平成２８年度
まちづくりプログラム論文集

Master's Thesis

２０１７年３月

政策研究大学院大学
政策研究科
National Graduate Institute
for Policy Studies

概　要　目　次

知財コース

須澤　健太郎 （東京ガス株式会社）	修士（公共経済学）	農産物の売上高向上と地域団体商標登録戦略について ～出荷量との関係に着目して～	…… 19

まちづくりプログラム

上村　和也 （奈良県庁）	修士（政策法学）	所有者不明土地の要因分析と改善方策に関する研究	…… 23
大岡　友輔 （独立行政法人 住宅金融支援機構	修士（公共経済学）	不動産競売に係る制度改正の実証分析 ～一般不動産売買との比較を通じて～	…… 27
岡田　達也 （衆議院事務局）	修士（公共政策）	住居系地域におけるコンビニエンスストアの立地が周辺に与える 影響に関する研究 ― 第一種低層住居専用地域における建築基準法第48条許可に関する 一考察 ―	…… 31
岡田　泰之 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	線路近接地への保育施設等開業が周辺地域に与える影響について	…… 35
落合　和司 （西武信用金庫）	修士（政策法学）	相続税の財産評価方法の特殊性が賃貸住宅市場に与える影響	…… 39
鴨志田　将 （海老名市役所）	修士（公共政策）	医療費助成制度の助成制限、救急電話相談等が小児二次救急医療機関の コンビニ受診に与える影響について	…… 43
髙田　拓元 （高岡市役所）	修士（公共政策）	介護事業者の不正行為を防止する取組とモニタリング効果の検証	…… 47
髙橋　雄貴 （練馬区役所）	修士（公共政策）	育児・介護休業法の改正に伴う短時間勤務制度の創設が就業継続 および採用等に与える影響について	…… 51
中本　アンドルー （川口市役所）	修士（公共経済学）	住居系地域との比較による商業系地域における 小規模公園による地価への影響	…… 55
林　歓太郎 （京都市役所）	修士（公共政策）	景観政策が地価に与える影響について ～京都市を事例として～	…… 59
深谷　昌代 （岐阜県庁）	修士（公共経済学）	防犯カメラの設置による窃盗犯罪の抑止効果について －大阪市を事例として－	…… 63

藤田　幸夫 （石川県庁）	修士（公共経済学）	老朽家屋等の外部不経済と行政による対策のあり方について	……　67
堀江　和輝 （坂東市役所）	修士（公共政策）	生活保護基礎控除額増額による就労促進効果について ～茨城県坂東市を事例として～	……　71
宮森　剛 （国土交通省）	修士（公共経済学）	環境性能表示義務はマンションの環境性能を上げるか？ ～広告時の性能見える化と企業の行動変容に関する実証分析～	……　75
村里　亮 （長崎県庁）	修士（公共経済学）	地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響について	……　79
森　浩光 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（政策法学）	これからのまちづくりに「大街区化」をどう活かすか ―　現状分析と政策提言　―	……　83
四辻　香織 （東京都庁）	修士（公共経済学）	検査済証の有無が住宅市場に与える影響について	……　87

論　文　目　次

知財コース

須澤　健太郎 （東京ガス株式会社）	修士（公共経済学）	農産物の売上高向上と地域団体商標登録戦略について ～出荷量との関係に着目して～	…… 91

まちづくりプログラム

上村　和也 （奈良県庁）	修士（政策法学）	所有者不明土地の要因分析と改善方策に関する研究	…… 115
大岡　友輔 （独立行政法人 住宅金融支援機構	修士（公共経済学）	不動産競売に係る制度改正の実証分析 ～一般不動産売買との比較を通じて～	…… 153
岡田　達也 （衆議院事務局）	修士（公共政策）	住居系地域におけるコンビニエンスストアの立地が周辺に与える 影響に関する研究 ― 第一種低層住居専用地域における建築基準法第48条許可に関する 一考察 ―	…… 179
岡田　泰之 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	線路近接地への保育施設等開業が周辺地域に与える影響について	…… 213
落合　和司 （西武信用金庫）	修士（政策法学）	相続税の財産評価方法の特殊性が賃貸住宅市場に与える影響	…… 233
鴨志田　将 （海老名市役所）	修士（公共政策）	医療費助成制度の助成制限、救急電話相談等が小児二次救急医療機関の コンビニ受診に与える影響について	…… 283
髙田　拓元 （高岡市役所）	修士（公共政策）	介護事業者の不正行為を防止する取組とモニタリング効果の検証	…… 325
髙橋　雄貴 （練馬区役所）	修士（公共政策）	育児・介護休業法の改正に伴う短時間勤務制度の創設が就業継続 および採用等に与える影響について	…… 349
中本　アンドルー （川口市役所）	修士（公共経済学）	住居系地域との比較による商業系地域における 小規模公園による地価への影響	…… 403
林　歓太郎 （京都市役所）	修士（公共政策）	景観政策が地価に与える影響について ～京都市を事例として～	…… 433
深谷　昌代 （岐阜県庁）	修士（公共経済学）	防犯カメラの設置による窃盗犯罪の抑止効果について －大阪市を事例として－	…… 457

藤田　幸夫 （石川県庁）	修士（公共経済学）	老朽家屋等の外部不経済と行政による対策のあり方について	…… 483
堀江　和輝 （坂東市役所）	修士（公共政策）	生活保護基礎控除額増額による就労促進効果について ～茨城県坂東市を事例として～	…… 511
宮森　剛 （国土交通省）	修士（公共経済学）	環境性能表示義務はマンションの環境性能を上げるか？ ～広告時の性能見える化と企業の行動変容に関する実証分析～	…… 533
村里　亮 （長崎県庁）	修士（公共経済学）	地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響について	…… 577
森　浩光 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（政策法学）	これからのまちづくりに「大街区化」をどう活かすか ―　現状分析と政策提言　―	…… 613
四辻　香織 （東京都庁）	修士（公共経済学）	検査済証の有無が住宅市場に与える影響について	…… 637

概　要

知財コース

農産物の売上高向上と地域団体商標登録戦略について～出荷量との関係に着目して～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム　知財コース
MJU16707 須澤 健太郎

1. はじめに

特色ある地域づくりの一環として振興されている地域ブランドを商標権として保護し、地域活性化に資するために 2005 年に商標法が改正され、2006 年に地域団体商標制度が設立された。地域ブランドは地域名と商品・役務名から構成されるものが多いが、同改正以前の商標法においては、地域名と商品名からなる商標について全国的な知名度を有する場合や他の図形等と組み合わせた場合でない限り、商標登録が認められておらず、発展段階におけるブランドを保護するのに必ずしも適切な制度となっていないと指摘されていた。これを受けて、地域名と商品・役務名から構成される商標について、一定の範囲で周知となった場合には、一定の要件を満たしている団体に「地域団体商標」として登録を認めると共に、その商標を使用していた第三者の営業活動の支障とならないよう、商標権の効力について一定の制限を設けるものが、2005 年の商標法改正である。

2017 年 1 月 31 日現在で 600 件の地域団体商標が登録されている。この登録されている地域団体商標については、温泉地のように商品・役務の生産地から離れた場所での提供が困難な商品・役務に関する地域団体商標と、農産物のように提供が可能な商品・役務に関する地域団体商標に分類することができる。

2. 研究の背景

地域団体商標として登録されている温泉の場合、登録の効果については、産業の発達に寄与していないどころか、取得していないところと比較してマイナスの影響があることを示す研究が存在する。温泉地のように商品・役務の生産地から離れた場所での提供が困難ではなく、流通する市場が日本全国に存在し、生産地と離れた場所での消費が可能な商品・役務であれば地域団体商標登録の異なる効果を持つと考えたため、そのような特徴を持つ農産物を題材にその効果について研究した。

3. 研究のアプローチ

登録の効果について、下記の三仮説を想定した。計量分析、生産者団体へのヒアリング及びゲーム理論を用いてその仮説を検証した。

① 地域団体商標登録は、出荷量の増加に有効ではないか。
② 登録後年数が経過するほど、その効果が大きくなるのではないか。
③ もともと出荷量が大きい団体ほど、登録の効果が大きくなるのではないか。

想定した仮説について、計量分析、生産者団体へのヒアリング及びゲーム理論を用いて検証し、考察結果から提言を検討した。

4. 計量分析

4-1. 計量分析に使用したデータ

商品: みかん。みかんについては、地域団体商標登録をしている生産者団体(農業協同組合。以下農協と記載する)が複数存在し、かつ同一県内で商標を登録している農協と登録していない農協が存在しているためである。

使用したデータ: 生食用みかんの農協別出荷量(2004 年度以降卸売市場向け)の、2004 年度出荷量(卸売市場向け)に対する比率。地域団体商標は 2006 年度に設立された制度のため、2004 年度以降の出荷量データを使用した。研究の趣旨からすれば売上高のデータを使うべきであるがデータを入手できなかったため、本研究ではその代理変数として出荷量を使用した。

データ入手先の農協: 地域団体商標を登録している農協 5 組合と、所在地が同一県にあるもののみかんを地域団体商標登録していない農協 8 組合の計 13 組合。なお、この 13 組合の所在地は、静岡、愛知、和歌山、愛媛の 4 県である。

4-2. 計量分析結果

ある農協が地域団体商標を登録する前と後でどのように出荷量が変わったかを見るため、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を実施した。結果は次のとおりである。

(1)仮説①の検証

推計式: ratio = β_0 + $\beta_1$rtm_acq + $\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay + u

$\beta_1$rtm_acq がトリートメント説明変数であり、$\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay がコントロール説明変数である。

各変数の意味は次のとおりである。

ratio(被説明変数): 農協出荷量対 2004 年度比。i 年度の j 農協の出荷量÷2004 年度の j 農協の出荷量。

rtm_acq: 地域団体商標登録ダミー。i 年度において j 農協が地域団体商標を登録していれば 1、していなければ 0。

dA_i: 年度ダミー。i 年度であれば 1、i 年度でなければ 0 のダミー変数。(年度: 2004～2015)

dB_k: 農協所在地ダミー。静岡、愛知、和歌山、愛媛の四県。

ay: 2004 年度からの経過年数。2004 年度が 0、2005 年度が 1、2006 年度が 2 となり、年度の経過と共に 1 ずつ増加する。

推計結果は表 1 のとおりである。

表 1 仮説①の推計結果

説明変数	rtm_acq
意味	地域団体商標登録ダミー
係数	0.0941**
標準偏差	0.0369
t 値	2.55
P 値	0.012

コントロール説明変数: 省略

R^2= 0.7568、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

地域団体商標登録は、出荷量増加と正の相関を持つ。

(2)仮説②の検証

推計式: ratio = β_0 + β_1 rtm_acq + $\beta_2$years_passed×rtm_acq + $\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay + u

$\beta_1$rtm_acq + $\beta_2$years_passed×rtm_acq がトリートメント説明変数となり、$\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay がコントロール説明変数となる。

ratio(被説明変数): (1)の定義と同様。

rtm_acq: (1)の定義と同様。

years_passed: 地域団体商標経過年数。j 農協の地域団体商標が登録された年度を 1 とした経過年数。未登録の年度は 0。

推計結果は表 2 のとおりである。

表 2 仮説②の推計結果

説明変数	rtm_acq	years_passed×rtm_acq
意味	地域団体商標登録ダミー	地域団体商標経過年数×地域団体商標登録ダミー
係数	0.0155	0.0221***
標準偏差	0.0440	0.00720
t 値	0.35	3.06
P 値	0.726	0.003

コントロール説明変数: 省略

R^2= 0.7735、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

地域団体商標登録直後には出荷量は増加しないものの、登録後に 2%/年ずつ増加することが推計された。

(3)仮説③の検証

推計式: ratio = β_0 + β_1 rtm_acq + $\beta_3$years_passed×pro + $\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay + u

$\beta_1$rtm_acq + $\beta_3$years_passed×pro がトリートメント説明変数となり、$\Sigma\beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\beta_{5k}dB_k$ ×ay がコントロール説明変数となる。

ratio(被説明変数): (1)の定義と同様。

rtm_acq: (1)の定義と同様。

years_passed: (2)の定義と同様。

pro: 農協規模。2006 年度の農協の出荷量(単位: 1 万 t)。

推計結果は表 3 のとおりである。

表 3 仮説③の推計結果

説明変数	rtm_acq	years_passed×pro
意味	地域団体商標登録ダミー	地域団体商標経過年数×農協規模
係数	0.0360	0.00712***
標準偏差	0.0401	0.00223
t 値	0.90	3.19
P 値	0.371	0.002

コントロール説明変数: 省略

R^2= 0.7748、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

地域団体商標登録直後には、出荷量は増加しないものの、登録後の年数経過と共に効果は増大し、増大する効果は農協規模が大きくなるほど大きくなることが推計された。

5. 考察

5-1. 登録と出荷量増加の関係

地域団体商標の登録と、出荷量の増加には正の相関がある。これは相関関係であって、因果関係を明示するものではない。ただ、本研究の実証分析結果からは、登録が出荷量の増加をもたらしたと考えるのが妥当である。I)地域団体商標登録が出荷量の増加をもたらした、II)地域団体商標の登録前は出荷量が増加傾向にはないが、将来の出荷量増加を見込んだ農協が、地域団体商標を登録した、III)地域団体商標登録前から出荷量が増加傾向にあった農協が、将来の出荷量の継続的な増加を見込んで地域団体商標を登録した、を考えることができる。II)の可能性は、4-2. (2)の仮説②の検証結果より、低いと考えられる。加えて、III)の可能性は、同一県内の各県において農協の出荷トレンドに大きな差がなかったため農協トレンドを県トレンドで代用できると考えられること及び農協トレンドの代わりとしての県トレンドを推計式に含んでコントロールしていることから、排除できる。よって、I)の可能性が高い。

出荷量の増加は、商標権の登録効果が事業用に購入する消費者に商標権の効力と、商標の 3 機能(出所表示機能、品質保証機能、及び広告宣伝機能)が機能したためと考えるのが妥当である。一般消費者がみかんを買う際には登録しているかは意識せず購入していると考えられるが、一般消費者より事業用に購入する消費者に訴求したと考えた。農協へのヒアリングで、訴求力は最終消費者よりその農産物を購入する食品メーカーに対して大きいと聞いた事実と、特許庁へのヒアリングにおいて、伝統産業品の百貨店納入の際に生産者が百貨店に登録を求められた例があると聞いた事実があるため、商標登録による訴求力が大きいのは事業用に購入する消費者と考えるのが自然である。

商標権の効力については、商標法 25 条に規定され、他人のその使用を禁止、排除することができるようになっている。商標権の効力により、商標権を侵害する生産者を市場から退出させやすくすれば、ブランドの毀損が生じなくなり、消費者需要が増え、出荷量が増加する。商標権の効力の事例として、農協名入りのダンボールがホームセンターで売られていたのを地域団体商標登録後に差止めたというのがあり、商標権の効力が発揮される事例があることを踏まえると、商標権の効力が需要の増加に繋がると考えるのに妥当性がある。

3 機能(出所表示機能、品質保証機能、広告宣伝機能)とは、紋谷によれば次のような機能である。商標の出所表示機能とは、当該商品・役務の提供者の製造、販売または提供にかかる商品・役務であることを表示する機能であり、商標が商品・役務を識別することによって、間接的にその出所を表示するものである。品質保証機能については、商品・役務の優秀性ないし特異性について同一商標が付されているものにはつねに同一であることを消費者が期待し、他方事業

者も、この期待にこたえて努力するという効果を持つ。広告宣伝機能については、商標・役務に使用されることによって消費者に記憶され商品・役務の広告作用を伴う機能である。商標はこれらの 3 種の機能を有し、使用されることを通じてこれらの機能が現実に発揮され、顧客吸引力を獲得して財産的価値を帯有し、かつ、消費・役務の販売促進、すなわちみかんの場合であればみかんの出荷量増加に寄与するものとされている。

上述の、伝統産業品の百貨店への納入時に登録を求められた件、及び、他のみかん産地が県内にある中で、他との差別化要因として地域団体商標を登録している点が評価され、学校給食に使用されたという事例は、出所表示機能と品質保証機能が機能した事例と考えた。

最後に、広告宣伝機能について考える。登録によって、テレビ等のメディアに取り上げられる回数が増えた旨複数の農協からヒアリングで聞いた。メディアで取り上げられる回数が増えれば、消費者の認知度が高まる。よって、商標権の効力及び商標の 3 機能が需要の増加に繋がると考えることができる。

以上より、実証分析において内生性が存在した可能性を排除できた。想定したシナリオ I)については、商標制度の効力や 3 機能、ヒアリングで聞いた内容とも整合性が取れているため、地域団体商標の登録が出荷量の増加にプラスの効果を持つと考えた。

5-2. 経過年数と出荷量増加の関係

登録の効果が浸透するには時間がかかるため、登録後の年数経過と共に、認識する消費者が増え、出荷量増加に繋がったと考えた。

5-3. 生産者の規模と出荷量増加の関係

出荷量が大きく消費者が商品を目にする機会が多くなればなるほど、登録の効果は消費者に浸透しやすいため、広告宣伝機能により出荷量の増加に繋がったと考えた。

6. 提言

考察結果を受け、下記のとおり提言する。

① 登録後の経過年数と共に出荷量が増加する効果は増えるため、商品・役務の周知性を説明でき、また、登録による効果が登録の費用を上回ることを期待できる生産者団体は、地域団体商標を早めに申請することが望ましい。

② 特許庁は、その成功事例等を活用してその効果に対する理解をより増進するような形で、本制度の周知を深化させることが望ましい。登録していない農協のヒアリングで、制度そのものや、効果が知られていないことがわかったためである。

③ 出荷量の大きい団体のほうがその登録の効果が大きいため、出荷量の大きい団体へ確実に周知される必要がある。

7. 参照文献

鹿児島直人(2015)「平成 26 年特許法等の一部を改正する法律における商標法の改正の概要」特技懇 276 号 19 ページ

経済産業省 特許庁 (2016) 地域団体商標事例集

佐藤洋介「地域団体商標権は地域ブランドの発達に寄与しているか」2012 年度政策研究大学院大学修論

特許庁総務部総務課制度改正審議室(2005)平成 17 年商標法の一部改正産業財産権法の解説

特許庁ホームページ地域団体商標登録案件一覧

特許庁(2012)工業所有権法(産業財産権法)逐次解説[19 版]、1372-1373

紋谷暢男(2012)『知的財産権法概論第 3 版』

Peel, M. C., Finlayson, and McMahon, (2007) "Updated world map of the Koeppen-Geiger climate classification Hydrol. Earth Syst. Sci., Copernicus Publications, 11, 1633-1644

概　要

まちづくりプログラム

所有者不明土地の要因分析と改善方策に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16701　上村　和也

1　はじめに

わが国では、人口減少や産業構造の変化等を背景として、空き地、空き家、工場跡地、耕作放棄地、管理を放棄された森林など、土地の低利用や未利用が拡がっており、土地という国土資源が効率的に活用されていない状況が生じている。このような、低・未利用地の増加は、地域住民の生活環境に弊害をもたらすのみならず、社会経済厚生の損失につながる。

近年、行政や民間事業者等が低・未利用地の活用に乗り出しつつあるが、そもそも土地の所有者が判明しない、または判明しても連絡がつかないため、土地の売買や賃貸借の交渉ができない、所有者不明土地に関する問題が顕在化している。所有者不明土地は、所有者を探索する費用が追加的に必要となり、取引費用が増大する要因となる。

本稿では、所有者不明土地の要因分析と現行制度の問題に焦点を当て、理論分析と実証分析により所有者不明土地を把握する制度の効果分析を行い、現行制度の具体的な問題点とその改善策について論じる。また、所有者不明土地であることが確定した土地について、その活用のための方策についても論じる。

2　所有者不明土地の概要

2.1　所有者不明土地の現状

国土交通省の「平成 27 年度土地所有・利用概況調査報告書」によると、全国の行政面積から所有者が明確な土地面積を差し引くと「その他の土地」となり 28.2%を占める。国や地方公共団体は、全国の行政面積のうち約 30%の土地所有者情報を把握できていない状況にある。都道府県行政面積に占める所有者不明土地面積の割合を 4 区分し、図 1 として全国地図に色分けした。

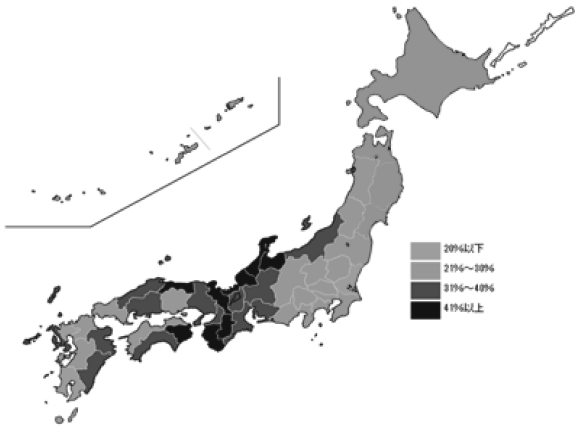


図1　都道府県行政面積に占める所有者不明土地面積の割合
（国土交通省『平成27年度土地所有・利用概況調査報告書』により作成）

2.2　所有者不明土地が引き起こす問題

所有者探索費用の増大（取引費用の増大）および土砂災害の発生など、所有者不明土地を放置することにより生じる問題（外部不経済の発生）である。

2.3　所有者不明土地の要因分析

2.3.1　相続を原因とする所有権移転登記の未了

農村部など、土地の資産価値が低い場合、登記費用が登記便益を上回るため、合理的な相続人は、所有権移転登記を行わない。つまり、土地登記簿に記載されている所有者が現在の所有者と異なる状況になること、または土地登記簿に記載されている所有者は現在もその土地を所有しているが、その所在が不明で連絡がつかない状況になることにより、所有者不明土地となる。農林水産省が行なった、相続未登記農地等の実態調査によると、2016 年 8 月時点で、全国の相続未登記農地は約 47.7 万 ha、相続未登記農地のおそれのある農地は 45.8 万 ha であり、山形県の面積（93.2 万 ha）に相当することが判明した。

2.3.2 国および地方公共団体の土地所有者情報の管理不十分

わが国には、土地の所有および利用実態を把握するための一元的な土地基盤情報が存在しない。第一に、国土利用計画法に基づく許可および届出の管理不十分について、権限の主体が全区域とも都道府県知事（政令市長）となっており、国が一元的に土地取引情報を管理していないため、全体像が把握できないという問題がある。さらに、贈与、相続等は投機性が認められないので、届出は不要であり、全ての大規模土地取引を把握できない。第二に、目的別土地所有者台帳間の整合性が取られていないことを挙げる。土地登記簿、農地台帳、森林簿等、目的別の各種土地所有者台帳はあるが、その内容や精度は統一的ではなく、国土の所有および利用の情報を一元的に把握できる状態ではない。

3　所有者を把握する制度の理論分析

3.1　所有者不明土地を把握する制度の概要

3.1.1　土地登記制度の概要

土地の登記（表示に関する登記および権利に関する登記）は、一筆の土地ごとに行われ、所有者、地番等が記録される表題部と、所有権、抵当権等の権利の変動が記録される権利部に分かれる。また、登記所には、地図を備え付けなければならないとされている。不動産登記の役割には、私的な機能として、権利の内容、変動、および対象物の明示により、私人の任意の申請により登記された私人の権利を保護するという機能と、公的な機能として、①固定資産税の所有者情報の把握に使われていること 、②地籍調査の結果が登記所に送付され、登記内容に反映されることがある。

現行の土地登記制度の問題として、登記が不完全な位置づけで年代ものの記録のままになっており、登記不全に陥っていることが挙げられる。

3.1.2　地籍調査の概要

地籍調査とは、地籍調査は、毎筆の土地について、その所有者、地番、地目、筆界および地積を明確化し、その結果を地籍図および地籍簿にまとめ上げ、これを土地登記簿および登記所備付地図に反映させるものである。

地籍調査を実施する利点として、土地境界をめぐるトラブルの未然防止、登記手続の簡素化および費用縮減、土地の有効活用の促進、公共事業の効率化および費用縮減、災害復旧の迅速化、課税の適正化および公平化などがある。

地積調査は 1951 年から実施されているが、2016 年 3 月時点の国有林等を除く、すべての要調査面積に対する進捗率は 51%であり、特に林地に対する進捗率は 44%に止まっている。

地籍調査が進捗しない要因として、調査に多くの時間と労力を要すること、調査の実施が困難な都市部等の地域へと対象地域が移行してきていること、所有者の高齢化や不在村化が進み、立ち会いが困難となっていること、さらには、登記所の公図の精度が極端に低く、境界確認の基礎資料とするのが困難であることなどがある。

3.1.3 当事者同士の交渉

コースの定理の含意から、土地登記制度および地籍調査により土地取引費用を極小化することにより、市場の失敗を防ぐことができると考える。

3.1.4 土地登記制度と地籍調査の補完的関係

土地の資産価値が相対的に高い都市部では、登記の便益が登記の費用を上回るケースが多く、自主的に登記される可能性が高い。しかし、土地の資産価値が相対的に低い農村部では、登記の費用が登記の便益を上回るケースが多く、合理的な選択は登記をしないこととなる。他方、地籍調査は、国土調査として、土地資産価値に関わらず、全国的に実施されており、DID 地区(24%)より、農地(73%)や林地(44%)の方が進んでいるという実態がある。都市部では、土地の細分化、権利関係の複雑化等により、地籍調査の実施には多くの費用と期間を要することが主たる原因であると考えられる。

このことから、土地登記制度は都市部に、地籍調査は農村部に、それぞれ土地所有者を把握する制度として相対的効果があると考える(図 2)。

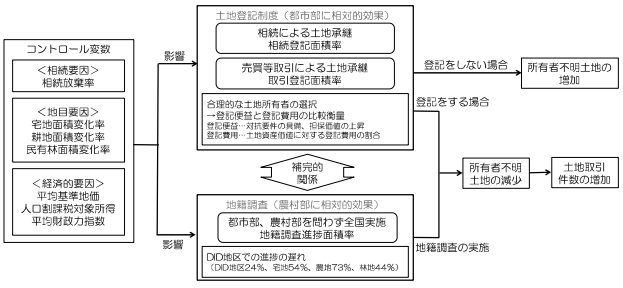


図2 土地登記制度と地籍調査の補完的関係

3.2 土地登記制度の理論分析

土地登記が正確に行われている土地は、所有者、地籍、地目、その他権利関係を調べる必要が生じた際、低廉な費用で調べることができる。

自主的に登記が行われるかについて、経済理論を用いて図示すると、図 3 となる。限界費用とは、登記にかかる費用(登録免許税等)の追加的な増分のことである。簡素化するため、限界費用は一定としている。

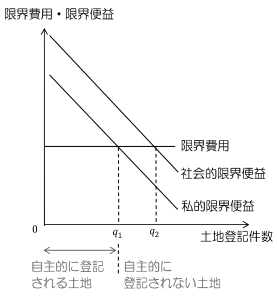


図3 自主的登記分岐点の理論図

また、私的限界便益とは、登記による対抗要件力や土地の担保価値の上昇をいう。さらに、私的限界便益に表題登記の機能である所有者台帳としての便益を足し合わせたものを社会的限界便益とする。

個人や民間事業者が土地の登記をする目的は、私的限界便益を満たすことにある。つまり、限界費用曲線と私的限界便益曲線が交差する点が、自主的登記分岐点となる。

3.3 地籍調査の理論分析

地籍調査の効果について、経済理論を用いて図示すると、図 4 となる。取引費用とは、土地の所有者が不明な場合の探索のための費用や土地の境界が不明確な場合の交渉費用をいう。地籍調査を実施することで、土地の供給サイドには、自らの費用負担により土地の境界等を確定させる必要がなくなること、さらに、土地の境界が不明確な場合と比して土地の資産価値が相対的に上昇し、売却先を探す費用を減少させることができるため、取引費用が低減すると考えられる。また、土地の需要サイドには、地籍調査により土地の所有者や境界が明確になるため、自らの費用負担により所有者の探索や測量等を行う必要がなくなること、さらに、権利関係が明確となるため、将来の所有権確認訴訟等のリスクを回避できることなどの理由により、取引費用が低減すると考えられる。

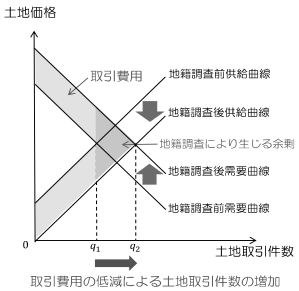


図4 地籍調査による効果の理論図

つまり、地籍調査の実施は、需要および供給の双方の取引費用を低減する効果があり、土地の取引件数を増加させ、社会的余剰が増加すると考えられる。

4 所有者不明土地を把握する制度の実証分析

4.1 分析の目的と方法

第一段階として、相続登記と地籍調査がどのような要因に影響を受け、実施されるのかについて検証を行う。第二段階として、相続登記の実施と地籍調査の進捗が所有者不明土地の面積を減少させる効果があるか(仮説 1)を検証し、第三段階として、所有者不明土地の減少は土地取引を活性化させるか(仮説 2)について、統計的手法を用いて実証分析を行う。

分析方法は、2006 年から 2015 年の 10 年間のデータを都道府県別パネルデータとして作成し、固有の要因をコントロールするため、固定効果モデルにより推計を行なう。面積等のストックのデータは、変化率の概念を用いてフローデータと整合性が取れるよう設定し、被説明変数と説明変数の同時性の問題について、地目要因や経済的要因など、被説明変数に影響すると考えられるコントロール変数を用いることで対処する。

4.2 分析に用いるデータの説明

分析に用いる説明変数、被説明変数およびコントロール変数の説明を、表 1 として示す。また、基本統計量の提示は省略する。

表1 変数の説明

変数	説明	出典等
所有者不明土地面積変化率	所有者不明土地面積変化率＝行政面積－（国有地＋公有地＋民有地＋河川等）／行政面積	土地所有・利用概況調査報告書
相続登記面積率	相続登記面積／民有地面積 ※相続登記面積＝相続登記個数×（民有地面積／民有地総筆数）	登記統計／固定資産の価格等の概要調書
取引登記面積率	取引登記面積／民有地面積 ※取引登記面積＝取引登記個数×（民有地面積／民有地総筆数）	登記統計／固定資産の価格等の概要調書
地籍調査進捗面積率	地籍調査実施済み面積／地籍調査対象面積	国土交通省地籍整備課提供資料
相続放棄率	相続放棄の申述の受理件数／死亡者数	司法統計／人口動態統計
ln平均財政力指数	市町村別財政力指数の都道府県平均の対数値	地方財政状況調査関係資料
ln取引件数	毎年1月から12月の間に売買等により取引された土地の総件数の対数値	土地取引規制基礎調査
宅地面積変化率	宅地面積率＝民有地のうち宅地面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
耕地面積変化率	耕地（田・畑）面積率＝民有地のうち耕地面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
民有林面積変化率	民有林面積率＝民有地のうち山林面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
ln世帯数	地域内に属するすべての世帯数の対数値	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び
ln平均基準地価	全用途地価の平均値の対数値	都道府県地価調査
ln人口割課税対象所得	市町村別課税対象所得の合計／人口の対数値	市町村税課税状況等の調
t2006～t2015ダミー	2006年を基準年とするタイムダミー	－

4.3 相続登記面積率と地籍調査進捗面積率の要因分析

4.3.1 推計式

＜推計式 1＞

$$\text{相続登記面積率}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{相続放棄率}_{it} + \beta_2 \text{宅地面積変化率}_{it} + \beta_3 \text{耕地面積変化率}_{it} + \beta_4 \text{民有林面積変化率}_{it} + \beta_5 ln\text{世帯数}_{it} + \beta_6 ln\text{平均基準地価}_{it} + \beta_7 ln\text{人口割課税対象所得}_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

＜推計式 2＞

$$\text{地籍調査進捗面積率}_{it} = \beta_0 + \beta_1 ln\text{平均財政力指数}_{it} + \beta_2 \text{宅地面積変化率}_{it} + \beta_3 \text{耕地面積変化率}_{it} + \beta_4 \text{民有林面積変化率}_{it} + \beta_5 ln\text{世帯数}_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.3.2 分析結果と考察

推計結果を表 2 として示す。相続登記面積率については、農村部など相対的に土地の資産価値が低い場合、相続登記を行わないと考えられる。また、地籍調査進捗面積率については、地籍調査が各市町村の判断で実施しているものである。財政力指数が高い市町村ほど地籍調査に予算を措置することが可能となるため、地籍調査を実施するという判断がなされると考えられる。さらに、相続登記面積率にはマイナスに影響している民有林面積変化率が地籍調査進捗面積率にはプラスに影響している。これは、地籍調査の進捗が農村部で進みやすいと考えることができる。

表2 相続登記面積率と地籍調査進捗面積率の要因分析の推計結果

被説明変数	相続登記面積率	地籍調査進捗面積率
説明変数		
相続放棄率	-0.024（-3.34）***	—
ln平均財政力指数	—	0.003（2.64） **
宅地面積変化率	0.071（1.81） *	-0.136（-0.13）
耕地面積変化率	-0.021（-0.12）	0.005（2.37） **
民有林面積変化率	-0.030（-1.79） *	0.006（1.78） *
ln世帯数	0.027（2.22） **	-0.088（-4.85）***
ln平均基準地価	0.001（2.62） **	—
ln人口割課税対象所得	0.009（7.04） ***	—
t2015ダミー	-0.175（-3.10）***	0.049（1.91） *
t2014ダミー	-0.123（-2.29）**	0.044（1.79） *
t2013ダミー	-0.142（-2.69）***	0.039（1.63）
t2012ダミー	-0.117（-2.65）***	0.027（1.34）
t2011ダミー	-0.114（-2.75）***	0.024（1.31）
t2010ダミー	-0.103（-2.78）***	0.001（0.08）
t2009ダミー	-0.116（-4.46）***	0.017（1.42）
t2008ダミー	-0.088（-3.84）***	0.013（1.31）
t2007ダミー	-0.059（-2.93）***	0.007（0.79）
定数項	-0.357（-2.12）**	1.212（4.87） ***
決定係数	0.405	0.191

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（ ）の数値はｔ値を示す。

4.4 仮説 1 の実証分析

4.4.1 推計式

＜推計式 3：モデル 1＞

$$\text{所有者不明土地面積変化率}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{相続登記面積率}_{it} + \beta_2 \text{地籍調査進捗面積率}_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

＜推計式 4：モデル 2＞

$$\text{所有者不明土地面積変化率}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{相続登記面積率}_{it} + \beta_2 \text{地籍調査進捗面積率}_{it} + \beta_3 \text{取引登記面積率}_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.4.2 分析結果と考察

推計結果を表 3 として示す。モデル 1 およびモデル 2 の推計結果によると、相続登記面積率および地籍調査進捗面積率がともに統計的に有意にマイナスを示した。このことから、相続登記の実施と地籍調査の進捗は、所有者不明土地面積を減少させる効果があると考えられる。また、それぞれの弾力性について、相続登記面積率の増加による所有者不明土地面積変化率の減少は、地籍調査進捗面積率の増加による所有者不明土地面積変化率の減少よりも弾力性が高く、所有者不明土地を減らす効果が相対的に大きいものと考えられる。

また、モデル 2 で説明変数とした取引登記面積率については、統計的に有意を示さなかった。

表3 仮説1の推計結果

被説明変数	所有者不明土地面積変化率	
説明変数	＜モデル１＞ 相続登記面積率・地籍調査進捗面積率	＜モデル２＞ 取引登記面積率を追加
相続登記面積率	-0.240（-2.34）**	-0.242（-2.33）**
地籍調査進捗面積率	-0.024（-2.88）***	-0.024（-2.73）***
取引登記面積率	—	-0.007（-0.15）
t2015ダミー	-0.002（-2.05）**	0.001（0.35）
t2014ダミー	-0.002（-2.02）**	0.001（0.42）
t2013ダミー	-0.002（-1.62）	0.001（0.45）
t2012ダミー	-0.000（-0.03）	0.003（1.42）
t2011ダミー	-0.001（-1.25）	0.002（1.03）
t2010ダミー	-0.002（-1.71）＊	0.000（0.15）
t2009ダミー	-0.000（-0.60）	0.000（0.14）
t2008ダミー	-0.000（-0.60）	-0.001（-0.70）
t2007ダミー	-0.000（-0.19）	-0.000（-0.30）
定数項	-0.006（-2.66）***	-0.006（-2.40）**
決定係数	0.069	0.069

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（ ）の数値はｔ値を示す。

4.5 仮説 2 の実証分析

4.5.1 推計式

＜推計式 5＞

$$ln\text{取引件数}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{所有者不明土地面積変化率}_{it} + \beta_2 ln\text{世帯数}_{it} + \beta_3 ln\text{平均基準地価}_{it} + \beta_4 ln\text{人口割課税対象所得}_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.5.2 分析結果と考察

推計結果を表 4 として示す。推計結果によると、所有者不明土地面積変化率は、統計的に有意にマイナスを示した。このことから、所有者不明土地は、土地取引を阻害すると考えられる。仮説に則ると、所有者不明土地の減少は、土地の取引費用を低減させ、土地取引を活性化すると言える。また、土地取引件数は経済的要因に強く影響を受けることが分かる。

表4 仮説2の推計結果

被説明変数	ln取引件数	
説明変数		
所有者不明土地面積変化率	-0.091（-2.56） **	
ln世帯数	0.439（1.11）	
ln平均基準地価	0.108（2.43） **	
ln人口割課税対象所得	1.426（6.27） ***	
t2015ダミー	-0.145（-3.76） ***	
t2014ダミー	-0.136（-3.69） ***	
t2013ダミー	-0.091（-2.46） **	
t2012ダミー	-0.160（-5.38） ***	
t2011ダミー	-0.192（-6.92） ***	
t2010ダミー	-0.159（-6.28） ***	
t2009ダミー	-0.221（-12.23）***	
t2008ダミー	-0.158（-10.06）***	
t2007ダミー	-0.076（-5.41） ***	
定数項	-7.218（-1.30）	
決定係数	0.660	

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（ ）の数値はｔ値を示す。

4.6 分析結果のインプリケーション

実証分析において、仮説どおりの結果が得られたが、実際に相続登記を増加させるためには、登記の便益が登記の費用を上回るように政策を講じなければならず、地籍調査についても、予算を措置するなど、政策判断が必要となる。そのため、次章で両制度の改善方策について論じる。

5 所有者不明土地を把握する制度の改善方策

5.1 土地登記インセンティブの強化

①登録免許税による、土地取引および登記を阻害する効果を排除するため、登録免許税を撤廃すること、②登記オンライン申請システムの改善により、本人申請割合を増加させる。いずれの改善方策も、登記にかかる費用を低減することに主眼がある。

①については、経済理論に照らすと、不動産登記制度を維持するために必要な実費については、登記手数料として徴収することが正当化され、登録免許税は取引および登記を阻害する税制であるため、認められない。

②については、オンラインによる登記申請は、全ての申請数の約 40%にとどまる 。申請自体が煩雑であること、添付書類等が多いこと、システムの稼働日および時間が限定されていることなどを改善しなければならない。

5.2 地籍調査の改善

地籍調査は、政府の限られた予算制約の中で、最大の効果を発揮できるようにしなければならない。都市部では土地の取引が流動的であり、取引の際に登記が行われる。また、土地を相続した場合も、土地の資産価値が相対的に高いことにより、自主的登記機能が働く。そのため、DID 地区を対象とする地籍調査の実施を見直し、DID 地区以外の宅地や農地等の調査に予算を配分する方が、費用対効果の観点から望ましい。

また、地籍調査の立会人資格を登記実務と同様の範囲に限定し、地籍調査の進捗を図る必要がある。

5.3 土地基盤情報の整備

国および地方公共団体が土地の所有者情報を一元的に管理する土地基盤情報の整備が必要である。

現在、最も土地所有者情報を正確に把握している所有者台帳は、固定資産課税台帳である。しかし、課税庁の調査により知り得た情報は、原則として地方税法 22 条に規定する秘密に該当するため、守秘義務があり、公用であっても税務所管課外への提供は許されない。そのため、地方税法に固定資産税台帳の情報を土地所有者把握のために用いることを、目的規定として追加することを提言する。

また、国土利用計画法に基づく許可および届出について、国が情報を一元的に管理する必要がある。少なくとも、国土利用計画法に基づく規制区域、監視区域および注視区域の土地の売買届出については、政府の主導で売買情報を捕捉しなければならない。また、それ以外の土地取引については、市町村の届出情報を取りまとめ、データベース化する。また、届出インセンティブの強化のため、無届および虚偽の届出の処罰を徹底する。

5.4 土地基盤情報の公開

土地基盤情報について、土地取引の際、簡易な手法でアクセスすることが可能となれば、低廉な費用で所有者を探索することができるため、取引費用の低減につながる。土地基盤情報を原則として公開とするが、個人情報保護の観点について、検討が必要である。この点について、不動産登記簿は公開情報であり、すでにウェブ上での閲覧も可能となっており、土地所有者の氏名や住所が公開されていることに鑑みると、土地基盤情報についても、その限りで公開することは可能である。また、土地の公益性に着目すると、公開により得られる利益が、公開により生じる損失を上回ると考える。

6 所有者不明土地を活用する制度の概要と改善方策

6.1 所有者不明土地を活用する制度の概要

所有者不明土地を活用するための現行の個別制度については、①民法の不在者財産管理人制度および相続財産管理人制度、②土地収用法の不明裁決制度、③都道府県知事の裁決による、森林の路網整備および間伐の実施、④都道府県知事の裁定による、遊休農地の活用など、個別の目的に関して、所有者不明土地の場合の取り扱いが定められている。

6.2 土地の寄付と土地所有権の放棄

6.2.1 土地の寄付について

土地所有者が所有を希望しなくなった土地について、固定資産税の物納や地方公共団体への寄付を希望するケースがある。しかし、行政が個人からの土地の寄付を受け取るのは、道路用地など公共的な利用見込みのあるごく一部の事例に限られているという現状がある。

土地という資産の性質を考慮して、最終的には公的に管理をする必要がある。

6.2.2 土地所有権の放棄について

所有者のない不動産は国庫に帰属する(民法 239 条 2 項)とされるが、不動産の所有権の放棄は、行政実務において認められていない。また、所有権放棄一般について判示した判例もない。しかし、土地所有権を放棄できず、かつ、資産価値が低いため、売却もかなわない場合、所有者不明土地となり得る。

不動産の所有者は、所有者として処分権を有する以上、自由にその所有権を放棄することができるものと解する。また、所有権を放棄する場合は、放棄者の単独申請は許されず、所有権を取得する国または地方公共団体との共同での登記申請を条件とすると、所有者不明土地となることを防止することができる。

6.3 所有者不明土地を活用する新制度の創設

所在不明株主の株式売却制度、および休眠預金活用法の休眠預金の公益事業活用制度を参考に、所有者不明土地活用制度を創設する。想定している制度の流れは以下のとおりである。

所有者不明土地活用制度については、一定の手続きを経た後、所有者不明土地の真の所有者の意思に関わらず、当該土地を国または地方公共団体が管理し、活用できるものとする。①一定期間の調査により、所有者不明土地台帳を作成し、真の所有者またはその相続人等を探索する。②真の所有者またはその相続人等が判明した場合は、土地の所有の意思を確認する。また、所有者不明土地であることが確定した場合は、5 年間、公示送達の方法に則り、所有者を探索している旨を広く公示する。③真の所有者が寄付の意思を示す、または土地の所有権を放棄する場合は、国または地方公共団体が所有権を取得する。また、真の所有者からの意思表示がなく、公示から 5 年間が経過した場合は、国または地方公共団体に管理権が移る。ただしその場合、所有権は真の所有者にある。④国または地方公共団体は、この方法により管理権を取得した土地を、換価し、または現物のまま、公共のために活用することができる。具体的には、換価した場合は、休眠預金の公益事業への活用の例に則り、NPO 法人等への助成または貸付を行う。また、現物のまま、当該土地を活用しようとする者に使用権を付与することも可能とする。なお、基金の設立等により実施することも考えられる。

不動産競売に係る制度改正の実証分析～一般不動産売買との比較を通じて～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16702 大岡友輔

1.　はじめに(1)

不動産競売取引は物件内部を自由に閲覧することが困難である等の制度の歪みにより、一般の不動産市場における売買に比べて売却価格は低く抑えられていると言われている。これに対応するため、不動産競売制度については、2000 年代に複数の制度改正が行われてきている。

本稿においては、こうした不動産競売における複数の制度改正がもたらした効果に着目し、不落データを含めた不動産競売に係る多年度のデータを用い、制度改正が落札率、入札件数及び落札価格に与えた影響について実証分析を行った。さらに、不動産競売と任意売却及び一般不動産売買のデータを比較し、不動産競売と一般不動産売買との売却価格差が大きいことを明らかにした。

2.　不動産競売制度の主な改正事項

2.1　短期賃貸借保護制度の廃止

短期賃借権とは、建物については3 年以内の賃貸借契約であれば、契約期間内において、抵当権設定よりも後に設定された賃借権であっても、抵当権に対抗することができる権利である。本制度を悪用し、不動産競売を阻害してきた事例が多数存在したことから、2003 年の法改正によって廃止された。

2.2　最低売却価額制度の改正

従来は、不動産鑑定士の評価を元に最低売却価額が設定され、それ以上の価格での入札が無い場合にあっては、当該不動産競売を不成立とされていたが、2004 年の民事執行法改正において、最低売却価額を売却基準価額に改め、その８割以上の価格（買受可能価額）であれば競売を成立させることとなった。

2.3　インターネットを利用した情報提供の導入

競売に付された物件の内容について、従来においては競売が執行される裁判所に据え置かれる形により公開されていたが、2003 年の民事執行法改正により、インターネットを利用した情報提供の方法（以下、「BIT システム」という。）を利用したインターネットによる情報提供が広まった。

3.　不動産競売における制度改正が与える影響についての実証分析

3.1　検証する仮説

「制度改正が不動産競売の円滑化をもたらし、落札確率の上昇、競売案件ごとの入札件数の増加及び落札価格の上昇させたのではないか」との仮説のもと、実際の不動産競売におけるデータを用い、検証する。

3.2　データ

本稿では、データ制約の観点から、東京地方裁判所、千葉地方裁判所、横浜地方裁判所及びさいたま地方裁判所の本庁及び各支部で実施された競売事件を対象とし、これらの地域において、競売制度改正の前後を捉えた2001、2003、2004、2005 及び2009 年度において開札が行われた案件で、かつ居住用マンションに限定して分析を実施した。control 変数は、最寄駅までの距離、地裁ダミー、年度ダミー*最寄駅までの距離、専有面積、バルコニーダミー、総戸数、階数、総階数、建築後年数、SRC 造ダミー、管理費滞納ダミー、短期賃借権ダミー、賃貸借ダミー、第三者占有ダミー、最低売却価額を用いた。

3.3　推計モデル

制度改正による影響については、以下のモデルにより分析を行う。制度改正ダミーは、改正後であれば１を、改正前であれば0 を示すダミー変数であり、制度改正の効果を確認するため、モデル(a)、モデル(b)及びモデル(c)ともに、本変数の結果に着目する。なお、α は定数項を、 ε は誤差項を示す。

(a) $\mathrm{Pr}(\text{落札・不落ダミー}=1)=\mathrm{G}(\alpha_1+\beta_1$ 制度改正ダミー$+\sum\beta_2$ control 変数$)$

(b) $\mathrm{N}(\text{入札件数})=\alpha_2+\beta_3$制度改正ダミー$+\sum\beta_4$ control 変数$+\varepsilon_1$

(c) $\ln\mathrm{P}(\text{落札価格})=\alpha_3+\beta_5$制度改正ダミー$+\sum\beta_6$ control 変数$+\varepsilon_2$

(1) 本稿は論文の要約であるため、参考文献等については論文を参照されたい。

(a)のモデルは、制度改正が落札率へ及ぼす影響を分析するためのProbitモデルであり、関数Gは標準正規分布の分布関数を示す。被説明変数は落札・不落ダミーであり、落札された案件であれば1、不落であれば0を示すダミー変数である。(b)のモデルは、制度改正が入札件数へ及ぼす影響を分析するためのOLSモデルであり、被説明変数は入札件数である。(c)のモデルは、制度改正が落札価格へ及ぼす影響を分析するためのOLSモデルであるが、不動産競売においては、不落であった案件においては落札価格が確認されないため、落札されたデータだけを用いて分析する場合、セレクションバイアスが生じる。そこで、本稿においては、ヘーキットモデル及びスイッチング回帰モデルによる分析を実施した。

3.4 推計結果と考察

3.4.1 落札率

モデル(a)における推定結果は表-1のとおりである。BITシステム導入、短期賃貸借保護制度廃止については1%水準、最低売却価額制度改正については5%水準で統計的に有意に落札率が上昇したことが確認された。

3.4.2 入札件数

モデル(b)における推定結果は表-2のとおりである。モデル(b)において、BITシステム導入、短期賃貸借保護制度廃止については1%水準で統計的に有意に入札件数が増加したことが確認された。

3.4.3 落札価格

落札価格に関する推定結果は表-3のとおりである。ヘーキットモデルとスイッチング回帰モデルでは係数及び有意水準の差異はあるものの、双方のモデルおいて、落札価格は各制度改正によって上昇したことが確認された。

表-1 推定結果（落札率）

	落札・不落ダミー（限界効果）		
	係数		標準偏差
BITシステム導入ダミー	0.029255	***	0.006196
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	0.066619	***	0.008647
最低売却価額制度改正ダミー	0.018516	**	0.008258
最寄駅までの距離	-0.018095	***	0.001915
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.005268	**	0.002351
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	0.004448		0.003130
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	0.007213	**	0.003079
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.014541	***	0.003524
地裁ダミー（東京）	-0.015163	***	0.005761
地裁ダミー（さいたま）	-0.037347	***	0.008235
地裁ダミー（千葉）	0.016751	***	0.005795
専有面積	-0.000031	**	0.000014
バルコニーダミー	0.056560	***	0.014043
総戸数	0.000058	***	0.000022
階数	0.000130		0.000986
総階数	0.008565	***	0.001003
建築後年数	-0.003219	***	0.000212
SRC造ダミー	0.017912	***	0.006127
管理費滞納ダミー	-0.003490		0.004596
短期賃借権ダミー	0.020653	***	0.005972
賃貸借ダミー	0.013345		0.010503
第三者専有ダミー	-0.056804	***	0.014436
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	-0.000007	***	0.000002
補正R-square	0.1162		
観測数	17684		

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表-2 推定結果（入札件数）

	入札件数		
	係数		標準偏差
BITシステム導入ダミー	1.903679	***	0.177896
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	2.379518	***	0.210086
最低売却価額制度改正ダミー	0.030601		0.219975
最寄駅までの距離	-0.870920	***	0.071568
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.212098	**	0.089188
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	-0.092948		0.109304
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	-0.095886		0.104140
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.394543	***	0.123737
地裁ダミー（東京）	-0.618697	***	0.162440
地裁ダミー（さいたま）	-1.585154	***	0.196756
地裁ダミー（千葉）	-0.931440	***	0.179811
専有面積	-0.001564	***	0.000579
バルコニーダミー	1.879682	***	0.326402
総戸数	0.002243	***	0.000569
階数	0.265480	***	0.024215
総階数	0.322022	***	0.023669
建築後年数	-0.181952	***	0.006458
SRC造ダミー	0.797125	***	0.160113
管理費滞納ダミー	-0.089958		0.134943
短期賃借権ダミー	0.728060	***	0.198212
賃貸借ダミー	-0.788224	**	0.337954
第三者専有ダミー	-1.123583	***	0.278299
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	-0.000060		0.000071
定数項	5.360559	***	0.412418
補正R-square	0.1955		
観測数	17684		

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表-3 推定結果（落札価格）

ln 落札価格	(1)ヘーキットモデル			(2)スイッチング回帰モデル		
	係数		標準偏差	係数		標準偏差
BITシステム導入ダミー	0.282341	***	0.016143	0.274224	***	0.015923
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	0.225134	***	0.020806	0.203465	***	0.020136
最低売却価額制度改正ダミー	0.053663	***	0.018542	0.044911	**	0.018480
最寄駅までの距離	-0.153721	***	0.009202	-0.151109	***	0.008998
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.034621	***	0.008708	0.032975	***	0.008678
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	0.044249	***	0.010465	0.045308	***	0.010455
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	0.079261	***	0.010244	0.080165	***	0.010220
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.116136	***	0.011030	-0.106525	***	0.011007
地裁ダミー（東京）	0.170401	***	0.014186	0.178888	***	0.014094
地裁ダミー（さいたま）	-0.262416	***	0.017982	-0.249760	***	0.017753
地裁ダミー（千葉）	-0.082556	***	0.015483	-0.086751	***	0.015408
専有面積	0.001099	***	0.000056	0.001099	***	0.000056
バルコニーダミー	0.352132	***	0.031391	0.341300	***	0.031104
総戸数	0.000218	***	0.000050	0.000239	***	0.000049
階数	0.014580	***	0.002010	0.017198	***	0.001981
総階数	0.055114	***	0.002152	0.047512	***	0.001968
建築後年数	-0.038145	***	0.000865	-0.037329	***	0.000806
SRC造ダミー	0.036872	**	0.014544	0.042965	***	0.014208
管理費滞納ダミー	-0.120293	***	0.011428	-0.117233	***	0.011430
短期賃借権ダミー	-0.208417	***	0.017168	-0.216492	***	0.017069
賃貸借ダミー	-0.115248	***	0.028619	-0.117265	***	0.028619
第三者専有ダミー	-0.233947	***	0.024751	-0.215120	***	0.024451
ミルズ比	2.064336	***	0.108817			
落札率				-3.116898	***	0.159869
定数項	15.438230	***	0.047878	18.679220	***	0.139311
補正R-square	0.3331			0.3327		
観測数	15850			15850		

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

4. 不動産競売と任意売却及び中古不動産売買価格との価格差に関する実証分析

4.1 問題の背景と検証する仮説

不動産競売における落札価格について「一連の制度改正を経ても、任意売却及び一般の不動産売買価格に比べて低く抑えられているのではないか」との仮説のもと、不動産競売と任意売却及び一般不動産売買間における価格差について検証する。

4.2 データ

2012年から2014年における、東京都、千葉県、神奈川県及び埼玉県における1都3県で不動産競売、任意売却及び一般不動産売買により売却された居住用マンション物件の個別データを用いる。control変数として、都道府県ダミー、年次ダミー、最寄駅までの距離、専有面積、SRC造ダミー、総階数、階数、建築後年数、バルコ

ニーダミー、所有者占有ダミー、短期賃借権ダミー、賃貸借ダミー、第三者占有ダミーを用いた。

4.3 推計モデル

(d)のモデルは物件処分手段、(e)のモデルは経年変化、(f)のモデルは不動産競売における物件占有状態に着目して売却価格差を把握するための OLS モデルであり、α は定数項、ε は誤差項を示す。

(d) $\ln P(\text{売却価格}) = \alpha_4 + \beta_7 \text{競売ダミー} + \beta_8 \text{任意売却ダミー} + \sum \beta_9 \text{control 変数} + \varepsilon_4$

(e) $\ln P(\text{売却価格}) = \alpha_5 + \beta_{10} \text{競売ダミー} * \text{年次ダミー} + \sum \beta_{11} \text{control 変数} + \varepsilon_5$

(f) $\ln P(\text{売却価格}) = \alpha_6 + \beta_{12} \text{競売ダミー} * \text{占有状態ダミー} + \sum \beta_{13} \text{control 変数} + \varepsilon_6$

4.4 推定結果

モデル(d)から(f)における推定結果は表-4 のとおりである。一般不動産売買と比較して、任意売却は 3.8%程度、不動産競売は 37.7%程度、1%水準で統計的に有意に売却価格が低くなっている。また、2012 年から 2014 年にかけて一般不動産売買と競売との価格差は縮小しているものの依然として価格差は大きく、また占有状態ごとの差異では大きな違いは見られなかった。

表-4 推定結果（価格差）

	ln 売却価格					
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
競売ダミー	-0.377260 ***	0.004500				
任意売却ダミー	-0.038286 ***	0.005120				
競売ダミー＊年次ダミー（2012）			-0.408197 ***	0.007424		
競売ダミー＊年次ダミー（2013）			-0.360279 ***	0.007392		
競売ダミー＊年次ダミー（2014）			-0.350148 ***	0.008456		
競売ダミー＊所有者占有ダミー					-0.393672 ***	0.005145
競売ダミー＊短期賃貸借ダミー					-0.365703 ***	0.037639
競売ダミー＊賃貸借ダミー					-0.238460 ***	0.033538
競売ダミー＊第三者専有ダミー					-0.321731 ***	0.008945
東京ダミー	0.291637 ***	0.002996	0.292554 ***	0.002995	0.291585 ***	0.002997
埼玉ダミー	-0.337090 ***	0.004089	-0.336394 ***	0.004089	-0.336944 ***	0.004089
千葉ダミー	-0.421366 ***	0.004038	-0.420500 ***	0.004038	-0.420941 ***	0.004037
年次ダミー（2013）	0.034757 ***	0.002901	0.031133 ***	0.003032	0.035342 ***	0.002900
年次ダミー（2014）	0.093942 ***	0.002974	0.090532 ***	0.003091	0.095263 ***	0.002970
最寄駅までの距離	-0.098307 ***	0.001030	-0.098515 ***	0.001030	-0.098319 ***	0.001030
専有面積	0.017652 ***	0.000060	0.017656 ***	0.000060	0.017706 ***	0.000060
SRC造ダミー	0.054038 ***	0.002891	0.053446 ***	0.002891	0.053877 ***	0.002891
総階数	0.009127 ***	0.000259	0.009166 ***	0.000259	0.009189 ***	0.000259
階数	0.004448 ***	0.000354	0.004468 ***	0.000354	0.004436 ***	0.000354
建築後年数	-0.026642 ***	0.000117	-0.026690 ***	0.000116	-0.026644 ***	0.000116
バルコニーダミー	0.060969 ***	0.004529	0.061053 ***	0.004530	0.060810 ***	0.004530
定数項	16.024130 ***	0.007293	16.023980 ***	0.007302	16.017250 ***	0.007289
補正R-square	0.7475		0.7474		0.7475	
観測数	106433		106433		106433	

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

5. 裁判所競売の制度改正に係る政策提言

更なる不動産競売の円滑化のための政策提言として、ここでは、分析結果を踏まえた裁判所競売に係る制度改正について述べる。

まず１点目に、情報の非対称性の更なる解消である。BIT システムの導入によって落札率等に正の効果が生じていることから、BIT システムにおけるデータ掲載の拡充や、現在制限がかかっている物件の内覧について買受人申請による内覧を認める等の制度改正により、更なる情報の非対称性の解消を進めていくことが必要である。

２点目に入札を有効とする下限価格についてである。現在は買受可能価額以上の入札が有効となっているが、これを悪用し、当該価格以上の値付けがされないように反社会的な占有がなされることにより、競売が円滑に進捗しないことも考えられる。最低売却価額制度改正によって、落札率及び落札価格に正の効果がもたらされたことも踏まえ、参考価格制度への変更、または債権者が導入を選択することができる選択制を導入すべきである。

３点目が、物件の引渡についてである。不動産競売では、物件の引渡における占有排除を自分自身の手で行わなければならない。短期賃借権保護制度廃止による実証分析結果を踏まえれば、買受人にとって占有排除に係る負担の軽減及び競売物件に対する不安感を取り除くための制度改正が必要である。一般不動産売買と同様に、落札後に有状況の確認等について裁判所が実施することで、買受人への所有権移転と物件引渡を同時とし、負担を軽減することが望ましい。また、不動産競売においては物の瑕疵について担保責任が生じないが、法制審議会の審議内容を踏まえれば、物件情報の非対称を解消する措置を講じた上で、検討されるべきであると考える。

6. 不動産競売の制度設計に係る政策提言

現在の不動産競売においては、債務者にとって「強制的な売却であり、売却協力へのインセンティブが存在しない」という課題は解決されていない状況にある。これは、債務者にとって売却協力することによる利得が、任意売却では後述のとおり存在する一方で、裁判所競売においては存在しないことに起因する。債務者の意向によらず、確実に債権回収ができる制度として不動産競売制度が存在するわけであり、債務者に売却の意向がないと実施ができない任意売却でなければ売却協力のインセンティブが働かないことは望ましくない。そこで米国の競売制度を事例に、当該課題を解決するための不動産競売の制度設計について考察を行う。

6.1 米国における非司法競売制度

米国においては、抵当権設定時に債権者と債務者が執行契約を締結し、競売手続を両者が合意した民間の競売実施者が行う非司法競売が広く普及している。競売手続には幅広い選択肢が存在しており、必要としない手続を省略することが可能となっている。また、当初の合意に基づいて内覧等の物件情報の提供が円滑に行われるため、競売物件について広範な情報が提供される。結果として、競売費用の削減、売却期間短縮に繋がっている。

6.2 日本における制度設計の考察

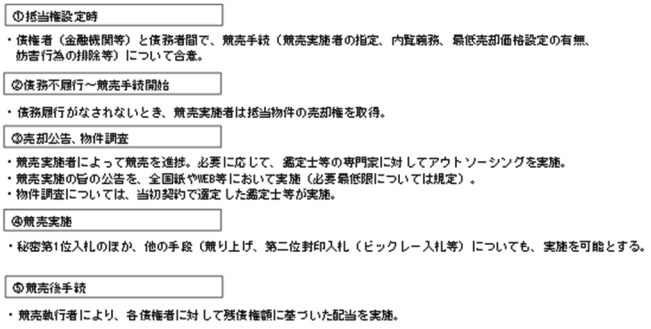
米国における非司法競売は、債務者にとって高値売却

の動機がある抵当権設定時に競売協力に関する合意を取っている点、当初の契約に盛り込む自由度が高い点、競売実施者において迅速かつ高値売却のインセンティブが存在する点において望ましい制度と考えられる。日本における制度設計を考える上で、不動産競売における売却時においても、任意売却のように、任意的に売却協力を行うインセンティブをさらに債務者に与える制度を導入すべく、米国における非司法競売制度を参考として、考察を行う。

6.2.1 手続の流れ

米国における非司法競売の事例に基づき、競売手続の流れを考察したものが図-1 である。ポイントとなるのが、抵当権設定時において競売実施者や内覧手続等の売却協力等、手続について合意を行う点にある。これにより、ケースに合わせた手続の省略、競売方式の選択等、自由度の高い制度とすることができる。

図-1 競売手続の流れ



6.2.2 実務面における考察

非司法競売について、実務の観点から考察を行う。表-5 は非司法競売を機能させる上でのポイントに係る考察を示したものであるが、実務の観点からも、非司法競売を日本で導入することは可能であるものと考えられる。

表-5 非司法競売に係る考察

競売実施者に係る適任者は存在するか	・現在も債権回収専門会社（サービサー）が存在。他にも弁護士事務所等や新規参入も考えられる。 ・実施者については、サービサーにおける許可制度と同様、専門性等を担保するための許可制度の導入が考えられる。
競売の進捗管理が可能か	・委託先のサービサーにおける競売等について、現在も債権者による進捗管理が行われており、非司法競売においても懸念はないものと想定される。
抵当権設定時の債務者への説明が可能か	・現在も抵当権設定契約時には詳細な読み合わせが行われており、債権者側における負担は大きく変わらないものと想定され、競売条項が盛り込まれることについて、説明不足等が生じる懸念は小さいものと思料される。
競売条項における妨害行為を網羅できるか	・過去の事例を踏まえれば、妨害行為については一定に分類することが可能であり、多くの妨害行為を防ぐことは可能であるものと思料。
債権者債務者間における当初の合意は買受希望者にとっても望ましいか	・買受希望者にとっては、情報の非対称が低減されることから、内覧等の義務付けがなされることが望ましい。なお、債権者にとっても情報の非対称が解消されることで落札価格が上昇が期待される。
競り売りにおける圧力の懸念について	・現在、反社会的勢力に対する取り締まりは強くなっており、懸念は低下しているものと思われる。また公開された場所で行われるのであれば、透明性も担保される。また、債権者がそういった懸念を持つのであれば、公売で導入されているネット入札の導入でも対応できる。

6.2.3 売却協力へのインセンティブ措置について

任意売却では物件売却時において、インセンティブ措置（売却協力の見返り）を実施しているが、売却協力のインセンティブをより高めるため、デポジットのスキームの導入が考えられる。表-6 はその概要であるが、抵当権設定時に売却協力について契約に盛り込みつつ、併せて融資金額の一定割合を債務者に拠出させ、物件売却時において、売却協力等の前提をクリアした場合において、プールした拠出金から債務者へインセンティブ措置を実施するものである。

表-6 スキームの概要

	任意売却（現状）	制度設計
抵当権設定時		・売却協力の条項を契約に盛り込み ・融資金額の一定割合について債務者が拠出
物件売却時	・インセンティブ措置に係る費用を売却代金から控除	・下記前提をクリアした場合に、債務者に対してインセンティブ措置を実施 ・インセンティブ措置に係る費用については債務者が拠出した額から支払

6.2.4 インセンティブ措置の前提

抵当権設定契約時における合意において定めた内覧等の売却協力を行うことを必須し、任意売却との差別化を図るため、債権者の選択により、競売による売却が有利に働いた場合を条件に追加することを可能とする。

6.2.5 導入するインセンティブ措置について

インセンティブ措置を考える上では、債務者にとって利得があることに加え、競売手続の円滑化に資すること、措置の導入にあたって弊害が生じないことが望ましいと考えられる。これに当てはめると、実際に任意売却で採られているインセンティブ措置のうち、非司法競売においては、転居費用、引渡時期の柔軟な設定、及び延滞損害金の減免について導入が可能であるものと考えられる。

7. おわりに

不動産競売と任意売却との価格差が大きいことが実証分析から明らかになったが、これは売却の背景が債権回収という同じ原因であっても、物件の経済的価値が不動産競売では低めに決まってしまっていることを意味しており、その点において債権者のみならず、債務者も損失を被っていると言い換えることができる。

裁判所競売の更なる制度改正の実施及び非司法競売の導入は、不動産競売の更なる円滑化に寄与するものであると考えられる。悉皆的なアンケート調査により、不動産競売に関係する業界及び国民全体での意見を吟味した上で、適切だと思われるものに対して根拠をはっきりと示した上で判断を下すことが政策当局の役割でもあり、社会全体にとって望ましい制度に繋がるものと考える。

なお、今回においてはデータ制約の観点から 1 都 3 県におけるデータに限定した分析を行ったが、より広範囲におけるデータを用いる等、より詳細かつ精緻な分析を進めることが今後の課題であるものと思われる。

住居系地域におけるコンビニエンスストアの立地が周辺に与える影響に関する研究
― 第一種低層住居専用地域における建築基準法第 48 条許可に関する一考察 ―

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16703　岡田　達也

１．はじめに

コンビニエンスストア（以下「コンビニ」という。）をはじめとした店舗の立地について、建築基準法では、第一種低層住居専用地域での立地は原則不可とされており、良好な住居の環境を害しない等の場合においては同法第 48 条に基づく特定行政庁の許可を得ることにより立地することができるとされているもののその数は多くない。一方、平成 28 年８月に国土交通省は、規制改革会議の地域活性化ワーキング・グループにおける議論を踏まえ、低層住居専用地域でのコンビニ立地に係る建築基準法第 48 条許可の技術的助言を発出している。

これまで、コンビニの立地を扱った研究は、コンビニの出店特性や立地動向を明らかにするという観点から分析したものがほとんどである。本稿では、コンビニが与える正の外部性や負の外部性に焦点を当て、理論分析及び実証分析を行い、第一種低層住居専用地域におけるコンビニ立地を認めるにあたって考慮すべき事項について提言する。

２．コンビニが果たす役割

コンビニは、1970 年代に初めて登場して以降、銀行 ATM 設置による預金引き出し、宅配便の受付、公共料金の収納代行、住民票の写しの発行などのサービスを提供するようになり、人々の生活に占めるコンビニの役割は大きくなっている。また、急速な高齢化の進展に伴い深刻化する買い物弱者の問題に対してもコンビニの一定の役割が期待される。

３．用途規制の現状と経済学的考察

３－１　コンビニの立地に係る用途規制の現状

都市計画法第９条は、低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するために定める地域として、第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域を定めており、建築基準法において、容積率、建ぺい率、日影規制等の形態制限とともに、第 48 条及び別表第二で建築できる用途に厳しい制限を課している（用途規制）。コンビニを含む店舗の立地に関しては、第一種低層住居専用地域では原則立地不可であり、第二種低層住居専用地域では床面積が 150 ㎡までという制限が課されている。

３－２　用途規制の経済学的考察

用途地域制度（ゾーニング）の主たる経済学的根拠は、金本（1997）が指摘するように、負の外部性をもたらす活動を一定地域に集中させることによって負の外部性を受ける用途との混在を防ぐことにある 。しかしながら、負の外部性が存在したとしても、そのことによってただちに混在を排除するゾーニング規制が正当化できるわけではない。職住近接など混在によるメリットもあるからである。したがって、ゾーニングの正当化のためには個別の事例における負の外部性の定量化が必要である。

４．コンビニの外部性についての理論分析

４－１　コンビニがもたらす外部性について

コンビニの立地は、商品購入やサービス利用のための移動時間削減による便益や女性や子供がいざという時に駆け込めるという防犯面での便益を周辺住民にもたらす（正の外部性）。一方で、騒音（室外機等の音、商品搬入の音、たむろした利用客の話し声、車やバイクの騒音）、臭気（店舗からの排気、ゴミ箱からの臭気）、光（店舗や看板の照明）といった影響のほか、景観悪化や住宅街のイメージの悪化、そして周辺道路交通量の増加など、様々な負の影響を周辺にもたらす（負の外部性）。

４－２　周辺環境による外部性の変化

騒音の発生、景観やイメージの悪化、周辺道路交通量の増加などの負の外部性は、周辺環境によってその大きさが変化すると考えられる。例えば、元々騒々しいようなところでは、コンビニが立地することによる追加的な負の外部性は小さくなり、さほど地価を下げる効果はないが、一方、静謐な環境や良好な住宅街というイメージが保たれているところに立地した場合には負の外部性が大きくなってしまい、より地価を下げる効果があると考えられる。

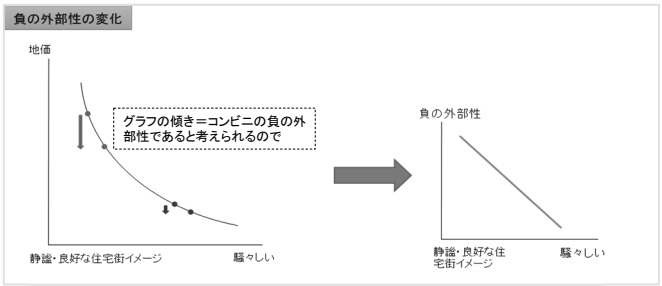


図１ 周辺環境による負の外部性の変化

そして、正の外部性についても、その大きさが周辺環境により変化すると考えられる。例えば、近くにスーパーがあり日常の買い物に不便を感じないようなところでは、コンビニが立地することによる追加的な正の外部性は小さくなり、さほど地価を上げる効果はないが、一方、日常の買い物にも不便を感じるところでは正の外部性は大きくなり、より地価を上げる効果があると考えられる。同様に、地域の防犯度・安全度が低い地域に立地した場合にはコンビニの正の外部性（緊急時に駆け込める安心感）が大きくなると考えられる。

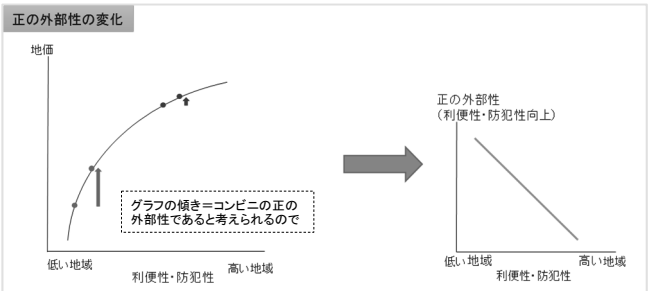


図２ 周辺環境による正の外部性の変化

４－３　外部性の地価への現れ方

現実には正の外部性と負の外部性は同時に発生しうるものであり、それらの地価への影響を観察しようとする際、実際に地価に現れるのは両者が合算されたものである。

そして、騒音をはじめとする負の外部性がおよぶ範囲は比較的狭い範囲に限られると考えられるが、一方、買い物に便利であるといった正の外部性は徒歩圏など比較的広い範囲におよぶものと考えられる（図３）。

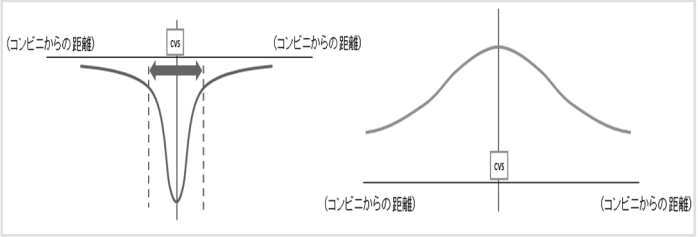


図３ 正の外部性と負の外部性のコンビニとの距離との関係

したがって、トータルで見たときの地価への現れ方は、外部性がおよぶ範囲の違いや正の外部性と負の外部性の大小によって異なってくると考えられ、それらは大きく３つの類型に整理できると考えられる。

（1）近いところではマイナス、少し離れるとプラスの影響が現れるケース（パターン①）

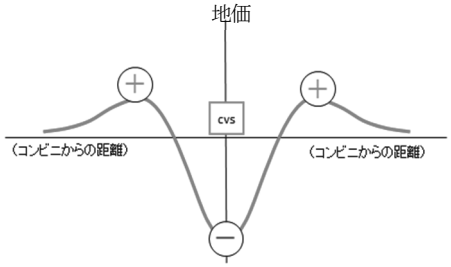


図４　地価への現れ方（パターン①）

（2）プラスの効果が全ての地点でマイナスの効果を上回るケース（パターン②）

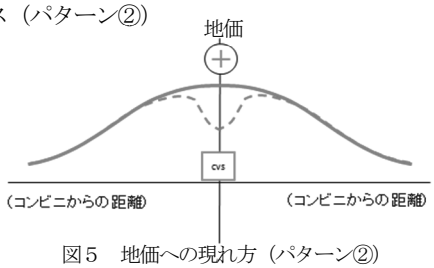


図５　地価への現れ方（パターン②）

（3）マイナスの効果が全ての地点でプラスの効果を上回るケース（パターン③）

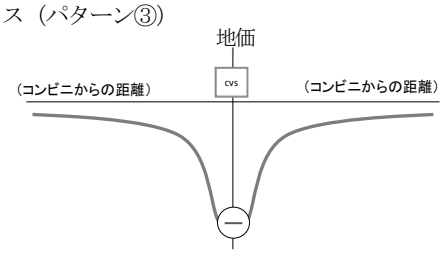


図６　地価への現れ方（パターン③）

４－４　仮説

以上の理論分析に基づき次のような仮説を設定する。

仮説１	コンビニの外部性を受ける地域が、住居系地域か商業系地域かによって外部性の地価への現れ方に違いがあるのではないか。 すなわち、住居系地域では負の外部性が大きくなる結果、地価への現れ方はパターン①のようになるのではないか。一方で、商業系地域では負の外部性が小さくなる結果、パターン②のようになるのではないか。
仮説２	負の外部性の大きさは、周辺環境に影響をおよぼす施設の立地状況によって変化するのではないか。 すなわち、例えば保育所、学校、老人ホームが近隣にあることによって騒音や閑静な住宅街のイメージの悪化、周辺道路交通量の増加等の影響を既に受けている地域ではコンビニの負の外部性が小さくなるのではないか。
仮説３	正の外部性の大きさは、日常の買い物に不便を感じるかどうかといった地域の利便性によって変化するのではないか。 すなわち、例えば買い物難民の発生や増加が懸念されるような地域ではコンビニの正の外部性が大きくなるのではないか。
仮説４	正の外部性の大きさは、地域の防犯度や安全度によって変化するのではないか。 すなわち、例えば犯罪発生件数が多いような地域ではコンビニの正の外部性が大きくなるのではないか。

５．コンビニの外部性についての実証分析

理論分析をもとに本章では、コンビニの立地が周辺にどのような影響をおよぼしているかを明らかにするべく、地域の環境価値がその地価に反映されるとする資本化仮説に基づき、ヘドニック・アプローチによる分析を行う。

５－１　使用する主なデータ

分析にあたっては、島嶼部を除く東京都全域を対象地域とし、2010 年から 2016 年までを対象期間とする７年分のパネルデータを構築した。また、コンビニの店舗データは、株式会社ゼンリンが提供する緯度経度座標付き電話帳 DB テレポイントから主要コンビニチェーンを抽出した。

５－２　実証分析１

実証分析１では、仮説１の検証を行う。分析にあたり、プーリング回帰モデル（OLS）、固定効果モデル（FE）の２つの方法により推計を行い、両者の結果を比較して考察する。

（1）プーリング回帰モデル

推計モデル

$$\begin{aligned}\text{Ln 地価}=&\beta_0+\beta_1(\text{50m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_2(\text{50m\_100m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_3(\text{100m\_150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_4(\text{150m\_200m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_5(\text{地積})_i+\beta_6(\text{容積率})_i\\&+\beta_7(\text{最寄り駅までの距離})_i+\beta_8(\text{東京駅までの距離})_i\\&+\beta_{9\sim14}(\text{年次ダミー})_t+\beta_{15\sim20}(\text{用途地域ダミー})_i+\varepsilon_{it}\end{aligned}$$

推計結果と考察

図７は、プーリング回帰モデルの推計値（係数）と 95%信頼区間を示したものである。住居系、商業系のどちらの地域においてもコンビニの立地が周辺地価を上昇させているということが読み取れ、コンビニ立地のトータルの効果は、正の外部性が負の外部性を広い範囲で上回っているということが推察される。

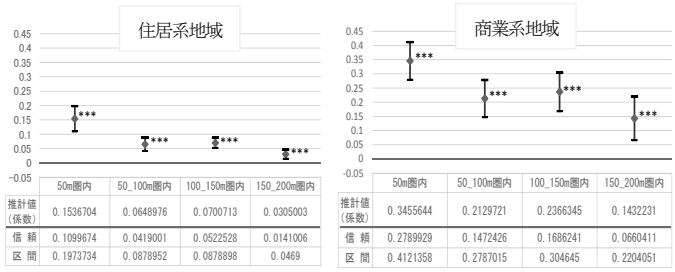


図７　推計値（係数）及び95%信頼区間（0LS 分析）

しかしながら、このモデルでは、コンビニの外部効果により周辺地価が上昇しているという解釈のほか、コンビニの立地戦略として利便性が高く地価が高い場所を選んで立地する傾向があることを反映した結果であるという解釈も成り立つ。このため、（2）の固定効果モデル分析により、時間を通じて変化しない各地域固有の特性の影響を除いたうえでのコンビニの立地前後の地価への影響を検証する。

（2）固定効果モデル

推計モデル

$$\text{Ln 地価}=\beta_0+\beta_1\ (\text{50m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_2\ (\text{50m\_100m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_3\ (\text{100m\_150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_4\ (\text{150m\_200m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_{5\sim10}\ (\text{年次ダミー})_t+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

推計結果と考察

図８は、固定効果モデルの推計値（係数）と 95%信頼区間を示したものである。商業系地域では、地価ポイントから近い距離帯も係数が統計的に有意な水準でプラスとなっている一方、住居系地域では、近い距離帯は係数がマイナスとなり、仮説１で予想したとおりの結果が得られた。

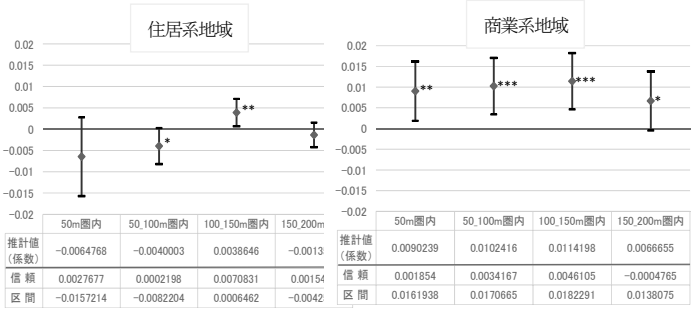


図８　推計値（係数）及び95%信頼区間（固定効果モデル分析）

５－３　実証分析２

実証分析２では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説２の検証を行う。実証分析１の結果を踏まえ、負の外部性がおよぶと思われる範囲として 50m、80m 圏内コンビニ有ダミーを作成し、同じ住居系地域であっても周辺環境（保育所、学校、老人ホームの立地状況）によって外部性の大きさに変化があることを、各距離圏内コンビニ有ダミーと周辺環境ダミーの交差項の係数の符号や有意性により検証する。

推計モデル

$$\text{Ln 地価}=\beta_0+\beta_1\ (\alpha\text{m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_2\ (\alpha\text{m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\times(\text{周辺環境 dm})_{it}+\beta_3\ (\text{周辺環境 dm})_{it}+\beta_{4\text{-}9}\ (\text{年次ダミー})_t+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

推計結果と考察

実証分析２の推計結果を表１に示す。分析の結果、50m (or80m) 圏内コンビニ有ダミー（単体）の係数が統計的に有意な水準でマイナスとなった。これは、保育所等が周辺にないような地域、すなわち静謐な環境を有するような地域にコンビニが立地した場合にはトータルでみた地価への影響がマイナスであり、正の外部性より負の外部性の方が大きくなっていると考えられる。

そして、50m（or80m）圏内コンビニ有ダミー×周辺環境ダミー（交差項）の係数が統計的に有意な水準でプラスとなった。これは、保育所、学校、老人ホームが周辺にある地域は、騒音や閑静な住宅街のイメージの悪化、周辺道路交通量の増加等の影響を既に受けている地域であることから、コンビニの負の外部性が小さくなる結果、交差項の係数がプラスとなったと解することができ、仮説２で予想したとおりの結果が得られた。

表１　実証分析２の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	(1)保育所		(2)学校		(3)老人ホーム	
	model1	model2	model3	model4	model5	model6
	α＝50m	α＝80m	α＝50m	α＝80m	α＝50m	α＝80m
αm圏内コンビニ有dm	−0.0124	−0.0083	−0.0076	−0.0136	−0.0063	−0.0117
	[0.0051]**	[0.0030]***	[0.0050]	[0.0027]***	[0.0047]	[0.0027]***
αm圏内コンビニ有dm × 周辺環境dm（保育所）	0.0221	−0.0040				
	[0.0068]***	[0.0044]				
αm圏内コンビニ有dm × 周辺環境dm（学校）			0.0140	0.0945		
			[0.0131]	[0.0123]***		
αm圏内コンビニ有dm × 周辺環境dm（老人ホーム）					0.0179	0.0553
					[0.0155]	[0.0105]***
周辺環境dm（保育所）	0.0045	0.0062				
	[0.0018]**	[0.0018]***				
周辺環境dm（学校）			−0.0040	−0.0046		
			[0.0041]	[0.0040]		
周辺環境dm（老人ホーム）					−0.0007	−0.0016
					[0.0029]	[0.0029]
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
_cons	12.5318	12.5319	12.5332	12.5333	12.5330	12.5333
	[0.0007]***	[0.0007]***	[0.0006]***	[0.0006]***	[0.0006]***	[0.0006]***
R-squared	0.417	0.417	0.415	0.421	0.415	0.418
N	8542	8542	8542	8542	8542	8542

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

５－４　実証分析３

実証分析３では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説３の検証を行う。実証分析１の結果を踏まえ、正の外部性がおよぶと思われる範囲として 150m 圏内コンビニ有ダミーを作成し、日々の買い物に不便を感じる買い物弱者が多いと考えられるところではコンビニ立地の正の外部性が大きくなることを、高齢者が多い地域ダミーと徒歩圏内スーパーの有無ダミーとの交差項の係数の符号や有意性により検証する。

推計モデル

$$\text{Ln 地価}=\beta_0+\beta_1\ (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}+\beta_2\ (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\times(\text{500m 圏内スーパー無 dm})_{it}\times(\text{高齢者率上位 25\%以上 dm})_{it}+\beta_3\ (\text{500m 圏内スーパー無 dm})_{it}+\beta_{4\sim9}\ (\text{年次ダミー})_t+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

推計結果と考察

実証分析３の推計結果を表２に示す。分析の結果、150m 圏内コンビニ有ダミー×500m 圏内スーパー無ダミー×高齢者率上位 25%以上ダミー（交差項）の係数が１%有意水準でプラスとなった。これは、高齢者が多く、高齢者の徒歩圏とされる 500m 内にスーパーがないような、買い物難民の発生や増加が懸念されるような地域では、利便性が非常に低いような地域であるため正の外部性が大きくなると解することができ、仮説３で予想したとおりの結果が得られた。

一方、150m 圏内コンビニ有ダミー×500m（or800m)圏内スーパー無ダミー（交差項）の係数は有意ではなかった。すなわち、高齢者が多いという条件を外した場合で単にスーパーが徒歩圏に存在しない地域に立地した場合には、正の外部性が大きくなるという効果は観察されなかった。

表２　実証分析３の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	交差項 高齢者が多い地域で高齢者徒歩圏(500m)にスーパーが存在しない地域		徒歩圏(500m,800m)にスーパーが存在しない地域		高齢者が多い地域	交差項無し
	model1	model2	model3	model4	model5	model6
150m圏内コンビニ有dm	0.0002 [0.0014]	0.0023 [0.0017]	0.0006 [0.0015]	0.0014 [0.0014]	0.0018 [0.0015]	0.0012 [0.0014]
150m圏内コンビニ有dm ×500圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm	0.0217 [0.0058]***	0.0331 [0.0068]***				
150m圏内コンビニ有dm ×500圏内スーパー無dm		−0.0029 [0.0025]	0.0021 [0.0023]			
150m圏内コンビニ有dm ×800圏内スーパー無dm				−0.0041 [0.0049]		
150m圏内コンビニ有dm ×高齢者率上位25%以上dm		−0.0089 [0.0038]**			−0.0029 [0.0035]	
500圏内スーパー無dm	−0.0065 [0.0013]***	−0.0040 [0.0016]**	−0.0064 [0.0014]***			
800圏内スーパー無dm				−0.0047 [0.0021]**		
500圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm		−0.0103 [0.0034]***				
高齢者率上位25%以上dm					(omitted)	
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	（省略）
_cons	12.5347 [0.0007]***	12.5349 [0.0008]***	12.5347 [0.0008]***	12.5331 [0.0007]***	12.5326 [0.0006]***	12.5326 [0.0006]***
R-squared	0.418	0.419	0.417	0.416	0.415	0.415
N	8542	8542	8542	8542	8542	8542

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

５－５　実証分析４

実証分析４では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説４の検証を行う。150m 圏内コンビニ有ダミーを作成し、地域の防犯度や安全度が低いようなところではコンビニ立地の正の外部性が大きくなることを、非侵入窃盗発生件数高地域ダミーとの交差項の係数の符号や有意性により検証する。

今回、緊急時に女性や子供が駆け込めるという正の外部性の大きさが地域の安全度により変化することを検証するにあたり、主に路上で行われる非侵入窃盗（すり、ひったくり、自動車盗等）の発生件数を地域の安全度の代理変数として使用することとした。

推計モデル

$$\text{Ln 地価} = \beta_0 + \beta_1 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} + \beta_2 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \times (\text{非侵入窃盗発生件数高地域 dm})_{it} + \beta_{3\sim8} (\text{年次ダミー})_t + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

推計結果と考察

実証分析４の推計結果を表３に示す。分析の結果、150m 圏内コンビニ有ダミー×非侵入窃盗発生件数高地域ダミー（交差項）の係数が５％有意水準でプラスとなった。

これは、非侵入窃盗の発生件数が高いような地域では、何かあったときにコンビニに駆け込めるという安心感から、より地価を上昇させていると考えられる。したがって、地域の防犯度や安全度が低い地域ではコンビニがおよぼす正の外部性が大きくなるのではないかという仮説４に合致する結果が得られた。

表３　実証分析４の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	交差項 非侵入窃盗発生件数高地域	交差項無し
	model1	model2
150m圏内コンビニ有dm	−0.0006 [0.0016]	0.0012 [0.0014]
150m圏内コンビニ有dm ×非侵入窃盗発生件数高地域dm	0.0065 [0.0031]**	
年次ダミー	（省略）	（省略）
_cons	12.5324 [0.0006]***	12.5326 [0.0006]***
R-squared	0.415	0.415
N	8542	8542

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

６　まとめ

６－１　政策提言

各自治体（特定行政庁）が、第一種低層住居専用地域等において例外許可によりコンビニ立地を認めるにあたっては、本研究の分析結果から以下のような点を考慮する必要があると考える。

第一に、立地場所が静謐な環境かある程度騒々しい環境かによって、負の外部性の大きさが変化することを踏まえる必要がある。実証分析②で示したように、保育所等が近くにあるようなところではコンビニ立地による追加的な負の外部性は小さくなるが、そうでない静謐なところでは負の外部性がより大きくなる可能性がある。そのような静謐なところにコンビニ立地を許可するにあたっては、防音対策などコンビニ側の対策をきめ細かく実施する必要があると考えられ、それらを例外許可の条件に付すことを検討するべきである　（条件付許可）。

第二に、実証分析③で示したように、高齢者が多い地域でスーパーが近隣にないところでは利便性の正の外部性が大きくなる可能性がある。一方、単にスーパーが近隣にないところでのコンビニの立地については、それ以外の場所での立地との間で有意な差がみられなかった。したがって、スーパーなどの施設の立地だけではなく、買い物弱者となりうる高齢者の住民が多いかどうかといった、その地域の住民の属性をきめ細かに把握したうえで立地の可否の検討をするべきである。

第三に、実証分析④で示したように、犯罪発生件数が多いような地域の安全度が低い地域ではコンビニのもつ防犯面の正の外部性が大きくなる可能性がある。国土交通省の技術的助言ではそのような点は言及されていないが、そういった地域の安全度が低い地域か否かといった点を評価することも検討するべきである。

６－２　おわりに

本研究は東京都（島嶼部を除く）を対象地域として実証分析を行ったものであり、東京都以外の地域においても同様の結果が得られるとは限らない。したがって、各地域においてこのような研究を積み重ね、コンビニ立地による周辺への影響を検証していくことが必要であると考える。また、本研究で取り扱ったものは、周辺環境による外部性の大きさの変化である。一方で、夜間の営業を控えることや店舗の外に人が滞留しないような措置をとるなど、コンビニ側での対策を実施することによっても負の外部性が小さくなる可能性がある。本研究の対象とした周辺環境による外部性の大きさの変化という側面と合わせて、コンビニ側での対策の実施効果を詳細に分析することにより、各自治体における例外許可の判断にさらに役立てることができると考えられる。そうしたコンビニ側での対策の効果についての研究は今後の課題としたい。

主な参考文献

・金本良嗣（1997）『都市経済学』（東洋経済新報社）
・福井秀夫（2016）「都市計画・建築規制における性能規定の意義：景観・用途・容積率・開発行為に関する規制を検証する」

本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No. 713）による成果である（利用データ: 座標付き電話帳 DB テレポイント（株式会社ゼンリン提供））。

線路近接地への保育施設等開業が周辺地域に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16704　岡田 泰之

1.はじめに

線路近接地(鉄道高架下や線路脇用地)は、騒音や振動等の負の外部性があると考えられるが、人々の生活の変化に合わせた多岐に亘る土地活用がなされ、従来のような駐車場や商業施設での利用だけでなく、認可保育所をはじめとする保育施設等[1]の整備も進められている。これは、各鉄道事業者の CSR 事業の一環であり、地域の課題を解決し、地域社会へ貢献することと考えられるが、その社会的意義は検証されていない状況である。一方都市部においては、社会問題化している待機児童の解消のためにも保育施設等の整備が喫緊の課題として挙げられている。保育施設等は、社会的便益の向上や周辺住民の利便性向上といった正の外部性が考えられるが、保育施設等から発せられる子どもの声や音については負の外部性と考えられている。本研究では、線路近接地に保育施設等が開業した場合、線路と保育施設等双方の負の外部性の変化に着目し、複数の仮説を立てた上で、2 つの分析を行った。

2.線路および保育施設等が周辺へ与える影響

2.1 線路近接地の外部性

線路近接地は、鉄道が発する騒音や振動、線路による景観阻害等の負の外部性が存在していると想定される。都市交通から発せられる騒音・振動による地価への負の影響を貨幣価値化している先行研究も存在し、鉄道が発する騒音・振動が地価へ影響を与えている可能性も考えられる。線路の外部性と距離の関係は図 1 のように示せる。なお、線路近接地が一般的に利便性が高いとされる駅の近接地と同義であるという条件は考慮していない。

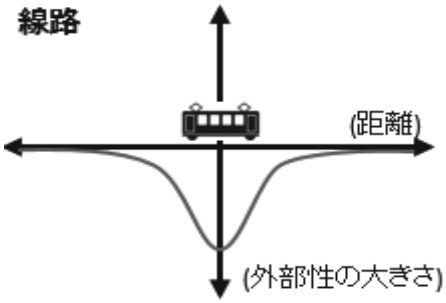


図 1　線路の負の外部性

2.2 保育施設等のもつ外部性

保育施設等は正の外部性と負の外部性の両面を有すると考えられる。正の外部性は、近隣に暮らす子育て世帯の利便性が主と考える。立地により保育利用料金が変わることが無いことから、便利な場所に保育施設等があることで、市場には表れない便益が生じ、それが地価に反映されると考えられる。一方負の外部性は、保育施設等から発せられる音や子どもの声等の騒音が挙げられる。立地条件や設備上・運用上の対策により影響範囲は異なるが、近隣住民に対して少なからず影響を与えると考える。騒音は距離により逓減していくことから、負の外部性も逓減し、距離が離れるほど正の外部性が表れると考えられる。以上のことを踏まえ、保育施設等の外部性と距離の関係は図 2 のように示せる。

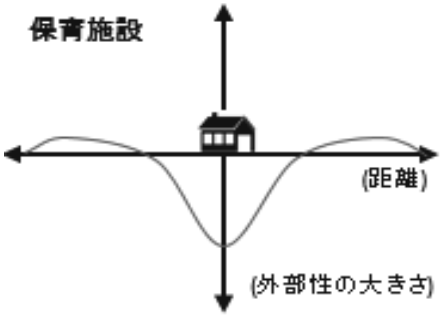


図 2 保育施設等の正・負の外部性

2.3 線路近接地かつ保育施設等近接地の外部性

線路近接地かつ保育施設等の近接地における外部性について考える。騒音等の負の外部性を持つ線路の近接地については、騒音等があることを認識した上で住んでいる人がいる可能性がある。この場合、保育施設等が開業して追加的に負の外部性が生じにくく、逆に利便性向上等の正の外部性が上回る可能性も考えられる。つまり、負の外部性を持つ線路及び保育施設等が近接する場合、負の外部性の単純な合計でなく正の外部性が混在した上で地価に影響が生じるとも考えられる。しかしながら、鉄道、保育施設等それぞれから発せられる音は、音質も異なれば、発生時間帯も異なる。また、騒音に対する人の感じ方は異なるため、負の外部性が単純に合算され影響を与えるとも考えられる。これらを踏まえると、2 つの負の外部性が組み合わさった時の考え方として、以下の 3 つの仮説が考えられる。

仮説 1 大きい方の負の外部性に内包化される
仮説 2 単純な合算でなく微増する
仮説 3 双方の負の外部性が合算される

3.実証分析

3.1 分析の目的と方法

本研究の目的は、前章で示した線路近接地、保育施設等近接地および双方の近接地の立地特性を示し、線路近接地での保育施設等開業による外部性を明らかにすることである。そのため、資本化仮説を前提としたヘドニック・アプローチにより線路、保

育施設等および双方の影響を受ける範囲の地価関数の変化を観察し、外部性を分析する。

分析対象地としては、東京都(島嶼部除く)とし、2016 年 4 月時点で存在する鉄道網と認可保育所、認証保育所、認定こども園を対象とする。地価については、規制緩和により保育施設の立地に民間用地の活用が可能となった 2000 年以降 2016 年までを対象とする。本研究ではパネルデータを用いて、2 つの推定を行う。第 1 に、最小二乗推定による立地特性の把握である。第 2 に、固定効果・変量効果モデルによる保育施設等の開業効果の把握である。

3.2 推定モデル

3.2.1 立地特性の推定モデル

立地特性の把握をするために次式の推定モデルを用い最小二乗推定を行う。

$$lnLP_i = \alpha + \beta_1 R100m_i + \beta_2 N100m_i + \beta_3 (R100m_i \times N100m_i) + X_i + T_i + \varepsilon_i \quad \cdots(1)$$

$lnLP_i$：公示地価(円/㎡)の対数値
$R100m_i$：線路から 100m に立地していれば 1、そうでなければ、0 をとるダミー変数
$N100m_i$：保育施設等から 100m に立地していれば 1、そうでなければ、0 をとるダミー変数
X_i：ヘドニック・アプローチにより地価を構成する要素である変数(敷地面積(㎡)の対数値、容積率(%)の対数値、最寄駅からの距離(m)の対数値、東京駅からの距離(m)の対数値、各市区町村ダミー)
T_i：年次ダミー　α：定数項　ε_i：誤差項　i：地価ポイント

なお使用するデータは、2000 年～2016 年までの各年におけるデータで構成されたパネルデータを用い東京都全地域、住居系地域[ii]、商業系地域[iii]、工業系地域[iv]に分類して各々推定を行っている。

3.2.2 開業効果の推定モデル

開業効果の把握のため次式の推定モデルを用い、固定効果・変量効果モデルによる推定を行う。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 R100m_{it} + \beta_2 O_{it} + \beta_3 (R100m_{it} \times O_{it}) + X_i + T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \cdots(2)$$

O_{it}：地価ポイントから 100m 以内にある保育施設等が開業していれば 1、開業していなければ 0 をとるダミー変数
t：年次

その他の変数等については、立地特性把握のための分析と同様の考え方である。

4.実証分析結果

4.1 立地特性の実証分析結果

推定式(1)の推定結果を表 1 に示す。線路 100m 圏は、住居系地域と工業系地域において地価が低いことがわかり、統計的に有意な水準であった。保育施設等 100m 圏は、全地域、商業系地域において地価が低い場所であることがわかり、統計的に有意な水準であった。そして、双方の 100m 圏は、工業系地域以外で統計的に有意な水準な結果を得られ、地価の下落幅が縮小していることがわかった。しかし、この分析にはそれぞれが元々地価が低い場所に立地しているという同時性の問題により過大(過小)に推定されている可能性がある。このような内生性をコントロールするため、次節の分析を行う。

4.2 開業効果の実証分析結果

推定式(2)の推定結果を表 2 に示す。ハウスマン検定を行った結果、変量効果モデルを採択したため、その結果を掲載する。保育施設等の開業効果として、住居系地域で約 9.6%、工業系地域で約 3.2%の

表 1 立地特性の推定結果

被説明変数 ： ln公示地価	全地域			住居系地域			商業系地域			工業系地域		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
線路100m圏ダミー	**0.0069**		**0.0090**	**−0.0527**	***	**0.0070**	**0.0043**		**0.0140**	**−0.1022**	***	**0.0121**
保育施設等100m圏ダミー	**−0.0587**	***	**0.0060**	**−0.0004**		**0.0051**	**−0.1143**	***	**0.0105**	**−0.0146**		**0.0103**
線路100m圏ダミー × 保育施設等100m圏ダミー	**0.0702**	***	**0.0184**	**0.0468**	**	**0.0194**	**0.1033**	***	**0.0207**	**−0.0013**		**0.0252**
ln最寄駅からの距離	−0.1682	***	0.0041	−0.1381	***	0.0047	−0.1446	***	0.0083	−0.1873	***	0.0130
ln東京駅からの距離	−0.6749	***	0.0196	−0.7236	***	0.0370	−0.4771	***	0.0313	−0.2465	***	0.0193
ln敷地面積	0.0970	***	0.0060	0.0477	***	0.0057	0.2427	***	0.0106	−0.0097		0.0079
ln容積率	0.3197	***	0.0059	0.0609	***	0.0056	0.7942	***	0.0346	0.2679	***	0.0233
各市区町村ダミー	省略			省略			省略			省略		
各年次ダミー	省略			省略			省略			省略		
定数項	17.6038	***	0.2152	19.4756	***	0.4026	11.0567	***	0.4746	14.0512	***	0.2215
自由度調整済決定係数	0.8705			0.9280			0.7916			0.8927		
サンプル数	30,279			18,785			9,371			1,995		

表 2　開業効果の推定結果

被説明変数：ln公示地価	全地域			住居系地域			商業系地域			工業系地域		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
線路100m圏ダミー	**0.0425**		**0.0326**	**0.0085**		**0.0362**	**0.0946**		**0.0601**	**0.0286**		**0.1565**
開業ダミー	**0.0554**	***	**0.0055**	**0.0961**	***	**0.0087**	**0.0067**		**0.0075**	**0.0324**	*	**0.0187**
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	**-0.0163**		**0.0109**	**-0.0866**	***	**0.0269**	**-0.0024**		**0.0130**	**0.0067**		**0.0380**
ln最寄駅からの距離	-0.2390	***	0.0141	-0.1747	***	0.0134	-0.1387	***	0.0318	-0.0572		0.0531
ln東京駅からの距離	-0.6193	***	0.0139	-0.8499	***	0.0145	-0.4894	***	0.0258	-0.7766	***	0.0400
ln敷地面積	0.1233	***	0.0133	0.1142	***	0.0168	0.2109	***	0.0297	0.0406		0.0288
ln容積率	0.1304	***	0.0199	-0.2110	***	0.0213	0.8746	***	0.0726	0.1805		0.1428
各市区町村ダミー	省略			省略			省略			省略		
各年次ダミー	省略			省略			省略			省略		
定数項	19.0720	***	0.2414	22.6266	***	0.2421	12.3592	***	0.6796	19.1698	***	1.1806
R-within	0.3960			0.4105			0.5203			0.5267		
サンプル数	30,279			18,785			9,371			1,995		
ユニット数	2,416			1,519			690			198		

***,**,*はそれぞれ 1%,5%10%水準で統計的に有意であることを示す

地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。また、線路近接地での保育施設等開業効果としては、住居系地域で、いずれにも該当しない立地と比較して約 1.8%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。しかし、全地域、商業系地域、工業系地域では、統計的に有意な水準の影響は見られなかった。この分析結果は、保育施設等が地価が低い場所に立地しているという内生性をコントロールした上で開業効果を抽出したものと解釈できる。

5.立地特性と開業効果の分析結果の比較の考察

5.1 線路近接地の考察

開業効果の推定結果は、統計的に有意な水準の影響は見られなったため、立地特性の推定結果を中心に述べる。立地特性の推定結果より、線路がもつ騒音や振動等の負の外部性が地価へ影響を与えているとも考えられる。一方で、統計的に有意な水準でない結果を得た商業系地域については、用途地域の指定場所の影響と利用者・居住者の属性によるものと考えられる。具体的には、商業系地域は駅近接地に指定されることが多く、用途上の規制が住居系地域と比較して少なく、商業等の業務の利便を図る地域とされている。つまり住居系地域と比較して騒音に対して鈍化傾向か高いエリアと考えられ、これが影響していると考えられる。

以上より、第 2 章で述べた外部性の考え方同様、線路近接地は騒音や振動の影響があると解釈できるが、用途地域毎に鈍化傾向が異なることから、外部性の表れ方が異なっていると考えられる。なお、線路が元々地価が低い場所に敷設されたという同時性の問題については、本分析で明らかにしていない。

5.2 保育施設等近接地の考察

立地特性の推定結果より、商業系地域においては、地価が低い場所であることが統計的に有意な水準で明らかとなった。全地域においても約 5.9%地価が低い場所であることが明らかになり、総じて保育施設等が地価が低い場所に立地しているという可能性を示唆するものと考えられる。

開業効果の推定結果より、住居系地域、工業系地域において、保育施設等の開業が地価上昇効果があることを統計的有意な水準で明らかにしたが、第 2 章で述べた保育施設等の外部性の仮説とは逆の結果であった。これは、保育施設等から発せられる音により生じる負の外部性よりも、周辺住民の利便性向上等の正の外部性が上回って表れているとも考えられる。また、そもそも保育施設等から発せられる音が、大きな負の外部性を生じていない可能性もある。これは保育事業者側の設備上・運用上の努力によるものでもあるし、近隣住民の考え方によるものとも考えられる。

以上より、立地特性の分析においては、保育施設等が地価が低い場所に立地しているという同時性の問題が含まれることを示唆した。この内生性をコントロールした開業効果の分析においては、第 2 章で述べた保育施設等の外部性の考え方とは異なる結果となった。しかし、保育施設等の開業には、負の外部性を上回る正の外部性が生じ、地価を上昇させる可能性を示唆することができた。

5.3 線路近接地かつ保育施設等近接地の考察

立地特性の推定結果より、住居系地域においては、通常の線路近接地よりは 4.7%地価が高い場所であり、商業系地域においては、保育施設近接地よりは 10.7%地価が高い場所であると考えられる。住居系については、線路近接地の騒音等を認識した上で住んでいる人がいる可能性があり、保育施設等が開業しても追加的に負の外部性が生じにくく、逆に利便性向上等の正の外部性が上回っているとも考えることができる。

一方、開業効果の指定結果より、線路近接地以外で保育施設等を開業させるよりは約 7.7%地価上昇効果は低いが、通常の線路近接地と比較すると約 0.9%地価上昇効果があると考えられる。線路近接地以外での保育施設等開業効果と乖離が生じている点については、保育施設等と地価ポイントの立地関係が考えられる。立地関係については、開業効果を観測できたサンプルの大半が保育施設等と地価ポイントの間に平地線路が立地しており、直線距離では 100m 以内だが、道路距離では 100m 以上離れている場所であった。このように線路に分断されることで、正の外部性、負の外部性ともに分断され、線路近接地以外の保育施設等の地価上昇効果と乖離が生じたとも考えられる。

第 2 章のいずれの仮説とも異なる結果だったが、線路近接地への保育施設等開業は、総じて周辺地域に対して否定的な影響を与えていない可能性があると考えられ、保育施設等があることによる追加的な騒音等の負の外部性よりも周辺住民の利便性向上等の正の外部性が上回っている可能性を示唆できた。

5.4 移動費用削減効果

線路近接地に保育施設等が開業することで、移動時間が短縮され、利便性が向上することが期待できる。本節では利用者の移動費用削減効果を明らかにするための事例研究を行う。対象施設は、2014 年開業したグローバルキッズ武蔵園とし、対象地域は、グローバルキッズ武蔵園の最寄駅である JR 中央線武蔵境駅を最寄とする市内 16 町丁[v]にて分析[vi]をした。

その結果、16 町丁の 1 人当たりの平均移動短縮時間が 3.76 分/日と算出でき、1 ヶ月の通園日を 20 日間とした場合、約 900 分/年の削減となる。これに徒歩による時間価値[vii]を乗じると、1 人当たり約 47,000 円/年の費用削減となる。さらに 16 町丁の認可保育所入所数(613 名)を乗じると、約 29,000,000 円/年の移動費用削減効果が見込めることとなる。

以上より、線路近接地への保育施設等開業は、地域住民の便益を向上させる可能性があることを明ら

かにした。つまり広域で捉えれば、表 2 の線路および保育施設等の 100m 圏の開業効果よりも大きな正の外部性が生じる可能性があると考えられる。

なお、待機児童の多い地域では、認可保育所の入所が困難であることを想定して申込をしないことや、就労を断念する世帯がいるため、潜在需要を含めた待機児童数は公表されている数よりも格段に多いと考えられる。よって、保育施設等の整備は、親が子どもを保育施設等に預け働くことによる社会的便益が大きいと考え、事例研究で明らかにした移動費用削減効果以上の便益が生じる可能性もある。

6.政策提言

住居系地域、工業系地域において、保育施設等の開業に正の外部性があることが地価の上昇傾向によって示され、迷惑施設でない可能性を示唆することができた。このことからも保育施設等の開業場所については、地域全体の効用や便益を考慮して慎重に判断するべきである。判断するに当たっては、既存施設の開業効果を分析することで一つの指標にすることができると考える。ただし、最小二乗推定による分析だけでなく、本研究で用いた固定効果モデルや変量効果モデルのように内生性をコントロールした分析をすることが重要であると考える。

一方、線路近接地への保育施設等の開業は、総じて周辺地域に否定的な影響を与えていないことを示し、保育施設等利用者にとっては、移動費用削減の可能性があることを示唆できた。このことからも保育施設等のための適地が乏しい状況下においては、選択肢の一つとして検討する意義が有ると考える。線路近接地への保育施設等開業は、三者の便益を向上させる可能性があると考えられるからだ。地域住民にとっては、線路から発せられる騒音等の負の外部性よりも保育施設等による利便性向上等の正の外部性が上回ると考えられ、騒音に対する追加費用の削減にもつながると考えられる。加えて、保育施設等利用者にとっては、移動費用の削減効果があると言える。また、鉄道事業者にとっては、線路近接の土地の有効活用となる上に地域住民や鉄道利用者の利便性向上へ寄与できる。さらに自治体にとっては、住民の満足度向上に寄与でき、新たな住民の転入の可能性も期待できる。以上のことからも、線路近接地への保育施設等の開業は周辺地域に対して否定的な影響を与えず、かつ三者の便益を向上させることが期待できるため、適地が乏しい状況下では、選択肢の一つとして検討する意義が有ると言える。

7.おわりに

保育施設等の外部性の定量化は、小飼(2016)が保育施設等の騒音に着目し、その負の外部性を定量分析していた。しかしながら、保育施設等が地価の低い場所に立地しているという同時性が含まれた現況把握に留まり、開業効果についての定量化はなされていなかった。本研究において、この内生性をコントロールした上での資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより保育施設等の開業効果の定量化を試みた。ヘドニック・アプローチについては、外部性が地価の上昇分と一致するためには「small-open の仮定[viii]」が成立する必要があり、事業評価を行う際に正確性は一般には保障されないとの指摘もあることから、本研究の分析結果のみを用いて事業評価を行うことには慎重になる必要がある。しかし、これまで定量化が行えていなかった保育施設等の開業効果には、正の外部性があることを明らかにしたこと。また、線路近接地への保育施設等開業については周辺地域に対して否定的な影響を及ぼしていない可能性を示唆し、利用者にとっては便益が生じることを明らかにしたことに本研究の意義があると考える。

今後の課題について述べる。開業効果の分析においては、周辺事業の整備効果を分離できておらず過大(過小)に推定されている可能性は拭えないため、さらに地域を限定し、可能な限り他条件をコントロールした上で分析をすることが望ましい。また、本研究でデータ入手が困難であった鉄道の高架橋の高さ等の仕様、保育施設等の広さや構造、各年齢の児童数等も加味することでより精度の高い分析が行えると考える。なお、本研究はそれぞれの立地に着目したのみであり、鉄道から発せられる騒音や振動が児童の人体へ与える影響については加味していない。よって、本研究による考察は、線路近接地の有効活用策の一つである保育施設等の開業における普遍的な結論ではなく、あくまでも現時点で成し得る範囲での分析であることを付しておく。

---

[i]本研究では、公立および私立認可保育所、認証保育所、公立および私立認定こども園をいう。

[ii]第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域、準住居地域をいう。

[iii]近隣商業地域、商業地域をいう。

[iv]準工業地域、工業地域、工業専用地域をいう。

[v]境一丁目、境二丁目、境三丁目、境四丁目、境五丁目、境南一丁目、境南二丁目、境南三丁目、境南四丁目、境南五丁目、桜堤一丁目、桜堤二丁目、桜堤三丁目、関前一丁目、関前四丁目、関前五丁目をいう。

[vi] 武蔵野市内各町丁における認可保育所入所児童数を市内町丁別未就学児人口で比例按分を行った。次に各町丁の重心から保育施設、保育施設から駅までの直線距離を ArcGIS(Esri 社開発の地理情報システム)にて算出した。各町丁の児童が近隣の保育施設に通園していると仮定し児童数を割り振った上で、線路近接の保育施設開業前後の平均移動時間の差を算出した。

[vii]鉄道プロジェクト評価手法マニュアル(2005)駅構内水平移動価値 52.3 円/分を参照。

[viii]個人や企業の移転が自由であること(open)、その移転が他の地域に何の影響ももたらさないこと(small)。

相続税の財産評価方法の特殊性が賃貸住宅市場に与える影響

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16705　落合和司

１．はじめに

１－１　問題意識

相続税の財産評価方法では不動産には特殊な評価方法が用いられており、その結果、金融資産に比し不動産の評価額の方が低くなるので、不動産を使った節税策がとられやすい。不動産のなかでも貸家の評価方法が特に低くなるので貸家を使った節税対策が多い。

１－２　先行研究

貸家の保有を資産選択として論じるとき、資本コストの概念で説明されることが多い。
倉橋（1998a）「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの定式化」を行い、倉橋（1998b）はその定式を用いて相続税の節税効果を資本コストで数値化した。
山崎ほか（2003）戸建持家、共同持家、貸家について資本コストに基づく着工数を推計し、消費税が住宅着工に及ぼす影響を実証的に分析した。
倉橋（2007）は相続税対策が貸家建設に及ぼした影響を検討するために資本コストの変化を通じて貸家の着工数を推計している。
資本コストを用いて相続税の節税効果が貸家着工数に及ぼす影響を推計するのは一つの方法だとは思われるが、家屋１単位の維持に必要とされる資本コストは、家計の資産総額に課される相続税のコスト計算には不向きではないかと危惧される。コスト計算の元となる家屋と家計全体の資産は別物であるし、相続税は死後にかけられるという時間差もある。そこで本研究では、資本コストの概念から離れ、地価の変化と税制の変化が資産家の家計に与える影響を、25 年という比較的長い時系列における 47 都道府県のパネルデータを構築し分析する。資産家の家計が、地価の変化、税制の変化に対して、どのように資産選択を変えてきたのかに着目して、5 年ごとに分析することとした。

２．相続税負担割合

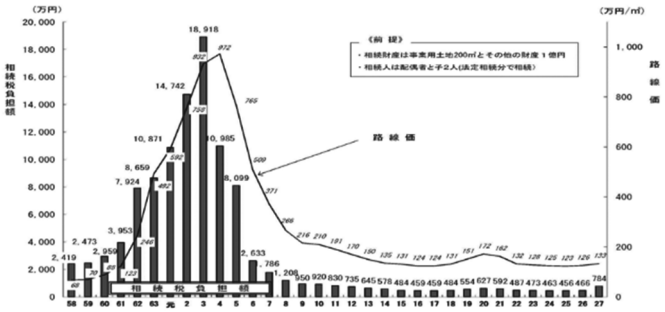
２－１　我が国の相続税制

相続税制については 1988 年の税制改正以来、1992 年、1994 年、2003 年と基礎控除の引き上げや最高税率の引下げを含む税率構造の緩和が行われてきた。1992 年には土地の評価を 70%から 80%に引き上げられたが、同時に実行された減税の効果の方が大きかった。2003 年の減税時は、税制調査会の答申では増税と減税の両施策がうたわれていたが 、減税部分のみが実施された。結果として、1989 年から 2013 年まで 24 年間緩和の時期となり 2013 年になってようやく増税が実現された。この間の相続税の負担感を見るには図１が分かりやすい。

２－２　相続税負担割合

バブル期に拡大した相続税の納税負担は 2013 年には 2/3 程度に落ちている。その要因は、度重なる相続税の減税と、見送られてきた増税、そして、この間の地価の下落である。

図 １相続税負担の推移(東京都)



財務省我が国の税制の概要

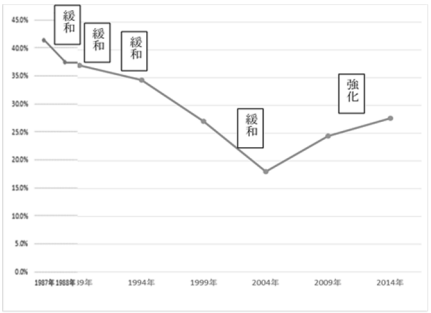
そこで本研究では、相続税制の変化と地価の変化が各都道府県の資産家の資産選択に与えた影響に着目し、ある一定の資産を保有している資産家が直面したであろう相続税の負担割合を試算することにより、相続税制の変更、地価の変動が、相続税負担割合にどのような影響を与え、また相続税負担割合は貸家着工を含む資産選択にどのような影響を与えてきたのかを分析することとした。

相続税負担割合の計算式

相続税負担割合とは本研究の研究対象である 47 都道府県 ×６年次 ＝282 個のサンプル都道府県の相続税対象家計の世帯主が死亡し相続が発生したと仮定した場合、総資産額のうちどれくらいの割合を相続税として徴収されるかを表した比率で、以下の算式により 282 のサンプル都道府県ごとに試算した。
相続税負担割合 ＝ 相続税支払見込額／相続対象資産額
相続税支払見込額＝相続対象資産額－基礎控除額× 相続税率
相続対象資産額：被相続人の資産を各都道府県の商業地 500m2 と金融資産１億円と仮定して相続対象資産額を算出した。

図 ２　相続税制の推移と相続税負担割合（東京都）

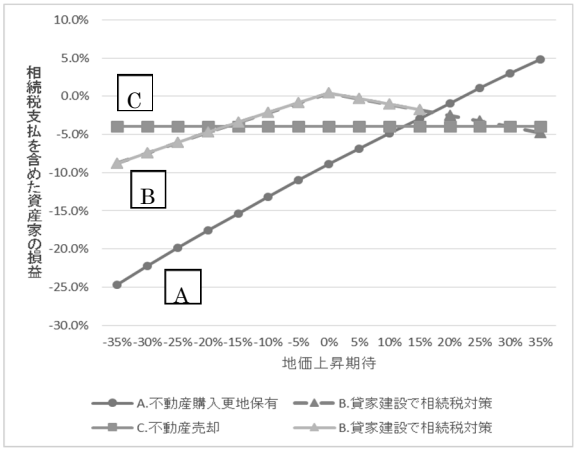
相続税制の変化により相続税負担割合がどのように変化するかを表したのが図 2 となる。相続税負担割合は 4 回の緩和で下落し、2013 年の増税で上昇しているのが分かる。



３．仮説

本研究では、税制の変化、地価の変化により、資産家の家計がどのように資産選択を変えてきたのかに着目し、資産選択についての仮説を組み立てたい。

図 3 相続税負担が大きい場合の資産選択



地価上昇期待と、相続税負担割合により最適な資産選択がどう変化するかをグラフ化して、分析する。今、仮に土地(遊休地)と金融資産同額を保有する資産家を考えて、この資産家が、税制の変化と地価の変動期待によってどのような資産選択をするかを考える。資産の選択としては、土地に着目し、地価の変動期待に対し取り得る選択肢とその効果を考える。土地に着目した場合の基本戦略は 3 つしかない。A.買い増し、B.そのまま保有、C.売却して金融資産に乗り換えるという 3 種類となる。相続税対策の影響を見たいので B の戦略に貸家建設による節税策を混ぜる。相続税負担が比較的大きかった 1989 年当時の相続税を支払った場合の損益曲線を描いたのが、図 2 である。合理的な資産家は自己の地価上昇期待により、一番上部に位置する曲線を選択する。この場合、地価上昇期待が小さいうちは C の不動産売却戦略を選択するが、比較的地価の動きが緩やかな局面を予測すれば、保有土地上に貸家を建てて節税するのが最適資産選択となる、もっと地価が上昇するとなれば更に土地を買い増してキャピタルゲインを得るのが最適選択となる。

今、B の曲線は、貸家とその敷地の含み損だけ計上し、含み益は計上しないよう山形に描いている。通常敷地に貸家を建設してしまうと、相続税対策にはなるが、特に普通借家の場合は取引コストが高すぎて売れないことが多く、保守的に見て含み益は計上していない。しかし、2000 年 3 月から定期貸家の制度が導入されたため、B 戦略の損益曲線も A のキャピタルゲイン戦略の損益曲線にそれ以前よりは相対的に近づいた。

税制が変わり、相続税負担割合が増えると B の曲線は A,C に比べて上方に移動する、税の負担感が増し、節税インセンティブが増加し貸家の選択幅が広がる。相続税負担割合が減ると、B の曲線が、A,C の曲線より上部に位置する機会は減る。相続税の緩和で、相続税負担割合が減ると、節税インセンティブが減り、貸家という資産選択も、相対的に選ばれにくくなる。

以上まとめると、A,B,C の損益曲線は、相続税制度や地価により影響を受けるが、資産選択の基本構造は地価が上がれば、A の選択が有利となり、地価が下がれば C の選択が有利である。また、定期借家導入後は地価上昇期に B の曲線は A と B の間ぐらいの位置を取る。相続税負担割合との関係で言えば、相続税負担割合が高いと B の選択肢が相対的に選ばれやすくなり、低いと A や C の方が選ばれやすくなる。以上から、下記の 2 つの仮説が導かれる。

仮説１．相続税の制度変化から、相続税負担割合が上昇すると、貸家による節税策が比較的有利になり貸家建設が進む。

仮説２．地価上昇期待が高まると不動産が選択され、資産家の金融資産比率は下がる。地価下落期待が高まれば、金融資産が選択され、資産家の金融資産比率は上がる。

４．実証分析

４－１　実証分析の方法

地価の変動期待、相続税制の変化による相続税負担割合の変化、その両者の変動により資産家の資産選択も変化する。相続税制度という全国一律の制度変化によりもたらされる影響を分析したいので、分析対象は全国が望ましいが、相続税制の影響は各都道府県の個別事情（特に資産額）に左右される。各県固有の属性の影響を残したまま、都道府県のデータを直接比較することはできない。そこで本研究では、固定効果モデルと変量効果モデルを選択的に用いて分析を進める。実証分析 2 では上位資産家の家計の金融資産の資産選択について実証を試みる。上位資産家家計の金融資産比率の推計には以下の方法を用いた。家計の所得や資産額は対数正規分布に従うことが知られている 。この性質を利用して、基準年の全国消費実態調査から 47 都道府県の上位 1%、上位 5%の資産家の金融資産額、現住居不動産額、現住居外不動産額を推計し、金融資産比率を算出し地価の変動率と相続税負担割合との関係を分析した

４－２　実証分析の推計式と説明変数

家計の資産選択を分析するには、金融資産、不動産資産の比率を知る必要がある。この要件を満たす統計データは 5 年ごとに行われる「全国消費実態調査」であった。そこで、全国消費実態調査の行われた、1989 年、1994 年、1999 年、2004 年、2009 年、2014 年を基準年とすることとした。実証分析 1 の被説明変数は基準年から 5 年間後までの累積貸家着工数である。実証分析 1 の中心的な説明変数は相続税負担割合と地価である。これに対して実証分析 2 の基準年の上位 5%と上位 1%の資産家の金融資産比率が被説明変数で、これを相続税負担割合と、地価で説明することになる。

実証分析1の推計式　*は対数

貸家新築着工数*
＝β１（相続税負担割合）＊
＋β２（県内世帯数）＊
＋β３（県内若年層比率）
＋β４（前2年県内地価変動率）
＋β５（前2年県内家賃変動率）
＋β６（固定資産税負担率）
＋β７（貸家着工と
同じ期間のダミー変数）
＋　（定数項）

実証分析２の推計式

上位5%資産家の金融資産比率（被説明変数1)
上位1%資産家の金融資産比率（被説明変数2)
＝β1（相続税負担割合）＊
＋β2（前2年県内地価変動率）＊
＋β3（県内世帯数）
＋β4（県内若年層比率）
＋β5（前2年県内家賃変動率）
＋β6（年次ダミー変数）
＋（定数項）

実証分析に使用する説明変数の選択に当たっては先に紹介した先行研究を参考にした。世帯数は貸家の着工に対する需要側をコントロールする変数とする。世帯数に対する仮説は、世帯数が増えると貸家着工は増えるである。したがって正の係数を予測する。世帯数の他に需要側をコントロールする変数として若年層比率を加えた、若年層比率に対する仮説は、貸家は若い世代が住み、非若年層は持家志向が強いというものである。したがって若年層率の係数の符号も正が予測される。説明変数とその算出根拠については表 1 参照

４－３実証分析の結果

（１）実証分析の結果

実証分析 1 から相続税制の変更により相続税負担割合が変化すると貸家着工に有意にプラスの影響がはたらくことが実証された。地価もまた、貸家着工に有意にプラスにはたらくことが実証された。世帯数と若年層比率も貸家着工に対して有意にプラスであり、このことは貸家着工を被説明変数とした先行研究とも整合的になっている。

表 1 説明変数

変数	説明	出典
貸家着工数	暦年の貸家建設着工を取得し、1989年、1994年、1999年、2004年、2009年、2014年を基準年（以下「基準年」という）として、基準年を含む年から次期基準年の前年までの5年間の貸家着工数を足し上げた。 2014年から始まる5年間については、2014年から2016年までの貸家着工数累計を5/3倍した。	国土交通省　建築着工統計調査
相続税負担割合	２－２－２に詳述	
県内世帯数	各暦年の住民基本台帳より基準年の都道府県別の総世帯数を取得	住民基本台帳
県内若年層比率	各暦年の人口動態調査の年齢階級別人口から次の算式により都道府県別に算出した 若年層率 = 20歳から34歳の県内人口／全県民人口	人口動態調査
地価変動率	基準年に先立つ2年間の住宅地の平均変動率の平均値を算出。	国土交通省　地価公示データ「都道府県別・用途別対前年平均変動率」表
家賃変動率	消費者物価指数の「家賃」から基準年に先立つ2年間の家賃指数の変動率を取得し、2年間の平均を算出。	総務省統計局　消費者物価指数
金融資産比率	４－１－５に詳述	全国消費実態調査
前年度一人当たり県民所得	国民経済計算より基準年の前年の都道府県別「1人当たり県民所得」を取得	内閣府　国民経済計算
固定資産税（土地）負担率	市町村税徴収実績調より都道府県別に累計した固定資産税額（土地）／各都道府県面積	総務省　市町村税徴収実績調

表 2　実証分析 1 の結果

	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
被説明変数	基準年に続く５年間の貸家着工数(対数)					
相続税負担割合(対数)	0.451**	0.223	0.325*	0.123	0.449**	0.218
	(2.359)	(1.358)	(1.750)	(0.760)	(2.351)	(1.330)
県内世帯数(対数)	2.687***	1.087***	2.463***	1.065***	2.684***	1.087***
	(5.174)	(18.89)	(4.925)	(18.53)	(5.179)	(19.07)
若年層比率変化	8.796***	6.483***	2.991	1.287	8.963***	6.634***
	(4.559)	(3.607)	(1.279)	(0.587)	(4.727)	(3.763)
前2年地価変動率			1.099***	1.025***		
			(4.065)	(3.851)		
前2年家賃変動率	0.452	0.387				
	(0.495)	(0.422)				
固定資産税額(土地)／	0.039	0.0145	0.182	0.0306	0.038	0.0151
都道府県面積(対数)	(0.304)	(0.378)	(1.415)	(0.799)	(0.294)	(0.397)
1989年～1993年ダミー	0.882***	0.742***	1.038***	0.859***	0.889***	0.752***
	(4.191)	(4.582)	(5.081)	(5.389)	(4.242)	(4.683)
1994年～1998年ダミー	0.731***	0.666***	0.953***	0.866***	0.736***	0.673***
	(4.604)	(5.232)	(5.923)	(6.476)	(4.655)	(5.323)
1999年～2003年ダミー	0.496***	0.441***	0.581***	0.531***	0.500***	0.445***
	(5.222)	(6.021)	(6.248)	(7.130)	(5.280)	(6.121)
2004年～2008年ダミー	0.695***	0.595***	0.696***	0.607***	0.696***	0.596***
	(15.252)	(16.24)	(15.951)	(17.18)	(15.311)	(16.29)
定数項	-25.774***	-4.411***	-24.379***	-4.556***	-25.721***	-4.435***
	(-3.746)	(-4.962)	(-3.696)	(-5.215)	(-3.746)	(-5.021)
サンプル数	235	235	235	235	235	235
決定係数	0.816		0.831		0.816	
個体数	47	47	47	47	47	47
修正済み決定係数	0.760		0.780		0.761	
F統計量	88.23		98.05		99.65	
ハウスマン検定値	Prob>chi2 =	0.0505	Prob>chi2 =	0.0821	Prob>chi2 =	0.0295

（2）結果の解釈

1989 年~1994 年にかけては地価が下落し、基本的には図 3 の地価はマイナス局面の状況で C の金融資産選択が主流となる。しかし、地価の下落幅は東京の 45%と北海道の 4%では格差があり、下落がマイルドな北海道では貸家着工は東京ほどには減っていない。このことはマイルドな地価の動きのときには、B 貸家戦略もありえるという仮説と整合的な結果となっている。

1994 年～2013 年は 4 度の税制緩和で相続税負担割合は低いレベルであり、基本的には貸家建設は低レベルとなるはずである。地価の動きは比較的マイルドであり、C の金融資産選択が最適な状況である。このことは、1994 年から 2013 年にかけて資産家の家計が金融資産を選好し金融資産比率が全国的に高まったことと整合的となっている。

2013 年の増税アナウンスからは相続税負担割合の増加が見られ、地価の変動率は 2014 年の前 2 年では東京でわずかにプラス、北海道でわずかにマイナスを示し、マイルドな地価変動となっており、B の貸家による節税戦略が採られやすい環境となっている。制度変更を受けて相続税負担割合が上昇し貸家着工が増えている。このことは資産選択の枠組みで考えた仮説 1 と整合的な結果となっている。

表 3　実証分析 2 の結果

	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
被説明変数	トップ1%資産家の金融資産比率				トップ5%資産家の金融資産比率			
相続税負担割合(対数)	-0.078**	-0.142***	-0.078**	-0.119***	-0.045	-0.0776***	-0.048*	-0.0880***
	(-2.080)	(-5.967)	(-2.079)	(-4.003)	(-1.586)	(-3.380)	(-1.694)	(-4.362)
前2年地価変動率	-0.190***	-0.219***	-0.189***	-0.189***	-0.187***	-0.187***	-0.181***	-0.180***
	(-4.318)	(-4.895)	(-4.244)	(-4.313)	(-5.588)	(-5.690)	(-5.431)	(-5.474)
前2年家賃変動率	-0.263	-0.256	-0.260	-0.289			-0.196	-0.219
	(-1.423)	(-1.357)	(-1.399)	(-1.588)			(-1.421)	(-1.602)
世帯数(対数)			0.010	-0.0115	-0.018	-0.00545		
			(0.141)	(-1.319)	(-0.310)	(-0.765)		
前年の県民所得(対数)					-0.043	-0.0257	-0.035	-0.0301
					(-0.847)	(-0.837)	(-0.725)	(-1.039)
1989年ダミー	-0.020	-0.0511***	-0.017	-0.00468	-0.090***	-0.0684***	-0.078***	-0.0590***
	(-1.083)	(-5.579)	(-0.612)	(-0.279)	(-3.347)	(-4.726)	(-4.276)	(-4.169)
1994年ダミー	-0.172***	-0.190***	-0.169***	-0.164***	-0.205***	-0.194***	-0.197***	-0.187***
	(-14.305)	(-23.33)	(-8.442)	(-14.19)	(-12.918)	(-23.30)	(-21.501)	(-23.84)
1999年ダミー	-0.121***	-0.115***	-0.120***	-0.126***	-0.109***	-0.109***	-0.104***	-0.107***
	(-15.377)	(-15.09)	(-8.888)	(-16.49)	(-10.635)	(-19.45)	(-17.552)	(-18.57)
2004年ダミー	-0.109***	-0.0714***	-0.108***	-0.131***	-0.089***	-0.103***	-0.087***	-0.107***
	(-5.494)	(-9.481)	(-5.138)	(-8.211)	(-5.606)	(-8.483)	(-5.875)	(-9.770)
2009年ダミー	-0.067***	-0.0325***	-0.067***	-0.0856***	-0.050***	-0.0627***	-0.050***	-0.0670***
	(-3.717)	(-4.407)	(-3.633)	(-5.809)	(-3.613)	(-5.610)	(-3.672)	(-6.752)
定数項	0.206***	0.351***	0.064	0.286*	0.819	0.451*	0.508	0.392
	(2.953)	(43.70)	(0.063)	(1.813)	(0.829)	(1.797)	(1.277)	(1.578)
サンプル数	282	282	282	282	282	282	282	282
決定係数	0.807		0.807		0.899		0.900	
都道府県	47	47	47	47	47	47	47	47
修正済み決定奇数	0.761		0.760		0.874		0.875	
F等係数	118.4		104.8		222.7		224.8	
ハウスマン検定	Prob>chi2 =	0.8705	Prob>chi2 =	0.7850	Prob>chi2 =	0.5390	Prob>chi2 =	0.6084

４－４　2013 年の増税の影響のシミュレーション

相続税増税がアナウンスされた 2013 年以前の 5 年間の貸家着工を基に、実証分析 1 の結果を利用して、アナウンス後の 2014 年から 5 年間の貸家着工を推計する。実証分析 1 から②式を選択する。

Ln（貸家着工）=0.325Ln（ 相続税負担割合）

2013 年増税（アナウンス）により増加する相続税負担割合を全国平均で計算すると

14.4%⇒19.9%　となる。

また、2009 年～2013 年までの 5 年間の貸家着工実績は

Y1=1,580,100（戸）である。

推計する 2014 年から 2018 年までの 5 年間の貸家着工数を Y2 とすると

Y1 と Y2 の関係は I 式より

Y2/y1=e^(0.325（ln0.199）)/e^(0.325（ln0.144）) と表される。

これを解いて、*y*2=1,755,539 を得る。

y2-y1=1,755,539-1,580,100=175,439　であるから、2014 年からの 5 年間の貸家着工数は相続税の増税により 17 万 5 千戸増加することが推計できる。

5.政策提言

５－１　実証分析から分かる問題点

実証分析の結果、相続税の制度変更等により、相続税負担割合が変化すると貸家着工数に有意な影響を与えることが実証された。シミュレーションからは次の 5 年間で今回の増税で増える新規着工件数は１７万５千戸と予想されている。貸家による節税対策の源は不動産の評価の優遇にある。確かに、不動産は金融資産に比べて流動性で劣るので、多少の減価は必要かもしれないが、現行の減価の仕方は流動性を加味しても過大であり、合理性を欠いている。その問題点を概観すると表 4 のとおりとなる。

５－２制度評価の枠組み

本論文では不動産鑑定理論に即して制度を評価したい。借地権に関する「借地人に属する経済的利益」をその権利の授受があるおかげで借地権者が通常よりも安い地代で借地を利用できる権利という意味で「借り得」部分と呼ぶ。また、借地権者がいるおかげで、地主の利用が制約されたり処分が制限されたりすることを地主にとって土地の流動性が減るという意味で、「流動性」部分と呼ぶこととする。この「借り得」と「流動性」によって現行の借地権の財産評価制度を評価すると、表 5 のようになる。

表 4 相続税の財産評価の問題点

問題項目	問題の所在
借地権	1992 年の定期借地権導入に伴い、定期借地権の評価制度が取り入れられたが、普通借地権の評価方法は、改正されず、30%から 90%の間の一律評価のままである。
借家権	2000 年に定期借家権が導入されたが、今日に至るまで定期借家権の評価制度は導入されておらず、定期借家権も普通借家権と同じく一律 30%と評価されていること。
貸家建付け地	貸家の評価額から借家権に基づく借家権割合（30%）を引くのに加えて、その敷地からも 30%×（30~90%）を二重に減価していること。
土地の 80%評価問題	金融資産との流動性の差を加味しても 20%のアローアンスは過大ではないか。

表 5 現行の借地権の財産評価

	普通借地権	定期借地権
基礎となる理論	慣行として形成されてきた	不動産鑑定理論
借り得部分	地域ごとに一律に30%～90%（基本通達27）	定期借地権設定時における借地権者に帰属する経済的利益の総額（基本通達27-2）
流動性部分	一律20%（基本通達25）	5年以下5%、5－10年10% 10－15年15%、15年以上20%（基本通達25（2））
流動性部分の取り扱い方	借地権の取引慣行のない地域では、借地権の価格は評価しない（基本通達27）、貸宅地の評価に際しては20%を控除した金額で評価する（基本通達25）	「借り得」部分の価格が上記の金額を下回る場合には上記の金額で評価する。

５－３借地権について

表 5 から両制度を評価すると、普通借地権は慣行による 30%～90%の一律設定となっているが、定期借地権は不動産鑑定理論に基づいて個別に計算することになっており、定期借地権の方が、個別事情を反映できるので、評価方法として合理的である。

定期借地権が導入されてから、25 年が経過している。新しい制度が導入されたにもかかわらず、普通借地契約を結んだ地主は、自己に有利な新制度をあえて利用せず、古い制度により借地人に高い立ち退き料を認めてしまっている者である。自らの財産を毀損した者にまで減価の特典を認めることはなく 1992 年 8 月以降に結ばれた普通借地権は財産評価上、定期借地権取引とみなしてもよいのではないかと考える。

流動性部分の評価については、現行制度は借り得部分と流動性部分に分けて評価をしている。借地人がいることにより、土地の利用や処分が制約を受けるのは確かで、流動性部分により減価するのは合理性がある。相続税の財産評価に関する限り、流動性部分はあくまでも借り得部分の下限としての役割であり、借地権として借り得部分にプラスアルファーされるわけではない。補完的な役割であれば、現行制度での割合による減価を認めてもよいのではないかと考える。以上をまとめると以下の政策提言となる。

提言１－１

普通借地権減価は現行の地域ごとに割り振られた 30%～90%の一律減価を改めて、不動産鑑定理論に則った以下の方式とする。

・普通借地権も定期借地権も不動産鑑定評価理論に基づいた評価とする。
・相続税財産評価上は 1992 年 8 月以降締結の普通借地権を定期借地権とみなす。
・流動性部分として現行の普通借地権 20%、定期借地権 20%から 5%の下限という制度を残す。

５－４貸家建付け地と借家権

まず貸家建付け地の減価の制度について評価すると、貸家建付け地とは貸家とその下の敷地が一人の地主の所有であるときの状態である。貸家から借家権を減価し、貸家建付け地から借地権割合 × 借家権割合を減価するのは、明らかに二重減価になっている。

借家権についても、新制度導入後の旧制度契約締結者は相続財産の毀損については自己責任なので財産評価上の減価はしないとの立場に立つ。

借家権についても借り得部分と流動性部分を分けて考えるが、借り得部分には継続家賃と正常家賃の差額を鑑定評価しなくてはいけない問題があり、煩雑でコストもかかるので、流動性で割り切って年数に応じた評価をするという提案をしたい。貸家建付け地とまとめて示すと以下のようになる。

提言１－２

貸家と貸家建付け地は一体のものとして減価し、二重減価は行わない。借家権の減価は現行一律 30%の減価を認めているものを以下のとおりに改める。

・借家権割合の算定は普通借家権の場合も、定期借家権の場合も借り得部分は算定せずに流動性部分で減価するものとする。
・流動性にあたる部分には以下の減価を認める。5 年以下 5%、5－10 年 10%、10－15 年 15%、15 年以上 20%
・2000 年 3 月以降の普通借家権契約も定期借家権契約とみなす。

５－５　土地の 80%評価問題

金融資産との流動性の差、相続税対策のインセンティブとなることから考えて現行の 20%のアローアンスは過大である。100%近辺で評価すると地価下落時に更正の請求が殺到し、その妥当性判断が膨大なコストなりかねない。それを防ぐためには 5%程度のアローアンスは維持し、これ以上の下落がないと更正請求は受付けない旨の規定を明文化することで、更正の請求の歯止めとすることもできると考える。以上をまとめて以下の政策提言をしたい。

提言１－３

・現行、路線価の公示地価に対するレベルが 80%に設定されているのを 95%に改める。
・地価が公示地価を 5%以上下落しなければ更正の請求は受け付けない旨明文化する。
・売り急いだ相続人が、公示地価の 95%以下の価格でしか相続した土地を売却できなかった場合は更正の請求を受け付ける。
・受け付けた更正請求は請求の内容が、真正売買であるか、客観的な価格形成であるかを課税当局で判断し、妥当な更正請求と認められる場合に限り、更正を認める。

６．まとめ

今までにも資本コストの概念を使って、各種税制の変化が貸家建設に影響を与えることが実証されてきた。しかし、相続税制の影響は貸家投資のコストとは直接関係なく、貸家の資本コストでは正確には反映できないおそれもある。

本研究の最大の意義は、資本コストの概念から離れ、地価と相続税制が変動したときに資産家がどのような資産選択をするかという枠組みの中で、相続税負担割合が貸家着工に有意にはたらくことを実証したことである。

シミュレーションからは、2014 年からの 5 年間で相続税増税の影響で 17 万 5 千戸の賃貸住宅が増加する試算となる。貸家着工は足元増加傾向であるが、相続税対策による不要不急の貸家着工はいくらになるのか、本研究は 17 万 5 千戸という実証分析に裏打ちされた数字を示したのである。

参考文献

倉橋透（1998a）「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの定式化」日本不動産学会誌 第 12 巻第 3 号、1998.3 pp.82-89
倉橋透（1998b）「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの計測」日本不動産学会誌 第 12 巻第 4 号、1998.6 pp.51-62
倉橋透（2007）「首都圏における相続税対策の貸家着工戸数への影響」東京：建設物価調査会、 pp.3-12
山崎福寿、浅田義久、井出多加子、篠原二三夫、石川達哉（2003）「社会構造や資本コスト等の変化が市場に及ぼす影響について」『住宅税制のあり方に関する調査研究：報告書』住宅生産団他連合会　pp.87-162

医療費助成制度の助成制限、救急電話相談等が
小児二次救急医療機関のコンビニ受診に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16706　　鴨志田　将

1.　はじめに

コンビニ受診とは、一般的に外来診療を行っていない休日や夜間に、緊急性のない軽症患者が病院の救急外来を受診する行為を指す。近年こうしたコンビニ受診の増加が医師の過重労働を引き起こし、疲労した医師を地域から撤退させるなど、問題視されるようになった[1]。

一方で、対象年齢の拡大など子育てコストの軽減策の一つとして拡充されている小児医療費助成制度（以下「助成制度」）は、経済学の観点からは価格の引き下げによる受診増加を誘発し、小児救急医療における問題点の検証もされぬまま、また子育て支援策としての有効性も確認されぬまま制度の拡充だけが先行している[2]。そのような背景の中、小児患者の容態急変に対して、夜間に医師や看護師などから対応について相談することができる「小児救急電話相談窓口（#8000）（以下、「電話相談」）」が 2004 年度から国の事業として展開され、2010 年度には全都道府県に急速に普及した[3]。

そこで、本研究では、本来入院治療が必要な重症者の処置を目的とする二次救急医現場におけるコンビニ受診について、各自治体の助成制度の違いによる影響や電話相談による効果について分析する。

2.1　救急医療制度の概要

救急医療体制は 1963 年の消防法改正で「外傷患者の搬送」を救急業務として救急隊に義務付けられた時に始まる。以後、関係者各位の努力により「救急告示医療機関制度」、「初期、二次、三次の救急医療機関制度」などの制度改革を経て今日に至っている[4]。現状の救急医療体制は、患者が症状の程度（軽症、重症）によって診療機関を区別し、段階的に受診するよう周知している。休日および夜間に発生した比較的軽症な急病患者は初期救急医療機関（以下「初期救急」）、入院治療が必要な重症患者は二次救急医療機関（以下「二次救急」）、二次救急でも対処が難しい場合には主に大学病院に設置されている救命救急センターで処置を行う仕組みとなっている。

2.2　小児医療費助成制度の概要

助成制度は家計が負担する子どもの医療費の一部ないし全部を市区町村が独自に補助する事業であって、都道府県はその支出の一部を補助事業として助成している。助成制度は 1961 年に岩手県和賀郡沢内村で実施されたのが始まりとされており、「福祉元年」として知られる 1973 年の前後に 5 都府県を除く道県が相次いで市区町村が行う乳幼児の医療費助成事業に対して県費による助成を導入した[5]。2000 年頃から少子化対策のかけ声とともに順次対象年齢の拡大などが図られ、就学前を超え、修学後も対象とするところが現れ、福祉施策から子ども全体を対象とする一般施策へと装いを変えてきた。2007 年は統一地方選の年で、乳幼児医療の充実がマニュフェストに掲げられたところもあり、2008 年度に向け年齢拡大や所得制限の撤廃の流れが一気に加速した[6]。助成制度は医療保険の適用にならない医療費の 2～3 割分を市区町村で助成する仕組みであるが、助成に制限がかけられる自治体も多くある。助成制限には「年齢制限」、「所得制限」、「自己負担金の支払い」があり、また支払い方法は「現物支給」、「償還払い」に分かれている。支払い方法について、医療機関窓口で医療費受給者証を提示すると金額を支払わなくて良いものを「現物支給」、一旦は金額負担し後日自治体から返還されるものを「償還払い」という。

3.　ミクロ経済学から見た二次救急医療

図 1 は縦軸に患者の受診便益、診療コストをとり、横軸は受診者数である。

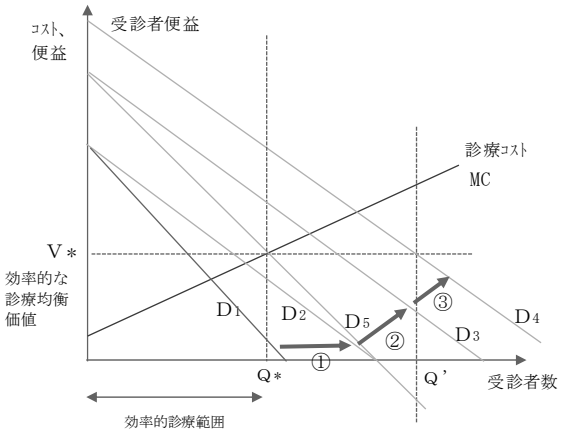


図 1 受診者便益が増加する過程

D が患者受診便益曲線、MC が診療コスト曲線である。本研究では受診者便益が D5（D1＋医療保険）の状態をリスク移転により経済厚生を改善する最も効率的な状態であるとする。従って、D5 と MC の交点は効率的診療均衡点であり、V*はその点においての診療価値であり、Q*は診療患者数である。

なお、診療点数（医療費）は国で定められているため、二次救急医療市場における受診者便益や診療コストの変化により医療サービスの市場価格は変化しないことに留意しなければならない。D1 は医療費に対して医療保険や医療費助成等補助がない状態である。D2 は子どもの症状が軽症か重症かを判断できなくなるために受診してしまうシフトである（図 1 矢印①）。医療保険が適用されると患者の費用負担は減少することから受診者便益は D3 へシフトする（図 1 矢印②）。そして、医療保険が適用にならない部分に医療費助成がされると、受診者の負担はさらに減少するため、受診者便益は D4 までシフト(図 1 矢印③)する。

最終的に受診者は Q*から Q’へ増加し、この差が超過需要となり、診療のコスト MC が最も効率的な患者便益とする D5 を上回る部分であり、モラルハザードおよび情報の不確実性により生じた死荷重 DW1、DW2 である（図 2）。DW1 は交換の不利益により発生した死荷重であり、本来、医療費助成や不確実性がなければ発生しなかった医師等従事者の疲労や医療資機材などの消費がこれにあたる。また、DW2 は診療遅延による死荷重である。本研究ではこれら死荷重について自治体の施策の違いにより、どの程度の抑制効果があるかを分析し、抑制策について提案するものである。

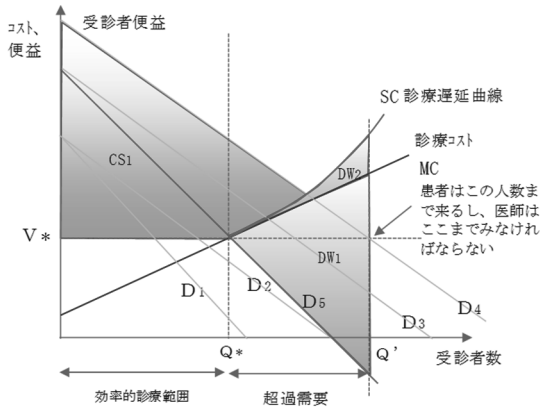


図 2 モラルハザード及び不確実性で生じた死荷重

4. 仮説

前章の「理論分析」において生じた死荷重（モラルハザードおよび情報の不確実性）に基づき、三つの仮説および、この仮説に基づいた分析方法を提示する。

(1). 少子化対策で始まった医療費助成制度の拡充は、軽症者の受診を助長し、その一方で、医療費助成に所得制限、自己負担金等の助成制限を課した場合や、電話相談を利用した場合は、二次救急医療機関の軽症者を抑制できるのではないか。

方法:「電話相談、助成制限による軽症者抑制効果の分析」

(2). 子どもの症状が判断できず救急医療にかかるか迷った場合に、医療費助成制限が厳しい自治体ほど電話相談利用が増加し、軽症者をより抑制できているのではないか。

方法:「助成制限と電話相談の相乗効果（助成制限と電話相談の充実を同時実施した場合の軽症者抑制効果）」

(3). 休日日中・準夜帯に、初期救急医療機関より二次救急医療機関への距離が近い住民は、自治体は初期救急医療機関受診を勧奨しているにもかかわらず、二次救急医療機関へ向かう傾向があるのではないか。

方法:「居住地域から救急医療機関までの距離、およびその差分が軽症度合に与える影響の分析」

5. データの説明

分析に用いる変数は公開されているものは少なく、特に患者数は自治体ごとでないと把握していないことから、質問票をEメール等で送信した。本研究のコンビニ受診の要因である医療費助成制度と電話相談

は、前者が市区町村主体の事業、後者は都道府県の事業であるためそれぞれに質問票を作成して送付する必要があった。対象地域は関東、近畿地方の 14 都道府県および 543 市区町村。都道府県の質問項目は「電話相談の体制および実績」、「二次救急医療機関患者数」、「救急医療啓発活動」。市区町村の質問項目は「二次救急医療機関患者数」「独自で行っている電話相談」「救急医療啓発活動」「医療費助成」である。質問票は原則 2 週間の期限で 2016 年 11 月末に発送し、最終的に都道府県の回答率は 92.8%、市区町村は 543 市区町村中 316 件(回答率 58.2%)だった。医療費助成制度は、市区町村で独自に助成制限や支払い方法を定めているため、患者数に与える影響を調べるために、被説明変数は都道府県が把握している医療機関別あるいは医療圏別の患者数をその地域の市区町村の小児人口で按分した「都道府県広域按分患者数」とし、2011、2013、2015 年度の 3 年度のパネルデータ 546 件を作成し、変量効果モデルによる分析を行った。

6.1 仮説 (1) の推定式、推定結果、考察

被説明変数は軽症者率、軽症度合、重症者率、説明変数は医療費助成制限、電話相談、救急啓発およびコントロール変数である。推定結果のうち被説明変数が軽症者率のものを以下に示す。

被説明変数:軽症者率				
説明変数		係数	標準誤差	有意性
医療費助成	年齢範囲	−0.0004208	0.0019545	
	所得制限年齢範囲	0.0023553	0.0012707	*
	所得制限ダミー	−0.0348908	0.017998	*
	自己負担金年齢範囲	0.0011481	0.0009684	
	一年齢当りの自己負担金600未満ダミー	−0.0305033	0.0104713	***
	一年齢当りの自己負担金900未満ダミー	−0.0319813	0.0151934	**
	一年齢当りの自己負担金1200未満ダミー	−0.0415075	0.0167771	**
	一年齢当りの自己負担金1500未満ダミー	−0.0365273	0.0207968	*
	一年齢当りの自己負担金1800未満ダミー	−0.0473329	0.0238906	**
	一年齢当りの自己負担金2100未満ダミー	−0.0596479	0.0266233	**
	自己負担金限度区分	−0.0025696	0.0092469	
	償還払い年齢範囲	−0.0015122	0.0008946	*
	償還払いダミー	0.0029816	0.0101686	
電話相談	独自電話ダミー	−0.0072823	0.0073312	
	県電話相談率	−0.3959633	0.1085599	***
	県電話相談委託先医療機関等	−0.0783531	0.0171874	***
	県電話相談委託先公益法人等	−0.0168902	0.0129354	
救急啓発	市救急医療啓発度合い	0.01983	0.013142	
	県救急医療啓発度合い	−0.0144682	0.0084465	*
コントロール変数	ノロウイルス定点当たり患者数	0.0004349	0.0003802	
	インフルエンザ定点当たり患者数	−0.0003652	0.0002119	*
	核家族世帯率	−0.120628	0.0574658	**
	一人当たりの地方税額	−0.0000149	0.00004	
	他市区町村への通勤者率	0.1228889	0.0685193	*
	医師率	0.4491017	0.1506908	***
	年度ダミー			
観測数			546	
決定係数			0.0829	

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

医療費助成制限の結果については次のとおりである。所得制限ダミーは有意水準 10%で符号はマイナスを示した。また、自己負担金額ダミーについても全ての金額帯で有意水準 1〜10%で符号はマイナスを示した。すなわち、所得制限や自己負担金の助成制限は軽症者の受診を抑制する効果があった。医療費助成制限全体で約 7〜9%の抑制効果だった。市の独自電話相談ダミーは符号がマイナスであったが有意性はなかった。しかし、被説明変数が軽症度合の場合は有意水準 1%で符号はマイナスのため、市の電話相談実施による軽症者抑制効果は期待できる。県実施の電話相談率および委託先医療機関ダミーは有意水準 1%で符号はマイナスを示した。電話相談事業合計で約 10%の抑制効果だった。以上、県の救急啓発活動も含めると、全体で約 18〜21%の軽症者抑制効果を確認できた。なお、被説明変数が重症者率の助成制限は所得制限ダミー、自己負担金ダミーともに統計的に有意性を示さなかった。

6.2 制度導入による自治体救急医療費削減効果

6.1 で軽症者の抑制効果を示すことができたことから、軽症者率を軽減した説明変数の係数を合計し、抑制後の軽症者数を算出、一人一日当りの医療費を掛け合わせ自治体の費用削減額を試算した。なお、試算条件は人口 20 万人の自治体で、小児人口は 26,000 人、軽症者は年間 1,700 人、重症者は年間 200 人、1 回の医療費代を 8,500 円、夜間・休日診療費加算を 3,400 円、保険適用後の医療費(2〜3 割分)を 3,120 円とし、負担金額を増額させ、それごとの削減金額を算出した。結果は図 3 のとおりである。

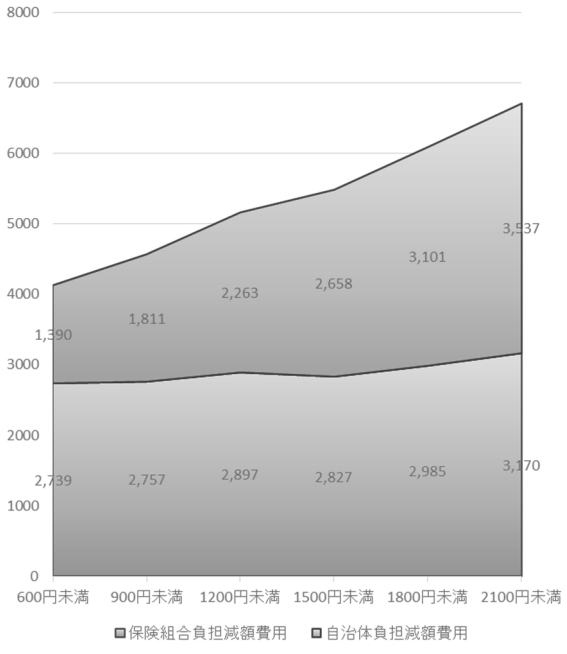


図 3 自治体、保険組合の費用削減効果(単位:千円)

図より、自己負担金額 600 円程度で年間約 140 万円、負担金 1,200 円程度で約 230 万円、負担金額

1,800 円程度で約 310 万円と負担金額を増額すると削減費用も増すことが分かる。

6.3 仮説（2）の推定結果、考察

結果は、自己負担金ダミーおよびその電話相談充実ダミーとの交差項は、符号はマイナスを示したが、殆ど有意性を示さなかったことから、明らかな効果を示すことはできなかった。

6.4 仮説（3）の推定結果、考察

説明変数が差分の場合は有意水準 1%で符号はプラスとなった。初期救急が二次救急より1km遠くなると約 0.59%軽症度合が増加した。以上から、患者の保護者は、初期救急が遠くなるほど、近隣の二次救急を受診する傾向があるといえる。

7 政策提言

前章の推定結果と考察から、以下の政策を提言する。

(1). 医療費助成の制限は重症者に影響なく、軽症者(モラルハザード)を抑制でき、自治体等の費用削減にも大きな効果があることから、積極的に導入すべきである。

本分析では、二次救急医療機関での所得制限や自己負担金の助成制限により軽症者を抑制する効果がある一方で、重症者を抑制していないことを示した。経済理論分析では、医療費の補助が何も無い状態から医療保険が適応されたときの患者便益を、患者にとっての経済厚生を改善する最も効率的な状態としているため、その超過需要を抑制する手段としては自己負担金額を増額するほど良いということになる。しかし、医療費助成制度が導入された背景として所得の再分配対策や重症化対策といった側面もある。それらの背景にある対策と自己負担金増額はトレードオフ関係があるため、所得制限と併せながら自己負担金を増額することが必要となる。

また自己負担金額の設定に際しては次の点に留意しなければならない。助成制限は救急時だけでなく、医療全般にかかるものである。仮に、自己負担金の増額は、将来の医療費請求額を減らそうと保護者は子どもの健康を日頃から気をつけるように促すことになる反面、患者が日常の予防的な診療さえも受診することを妨げかねない。この問題を軽減するための政策の一案として、乳幼児健診を受診した場合には自己負担金額を軽減する方法である。

(2). 都道府県の電話相談は軽症者を抑制する効果があるため、需要によって回線数等体制を充実させるべきである。市独自に行う電話相談についても県の電話相談の機能等補完すべき役割として、導入すべきである。

都道府県の電話相談は、実施時間帯が様々であり、深夜や休日日中行っていない地域もある。また、需要も年々伸びており、混雑時には電話が繋がりにくい状況も起こっている。この問題を解消するために、都道府県は回線数や相談員を増やすことや、また、市区町村で不足分を補うのも一つの方法である。規模の経済性から考えると、都道府県一本化は合理性がある。それぞれの市町村が委託する電話相談で常に電話が鳴り続けている状況や問合せが集中する時間帯は別として、問合せのタイミングに差異はあるはずである。その場合には各都道府県一箇所に相談体制を集中させることで、各市区町村で設置するよりかは少ない回線数、相談員の設置で対応可能と思われる。しかし、市区町村独自の電話相談は近隣の病院事情等把握した上で相談に応じることができるなど、より地域に密着した細やかな対応が可能であるという利点もあるため、トレードオフを考慮して、効率的な方法を模索すべきである。

(3). 二次救急医療機関より初期救急医療機関のほうが遠方の地域は特に、二次救急の軽症者の増加が予想されることから、自治体は電話相談体制を充実させ、利用促進すべきである。

医療機関までの距離のモラルハザードを抑制する目的だけで考えるのなら、初期救急医療の機能を二次救急医療機関に一本化することである。しかし、政策の実施のためには、便益だけでなく費用も含め社会的に効率的かを検証しなければならず、本研究で提言できる実現可能で合理的な解決策としては、そのような地域においては軽症者の不要、不急の受診を避けるために、電話相談の利用促進を周知することである。

---

[1] 松本悠貴・星子美智子・森松嘉孝・森美穂子・久篠奈苗・石竹達也(2015)参照
[2] 多田道之(2005)参照
[3] 酒井順哉・酒井俊彰・増田阿耶(2010)参照
[4] 丸茂裕和(2000)参照
[5] 西川雅史(2010)参照
[6] 小林成隆・西川義明(2008)参照

介護事業者の不正行為を防止する取組とモニタリング効果の検証

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16708 高田　拓元

1 はじめに[1]

2000 年(平成 12 年)に介護保険法が施行されてから 16 年が経過している。この 16 年の間にはコムスン事件を初め様々な介護サービスに関する不正事例が発生した。介護報酬の不正請求のほか、人員や運営基準違反、虚偽報告や虚偽申請、さらには利用者への虐待と多岐にわたる。こういった行為は利用者の尊厳を損ないケアの質を落とし、介護保険制度全体への信頼を貶める、看過されてはならないことである。そのため、国を初めとする行政機関は、不正を未然に防ぐことや、発生した不正事例に適切な処分を下せるように指導や監査を行い、また制度の改正を行ってきている。本稿においては、指導におけるモニタリング効果を指導の実施回数(以下、「指導周期」という)と指導結果公表の有無について実証分析を行った。分析に当たってはサービス種別ごとに介護サービスの苦情率、利用率、虐待率の 3 指標を使用した。実証分析結果や現状を踏まえ、モニタリング効果をより高めるための提言を行った。

2 制度の概要

行政による指導および監査は介護保険法施行前から行われてきた手法であり、指導については介護保険法(以下、「法」という)第 23 条および第 24 条を、監査については法第 70 条以下の各サービスに該当する条文を根拠としている。その目的は、指導が介護サービスの質の確保・向上および不正や虐待の防止とされており、監査は事後的に権限を適切に行使することとされている。今回、モニタリング効果として指導、特に事業所へ行政職員が立ち入り、請求等の書類や利用者の生活実態を確認する実地指導に着目している。その理由としては、2006 年の介護保険制度改正にある。この改正の中で指導指針の見直しも行われており、指導周期に関する規定が廃止されている。指導周期に関する規定とは、施設サービス(介護老人福祉施設(特別養護老人ホーム)、介護老人保健施設、介護療養型医療施設)は 2 年に 1 回、居宅サービス(施設以外の介護サービス)は 3 年に 1 回指導を行う、としていたものである。厚生労働省は各自治体により効率的かつ効果的に実施するとして、この規定を廃止することとした。

また、本研究の過程で指導結果について行政により公表非公表の違いがあることがわかった。指導の結果を公表するかどうかは任意でありその取り扱いにばらつきが生じている。

3 理論分析と仮説

介護事業者と介護サービス利用者の間に情報の非対称性の緩和解消のため、行政は指導という形で介入している。指導におけるモニタリングと情報公表による効果について仮説を設定する。

モニタリングに関する理論分析

行政には適切な介護サービスが提供されているかを監督する責任があり、現実にモニタリングとして行っているのが指導である。事業者と利用者の情報の非対称を解消し、サービスの質の向上や不正の防止と言う役目を持っている。指導周期が廃止されたことによって、そのモニタリング効果に違いが見られるようになってきているのではないかという考察のもと、仮説 1 を設定する。

仮説 1　短い指導周期で行政が指導を実施することは、長期化する指導周期の場合よりも、介護サービスの質の向上につながっているのではないか。

情報公表に関する理論分析

[1] 本稿は論文の要約であるため、参考文献等は論文を参照されたい。

指導結果の公表が行政により行われることは、事業者と利用者の間の情報の非対称の解消に役立つと考えられる。さらに、事業者にとっては自らの介護サービスの質を高めようとするインセンティブを持つことが予想される。また、利用者にとっては結果が公表されることでより適切なサービスを行う事業者に変更することが可能となる。このような考察のもと以下の仮説を設定する。

仮説 2　指導の結果を公表することは、非公表とすることよりも、介護サービスの質の向上につながっているのではないか。

4 実証分析

第 3 章で設定した 2 つの仮説について実証分析を行う。

介護サービスの質と指標

本稿では先行研究を踏まえ介護サービスの質を苦情率、利用率、虐待率の 3 指標で測ることとする。不満足度を示す指標として苦情率を、利用者の現実の行動の結果として利用率を、また実際に起きた虐待について統計にまとめられているものを虐待率として使用している。どの指標も完全なものではないものの、質を測るベストな指標が確立されていないため、複数の指標を組み合わせて見ることでその傾向を調べることとする。

実証分析 1　施設サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして

施設サービスへの指導周期のモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。2002 年から 2014 年の都道府県パネルデータを使用し、固定効果モデルまたは変量効果モデルにより分析する。被説明変数は苦情率と利用率とする。指導周期を示す説明変数は、施設 2 年～7 年超ダミーであり、指導を何年に 1 回行っているかを指標化したものである。結果の公表には結果のみの公表と事業所名までを含めて公表しているときの 2 通りがある。

推計結果は表 1 および表 2 のとおりである。

表1　施設サービス苦情率を被説明変数とした結果
変量効果モデル

被説明変数	施設サービス苦情率		
説明変数	係数		標準誤差
施設2年ダミー	−0.502	**	(0.233)
施設3年ダミー	−0.360	*	(0.210)
施設4年ダミー	−0.720	**	(0.335)
施設5年ダミー	−0.331		(0.417)
施設7年超ダミー	−0.249		(0.254)
指導結果公表	−0.005		(0.163)
事業所名公表	0.186		(0.361)
施設密度	0.027		(0.033)
処分率	0.090		(0.128)
後期高齢認定率	−0.103	**	(0.049)
低所得率	−0.061		(0.089)
重度率	0.017		(0.034)
2003年	−0.270		(0.231)
2004年	−0.433	*	(0.244)
2005年	−0.187		(0.266)
2006年	−0.627	*	(0.338)
2007年	−0.747	**	(0.367)
2008年	−0.929	**	(0.391)
2009年	−0.893	**	(0.431)
2010年	−1.002	**	(0.479)
2011年	−0.741		(0.494)
2012年	−0.904	*	(0.488)
2013年	−0.855	*	(0.460)
2014年	−0.882	*	(0.497)
定数項	9.974	**	(4.073)
観測数	611		
決定係数	0.179		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表2　施設サービス利用率を被説明変数とした結果
固定効果モデル

被説明変数	施設サービス利用率		
説明変数	係数		標準誤差
施設2年ダミー	−0.001		(0.023)
施設3年ダミー	0.047	**	(0.021)
施設4年ダミー	0.067	**	(0.034)
施設5年ダミー	0.039		(0.041)
施設7年超ダミー	0.037		(0.025)
指導結果公表	0.030	*	(0.016)
事業所名公表	−0.055		(0.035)
施設密度	0.105	***	(0.004)
後期高齢化率	−0.013	***	(0.004)
低所得率	0.067	**	(0.032)
重度率	−0.029	***	(0.005)
2003年	0.015		(0.019)
2004年	0.031		(0.022)
2005年	0.004		(0.025)
2006年	0.240	***	(0.032)
2007年	0.361	***	(0.034)
2008年	0.346	***	(0.036)
2009年	0.399	***	(0.038)
2010年	0.470	***	(0.045)
2011年	0.387	***	(0.046)
2012年	0.230	***	(0.046)
2013年	0.038		(0.038)
2014年	0.153	***	(0.047)
定数項	1.855	***	(0.219)
観測数	611		
決定係数	0.839		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

苦情率と指導周期について、2 年 3 年 4 年の指導周期で苦情率が減少することが 5%または 10%水準で統計的に有意に示された。

利用率と指導周期について、3 年 4 年の指導周期で利用率が増加することが 5%水準で統計的に有意に示された。

指導結果の公表について、公表がない場合に比べてある場合は、利用率の増加が 10%水準で統計的に有意に示された。苦情率においては統計的に有意に示されなかった。また、事業所名を含めて公表しているかどうかについては、苦情率利用率ともに統計的に有意な結果は示されなかった。

実証分析 2　居宅サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして

居宅サービスへの指導周期のモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。2002 年から 2014 年の都道府県パネルデータを使用し、固定効果モデルまたは変量効果モデルにより分析する。被説明変数は苦情率と利用率とする。指導周期を示す説明変数は、居宅 3 年～7 年超ダミーであり、指導を何年に 1 回行っているかを指標化したものである。結果の公表は結果公表と事業所名公表の 2 通りがある。

推計結果は表 3 および表 4 のとおりである。

表3 居宅サービス苦情率を被説明変数とした結果
固定効果モデル

被説明変数	居宅サービス苦情率		
説明変数	係数		標準誤差
居宅3年ダミー	0.093		(0.174)
居宅4年ダミー	−0.033		(0.342)
居宅5年ダミー	0.005		(0.177)
居宅6年ダミー	−0.336	***	(0.119)
指導結果公表	0.084		(0.099)
事業所名公表	−0.776	***	(0.213)
居宅密度	−0.683	***	(0.159)
処分率	0.041		(0.065)
後期高齢認定率	0.127	**	(0.059)
低所得率	0.300		(0.192)
重度率	0.057	*	(0.031)
2003年	0.022		(0.114)
2004年	−0.336	**	(0.138)
2005年	−0.544	***	(0.178)
2006年	−0.206		(0.245)
2007年	−0.310		(0.288)
2008年	−0.644	**	(0.313)
2009年	−0.839	**	(0.323)
2010年	−1.108	***	(0.351)
2011年	−1.154	***	(0.372)
2012年	−0.965	**	(0.397)
2013年	−0.715	*	(0.404)
2014年	−0.858	**	(0.408)
定数項	−9.773	**	(4.796)
観測数	611		
決定係数	0.385		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表4 居宅サービス利用率を被説明変数とした結果
変量効果モデル

被説明変数	居宅サービス利用率		
説明変数	係数		標準誤差
居宅3年ダミー	0.034		(0.045)
居宅4年ダミー	0.030		(0.088)
居宅5年ダミー	0.008		(0.045)
居宅6年ダミー	0.042		(0.031)
指導結果公表	−0.022		(0.026)
事業所名公表	0.037		(0.055)
居宅密度	0.253	***	(0.040)
後期高齢化率	−0.013	**	(0.006)
低所得率	0.049		(0.032)
重度率	0.004		(0.007)
2003年	0.261	***	(0.030)
2004年	0.613	***	(0.033)
2005年	0.688	***	(0.038)
2006年	0.893	***	(0.054)
2007年	0.868	***	(0.061)
2008年	1.002	***	(0.062)
2009年	1.154	***	(0.061)
2010年	1.325	***	(0.064)
2011年	1.429	***	(0.065)
2012年	1.396	***	(0.069)
2013年	2.659	***	(0.076)
2014年	1.604	***	(0.070)
定数項	6.196	***	(0.292)
観測数	611		
決定係数	0.967		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

苦情率と指導周期について、6 年の指導周期で苦情率が減少することが 1%水準で統計的に有意に示された。しかし、3 年 4 年 5 年においてはいずれも統計的に有意に示されず、6 年においてのみ苦情率減少傾向があることがわかった。

利用率と指導周期について、3 年から 6 年のいずれにおいても統計的に有意に示されなかった。

指導結果の公表について、事業所名を含めての公表がある場合はない場合に比べて、苦情率の減少が 1%水準で統計的に有意に示された。利用率においては統計的に有意に示されなかった。また、指導結果のみの公表については、苦情率利用率ともに統計的に有意な結果は示されなかった。

居宅密度が苦情率に負の影響を与えていることが 1%水準で統計的に有意に示された。一方で、利用率に対しては正の影響を与えていることが 1%水準で統計的に有意に示された。

実証分析 3　サービス種別なし、虐待率を被説明変数にして

サービス種別を分けずに指導周期のモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。2006 年から 2014 年の都道府県パネルデータを使用し、変量効果モデルにより分析する。被説明変数は虐待率とする。指導周期を示す説明変数は、指導周期を施設居宅関係なく 1 年あたりに置き換えた平均値である。数字が大きくなるほどより細かい指導周期となると考えられる。結果の公表は結果公表と事業所名公表の 2 通りがある。

推計結果は表 5 のとおりである。

表5 虐待率を被説明変数とした結果
変量効果モデル

被説明変数	虐待率		
説明変数	係数		標準誤差
平均周期	−0.0030	*	(0.002)
指導結果公表	−0.0011		(0.037)
事業所名公表	0.1136		(0.084)
全事業者密度	−0.0091		(0.044)
重度率	−0.0003		(0.007)
低所得率	0.0115		(0.016)
定員あたり常勤換算職員率	0.0112	**	(0.005)
2007年	0.0324		(0.045)
2008年	0.0265		(0.045)
2009年	0.0100		(0.045)
2010年	0.0044		(0.046)
2011年	0.0743		(0.046)
2012年	0.1554	***	(0.046)
2013年	0.2515	***	(0.065)
2014年	0.3554	***	(0.048)
定数項	−0.4979		(0.366)
観測数	423		
決定係数	0.247		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

平均周期が虐待率に負の影響を与えていることが 10%水準で統計的に有意であることが示された。

指導結果公表および事業所名公表が虐待率に与える影響については、いずれも統計的に有意に示されなかった。

2012 年 2013 年 2014 年の 3 ヵ年において、虐待率の増加が 1%水準で統計的に有意であることが示された。

5 考察

実証分析の結果についての全体的な考察と虐待についての整理を行う。

施設と居宅

仮説 1 については施設系において苦情率の減少と利用率の増加が確認されたことから、施設系でのサービスの質が向上したことが明らかとなった。施設系では居宅系よりもモニタリングが効果を発揮すると考えられる。これは施設の中の様子がわかりにくいため行政の監視が有効であることと、居宅は比較的市場が機能しておりサービスの質が

保たれていることが要因として考えられる。

仮説 2 については結果公表が施設系の利用率増加を、事業所名公表が居宅系の苦情率減少をもたらしたことから、情報公表自体が十分に知られていない可能性があることを考慮する必要はあるものの、サービスの質の向上を果たしたことが明らかとなった。居宅系の苦情率減少については、事業所がサービスの質の改善を図った可能性と、利用者が別の事業所へ移った可能性が考えられる。居宅系は施設系に比べ利用する事業所を変えることが容易であり、流動性が高いと考えられる。

虐待

虐待率についての推計結果は、指導周期が虐待率減少に効果が見られ、指導結果公表は見られない、というものであった。推計結果から指導周期が虐待率減少に効果があることはわかったものの、年間指導にあたる事業所を 1%増やすと虐待率を 0.003%減少させるという非常に小さなものである。単純計算をすれば 1 年間に全事業所を指導に回ったとしても、虐待率はわずか 0.3%しか減少しないということになる。また、指導結果の公表には虐待率を減少させる効果が見られないこと、さらに近年の虐待率が増加する傾向にあることを踏まえ、指導だけでなくより虐待の防止になると考えられる政策提言を行うこととする。

6 まとめ

政策提言

介護事業者への行政による指導は、指導周期を短く設定し実施すべきである。具体的には特に施設系において重要であり、4 年以下とすることが望ましい。また、居宅系では少なくとも 6 年以下とすることが望ましい。また、虐待防止を目的とした指導についてもわずかではあるが有意な効果が見られるので継続すべきである。

行政は指導の結果を公表すべきである。特に居宅系においては事業所名まで含めて公表を行うべきである。情報公表自体が周知されていない可能性があることから、行政は情報を公表していることを利用者に周知し、情報の非対称解消を進める必要があると考える。

虐待防止を目的とした指導について現在のあり方を見直すべきである。具体的には、抜き打ちでの指導を増やす、またカメラの設置を推進するなどであり、現状に比べれば改善する可能性があると考えられる。カメラは、虐待だけでなく利用者がベッドから落ちたりする事故や徘徊の早期発見および防止、さらに見守りにかかる人員や時間など職員の負担を軽減する効果があると考えられる。しかし、利用者のプライバシー保護や監視されていると感じる介護職員の労働環境悪化の懸念、そしてカメラ自体のコストなど考慮すべき点も多い。したがって一律にカメラの設置を義務付けるのではなく、カメラのメリットデメリットを事業者に情報提供し、各事業者自身に設置の検討を促すことが必要かと考える。その際には、行政はプライバシー保護のガイドラインを策定するなど利用者保護の点と、介護職員の同意の有無などの労働環境におけるカメラの問題点について整理、検討しなければならない。

今後の課題

本稿では不正行為を防止する取り組みとして特に行政による指導を取り上げ、介護サービスの質と考えることで実証分析を行った。本研究の問題意識は、法改正により事業者が不正を止め、適切な行動を取るようになったかどうかであるが、そのような指標がないため本研究では代理指標として苦情率、利用率、虐待率を使用した。今後の課題として、指導の成果を適切に評価するために、不正行為の実態や介護サービスの質をより正確に測る指標を用いた分析が必要であろう。

一部の介護事業者の不正行為により介護事業への信頼が揺らぐことは望ましくなく、介護を必要とする高齢者が安心してサービスを受けられるようにする取り組みを進めることが必要である。

育児・介護休業法の改正に伴う短時間勤務制度の創設が就業継続および採用等に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16709　高橋　雄貴

1. はじめに

わが国においては、労働力人口の減少が重要な政策課題の一つとなっている。そうした中、政府は2009年に「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律（以下「育児休業法」という。）」の改正を行った。これは、労働力人口が減少する問題を解決するために、子育てをしながら就業の継続を希望する労働者が、それを可能にすることを目的として、全ての企業に対して育児短時間勤務制度の創設が義務付けられた。そこで、本稿では、育児短時間勤務制度創設の義務化が労働者および企業に与える効果について、制度創設に伴う労働者および企業にとってのベネフィット（①就業継続者の割合が増える、②出産の意欲が高まる。）および労働者にとってのコスト（①企業が女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）に注目し実証分析を行った。分析に当たっては、職種・産業・企業規模による効果の違いに注目した。実証分析結果を踏まえ、本制度における規制のあり方について政策提言を行った。

2. 育児短時間勤務制度の概要

育児短時間勤務制度は、育児休業法第23条に位置づけられている。育児休業法上に制度が規定されたことにより、事業主は、3歳に満たない子を養育する労働者について、1日の労働時間を原則として6時間とする短時間勤務制度を設けなければならないこととなった。

3. 育児短時間勤務制度の効果に関する仮説

育児短時間勤務制度創設の義務化が労働者および企業に与える効果について、制度創設に伴う労働者および企業にとってのベネフィット（①就業継続者の割合が増える、②出産の意欲が高まる。）および労働者にとってのコスト（①企業が女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）に関する仮説を設定する。

4. 育児短時間勤務制度の効果に関する実証分析

第3章で設定した6つの仮説について、実証分析を行う。

4.1 制度創設の義務化が制度利用に対する認識等に与える影響を捉える推計モデルの推定結果（仮説1）

制度創設の義務化によって、制度が利用できることを認識している確率が約6.8%ポイント上昇した。しかし、職種別に分析した結果、販売およびサービスに関する仕事については、事務に関する仕事と比較して、制度が利用できると認識している確率が低いことが示された。また、企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、制度が利用できると認識している確率が低いことが示された（表1）。

表1　育児短時間勤務制度の創設により、制度が利用できることを認識している者の割合に与える影響に関する実証分析結果

変数名	義務化による影響 限界効果		職種別 限界効果		企業規模別 限界効果	
義務化ダミー	0.0681104	***	0.0972927	***	0.1033396	***
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	−	−	0.0000626		−	−
義務化ダミー×管理的な仕事	−	−	−0.0106806		−	−
義務化ダミー×販売の仕事	−	−	−0.0786055	***	−	−
義務化ダミー×サービスの仕事	−	−	−0.0784657	***	−	−
義務化ダミー×その他	−	−	−0.0725778	***	−	−
義務化ダミー×1人～29人	−	−	−	−	−0.0732018	***
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0502777	*
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0245444	
義務化ダミー×300人～499人	−	−	−	−	0.0355745	
義務化ダミー×500人～999人	−	−	−	−	0.0615526	
観測数	18,310		18,310		18,310	
決定係数	0.1299		0.1310		0.1307	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

4.2 制度創設の義務化が就業継続者の割合に与える影響を捉える推計モデルの推定結果（仮説2、仮説3）

制度創設の義務化によって、就業を継続することができる確率が約1.6%ポイント上昇した。しかし、職種別に分析した結果、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して就業を継続することができる確率が低いことが示された。また、企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、就業を継続することができる確率が低いことが示された(表2)。

表2　育児短時間勤務制度の創設により、就業を継続する者の割合に与える影響に関する実証分析結果

変数名	義務化による影響 限界効果		職種別 限界効果		企業規模別 限界効果	
義務化ダミー	0.0162932 ***		0.0254858 ***		0.0402224 **	
義務化ダミー×専門的･技術的な仕事	−	−	−0.0228672 *		−	−
義務化ダミー×管理的な仕事	−	−	0.0037219		−	−
義務化ダミー×販売の仕事	−	−	−0.003802		−	−
義務化ダミー×サービスの仕事	−	−	−0.0149667		−	−
義務化ダミー×その他	−	−	0.0001502		−	−
義務化ダミー×1人～29人	−	−	−	−	−0.025027	
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0180746	
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0469564 *	
義務化ダミー×300人～499人	−	−	−	−	−0.0218485	
義務化ダミー×500人～999人	−	−	−	−	−0.0277286	
観測数	10,095		10,095		10,095	
決定係数	0.0416		0.0427		0.0424	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

4.3 制度創設の義務化が出産の意欲に与える影響を捉える推計モデルの推定結果（仮説4）

制度創設の義務化によって、出産を希望する確率（出産への意欲）が約 2.7%ポイント上昇した。

しかし、職種別に分析した結果、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して、出産を希望する確率（出産への意欲）が低いことが示された（表3)。

表 3　育児短時間勤務制度の創設が出産への意欲に与える影響に関する実証分析結果

変数名	義務化による影響 限界効果		職種別 限界効果		企業規模別 限界効果	
義務化ダミー	0.0278844 **		0.06576 ***		0.034712	
義務化ダミー×専門的･技術的な仕事	−	−	−0.084686 ***		−	−
義務化ダミー×管理的な仕事	−	−	−0.0365997		−	−
義務化ダミー×販売の仕事	−	−	−0.0171446		−	−
義務化ダミー×サービスの仕事	−	−	−0.0394312		−	−
義務化ダミー×その他	−	−	−0.0300617		−	−
義務化ダミー×1人～29人	−	−	−	−	−0.0214655	
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0097434	
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0024975	
義務化ダミー×300人～499人	−	−	−	−	−0.0394939	
義務化ダミー×500人～999人	−	−	−	−	0.1144252 *	
観測数	14,468		14,468		14,468	
決定係数	0.5414		0.5418		0.5417	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

4.4 制度創設の義務化が女性の採用割合に与える影響を捉える推計モデルの推定結果（仮説5）

制度創設の義務化によって、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が約 2.1%ポイント減少した。また、産業別に分析した結果、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業および医療・福祉等については、卸売・小売業と比較して、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が減少することが示された。また、企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、女性の採用割合（技術系）が減少することが示された（表4および表5)。

表 4　育児短時間勤務制度の創設が女性の採用割合に与える影響に関する実証分析結果（事務系・営業系＋技術系）

変数名	義務化による影響 係数		産業別 係数		企業規模別 係数	
義務化ダミー	−0.0211957 ***		0.0255513 *		0.0201514	
義務化ダミー×建設業	−	−	−0.0699364 ***		−	−
義務化ダミー×製造業	−	−	−0.0788171 ***		−	−
義務化ダミー×電気･ガス･熱供給･水道業	−	−	−0.0563442 **		−	−
義務化ダミー×情報通信業	−	−	−0.0526796 ***		−	−
義務化ダミー×運輸業	−	−	−0.0663081 ***		−	−
義務化ダミー×金融業、保険業	−	−	−0.0121964		−	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	−	−	−0.0146641		−	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	−	−	0.0021966		−	−
義務化ダミー×医療、福祉	−	−	−0.055129 ***		−	−
義務化ダミー×その他サービス業	−	−	−0.0503511 ***		−	−
義務化ダミー×10人～29人	−	−	−	−	−0.0393818 *	
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0354084	
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0442784 **	
義務化ダミー×300人～999人	−	−	−	−	−0.060008 ***	
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	−	−	−0.0348482	
定数項	0.3487123 ***		0.3330988 ***		0.3280134 ***	
観測数	18,131		18,131		18,131	
決定係数	0.1703		0.1718		0.1705	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 5　育児短時間勤務制度の創設が女性の採用割合に与える影響に関する実証分析結果（技術系）

変数名	義務化による影響 係数		企業規模別 係数	
義務化ダミー	−0.0008311		0.02672 **	
義務化ダミー×10人～29人	−	−	−0.0321733 **	
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−0.0239143 *	
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−0.0244745 *	
義務化ダミー×300人～999人	−	−	−0.0355035 ***	
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	−0.0315982 **	
定数項	0.0802097 ***		0.0667786 ***	
観測数	18,154		18,154	
決定係数	0.0694		0.0696	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

4.5 制度創設の義務化が女性の雇用形態に与える影響を捉える推計モデルの推定結果（仮説 6）

制度創設の義務化によって、女性正社員の割合が約 1.0%ポイント減少した。一方、制度創設の義務化によって、女性パートタイマーの割合が約 2.2%ポイント上昇した。

また、女性正社員の割合について企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、女性正社員の割合が減少したことが示された。同様に、女性パートタイマーの割合への影響について、企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、女性パートタイマーの割合が上昇したことが示された（表 6 および表 7）。

表 6　育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析結果（女性正社員）

変数名	義務化による影響 係数		企業規模別 係数	
義務化ダミー	−0.0108394	***	0.015649	*
義務化ダミー×10人～29人	−	−	−0.0277335	***
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−0.0334599	***
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−0.0268803	***
義務化ダミー×300人～999人	−	−	−0.0198347	**
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	−0.020255	**
定数項	0.1449002	***	0.1206303	***
観測数	29,466		29,466	
決定係数	0.1636		0.1640	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 7　育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析結果（女性パートタイマー）

変数名	義務化による影響 係数		企業規模別 係数	
義務化ダミー	0.022501	***	−0.0266828	**
義務化ダミー×10人～29人	−	−	0.0671656	***
義務化ダミー×30人～99人	−	−	0.0502317	***
義務化ダミー×100人～299人	−	−	0.0377779	***
義務化ダミー×300人～999人	−	−	0.0430442	***
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	0.0620905	***
定数項	0.3275815	***	0.3734762	***
観測数	29,468		29,468	
決定係数	0.2193		0.2200	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

5. 考察

仮説 1 に対する実証分析より、特定の職種においては、制度が利用できると認識している確率が低いことが明らかとなった。このことは、販売等の仕事については、「仕事の切り分け」や「仕事の引継」が難しい業務内容であることから、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できる環境が整えられていないため、制度が利用できると認識している確率が低いことが考えられる。また、特定の企業規模においては、制度が利用できることを認識している確率が減少することが明らかとなった。このことは、小規模な企業については、義務化により制度が創設された場合であっても、①代替職員の配置が難しいこと、②制度の非利用者への業務量のしわ寄せを多くの社員で負担することが難しく、制度を利用していない他の社員への負担割合が大企業に比べて大きいことなどから、制度が利用できると認識している確率が低いことが考えられる。

仮説 2 および仮説 3 に対する実証分析より、特定の職種においては、就業を継続することができる確率が低いことが明らかとなった。このことは、義務化により制度が創設された場合であっても、専門的・技術的な仕事については、「仕事の切り分け」や「仕事の引継」が難しい業務内容であることから、制度が利用できず、就業継続に結びついていないためと考えられる。また、特定の企業規模においては、就業を継続することができる確率が減少することが明らかとなった。このことは、義務化により制度が創設された場合であっても、小規模な企業については、代替職員の配置が難しいことなどから、制度が利用できず、就業継続に結びついていないためと考えられる。

仮説 4 に対する実証分析より、特定の職種においては、出産を希望する確率（出産への意欲）が低いことが明らかとなった。このことは、専門的・技術的な仕事については、「仕事の切り分け」や「仕事の引継」が難しい業務内容であることから、制度が利用できず、出産への意欲に結びついていないためと考えられる。また、義務化によって制度

が創設された場合であっても、育児短時間勤務制度を利用することによって、自らのキャリアに影響を及ぼすことを考慮した結果、出産を諦めてしまい、出産への意欲に結びついていないことも考えられる。

仮説 5 に対する実証分析より、制度創設の義務化によって、女性の採用割合が約 2.1%ポイント減少したことが明らかとなった。このことは、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性の採用を控える行動をとったため、採用への負の影響に結びついたと考えられる。また、特定の産業においては、女性の採用への負の影響が更に強まることが明らかとなった。このことは、「仕事の切り分け」や「仕事の引継」が難しい業務内容であることから、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリットを企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性の採用を控える行動をとったため、採用への負の影響に結びついたと考えられる。また、特定の企業規模においては、女性の採用への負の影響が更に強まることが明らかとなった。このことは、①代替職員の配置が難しいこと、②CSR（企業の社会的責任）の観点から、300 人～4,999 人の企業については、非上場企業も多く、これらの企業については、5,000 人以上の大企業と比べて採用を控える行動をとりやすいことなどから、大企業に比べて採用への負の影響が強まったと考えられる。

仮説 6 に対する実証分析より、制度創設の義務化によって、女性正社員の割合が約 1.0%ポイント減少し、女性パートタイマーの割合が約 2.2%ポイント上昇したことが明らかとなった。このことは、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリットを企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性正社員に代わってパートタイマーを採用したためであると考えられる。また、女性正社員の在籍割合への影響について、企業規模別に分析した結果、小規模企業については、大企業と比較して、女性パートタイマーの割合が上昇したことが明らかとなった。このことは、小規模企業については、代替職員の配置等が難しいことなどから、短時間勤務制度を利用した場合における企業へのデメリットを考慮した結果、正社員に代わってパートタイマーを採用したためであると考えられる。

6. 政策提言

①実証分析結果から、企業への一律義務化が望ましくないことが明らかとなった。このことから、現行制度である育児短時間勤務制度創設に関する企業への一律義務化は廃止すべきである。

②現行制度である企業への一律義務化に代わって、育児短時間勤務制度が創設され、利用されることにより発生する正の外部性（子どもが生まれることによる正の外部性）を内部化するための政策として、育児短時間勤務制度を導入している企業に対して、利用実態に応じて補助金（ピグー補助）を交付する制度を創設すべきである。

③一律義務化を廃止することにより、全ての企業において育児短時間勤務制度が必ずしも創設されるとは限らないことが予想される。この場合、就業希望者が就労希望先において育児短時間勤務制度等が創設されているか否かについて把握する場合、個々の就業希望者において情報収集を行う必要性が生じる。そこで、就業希望者の情報収集コストを節約するために、育児短時間勤務制度の創設や利用状況等について情報開示する仕組を導入すべきである。

7. おわりに

今後は、制度創設の義務化による企業の女性労働者への行動の変化が分かるような実証分析等を通じて政策評価を行い、更に効率的な制度のあり方について検討することが肝要である。

住居系地域との比較による商業系地域における小規模公園による地価への影響

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16710　中本アンドルー

1. はじめに

公園は、人々にレクリエーションの場を提供し、良好な景観形成、環境改善、防災性の向上、生態系の保全等、多様な機能を有する施設である。過去、公園に関する多くの研究がなされてきたが、その多くは住宅地を対象としたものであり、周辺環境の違いによる影響の違いという点では十分とはいえない。また、近年では公共事業の効率性やその実施過程の透明性の向上が求められる中、公園についても費用対効果の概念が導入されてきたが、現行の「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」[1]では、周辺環境の違いによる公園の影響を適切に捉えられない可能性が考えられる。

本研究では、住居系地域と商業系地域での小規模公園による周辺地価への影響の違いについて、ヘドニックアプローチによる実証分析を行うことで、周辺環境の違いによる公園の影響の違いを明らかにし、政策提言を行うものである。

2. 公園制度の現状

2.1 公園制度の沿革

1873 年の太政官通達第 16 号に端を発するわが国の公園制度は、行政が計画、整備、管理を行ってきた。その後、公園整備の指標として「1 人当たり公園面積」という考え方が表われ、公園面積は増加し、「1 人当たり公園面積」は目標値に近づいてきた。しかしながら、これまでの公園整備は、主に都市の周辺部に大規模公園を整備することによって面積を確保してきたため、都市部での身近な公園整備の必要性が求められるようになってきた。また、公共事業の効率性やその実施過程の透明性の向上が求められる中、公園にも費用対効果の概念が導入され、新規事業採択時評価や未着手計画の再評価が求められており、既存ストック公園の効果を高めるための取り組みも現われてきている。

2.2 公園の費用便益分析

小規模公園の新規整備によって生じる価値計測については、「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」によるものとされている。当該マニュアルは、住区基幹公園を対象として、「直接利用価値（利用）」、「間接利用価値（環境）」、「オプション価値（防災）」のそれぞれについて、一般的な価値については効用関数法に基づき対象公園からの距離に応じた周辺世帯の支払意思額を算出するものであるが、その便益計測モデルのパラメータには定数が定められており、地域ごとの違いによる公園の効果の違いは加味されていない。

3. 実証分析

3.1 周辺環境の違いによる公園の影響の違いに関する分析

3.1.1 理論分析

（1）公園便益の計測

多くの公園は非排除性、非競合性を有する地方公共財としての性格を有する。地方公共財は、市場での取引の対象とならないために市場価格が成立せず、その価値計測は困難であるが、資本化仮説に基づけば、地方公共財による便益（コスト）は地価の上昇（下落）に反映されることとなり、地価を観察することでその便益を計測することが可能となる。

（2）公園による外部性

公園には、緑等による環境改善効果等（正の外部性）が存在すると考えられる一方で、公園で遊ぶ子どもの声や音による騒音等のコスト（負の外部性）も存在すると考えられる。このような要因による正および負の外部性は、公園からの距離が近くなるほど影響は大きく、遠くなるほど影響は小さくなるものと考えられる。

（3）公園による影響範囲及び計測手法

公園の標準面積、誘致距離については都市公園法施行令第 2 条第 1 項各号に規定されているが、2003 年の施行例改正前は標準的な誘致距離が数値表示されていたため、改正前の街区公園の誘致距離である 250m を最小単位として分析を行う。また、公示地価をはじめとする評価地価は必ずしも売買事例と同一水準でない等の問題はあるものの、客観性、詳細性、豊富性、継続性という点で非常に優れており、市場で認識されうる公園の影響は地価に反映されることが指摘されていることから、

[1] 国土交通省都市・地域整備局公園緑地課

住宅地と商業地という周辺環境の違いによる公園の影響の違いを、地価を被説明変数として、資本化仮説に基づくヘドニックアプローチによって分析を行う。

3.1.2 モデルの概要と使用データ

周辺環境の違いによる公園の地価への影響を観察するため、東京 23 区内の平成 28 年度公示地価情報及び都道府県地価調査ポイントに含まれる、1996 年、2001 年、2006 年、2011 年、2016 年の各地価の対数値を被説明変数として使用した。また、「公園調書[2]」に記載されている公園緑地のうち、23 区内の国営公園、国民公園その他都市公園に準ずるもの、都立公園、区立公園、海上公園の計 5,920 箇所[3]を地理情報システム（GIS）上に表示し、開園年度に応じて集計した。

【分析 1】

年次の変化に伴う地価の変化と、各用途地域ごとの地価ポイントから一定距離圏内に含まれる公園数の変化との関係を固定効果モデルによって分析する。その際、公園をその規模に応じて大きく 4 つに分類し、地価ポイントから半径 250m、250m～500m、500m～750m、750m～1,000m の距離内に位置する公園の数を規模ごとにそれぞれ計測抽出し、分析対象とした。

〔公園の規模による分類〕

小公園：	0㎡＜公園面積≦1,000㎡	3,516箇所（59.4%）
中公園：	1,000㎡＜公園面積≦10,000㎡	2,017箇所（34.1%）
大公園：	10,000㎡＜公園面積≦100,000㎡	315箇所（5.3%）
特大公園：	100,000㎡＜公園面積	72箇所（1.2%）

$$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim4}（年次ダミー）_i + \beta_{5\sim32}（用途地域ダミー \times 公園規模ごとの250m圏内の数）_{it} + \beta_{33\sim60}（用途地域ダミー \times 公園規模ごとの250m～500m圏内の数）_{it} + \beta_{61\sim88}（用途地域ダミー \times 公園規模ごとの500m～750m圏内の数）_{it} + \beta_{89\sim116}（用途地域ダミー \times 公園規模ごとの750m～1,000m圏内の数）_{it} + \varepsilon_{it}$$

【分析 2】

周辺に多くの公園が存在する地価ポイントにおいては、平均的に最寄公園までの距離が近くなっていることも予想される。そこで、年次の変化に伴う地価の変化と、各用途地域ごとの地価ポイントから各規模ごとの最寄公園までの距離との関係を固定効果モデルによって分析する。

$$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim4}（年次ダミー）_i + \beta_{5\sim11}（用途地域ダミー \times 最寄小公園までの\ln 距離）_{it} + \beta_{12\sim18}（用途地域ダミー \times 最寄中公園までの\ln 距離）_{it} + \beta_{19\sim25}（用途地域ダミー \times 最寄大公園までの\ln 距離）_{it} + \beta_{26\sim32}（用途地域ダミー \times 最寄特大公園までの\ln 距離）_{it} + \varepsilon_{it}$$

3.1.3 分析結果

【分析 1 の推計結果】

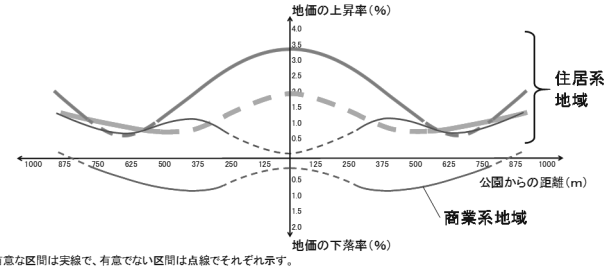
住居系地域（「第 1 種・第 2 種低層住居専用地域」、「第 1 種・第 2 種中高層住居専用地域」、「第 1 種・第 2 種住居地域」）では、いずれの距離帯においても、小公園が 1 つ設置されることで概ね地価の上昇が見られたのに対し、商業系地域（「商業・近隣商業地域」）では、地価ポイントから 250m～500m 圏内に小公園が 1 つ設置されることで地価が約 1.1%下落するという結果が、地価ポイントから 500m～750m 圏内に小公園が 1 つ設置されることで地価が約 0.7%下落するという結果が、それぞれ 5%有意で示された。また、地価ポイントから 250m 圏内でも、小公園が 1 つ設置されることによる地価の下落傾向が見られたものの、結果は有意ではなかった。

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準
（1低＋2低）×（250m小公園）	0.0016934	0.0092588	
（1中＋2中）×（250m小公園）	0.0347969	0.017222	**
（1住＋2住）×（250m小公園）	0.0208662	0.0158022	
（商業＋近商）×（250m小公園）	−0.0035909	0.0065684	
（1低＋2低）×（250～500m小公園）	0.0128509	0.0050832	**
（1中＋2中）×（250～500m小公園）	0.0179672	0.0082989	**
（1住＋2住）×（250～500m小公園）	0.0090549	0.0063229	
（商業＋近商）×（250～500m小公園）	−0.0106424	0.0046829	**
（1低＋2低）×（500～750m小公園）	0.008099	0.0040661	**
（1中＋2中）×（500～750m小公園）	0.0067009	0.0052424	
（1住＋2住）×（500～750m小公園）	0.0100595	0.0056531	*
（商業＋近商）×（500～750m小公園）	−0.0066383	0.0028577	**
（1低＋2低）×（750～1000m小公園）	0.0147642	0.0032151	***
（1中＋2中）×（750～1000m小公園）	0.021833	0.0043051	***
（1住＋2住）×（750～1000m小公園）	0.0148882	0.0042213	***
（商業＋近商）×（750～1000m小公園）	0.0021466	0.0025174	
定数項	13.59089	0.0241323	***
観測数	7912		
決定係数(within)	0.6314		

1)***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。
2)ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。
3)コントロール変数の記述は省略した。

[2] 東京都建設局（平成 28 年 4 月 1 日）

[3] 「公園調書」記載の 23 区内公園緑地のうち、猿江橋児童遊園、しながわ花街道、江北公園、曳舟川親水公園、小松川境川親水公園については、アドレスマッチング機能による位置の特定ができなかったため、対象から除外した。また、都市再生機構・東京都住宅供給公社の設置する公園も対象から除外した。



有意な区間は実線で、有意でない区間は点線でそれぞれ示す。

【分析 2 の推計結果】

住居系地域では、最寄小公園までの距離が遠くなることによって、概ね地価の下落が見られた。一方、商業系地域では、最寄小公園までの距離が 1%遠くなることによって、地価が約 0.04%上昇するという結果が 1%有意で示された。

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準
(1低＋2低)×(ln最寄小公園距離)	−0.0771923	0.0188239	***
(1中＋2中)×(ln最寄小公園距離)	−0.0659689	0.0265569	**
(1住＋2住)×(ln最寄小公園距離)	−0.0220147	0.0295928	
(商業＋近商)×(ln最寄小公園距離)	0.0410813	0.0142486	***
定数項	13.49819	0.077675	***
観測数	7912		
決定係数(within)	0.6167		

1) ***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。
2) ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。
3) コントロール変数の記述は省略した。

3.1.4 結果の解釈

分析 1 および 2 の結果から、商業系地域においては小公園による地価への負の影響が明らかとなった。また、このような商業系地域での小公園による負の影響は、およそ 750m という広範囲に及んでいることが示唆されたが、このことは近隣外部性だけでは説明が困難であり、別の要因が存在している可能性が考えられる。

ここで、一般的な住宅地では、一度住宅を建てた後で敷地の拡張・縮小を伴う再開発を行うことは稀であるのに対して、商業系地域では、景気状況に応じた土地利用再編が図られるため、流動的な土地利用が最有効利用であると考えられる。このとき、永続的な公園が周辺に存在することは商業系地域における再開発を阻害することで「土地利用を固定化するコスト」を発生させている可能性および「集積の経済」を阻害している可能性が考えられる。小公園による広範な負の影響はこのことを示している可能性が考えられる。

3.2 商業系地域における広範な影響の要因を検証する分析

3.2.1 理論分析

「土地利用を固定化するコスト」、「集積の経済の阻害」という仮説は、永続的な公園が存在することによるものである。公園の永続性については、都市公園法第 16 条において廃止条件が規定されていることによるが、2004 年の法改正によって、借地公園については、貸借契約の終了又は解除によりその権原が消滅した場合には、都市公園の区域の全部又は一部について廃止できる旨が明文化された。この法改正によって、行政所有の公共公園と民間所有の借地公園の間には、その永続性について市場での認識が変化した可能性が考えられる。永続性を持たない借地公園にあっては、商業系地域における「土地利用を固定化するコスト」、「集積の経済の阻害」が緩和されている可能性が考えられる。

3.2.2 モデルの概要と使用データ

【分析 3】

公共公園と借地公園を区別した上で、2004 年法改正以降の商業系地域における年次の変化に伴う地価の変化と、地価ポイントから一定距離圏内に含まれる公園数の変化との関係を固定効果モデルによって分析する。地価ポイントは分析 1 および 2 と同様であるが、2006 年、2011 年、2016 年の各地価の対数値を被説明変数として使用した。なお、借地公園の数は、分析対象とした公園 5,920 箇所のうち 186 箇所であることから、サンプル数確保のために、分析 1 で影響が強く出ていた、地価ポイントから半径 500m 圏内に位置する公園の数を対象として分析を行う。

$$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim2}(年次ダミー)_i + \beta_{3\sim6}(公園規模ごとの500m圏内の公共公園の数)_{it} + \beta_{7\sim10}(公園規模ごとの500m圏内の借地公園の数)_{it} + \varepsilon_{it}$$

【分析 4】

分析 2 において、商業系地域では、最寄小公園までの距離が遠くなるほど地価が上昇することが示されたため、公共公園と借地公園を区別した上で、2004 年法改正前後の商業系地域における年次の変化に伴う地価の変化と、最寄小公園までの距離との関係について DID 分析を行う。トリートメントグループは、最寄小公園が借地公園である地価ポイント。コントロールグループは、最寄小公園が公共公園である地価ポイントである。地価ポイントは 2004 年法改正前後にあたる平成 15 年度および平成 17 年度公示地価情報、都道府県地価調査ポイントのうち、この 2 箇年で共通する地価ポイントを使用した。公共公園と借地公園の区別は、「公園調書」の土地所有者に「民」と記載のあるものを借地公園とし、それ以外を公共公園とした。

$\ln$ 地価 $_{it} = \beta_0 + \beta_1$（ln 最寄小公園距離）$_{it}$
$+ \beta_2$（ln 最寄小公園距離×借地ダミー）$_{it}$
$+ \beta_3$（ln 最寄小公園距離×2005 年ダミー）$_i$
$+ \beta_4$（ln 最寄小公園距離×借地ダミー
×2005 年ダミー）$_i$
$+ \Sigma \beta_k$（コントロール変数）$_{kit} + \varepsilon_{it}$

3.2.3 分析結果

【分析 3 の推計結果】

まず、商業系地域において、地価ポイントから半径 500m 圏内に小公園が 1 つ設置されることで地価が約 1.0%下落することが 1%有意で示された。次に、公共公園と借地公園を区別した推計結果から、地価ポイントから半径 500m 圏内に小公園（公共公園）が 1 つ設置されることで地価が約 0.9%下落することが 5%有意で示された。一方、小公園（借地公園）については、統計的に有意な地価の下落は見られなかった。

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準	95%信頼区間	
500m小公園（公共）	−0.0094631	0.0036996	**	−0.0167196	−0.0022065
500m小公園（借地）	−0.0443339	0.0376486		−0.1181792	0.0295115
定数項	13.90457	0.0210743	***	13.86323	13.9459
観測数	2608				
決定係数（within）	0.6332				

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。
2）ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。
3）コントロール変数の記述は省略した。

【分析 4 の推計結果】

法改正前の 2003 年小公園（公共公園）については、距離が 1%遠くなることで地価が約 0.05%上昇することが 1%有意で示されたのに対し、2003 年小公園（借地公園）、2005 年小公園（公共公園）、2005 年小公園（借地公園）では、2003 年小公園（公共公園）との比較における有意な差はいずれも見られなかった。

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準
ln最寄小公園距離	0.047143	0.01463	***
ln最寄小公園距離×借地ダミー	0.0022307	0.0099162	
ln最寄小公園距離×2005年ダミー	0.0063586	0.0198382	
ln最寄小公園距離×借地ダミー×2005年ダミー	−0.0015566	0.0137967	
定数項	11.89461	0.2625028	***
観測数	1998		
自由度修正済決定係数	0.8275		

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。
2）コントロール変数の記述は省略した。

3.2.4 結果の解釈

分析 3 の結果は、公共公園による負の影響が有意に示されたのに対して、借地公園では有意な影響が見られなかったことを意味しており、仮説を否定するものではなかった。一方、分析 4 の結果は、法改正前後にわたって公共公園と借地公園ではいずれも有意に負の影響を生じていることを示唆しており、2 つの分析の結果は矛盾するものであった。

この点について、借地公園の中には、寺社の境内等に付随するものもあり、このような借地公園には実質的な永続性が存在すると考えられる。このようなケースは古くから借地公園とされてきたと考えられるため、2005 年以降に新設された公園による影響のみを観察している分析 3 の推計結果の方が信頼性が高いと考えられる。

4. まとめ

4.1 考察

分析 1 および 2 の結果から、商業系地域では小公園による地価の下落が生じており、その影響は広範囲に及んでいることが明らかとなった。このことは、近隣外部性による局所的なコストだけではなく、より広範に及ぶ要因が存在する可能性を示唆していると考えられる。次に、流動的な土地利用が最有効利用となる商業系地域に特有の事情として、「土地利用を固定化するコスト」の存在をこの要因として考え検証を行ったところ、分析 3 の結果は、この仮説を否定するものではなかった。また、デベロッパーへのヒアリングからは、一般の開発業者にとって、特にバブル期から崩壊後にかけては短期的な利益を重視した再開発手法が好まれていた傾向が示唆された。今回の分析は、1996 年から 2016 年までの地価を対象とした分析であったが、分析結果は、短期的な利益選好型の事業者等によって公園が敬遠されてきた可能性を示唆しているものと考えられる。小公園は緑による環境改善効果等の便益も相対的に低いことが考えられるため、費用対効果としては、商業系地域の小公園ではコストの方が大きくなり、結果的に地価を下落させている可能性が考えられる。

4.2 政策提言

①「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」は、公園に対する地域ごとの評価の違いを反映するよう、より詳細な分析手法を確立すべきである。
②地価の下落を生じている公園については、廃止規定の規制緩和を実施すべきである。その際、行政が既存ストック公園の分類（廃止可能等）を事前明示することによって、市場での土地利用再編を促進すべきである。
③小公園発生の一因は、開発行為に伴う提供公園と考えられる。周辺環境に応じた制度の見直しが必要である。
④地域のニーズに沿った公園整備の実施は、公園便益を上昇させる効果があると考えられる。周辺住民との協働による公園整備を実施する取り組みも既に行われており、地域のニーズに沿った公園整備をより一層推進すべきである。

景観政策が地価に与える影響について
～京都市を事例として～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16711　林　歓太郎

1　はじめに

景観に対する国民の意識や関心の高まりを背景に景観法（2004 年施行）の制定をはじめとする良好な景観の形成の促進に資する制度の充実が図られ、全国各地において景観に係る取組が活発化している。

京都市は、歴史都市・京都の優れた景観を守り、育て、50 年後、100 年後の未来へ引き継いでいくため、それまでの景観政策を抜本的に見直し、「新景観政策」を 2007 年（平成 19 年）9 月に実施した。政策実施にあたっては、大きな市民負担を伴うものであったことなどから、地価が下がるのではないか等の懸念の声も多くあった。

本稿では、京都市を事例として、新景観政策、特に高さ規制の強化が地価に与える影響について、政策実施から 10 年目の一定の節目として、経済学的観点からヘドニック・アプローチにより実証分析を行うものであり、政策のプラスの効果（便益）とマイナスの効果（費用）の影響を分けて分析した点、政策効果の経年変化を明らかにした点が特徴である。

2　新景観政策の概要

新景観政策は、50 年後、100 年後の京都の将来を見据えた歴史都市・京都の景観づくりであること等をコンセプトに、①建築物の高さ規制の強化②建築物等のデザイン基準や規制区域の見直し③眺望景観借景の保全④屋外広告物対策の強化⑤京町家等の歴史的建造物の保全の 5 つの柱で実施された。

高さ規制の強化は、居住環境の維持向上並びに景観の保全及び形成を目的として、市街化区域全体の約 3 割の区域において大幅な見直しが行われた。これまで高度地区で定めていた高さの最高限度は、10m、15m、20m、31m、45m の 5 段階だったが、見直しにより 45m の最高限度を廃止し、新たに 12m、25m を加えて 6 段階とし、この 6 段階の高さ規制をそれぞれの市街地の特性に応じて配置した。

3　景観政策が地価に与える影響と仮説

3-1　景観政策のプラスの効果とマイナスの効果

景観規制は、建築物の高さ、形態意匠、壁面の位置等の制限が一般的であるが、こうした規制が導入されることにより、良好な景観の形成・保全、日照・眺望の確保や圧迫感の低減、調和のとれた町並みの形成等に一定の効果が見込まれるが、一方、土地の有効利用や自由な建築活動に対する制約と捉えられる面もあり、生活環境や経済活動に対してもプラス（便益）とマイナス（費用）両面の効果を及ぼすこととなる。それらの効果による地価の変動で総合的に景観政策を評価する。図 1 参照。

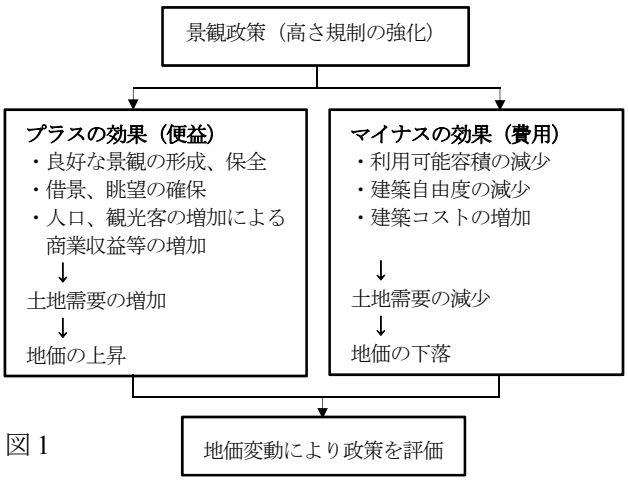


図 1

また、規制による地価形成は、規制実施によってどのような損得があるか将来価値を含めた現在価値が、すぐに地価に反映するというのが基本的な考え方である。しかし、景観規制については、政策実施直後の時点で、規制が強化されることでどのような町並みや景観になるのかという将来の姿を思い描くことが困難であり、その将来価値が認識されにくいことから、政策実施直後には地価に反映されない側

面があると考えられる。よって、規制実施直後だけでなく、長期的な視点による観察が必要である。

3-2 仮説

高さ規制について、地価ポイント自体の規制強化とその周辺の規制強化による影響に着目する。地価ポイント自体が高さ規制強化される影響は、利用可能容積の減少などの費用負担による地価へのマイナスの影響と考えられ、また一方で、地価ポイント周辺で規制が強化される影響は、周辺地域における良好な景観の保全・形成の期待による地価ポイントの地価へのプラスの影響と考えられる。以下の仮説を提起し、実証分析を行う。

仮説 1：高さ規制の強化により、地価ポイントにおいては利用可能容積の減少などの費用負担によるマイナス効果で地価は下がる。その影響は、住居系地域よりも商業系地域のほうが大きい。

仮説 2：高さ規制の強化により不適格建築物が多数発生する地域（従来から高い建築物を建築する需要のある地域）においては、規制強化による費用負担がより大きいことから、地価は下がる。

仮説 3：地価ポイントの周辺が規制強化されることで、周辺における良好な景観の保全・形成が期待され、そのプラス効果により地価は上がる。

仮説 4：地価ポイント周辺において高さ規制が強化されることによる便益は、建築物の更新によって町並みが変わり、時間の経過と共に良好な景観保全・形成が進んでいくことで、政策実施後の時間経過と共に徐々に大きくなる。

仮説 5：周辺規制強化による便益については、周辺の不適格建築物の状況により影響が異なり、不適格建築物率が高いほうが、その景観改善の期待から地価は上がる。

4 実証分析

4-1 分析方法と分析対象

提起した仮説に基づき、土地資本化仮説を前提としたヘドニック・アプローチを用いて地価関数を推計することにより、景観政策の強化が地価に与える影響について実証分析する。

分析対象は、地価公示及び都道府県地価調査価格とした。京都市全域における各地価のうち、政策実施前の 2006 年から直近の 2016 年までの 11 年間で観測ポイントが移動していない 288 ポイントをサンプルとし、商業系地域は 101 ポイント、住居系地域は 187 ポイントである。高さ規制強化地点は、商業系 101 のうち 84、住居系で 187 のうち 50 であり、規制強化率はそれぞれ 83%、27%である。

4-2 分析モデル

被説明変数を地価（円/㎡）の対数値とし、2006 年から 2016 年までの各年度で構成されたパネルデータを用いて、次式の固定効果モデルにより推計を行う。パネルデータは、複数のサンプルを、複数時点にわたって追跡、観察し続けたデータであり、個体の異質性をコントロールでき、時間を通じた変化を評価できる等のメリットがある。

なお、地価ポイントから 100m バッファ内における高さの不適格建築物（便宜的に階数 3m として住宅地図上で判定）の面積割合を説明変数「周辺の不適格建築物率」とし、地価ポイントから 300m バッファ内における高さの規制強化面積の割合を説明変数「周辺の規制強化面積率」としている。分析モデルは、以下の通りである。なお、α0 は定数項、ε は誤差項とする。

Ln（地価）＝α0+α1（年度ﾀﾞﾐｰ）
+α2（地価ﾎﾟｲﾝﾄの高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ）
+α3（地価ﾎﾟｲﾝﾄの高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ
×周辺の不適格建築物面積率）
+α4（地価ﾎﾟｲﾝﾄの高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ
×周辺の高さ規制強化面積率）
+α5（地価ﾎﾟｲﾝﾄの高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ
×周辺の高さ規制強化面積率×経過年数）
+α6（地価ﾎﾟｲﾝﾄの高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ
×周辺の高さ規制強化面積率
×周辺の不適格建築物面積率）
+α7（美観地区ﾀﾞﾐｰ）+α8（美観形成地区ﾀﾞﾐｰ）
+α9（風致地区ﾀﾞﾐｰ）+α10（眺望景観規制ﾀﾞﾐｰ）
+α11（眺望空間保全ﾀﾞﾐｰ）+α12（中心地区ﾀﾞﾐｰ）
+α13（郊外地区ﾀﾞﾐｰ）+ ε

※α9 は住居系のみ、α12 は商業系のみ

4-3　分析結果

分析結果は、表 1、2 の通りである。

表 1　商業系地域

変数名	係数	標準偏差
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ	-0.037 *	0.021
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の不適格建築物面積率	0.006 **	0.003
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率	0.016	0.032
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率 ×経過年数	0.007 ***	0.002
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率 ×周辺の不適格建築物面積率	-0.005	0.003

表 2　住居系地域

変数名	係数	標準偏差
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ	-0.017 *	0.010
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の不適格建築物面積率	0.016 ***	0.003
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率	0.015	0.016
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率 ×経過年数	0.009 ***	0.001
高さ規制強化後ﾀﾞﾐｰ ×周辺の高さ規制強化面積率 ×周辺の不適格建築物面積率	-0.021 ***	0.004

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

4-4　考察

4-4-1　高さ規制強化が地価に与える影響

高さ規制が強化された地点が、未強化地点に比べ商業系で 3.7%、住居系で 1.7%地価が低くなるという結果が統計的有意に示された。利用可能容積の減少など高さ規制強化による費用負担が住居系よりも商業系の方が大きいことから、地価へのマイナスの影響も商業系の方が大きい結果になったと考えられる。

4-4-2　周辺の高さ規制強化が地価に与える影響

地価ポイント自体ではなく、その周辺で高さ規制が強化された場合、商業系で 1.6%、住居で 1.5%地価が高くなることが示された。住居系地域においては統計的有意ではないものの、商業系、住居系共に同様のプラス傾向が示された。また、周辺規制強化の経年変化については、年々、商業系で 0.7%、住居系で 0.9%地価が高くなるという結果が統計的有意に示された。

周辺規制によるプラスの効果は、将来価値の期待による政策実施直後の影響と併せて、実際の周辺の景観形成や町並みの変化、その景観価値の認識と共に徐々に表れると考えられる。

4-4-3　不適格建築物率により周辺の高さ規制強化が地価に与える影響

地価ポイント周辺の不適格建築物率による周辺規制強化率の影響については、商業系で 0.5%、住居系で 2.1%地価が下がるという結果が示された。不適格建築物は、建替え時には高さを低くして適格建築物にする必要があり、その費用負担から更新のインセンティブが低くなってしまう。よって、既に景観が壊されていてある意味手遅れ状態である不適格建築物が多い地域では、建物更新が進みにくく、規制強化による便益が見込みにくいことなどから開発が抑制され、地価へマイナスの影響があるのではないかと考えられる。

4-4-4　不適格建築物率が地価に与える影響

地価ポイント周辺の高さの不適格建築物率による高さ規制の影響については、当初想定していた結果と異なり、商業系で 0.6%、住居系で 1.6%地価が高くなるという結果が、それぞれ 5%, 10%水準で統計的有意に示された。元々、不適格建築物が多い地域は地価が元々上昇傾向にあるなど、内生性の問題を十分にコントロールできていない可能性がある。

4-5　地価の推移

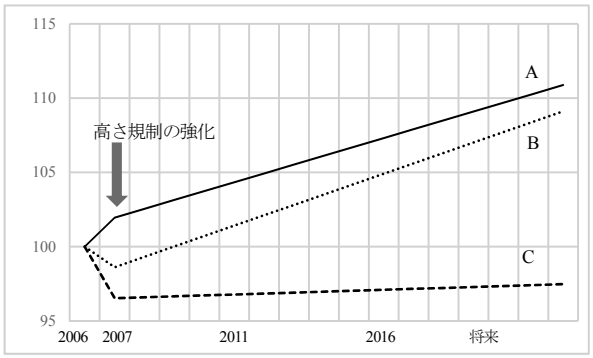
以上の考察を踏まえ、実例の商業系地域の地価ポイント A, B, C の地価推移を図 2 示す。地価への影響は、各地価ポイントの規制強化の有無、周辺の不適格建築物率及び周辺の規制強化面積率により異なる。B、C のように地価ポイント自体が規制強化されることで、政策実施直後に地価は下落する。また、A、B のように周辺の大部分で規制が強化された場合には、徐々にその便益を受けるが、C のようにほぼ規制強化されない場合には、プラスの影響はほぼない。つまり、規制強化による費用負担で地価ポイント自体にはマイナスの影響があるものの、面的な規制強化により

便益をお互いに享受しあうことで、時間の経過と共に全体の価値が向上する。

表 3

項目	A	B	C
行政区	上京区	中京区	西京区
用途地域	近商	商業	近商
高さ規制強化	20m (強化無)	31→20m	20→15m
周辺の高さ 不適格建築物率	0%	20%	5%
周辺の高さ 規制強化率	85%	100%	9%

図 2　地価推移のイメージ（政策実施前 2006 年を 100 とする）



5　まとめ

5-1　政策提言

適正な高さ規制は、一時的には費用負担によるマイナス効果があるものの、長期的にはプラス効果として地価を上昇させる。都市の付加価値を高め、都市の活力と魅力を向上させるために、適正な政策は実施すべきである。

また、周辺で高さ規制が強化されることによる地価へのプラスの効果を考慮すると、規制強化によって費用のみを負担するのではなく、規制により便益を享受し合うことでお互いの価値向上が可能となるよう、虫食い状態での規制ではなく、一定の面的規制の実施がより公平な規制となる。

さらに、不適格建築物が多い地域においては、周辺で規制が強化された場合の影響がマイナスであることから、不適格建築物が多数発生する前の景観が保全されている段階で対策を講じるべきである。

最後に、高さ規制の強化による景観政策のプラスの効果(便益)は、規制による良好な景観の保全・形成、その景観価値の認識、景観や規制に対する市民意識の向上によって時間の経過と共に徐々に表れ、地価を上昇させる。よって、景観政策の実施にあたっては、短期的な影響だけではなく将来を見据えた長期的視点が必要である。

5-2　おわりに

本稿では、景観政策が地価に与える影響について京都市を事例として分析したものであり、主に高さ規制の強化のプラスの影響（便益）とマイナスの影響（費用）による地価への影響と、その効果の経年変化を明らかにした。

本稿では、高さ規制の強化による地価への影響に焦点をあてたが、景観政策を総合的に評価するためには、高さ規制以外の規制（景観地区等の指定、屋外広告物規制、容積率、地区計画など）も含め検証することが今後の課題である。

また、本稿では、ヘドニック・アプローチによる分析を行ったが、景観の評価には地価には表れにくい要素も多く含まれる側面があり、地価による評価だけでは言い表すことが困難である。多角的な方法による分析によって、より精度の高い評価手法を確立することも併せて今後の課題とする。

さらに、本稿では京都市を事例としたが、政策効果は、地域特性によるところも大きいと考えられ、他都市でも同様の効果を及ぼしているとは判断できない。地域特性の異なる他都市における分析により地域特性とその効果の違いを明らかにすることも意義深いことだと考える。

京都市においても、適正な景観規制は、京都の都市の魅力や価値を高めることは間違いない。唯一無二の歴史都市の付加価値を高め、将来に渡り引き継いでいくためにも、その政策効果を検証しながら、時代や都市活動、まちの変化に合わせ、景観政策をさらに進化させつづけていくことが求められる。

本稿が、京都市における景観政策の進化のみならず国内の様々な都市で実施される景観政策の充実の一助となれば幸いである。

防犯カメラの設置による窃盗犯罪の抑止効果について
ー大阪市を事例としてー

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16712　深谷　昌代

1　はじめに

1.1　研究の目的

防犯カメラの主な効果には、犯罪を抑止すること、その場所の利用者に安心感を与えること、犯罪捜査へ貢献があるといわれている。一方で、防犯カメラのような地区を限定する犯罪対策では、防犯カメラを設置した周辺地区への影響として、犯罪者が犯罪対策を設置していない場所に犯行場所を変更することによって周辺地区での犯罪が増加する「地理的転移」、犯罪者にとっては犯罪対策実施地区と未実施地区とを峻別することができないため、周辺地区でも犯罪が減少する「利益の拡散」の相反する理論がある。

本研究では、防犯カメラは設置地域での犯罪発生件数を減少させる一方で、上記の「地理的転移」により周辺地域に犯罪を移動している可能性がある点に着目し、街頭犯罪が全国的にも多い大阪市を対象地域として、公的機関が設置した防犯カメラが設置地域とその周辺地域の犯罪発生件数に与える影響を分析する。また、公的機関が防犯カメラの設置を補助金で行う場合と直接設置をした場合の設置方法の相違による窃盗犯罪発生件数に与える影響を分析する。以上の分析の結果から、今後の自治体による防犯カメラ設置施策のあり方を提言することを目的とする。

1.2　先行研究と本研究の位置付け

先行研究として、島田(2013)、「警察が設置する街頭防犯カメラシステムに関する研究会」(2013)においては、防犯カメラは粗暴犯などの衝動的な犯罪には効果がみられないが、侵入盗やひったくりなどの合理的な選択に基づく窃盗犯については、防犯カメラの設置により犯罪発生件数が減少する結果が得られている。一方で、国内での防犯カメラの効果検証についての先行研究は少なく、自治体が防犯カメラの設置を推進するうえでの参考となる研究は不足しているといえる。

本研究では、大阪市を対象として、防犯カメラの犯罪抑止効果を窃盗犯罪の種別ごとに分析するとともに、設置方法の違いによる犯罪抑止効果への影響を検証し、今後の自治体による防犯カメラの設置を検討する際のひとつの判断材料となる政策提言を行う。

2　国内及び大阪市における犯罪の現状と防犯カメラの設置

2.1　国内における犯罪の現状

国内における刑法犯の認知件数は、平成 14 年の約 265 万件をピークに減少に転じており、平成 27 年には約 110 万件にまで減少している。平成 14 年以降の犯罪数の大幅な減少には、防犯技術の革新が要因のひとつと考えられる。防犯カメラの普及の背景にも、情報技術の進歩により、高解像度の映像をより長時間、より低コストで撮影・記録できるようになった点がある。警察白書においても、防犯カメラが公共の安全を確保するために重要な役割を果たすようになっていると指摘している。

2.2　公共空間での防犯カメラの増加の背景

防犯カメラの設置を自治体が進めている背景として、防犯カメラ自体の機能向上や低価格化も要因のひとつであるが、社会環境の変化として、自治会や商店街振興組合など地域団体の機能が低下している

ことがあげられる。特に都市部では、人口の流動化が激しいなかで、地域住民による自主防犯活動にも限界があり、公共空間での犯罪抑止のため、防犯カメラ等のハード整備への期待が高まっていると考えられる。

2.3　大阪市での犯罪発生状況及び防犯カメラ設置概要

平成 13 年の大阪府の刑法犯発生件数は 32 万 7 千件で、前年より約 7 万 5 千件増加し、東京都を抜き全国最下位となった。特に、大阪市内での発生件数は、13 万 6 千件と大阪府内全域の 42%を占めていた。人口 1 万人当たりの犯罪発生件数も、府内全域では 372 件に対し、大阪市内では 523 件であり、全国的にも大阪市は有数の犯罪多発地域であった。

大阪市では、平成 21 年度に「大阪市防犯カメラ設置費補助制度」を設けており、平成 27 年度末時点で約 9,500 台の防犯カメラを設置している。

3　行政による防犯カメラ設置に関する考察

3.1　行政が防犯カメラを設置する目的

公共空間に設置する防犯カメラは、犯罪抑止を目的としており、公共空間の通行人を非排除的、非競合的に犯罪から守る、地方公共財の役割を果たす財であることから、警察及び自治体が補助金を支出または直接設置している。

犯罪における合理的選択理論では、犯罪者が犯罪によって得られる利益と、捕まるリスク、捕まった後に被る不利益（刑罰）とを比較し、「利益＞不利益」となるときに犯罪を行うとされる。

犯罪予防には、①犯行の困難さの増加、②犯罪に伴う危険性の増加、③犯罪報酬の減少、と大きく分けると３つの要素が重要だとしている。防犯カメラの設置は、②の犯罪に伴う危険性（逮捕リスク）を増加させることによる犯罪予防を目的としている。

3.2　防犯カメラ設置による便益及び費用

行政が防犯カメラのに対する補助、直接設置を行う場合には、便益と費用のバランスを考慮する必要がある。防犯カメラの便益としては、犯罪抑止効果がある一方で、費用として、設置費・管理費のほか、被撮影者へのプライバシーの侵害が考えられるため、行政には適正な運用が求められる。

4　防犯カメラ設置地域及び周辺地域の窃盗犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析

4.1　問題意識

防犯カメラの設置によって、「地理的転移」の結果、周辺地域では犯罪が増加している可能性がある。この仮説に基づいて、防犯カメラ設置町丁目、周辺町丁目への影響を分析する。

4.2　推計式

大阪市における、町丁目当たりの窃盗犯罪発生件数を被説明変数、町丁目当たりの防犯カメラ設置台数及び周辺町丁目当たりの防犯カメラ設置台数を説明変数として、固定効果モデルにより分析を行う。推計式は、次式のとおりである。

$$(\mathrm{crime})_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\mathrm{camera})_{it} + \beta_2 (\mathrm{aro\_camera})_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　β_1、β_2：パラメータ

(crime)：1km^{2}当たりの窃盗犯罪発生件

(camera)：町丁目 1km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

(aro_camera)：周辺町丁目１km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

δ：固定効果（固体ごとに固有で観察できない要因）ε：誤差項　i：町丁目　t：年

4.3　推計結果および考察

防犯カメラの設置が窃盗犯罪発生件数に与える影響についての推計結果は、表１のとおりである。

防犯カメラの設置町丁目では防犯カメラの設置が多い地域では犯罪が減少していることがわかった。周辺町丁目では、住宅関連窃盗では防犯カメラ設置地域では犯罪は減る一方でその周辺地域で犯罪が増加する「犯罪の転移」が発生し、路上窃盗では、防犯カメラ設置地域だけでなく、周辺地域まで犯罪発生件数が減少する効果があるという「利益の拡散」が発生した可能性がある。

犯罪の種別によって逆の結果が現れた原因のひとつとして、犯罪企図者にとって、空き巣では犯行場

所の近くに防犯カメラがないことが重要であり、ひったくりでは犯行場所の周辺も含めて防犯カメラがないことが重要であると考えられる。また、ひったくりの場合には目撃者がいることにより、逃走経路にも防犯カメラがない地域を選択することも考えられる。

5　防犯カメラの設置方法の相違が犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析

5.1　問題意識

公共空間に設置する防犯カメラに対する自治体の主な関与は、補助金による設置と直接設置とに分けられる。２つの設置方法の意思決定の違いに着目した場合に、補助金で防犯カメラを設置する場合には、補助金申請団体は、設置地域の私的利益を求める一方で、自治体による直接設置の場合には、自治体内の社会的便益を求めるため、計画的、一体的に設置を行う可能性が高い。補助金と直接設置の場合の設置方法の違いが犯罪抑止効果にも影響を及ぼすと考え、分析を行った。

5.2　推計式

４章の分析と同様であるが、防犯カメラについては、大阪市市民局が補助金を支出した防犯カメラと大阪市内の区が直接設置した防犯カメラに分けて分析を行った。

推計式は、次式のとおりである。

$$(\text{crime})_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\text{camera 補助})_{it} + \beta_2 (\text{camera 直接})_{it} + \beta_3 (\text{aro\_camera 補助})_{it} + \beta_4 (\text{aro\_camera 直接})_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　β_1～β_4：パラメータ

（crime）：1km^{2}当たりの窃盗犯罪発生件数（住宅関連窃盗、自動車関連窃盗、路上窃盗）

（camera 補助）：町丁目 1km^{2}当たりの補助金による防犯カメラ設置台数

（camera 直接）：町丁目 1km^{2}当たりの直接設置による防犯カメラ設置台数

（aro_camera 補助）：周辺町丁目 1km^{2}当たりの補助金での防犯カメラ設置台数

（aro_camera 直接）：周辺町丁目 1km^{2}当たりの直接設置での防犯カメラ設置台数

δ：固定効果　ε：誤差項

ｉ：町丁目　ｔ：年

5.3　推計結果および考察

補助金、直接設置により設置した防犯カメラが窃盗犯罪発生件数に与える影響についての推計結果は、表２のとおりである。

上段が補助金で設置した防犯カメラ、下段が直接設置した防犯カメラの犯罪抑止効果である。設置町丁目、周辺町丁目において、全体的に直接設置のほうが補助金の場合よりも窃盗犯罪発生件数が減少していた。

直接設置のほうが補助金の場合より犯罪発生件数が減少している原因として、直接設置では、警察、地域団体と協議して一体的に防犯カメラを設置できていることが考えられる。また、自治体が補助金制度を設ける際に、犯罪発生件数の多い地域団体が申請してくることを前提としていると考えられるが、犯罪が多い地域団体が補助金を申請していない可能性がある。

6　政策提言と今後の課題

6.1　政策提言

４章の分析において、大阪市で大阪府警、大阪市が設置した防犯カメラは、設置町丁目では窃盗犯罪発生件数を減少させる効果あることがわかった。防犯カメラの設置が周辺町丁目に与える影響については、住宅関連窃盗では自地域に対して周辺町丁目で多く防犯カメラを設置した場合に、自地域で犯罪がより多く発生していることが明らかとなった。このことから、防犯カメラの設置目的を住宅関連窃盗とする際には、周辺町丁目も含めて防犯カメラを設置する必要がある。一方で、路上窃盗においては、防犯カメラを設置した周辺町丁目でも犯罪発生件数が減少しており、防犯カメラの設置目的をひったくりとする場合には、ひったくりが多い町丁目に設置することで、周辺のひったくりの発生も減少させる可能性がある。自動車関連窃盗については、防犯カメ

ラ設置地域での犯罪発生件数は減少しているが、周辺地域への影響は、符号は負であるが有意ではなかった。

次に、5 章の分析結果から、補助設置の場合と比較して直接設置のほうが犯罪発生件数を減少させていることがわかった。直接設置の場合には、より一体的、計画的な設置ができることが原因の一つと考えられる。ただし、補助制度のあり方や行政の防犯カメラ施策により、補助金で防犯カメラを設置する場合でも、犯罪抑止効果を高めることができる可能性がある。補助制度では、犯罪率に応じた補助率とし、犯罪が多い地域の団体に補助金を申請するインセンティブにつながる制度を設けることが考えられる。

また、行政の防犯カメラ施策として、警察や自治体が犯罪発生状況を町丁目単位のマップ等で周知するなど、地域団体に対して、自地域が犯罪率の高い地域であることを認識できる情報提供をする、防犯カメラによって逮捕につながった事例を紹介すること、犯罪企図者に対して防犯カメラには逮捕リスクがあることの周知、地域団体に防犯カメラの効果を認識してもらうための取組も重要である。

参考文献

・警察が設置する街頭防犯カメラシステムに関する研究会(2011)「最終とりまとめ（案)」

・島田貴仁(2013)「街頭防犯カメラがひったくりの発生に与える影響」地理情報システム学会第 22 回研究発表大会

表 1 推計結果

被説明変数	窃盗犯罪 発生件数	住宅関連窃盗 発生件数	自動車関連窃盗 発生件数	路上窃盗 発生件数
説明変数	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)
町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.17656 ***	−0.01838 ***	−0.13530 ***	−0.02288 ***
	(0.02435)	(0.00729)	(0.02254)	(0.00564)
周辺町丁目 1km² 当たりの防犯カメラ設置台数	−0.00732	0.05809 ***	−0.03288	−0.03254 ***
	(0.04777)	(0.01431)	(0.04421)	(0.01107)

***, **, *はそれぞれ１％、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

表 2 推計結果

	被説明変数	窃盗犯罪 発生件数	住宅関連窃盗 発生件数	自動車関連窃盗 発生件数	路上窃盗 発生件数
	説明変数	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)
補助設置	町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.18477***	−0.00859	−0.13136***	−0.04482***
		(0.04890)	(0.01476)	(0.04522)	(0.01142)
	周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.80690	0.06201**	−0.13420	−0.00850
		(0.09122)	(0.02754)	(0.08436)	(0.02130)
直接設置	町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.51205***	−0.02540*	−0.45806***	−0.02858***
		(0.04565)	(0.01378)	(0.04222)	(0.01066)
	周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.39125***	−0.00428	−0.44007***	0.05310***
		(0.08760)	(0.02645)	(0.08101)	(0.02045)

***, **, *はそれぞれ１％、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

老朽家屋等の外部不経済と行政による対策のあり方について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16713　藤田　幸夫

1　はじめに

1.1　研究の背景と目的

近年、管理不全な空き家の問題が注目されている。地方自治体による空き家対策条例の制定、空家等対策の推進に関する特別措置法（以下、空家対策特措法と称す）の施行と、行政も対策に力を入れている。

これらの動きは、管理不全な空き家がもたらす外部不経済に対する政府介入とみなせるが、外部不経済の大きさそのものには直接影響しない居住者の不存在を要件とした対策は合理的と言えるだろうか。

そこで、本研究は、管理不全な空き家に限らず問題である老朽化による保安上の危険に着目し、その外部不経済の様態を分析することで、老朽家屋等に対する行政の対策の望ましいあり方を考察する。

1.2　先行研究

老朽建造物の外部不経済に関する研究としては、老朽マンションの近隣外部性をヘドニックアプローチで推計した中川・齊藤・清水（2014）がある。また、管理不全空き家の外部不経済とその対策効果について実証分析した栗津(2014)がある。しかし、居住物件を含めた老朽家屋等に対して、実体的な老朽危険度指標を用いて、実証分析を行った研究は、筆者の調査した限りでは見当たらない。

2　国内における老朽家屋等及び老朽家屋等対策の概要

2.1　老朽家屋等の定義

建築物等の老朽化を建築後経過年数で計るのではなく、本稿においては、総務省統計局の「住宅・土地統計調査」において腐朽・破損状態を老朽化の指標として使用していることを参考に、老朽家屋等を「建物その他の工作物で腐朽・破損しているもの」として定義する。

2.2　国内における老朽家屋等の現状

総務省統計局「平成 25 年住宅・土地統計調査」によると、国内における居住世帯ありの住宅総数 5210 万戸のうち、腐朽・破損ありの住宅総数は 448 万戸となっており、そのうち昭和 55 年以前に建てられた住宅は 227 万戸となっている。一方で空き家の数で見ると、総数は約 810 万戸であり、うち 213 万戸が腐朽・破損ありとなっている。老朽化した住宅の半数は居住者がいる住宅であり、空き家でない老朽家屋が相当数存在することがわかる。

2.3　行政による老朽家屋等対策について

老朽家屋等の外部不経済として主なものは、建物の倒壊や建材の飛散などによる保安上の危険と思われる。その対策の根拠法となるのは、建築基準法及び空家対策特措法である 。両法律の要件を比較すると、建築基準法 10 条 3 項 では、「著しく保安上危険」を要件としている一方、空家対策特措法では、「そのまま放置すれば倒壊等著しく保安上危険となるおそれのある状態」を、指導や是正勧告等の発出が可能な特定空家等の要件としている。

したがって、空き家の老朽家屋等の場合は、現に著しい保安上の危険が認められるほどの状況に陥る前に行政が介入し、所有者に適正管理や問題の是正を求めるという予防的発想を含むものと解される。

しかし、仮に空家対策特措法の適用を免れたい所有者が、実際は使用していない住宅について、空き家ではないと主張したとすると、適用判断は困難と思われる。

空き家か否かという判断に老朽家屋等の外部不経済対策が左右されることには、いささか問題があるように思えるため、現実の老朽化度に基づき、老朽家屋等の外部不経済とそれに対する行政の対策を客観的に評価することが必要と考える。

3　理論分析

3.1　老朽家屋等の外部不経済の発生

老朽家屋等の外部不経済発生の原因を理論分析する。都市の特定の区画の住宅に対して同質な都市住民の付値家賃と、その住宅を存続させることの費用を図 1 に記述する。縦軸は、住宅の付値家賃と住宅を存続させる費用であり、横軸は住宅の存続（保有）期間である。

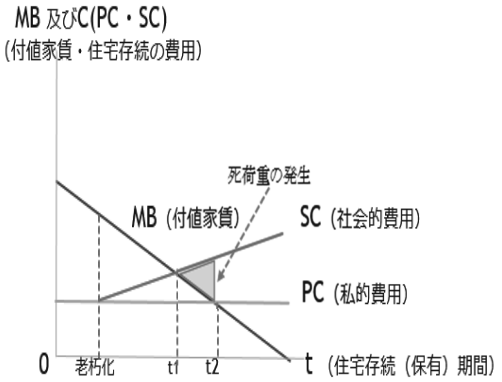
住宅の付値家賃 MB は、住宅が経年劣化するにしたがって減少するため右下がりの曲線となる。一方で、生活費等を除いた建物を所有すること自体に要する私的費用 PC は、建物の固定資産税等と仮定すると基本的に一定である。長期の使用により老朽化が進み、MB=PC となる t_2 の時点を越えると、解体等により保有をやめるか、改修等により居住環境を改善する等の行動変化が生じると思われる。

ここで老朽化した建物の外部不経済を加味した社会的費用

SC を想定する。社会的費用 SC は私的費用 MC よりも大きく、また、時間により増加していくと考えられる。社会的費用 SC と付値家賃 MB の交点となる t_1 時点が所有者の便益と社会的費用とがつり合う行動変容の最適点である。

しかし、老朽家屋等の所有者はこの社会的費用に直面していないため、$t_2 - t_1$ の分だけ過剰に使用または保有してしまう。その結果、死荷重が発生し社会的厚生を損なう状況に陥ると考えられる。ここで死荷重は、図１のグレーの網掛け部分を現在価値に割り引いた合計となる。

図１　老朽家屋等による外部不経済の発生



3-2　外部不経済が周辺地域に及ぼす影響

近隣に老朽家屋等が存在すると土地のアメニティ評価は低くなり、土地需要が減退すると思われる。資本化仮説が成立するとした場合、土地のアメニティ評価の変化は最終的には地代に帰結するため、地価の変化をもたらすと考えられる。

図２は、周辺に老朽家屋等が存在する地域における不動産（土地）市場（短期）である。縦軸は地価Ｐ、横軸は土地ストック量Ｑである。土地の需要曲線はＤ１、土地の供給曲線はＳ１で表す。外部不経済が存在しない場合は、均衡点Ｅにおいて地価はＰ１に決定するが、周辺に老朽家屋等が存在する場合は、需要減のため、需要曲線は下方にシフトする。結果、均衡点はE’となり、地価はＰ２に下落する。

また、老朽家屋等の除却によって外部不経済が取り除かれた場合は、図３のとおり、土地需要は回復し、需要曲線Ｄ１は、上方にシフトしＤ２となる。そして、供給曲線Ｓとの均衡点はＥからE’に移り、地価Ｐ１もＰ２に上昇する。

図 2 外部不経済による地価下落

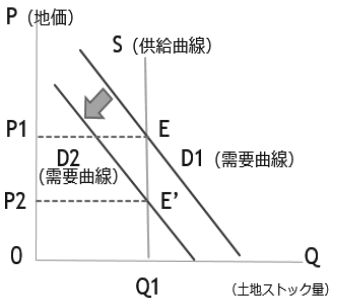
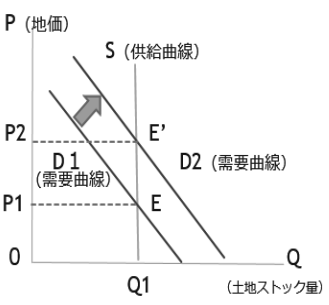


図 3 外部不経済解消の効果



4　実証分析

4.1　実証分析の方法と対象

理論分析をふまえ、実際に都市地域を対象にヘドニックアプローチにより、老朽家屋等が周辺地域の地価に与える影響及びその要因を分析する。

・対象地域：東京都足立区

・分析対象：平成 23 年足立区老朽危険家屋調査結果による老朽家屋等 2133 件と、区民からの情報及び区の追跡調査で確認された老朽家屋等 11 件

これらの老朽家屋等について、足立区の老朽危険度による区分を基に筆者が老朽ランクとして再区分し分析に用いた。

【老朽ランク区分】

①overA：A+及びA

②A+：緊急度の高い老朽危険家屋

③A：老朽危険家屋

④B：老朽化が著しいもの

【仮説による実証分析のフロー】

以下のとおり仮説を設定し、老朽家屋等の外部不経済について、質的側面・量的側面から、その様態を明らかにする。

仮説１　老朽家屋等が周辺に存在することで外部不経済が発生する

仮説２　居住者が居る場合と空き家の場合とでは外部不経済の大きさは異なる

仮説３　老朽危険度が高いほど外部不経済は大きい

仮説４　老朽家屋等の集積度（件数）に応じて外部不経済は大きくなる

仮説５　老朽危険家屋等の除却によって、外部不経済は解消される

4.2　変数及び使用するデータ

被説明変数には、固定資産税路線価に係る標準宅地の価格（円／㎡）の対数値を用いた。主な説明変数は、①老朽家屋ダミー、②空き家ダミー、③老朽ランクダミー、④老朽家屋集積数、⑤老朽危険家屋除却数（及び除却率（除却数／集積数））である。

仮説 1～4 の検証には、平成 23 年のクロスセクションデータを、仮説 5 の検証には、平成 23 年と平成 26 年の 2 時点パネルデータを用いて分析した。

4.3　実証分析

上記の仮説を検証するため、推計モデル 1～4(OLS)、推計モデル 5（固定効果モデル）を設定し、回帰分析を行った。

＜実証分析１：老朽家屋等と空き家の外部不経済＞

推計モデル１　老朽家屋等が周辺 100m 以内に存在することによる外部不経済の推計

推計モデル２　周辺に存在する老朽家屋等が空き家であった場合の外部不経済の推計

表１　推計結果（推計モデル１及び２）

被説明変数：ln地価（標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル1		推計モデル2	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
老朽家屋ダミー	−0.097 ***	(0.019)	−0.083 ***	(0.022)
空き家ダミー			−0.032	(0.023)
コントロール変数	（　省　略　）		（　省　略　）	
定数項	12.407 ***	(0.158)	12.399 ***	(0.158)
自由度調整済決定係数	0.736		0.737	
観測数	528		528	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル１では、100m 以内に老朽家屋等が存在すると、地価が約 9.7%下落することが 1%有意水準で示された。推計モデル２では、空き家ダミーによる効果は、負の係数であるものの統計的に有意ではなかった。

＜実証分析２：老朽危険度による影響分析＞

推計モデル３－１　老朽危険度（ランク）による差異

推計モデル３－２　老朽危険度（ランク）が異なる老朽家屋等が周辺に同時に存在する影響

表２　推計結果（推計モデル３－１、３－２）

被説明変数：ln地価（標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル3-1				推計モデル3-2	
	(1) A+		(2) overA		(overA_B混合)	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ランクA+ダミー	−0.030	(0.038)				
ランクoverAダミー			−0.067 ***	(0.022)	−0.082 **	(0.039)
ランクBダミー					−0.088 ***	(0.021)
overAダミー_Bダミー交差項					0.041	(0.045)
コントロール変数	（　省　略　）		（　省　略　）		（　省　略　）	
定数項	12.343 ***	(0.161)	12.328 ***	(0.160)	12.391 ***	(0.158)
自由度調整済決定係数	0.723		0.728		0.737	
観測数	528		528		528	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル３－１では、地価ポイント周辺 100m以内に老朽ランク A 以上の老朽家屋等が存在する場合、地価が約 6.7%下落することが 1%有意水準で示された。一方、ランク A+ダミーを説明変数とした回帰分析の結果では、負の係数が推計されたものの統計的に有意とはならなかった。

推計モデル３－２では、ランク overA が周辺に存在する場合は約 8.2%、ランク B が存在する場合は約 8.8%地価が下落することが示されている。そして、両ランクの老朽家屋等が同時に存在する場合は、ランク overA ダミー、ランク B ダミー、両ダミーの交差項の係数の合計が限界効果とみなせるが両ダミーの交差項の係数は統計的に有意ではないため、正確な限界効果は不明である。

＜実証分析３：老朽家屋等の集積効果＞

推計モデル４　老朽家屋等の集積（件数）効果

表３　推計結果（推計モデル 4）

被説明変数：ln地価（標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル4			
	(1) 集積数(overA)		(2) 集積数(B)	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
老朽家屋集積数(overA)	−0.023 **	(0.011)		
老朽家屋集積数(B)			−0.014 ***	(0.005)
コントロール変数	（　省　略　）		（　省　略　）	
定数項	12.340 ***	(0.160)	12.364 ***	(0.160)
自由度調整済決定係数	0.726		0.728	
観測数	528		528	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル４の結果では、周辺にランク overA の老朽家屋等が１件存在することにより、地価は約 2.3%下落し、ランク B の老朽家屋等が１件存在する場合は、１件につき約 1.4%地価が下落することが判明した。

＜実証分析４：除却による外部不経済の解消効果＞

推計モデル５－１　老朽危険家屋等の除却による外部不経済解消効果の推計（除却数）

推計モデル５－２　同上（除却率）

※除却数は、平成 23～25 年度に除却されたランク A 以上の老朽家屋等の件数、除却率は除却数が集積数に占める割合である。

表４　推計結果（推計モデル５－１、５－２）
（固定効果モデルによるパネルデータ分析）

被説明変数：ln地価（標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル5-1		推計モデル5-2	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
除却数	0.0086 ***	(0.0025)		
除却率(除却数／集積数)			0.0094 **	(0.0044)
人口密度(100人/ha)	−0.0560	(0.1050)	−0.0189	(0.1059)
平成26年度ダミー	0.0001	(0.0002)	0.0000	(0.0002)
定数項	12.2065 ***	(0.0211)	12.2087 ***	(0.0212)
自由度調整済決定係数	0.023		0.009	
観測数	1056		1056	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル５－１では、地価ポイント周辺 100m 以内に存在するランク A 以上の老朽家屋等が１件除却されることで、地価が約 0.86%上昇することが判明した。ただし、推計モデル５－２の推計結果は、周辺にある老朽危険家屋等の数によっては地価上昇が小さくなることが示唆されている。

4.4 推計結果のまとめ

（１）老朽家屋等の外部不経済は空き家でも差がない
（２）老朽危険度が高い方が外部不経済は大きい
（３）老朽危険度では測れない外部不経済が存在する
（４）外部不経済の推定影響範囲は広範(100m)である

5　まとめ

5.1 現行制度の課題

（1）措置要件の範囲

老朽危険家屋等に対する建築基準法と空家対策特措法の適用要件を比較すると、空家対策特措法は、「放置すると～おそれのある場合」と将来的な蓋然性を含む状態での措置を可能としているが、建築基準法では、現に危険が存在している場合に限り是正命令を出すことができる。したがって、居住者（または占有者）が存在する場合は、将来危険が生じるおそれがある老朽家屋に対しても何ら規制措置が取れないこととなる。保安上の危険以外の外部不経済としては、周囲の景観の毀損等が考えられるが、建築基準法による規制は存在せず、空家対策特措法においては、「著しく景観を損なっている状態」を要件としている。以上をふまえると、現行制度の要件では、今回の実証分析において外部不経済が確認された老朽家屋等の多くが規制対象に含まれない可能性が高い。

（2）措置要件の不明確さ

建築基準法 10 条 3 項の要件判断の難しさが是正命令等の実効性を低めている可能性がある。これは、空家対策特措法の要件判断についても同様である。この問題に対して、国土交通省では、特定空家判定のガイドラインを作成するほか、既存不適格建築物に係る是正命令制度に関するガイドラインを取りまとめているが、これらはあくまで「基本的な考え方」、「判断方法の例」、「判断の参考となる基準」を示したものであるため、依然として処分庁による裁量判断の余地が大きいと思われる。

（3）行政代執行制度の問題

また、前述の是正命令は義務履行手段として、行政代執行を規定している。しかし、行政代執行は行政コストの高いため、機能しないおそれがある。

（4）一般住宅用地への固定資産税の課税標準特例

一般住宅用地に対する固定資産税の課税標準特例が存在するため、たとえ老朽化が著しい状態の住宅でも所有者にとっては、そのまま放置するインセンティブが存在すると考えられる。空き家の場合、特定空家に指定され勧告が出されるとこの特例は解除されるが、それだけでは、老朽家屋等の外部不経済自体のコントロールとしては不十分と考えられる。

5.2　政策提言

外部不経済を内在化させるため、空き家か否かの別に関わらず、老朽化による外部不経済の大きさに応じて課税するピグー税を設定することを提案する。また、当該ピグー税の賦課徴収にあたっては、建物の固定資産税徴収手続きによることが妥当と考える。

賦課基準の設定にあたっては、比較的軽度の老朽家屋等も対象に含めた上で、外部不経済の程度に応じて柔軟に課税標準を変更できるようにする必要がある。

なお、ピグー税導入後の老朽家屋等対策（保安上の危険に関する）における適用関係イメージは図 4 のとおりである。

図 4　政策提言に基づく老朽家屋等対策の適用イメージ

	著しい保安上の危険		保安上の危険	
	（現に～が存在する）	放置すれば～となるおそれ	（現に～が存在する）	放置すれば～となるおそれ
居住なし（空き家）	空家対策特措法／建築基準法及び ピグー税	空家対策特措法及び ピグー税	ピグー税	
居住あり	建築基準法及び ピグー税	ピグー税	ピグー税	

また、ピグー税を導入した場合、所有者は適正な税を支払うことにより老朽家屋等をそのまま放置することも許容されるため、徴収した税を原資とし、周辺住民への補償に充てることも必要と考える。

そして、ピグー税導入後も、著しい保安上の危険等への措置としては、建築基準法ないし空家対策特措法による是正命令等は依然として重要である。したがって、そうした解決ルートでの実効性を高めるための制度改善や見直し等も必要である。特に特定行政庁でない自治体への支援が重要と思われ、都道府県において特定空家判定のためのより詳細な判定基準の提示、ガイドラインの作成、技術職員の派遣や支援が受けられる体制整備等を積極的に進めるべきと考える。

5.3　今後の課題

ピグー税の設定にあたっては、老朽家屋等の外部不経済を客観的に評価する必要があるため、外部不経済をより精緻に計測する手法を確立する必要がある。

また、空き家のみならず、老朽家屋等に関する地理空間情報を含む総合的データベースを構築することが適当と考える。また、そうしたデータベースを老朽家屋及び空き家対策部局間で共有し、老朽化の進行や空き家化等のリスクレベルの変化にもより適切な対応をとれる体制とするべきである。

参考文献

・中川雅之・齊藤誠・清水千弘(2014)「老朽マンションの近隣外部性ー老朽マンション集積が住宅価格に与える影響ー」『住宅土地経済』 (93), 20-27.

・栗津貴史(2014)「管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究」『都市住宅学』87, 209－217

生活保護基礎控除額増額による就労促進効果について
～茨城県坂東市を事例として～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16714　堀江　和輝

1. はじめに

生活保護とは、「健康で文化的な最低限度の生活を保障し、その自立を助長する制度」であり、最後のセーフティネットと言われている。

しかし、生活保護制度には、受給者にモラルハザードが生じている可能性がある。受給者は、毎月支給される生活扶助費だけで生活可能なため、自ら仕事を探して自立しようというインセンティブが低下する。

本稿で触れるのは、こういった就労に対するインセンティブの低下を防ぐため厚生労働省が平成 25 年 8 月 1 日に施行した「基礎控除額の増額」の効果についてである。それまでは就労による基礎控除額が 8,000 円であったのに対し、増額後は 15,000 円となった。これによって就労意欲を高め、自立促進につながるとしているが実際はどうなのか、厚生労働省が公表した集計データと、筆者の派遣元である茨城県坂東市の生活保護データを用いて推計し、政策提言を行う。

2. 生活保護制度の現状

2-1　全国

生活保護受給者数は平成 28 年 11 月現在で 2,145,930 人、世帯数は 1,639,525 世帯となっている（厚生労働省調査）。

2-2　茨城県坂東市

茨城県坂東市の人口は 55,674 人（平成 29 年 2 月 1 日現在）、生活保護受給者数 448 人（平成 28 年 10 月現在）、生活保護受給世帯数 350 世帯（平成 28 年 10 月現在）、保護率 0.8%となっている。

3. 基礎控除額増額による就労促進効果に関する問題意識

厚生労働省が定めた「基礎控除額の増額」における最大の問題点は増額した金額がごくわずかという点である。8,000 円から 15,000 円に増額したところで直接就労に繋がるほどの就労意欲が湧くだろうか。

また、基礎控除額の金額そのものにも問題がある。例えば、受給者世帯が月に 100,000 円の収入があった場合、受給者本人に入る金額は 23,600 円である。つまり、収入金額の約 20%しか手元に残らないのである。残りの約 80%は収入認定されてしまうため、受給者にとっては就労したという実感が湧きにくいことが予想される。

4. 基礎控除額増額による就労促進効果に関する実証分析(実証分析 1)

4-1　仮説

実証分析にあたり、以下の仮説を設定した。

仮説 1

・平成 25 年 8 月に改正された基礎控除増額により、受給者が就労することで得られる効用は増えていないのではないか。

仮説 2

・基礎控除額をいくらに設定すれば、受給者たちの就労意欲を高めることが出来るのか。

4-2　分析の方法

平成 28 年 10 月 28 日に厚生労働省ホームページで公表された「就労・自立インセンティブの強化を踏まえた勤労控除等の見直し効果の検証」の統計データを用いて、多項ロジット推計を行う。この推計により受給者の効用の変化を見る。また、基礎控除額を x 円に設定したとき、就労

意欲がどう変化するかというシミュレーションも行う。

4-3　実証分析

4-3-1　推計式

上記で示したデータによって、以下の推計式を用いて多項ロジット推計により実証分析を行った。

【推計式 1】

$$
\begin{aligned}
U_{ij} = {} & \alpha\,\text{就労収入} \\
& + \beta\,\text{基礎控除額}_j \\
& + \text{階級の幅} \\
& + \gamma\,\text{勤労ダミー} \\
& + \text{H26ダミー*勤労ダミー} \\
& + \text{H26ダミー*就労収入} \\
& + \text{H26ダミー*基礎控除額} \\
& + \varepsilon_{ij}
\end{aligned}
$$

被説明変数は受給者の効用である。

また、基礎控除額のシミュレーションを行う際の推計式を以下にまとめた。

【推計式 2】

【働かない人の割合】

$$
\begin{aligned}
V_j = {} & \alpha\,\text{就労収入} \\
& + \beta\,\text{基礎控除額}_j \\
& + \text{階級の幅} \\
& + \gamma\,\text{勤労ダミー}
\end{aligned}
$$

$V1 = 0$ (働かない場合の平均効用)

$$\text{働かない割合} = \exp V1 / \Sigma_j \exp V_j$$

【平均収入金額】

選択肢 j を選ぶ確率 $(P_j) = \exp V_j / \Sigma_j \exp V_j$

X_j を選択肢 j の収入金額とする

$$\text{平均収入金額} = \Sigma_j P_j X_j$$

4-3-2　実証分析の結果

推計式 1 の結果は、表 1 のとおりである。また、基礎控除を増額したシミュレーション結果は表 2 にまとめた。

表 1　厚生労働省　推計結果

変数	係数	標準誤差
選択肢		
就労収入	−0.00000817 ***	5.35E−07
基礎控除額	0.0000406 ***	2.59E−06
階級の幅	0.0001243 ***	4.49E−07
勤労ダミー	−7.147045 ***	0.0143765
H26ダミー*勤労ダミー	0.597827 ***	0.0178825
H26ダミー*就労収入	0.0524553 ***	0.0059484
H26ダミー*基礎控除額	−0.262561 ***	0.0281881

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

表 2　基礎控除額増額シミュレーション

	働かない人の割合	働く人の割合	平均収入金額(円)
基礎控除8,000円(〜H25)	94.88%	5.12%	35,423
基礎控除15,000円(H26〜)	94.28%	5.72%	35,460
基礎控除30,000円	92.14%	7.86%	38,443
基礎控除40,000円	90.50%	9.50%	42,330
基礎控除50,000円	88.14%	11.86%	46,030
基礎控除60,000円	86.59%	13.41%	49,180
基礎控除70,000円	84.36%	15.64%	52,610

4-4　結果の考察

表 1 の結果を見ると、収入が 1 円入ると効用が 0.00000817 下がり、勤労ダミーも-7.147045 と大きくマイナスとなっていることから、働くことの効用はかなり低いものであることが分かった。

また、表 2 からは、基礎控除増額前と後で就労者の割合が 0.6%増加し、平均収入金額も 37 円増加したということが分かった。また、基礎控除額を増額すればするほど就労者割合や平均収入金額も増加することが分かったが、仮に現行の倍額である 30,000 円に設定したとしても就労者は受給者全体の 7.86%までしか増えないことが分かった。

よって、受給者は金銭収入に対するインセンティブが極めて低く、生活保護制度に従って働いている可能性が高いということ、また、基礎控除の増額だけで受給者に対して就労促進効果を期待することは非常に困難であることが分かる。

5. 生活保護受給者の就労に影響を与えている要件の実証分析(実証分析 2)

5-1　分析の目的

実証分析 1 では、受給者のバックグラウンドの情報が一切なく、どのような受給者が就労するのか、またはしないのか不明であった。実証分析 2 では、それに対応するため就労可のサンプルのみを用いる。どのような受給者が働いて、どのような受給者が働かないのか、受給者のバ

ックグラウンドのデータを用いて詳細を推計する。

5-2　分析の方法

茨城県坂東市から提供してもらったデータを元にロジット推計を行う。説明変数には世帯数や資産の有無、母子家庭などを入れ、受給者のバックグラウンドを調整する。

5-3　実証分析

5-3-1　推計式

上記で示したデータによって、以下の推計式を用いてロジット推計により実証分析を行った。なお、被説明変数は就労の有無である。

【推計式】

$$Uit = \alpha 0 + \beta 1X26\sim35 + \cdots \beta 6X76\sim + \beta 7X\text{世帯員数} + \beta 8X\text{資産ダミー} + \beta 9X\text{男性ダミー} + \beta 10X\text{子ども有ダミー} + \beta 11X\text{子どもの数} + \beta 12X\text{母子家庭ダミー} + \gamma 1D\text{平成}24 + \cdots \gamma 5D\text{平成}28$$

5-3-2　実証分析の結果

推計結果は表 3 のとおりである。

表 3　坂東市　推計結果

変数	係数	標準誤差
age2635	−0.168507	0.6223633
age3645	−0.4517033	0.4879744
age4655	0.0055775	0.4781678
age5665	−0.455537	0.4663516
age6675	−1.761493 ***	0.6029359
age76	−0.7117221	0.5946566
世帯員数	0.141099	0.1643664
資産ダミー	−0.0848919	0.2505581
男性ダミー	−0.6527748 ***	0.2160875
子ども有ダミー	0.4875174	0.5141355
子どもの数	−0.3812261	0.3111362
母子家庭ダミー	−0.126596	0.4056157
H24d	0.3228667	0.3392591
H25d	0.0347184	0.3540871
H26d	0.0804559	0.3545778
H27d	0.2277874	0.3471737
H28d	0.0316019	0.3511177

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

5-4　結果の考察

坂東市では、男性よりも女性の方が就労する傾向があることが実証された。この結果から分かることは、男性が働く環境が影響している可能性があるということである。また、66～75 歳の年齢層の受給者は他の年齢層よりも働かない傾向があることが分かった。

それ以外のバックグラウンドについてはどの変数も有意になっておらず、世帯員数や資産の有無は就労に対してそれほど影響を与えないということが分かった。

6. 政策提言

6-1　金銭的インセンティブの強化

これまでは、生活扶助費として毎月 65,090 円が支給されるため、仕事をしなくてもある程度生活ができる環境にあった。このような環境の場合、いかに仕事をして可処分所得を増やすかではなく、支給された金額をいかに節約して生活するかの方にインセンティブが働きやすい。仮に就労して給料が支払われても、現在の基礎控除額では、その半分以上は収入認定されてしまうため、就労に対するインセンティブは極めて上がりにくいと言える。

そこで、その点を改善した基礎控除制度を新たに提案する。

「健康であって、就労可能と判断された働ける若年層の受給者」に対しては、生活扶助費を現在の水準から徐々に減少させ、基礎控除額を徐々に増加させる。そうすることで、働いて得た給料のほとんどを受給者本人の手元に残すことができ、働くことへのインセンティブが高まると考えられる。

しかし、この制度を設けるにはいくつか問題点もある。

まず、「健康である就労可能な受給者」を誰がどう判断するのか、という点である。現在は、医療機関の医師が受給者の体調や障害の有無などを診て判断しているが、この点を受給者が受給しやすいように操作されてしまうという指摘もある。信頼できる第三者機関を設けて、的確な診断が行えるようにするなど、適正な対策を取らなければならない。

また、生活扶助費の削減となると憲法第 25 条に抵触する恐れがあるため、それに反することがないよう慎重な議論が必要である。

6-2　就労促進のためにケースワーカーが果たすべき役割

現状では、担当ケースワーカーは就労支援員とともに、受給者の就労に関する相談や悩み事に耳を傾け、協力して解決していく体制を取っている。受給者が興味のある仕事や職種などがあれば、極力実現できるよう調整し、地域の職業安定所とも連携を取りながら支援している。一部地域では、職業安定所へ同行し一緒に仕事を探したり、企業からの求人票を受給者宅へ郵送し自分に合いそうな仕事がないか探してもらったりしている。また、履歴書の書き方等も教えている。

しかし、こういった支援を行っても、結局受給者本人に働く意思がないために就労に結びつかないケースもある。そのような結果になってしまうのは、受給者に金銭的動機がないためであるから、ケースワーカーは「金銭的な見返り」よりも「仕事のやりがい」に重点を置き、就労支援を行う方が良いと考える。

生活保護制度を心理的に見るならば、「心の問題」が重要になってくる。人間には「生きがい」が必要である。それは家族や趣味だけでなく、仕事も当てはまると考える。

そこで、就労＝金銭的動機と位置づけるのではなく、働くことの楽しさと生きがいを結び付けられるような施策があればいいと考えられる。地域のボランティアやコミュニティ活動に参加し、他者とコミュニケーションを図ることで就労が楽しくなり、生活リズムの改善や積極性向上につながるのではないかと考える。

生活上の何もかもを制度で縛って、半強制的に就労させ一定金額を稼いだら生活保護を廃止するという流れではなく、受給者自らが率先して就労や自立を目指すような体制を整えなければならないと考える。

7. おわりに

本稿では、基礎控除額の増額によってどれだけ就労意欲が促進されたかを分析し、その結果、生活保護を自立させるほどの促進効果はなかったということが分かったが、基礎控除額だけでなく、生活保護上の他制度(就労活動促進費や就労自立給付金)の該当者数も変数に加えて調査する必要がある。

また、今回の分析は、筆者の派遣元である茨城県坂東市のみのデータを使用したため、全国規模で見たとき、今回の結果と同じことが言えるかというと、いささか信憑性に欠ける。しかし、地域の傾向や属性を知ることで、それにあった対策が可能となるため、本論文の分析結果を他の自治体の方々にも参考までに活用してもらいたい。

今後の課題は、基礎控除増額だけでなく、他制度の効果も見る必要がある。基礎控除増額と同時期に施行された「就労自立給付金」や「就労活動促進費」などの該当数や、それによって実際に自立できた受給者数なども調査し、変数に組み込む必要がある。その結果によって、受給者にとって、どの制度が最も就労を促す効果があるのか知ることが出来る。

さらに、坂東市の分析結果から、男性の方が女性よりも働かない傾向があることが分かったが、その原因について調査する必要がある。

主な参考文献
・厚生労働省（2016)「就労・自立インセンティブの強化を踏まえた勤労控除等の見直し効果の検証」社会保障審議会(生活保護基準部会）第 26 回
・「生活保護手帳(2015 年度版)」中央法規

環境性能表示義務はマンションの環境性能を上げるか？
～広告時の性能見える化と企業の行動変容に関する実証分析～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16715　宮森　剛

１．はじめに

性能に優れた住宅が市場で適切に評価され、消費者に選択されるような環境整備を図る仕組みとして、これまで表示制度の整備・充実が図られてきた。一方で、表示は任意であるため、消費者は物件間の性能を一律に比較できない等の課題が指摘されてきた。

これに対し、イギリスなどにおいては、既存住宅の売買・賃貸の取引時にエネルギー証明書の交付及び広告表示が義務付けられ、物件間で容易に性能を比較できる市場が整備されつつある。日本でも、東京都や川崎市などにおいて、新築マンションの広告時に環境性能の表示を義務付ける取組みが始まっている。しかし、環境性能に係る広告表示義務の政策効果については、明らかになっていない。

本稿は、自治体版 CASBEE 届出制度を導入している横浜市や神戸市など大都市８市の新築分譲マンションを対象に実証分析を行い、環境性能に係る５段階評価の広告表示義務導入後のマンションについては、導入前のマンションに比べて、環境性能が高い傾向があることを明らかにした。環境性能に係る広告表示義務は、売主と買主の間の情報の非対称がもたらす逆淘汰を緩和し、環境性能を向上させ、地球温暖化対策等にも寄与する可能性があることを示した。

２．自治体版 CASBEE の広告表示義務制度の現状

自治体版 CASBEE を導入している 24 の地方自治体のうち、川崎市、横浜市、京都市、神戸市、柏市等の 10 の地方自治体においては、建築主・販売受託者等に対して、2,000 ㎡以上の新築分譲マンション等の販売等の広告に、図１のような環境性能の表示を義務付けている。なお、10 の自治体において、ラベルのデザイン及び表示内容はバラバラであり、行政区を超えてマンションの性能を比較したい消費者にとっては分かりづらいという問題が指摘される。



図１　広告表示ラベルの例（川崎市と横浜市）

環境性能は、建築物の環境品質 Q を建築物の環境負荷 L で除した値である BEE（建築物の環境効率）で評価する。BEE 値は Q が大きく L が小さいほど数値は大きくなり環境効率が高いことを意味する。この BEE の値に応じて、「S ランク」「A ランク」「B+ランク」「B-ランク」「C ランク」の５段階の格付けが与えられる。BEE 値とランクの関係をまとめたものが表１である。

表１　CASBEE の BEE 値とランクの対応関係

ランク	BEE 値ほか	ランク表示	本稿の表記
S	BEE＝3.0 以上かつ Q=50 以上	★★★★★	ランク５
A	BEE＝1.5 以上 3.0 未満	★★★★	ランク４
B＋	BEE＝1.0 以上 1.5 未満	★★★	ランク３
B－	BEE＝0.5 以上 1.0 未満	★★	ランク２
C	BEE＝0.5 未満	★	ランク１

３．環境性能に係る広告表示義務の政策効果に関する理論的考察

３－１　環境性能に係る逆淘汰の発生とその緩和策

中川（2008）にあるように、売主と買主の間に財・サービスの品質に対する情報の非対称性がある市場では、「逆淘汰」が発生する可能性があることが知られている。消費者が財の品質についての情報を持ち合わせていない場合に、適切な価格付けがなされず、低品質財が高品質財を市場から締め出すという状態が発生することになる。これを、新築分譲マンション市場の環境性能にあてはめて考察する。環境性能について情報の非対称性がない場合には、環境性能に買主が価値を見出せば、それ相当の価格プレミアムがつけられ、性能に応じた価格付けがなされる。一方で、情報の非対称性がある場合は、買主は物件毎の性能の違いを認識できない。この場合、買主は、売主の企業ブランドイメージや類似物件の口コミなど様々な情報を用いてその市場での平均的な品質水準を想定し、付け値を設定する。ランク４（環境高品質）、ランク３（標準）、ランク２（環境低品質）の区別がつかないため、企業ブランドイメージ等の限られた情報をもとに荒い評価（当該企業の平均的な環境品質を想定）を行い付け値をつける。その場合、売主側は当該価格ではランク４の住宅はコストに見合わないと考え、ランク３以下の住宅を供給するということが起きる。このように、売主・買主間に情報の非対称性が存在する市場では、高品質住宅の供給が少なく、低品質住宅の供給が多くなる逆淘汰が発生する可能性がある。

こうした逆淘汰の問題に対し、企業側の対策としては、①企業独自のシグナリングや②公的任意表示制度の活用が行われ、政府の介入としては、多段階評価の広告表示義務制度が一部の地方自治体で導入されている。

３－２　環境性能に係る広告表示義務がもたらす企業の行動変容

①企業独自のシグナリングや②公的任意表示制度は、全ての事業者が同じものさしで表示していないため消費者にとって物件比較が容易でない一方で、③多段階評価の広告表示義務は、全ての物件を同じものさしで比較できるため、逆淘汰を緩和し環境性能を上げる可能性がある。

３－３　仮説

前節までの理論的考察から以下の３つの仮説を導きだし、次章で実証分析により検証することとする。

① 新築分譲マンション市場においては、公的任意表示制度が存在しても、全ての事業者が表示しているわけではないため、売主と買主の間で環境性能に係る情報の非対称性が存在し、環境高品質住宅の供給過小という逆淘汰が発生していると考えられる。
⇒仮説①「新築分譲マンション市場においては環境性能に関して逆淘汰が発生している」

② 多段階評価の広告表示義務は、こうした情報の非対称性を緩和し、性能に応じた価格付けがなされるようになるため、企業に性能向上のインセンティブを与え、高品質住宅の供給を増やすこと

が考えられる。（大手事業者は、総合ブランド力といったあいまいなブランド価値を利用することができなくなり、当該ものさしにおいても、競合他社よりも優れていることを示す必要があり、性能を向上させることが予想される。技術力のある中小事業者においては、大手と同じものさしで比較されることで消費者アピールが容易になり、環境性能を向上させることが予想される。）

⇒仮説②「多段階評価の広告表示義務は高品質住宅の供給を増加させる」

③　多段階評価の広告表示義務は、低品質というネガティブ情報を消費者に提供するため、これを嫌う企業の行動変容をもたらし、低品質住宅の供給を減少させる。特に、ブランドの毀損を恐れる大手事業者は低品質住宅の供給を大きく減少させる。

⇒仮説③「多段階評価の広告表示義務は、低品質住宅の供給を減少させる」

4．広告表示義務の政策効果に関する実証分析

4－1　実証分析の方法

（1）　分析方法

新築分譲マンションについては、同一物件で広告表示義務の有無の違いによる効果を直接比較することは不可能である。また、マンションは同一財ではないため、単純に広告表示義務がある物件と広告表示義務が無い物件で環境性能の違いを比較したとしても、その他の条件の違いが影響している可能性があり、広告表示義務の効果とは言えない。そこで、今回の推計モデルにおいては、環境性能に大きな影響を与えると予想される物件の規模、建築主特性、地域性、年次、その他政策変数等をコントロールした上で、広告表示義務導入の効果について、検証する。横浜市、京都市及び神戸市では広告表示義務の導入前物件と導入後マンションが存在する一方で、さいたま市、千葉市及び名古屋市では全てのマンションで広告表示義務を導入していないこと等に着目し、新築された年度の影響等を年次ダミー等によりコントロールした上で、広告表示義務導入後のマンションは、広告表示義務導入前のマンションよりも、環境性能が高い傾向があるかどうかを検証する。具体的には、自治体版 CASBEE の届出情報をもとに、「BEE 値」及び「CASBEE ランク」のそれぞれを被説明変数とするモデルを構築し、広告表示義務導入の有無の違いがこれらにどの程度の影響を与えるかを定量的に分析する。「BEE 値」と「CASBEE ランク」のそれぞれに対する影響を観察するため、「実証分析1」と「実証分析2」の二つのモデルを構築し分析を行う。

「実証分析1」では、連続変数である BEE 値（環境効率）を被説明変数とする OLS モデル（最小二乗法）を構築し、広告表示義務がある物件について、BEE 値が有意に高いかどうかについて検証する。

「実証分析2」では、離散変数である CASBEE ランク（5段階評価）を被説明変数とする順序プロビットモデルモデルを構築し、広告表示義務がある物件について、ランクが有意に高いかどうかについて検証する。また、どのランクが増え、どのランクが減るかを把握するため、広告表示義務がある場合とない場合のそれぞれについて、ランクの分布の予測値がどう変わるか定量的に分析する。

説明変数については、両分析で同じとした。

（2）　使用データ

広告表示義務を導入している地方自治体は 10 あるが、いずれも三大都市圏のため、川崎市、横浜市、京都市、柏市、神戸市、名古屋市、さいたま市、千葉市の8市を分析対象として選んだ。使用するデータは、各市及び各市 HP より入手した自治体版 CASBEE の評価結果に係る届出情報とする。対象建築物は、延床面積 2,000 ㎡以上の共同住宅の新築物件とする。対象年度は、各自治体における届出制度開始日から 2016 年9月までに届出されたものとする。サンプルサイズは 3,434 棟となった（表2）。届出情報をもとに、マンション毎の BEE 値（環境効率）、CASBEE ランク、延床面積、建築主氏名、所在地（行政区）、届出年月を把握し、データの作成を行った。

表２　サンプルサイズと広告表示義務導入ダミー

		うち広告表示義務導入なし	うち広告表示義務導入あり
川崎市	３３０棟	－	３３０棟
横浜市	７３７棟	２２２棟	５１５棟
京都市	４０８棟	２０８棟	２００棟
柏市	４７棟	－	４７棟
神戸市	４４３棟	２６８棟	１７５棟
名古屋市	１，２３０棟	１，２３０棟	－
さいたま市	１８０棟	１８０棟	－
千葉市	５９棟	５９棟	－
合計	３，４３４棟	２，１６７棟	１，２６７棟

①政策変数

各市において、広告表示義務が施行されて以降の届出物件を「1」とし、それ以外の物件について「0」とする広告表示義務導入ダミー変数を作成した。

②その他の政策変数のコントロール

新築分譲マンションの環境性能には、広告表示義務以外にも国や地方自治体による様々な施策が影響する可能性がある。地方自治体独自の施策として、環境性能に相当の影響を与える可能性があるものとして、総合設計制度による容積率緩和がある。そこで、8市へのヒアリング等をもとに具体的に総合設計制度が活用された物件を特定し、「容積率緩和ダミー」を作成した。なお、国の施策については、全国一律の制度で導入年度も同じであることから、年次ダミーを導入することでその影響をコントロールすることとした。

③建物属性のコントロール

次に、建築主の属性が環境性能に与える影響が大きいと思われることから、建築主の属性を分類した。建築主が大手不動産会社7社であるメジャー7（住友不動産株式会社、株式会社大京、東急不動産株式会社、東京建物株式会社、野村不動産株式会社、三井不動産レジデンシャル株式会社、三菱地所株式会社）の物件について「1」とし、それ以外の建築主の物件を「0」とする「メジャー7ダミー」を作成した。また、マンションの延床面積が大きいほど設計上環境性能に配慮しやすい（規模の経済が働く）可能性があるため、「ln（延床面積（㎡））」を作成した。

④地域性のコントロール

地域特性が環境性能に与える影響が大きいと思われることから、まず、各市の自治体ダミーを作成した。なお、分析対象8市の BEE 値の基準・算出方法は同じものの、細かい運用・解釈は異なる可能性があるため、自治体ダミーによりこれをコントロールしている。

また、同じ自治体内でも、地域性は大きく異なることから、届出物件の住所地データをもとに、当該物件が立地する行政区の特性（分譲マンション平均坪単価、平均地価等）をコントロールした。

⑤年次（届出年度）のコントロール

マンションの環境性能は、建材・設備・設計等の技術の進歩、国のインセンティブ措置導入や基準強化、景気その他社会経済情勢等の影響を受け、建築した年によって性能が異なる可能性があるため、これを「年次ダミー」でコントロールすることとする。

4－2　推計モデル

（1）　実証分析１（被説明変数を BEE 値とする OLS モデル）

実証分析１では、被説明変数をＢＥＥ（環境効率）の値とするＯＬＳモデルを構築する。推計式は以下のとおりである。

＜実証分析１の推計式＞

BEE ＝α＋β1（広告表示義務導入ダミー）＋β2（広告表示義務導入×メジャー７ダミー）＋β3（容積率緩和ダミー）＋β4（メジャー７ダミー）＋β5（地方政府等ダミー）＋β6（個人建築主ダミー）＋β7（ln(延床面積(㎡))）＋β8（京都市ダミー）＋β9（神戸市ダミー）＋β10（横浜市ダミー）＋β11（名古屋市ダミー）＋β12（柏市ダミー）＋β13（川崎市ダミー）＋β14（千葉市ダミー）＋β15（ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪)））＋β16（ln(行政区平均地価(円/坪)））＋β17（ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡)))＋β18（ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸)))＋β19（2005 年度ダミー）＋・・・＋β32（2018 年度ダミー）＋ε

※εは誤差項である

（２） 実証分析２（被説明変数をランクとする順序プロビットモデル）

実証分析２では、被説明変数を CASBEE ランク（５段階評価）の値とする順序プロビットモデルで分析を行う。説明変数は実証分析１と同じである。

４－３ 分析結果と考察

（１） 実証分析１の結果

推計結果は表３のとおり。

表３ 実証分析１の推計結果

被説明変数:BEE 値(環境効率)

変数名	係数		標準誤差
広告表示義務導入ダミー	0.078	***	(0.024)
広告表示義務導入＊メジャー7	0.181	***	(0.031)
容積緩和ダミー	0.043		(0.044)
メジャー7ダミー	0.119	***	(0.020)
地方政府等ダミー	0.226	***	(0.025)
個人建築主ダミー	−0.219	***	(0.031)
ln(延床面積(㎡))	0.349	***	(0.022)
京都市ダミー	−0.245	***	(0.034)
神戸市ダミー	−0.206	***	(0.031)
名古屋市ダミー	−0.200	***	(0.034)
横浜市ダミー	−0.152	***	(0.034)
柏市ダミー	−0.118	*	(0.062)
川崎市ダミー	−0.030		(0.041)
千葉市ダミー	−0.024		(0.053)
ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪)))	0.219	*	(0.125)
ln(行政区平均地価(円/坪))	−0.083	**	(0.037)
ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡/戸))	1.049	***	(0.168)
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	0.081	***	(0.023)
2005 年度ダミー	0.049		(0.045)
2006 年度ダミー	0.046		(0.044)
2007 年度ダミー	−0.016		(0.044)
2008 年度ダミー	0.049		(0.045)
2009 年度ダミー	0.082	*	(0.049)
2010 年度ダミー	0.091	**	(0.044)
2011 年度ダミー	0.133	***	(0.044)
2012 年度ダミー	0.119	***	(0.044)
2013 年度ダミー	0.080	*	(0.044)
2014 年度ダミー	0.055		(0.044)
2015 年度ダミー	0.045		(0.046)
2016 年度ダミー	0.039		(0.049)
定数項	−2.287	***	(0.415)
観測数	3,434		
補正決定係数	0.2962		

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す

ここで、メジャー7以外のマンションとメジャー7のマンションそれぞれの場合において、広告表示義務導入有無の違いによる影響を分析する。分析の結果得られた推計式において、広告表示義務導入ダミー等のみを「0」又は「1」で変動させ、その他の変数を平均値で固定することで、その比較を行うこととする。その結果が、図2である。

メジャー7以外のマンションでは、広告表示義務導入マンションは広告表示義務未導入マンションよりも BEE 値が 0.078 高い傾向がある。

また、メジャー7のマンションでは、広告表示義務導入マンションは広告表示義務未導入マンションよりも BEE 値が 0.259 高い傾向がある（いずれも1%有意水準）。これらの結果から、広告表示義務は、企業の行動を変え、環境性能を上げる可能性があることが示された。また、特に環境性能に力を入れているメジャー7においてその効果が大きく、広告表示義務の導入によりメジャー7とその他事業者の環境性能の差が顕著なものになっている可能性が示された。

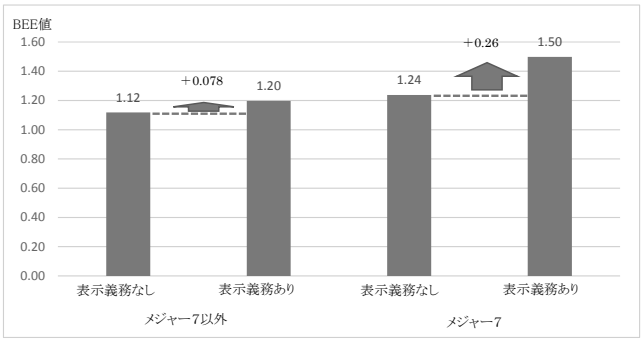


図２ 事業者属性による広告表示義務導入効果の違い

（２） 実証分析２の結果

順序プロビットモデルによる係数値は直接解釈することができないが、実証分析２の推計結果は、「広告表示義務導入ダミー」及び「広告表示義務導入ダミー＊メジャー７」の係数の正負の符号については、実証分析１と同じくプラスとなった（１%有意水準）。

次に、事業者特性による広告表示義務導入によるランクの変化を分析するため、メジャー７以外株式会社及びメジャー７のそれぞれについて、ランクの予測値計算を行った。これは、説明変数が指定された値をとったときに、被説明変数が指定したカテゴリであるランク１からランク５のそれぞれに入る確率の予測値である。結果をグラフで簡単にまとめたのが図３である。

メジャー７以外株式会社のマンションにおいては、ランク２は、広告表示義務がない場合に 30.1%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 21.6%と 8.5 ポイント少ない結果となった。また、ランク４は、広告表示義務がない場合に 11.0%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 16.7%と 5.7 ポイント多い結果となった（いずれも有意水準１%）

メジャー７のマンションにおいては、ランク２は、広告表示義務がない場合に 9.4%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 3.6%と 5.8 ポイント少ない結果となった。また、ランク４は、広告表示義務がない場合に 34.0%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 51.2%と 17.2 ポイント多い結果となった（いずれも有意水準１%）。

なお、ランク５の予測については、メジャー７のマンションでは広告表示義務がない場合に 0.57%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 2.0%と大きくなっているものの極めて小さい割合となった（有意水準５%）。

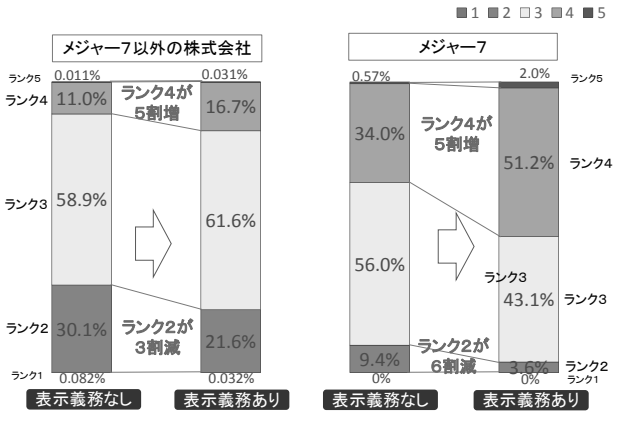


図３ 順序プロビットモデルによるランクの予測値の分布（%）

また、広告表示義務がない場合とある場合で比べた各ランクの割合の増加率でみると、高品質住宅（ランク４）の割合はメジャー７とメジャー７以外株式会社ともに約５割増であったが、低品質住宅（ランク２）の割合は、メジャー７以外株式会社の約３割減に対して、メジャー７では約６割減と減少率が大きかった。これは、メジャー７の方が、ブランドの毀損を恐れて低品質評価を避けるインセンティブが大きいことが理由として考えられるのではないか。

（３） 実証分析結果のまとめ

最後に、実証分析の結果を踏まえ、第３章で理論的に導きだされた３つの仮説の検証結果についてまとめる。

まず、実証分析１及び実証分析２において、広告表示義務があるマンションの方が環境性能が高い傾向があることが実証された。特に環境性能がもともと高いメジャー７ではその違いが顕著で、BEE 値が平均的に 0.26 高い（1.25 倍）傾向があり、逆淘汰が緩和されていることが確認された。このことから、仮説①「新築分譲マンション市場においては環境性能に関して逆淘汰が発生している」は支持されたと考えられる。CASBEE ランクの分析では、ランク４（高品質）の割合は、広告表示義務がある場合に、それがない場合と比べてメジャー７以外において５割増（11.0%→16.7%）、メジャー７においても５割増（34.0%→51.2%）であったことから、仮説②「多段階評価の広告表示義務は高品質住宅の供給を増加させる」も支持された。また、実証分析２において、ランク２（低品質）の割合は、広告表示義務がある場合に、それがない場合と比べてメジャー７以外において４割減（30.1%→21.6%）、メジャー７において６割減（9.4%→3.6%）であったことから、仮説③「③多段階評価の広告表示義務は低品質住宅の供給を減少させる」も支持された。

なお、ランクを被説明変数とする実証分析２では、メジャー７以外もメジャー７も共に、大きくランクを向上させる効果が認められた一方で、BEE 値（平均値 1.181、標準偏差 0.405）を被説明変数とする実証分析１では、BEE 値の向上効果は、メジャー７では 0.26 であるのに対して、メジャー７以外では 0.078 と小さい値になった。メジャー７以外については、ランクを意識して BEE 値を上げてはいるものの、BEE 値（環境効率）自体の向上効果としては限定的なものとなっている可能性があり、ランクの BEE 値要件（ランク３は BEE 値 1.0 以上、ランク４は BEE 値 1.5 以上等）の設定が政策上重要な課題であることを示唆している。

５ まとめ

前章までで、環境性能に係る多段階評価の広告表示義務は、新築分譲マンション市場における売主と買主の間の環境性能に係る情報の非対称性を緩和し、企業の行動変容を促し、環境性能を上げることを確認した。一方で、企業によってその行動変容に違いがあり、環境性能に関心のある企業による高品質住宅供給を促進する一方で、低品質住宅が完全に淘汰されることがないことも確認された。広告表示義務は、個々の事業者の費用便益分析を踏まえた合理的な行動を前提とする制度であり、事業者に過度な負担を与えず、経済効率的な仕組みであるともいえる。また、環境性能に係る広告表示義務は、住宅の環境性能を上げることから、副次的効果として、地球温暖化対策などの外部性対策にも寄与する有効なツールである。

なお、制度導入の検討に当たっては、強制表示による「消費者にとっての情報価値の向上（B）」（厚生上の損失改善）及び「環境性能向上による地球温暖化対策等の効果（B）」（外部効果）と「制度導入がもたらすコストの増加（C）」を比較考慮する必要がある。任意の表示制度であれば、コストが見合わなければ、当該表示は使われないだけだが、表示義務とした場合には、総費用が総便益を上回り非効率な制度となっていても気づかない可能性があるため、留意が必要である。最後に、広告表示義務制度導入にあたっての留意点、制度改善の方向性及び今後の研究課題について言及したい。

５－１ 政策提言

（１） 消費者にとっての情報価値を高める

広告表示義務制度では、義務付けられることとなる表示内容（環境性能等の情報）に関心のない売主・買主にとっては、当該表示による便益がない（情報探索コスト削減にもつながらない）ばかりか、コスト増（ラベルの表示義務により、広告スペースが削減され表示されなくなった情報の価値減少分含む）でしかない。そのため、消費者の多くが関心低い項目を表示義務にすると、総費用が総便益を上回り、非効率な制度になる恐れがあることから注意が必要である。

また、そもそも売主と買主の間に情報の非対称があり、それを緩和する内容になっているかを確認して実施する必要がある。例えば、省エネ建材・設備や再生可能エネルギー設置の有無を表示義務としている自治体があるが、当該情報について売主と買主との間に情報の非対称性があり逆淘汰が発生しているのか、当該表示により情報の非対称性が緩和されるのか等について検証が必要である。情報を増やすことのデメリット（分かりづらくなる）とコスト（広告の機会費用含む）を勘案して、必要最小限の表示とする必要がある。広告スペースには限度があり、義務付けられる表示により、表示の機会が奪われることになる情報の価値減少分を勘案する必要がある。

また、「原則、都市圏レベルでは、基準及び表示内容・方法の原則統一化」を検討する必要がある。消費者は行政区域を限定せずに物件探索を行うにもかかわらず、現状、行政区域により基準・表示方法が異なり、消費者にとって物件比較が容易でない可能性がある。

（２） 制度導入によるコストの増加を抑える

広告表示義務導入物件においてもランク５の割合は少なく、コスト等のハードルが高いことが想定される。また、メジャー７以外ではランクの向上効果に比して BEE 値の向上効果は必ずしも大きくなかった。このため、環境性能の向上効果を一層高めるため、「市場動向等を踏まえたランクの水準見直し」を検討すべきである。

５－２ 今後の研究課題

制度導入検討にあたっては、費用便益分析が重要だが、ここで費用と便益の定量化が課題となる。また、本稿は 2,000 ㎡以上の新築分譲マンション市場を分析対象としたが、賃貸住宅、戸建て住宅や既存住宅等を対象にする際等には、性能計算・評価・設計や性能向上等に係るコスト増を抑えるため、EU のように省エネ・光熱費のみとするなど、評価項目の絞り込みや簡易評価を検討することも必要になろう。そのためにも、対象建築物の特性に応じた費用と便益の定量分析等の研究の蓄積が重要となる。

このため、広告表示義務による消費者の購買行動への影響分析や環境不動産の価値の定量化、広告表示義務に係る費用の定量化（特に広告の機会費用の算定）等の研究を蓄積していくことが必要である。また、消費者にとって情報価値の高い分かりやすい表示内容・方法のあり方（光熱費表示の追加など）や表示制度の信頼性を高めるためのモニタリングの方法（第三者による評価や抽出検査など）も、今後の研究課題である。

参考文献

- Fuerst, F., McAllister, P., Nanda, A., and Wyatt, P.(2013) “An investigation of the effect of EPC ratings on house prices” Department of Energy & Climate Change
- 榊原美月、畑中宏仁、神戸麻希、杉山寛幸、鈴木創也、竹中一真、寺田日菜(2015)「環境不動産の普及に向けて～自治体版 CASBEE を用いた実証分析～」ISFJ2015 論文
- 中川雅之(2008)「公共経済学と都市政策」日本評論社,pp63-79
- 藤澤美恵子(2013)「既存住宅と省エネ対策：住宅流通時におけるエネルギー証明施策の効果」一般社団法人不動産流通経営協会研究報告書,pp1-50

地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16716　村里　亮

1　はじめに

近年、高齢者が誰にも看取られずに自宅で死亡したり、死亡後何日も周囲から気付かれずに放置されたりするという、いわゆる孤独死が社会問題化している。国においては、孤独死を未然に回避するためには、孤立した生活をしている人に、その地域で何らかの社会関係や人間関係が築かれ、孤独に陥らないようにしなければならず、地域の低下したコミュニティ意識を掘り起こし、活性化することが最重要であるとしている。

このような地域で支えあう「互助」の再構築の取り組みとして、定期的な安否確認や声掛けが必要な人に対して、住民ボランティア、自治会などが、定期的にその自宅を訪問し、安否確認等を行う見守り活動が行われている。

本研究ではその見守り活動に着目する。見守り活動により、孤独死の発生の減少に寄与しているのか、また、やむを得ず孤独死が発生した場合でも、死亡後の遺体の早期発見につながっているのかを実証的に分析する。なお、これまで高齢者の見守りに関する研究はいくつか存在するが、筆者の把握する限り、見守り活動の効果を実証的に分析した研究はない。

2　孤独死の背景と実態

2.1　孤独死の歴史

孤独死が社会的な問題であると認識されたのは 2000 年代以降の最近のことであると受けとられていることが多いと思われるが、独居者が誰にも看取られることなく死亡し、死後何日も経ってから発見されるという事例は、少ないながら明治時代以降の新聞紙面にも散見され、「孤独死」という言葉自体が新聞紙面上に登場するのは、実は 1970 年代初頭までさかのぼる。

2.2　孤独死の背景と実態

我が国の総人口は、平成 27（2015）年 10 月 1 日現在、１億 2,711 万人となっている。65 歳以上の高齢者がいる世帯は、平成 26（2014）年現在、23,572 千世帯と、全世帯（50,431 千世帯）の 46.7%を占めている。昭和 55（1980）年では世帯構造の中で三世代世帯の割合が一番多く、全体の半数を占めていたが、平成 26（2014）年では夫婦のみの世帯が一番多く約３割を占めており、単独世帯と合わせると半数を超える状況である。

65 歳以上の一人暮らし高齢者の増加は男女ともに顕著であり、昭和 55（1980）年には男性約 19 万人、女性約 69 万人、高齢者人口に占める割合は男性 4.3%、女性 11.2%であったが、平成 22（2010）年には男性約 139 万人、女性約 341 万人、高齢者人口に占める割合は男性 11.1%、女性 20.3%となっている。

こうした人口構成及び世帯構成の変化などに伴い、孤独死が主に都市部を中心に多く発生している。東京都福祉保健局 東京都監察医務院によると、東京都 23 区で発生した 65 歳以上の孤独死（単身世帯の者が自宅住居で死亡したこと、あるいはそのような死亡の態様）は、平成 27 年においては 3,116 人（男性 1,973 人、女性 1,143 人）となっている。平成 15 年の 1,441 人と比べて２倍以上増加しており、単身高齢者の増加に伴い、孤独死も増加していることがわかる。

2.3　孤独死による社会的損失

孤独死は個人の死であるが、孤独死が発生した場合には様々な社会的コストが発生する。

まず、我が国では、死亡するときは、病院、家庭等において家族や医師など誰かに看取られながら亡くなるものと一般的に考えられているので、孤独死という事態は例外的な事態と認識されがちである。そして、このような事態が発生した場合には、警察、消防の出動、医師による死亡の診断、検死、戸籍等役所の手続き、親族等の捜索、遺体の処理、遺品の処理等経済的かつ人的な負担が発生する。また、孤独死が発生した場合、隣近所や、マンション等の場合は管理人等にもコストや負担をかけることになる。特に死後発見までの時間が長期化すればするほどより深刻になり、公衆衛生上問題がある。さらには、マンション等の集合住宅の場合、その住まいの資産価値が低下するだけでなく、その周囲の住宅の資産価値にも悪影響を及ぼすこととなる。よって、孤独死へのリスク回避から、高齢者への入居を断る「貸し渋り」が増加する恐れがある。

2.4　孤独死対策

近年、定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ、住民ボランティア等が定期的にその自宅を訪問し安否確認等を行なうなど、担当を決めて定期的に行う見守り活動が各地で実施されている。結城(2014)は、孤独死に対する見守り活動の機能を、①「孤独死させない」ことと、②「早く発見する」ことの２つに分類し、①は「予防的視点」（孤独死を未然に防ぐ対策）、②は「事後的視点」（やむを得ず孤独死しても、早期に発見する対策）という考え方に立脚していると述べている。

見守り活動で重要なことは、異変への気付きである。地域の様々な主体が高齢者の異変に気付き、専門機関へつなぐ（相談・連絡する）。連絡先として、行政の担当窓口や地域包括支援センター、民生委員などがあり、緊急時の場合は消防や警察などへ対応を依頼することもある。

このような地域住民等による見守り活動は様々な地域で行われており、各自治体も、それらの体制の構築・維持のために一定の公的支出をしている場合が多い。

一方で、その見守り活動の支障になっていると言われているのが、2005 年の個人情報保護法の全面施行である。自治体が、地域のマンパワーに見守り対象者となる高齢者についての情報提供を控えるような風潮が広まったからである。例えば、自治会や民生委員の見守り活動のためだからと、それまでは高齢者の安全を優先して暗黙のうちに行われていた個人情報の提供が、法制化により一切できなくなってしまったのである。これにより自治会の役員や民生委員らは、高齢者が一人暮らしかどうかといった情報の名簿などを、独自に作成しなければならなくなった。しかし、近年のプライバシー意識の高まりなどもあり、本人が情報提供を拒む場合も多く、見守り活動が難しくなっているのが現状である。

そこで、自治体によっては個人情報の活用に関して柔軟性をもたせる意味で、条例等を制定し、個人情報の提供を可能としているところもある。

2.5　見守り活動の効果

見守り活動を通じて、高齢者の異変を察知し、必要なサービスにつなげる。例えば、以前より痩せてきている、体調が悪そうに見えるなどのように、病気が疑われたり、外見だけでなく、本人との会話や行動の変化などから、心身の病気に気付くことで、病院や介護保険サービスなどにつなげ、結果的に孤独死を未然に防ぐことができる。また、訪問したが応答がない、郵便受けの新聞等がそのままである、昼間なのに電気がついたままになっている、夜間に電気がついていない等の場合は自宅で倒

れている可能性が高い。そのような状況に気付き、そのまま亡くなる前に早期に発見し、孤独死を防ぐことができる。

以上述べたのは2.4で言及した「予防的視点」である。「事後的視点」については、例えば、同じ洗濯物が何日も干してある、夜になっても洗濯物が取り込まれない、雨なのに窓が開けっ放しである、家から悪臭、異臭がする等の異変に早期に気付き、遺体を早期に発見することができる。

また、個人情報保護法の特例を設けて、高齢者の情報を見守り活動の担い手へ提供することについても、見守り活動の担い手にとって、提供される高齢者の情報が多いほど、地域に住む高齢者を把握する網の目が細かくなる。これにより見守り活動がスムーズになり、高齢者の孤立を防ぐことができるため、見守り活動の効果がより現われると考えられる。

3　地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響についての実証分析

本実証分析で用いる用語の定義は以下のとおりである。

- 孤独死：自宅で死亡発見された単身者の死亡
- 地域コミュニティ：町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ、その他ボランティア団体・個人などで、見守り協力員や見守りサポーター等として見守り活動に従事している者で各自治体が把握している者
- 見守り活動：定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、上記の者がボランティアなどとして自宅を訪問し安否確認等を行なうなど、担当を決めて定期的に行う活動

3.1　分析の説明

パネルデータを用いた変量効果モデルを採用する。

3.2　使用するデータ

見守り活動の実態等を把握するために、筆者が東京都 23 区各区に対して行ったアンケート調査の結果と、東京都福祉保健局 東京都監察医務院資料「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」等を用いる。

3.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

[推計式１]

Ｙ（孤独死割合）it＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋β5（生活保護被保護者の割合）it＋β6（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β8～β15（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

[推計式２]※高齢者の個人情報を見守り活動の担い手に提供した場合

Ｙ（孤独死割合）it＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合）it＋β3（高齢化率）it＋β4（第１号要介護認定者の割合）it＋β5（年間死者数）it＋β6（生活保護被保護者の割合）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

3.3.2　推計結果

[推計式１]において、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数が１回増えると、65 歳以上の高齢者のうち、孤独死で亡くなる割合が約 0.0009%減少することが、５%の水準で統計的に有意に示された。[推計式２]においては、個人情報提供（１%）を所与とし、対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やしても、孤独死割合に対して統計的に有意な効果は現われなかった。

表１：[推計式１]、[推計式２]の推計結果

	孤独死割合(%)		孤独死割合(%) (個人情報を提供した場合)	
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
一人あたりの年間訪問回数(回／人)	-0.0009043 **	0.0004253	-0.000902 **	0.0004305
一人あたりの年間訪問回数 ×個人情報提供割合	-	-	0.0015691	0.0036672
高齢化率(%)	0.0056656 **	0.0028679	0.0055223 *	0.0029222
第1号要介護認定者の割合(%)	0.0098746	0.006692	0.00998	0.0067784
年間死者数(人)	-0.0000137 ***	0.00000224	-0.000014 ***	0.00000224
生活保護被保護者の割合(‰)	0.0015207 *	0.0009068	0.0014906	0.0009206
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額上位区)	0.0237575	0.0184386	0.0232614	0.0187001
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額下位区)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	-0.1153089	0.1133926	-0.1116777	0.1150932
決定係数	0.2075		0.2072	
観測数	48		48	

※***、**、* はそれぞれ１%、５%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

3.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

[推計式３]

Ｙ（死後４日以上の割合）it＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋β5（孤独死割合）it＋β6（生活保護被保護者の割合）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

[推計式４]※高齢者の個人情報を見守り活動の担い手に提供した場合

Ｙ（死後４日以上の割合）it＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合）it＋β3（高齢化率）it＋β4（第１号要介護認定者の割合）it＋β5（年間死者数）it＋β6（孤独死割合）it＋β7（生活保護被保護者の割合）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β9（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β10～β17（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

3.4.2　推計結果

[推計式３]について、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数が１回増えても、発生した孤独死のうち死後４日以上の孤独死の割合に対して統計的に有意な効果は現われなかった。[推計式４]については、個人情報提供（１%）を所与とし、対象者１人あたりの年間訪問回数が１回増えると、発生した孤独死のうち死後４日以上の孤独死の割合が約 1.7%減少する（約 1.7%分３日以内に早期発見される）ことが５%の水準で統計的に有意に示された。

表２：[推計式３]、[推計式４]の推計結果

	死後4日以上の割合(%)		死後4日以上の割合(%)（個人情報を提供した場合）	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
一人あたりの年間訪問回数(回／人)	-0.0634142	0.104752	-0.0604694	0.099334
一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合	-	-	-1.729028 **	0.7971274
高齢化率(%)	-0.0832331	0.700699	0.0402307	0.6668291
第1号要介護認定者の割合(%)	1.649516	1.597383	1.473346	1.516798
年間死者数(人)	0.0010221	0.0007495	0.0015309 **	0.0007484
孤独死割合(%)	38.3499	39.68567	44.4294	37.73377
生活保護被保護者の割合(‰)	-0.3974338	0.2183524	-0.3734682 *	0.207334
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額上位区）	-3.729463 *	4.36971	-3.327288	4.147459
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額下位区）	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	16.95514	26.63568	13.65495	25.30145
決定係数	0.456		0.4566	
観測数	48		48	

※**、* はそれぞれ５%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

3.5　考察

3.3.2 の推計結果から、地域コミュニティの見守り活動は孤独死の未然防止に関して一定の効果があることが示唆された。一方で、個人情報を提供した場合について有意な効果がでなかったのは、個人情報を提供された高齢者の属性によるものと考えられる。個人情報を提供されて初めて、見守り活動の担い手が把握することができるような高齢者の方は、近隣との関わりを持とうとしない方が比較的多い傾向にあるのではないかと思われる。例えば、見守りを行っても、非協力的な態度を示される場合などである。その結果、統計上は見守り活動の有意な結果が出なかったと考えられる。

また、3.4.2 の推計結果より、見守り活動が、死後経過時間に対して統計上有意な効果を示さなかった一方で、個人情報を提供した場合に一定の効果が示された。これは、個人情報提供により、前述した属性の高齢者の方を把握することができ、見守り活動を行うことにより、やむを得ず孤独死を防ぐことはできなかったが、普段から見守っていることにより比較的早期に異変に気付き、遺体を発見することができるということが、統計上示唆されたものだと考えられる。

4　その他の主な孤独死対策の効果の分析

各サービスの概要は以下のとおりである。

- 配食サービス：安否確認を兼ねて、食事（昼、夕）を高齢者の自宅まで届けるサービス
- 電話訪問（福祉電話）：安否確認を兼ねて、高齢者に定期的に電話連絡を行うサービス
- 緊急通報システム：緊急時に押しボタンやペンダント等を押すと、電話回線等を通じて自動的に通報される機器

4.1　分析の説明

パネルデータを用いた変量効果モデルを採用する。

4.2　使用するデータ

3.2 と同様に、東京都 23 区に対して行なったアンケート調査の結果等を用いる。

4.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

[推計式５]

Ｙ（孤独死割合）it＝β0（定数項）＋β1（配食サービス利用者の割合 or 一人あたりの年間電話回数 or 緊急通報システム利用者の割合）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋β5（生活保護被保護者の割合）it＋β6（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額中位区）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

4.3.2　推計結果

いずれのサービスについても、孤独死割合に対して統計的に有意な効果は示さなかった。

表３：[推計式５]の推計結果

	配食サービス利用者の割合(%)		一人あたりの年間電話回数(回／人)		緊急通報システム利用者の割合(%)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
配食サービス利用者の割合(%)	-0.0010257	0.0008776	-	-	-	-
一人あたりの年間電話回数(回／人)	-	-	-0.0001678	0.0001614	-	-
緊急通報システム利用者の割合(%)	-	-	-	-	-0.0032635	0.0056139
高齢化率(%)	0.0016903	0.0023924	0.0026276	0.0025865	0.0024536	0.0026575
第1号要介護認定者の割合(%)	0.0012102	0.0024242	-0.0001641	0.0027294	0.0003698	0.0025999
年間死者数(人)	-0.00000596 ***	0.00000199	-0.00000735 ***	0.0000026	0.00000729 ***	0.00000269
生活保護被保護者の割合(‰)	0.0019723 ***	0.0005841	0.0015094 **	0.0007007	0.0018268 ***	0.000685
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額上位区）	-0.0128525	0.0167168	-0.0137832	0.0208909	-0.0115389	0.0193072
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額中位区）	0.0065694	0.0102851	0.0070953	0.0125332	0.008343	0.0121866
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額下位区）	0	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	0.0703558	0.0492586	0.0886234	0.0541546	0.0760294	0.532305
決定係数	0.3654		0.3967		0.3638	
観測数	156		162		165	

※***、** はそれぞれ１%、５%の水準で統計的に有意であることを示す。

4.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

[推計式６]

Ｙ（死後４日以上の割合）it＝β0（定数項）＋β1（配食サービス利用者の割合 or 一人あたりの年間電話回数 or 緊急通報システム利用者の割合）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋β5（孤独死割合）it＋β6（生活保護被保護者の割合）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額中位区）it＋β9（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋β10～β17（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

4.4.2　推計結果

いずれのサービスについても、死後４日以上の割合に対して統計的に有意な効果は示さなかった。

表４：[推計式６]の推計結果

	配食サービス利用者の割合(%)		一人あたりの年間電話回数(回／人)		緊急通報システム利用者の割合(%)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
配食サービス利用者の割合(%)	-0.1344591	0.1863509	-	-	0.0450898	1.111323
一人あたりの年間電話回数(回／人)	-	-	0.0101611	0.0207246	-	-
緊急通報システム利用者の割合(%)	-	-	-	-	-	-
高齢化率(%)	-0.0772496	0.4598254	-0.2116501	0.3815091	-0.2483348	0.5246681
第1号要介護認定者の割合(%)	0.1876012	0.4963132	0.3369536	0.3898333	0.2119779	0.5256587
年間死者数(人)	0.0006703 *	0.0003783	0.000712 **	0.000333	0.0008363 *	0.0005017
孤独死割合(%)	27.34983	22.21001	21.66234	20.39865	25.17662	22.54951
生活保護被保護者の割合(‰)	-0.1605597	0.1181323	-0.2130254 **	0.0904737	-0.166958	0.1284663
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額上位区）	-5.311708	3.229702	-9.017087 ***	2.715354	-5.507923	3.670549
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額中位区）	-2.564867	1.882073	-4.064236 ***	1.485565	-2.611526	2.162397
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額下位区）	0	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	42.61227 ***	9.929072	43.96564 ***	8.44302	44.52314 ***	11.04386
決定係数	0.2097		0.2477		0.2256	
観測数	156		162		165	

※***、**、* はそれぞれ１%、５%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

4.5　考察

今回は各区の事業として行われている上記３つのサービス

の利用者数のデータをもとに実証を行った。しかし、民間でも類似のサービスがあり、本来であれば、①各区の事業としてサービスの利用率、②民間で行われている類似サービスの利用率、③利用なし　の３つを把握したうえで推計を行うべきであるが、②のデータが収集できなかったため、各サービスの効果が統計上薄まってしまったためであると考えられる。

５　まとめと政策提言

大都市である東京都 23 区のような地域において、地域コミュニティによる見守り活動は、当該地域の孤独死の発生の防止及びやむを得ず孤独死が発生した場合の遺体の早期発見に一定程度寄与していることが示唆された。

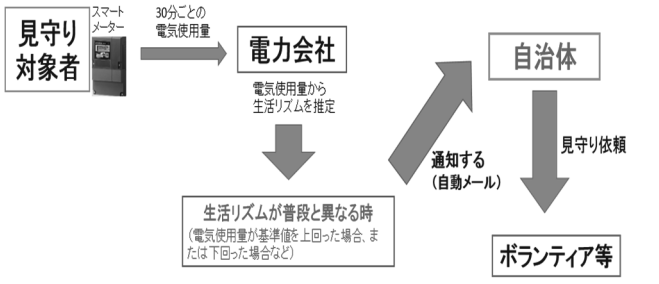
一方で、地域コミュニティによる見守り活動でも、その体制の構築・維持などに一定の費用がかかること、また、定期的に訪問することから多くの見守り回数が必要となり、多くの人的リソースが必要であることということも示唆された。このため、これらの地域コミュニティという貴重なリソースをいかに有効に活用するかという視点が必要である。

そこで、将来的には、地域コミュニティによる見守り活動と、今後ユニバーサル化されるスマートメーターによる電力計測を組み合わせた見守り体制を構築することを提言したい。

スマートメーターの主な機能として、①使用量を 30 分ごとに計測することができること、②通信機能を搭載していることが挙げられる。①については、従来は月１回の検針により１か月間の総使用量を計測していたが、スマートメーターは日々30分ごとに電気の使用量を計測することが可能となる。②については、従来は検針員による目視検針が必要であり、現地の状況によっては利用者の立ち会いが必要であったが、スマートメーターの設置により遠隔での検針が可能となる。

スマートメーターを見守り活動に導入し、見守り対象者を定期的に訪問して安否確認等をするのではなく、電力使用量が普段と異なるなどと感知された場合に地域のボランティアなどが訪問し様子を見に行く。そうすることで、対象者の中でも比較的元気な方に対する見守りを減らし、より危ないと予想される方に対する見守りに特化することができると考えられる。

表５：体制のスキーム



30分ごとの電気の使用量は、対象者の生活と密接に関わる数値。その数値を計測・分析して、見守り対象者の生活リズムを推定する。
あらかじめ推定した生活リズムと、当日の電気の使用量で確認した生活リズムとが異なる際や、使用量が一定割合変化した際に自動通知する。

このような電力使用量から普段の生活リズムを推定し、それが異なる場合にメールにて通知が来る仕組みは、現在電力会社でもサービスとして実施しており、なかには無料で実施している電力会社もある。よって、これらを自治体の見守り体制に応用することは可能であると考える。このような見守り体制を構築するまでの流れは次のとおりである。

自治体と電力会社が協定や契約を締結し、お互いに、対象となる高齢者の方の同意を得たうえで見守りを開始する。自治体側は、電力会社へ対象者の氏名や電気契約番号を伝えることや、緊急時に鍵がかかっていてボランティア等が中に入れない場合に備えて自治体が合鍵を預かり、場合によっては中に入ることもあり得ることに関する同意をもらう。電力会社側は、自治体へ電力使用量に関する通知をすることに関する同意をもらう。

この仕組みのメリットとして、異変時に特化した効率的な見守りが期待できること、将来的にユニバーサル化されるメーターを用いるため新たな機器などの設置が不要であること、異変時に自動でメールが届くためモニタリングコストがかからないこと、等を挙げることができる。一方で課題もある。電力の使用量変化時にすぐ様子を見に行く対応可能な近隣のボランティア等の方がいない場合である。この場合は自治体や地域包括支援センターの職員が様子を見に行くことで対応するしかない。また、通知メールを自治体職員等が見逃す場合もある。この点は、メールの通知先を自治体内部で複数設定することで、このような事態は極力防ぐことができると考える。また、今回は電力のスマートメーターを例に提言を行ったが、水道など電力以外のライフラインについても、生活リズムを把握する上で重要なものであると考えられる。ただし、現状スマートメーターについては、電力が先行して導入が進んでいることもあり、今回は電力を例に挙げた。一方で、経済産業省は「ガス使用量等の電力以外の情報と合わせて、エネルギーの使用情報として一元的に把握・管理することで、エネルギーの種別にとらわれない総合的な（中略）サービスの提供が期待される」としており、今回挙げた電力による見守り体制の仕組みを応用する形で、将来的には水道等と合わせた総合的な見守り体制を築くことが可能であると考える。

６　今後の課題

本研究では、見守り活動の孤独死への影響という観点に限定して分析を行った。しかし見守り活動には、孤独死対策としての側面だけでなく、見守られる側の孤独感や不安を軽減したり、安心感を与える等の効果もあると考えられる。よって、見守り活動の意義は様々な観点から述べられるべきであり、本研究により一概にその意義を断定することは筆者の意図するところではない。

また、本研究では見守り活動の回数のデータを基に、孤独死への影響についての実証分析を行ったが、見守り活動には、普段の日常生活の中でのさりげない緩やか見守り等、数字として把握困難なものも多く、本研究を通じて、自治体が全ての見守り活動をデータとして把握することができているわけではないということがわかった。今回は、孤独死の統計データの都合上、研究対象が大都市である東京都 23 区にとどまり、さらにその中でも見守り活動のデータが収集可能であった自治体を基に分析を行った。よって、本研究結果はあくまでも現時点で成し得る範囲内での分析であることを申し添える。孤独死について全国的に統一された明確な定義がなく、孤独死の実態について把握していない自治体も多い中、今後は、孤独死に関する対策を進めるためにも全国的に統一されたデータの整備を行い、より多くのデータを用いた検証を行なうことが重要であると考える。

提言として挙げたスマートメーターを活用した見守り体制について、費用便益分析を行うことも今後の課題である。

主な参考文献

・経済産業省（2011）「スマートメーター制度検討会報告書」
・東京都福祉保健局東京都監察医務院 HP「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」（http://www.fukushihoken.metro.tokyo.jp/kansatsu/kodokushitoukei/index.html）
・結城康博（2014）「孤独死のリアル」講談社現代新書

これからのまちづくりに「大街区化」をどう活かすか　―　現状分析と政策提言　―

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16717　森　浩光

１．はじめに

我が国の主要都市中心部は、時間の経過とともに土地に関する資源配分が不適切となり、狭小な建物敷地、建物の老朽化、狭隘な区画道路、歩車道の未区分等により、土地の有効高度利用やエネルギー・防災・交通安全等の機能に関して非効率が生じている。

国土交通省によると、大街区化とは、複数の街区に細分化された土地を集約・整形して大型の街区を創出することにより、敷地の一体的利用と公共施設の再編を図るものであり、民間投資を誘発することで都市機能の更新を図る方策である。大都市の国際競争力の強化や地方都市の再生に資することが期待されているが、2011 年度以降の導入実績は伸びていない。

本稿では、大街区化の導入が進まない要因に関する定性分析および先行事業（31 事業）の実証分析を行い、これらを踏まえ、政策提言を行う。

２．大街区化の概要等

国土交通省より、2011 年３月に「大街区化ガイドライン」（以下、ガイドライン）が示され、地方公共団体や民間事業者に対して、大街区化の推進を促進すると同時に、大街区化の事業実施の道筋を開いた。さらに、2014 年３月には「まちづくり推進のための大街区化活用にかかる執務参考資料」（以下、執務参考資料）が公表された。

大街区化の効果は表１に示すとおりであり、街区単位の集約化を上回る外部経済が期待できるが、費用（合意形成の取引費用、事業費）や従前の価値喪失（細街路ならではの賑わい、アクセスの手軽さ）といった負の側面もあると考える。

表 1　大街区化と街区単位の集約化の効果の比較

	街区単位の集約化	大街区化
敷地の一体利用による効果	○敷地の集約による高度利用やエネルギー効率の向上	◎敷地規模拡大による一層の高度利用やエネルギー効率の向上
公共施設の再編による効果	▲狭隘道路の残存	○狭隘道路や危険な交差点の解消 ○地域に必要な新たな公共・公益施設の配置 （環境配慮：例 風の道、緑のネットワーク） （景観形成：例 統一感のあるスカイライン）

３．大街区化に関する定性分析

本章では、大街区化の導入が進まない要因に関する定性分析を行う。

３－１　市場の失敗と政府の対応

民間事業者等にとって、大街区化の取引費用が厖大なため、現状放置もしくは過小整備となり、市場の失敗が発生する。

この市場の失敗に対して、外部不経済の低減と外部経済の内部化を図るため、政府の対応（介入）が行われている。具体的には、

・ガイドライン・執行参考資料の策定・公表、事前明示（マスタープラン等）【取引費用の低減】
・従前公共用地の取扱の柔軟化（計画の自由度向上）【取引費用の低減】
・公共貢献へのインセンティブ付与（容積率割増）【外部性、（地域）公共財】

が行われ、一定の効果が得られているところである。

３－２　阻害要因およびその低減策

しかしながら、依然として以下の阻害要因が生じているといえる。

基礎自治体

・検討地区に関する十分な情報を持たないため、適切な判断ができない。
・前例にない新規的取組に対して消極的となりやすい。

合意形成

・事業のＱ（品質＝事業効果）とＣ（コスト）・Ｄ（期間）のトレードオフが生じる。

公共貢献

・都市再生特区において、容積率割増と公共貢献の評価のメカニズムが非開示となっており、事前明示性、透明性および公平性が確保されていない。
・公共貢献に係る官民の役割分担（詳細）が不明確で、民の負担が想定以上となるケースがある。

以上に示した阻害要因について、その低減策の方向性を考えることとする。

まず基礎自治体においては、十分な情報や新規的取組を共有・活用するとともに、基礎自治体の消極性を改善できる手立てが必要である。

合意形成においては、外部経済のある事業については地権者等との合意形成促進策を充実させることが必要である。

公共貢献においては、容積率割増に係る公共貢献の評価の関連性を事前開示することが望まれる。また、官民の役割分担を事前に確定させ（コミットメント）、ホールドアップ問題を防ぐ必要がある。

4．大街区化が周辺地価に与える影響の実証分析

本章では、大街区化の先行事業（31 事業）の実証分析を行う。

4－1　実証分析の対象

対象としては、大都市および地方都市における、大街区化事業地区と街区単位の集約化事業地区とし、主に国土交通省資料（執務参考資料および市街地再開発 2016 データ）より 2007～2015 年に完了した事業地区を抽出した。表２に対象地区一覧を示す。

表２　対象地区一覧

事業方針	都市規模	地区名	所在地	地区面積（ha）	事業費（百万円）	施行主体	事業種別等
大街区化	大都市（東京都心）	銀座四丁目6地区	東京都中央区	0.9	非公表	民間事業者	都市再生特区
		京橋二丁目16地区	東京都中央区	0.7	非公表	民間事業者	都市再生特区
		京橋三丁目1地区	東京都中央区	1.3	非公表	民間事業者	都市再生特区
		赤坂四丁目地区（薬研坂南）	東京都港区	1.1	35,200	都市再生機構	再開発
		東池袋四丁目第2地区	東京都豊島区	1.09	29,918	都市再生機構	再開発
		平河町二丁目東部南地区	東京都千代田区	0.66	19,808	組合	再開発
		御徒町駅北口西地区	東京都台東区	0.2	55	個人	区画整理
		御徒町駅南口西地区	東京都台東区	1.1	430	組合	区画整理
	大都市（大阪市）	東野田町一丁目地区	大阪市都島区	0.2	92	個人	区画整理
		上本町六丁目地区	大阪市天王寺区	0.67	65	個人	区画整理
	地方都市	勝田駅東口地区	茨城県ひたちなか市	1.5	5,745	都市再生機構	再開発
		新潟駅南口第二地区	新潟県新潟市	1.11	13,263	組合	再開発
		武蔵ヶ辻第四地区	石川県金沢市	0.9	5,660	組合	再開発
		大門中央通り地区	長野県塩尻市	0.59	5,138	組合	再開発
		JR久留米駅前第一街区地区	福岡県久留米市	0.7	10,474	組合	再開発
		中町地区	鹿児島県鹿児島市	1.2	221	個人	区画整理
街区単位の集約化	大都市（東京都心）	飯田橋駅西口地区	東京都千代田区	2.5	93,300	組合	再開発
		新川二丁目地区	東京都中央区	0.2	5,000	個人	再開発
		六本木一丁目南地区	東京都港区	0.4	15,600	組合	再開発
		新宿三丁目東地区	東京都新宿区	0.6	7,100	個人	再開発
		西新宿六丁目西第6地区	東京都新宿区	1.7	50,500	組合	再開発
	大都市（大阪市）	淀屋橋地区	大阪市中央区	0.78	15,068	都市再生機構	再開発、都市再生特区
	地方都市	郡山駅前一丁目第一地区	福島県郡山市	0.5	9,847	組合	再開発
		宇都宮駅西口第四B地区	栃木県宇都宮市	0.3	4,892	組合	再開発
		宇都宮馬場通り西地区	栃木県宇都宮市	0.43	7,761	組合	再開発
		西大和地区	栃木県那須塩原市	1.2	1,932	組合	再開発
		豊田市駅前通り南地区	愛知県豊田市	1.6	18,105	組合	再開発
		岡山市平和町一番地区	岡山県岡山市	0.38	4,950	組合	再開発
		南殿町地区	島根県松江市	0.38	2,990	組合	再開発
		東桜町地区	広島県福山市	1	12,546	再開発会社	再開発
		中央町22・23番街区地区	鹿児島県鹿児島市	0.49	4,830	組合	再開発

4－2　推計モデル

事業完了後（after）における事業街区＋周辺街区（pjperi）、事業街区（project）および周辺街区（periphery）の地価に与える影響を把握するため、推計モデルを以下のとおり設定した（ε は誤差項を示す）。

推計モデル１（事業街区と周辺街区を一体として推計）

$$Ln(Price)=\beta_0+\beta_1 after+\beta_2 pjperi+\beta_3 after*pjperi+\beta_4 y3\_ago*pjperi+\beta_5 y2\_ago*pjperi+\beta_6 y1\_ago*pjperi+\beta_7 y1\_later*pjperi+\beta_8 y2\_later*pjperi+\beta_9 y3\_later*pjperi+\varepsilon$$

推計モデル２（事業街区と周辺街区を別々に推計）

$$Ln(Price)=\beta_0+\beta_1 after+\beta_2 project+\beta_3 periphery+\beta_4 after*project+\beta_5 after*periphery+\beta_6 y3\_ago*project+\beta_7 y2\_ago*project+\beta_8 y1\_ago*project+\beta_9 y1\_later*project+\beta_{10} y2\_later*project+\beta_{11} y3\_later*project+\beta_{12} y3\_ago*periphery+\beta_{13} y2\_ago*periphery+\beta_{14} y1\_ago*periphery+\beta_{15} y1\_later*project+\beta_{16} y2\_later*periphery+\beta_{17} y3\_later*periphery+\varepsilon$$

4－3　分析結果と考察

推計モデル１の推計結果を表３に示す。事業後ダミーと事業・周辺街区ダミーの交差項の係数は事業後の地価上昇率を示す。

表３　推計モデル１の結果

被説明変数	ln（路線価）							
	大都市				地方都市			
説明変数	大街区化		街区単位の集約化		大街区化		街区単位の集約化	
	係数		係数		係数		係数	
	[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]	
事業後ダミー＊事業・周辺街区ダミー	0.0997	***	0.0932	***	−0.0453	***	−0.0256	
	[0.014]		[0.026]		[0.012]		[0.011]	
事業完了3年前＊事業・周辺街区ダミー	0.0856	***	0.0395		−0.0543	***	−0.0478	***
	[0.010]		[0.023]		[0.010]		[0.010]	
事業完了2年前＊事業・周辺街区ダミー	0.1113	***	0.0556	**	−0.1172	***	−0.0517	***
	[0.010]		[0.020]		[0.009]		[0.009]	
事業完了1年前＊事業・周辺街区ダミー	0.0661	***	0.0550	**	−0.1462	***	−0.0790	***
	[0.010]		[0.018]		[0.009]		[0.009]	
事業完了1年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0697	***	0.0024		0.0207	**	0.0160	
	[0.009]		[0.017]		[0.007]		[0.007]	
事業完了2年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0684	***	0.0066		−0.0123		−0.0079	
	[0.009]		[0.019]		[0.007]		[0.008]	
事業完了3年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0397	***	−0.0079		−0.0302	***	−0.0236	**
	[0.009]		[0.018]		[0.007]		[0.008]	
誤差項	7.4274	***	6.9139	***	4.7463	***	5.2423	***
	[0.005]		[0.013]		[0.006]		[0.005]	
観測数	3,080		1,597		1,958		1,913	
自由度調整済決定係数	0.1268		0.3412		0.4876		0.4445	

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

大都市においては、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価上昇率が高い結果が得られた（1%有意）。

地方都市においては、いずれも地価下落しており、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価下落率が高い結果が得られた（大街区化のみ 1%有意）。

次に、推計モデル２の推計結果を表４に示す。事業後ダミーと事業街区ダミーの交差項の係数は事業後の事業街区の地価上昇率を示す。また、事業後ダミーと周辺街区ダミーの交差項の係数は事業後の周辺街区の地価上昇率を示す。

大都市において、事業街区では街区単位の集約化のほうが、大街区化よりも地価上昇率が高い（1%有意）が、周辺街区では逆に、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価上昇率が高い結果が得られた（大街区化 1%有意、街区単位の集約化 5%有意）。

地方都市においては、事業街区では街区単位の集約化は地価上昇しているが、大街区化では地価下落している。周辺街区ではいずれも地価下落しており、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価下落率が高い結果が得

られた（大街区化 1%有意、街区単位の集約化 10%有意）。

表４　推計モデル２の結果

被説明変数	ln（路線価）							
	大都市				地方都市			
	大街区化		街区単位の集約化		大街区化		街区単位の集約化	
説明変数	係数		係数		係数		係数	
	[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]	
事業後ダミー＊事業街区ダミー	0.1419	***	0.1550	***	−0.0166		0.0031	
	[0.0199]		[0.0372]		[0.0179]		[0.0179]	
事業後ダミー＊周辺街区ダミー	0.1169	***	0.0782	**	−0.0543	***	−0.0328	*
	[0.0146]		[0.0262]		[0.0127]		[0.0118]	
事業完了3年前＊事業街区ダミー	0.1023	***	0.0730		−0.0424		0.0282	
	[0.0211]		[0.0541]		[0.0213]		[0.0304]	
事業完了2年前＊事業街区ダミー	0.1444	***	0.0643		−0.1159	***	0.0412	
	[0.0211]		[0.0425]		[0.0212]		[0.0277]	
事業完了1年前＊事業街区ダミー	0.0926	***	0.0493		−0.1154	***	0.0546	
	[0.0211]		[0.0405]		[0.0215]		[0.0277]	
事業完了1年後＊事業街区ダミー	−0.0783	***	−0.0040		−0.0346		−0.0254	
	[0.0188]		[0.0334]		[0.0168]		[0.0165]	
事業完了2年後＊事業街区ダミー	−0.0720	***	0.0258		−0.0407		−0.0297	
	[0.0188]		[0.0357]		[0.0164]		[0.0187]	
事業完了3年後＊事業街区ダミー	−0.0430	***	0.0094		−0.0313		−0.0359	
	[0.0188]		[0.0352]		[0.0163]		[0.0187]	
事業完了3年前＊周辺街区ダミー	0.0987		0.0351		−0.0753	***	0.0236	
	[0.0121]		[0.0247]		[0.0135]		[0.0156]	
事業完了2年前＊周辺街区ダミー	0.1297	***	0.0561	**	−0.1440	***	0.0405	
	[0.0121]		[0.0210]		[0.0133]		[0.0143]	
事業完了1年前＊周辺街区ダミー	0.0872	***	0.0575	*	−0.1396	***	0.0465	***
	[0.0121]		[0.0193]		[0.0135]		[0.0143]	
事業完了1年後＊周辺街区ダミー	−0.0777	***	0.0053		−0.0285	*	−0.0130	
	[0.0108]		[0.0186]		[0.0109]		[0.0091]	
事業完了2年後＊周辺街区ダミー	−0.0803	***	0.0012		−0.0397	***	−0.0287	**
	[0.0108]		[0.0210]		[0.0105]		[0.0101]	
事業完了3年後＊周辺街区ダミー	−0.0547	***	−0.0142		−0.0393	***	−0.0391	***
	[0.0108]		[0.0201]		[0.0101]		[0.0101]	
誤差項	7.4136	***	6.9134	***	5.0777	***	5.3639	***
	[0.0056]		[0.0132]		[0.0088]		[0.0083]	
観測数	3,080		1,597		1,958		1,913	
自由度調整済決定係数	0.1363		0.3474		0.4897		0.4475	

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

以上の推計モデル１，２より、全体の傾向としては、大都市においては大街区化の外部経済が期待できるが、地方都市では期待できないことが分かる。

この理由として、大都市では新規需要の受け皿（外資系企業等（大規模床面積））となりうるが、地方都市では大規模床面積の新規需要が少ないことや、従前の価値が更に失われたことが影響していると考えられる。

大都市においては、民間事業者にとっては大街区化よりも街区単位の集約化を選好する可能性があるといえる。

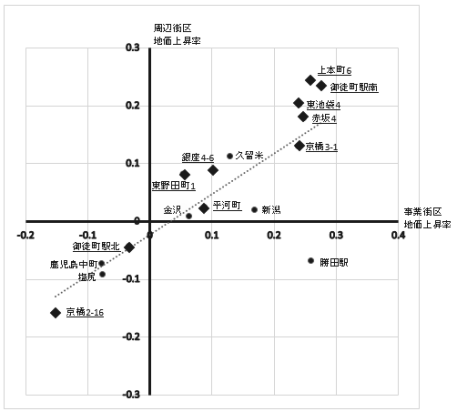
次に、地区別の推計モデル１，２を行った。地区ごとの事業・周辺街区、事業街区および周辺街区の地価上昇率を表５に示す。

表５　推計モデル 1,2 結果（地区別）

整備手法	都市規模	地区名	所在地	事業街区＋周辺街区係数		事業街区係数		周辺街区係数	
大街区化	大都市（東京都心）	銀座四丁目6地区	東京都中央区	0.0926		0.1020		0.0894	
		京橋二丁目16地区	東京都中央区	−0.1572	***	−0.1520	***	−0.1584	***
		京橋三丁目1地区	東京都中央区	0.1486		0.2378		0.1298	
		赤坂四丁目地区（薬研坂南）	東京都港区	0.1891	**	0.2473		0.1784	*
		東池袋四丁目第2地区	東京都豊島区	0.2106	***	0.2401	***	0.2029	***
		平河町二丁目東部南地区	東京都千代田区	0.0247		0.0877	*	0.0247	
		御徒町駅北口西地区	東京都台東区	−0.0405		−0.0343		−0.0428	
		御徒町駅南口西地区	東京都中央区	0.2518	***	0.2769	***	0.2339	***
	大都市（大阪市内）	東野田町一丁目地区	大阪市都島区	0.0704	***	0.0518		0.0834	***
		上本町六丁目地区	大阪市天王寺区	0.2470	***	0.2594	***	0.2448	***
	地方都市	勝田駅東口地区	茨城県ひたちなか市	0.0830	*	0.2593		−0.0679	
		新潟駅南口第二地区	新潟県新潟市	0.0942	**	0.1683	***	0.0207	
		武蔵ヶ辻第四地区	石川県金沢市	0.0046		0.0634		0.0087	
		大門中央通り地区	長野県塩尻市	−0.0883	***	−0.0757	***	−0.0908	***
		JR久留米駅前第一街区地区	福岡県久留米市	0.1121	***	0.1292	***	0.1130	***
		中町地区	鹿児島県鹿児島市	−0.0744	***	−0.0784	***	−0.0720	***
街区単位の集約化	大都市（東京都心）	飯田橋駅西口地区	東京都千代田区	0.0566		0.0901		0.0516	
		新川二丁目地区	東京都中央区	0.0300		0.3380		0.0288	
		六本木一丁目南地区	東京都港区	0.1236		0.2263	**	0.0966	
		新宿三丁目東地区	東京都新宿区	−0.1700		0.0107	*	−0.2140	
		西新宿六丁目西第6地区	東京都新宿区	0.1836		0.2230		0.0500	
	大都市（大阪市内）	淀屋橋地区	大阪市中央区	0.0323		−0.0119		0.1218	
	地方都市	郡山駅前一丁目第一地区	福島県郡山市	−0.0075		0.0114		−0.0148	
		宇都宮駅西口第四B地区	栃木県宇都宮市	0.0889	***	0.1087	***	0.0843	***
		宇都宮馬場通り西地区	栃木県宇都宮市	−0.0704	***	−0.0791		−0.0687	**
		西大和地区	栃木県那須高原市	0.0381	**	−0.0148		0.0449	***
		豊田市駅前通り南地区	愛知県豊田市	−0.0133		0.0182		−0.0133	
		岡山市平和町一番地区	岡山県岡山市	0.1101	***	0.1336	***	0.1057	***
		南殿町地区	島根県松江市	−0.0760		−0.1031		−0.0810	***
		東桜町地区	広島県福山市	−0.0364		−0.0360		−0.0364	
		中央町22・23番街区地区	鹿児島県鹿児島市	0.0853	**	0.0933		0.0826	

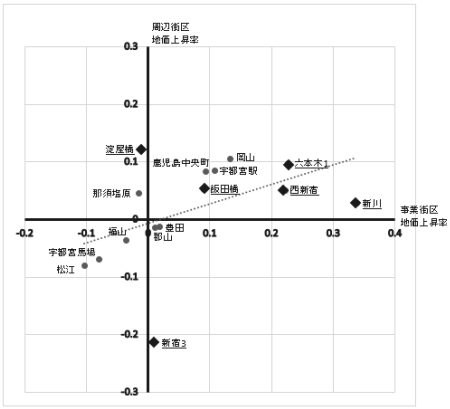
※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

まず、図１および図２において、大街区化と街区単位の集約化を見比べてみることとする。大街区化は街区単位の集約化に比べて、周辺街区の地価上昇率に与える影響が大きいといえ、事業街区が地価上昇すれば、それに伴って周辺街区も地価上昇するが、逆に事業街区が地価下落する場合はそれに伴って周辺街区も地価下落するといえる。



凡例：◆大都市、●地方都市

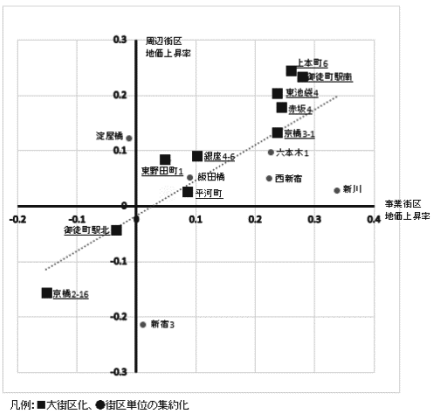
図 １　地区別地価上昇率（大街区化）



凡例：◆大都市、●地方都市

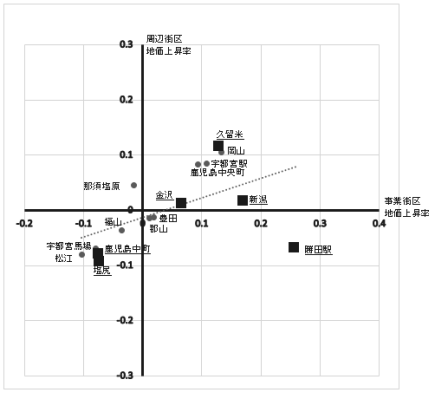
図 ２　地区別地価上昇率（街区単位の集約化）

次に図３および図４において、大都市と地方都市を見比べてみることとする。大都市は地方都市に比べて、事業街区、周辺街区とも地価上昇している地区の割合が高く、地価上昇率も高いといえる。また大都市では大街区化のほうが街区単位の集約化よりも周辺街区の地価上昇率が高いのに対して、地方都市では、久留米を除いて街区単位の集約化のほうが大街区化よりも周辺街区の地価上昇率が高いといえる。



凡例：■大街区化、●街区単位の集約化

図 ３　地区別地価上昇率（大都市）



凡例:■大街区化、●街区単位の集約化

図 4　地区別地価上昇率（地方都市）

以上の実証分析から得られた結果をまとめると、大都市では、地価上昇率は総じて高いといえる。しかし一部の地区においては、地価が下落していたり、街区単位の集約化地区よりも地価上昇率が低かったりする。地方都市では、地価上昇率が低い若しくは地価下落している。

この原因としては、CBD（中心業務地域）から離れていて、周辺に都市機能等が十分集積していないことや、地方都市では、土地高度利用の新規需要が少ないこと、従前の価値が更に失われた可能性があることが考えられる。

5　政策提言

本章では、第３章および第４章で行った現状分析および考察を踏まえ、以下のとおり政策提言を行う。

（1）仕組み・体制等の改善

① 大街区化導入の適切な選定基準を設定し、外部経済が期待できるエリアで行い、そうでないエリアでは当面控える。これまでも再開発や区画整理においては費用便益分析を行った上で事業化が図られてきているところであるが、このような科学的分析手法に加えて、今回の実証分析を参考とした事業認可判断を行う。

具体的には、大都市においては、CBD に近接し、周辺街区を含めて都市機能等の集積が十分に見込めるエリアに導入する。また、民間事業者等は街区単位の集約化を選好する可能性も高いため、外部経済を最適化するためにピグー補助金や、より効果的な公共貢献に伴う容積率割増を付与する等、政府の適切な介入を行う。

地方都市においては、より慎重に行う。拠点エリアにおける都市機能の集約化を推進する中で、まずは既設施設等の利活用（リノベーション、コンバージョン）を検討し、拠点エリアの都市機能の集積が進み、都市機能等の集積が充実した段階で大街区化を検討する。

② 公的支援のあり方の見直しを行い、より効果的なものとする。事業の資金調達において、公的支援（補助金、第三セクターによる土地・床取得）は最小限とし、最大限の民間資金を誘導させることで、市場性チェックを機能させることとし、外部経済が期待できる事業に対してピグー補助金を交付する。

③ 従来のイニシャル単独ではなく、ランニングも含めた事業体制を構築する。事業完了後解散するのではなく、運営・維持管理（エリアマネジメント）を含めた事業体制とすることで、外部性の内部化が可能となる。

（2）手続等の改善

① 十分な情報や新規的取組の共有・活用、基礎自治体の消極性の改善を図る。具体的には、既存の会議体や情報媒体等を有効利用して、基礎自治体や民間事業者等との十分な情報や新規的取組を共有・活用する場（プラットフォーム）を設けたり、新規的取組およびその共有・公表へのインセンティブとして、表彰・奨励金制度を拡充したりする。

② 合意形成促進策をさらに充実させる。具体的には、科学的知見に基づいた先行事業の効果的な PR（事業効果の「見える化」、例：大街区化による一層の高度利用やエネルギー効率向上の度合いや、狭隘道路や危険な交差点の解消による安全性・防災性向上度を科学的に示す）や、基礎自治体や都市再生機構が用地先買等を行うことで合意形成リスクを低減する。

③ 公共貢献の最適化を図るとともに、容積率割増の評価との基本的なメカニズムを開示する。具体的には、公共貢献の最適化に向け、現状のフォローアップを行った上で、公共貢献と容積率緩和の評価の基本的なメカニズム（関連性）をできるだけ開示し、時点更新を行う。また、官民の役割分担を事前に確定させ（コミットメント）、ホールドアップ問題を防ぎ、官民の役割分担の明確化および事前確定を行う。

引用文献

・遠藤薫(2013)「低容積型再開発の可能性と活用のあり方」『市街地再開発』第 515 号、P42-50
・大沢昌玄(2015)「大街区化：市街地整備の老舗「土地区画整理事業」が贈る新たなメニュー」『区画整理』2015 年 3 月、P7-12
・金本良嗣(1997)「都市経済学」（東洋経済新報社）
・国土交通省(2011)「大街区化ガイドライン（第１版）」
・国土交通省(2014)「まちづくり推進のための大街区化活用にかかる執務参考資料」
・国土交通省都市局市街地整備課(2015)「大街区化による市街地再編の効果と今後の展望」『区画整理』2015 年 3 月、P13-17
・東京都(2014)「東京都における都市再生特別地区の運用について」
・林裕二郎(2015)「都市再生特別地区における公共貢献の評価と分析に関する研究－東京都の都市再生特別地区に着目して－」
・矢ケ部慎一「市街地再開発事業の公的支援策に関する課題と今後の方向性」

検査済証の有無が住宅市場に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16718　四辻　香織

１　はじめに

建築基準法では、その実効性確保のため建築確認検査制度等について規定しており、建築物の設計段階で建築確認申請、完了時には完了検査の受検を義務付けている。しかし、過去には完了検査の受検率が低かったことから、完了検査に合格すると交付される検査済証を取得していない建築物が多く存在する。様々な社会的背景から中古不動産流通市場の活性化が求められる中、国土交通省では 2014 年に検査済証を取得していない建築物についてもその活用を目指し、建築基準法適合状況調査のためのガイドラインを策定した。

これらを踏まえ、本研究では、建築基準法における確認検査制度が市場でどのように評価されているかについて、完了検査後に発行される検査済証に着目して分析、考察を行い、今後の確認検査制度のあり方と住宅市場の活性化に向けた政策について提言することを目的とする。

２－１　建築基準法と政府介入の合理性について

建築基準法の規制内容は大きく分類すると、①建築物の構造、防火、避難、衛生などを規定するいわゆる単体規定と②接道、用途、容積率、建蔽率、高さなどを規定するいわゆる集団規定がある。つまり、単体規定は主に安全に関する基準であり、集団規定は主に周辺環境に関する基準であるということができる。

建築基準法では以上のように性質の異なる規制が建築に関する規制という点で一つにまとめられている。建築物の主たる特徴として、松本(2005)は①重要な品質または性能は目に見えないものが多い、②様々な影響を内外に及ぼす、③環境およびライフラインの負荷となるという３点を挙げた上で、建築規制に根拠があることを述べている。①については主に単体規定、②、③については主に集団規定によって規制されていると考えられる。

また、八田(1997)は建築物が環境に及ぼす影響に関しては建築主とその周囲に住む人の利害が対立すること、単体規定については、安全基準を公的に強制する根拠については、一般に施工者のみが安全性が確保されているかの情報を持っているために、買い手が自力で安全性を確保できないこと等を挙げている。

これらからもわかるように、建築の安全性に関しては情報の非対称性があり、建築物とそこでの活動による周囲への影響には負の外部性が存在する。そこに公的な関与の必要性、建築基準法による建築規制と建築基準法が遵守されているか否かについて確認するための建築確認検査制度の根拠があると考えられる。

２－２　建築確認検査制度と問題意識

建築基準法では第６条で建築物の建築等に関する申請及び確認、第７条で建築物に関する完了検査及び第７条の３で建築物に関する中間検査について定め、これらと工事監理についての規定により設計段階から工事完了時までの建築物等の適法性確認が行われる。これらが相互にうまく機能することによって違反建築物の発生が防がれるという体制になっている。つまり、この制度が確実に運用されていれば、建築物の適法性、安全性等は確保されるはずである。

一方で、検査済証がありさえすればその建築物

は適法であり安全性の高い建築物といえるのかどうかという点に着目したときに、以下のような問題点があると考えられる。①検査済証取得後に申請をせずに増改築等を行ってしまっている建築物が存在すると言われていること、②中間検査がある場合を除き、工事完了後に現場検査で確認できることは目視できる範囲に限られていること、③特に木造２階建ての戸建住宅においては、その大部分が特例として、建築士の責任の下に審査の簡略化が行われているため、建築確認及び検査で確認している部分は限定的であることなどである。

特定行政庁等による完了検査で確認できない部分については、建築士等の資格者の工事監理により、その適法性・安全性は担保されるという制度にはなっているが、施工者等に意図的な手抜き等を行うインセンティブが働いているという点を考慮すると、このような制度は確実に機能するといいがたい。これらの問題点から、検査済証がある場合にも、その建築物が本当に安全なのかどうかは不明であり、危険な建築物が存在する可能性もある。つまり、検査済証が適法性や安全性を担保しているとはいえない可能性があるということである。

このような問題意識から今回の分析では検査済証に着目した。まず、建築基準法と建築確認検査制度が市場でどのように評価されているのかについて、検査済証の有無という観点から実証分析を行っていく。さらにその結果に基づき、今後、より安全で快適な建築物や都市を増やしていくため、さらに中古住宅流通市場を活性化していくために、建築基準法と建築確認検査制度はどのような役割を果たしていくべきかについて考察していきたい。

３　検査済証の有無が住宅市場に与える影響に関する実証分析

性質の違いから、３－１では建築基準法の単体規定（情報の非対称性対策）が戸建住宅成約価格に与える影響について、３－２では建築基準法の集団規定（外部性対策）が周辺の地価に与える影響について、それぞれ分析を行った。

３－１　建築基準法の単体規定（情報の非対称性対策）が戸建住宅成約価格に与える影響について

単体規定はその多くが建築物とそれを利用する人の安全性に関する規制であることから、それは建築主の利益となるものと考えられる。そのため、安全性を確保することは価格へと反映されるはずである。

（１）仮説

検査済証を取得している住宅は安全性が担保されているとすると、住宅価格の上昇をもたらす。しかし、その後の維持管理状態等が情報に反映されないため、中古住宅の取引については、その価格上昇効果が減少していくのではないか。

（２）データ内容

計測データは東京都多摩地域７市（多摩市、稲城市、狛江市、国立市、昭島市、東大和市、武蔵村山市）における戸建住宅を対象とした。

（３）推計モデル式

戸建住宅成約価格を被説明変数として、検査済証の取得の有無やその他住宅価格に影響を与えると考えられる要素を説明変数として推計モデル式を設定した。

戸建住宅成約価格（対数値）
$= \beta_0 + \beta_1$（検査済証有無ダミー）$+ \beta_2$（検査済証有無ダミー×新築ダミー）
$+ \beta_3$（築年数）$+ \beta_4 \sim \beta_9$（地域ダミー）$+ \beta_{10} \sim \beta_{13}$（用途地域ダミー）
$+ \beta_{14}$（防火指定有無ダミー）$+ \beta_{15}$（建物構造ダミー）$+ \beta_{16}$（敷地面積）
$+ \beta_{17}$（最寄り駅までの時間）$+ \beta_{18}$（建蔽率）$+ \beta_{19}$（中央線沿線ダミー）
$+ \beta_{20}$（京王線沿線ダミー）$+ \beta_{21}$（小田急線沿線ダミー）
$+ \beta_{22}$（駐車場有無ダミー）$+ \beta_{23} \sim \beta_{24}$（売買年次ダミー）$+ \varepsilon$

（４）分析結果

変数名	係数		標準誤差
検査済証有無ダミー	−0.03889	**	0.01673
検査済証有無ダミー×新築ダミー	0.04290	**	0.01675
築年数	−0.01783	***	0.00217
稲城市ダミー	0.14688	***	0.02116
：（その他）			

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

（5）考察

新築住宅売買時では検査済証の有無によって価格に影響がなかった。中古住宅売買時においては、検査済証を取得していない建築物は検査済証を取得した建築物よりも価格が高い傾向があるという仮説に反する結果がでた。これについては、検査済証は完了検査時点での適法性の証明であり、その後の履歴が不明であることから、新築時と比較しその価格上昇効果が薄れていることと、検査済証がないことにより、逆にその時点での適法性の証明が必要とされる場合があることによる影響が大きいのではないかと考えられる。検査済証を取得していないことにより、金融機関からの融資を受ける等のために売買時点での適法性証明が成されたこと、つまり、情報が新しく更新されたことによる価値が価格に反映されたと考えることが可能である。

３－２　建築基準法の集団規定（外部性対策）が周辺の地価に与える影響について

集団規定はその多くが建築物及びそこでの活動が周辺環境に及ぼす影響に関する規制であることから、建築基準法を遵守している建築物は違反建築物と比較して、周辺に与える負の外部性が小さいはずである。また、完了検査では目視可能な部分について検査を行っていることから、意図的に検査を受けていない場合には目視できる部分での違反の可能性が高い、つまり集団規定に違反している可能性が高いと考えられる。以上から、検査済証の有無を負の外部性の大小の代理変数として、検査済証の取得率が周辺地価へ与える影響について分析を行った。

（1）仮説

検査済証を取得している建築物は取得していない建築物に比べて、負の外部性が小さいため、検査済証取得率が高い地域は検査済証取得率が低い地域より地価が高くなる傾向がある。

（2）データ内容

計測データは東京都多摩地域３市（多摩市、稲城市、狛江市）における 2014 年度の公示地価ポイントからバッファ 100m以内における全建築物について、検査済証の有無を調査することにより、外部性対策の影響の分析を行った。

（3）推計モデル式

2014 年度の公示地価を被説明変数として、検査済証の取得の有無やその他公示地価に影響を与えると考えられる要素を説明変数として推計モデル式を設定した。

公示地価（対数値）
$= \beta_0 + \beta_1$（検査済証取得率）$+ \beta_2$（最寄り駅からの距離）
$+ \beta_3$（人口密度）$+ \beta_4$（道路幅員ダミー）
$+ \beta_5$（京王線沿線ダミー）$+ \beta_6$（多摩市ダミー）
$+ \beta_7$（稲城市ダミー）
$+ \beta_8 \sim \beta_{10}$（用途地域ダミー）
$+ \beta_{11}$（防火指定有無ダミー）
$+ \beta_{12} \sim \beta_{14}$（接道方位ダミー）
$+ \beta_{15}$（建蔽率）$+ \beta_{16}$（地積×容積率）
$+ \beta_{17}$（渋谷駅までの距離）$+ \beta_{18}$（間口長さ）$+ \varepsilon$

（4）分析結果

変数名	係数		標準誤差
検査済証取得率	−0.3244174	**	0.1488433
最寄り駅からの距離	−0.1059851	***	0.0186144
人口密度	0.1120958	***	0.0313479
道路幅員ダミー	−0.0322084		0.0505013
京王線沿線ダミー	0.1185178	***	0.0399363
多摩市ダミー	−0.7312124	***	0.2150664
稲城市ダミー	−0.4972281	***	0.1390899
：			
間口長さ	0.0473345		0.1063795

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

（5）考察

分析結果によると検査済証取得率が高い地域ほど地価が低い傾向があるという仮説とは異なる結果が得られた。

これらは、元々地価が高いような地域は、容積率を大きくすること等、建築基準法に違反するメリットが大きい地域であるからという可能性が高

い。一方で、このような結果になっていることは、検査済証の有無が負の外部性の大小を表す代理変数としてふさわしくなかった可能性も示唆している。つまり、単体規定に関する分析と同様、情報の劣化により、外部性の大小を適切に反映できていない可能性が考えられる。

３－３　考察のまとめ

３－１、３－２のどちらの考察においても共通して言えることは、以下のような理由から情報の質、その正確性や新しさという点において、検査済証が建築基準法の建前である安全性と適法性を表す適正なシグナルとして機能していない可能性が高いということである。つまり、そもそも建築物という商品の特性上、本当に基準に適合した品質が備わっているかについて判断することは著しく困難であるが、制度上、検査済証はこの目に見えない品質を保証するシグナルとしての機能を持つはずである。しかし、建築確認検査制度で確認できる部分には限界があることや情報が劣化していくことによって、適正なシグナルとして市場で評価されていない可能性が高いということである。これらを踏まえた上で、次に政策の方向性について提案を行いたい。

４　分析結果等に基づく政策提言

（１）確認検査制度のあり方について

単体規定については確認検査制度には限界があることを明確にした上で、安全性を高め、それを証明したい場合には、任意検査を行いその履歴を残す制度にしていくべきである。また、単体規定と集団規定の性質の違いから、官民の役割分担について整理していく必要があると考える。

（２）検査済証にかわる証明書の発行について

法的な位置付けを持たせた再検査制度と検査済証にかわる証明書の発行を時限的に認める制度を提案する。増改築を伴わない場合においても、その適法性を目視できる範囲において再検査し、情報更新と安全性、適法性確保の機会を提供した上で流通を促進していくべきである。

（３）任意検査市場の充実

中古住宅市場の活性化、また新築市場においても買い手が住宅の質の判断に主体的に関わっていけるような検査制度整備が必要だと考える。

（４）建築物に関する情報開示

建築時、施工時、完了時、そして維持管理状態までの情報の透明性、正確性を高め開示する体制整備が必要だと考える。

（５）保険制度について

具体的な保険制度設計等については、今後の検討課題として残るが、買主が安心して住宅購入、特に中古住宅を購入できるよう保険制度設計を促進していくべきだと考える。

５　今後の課題

本研究では建築基準法における確認検査制度について検査済証の有無という点に着目して分析を行った。現在ではその取得率は約９割に達している。しかし、検査済証を取得していることと実際の建築物が安全であるということは同じではなく、建築物の性質上、その品質を事後に確認することは容易ではない。また、建築基準法に適合するように設計し、その通りに施工しているつもりでも、施工技術の差などの問題も存在する。現在の最低基準を定めている建築基準法の水準の妥当性も含め、他の制度の効果等についても検証した上で、確認検査制度のあり方について引続き検討を行っていく必要がある。特に既存建築物においては、今後の検査技術の向上、検査項目の整備や既存不適格の遡及適用なども重要な課題として残されている。

最低基準に依存するのではなく、ある程度の裁量と責任をもたせることで、よりよい建築や都市が形作られるよう市場原理とまちづくりという双方の観点から建築基準法のあり方について議論を続けていくことが必要ではないだろうか。

論　文

知財コース

農産物の売上高向上と地域団体商標登録戦略について

～出荷量との関係に着目して～

〈要旨〉

「地域名」と「商品名」からなる商標を当該地域の産品等に用いて、地域ブランドとして当該地域経済の活性化に結びつけようとする取組みが増加している。地域団体商標を登録した団体からは、「登録をきっかけで模倣品対策や組織強化に効果があった」、「商標権は独占権なので安心してブランド展開が可能」という声が上がっており、様々な種類の商品・役務について登録されている。

本研究では、農産物を題材に選び、地域団体商標登録の効果について検討した。その結果、登録は出荷量の増加に効果があり、登録後の経過年数と共にその効果が増加し、もともとの出荷量が大きいほどその効果も大きくなることが、実証分析で示された。

本分析を踏まえ、①地域団体商標登録申請のための周知性を証明可能で登録による効果が費用を上回ることを見込まれる団体は、早めの申請が望ましいこと、②本制度のより一層の周知が望ましいこと、③登録の効果が大きい生産規模の大きい生産者団体への確実な周知を提言した。

2017 年 2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム　知財コース
MJU16707 須澤 健太郎

目次

1. はじめに ····· 93

2. 制度の概要 ····· 93

3. 研究の背景 ····· 97

4. 研究のアプローチ····· 98

5. 計量分析 ····· 98

6. 考察 ····· 104

7. 提言 ····· 107

8. 謝辞 ····· 108

9. 参照文献 ····· 108

(補足)ゲーム理論を用いた分析····· 110

1. はじめに

特色ある地域づくりの一環として振興されている地域ブランドを商標権として保護し、地域活性化に資するために 2005 年に商標法が改正され、2006 年に地域団体商標制度が設立された。地域ブランドは地域名と商品・役務名から構成されるものが多いが、同改正以前の商標法においては、地域名と商品名からなる商標について全国的な知名度を有する場合や他の図形等と組み合わせた場合でない限り、商標登録が認められておらず、発展段階におけるブランドを保護するのに必ずしも適切な制度となっていないと指摘されていた。これを受けて、地域名と商品・役務名から構成される商標について、一定の範囲で周知となった場合には、一定の要件を満たしている団体に「地域団体商標」として登録を認めると共に、その商標を使用していた第三者の営業活動の支障とならないよう、商標権の効力について一定の制限を設けるものが、2005 年の商標法改正である。

2017 年 1 月 31 日現在で 600 件の地域団体商標が登録されている。

2. 制度の概要

制度の概要については、「特許庁総務部総務課制度改正審議室(2005)平成 17 年商標法の一部改正産業財産権法の解説」と特技懇 276 号を参考にした。産業構造審議会知的財産製作部会での議論を中心に記す。

2-1. 地域ブランドの定義と検討の背景

(1)地域ブランドと地域ブランド化

2005 年の商標法改正以前から、地域の事業者が協力して、当該地域の自然、歴史、風土、文化、社会等に関連性を要する特定の商品の生産又は役務の提供を行う取組み(地域ブランド化)が全国的に盛んになっており、こうした取組みを支援する地方公共団体等の動きが活発化するなど、地域ブランドに対する期待が急速に高まっていた。このような取組みは、一定の地域内において、特定の商品・役務の販売提供に携わる者が協力し、これらの商品・役務について地域名を付した共通のブランド(地域ブランド)を用いて生産販売等を行うものであり、地域ごとの独自の創意工夫をもとに需要者の認知を高め、商品・役務の内容の高度化と差別化を図り、付加価値を高めていこうとするものである。

(2)検討の背景

地域ブランド化の取組み事例を見ると、地域名に商品・役務名を加えたブランドが数多く商標として用いられている。

しかしながら、2005 年改正前の商標法では、一定の要件を満たす場合を除き、商標登録を受けることはできないと考えられていた。2005 年改正前商標法第 3 条第 1 項第 3 号には、「その商品の産地、販売地、品質、原材料、効能、用途、数量、形状(包装の形状を含む。)、価格若しくは生産若しくは使用の方法若しくは時期又はその役務の提供の場所、質、提供のように供する物、効能、用途、数量、態様、価格若

しくは提供の方法若しくは時期を普通に用いられる方法で表示する標章のみからなる商標」は、商標登録を受けることができない旨を規定している。そのため、地域ブランド化の取組みにおいて、「地域名」と「商品・役務名」とを組み合わせた名称を文字商標として使用しようとしても、通常の名称とは異なり、原則として、そのままの形で登録を受けることができなかった。これは、地域名と商品・役務名のみからなる商標が一般的には出所表示としての機能を果たしにくいとされており、また、このような表示については社会通念上特定の者の独占になじみにくく、その使用の機会を可能な限り多くの事業者に開放しておくことが適当であるとされているためであった。

以上の考え方にかかわらず、以下の 2 つの類型に該当する場合には、商標登録が可能になっていた。

①外形上識別力のない文字商標であっても、事業者が実際に使用した結果、全国の当該商品・役務の需要者との関係において出所表示機能を獲得した場合(第 3 条第 2 項)。これは、こうした場合においては、当該商品・役務について生じた出所表示機能とそれに付帯する信用を保護する必要があることと、出所表示機能を現に獲得した者についてその独占を認めることに相当な合理性が認められるとの理由による。

表 1 第 3 条第 2 項に基づく登録例

権利者: 岩手ふるさと農業協同組合 登録番号: 4076636	前沢牛
権利者: 夕張市農業協同組合 登録番号: 2591068	夕張メロン

②文字商標だけで登録するのではなく、識別力のある図形等(マーク)と組み合わせた場合。これは、こうした場合においては、当該図形等について出所表示機能が認められるとの理由による。

表 2 識別力のある図形とともに地域の名称と商品の名称が用いられている商標登録例

権利者: 小田原蒲鉾協同組合 登録番号: 4734753	
権利者: 草加煎餅協同組合、草加地区手焼煎餅協同組合 登録番号: 4224361	

しかしながら①の場合は、全国大の需要者との関係で出所表示機能を獲得するためには、多額の投資及び長期間の営業努力が必要となり、文字商標として登録できるまでの間に生じた付加価値に着目した第三者の便乗使用がなされるおそれがあった。2005 年改正前の商標法上文字商標の登録が出来ない以上、こうした便乗使用に対して、有効な対策が取りにくく、結果として全国の当該商品の需要者との関係において出所表示機能を獲得することは困難となり、第 3 条第 2 項に基づく文字商標の登録は出来ないこととなっていた[1]。

また、②の場合は、他社が当該図形等の部分を意図的に別の図形等に変えて地域ブランドを使用する場合や、単に文字のみで当該地域ブランドを便乗使用する場合に商標権の効力を及ぼしえないことになる。

よって、2005 年改正前の商標法では、地域ブランドの便乗使用に対して十分な保護を与えられることが困難だった。

2-2. 登録の効果と担い手

(1)登録の効果

商標法に基づく権利の登録は、法が本来直接的な保護法益としている商標の使用をするものの業務上の信用の保護以外にも、商標権の保有に伴う様々な副次的効果が存在する。

- ✓ 登録商標の使用により、より多くの事業者の参加が期待される。
- ✓ 商標権取得を機に、商品・役務の品質の統一又は向上についての事業者の意識が高まる。
- ✓ 組合等が定めた品質基準を満たさない類似商品が広く流通することにより普通

[1] 夕張市農協によれば、夕張メロンの生産開始(1960 年)以降比較的早い段階(5～10 年後)には、既に市場に「夕張メロン」と称する類似品があらわれはじめた。同農協は商標権取得の重要性に気づき登録を検討したが文字での商標権取得は困難なため最初に登録された商標(1977 年)は、「図形(メロンの形状)」であった。同農協は市場での掲示や出荷箱に対しても権利行使しやすいように文字での商標件取得を働きかけたが第 3 条第 2 項の基準を満たさないとして 2 度拒絶査定を受け、3 度目の出願(1993 年)でようやく登録が認められた[出典: 特許庁総務部総務課制度改正審議室(2005)平成 17 年商標法の一部改正産業財産権法の解説 65 ページ]。

名称化することを防止することが出来る。

(2)担い手

ブランド化は商品について直接的に責任を有する事業者が自ら管理するケースが最も一般的であり、地域ブランド化の取組みにおいては、その担い手となっている主体は、ほとんどが農産品については農業協同組合、工業品については工業協同組合等、事業者を構成員とし設立された団体である。

なお、地域内の何らかの公的機関(地方公共団体、財団法人、商工会等)が地域ブランド化に積極的に参加・応援している例もあるが、公的機関の役割は、製品が一定の基準を満たしていることを認証することであることが多く、自ら商品・役務の生産・提供の主体となっているものではない。

2-3. 地域ブランドの保護制度について

以上を踏まえ、地域ブランドの保護制度の基本的考え方は、以下のとおりとなった。

① 事業者や地域からのニーズ等を踏まえると、地域ブランド化の取組みの結果、全国の需要者との間では十分な出所識別機能を有しているとは言えない段階であっても、ある程度需要者間に出所の識別がなされるようになったものについては、他者の権利を不当に制限しないことに留意しつつ、商標登録できるような商標制度を導入する。

② 指定商品・指定役務の範囲を厳格に規定する観点から、「地域名」と「商品・役務名」とからなる地域ブランド(地名入り文字商標)とし、また、他の事業者との関係から、実績として需要者の間に一定の出所表示機能を現に果たしているものを対象とする。

③ 通常の商標の登録基準によっては排他的独占権を与えるに達しないものであるから、登録の主体については、一事業者ではなく生産者等を構成品として自ら商品・役務の生産・提供を行っている団体とする。また、構成員以外の事業者も商標を使用したいという要請に応えるため、加入自由性を持つ団体(事業共同組合等)に限る。

④ 上記のような団体に商標登録を認めた場合でも、既に使用実績のある第三者の活動を不当に阻害しないことが必要なので、第三者に先使用権を認め、基本的に自己のためである限りそれまでの商標を使っての自由な活動を引き続き可能とする。

⑤ 商標法において、「地域名」と「商品・役務名」の組み合わせが商標・役務の三地名表示や原材料表示として用いられている場合には商標権侵害とならないのは、通常の商標の場合と同様である。

⑥ 商標法は、一定の商標を使用した商品・役務の出所を識別させるのを目的とする識別法であり、当該商品・役務の優位性や品質を行政庁が保証する性格のもので

はないことに留意する。

2-4. 2005 年商標法改正の概要

2005 年の商標法改正において、地域の名称及び商品・役務の名称からなる商標について、地域の密接な関連性を有する商品・役務に使用され、需要者の間に広く認識されている場合には、事業協同組合その他の組合による地域団体商標の登録を可能とした。商標登録出願前からの商標使用者については、先使用権を認めることとした。また、地域団体商標の登録要件を満たさない場合は、異議申し立て及び無効審判を請求できることとした。

2-5. 地域団体商標の登録主体の拡充

地域団体商標を利用できる登録主体については、従来、法人格を有する事業協同組合その他の特別の法律により設立された組合又はこれらに相当する外国の法人であり、設立根拠法において構成員たる資格を有する者の加入を不当に制限してはならない旨(加入の自由)が規定されているものに限られていた。しかし、近年見られる商工会、商工会議所及び NPO 法人が、いわゆる「ご当地グルメ」といった地域ブランドの普及の担い手となっている事例について、新たに上記組合に該当する団体を設立するか、又は、上記組合に該当する団体を出願人とするように地域内で調整をしなければならず、結果的に、地域ブランドの名称の保護が困難又は遅れてしまっているという問題が存在した。

また、商標権として保護されていない地域ブランドについては、一定の顧客吸引力を有するが故に、その名称の不正使用がなされ、本来の地域ブランドやその普及の担い手の評判が不当に貶められる事態も発生していた。そこで、商工会、商工会議所及び NPO 法人が普及に取組む地域ブランドについても、地域団体商標として早期に保護することができるよう、地域団体商標の登録主体として、商工会、商工会議所及び NPO 法人並びにこれらに相当する外国の法人が追加された(2014 年商標法改正)。

3. 研究の背景

温泉地の地域団体商標登録の効果については、産業の発達に寄与していないどころか、取得していないところと比較してマイナスの影響があることを示す研究が存在する[2]。

温泉地の地域団体商標の登録がマイナスの影響の要因として、取得している温泉旅館組合より高い役務の質を持つ業者が参入しようとする場合商標権そのものが存在することで参入障壁となっている可能性が、同研究では示されている。高い質の業者が参入したい場合、商標権を取得していない競争市場ならば問題はないが、取得していることによって参入できない・しない戦略をとることになれば、消費者にとって損益が発生する場合が

[2] 佐藤洋介「地域団体商標権は地域ブランドの発達に寄与しているか」2012 年度政策研究大学院大学修論

問題であると、同研究では述べられている。

同研究では、地域団体商標に役務として登録されている商標の中で、温泉地の特徴は、行かなければ消費できないことにあると述べられている。つまり、温泉の源泉から離れたところで、役務として第三者が温泉を提供するのは考えにくいということである。しかしながら、商品・役務の提供が、源泉若しくは原産の場所から離れていても可能な場合、その商品・役務の登録の効果が異なる結果につながる可能性があると考えた。そのような商品・役務の例として、農産物を挙げることができる。仮にある地域で農産物の地域団体商標が登録されたからといって、他の地域での同じ種類の農産物の生産は禁じられないし、また、生産された農産物については日本国内全国で流通されるので、農産物は温泉地とは商品・役務としての特徴が異なる。よって、温泉地とは商品・役務上異なる特徴を持つ農産物を題材に、その地域団体商標登録効果について研究することにした。

4. 研究のアプローチ

地域団体商標登録の効果について、下記の三仮説を想定した。計量分析、生産者団体へのヒアリング及びゲーム理論を用いてその仮説を検証した。

① 登録は、出荷量の増加に有効ではないか。

② 登録後年数が経過するほど、その効果が大きくなるのではないか。

③ もともと出荷量が大きい団体ほど、登録の効果が大きくなるのではないか。

想定した仮説について、計量分析、生産者団体へのヒアリング及びゲーム理論を用いて検証した。

5. 計量分析

5-1. 計量分析に使用したデータ

計量分析に使用したデータを以下に示す。

- ✓ 商品: みかん。みかんについては、地域団体商標登録をしている生産者団体(農業協同組合。以下農協と記載する)が複数存在し、かつ同一県内で商標を登録している農協と登録していない農協が存在しているためである。
- ✓ 使用したデータ: 生食用みかんの農協別出荷量(2004 年度以降卸売市場向け)の、2004 年度出荷量(卸売市場向け)に対する比率。地域団体商標は 2006 年度に設立された制度のため、2004 年度以降の出荷量データを使用した。研究の趣旨からすれば売上高のデータを使うべきであるがデータを入手できなかったため、本研究ではその代理変数として出荷量を使用した。
- ✓ データ入手先の農協: 地域団体商標を登録している農協 5 組合と、所在地が同一県にあるもののみかんを地域団体商標登録していない農協 8 組合の計 13 組合。なお、この 13 組合の所在地は、静岡、愛知、和歌山、愛媛の 4 県である。

計量分析に使用したデータの基本統計量を表 3 に示す。

表 3 計量分析に使用したデータの基本統計量

変数	意味	観察数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
ratio	被説明変数 農協出荷量対 2004 年度比	156	0.854	0.203	0.370	1.43
rtm_acq	地域団体商標登録ダミー	156	0.276	0.448	0	1
years_passed	地域団体商標経過年数	156	1.38	2.68	0	10
pro	農協規模	156	1.29	1.19	0.149	4.11
d2004	2004 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2005	2005 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2006	2006 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2007	2007 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2008	2008 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2009	2009 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2010	2010 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2011	2011 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2012	2012 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2013	2013 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2014	2014 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
d2015	2015 年度ダミー	156	0.0833	0.277	0	1
dsz	静岡ダミー	156	0.231	0.423	0	1
dach	愛知ダミー	156	0.154	0.362	0	1
dwak	和歌山ダミー	156	0.231	0.423	0	1
dehm	愛媛ダミー	156	0.385	0.488	0	1
ay	経過年数	156	5.5	3.46	0	11

5-2. 計量分析結果

地域団体商標を登録した農協のみについて、登録前と登録後の出荷量データを比較するだけでは、時間のトレンドの影響を除去できない。そのため、登録していない農協の時系列のデータも併せてパネルデータを構築し、時間のトレンドをコントロールした上で、固定効果モデルを用いて登録の効果を測定した。結果は次のとおりである。

(1)仮説①の検証

推計式: $ratio = \beta_0 + \beta_1 rtm\_acq + \Sigma \beta_{4i} dA_i + \Sigma \beta_{5k} dB_k \times ay + u$

$\beta_1 rtm\_acq$ がトリートメント説明変数であり、$\Sigma \beta_{4i} dA_i + \Sigma \beta_{5k} dB_k \times ay$ がコン

トロール説明変数である。年度による出荷量の増減は年次ダミーで、県ごとの出荷量のトレンドの違いは県トレンドで、コントロール可能である。

各変数の意味は次のとおりである。

- ✓ ratio(被説明変数): 農協出荷量対 2004 年度比。i 年度の j 農協の出荷量÷2004 年度の j 農協の出荷量。
- ✓ rtm_acq: 地域団体商標登録ダミー。i 年度において j 農協が地域団体商標を登録していれば 1、していなければ 0。
- ✓ dA_i: 年度ダミー。i 年度であれば 1、i 年度でなければ 0 のダミー変数。(年度: 2004～2015)
- ✓ $dB_k \times ay$: 県トレンド。静岡、和歌山、愛媛の 3 県(愛知を除く)。年度ダミーが含まれており、完全な多重共線性が生じるため。

推計結果は表 4 のとおりである。

表 4 仮説①の推計結果

説明変数	意味	係数	標準偏差	t 値	P 値
rtm_acq	地域団体商標登録ダミー	0.0941**	0.0369	2.55	0.012
d2005	2005 年度ダミー	0.141***	0.0393	3.57	0.001
d2006	2006 年度ダミー	-0.308***	0.0417	-7.39	0
d2007	2007 年度ダミー	0.0147	0.0436	0.34	0.737
d2008	2008 年度ダミー	-0.248***	0.0469	-5.3	0
d2009	2009 年度ダミー	-0.127**	0.0498	-2.55	0.012
d2010	2010 年度ダミー	-0.441***	0.0532	-8.3	0
d2011	2011 年度ダミー	-0.280***	0.0578	-4.85	0
d2012	2012 年度ダミー	-0.377***	0.0617	-6.11	0
d2013	2013 年度ダミー	-0.345***	0.0659	-5.23	0
d2014	2014 年度ダミー	-0.406***	0.0702	-5.78	0
d2015	2015 年度ダミー	-0.518***	0.0747	-6.93	0
dsz×ay	静岡県トレンド	0.0183**	0.00760	2.4	0.018
dwak×ay	和歌山県トレンド	0.0269***	0.00759	3.54	0.001
dehm×ay	愛媛県トレンド	0.00571	0.00712	0.8	0.424
_cons	定数項	1***	0.0275	2.31	0

R^2= 0.7568、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

地域団体商標登録は、出荷量増加と正の相関を持つ。

(2)仮説②の検証

推計式: $ratio = \beta_0 + \beta_1 rtm\_acq + \beta_2 years\_passed \times rtm\_acq + \Sigma \beta_{4i} dA_i$

$+ \Sigma \beta_{5k} dB_k \times ay + u$

$\beta_1 rtm\_acq + \beta_2 years\_passed \times rtm\_acq$ がトリートメント説明変数であり、

$\Sigma \beta_{4i} dA_i + \Sigma \beta_{5k} dB_k \times ay$ がコントロール説明変数である。

ratio(被説明変数): (1)の定義と同様である。

各変数の意味は次のとおりである。

- ✓ rtm_acq: (1)の定義と同様である。
- ✓ years_passed: 地域団体商標経過年数。j 農協の地域団体商標が登録された年度を 1 とした経過年数。未登録の年度は 0。

推計結果は表 5 のとおりである。

表 5 仮説②の推計結果

説明変数	意味	係数	標準偏差	t 値	P 値
rtm_acq	地域団体商標登録ダミー	0.0155	0.0440	0.35	0.726
years_passed ×pro	地域団体商標経過年数 ×農協規模	0.0221***	0.00720	3.06	0.003
d2005	2005 年度ダミー	0.140***	0.0381	3.68	0
d2006	2006 年度ダミー	-0.295***	0.0406	-7.27	0
d2007	2007 年度ダミー	0.0223	0.0423	0.53	0.598
d2008	2008 年度ダミー	-0.241***	0.0423	-5.31	0
d2009	2009 年度ダミー	-0.127***	0.0483	-2.64	0.009
d2010	2010 年度ダミー	-0.448***	0.0516	-8.69	0
d2011	2011 年度ダミー	-0.290***	0.0561	-5.17	0
d2012	2012 年度ダミー	-0.395***	0.0601	-6.58	0
d2013	2013 年度ダミー	-0.345***	0.0644	-5.76	0
d2014	2014 年度ダミー	-0.441***	0.0690	-6.39	0
d2015	2015 年度ダミー	-0.561***	0.0737	-7.62	0
dsz×ay	静岡県トレンド	0.0227***	0.0074997	3.02	0.003
dwak×ay	和歌山県トレンド	0.0208***	0.00761	3.73	0.007
dehm×ay	愛媛県トレンド	0.00696	0.00691	1.01	0.316
_cons	定数項	1***	0.0267	37.49	0

R^2= 0.7735、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

表 3 に示される出荷量と経過年数の関係について、図 1 に示す。

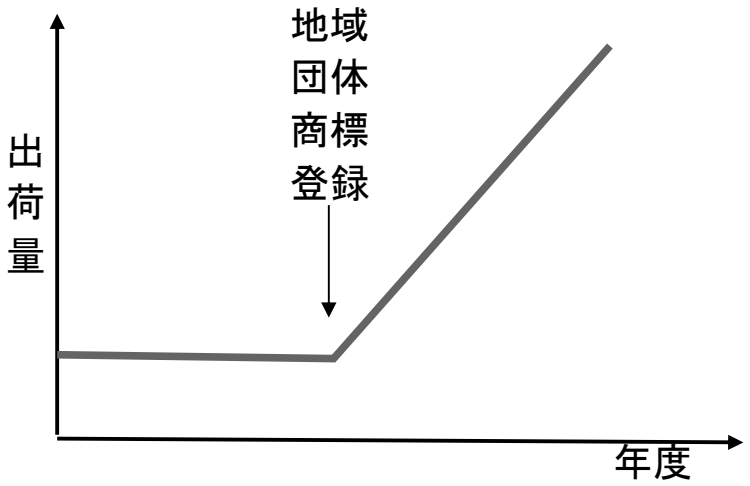


図 1. 地域団体商標登録後の経過年数と出荷量の関係

地域団体商標登録直後には出荷量は増加しないものの、登録後に 2%/年ずつ増加することが推計された。

(3)仮説③の検証

推計式: ratio = β_0 + β_1 rtm_acq + $\beta_3$years_passed×pro + $\Sigma\ \beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\ \beta_{5k}dB_k$ ×ay + u

$\beta_1$rtm_acq + $\beta_3$years_passed×pro がトリートメント説明変数であり、$\Sigma\ \beta_{4i}dA_i$ + $\Sigma\ \beta_{5k}dB_k$ ×ay がコントロール説明変数である。

各変数の意味は次のとおりである。

ratio(被説明変数): (1)の定義と同様である。

rtm_acq: (1)の定義と同様である。

years_passed: (2)の定義と同様。

pro: 農協規模。2006 年度の農協の出荷量(単位: 1 万 t)。

推計結果は表 6 のとおりである。

表 6 仮説③の推計結果

説明変数	意味	係数	標準偏差	t 値	P 値
rtm_acq	地域団体商標登録ダミー	0.0360	0.0401	0.9	0.371
years_passed ×rtm_acq	地域団体商標経過年数 ×農協規模	0.00712***	0.00223	3.19	0.002
d2005	2005 年度ダミー	0.144***	0.0380	3.78	0
d2006	2006 年度ダミー	-0.292***	0.0406	-7.2	0
d2007	2007 年度ダミー	0.0298	0.0424	0.7	0.483
d2008	2008 年度ダミー	-0.230***	0.0456	-5.04	0
d2009	2009 年度ダミー	-0.110**	0.0484	-2.28	0.024
d2010	2010 年度ダミー	-0.426***	0.0516	-8.25	0
d2011	2011 年度ダミー	-0.263***	0.0561	-4.7	0
d2012	2012 年度ダミー	-0.363***	0.0598	-6.07	0
d2013	2013 年度ダミー	-0.333***	0.0637	-5.23	0
d2014	2014 年度ダミー	-0.398***	0.0679	-5.86	0
d2015	2015 年度ダミー	-0.513***	0.0721	-7.11	0
dsz×ay	静岡県トレンド	0.0173**	0.00735	2.36	0.02
dwak×ay	和歌山県トレンド	0.0186**	0.00777	2.39	0.018
dehm×ay	愛媛県トレンド	0.00275	0.00694	0.4	0.692
_cons	定数項	1***	0.0266	37.6	0

R^2= 0.7748、サンプル数 156

***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%

表 6 に示される、出荷量と経過年数と農協規模の関係について図 2 に示す。

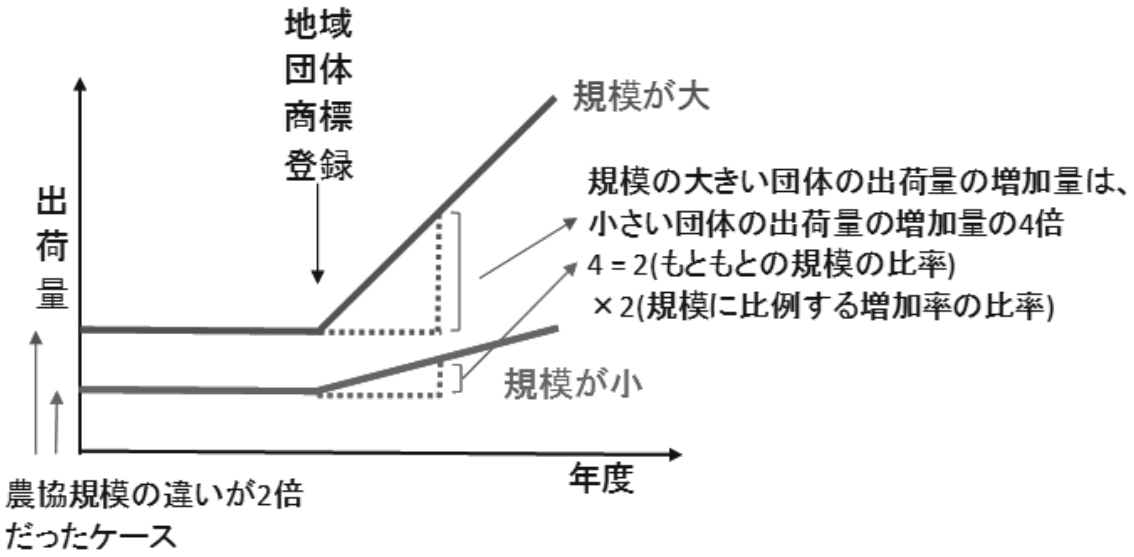


図 2. 地域団体商標登録後の経過年数、農協規模と出荷量の関係

地域団体商標登録直後には、出荷量は増加しないものの、登録後の年数経過と共に効果は増大し、増大する効果は農協規模が大きいほど大きくなることが推計された。

6. 考察

6-1. 登録と出荷量増加の関係

5-1. で述べたとおり、地域団体商標の登録と、出荷量の増加には正の相関がある。しかしこれは因果関係を明示するものではない。ただ、本研究の実証分析結果からは、登録が出荷量の増加をもたらしたと考えるのが妥当である。

正の相関から想定されるシナリオとしては、I)地域団体商標登録が出荷量の増加をもたらした(仮説のシナリオ)、II)地域団体商標の登録前は出荷量が増加傾向にはないが、将来の出荷量増加を見込んだ農協が、地域団体商標を登録した、III)地域団体商標登録前から出荷量が増加傾向にあった農協が、将来の出荷量の継続的な増加を見込んで地域団体商標を登録した、を考えることができる。これらの 3 シナリオのうち、II)と III)だけでは説明がつかない事象が観察されたため、I)の効果は存在すると考えることが可能だからである。II)と III)の可能性が低いことを以下に述べる。

まず、II)について述べる。5-2. (2)の仮説②の検証結果で述べた、地域団体商標登録後に出荷量が経年で増加するという推計結果も参照しながら排除可能性を検討した。農協が将来の出荷量の増加を見込めるのであれば、仮説②の検証結果と整合性がある。しかし、農協が将来の出荷量の予測をするのは難しいと考えた。なぜなら、みかん生産については、農林水産統計の記述から、生育過程に適した気温、降雨量、台風等の気候の影響を受けやすいことが推計されるからである[3]。みかんの収量及び品質両方が影響

[3] 農林水産省近畿農政局和歌山地域センター(2014)農林水産統計平成 25 年産みかんの結果樹面積、収穫量及び出荷量

を受ければ、市場への出荷可能量も影響を受ける。出荷量に影響を与えるような気候の変化を予測するのは、現状では困難と考えた。よって、将来の出荷量の予測が不可能とするのが現実的であると考えたため、II)が地域団体商標取得後経過年数の係数に影響を及ぶす可能性は低い。

次に III)について述べる。本来であれば、各農協の出荷量のトレンドは異なるかもしれないため、各農協の出荷量のトレンドをコントロールして、地域団体商標を登録した農協について、登録前の出荷量増加トレンドを上回るような登録後の出荷量増加トレンドがあることを検証する必要があった。しかし、入手したデータ数の制約から 5. に記載した以上の説明変数を設定することができなかったため、表 4～6 に記載の各県トレンドを設定し、県ごとのトレンドをコントロールした。県トレンドで各農協の出荷量トレンドをコントロールするためには、出荷量の変化のトレンドが同一県内の農協であれば大きく変わらないことが必要になる。入手した出荷量のトレンドは同一県内の農協間で大きな変化はなかった。また、みかんの生産は気候に影響されるが、本研究の対象とした農協の所在する県の気候については、県内に複数の気候帯が存在することがなく[4]、県内で大きな差がないと考えられため、同一県内のみかんの出荷量のトレンドが農協間で大きく異なる可能性は低い。つまり、入手したデータから得られた知見と整合性がある。本研究では県トレンドでのコントロールで農協トレンドをコントロールできたと見なせ、III)についてはコントロールできている。

以上の議論より II)と III)が理由で地域団体商標取得後経過年数の係数が正になる可能性を排除できたので、I)の妥当性について議論する[5]。出荷量の増加は、商標権の登録効果が事業用に購入する消費者に商標権の効力と、商標の 3 機能(出所表示機能、品質保証機能、及び広告宣伝機能)が機能し、消費者の需要が増えたためと考えるのが妥当である。

一般消費者がみかんを買う際には、購入対象のみかんが地域団体商標に登録しているかは意識せず購入していると考えられる[6]が、一般消費者より事業用に購入する消費者に訴求したと考えることが可能である。農協へのヒアリングで、訴求力は最終消費者よりその農産物を購入する食品メーカーに対して大きいと聞いた事実と、特許庁へのヒアリングにおいて、伝統産業品の百貨店納入の際に生産者が百貨店に登録を求められた例があると聞いた事実[7]と照らし合わせると、そのように考えるのが妥当である。

---

[4] Peel, M. C., Finlayson, and McMahon, (2007) “Updated world map of the Koeppen-Geiger climate classification Hydrol. Earth Syst. Sci., Copernicus Publications 11, 1633-1644

[5] 実証分析手法に起因する限界が存在する。実証分析においては、実際に地域団体商標を登録している農協と、していない農協のデータを使用している。そのため、表 4 の係数が、実際には登録していない農協が仮に登録したとした場合において、そのまま当てはまるとは限らない。

[6] スーパーに並べられている地域団体商標を取得した農協から出荷されたみかんを頻繁に目にはするものの、パッケージに地域団体商標取得を明示されたケースを筆者は見たことがないため。複数のスーパーで、地域団体商標登録済みの複数の農協の出荷品についての経験。

[7] 伝統産業品は農産物ではないが、商品が現産地から離れた場所で提供可能であり農産物に近い性質を持つと考えたため、伝統産業品に関連するヒアリング内容を参考にした。

次に、この I)が商標の効力と商標の 3 機能からどのように説明可能か検討した。そのために、商標の効力と 3 機能について触れることとする。

商標権の効力については、商標法 25 条に規定され、他人のその使用を禁止、排除することができるようになっている[8]。商標権の効力により、地域ブランドの持つ信用にただ乗りし商標権を侵害する生産者を市場から退出させやすくなれば、ブランドの毀損が生じなくなり消費者需要が増え、出荷量の増加に効果があると考えた。商標権の効力が発揮された事例として、ヒアリングで聞いた農協名入りのダンボールがホームセンターで売られていたのを地域団体商標登録後に差止めたという事例を挙げることができる。商標権の効力が発揮された事例があることを踏まえると、商標権の効力が需要の増加に繋がると考えることに妥当性がある。

加えて、3 機能の概要について触れる。紋谷によれば、3 機能(出所表示機能、品質保証機能、広告宣伝機能)とは次のような機能である。商標の出所表示機能とは、当該商品・役務の提供者の製造、販売または提供にかかる商品・役務であることを表示する機能であり、商標が商品・役務を識別することによって、間接的にその出所を表示するものである。品質保証機能については、商品・役務の優秀性ないし特異性について同一商標が付されているものにはつねに同一であることを消費者が期待し、他方事業者も、出所表示機能のきずなで結ばれた顧客の維持強化のために、消費者のこの期待にこたえて努力するという効果を持ち、当該商品・役務の提供者に期待された事実上の機能である。広告宣伝機能については、商品・役務に使用されることによって消費者に記憶され商品・役務の広告作用を伴う機能である。商標はこれらの 3 種の機能を有し、使用されることを通じてこれらの機能が現実に発揮され、顧客吸引力を獲得して財産的価値を帯有し、かつ、消費・役務の販売促進、すなわちみかんの場合であればみかんの出荷量増加に寄与するものとされている[9]。

これらの 3 機能を厳密に分離するのは困難と思われるが、地域団体商標において機能が働いた例を、ヒアリング内容から紹介したい。上述の、伝統産業品の百貨店への納入時に登録を求められた事例は出所表示機能と品質保証機能が機能した例と考えるのが妥当である。加えて、他のみかん産地が県内にある中で、他との差別化要因として地域団体商標を登録している点が評価され、学校給食に使用されたという事実[10]についても、これは安全安心が望まれる給食において、出所表示機能と品質保証機能とが機能した事例と考えた。

最後に、広告宣伝機能について考える。地域団体商標登録によって、テレビ等のメディアに取り上げられる回数が増えた旨複数の農協からヒアリングで聞いた。メディアで取り上げられる回数が増えれば、消費者の認知度が高まるので、広告宣伝機能が機能

[8] 特許庁(2012)工業所有権法(産業財産権法)逐次解説[19 版], 1372-1373
[9] 紋谷暢男(2012)『知的財産権法概論第 3 版』, 42-43
[10] 経済産業省 特許庁 (2016) 地域団体商標事例集, 34

した事例と考えることが可能である。よって、商標権の効力及び商標の 3 機能の発揮が需要の増加に繋がると考えることができる。

以上より、実証分析において内生性が存在した可能性を排除できた。想定したシナリオ I)については、商標制度の効力や 3 機能、ヒアリングで聞いた内容とも整合性が取れているため、地域団体商標の登録が出荷量の増加にプラスの効果を持つと考えた。

6-2. 経過年数と出荷量増加の関係

地域団体商標の登録の効果が浸透するには時間がかかるため、登録後の年数経過と共に、認識する消費者が増え、出荷量増加に繋がったと考えた。時間がかからないのであれば、登録直後に地域団体商標登録のみの効果が現れるはずである。しかしながら、実際には表 5 のとおり地域団体商標取得ダミーが正の値、若しくは負の値を取ることは 5%有意水準で棄却されるとともに経過年数の増加と共に効果が毎年増えていくことが 1%有意水準で推計されていることから、登録後の年数が経過するごとに、消費者の認知が増え、出荷量増加に繋がると考えるのが妥当である。

6-3. 生産者の規模と出荷量増加の関係

表 6 に示す結果から、出荷量が大きく消費者が商品を目にする機会が多くなればなるほど、登録の効果は消費者に浸透しやすいため、広告宣伝機能により出荷量の増加に繋がると考えるのが妥当である。

この結果はゲーム理論を活用した農協の行動分析と併せると、地域団体商標を登録済みの農協の出荷量は大きい傾向にある事実[11]を説明できる。規模が大きい農協は登録し小さい農協は登録しないという均衡点があることを、行動分析は示した[12]。仮説③の検証により示された規模が大きいほど出荷量の増加率が大きいという傾向と併せると、現在から将来に渡る期間の利益については、規模が大きい農協のほど登録による効果を得やすいことを暗示しているため、実際に登録している農協の規模が大きいという事実と一致する。

7. 提言

考察結果を受け、下記のとおり提言する。

① 登録後の経過年数と共に出荷量が増加する効果は増えるため、商品・役務の周知性を説明でき、また、登録による効果が登録の費用を上回ることを期待できる生産者団体は、地域団体商標を早めに申請することが望ましい。ゲーム理論で示されたとおり、出荷量が小さい場合、登録にかかる費用(費用は会計上の費用ではなく、機

[11] 今回収集したデータの範囲では、地域団体商標を登録している農協の出荷量は、各県の農協の出荷量の中で最大となっている。
[12] ゲーム理論を用いた分析については、補足に記載。

会費用)が登録によるメリットを上回る可能性が、出荷量が大きい場合より高くなる可能性がある。団体の規模を考慮し、登録の意思決定することが望ましい。

② 特許庁は、その成功事例等を活用してその効果に対する理解をより増進するような形で、本制度の周知を深化させることが望ましい。登録していない農協のヒアリングで、制度そのものや、効果が知られていないことがわかったためである。

③ 出荷量の大きい団体のほうがその登録の効果が大きいため、出荷量の大きい団体へ確実に周知される必要がある。

8. 謝辞

本論文の作成に当たっては、プログラムディレクターの福井秀夫教授、森岡拓郎専任講師(主査)、二階堂恭弘准教授(副査)、玉井克哉客員教授(副査)、日高賢治客員教授(副査)、小川博雅助教授、安藤至大客員准教授、紋谷崇俊先生をはじめ、まちづくりプログラムならびに知財コースの学内・客員の先生方から丁寧なご指導と貴重なアドバイスを頂きました。感謝申し上げます。

また、ご多忙中な業務の中、地域団体商標制度について丁寧にお話いただいた、特許庁審査業務商標課地域団体商標・小売等役務推進室の皆様、農産物の出荷に関する質問表にご回答いただきヒアリング等にお時間を割いていただきご対応いただいた、各農業協同組合・商工協同組合の皆様、一般社団法人食品需給研究センターのご担当者様にも、深く御礼申し上げます。

加えて、貴重な一年間を共に過ごし、励ましあい、切磋琢磨した 2016 年度まちづくりプログラムの同期の皆様に、感謝申し上げます。

最後に、政策研究大学院での貴重な研究の機会を与えていただいた派遣元に感謝申し上げるとともに、学生生活を支えてくれた家族に感謝します。

なお、本稿は、筆者個人の見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における内容・見解に関する錯誤は、すべて筆者の責任に帰することを申し添えます。

9. 参照文献

鹿児島直人(2015)「平成 26 年特許法等の一部を改正する法律における商標法の改正の概要」特技懇 276 号 19 ページ[13]

経済産業省 特許庁 (2016) 地域団体商標事例集

佐藤洋介「地域団体商標権は地域ブランドの発達に寄与しているか」2012 年度政策研究大学院大学修論[14]

特許庁総務部総務課制度改正審議室(2005)平成 17 年商標法の一部改正産業財産権法の解

[13] http://www.tokugikon.jp/gikonshi/276/276tokusyu03.pdf

[14] http://www3.grips.ac.jp/~ip/pdf/paper2012/MJI12502sato.pdf

説
特許庁ホームページ地域団体商標登録案件一覧[15]
特許庁(2012)工業所有権法(産業財産権法)逐次解説[19 版]、1372-1373
農林水産省近畿農政局和歌山地域センター(2014)農林水産統計平成 25 年産みかんの結果樹面積、収穫量及び出荷量[16]
紋谷暢男(2012)『知的財産権法概論第 3 版』
Peel, M. C., Finlayson, and McMahon, (2007) "Updated world map of the Koeppen-Geiger climate classification Hydrol. Earth Syst. Sci., Copernicus Publications, 11, 1633-1644[17]

[15] http://www.jpo.go.jp/torikumi/t_torikumi/pdf/t_dantai_syouhyou/chiiki_anken_ichiran.pdf
[16] http://www.maff.go.jp/kinki/press/tiiki/wakayama/pdf/140513-01.pdf
[17] http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/11/1633/2007/hess-11-1633-2007.pdf

（補足）

ゲーム理論を用いた分析

1. 補足の概要

生産者の規模がブランド化の意思決定に及ぼす影響について、ゲーム理論を用いて分析を行った。

2. 基本となる考え方

製品(今回の分析では農協の生産物)差別化されたベルトランモデルを用いて、農協の生産規模がブランド化戦略に与える影響について分析を行う。

3. 分析の前提条件

- ✓ 規模の小さい農協 A と、規模の大きい農協 B が存在する。
- ✓ 各農協において、出荷量は自分の生産物の価格と競合農協の生産物の価格の影響を受けるとする。具体的には、各農協の需要関数は、生産者の価格p_i、i＝a、b の以下のような関数として表されるとする。

  規模の小さい農協の需要量: $q_a = I_s - 2\,p_a + p_b$

  規模の大きい農協の需要量: $q_b = I_l - 2\,p_b + p_a$

  農協 A の出荷量は農協 B の出荷量より大きいため、$I_s < I_l$ を仮定する。
- ✓ 各農協は、自身の利益を最大化するように自身の価格を選択する。
- ✓ 各農協の利益は、価格から生産コストを引いた値に需要量をかけて計算される。

  各農協の 1 単位当たりの生産コストを c と想定する。

  各農協の利益は、$(p_i - c)q_i$となる。

  農協 A の利益: $P_a = (p_a - c)q_a = (p_a - c)(I_s - 2\,p_a + p_b)$

  農協 B の利益: $P_b = (p_b - c)q_b = (p_b - c)(I_l - 2\,p_b + p_a)$
- ✓ 各農協のブランド化に関する前提は以下のとおりである。各農協は製品の価格競争を行う前に、自身の製品をブランド化することで、自身の製品の需要量を増やすことができると想定する。簡略化のため、ブランド化を行うことで、需要量が α だけ増加すると仮定する。また、分析を簡略化するため、ブランド化による効果が$(I_l - I_s)$と比較し過度に大きくない状況を想定した。具体的には、$\alpha < 3(I_l - I_s)$となる状況である。また、各農協がブランド化するための費用は同一の T と想定する。
- ✓ ゲームフローは以下のとおりである。

  ステージ 1: 各農協が同時にブランド化するかどうかを決定する。

  ステージ 2: 各農協は、ステージ 1 での選択を観察した後に、自身の利益が最大になるように自身の生産物の価格を同時に決定する。

4. ステージ 2 における各ケースの両農協の利益の算出

バックワードインダクションを用いて、サブゲーム完全均衡について分析する。まず、ステージ 2 において両農協ともブランド化していないケースから分析する。

ブランド化していないケースの均衡価格は、最適化の一階条件（$\frac{\partial P_i}{\partial p_i} = 0$）より、以下の図のように求まる。

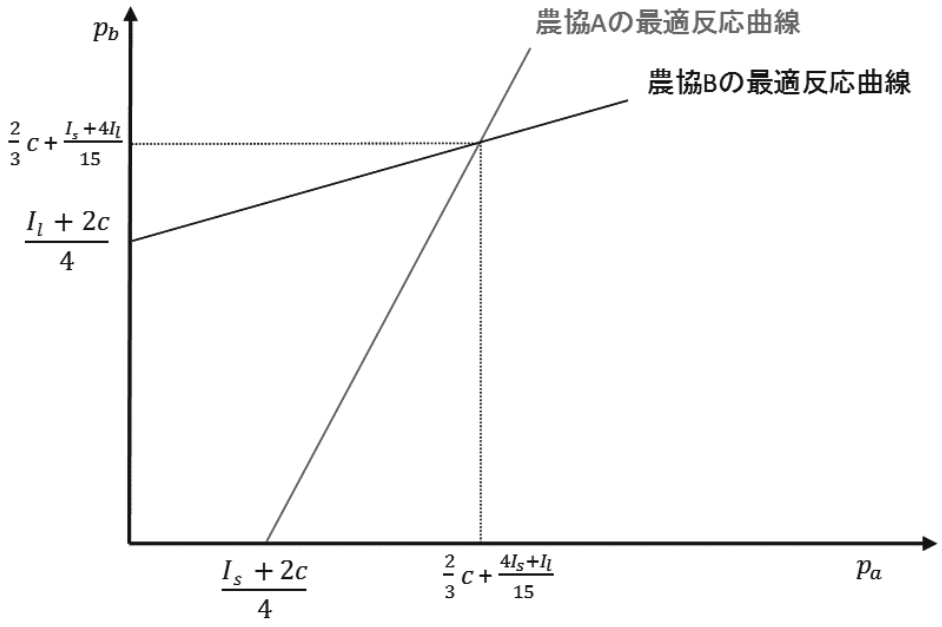


図 3. 均衡におけるp_aとp_bの関係

このケースの均衡価格は、図 3 の最適反応曲線の交点となり、

$p_a = \frac{2}{3}c + \frac{4I_s+I_l}{15}$　・・・①

$p_b = \frac{2}{3}c + \frac{I_s+4I_l}{15}$　・・・②

で表現される。

農協 A がブランド化する場合には①においてI_s の代わりに$I_s + \alpha$、農協 B がブランド化する場合には②においてI_lの代わりに$I_l + \alpha$を代入した値が均衡価格となる。

次に、ステージ 1 における各農協のブランド化戦略について考える。各農協のブランド化する/しないの行動に応じ、各ケースにおける各農協の利益を、表 7 のゲームの戦略型として表現した。

表 7 各農協の各ケースの利益

	ブランド化する	ブランド化しない
ブランド化する	$\frac{2[c-\frac{\alpha}{5}-\frac{(4I_s+I_l)}{5}]^2}{9}-T$ $\frac{2[c-\frac{\alpha}{5}-\frac{(I_s+4I_l)}{5}]^2}{9}-T$	$\frac{2[c-\frac{4\alpha}{5}-\frac{(4I_s+I_l)}{5}]^2}{9}-T$ $\frac{2[c-\frac{\alpha}{5}-\frac{(I_s+4I_l)}{5}]^2}{9}$
ブランド化しない	$\frac{2[c-\frac{\alpha}{5}-\frac{(4I_s+I_l)}{5}]^2}{9}$ $\frac{2[c-\frac{4\alpha}{5}-\frac{(I_s+4I_l)}{5}]^2}{9}-T$	$\frac{2[c-\frac{(4I_s+I_l)}{5}]^2}{9}$ $\frac{2[c-\frac{(I_s+4I_l)}{5}]^2}{9}$

(表 7 の各欄において、縦のプレイヤーが農協 A、横のプレイヤーが農協 B であり、上段にあるのが農協 A の利益、下段にあるのが農協 B の利益である)

表 7 の内容からは、ナッシュ均衡を一意的に決められず、α、I_s、I_l、T の関係に影響される。具体的には、$\alpha < 3(I_l - I_s)$である場合において、

$$T_{a1}= \frac{2}{9}[\frac{8\alpha}{5}\left(\frac{4I_s+I_l}{5}-c\right)+\frac{24}{25}\alpha^2]$$

$$T_{a2}= \frac{2}{9}\left[\frac{8\alpha}{5}\left(\frac{4I_s+I_l}{5}-c\right)+\frac{16}{25}\alpha^2\right]$$

$$T_{b1}= \frac{2}{9}\left[\frac{8\alpha}{5}\left(\frac{I_s+4I_l}{5}-c\right)+\frac{24}{25}\alpha^2\right]$$

$$T_{b2}= \frac{2}{9}[\frac{8\alpha}{5}\left(\frac{I_s+4I_l}{5}-c\right)+\frac{16}{25}\alpha^2]$$

という閾値を定義すると、ナッシュ均衡は閾値と T との関係に依存して、下記のような 1)～5)の各ケースに分類される。

1) $T < T_{a2} < T_{a1} < T_{b2} < T_{b1}$の場合のナッシュ均衡

		B			
		する		しない	
A	する	○	○	○	
	しない	○			

ブランド化費用が非常に低く、両農協がブランド化するケースである。

2) $T_{a2} < T < T_{a1} < T_{b2} < T_{b1}$の の場合のナッシュ均衡

		B	
		する	しない
A	する	○ ○	
	しない	○	○

ブランド化費用が低いケースである。依然として、農協 B にとってはブランド化することが支配戦略であるが、農協 A にとっては農協 B がブランド化する場合のみブランド化することが最適な戦略である。結果的に、均衡では両農協がブランド化する。

3)$T_{a2} < T_{a1} < T < T_{b2} < T_{b1}$の の場合のナッシュ均衡

		B	
		する	しない
A	する	○	
	しない	○ ○	○

この条件の下では、規模の大きい農協のみがブランド化を選択している。これは、規模の小さい農協 A は出荷量が小さいためブランド化による価格上昇が利益に与える影響が小さいため、ブランド化に要する費用と比較するとそのメリットが出ず、ブランド化しないが、規模の大きい農協 B は出荷量が大きいためブランド化による価格上昇が利益に与える影響が大きいため、ブランド化に要する費用と比較するとそのメリットが出て、ブランド化するという現象を説明できている。
出荷量の大きい農協が地域団体商標を登録し、出荷量の小さい農協が地域団体商標を登録していないという傾向を見ることができたが、その事実と整合性が取れていることを確認できた。

4) $T_{a2} < T_{a1} < T_{b2} < T < T_{b1}$の の場合のナッシュ均衡

		B	
		する	しない
A	する	○	
	しない	○	○ ○

ブランド化費用が相対的に高く、農協 A にとってブランド化しないことが支配戦略である。農協 B は、農協 A がブランド化する場合のみ、自身もブランド化することが最適な戦略である。結果的に、両農協がブランド化しないケースである。

5) $T_{a2} < T_{a1} < T_{b2} < T_{b1} < T$のの場合のナッシュ均衡

		B	
		する	しない
A	する		○
	しない	○	○ ○

ブランド化費用が相対的に高く、両農協にとってブランド化しないことが支配戦略である。両農協がブランド化しないケースである。

5. ナッシュ均衡からみた各農協の行動

ケース 2 において、農協 A の最適な戦略が農協 B の戦略に依存する理由は、ベルトランモデルでは戦略的補完性、すなわち最適な価格が相手プレイヤーの価格の増加関数となっていること、が成立するためである。プレイヤーB がブランド化することで B は価格を上昇させることになるが、戦略的補完性によりプレイヤーA の均衡価格も上昇することになる。ブランド化による需要量の押し上げで得られる利益は、均衡価格の上昇により大きくなる。結果的に、B がブランド化することで、Aがブランド化することで得られる利益も増加するのである。ケース 4 において、農協Bの最適な戦略が農協Aの戦略に依存する理由も同様である。

論　文

まちづくりプログラム

所有者不明土地の要因分析と改善方策に関する研究

＜　要　旨　＞

所有者不明土地とは、不動産登記簿等の所有者台帳により、所有者が直ちに判明しない、または判明しても所有者に連絡がつかない土地のことであり、土地の売買等の際に、所有者探索費用が追加的に必要となり、取引費用が増大する要因となる。公共事業の用地取得、遊休農地の活用、森林の施業集約化など、各種事業の実施に支障を来たしている。

本稿では、所有者不明土地の要因を、①相続を原因とする所有権移転登記の未了、②国および地方公共団体の土地所有者情報の管理不十分であるとし、所有者を把握する制度について、法と経済学の観点から、理論分析および実証分析を行った。具体的には、土地登記制度と地籍調査の補完的関係について論じ、都市部では土地登記制度の実施、また、農村部では地籍調査の進捗により、所有者不明土地面積を減少させる相対的効果が大きいことを示した。さらに、所有者不明土地の減少は、取引費用を低減させることにより、土地取引が活性化することを明らかにした。

両制度に内在する問題を提起し、土地登記制度と地籍調査の効果を十分に発揮するため、土地登記インセンティブの強化方策および地籍調査の改善方策について政策提言を行った。

また、所有者不明土地であることが確定した土地を活用する方策として、土地の寄付および所有権の放棄について論じた上で、所在不明株主の株式売却制度および休眠預金活用法の休眠預金の公益事業活用制度を参考にした新制度について政策提言を行った。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16701　上村　和也

目 次

1　はじめに 117
2　所有者不明土地の概要 118
2.1　所有者不明土地の現状 118
2.2　所有者不明土地が引き起こす問題 119
2.3　所有者不明土地の要因分析 120
3　所有者不明土地を把握する制度の理論分析 125
3.1　所有者不明土地を把握する制度の概要 125
3.2　土地登記制度の理論分析 129
3.3　地籍調査の理論分析 130
4　所有不明土地を把握する制度の実証分析 131
4.1　分析の目的と方法 131
4.2　分析に用いるデータの説明 131
4.3　相続登記面積率と地籍調査進捗面積率の要因分析 133
4.4　仮説 1 の実証分析 135
4.5　仮説 2 の実証分析 136
4.6　分析結果のインプリケーション 137
5　所有者不明土地を把握する制度の改善方策 138
5.1　土地登記インセンティブの強化 138
5.2　地籍調査の改善 139
5.3　土地基盤情報の整備 141
5.4　土地基盤情報の公開 142
6　所有者不明土地を活用する制度の概要と改善方策 143
6.1　所有者不明土地を活用する制度の概要 143
6.2　土地の寄付と土地所有権の放棄 145
6.3　所有者不明土地を活用する新制度の創設 147
7　おわりに 150
謝辞 150
参考文献 151

1　はじめに

わが国の人口減少社会は、出生数の減少と死亡者数の増加が同時に進行し、2010 年には 120 万人程度であった年間死亡者数は、2040 年には 170 万人程度まで増加することが予測されている。年間死亡者数の急激な増加に伴い、相続の発生件数も増加していくこととなる。

このような人口減少や産業構造の変化等を背景として、空き地、空き家、工場跡地、耕作放棄地、管理を放棄された森林など、土地の低利用や未利用が拡がっており、土地という国土資源が効率的に活用されていない状況が生じている。このような、低・未利用地の増加は、地域住民の生活環境に弊害をもたらすのみならず、社会経済厚生の損失につながることが懸念されている。

近年、行政や民間事業者等が低・未利用地の活用に乗り出しつつあるが、そもそも土地の所有者が判明しない、または判明しても連絡がつかないため、土地の売買や賃貸借の交渉ができない、所有者不明土地[1]に関する問題が顕在化している。所有者不明土地は、所有者を探索する費用が追加的に必要となり、取引費用が増大する要因となる。公共事業の用地取得、遊休農地の活用、森林の施業集約化および民間同士の土地取引において、所有者の許諾を得ることが困難となり、各種事業の実施に支障を来たしている。

これは、土地の所有者を特定する各種土地台帳および不動産登記簿に、相続や取引等による所有者変更の情報が更新されないことで、所有者が直ちに特定できない、または特定できても連絡がつかないことにより生じると考えられる。

所有者不明土地の問題は、世間にあまり知られることのないまま、密かに進行してきた。しかし、2011 年 3 月に発生した東日本大震災により、所有者不明土地の問題は大きくクローズアップされることとなる。震災によって、宅地や農地の代替地となるべき土地の所有者が不明で、用地買収に多額の時間的および金銭的費用を要するなど、復興の支障となる事態が相次いで発生した。国土交通省土地・建設産業局が、2012 年に「土地所有者情報調査マニュアル」を地方公共団体職員向けに発行したほか、2015 年 3 月には、法務省から日本司法書士連合会長あてに、所有者不明の土地の用地取得の迅速化への協力依頼文が発出されるなど、その対応に追われたことからも問題の広がりが推察できる。東日本大震災において、所有者不明土地が顕在化したことは事実であるが、その大多数は震災で亡くなった方ではなく、それ以前に他界された方の不動産登記が変更されていないことに起因することが分かっている。

以上を踏まえ、本稿では、所有者不明土地の要因分析と現行制度の問題に焦点を当て、理論分析と実証分析により所有者不明土地を把握する制度の効果分析を行い、現行制度の具体的な問題点とその改善策について論じる。また、所有者不明土地であることが確定した土地について、その活用のための方策についても論じる。

---

[1] 国土交通省より「所有者の所在の把握が難しい土地に関する探索・利活用のためのガイドライン」が示されている。このガイドラインでは、不動産登記簿等の所有者台帳により、所有者が直ちに判明しない、または判明しても所有者に連絡がつかない土地を「所有者の所在の把握が難しい土地」と定義しており、本稿の「所有者不明土地」と同義である。

2　所有者不明土地の概要

2.1 所有者不明土地の現状

わが国の土地所有および利用の状況について、図１によると、北方領土を除く全国の行政面積は、約 372,970km²であり、そのうち国有地面積は 19.9%、都道府県有地と市町村有地を合わせた公有地面積は 8.4%、民有地の面積は 43.4%を占めている。

全国の行政面積から所有者が明確な土地面積を差し引くとその他の土地となり 28.2%を占める。この内訳は、①台帳に記載されている面積と実測面積の差分、②非課税地のために、固定資産の価格等の概要調書に集計されていない面積、③所有主体が区分できない水路および道路等の面積とされている。また、国土交通省土地・建設産業局企画課への電話によるヒアリングにより、所有者不明土地が相当程度を占めていることが分かった。

つまり、国および地方公共団体は、全国の行政面積のうち約 30%の土地所有者情報を把握できていないことになる。

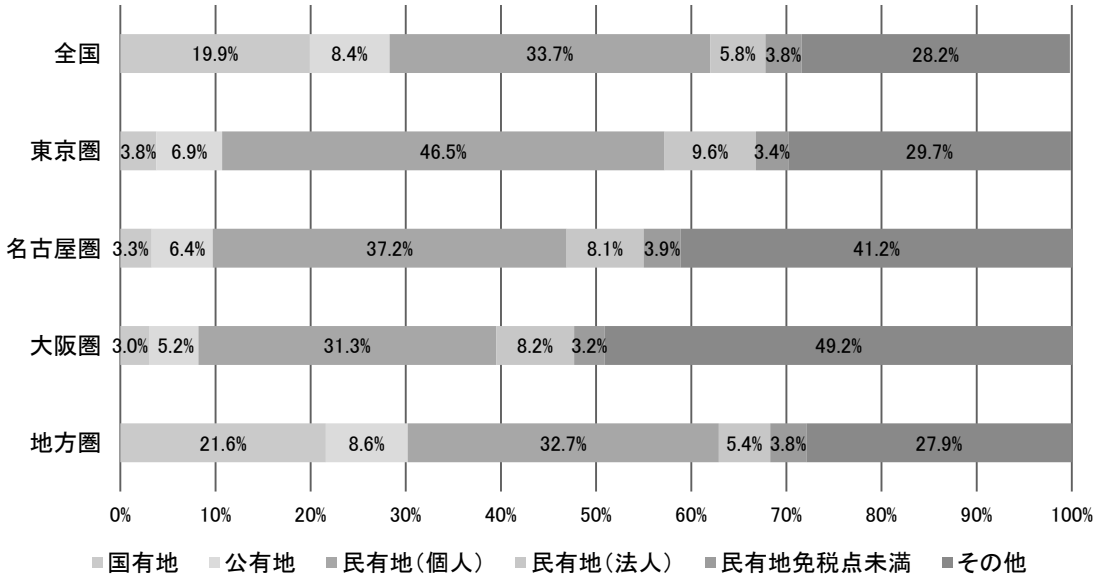


図１　土地所有主体別面積
（国土交通省「平成 27 年度土地所有・利用概況調査報告書」により作成）

これまで所有者不明土地に関する問題は、土地の資産価値が相対的に低い農村部の問題とされてきた。しかし、近年、空き家問題という形で市街地にまで及んでいる。ある地域の所有者が全国に転居する状況を踏まえれば、もはや農村部の問題、地方の問題といった限定的な捉え方では対処できない。埼玉県所沢市では、2010 年 10 月に全国で初めて空き家の適正管理に特化した条例が策定された。条例施行後、2012 年 10 月までに、空き家の問題に関する相談が 193 件あり、解決できなかった 78 件のうち、10 件は所有者が特定できないことを理由としており、不動産の所有者不明問題が宅地においても影を落としていることが伺える。

次に、図２として、都道府県行政面積に占める所有者不明土地面積[2]の割合を 4 区分し、全国地図に色分けした。その結果、東日本は概ね 30%以下の都道府県が多数を占めるのに対し、西日本は 40%以上を占める都道府県が 8 府県あり、また、相対的に所有者不明土地面積の割合が高い都道府県が多数を占めていることが分かる。

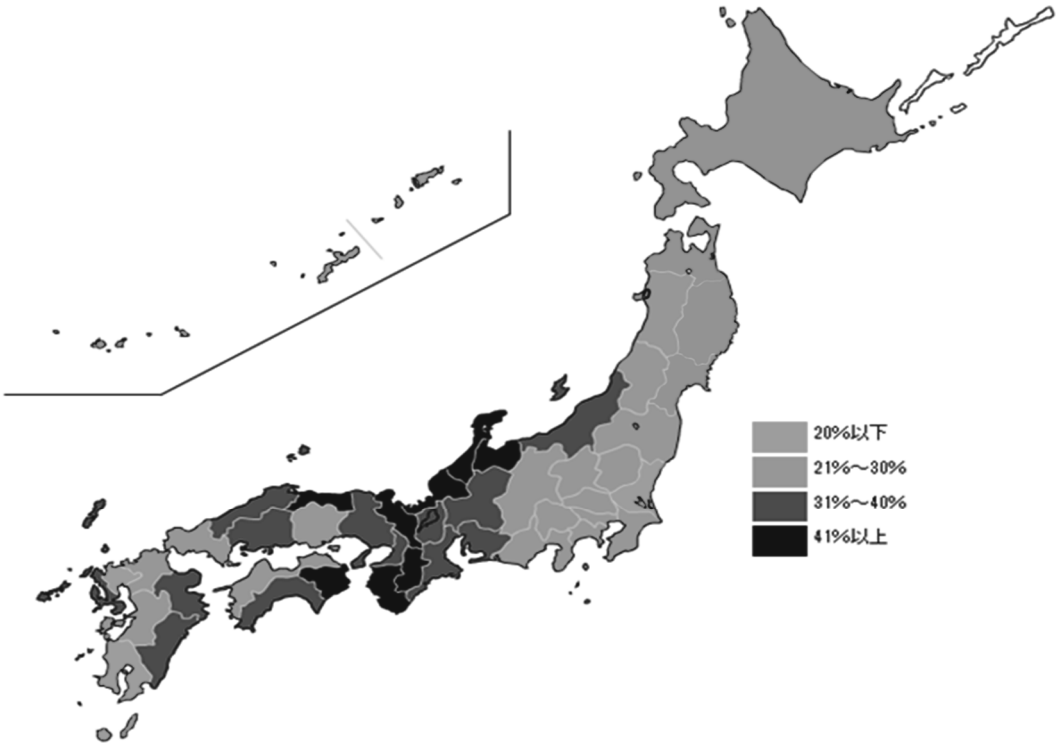


図 2　都道府県行政面積に占める所有者不明土地面積の割合
（国土交通省「平成 27 年度土地所有・利用概況調査報告書」により作成）

2.2 所有者不明土地が引き起こす問題

所有者不明土地とは、不動産登記簿等の所有者台帳により、所有者が直ちに判明しない、または判明しても所有者に連絡がつかない土地のことであり、この問題は、大きく二段階に分けて考えることができる。第一段階は、所有者探索段階の問題である。具体的には、所有者探索費用の増大の問題であり、土地の必要性が生じたとき、土地登記簿により所有者を調べることが一般的であるが、真の所有者が直ちに判明せず、また、相続人が多数に上ることが判明した場合である。このような場合、土地を活用しようとする行政や民間事業者は、所有者探索のため、高い取引費用を負担しなければならない。

第二段階は、所有者不明土地であることが確定した段階である。具体的には、空き家問題等土地の適正管理・有効利用の阻害となること、建物の老朽化や土地の荒廃により周辺

[2] 国土交通省の「平成 27 年度土地所有・利用概況調査報告書」の土地所有主体別面積のうち、その他の面積から、水面および道路等の面積を除いて得られた面積を、所有者不明土地面積と見なす。

住民の生活の支障となること、災害予防・災害復旧の支障となること、公共事業の非効率化を招き行政費用の増大につながること、課税保留等の取り扱いについて固定資産税の課税における不公平が生じることなど、所有者不明土地そのものが引き起こす問題をいう。

所有者不明土地については、その土地の利用ニーズが生じて初めて問題として顕在化することが多く、全体像を正確に捉えることは困難であった。しかし、外交や経済等で政策研究・提言を行うシンクタンクである、公益財団法人東京財団は、2016 年 3 月に所有者不明土地に関して行ったアンケート調査結果（以下、「東京財団アンケート結果」という。）をまとめた（回答率 52%、888 団体）[3]。アンケートの対象は、土地所有者から固定資産税を徴収している全国の地方公共団体の税務担当者である。その結果によると、「土地の所有者が特定できず問題が発生したことがあるか」との質問に対して、557 団体（63%）が「ある」と回答している。具体的な問題として「固定資産税の徴収が難しくなった」、「老朽化した空き家の危険家屋化」、「土地が放置され、荒廃が進んだ」などが挙げられた。東京財団アンケート結果により、初めて地方公共団体の税務担当者が抱える所有者不明土地の問題が明るみになった。

所有者不明土地が引き起こす問題について、経済学的に整理すると、第一に、所有者不明土地の活用を阻害する取引費用の発生である。所有者不明土地の場合、公共事業のための用地買収が困難となり、民間取引において、所有者探索ため、時間的および金銭的に多額の費用を要し、売買交渉が困難になることが、典型的な取引費用の問題である。第二に、所有者不明土地を放置することによる外部不経済の発生が挙げられる。耕作放棄地の増加による害虫被害の発生、管理を放棄された森林の増加による土砂災害の発生、所有者不明土地に建物が建てられている場合は、空き家問題の発生などが典型的な外部不経済の問題である。本稿では、取引費用の発生に重点をおき、その対策と改善策について論じる。

2.3 所有者不明土地の要因分析

所有者不明土地が発生する要因として、相続を原因とする所有権移転登記の未了、国および地方公共団体の土地所有者情報の管理不十分を挙げる。

2.3.1 相続を原因とする所有権移転登記の未了

土地を相続しても、第三者に譲渡したりする機会がない限り、相続登記は行われない。特に山林など、資産価値が低い場合はその傾向が強いものと考えられる。さらに、相続地の利用者がいない場合、遺産分割協議も行われず、相続人共有のまま放置されることとなる。相続人が他所に移転や、世代交代をすると、所有者意識が薄れ、場合によっては、所有者であることを忘れる。そのような状況で、土地を利用したい者が現れ、現所有者を探索するため、土地登記簿を調べても、相続人が多数にのぼり、取引費用の負担がのしかかる。特に農村部では、世代交代が何世代にもわたる場合があるため、相続人が分からないという事態が生じる。

2016 年 12 月に農林水産省が発表した、相続未登記農地等の実態調査[4]によると、2016

[3] 公益財団法人東京財団（2016）「土地の『所有者不明化』～自治体アンケートが示す問題の実態～」参照

[4] 全国の農業委員会を通じ、農地台帳の氏名および地番と、住民基本台帳や固定資産課税台帳を照合した。

年 8 月時点で、全国の相続未登記農地は約 47.7 万 ha、相続未登記農地のおそれのある農地は 45.8 万 ha であり、山形県の面積（93.2 万 ha）に相当することが判明した。この調査は、農地について初めて全国の定量的状況を明らかにしたものであり、宅地や林地など、その他の土地については未だ調査されたものはないが、相続未登記は、放置することのできない喫緊の課題となっていることを読み取ることができる。

また、国土交通省実施の相続登記に関する 4 つの市町村のサンプル調査[5]では、最後に所有権に関する登記がされた原因年から、50 年以上が経過している登記簿は 19.8%であり、30～49 年が経過している登記簿は 26.3%であることが分かった。このような長期間更新されていない登記情報は、所有者の死亡や転居により、情報が劣化している可能性がきわめて高い。

この背景には、登記費用と登記便益の比較衡量がある。登記費用が登記便益を上回る場合、合理的な相続人は、所有権移転登記を行わない。つまり、土地登記簿に記載されている所有者が現在の所有者と異なる状況になること、または土地登記簿に記載されている所有者は現在もその土地を所有しているが、その所在が不明で連絡がつかない状況になることにより、所有者不明土地となるのである。

さらに、相続件数の増加とそれに伴う相続放棄の増加が所有権移転登記の未了の総数を引き上げている。図 3 は年間の死亡者数と相続放棄の申述の受理件数を死亡者数で除して得た相続放棄率の推移をグラフ化したものである。

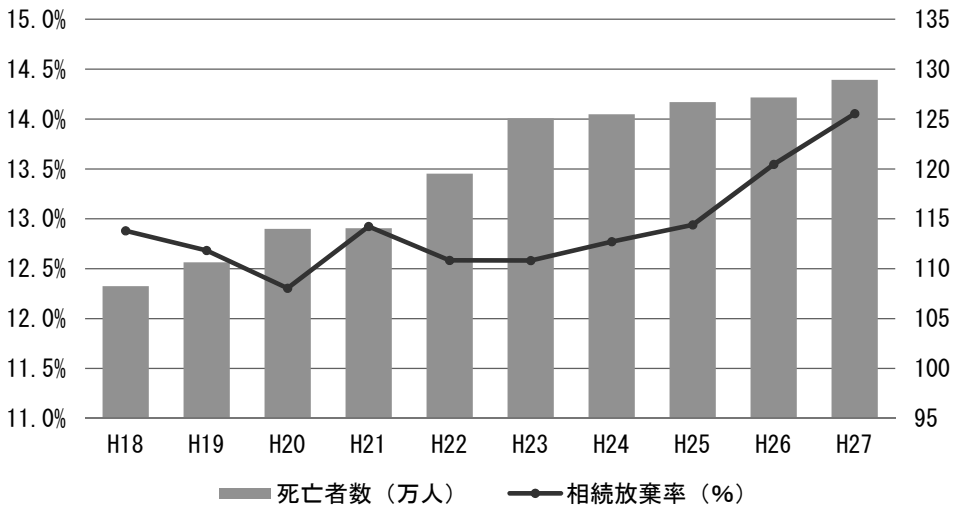


図 3　死亡者数と相続放棄率の推移
（厚生労働省「人口動態統計」および最高裁判所「司法統計」により作成）

これによると、高齢化の進行により、年間の死亡者数は増加し、それに伴い相続放棄率も右肩上がりで増加していることが分かる。平成 27 年の相続放棄率は 14%を超えている状況である。相続放棄がされる要因は、土地の資産価値が低く、売却できないことや、管理費や固定資産税等の費用が利益を上回ることなどがある。土地が相続放棄された場合、直ちに

[5] 平成 26 年度所有者不明化による国土の利用困難化に関する基礎的調査

所有者不明土地になるわけではなく、相続財産管理人が財産を売却し、債務等を清算した上で、換価金の残額を国庫に納付する手続きが行われる。もし、誰も権利を主張しない場合は、所有者不明土地となる。

相続財産管理人とは、被相続人の債権者、特別縁故者などの利害関係人からの申立てにより、家庭裁判所が選任するもので、被相続人の債権者等に対して清算を行うことを目的とする。しかし、費用対効果の観点から申立てがされない場合や、相続財産管理人が選任されたとしても、資産価値の低い土地は売却先が見つからないこともある。図 4 として、年間の相続財産管理人選任件数と相続財産の国庫帰属額の推移を示す。平成 27 年の相続財産管理人選任件数は 18,568 件、国庫帰属財産額は 421 億円となっている。どちらも概ね右上がりに増加しており、相続放棄の増加による土地の所有者不明化の背景を読み取ることができる。

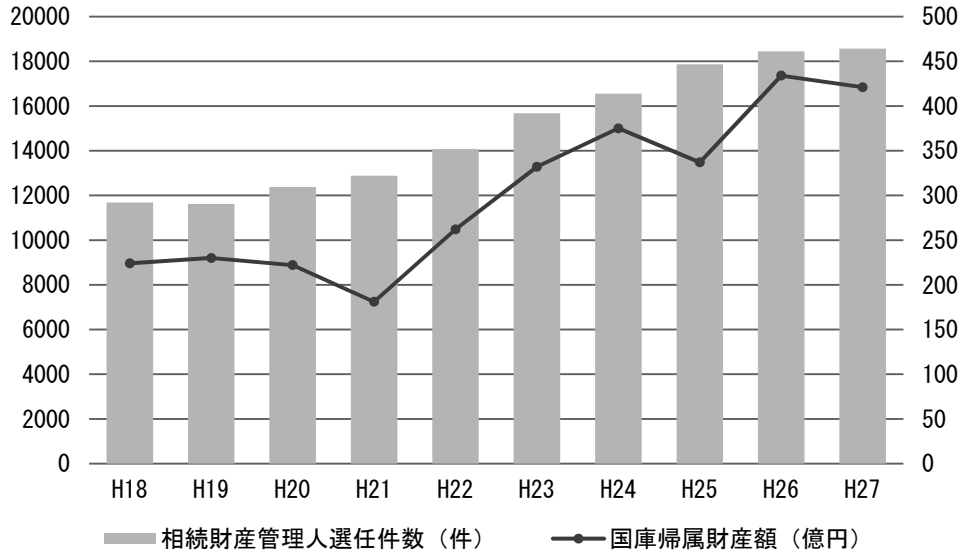


図 4　相続財産管理人選任件数と国庫帰属財産額の推移
（最高裁判所「司法統計」および財務省「一般会計歳入決算明細書」により作成）

2.3.2 国および地方公共団体の土地所有者情報の管理不十分

所有者不明土地の定義に照らした場合、主たる要因は、わが国に土地の所有および利用実態を把握するための一元的で正確な土地基盤情報が存在しないことにある。土地登記簿をはじめとする土地台帳等の土地基盤情報に不備があるため、相続や外資の土地買収などを原因とする所有者変更情報を把握することができず、やがて国土が所有者不明土地となる。

行政が土地所有者を把握する法制度は、不動産登記制度のほか、①国土利用計画法に基づく許可および届出、②農地法に基づく農地所有者届出、③森林法に基づく山林所有者届出、④地方税法に基づく固定資産課税台帳などがある。

第一に、国土利用計画法に基づく許可および届出の管理不十分について述べる。国土利用計画法は、土地の投機的取引および地価の高騰が国民生活に及ぼす弊害を除去し、かつ、適切に土地利用の確保を図るための土地取引の規制に関する措置として、規制区域については許可、注視区域・監視区域については事前届出、全区域の対象面積の土地取引については

事後届出制度を規定している。届出等の内容は、契約当事者の氏名、土地の所在、面積、権利の種別、利用目的、取引価格等となっている。土地取引の契約をした日を含めて 2 週間以内に届出をしない、または虚偽の届出をすると、6 ヶ月以下の懲役または 100 万円以下の罰金が科せられる。また、注視区域・監視区域（事前届出制）において、届出をせずに契約をし、虚偽の届出をした場合も同様に処せられる。

しかし、権限の主体が全区域とも都道府県知事（政令市長）となっており、国が一元的に土地取引情報を管理していないため、全体像が把握しづらいこと、さらに、贈与、相続、法人の合併、信託契約および時効による取得は投機性が認められないので、届出は不要であり、全ての大規模土地取引を把握できないことにより、土地所有者の情報管理として不十分である。

第二に、目的別土地所有者台帳間の整合性が取られていない問題について述べる。土地登記簿、前述の国土利用計画法に基づく許可および届出、農地法に基づく農地所有者届出[6]、森林法に基づく山林所有者届出[7]、および地方税法に基づく固定資産課税台帳など、目的別の各種土地所有者台帳はあるが、その内容や精度は統一的ではなく、国土の所有および利用の情報を一元的に把握できる状態ではない。

特に固定資産課税台帳は、固定資産税が市町村の基幹財源であるため、納税義務者（土地および家屋の所有者）の把握に強いインセンティブが働く。

固定資産税は、毎年 1 月 1 日現在の固定資産の所有者に課される財産税である。固定資産の所有者とは、土地および家屋については、登記簿に所有者として登記されている者、登記されていない土地および家屋については、市町村が整備する土地補充課税台帳および家屋補充課税台帳に所有者として登録されている者をいう。このため、登記所は、土地および建物の表示に関する登記をしたとき、または所有権等の登記、登記名義人の氏名、名称、住所の変更の登記をしたときは、市町村長に通知するものとされ、また、市町村長は、登記されるべき土地および家屋が登記されていないため、または地目その他登記事項が事実と相違するため、課税上支障があると認める場合は、登記所に所要の措置を取るべきことを申し出ることができる（地方税法 381 条、382 条）。このように不動産登記と固定資産税とは法的に密接な関係を有している。

また、地方税法には、固定資産税納税義務者を捕捉するための届出制度が規定されている。固定資産の所有者が賦課期日以後に亡くなった場合に、その相続人が 2 人以上あるとき、納税通知書等の書類を受領する代表者を相続人の中から指定するものである相続人代表者

---

[6] 個人や法人が、耕作目的で農地を売買または賃貸借するためには、原則としてその農地の所在する市町村の農業委員会の許可が必要である。この許可を得ていない売買等は無効とされ、無許可の場合、3 年以下の懲役または 300 万円以下の罰金が科せられる。また、相続等により農地の所有権等を取得した者は、遅滞なく、その農地の所在する市町村の農業委員会への届出が必要とされている。無届の場合、10 万円以下の過料となる。

[7] 売買、相続、贈与などにより、新たに森林の土地の所有者となった者は、市町村長への事後届出が義務づけられている。個人、法人の別や面積にかかわらず、全ての森林の土地所有権の移転が対象とされている。無届・虚偽届の場合は、10 万円以下の過料となる。届出の実績として、2013 年の 1 年間に全国で 17,000 件の届出があった。森林法の改正により、2017 年度より経過期間を設けて、市町村が主体となり、林地の登記簿上の所有者、現所有者、所在、面積、地籍調査実施の有無等の情報を整理した「林地台帳」を整備することとなった。

指定届、固定資産税の納税義務者が、納税義務を負う市町村内に住所を有さない場合、納税に関する一切の事項を処理させるために納税管理人を定め、市町村に申告するものである納税管理人制度に基づく届出、さらには、固定資産の所有者が賦課期日以前に亡くなった場合に、遺産分割協議や相続登記が遅れ、次年の賦課期日を過ぎるおそれがあるときに、相続人等に対し、実務上、提出を求めるものである固定資産現所有者届があり、納税義務者を捕捉するための担保的措置となっている。

しかし、固定資産課税台帳の土地所有者情報を活用する際に支障となる問題がある。一点目に、守秘義務の問題である。固定資産課税台帳に記載されている事項のうち、課税庁の調査により知り得た情報は、原則として地方税法 22 条に規定する秘密に該当するため、公用であっても税務所管課外への提供は許されない。この問題について、農地法や森林法のように個別の法令により、行政機関の情報提供請求権が規定されている場合は提供できることになっている。2015 年 5 月に全面施行された空き家対策特別措置法では、空き家所有者の把握のために、固定資産税情報を市町村の内部で利用できることが規定された（10 条）。固定資産課税台帳の土地所有者情報を他の目的のために利用する場合は、個別の法律により、固定資産税情報を利用できる旨の規定を設けなければならない。

二点目に、免税点未満の土地[8]については、土地所有者情報を把握するインセンティブが弱いという問題である。固定資産課税台帳は土地登記簿に記載されている所有者情報を基に作成されているが、土地登記簿で把握できない場合は、別途補充課税台帳を整備し、納税義務者を把握する。しかし、固定資産税の免税点未満の土地については、市町村に土地所有者を把握するインセンティブが働きにくいと考えられる。

東京財団アンケート結果によると、死亡者に対する無効な課税である死亡者課税や、徴収が困難な事案について、実務上やむなく課税対象から外し、保留する課税保留を行っている地方公共団体が相当数存在することが分かった（図 5）。空き家対策や農地台帳等の整備においては、固定資産課税台帳の相続人情報が所有者情報源として重視されている。しかし、相続未登記の増加により、相続人調査にかかる費用が増大すると、死亡者課税や課税保留が累積し、中長期的には固定資産課税台帳の精度にも悪影響が及ぶことになる。

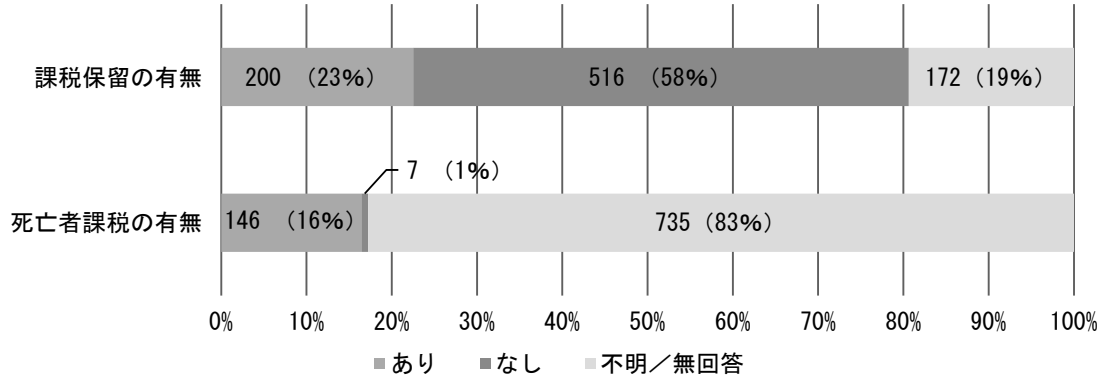


図 5　課税保留と死亡者課税の有無に関する市町村アンケート〔有効回答数 888 団体〕
（東京財団アンケート結果により作成）

8 市町村の区域内に同一人が所有する土地、家屋および償却資産について、それぞれの課税標準額の合計額が土地 30 万円、家屋 20 万円、償却資産 150 万円に満たない場合、課税されない。

3　所有者不明土地を把握する制度の理論分析

3.1 所有者不明土地を把握する制度の概要

本節では、所有者不明土地を把握する制度である、土地登記制度および地籍調査の概要について述べ、両制度の補完的関係について考察する。

3.1.1 土地登記制度の概要

不動産登記法は、不動産すなわち土地および建物の登記制度について定めた法律である。同法 1 条は、「この法律は、不動産の表示及び不動産に関する権利を公示するための登記に関する制度を定めることにより、国民の権利の保全を図り、もって取引の安全と円滑に資することを目的とする」と規定する。

土地の登記（表示に関する登記および権利に関する登記）は、一筆の土地ごとに行われ、登記記録のうち、表示に関する登記（不動産番号、所在、地番、地目、地積、登記原因およびその日付、登記の年月日、所有者等）が記録される表題部と、権利に関する登記（所有権、地上権、抵当権等の権利の保存、設定、移転、変更、処分の制限または消滅等）が記録される権利部に分かれる。また、登記所には、地図を備付けなければならないとされている。

同法 16 条は、「登記は、法令に別段の定めがある場合を除き、当事者の申請又は官庁若しくは公署の嘱託がなければ、することができない」と規定し、申請主義を宣明する。権利に関する登記は、この規定のとおり、申請主義を取っているが、表示に関する登記は、法令の別段の定めとして登記官の職権主義により登記できることになっている。しかし、登記官がすべての土地を把握することは困難であるため、「新たに生じた土地又は表題登記がない土地の所有権を取得した者は、その所有権の取得の日から一月以内に表題登記を申請しなければならない」（同法 36 条）とされ、その懈怠は過料の対象とされている。表題登記の申請には、土地所在図、地積測量図、所有権証明書が添付される。また、土地の表題部の変更、更正、滅失等が生じた際も同様に、一月以内の申請義務が課される。

また、登録免許税は、各種の登記・登録等を受けることを対象に課される国税である。登記･登録に伴う利益に着目して担税料を把握し、課税するものとされている。土地登記では、権利に関する登記全般が課税対象とされ、例えば所有権移転登記が行われる場合、登記権利者（買主）と登記義務者（売主）が連帯納税義務者となる。他方、表示に関する登記については、土地の分筆・合筆の登記、建物の分割・区分・合併の登記に限り課税され、表示登記一般については課税されていない。

このような取扱いの違いは、権利に関する登記がもっぱら私権保護のための登記であるのに対し、表示に関する登記が公的な役割・機能をも担う登記であることに由来する。不動産登記の役割には、私的な機能として、権利の内容、変動、および対象物の明示により、私人の任意の申請により登記された私人の権利を保護するという機能と、公的な機能として、①固定資産税の所有者情報の把握に使われていること 、②地籍調査の結果が登記所に送付され、登記内容に反映されることが挙げられる。[9]

[9] 国土交通大臣または都道府県知事の認証を受けた地籍調査結果の写しは、登記所に送付され、登記所は土地の表示の登記および所有権の登記名義人の氏名、住所等についての変更の登記をする（国土調査法 20 条）。また、地籍図は、不適当とする特例の事情がない限り、不動産登記法 14 条地図として登記所に備付けることとされている（不動産登記規則 10 条）。

現行の土地登記制度の問題として、登記が不完全な位置づけで年代ものの記録のままになっており、登記不全に陥っていることが挙げられる。東日本大震災に伴う原発事故の補償問題で、当初東京電力の福島県での財物賠償が大幅に滞った理由の一つである。 また、表示に関する登記について、取得や滅失による登記変更の義務があるにも関わらず、実質的にはなされていないなどの問題がある。

3.1.2 地籍調査の概要

地籍調査とは、国土調査法に基づく国土調査の一環として、「毎筆の土地について、その所有者、地番及び地目の調査並びに境界及び地積に関する測量を行い、その結果を地図及び簿冊に作成すること」をいう（国土調査法 2 条 5 項)。わが国では、地籍の情報（地番、地目、境界、面積、所有者）は登記簿と地図によって公表されているが、これらの記録は明治初期の地租改正事業の調査記録を基礎としたものが多く、面積等が正確でない土地の情報が未だに使用されている。地籍調査が実施されず、このような状況が依然として放置されている地域では、土地にかかわる多くの行政活動や経済活動に支障を来たしている。

地籍調査を実施する利点[10]として、土地境界をめぐるトラブルの未然防止、登記手続の簡素化および費用縮減、土地の有効活用の促進、建築物の敷地に係る規制適用の明確化、公共事業の効率化および費用縮減、災害復旧の迅速化、課税の適正化および公平化がある。地籍調査を行っている場合、その成果を現地復元することにより、登記手続のための境界確認作業がスムーズに行われ、登記手続に要する費用も大幅に削減できる。

地積調査は 1951 年から実施されているが、2016 年 3 月時点の国有林等を除く、すべての要調査面積に対する進捗率は 51%であり、特に林地に対する進捗率は 44%に止まっている。また、2015 年度補正予算を含む、2016 年度の地籍調査費負担金の予算額は約 139 億円である。地籍調査に関する国の予算の大部分を占める一般会計の地籍調査費負担金は、ここ 10 年間、補正後予算額ベースで 100 億円から 130 億円程度で推移している。

地籍調査が進捗しない要因として、①土地所有者双方のコンセンサスが必要な境界確認等、調査に多くの時間と労力を要する、②現時点で、比較的調査が容易な地域はおおむね完了してきており、調査の実施が困難な都市部等の地域へと対象地域が移行してきている、③調査が未実施であっても、実態として土地取引が行われている現状があるなど、地籍調査の必要性や効果が住民に十分理解されず、調査に向けた機運が高まらない、④地方公共団体において、近年の厳しい財政状況や人員削減により、調査実施に要する予算や職員の確保が困難になっていることなどが挙げられる。農村部特有の理由として、⑤所有者の高齢化や不在村化が進み、立ち会いが困難となっていること、⑥登記所の公図の精度が極端に低く、境界確認の基礎資料とするのが困難であること、⑦急傾斜地等、危険な箇所での境界の測量作業が困難であるといった理由がある。

地籍調査を実施する者は、現地で土地所有者等に立会いを求めて筆界の確認を行うことになっている。この立会いに先立って、地籍調査を実施する者は土地所有者等に対して、具体的な対象区域や日時を通知する。その後、土地所有者や利害関係人等への通知が 宛先不明で返送された場合には、戸籍・住民票、近隣住民からの事情聴取等による追加の調査を行

[10] 国土交通省土地・建設産業局地籍整備課（2012）「ご存じですか？地籍のこと−地籍調査はなぜ必要か（平成 24 年度版)」参照

い、判明した通知先に再通知を行う。なお、調査により通知先が判明しなかった時は、再通知を省略することができる。再度宛先が不明で返送された場合や、追加の調査により通知先が判明しなかった場合には、市町村役場等の掲示場に現地調査に立ち会うべき旨を 2 週間程度掲示する。以上の調査によっても通知先が明らかとならない場合で、かつ、地積測量図等の客観的な資料が存在する場合においては、登記所と協議の上で筆界を確認することができる。

筆界の確認後、地籍図および地籍簿が作成され、登記所に送付されると、地籍図が不動産登記法 14 条地図として登記所に備付けられるとともに、地籍簿の内容が登記簿に反映される。客観的な資料が存在しない場合は筆界未定として処理することになるが、その場合も法 14 条地図および登記簿には、筆界未定として反映されることになる。

以上のとおり、地籍調査は、毎筆の土地について、その所有者、地番、地目、筆界および地積を明確化し、その結果を地籍図および地籍簿にまとめ上げるとともに、これを土地登記簿および登記所備付け地図に反映させるものである。

地籍調査の進捗が所有者不明土地面積にどのような影響を及ぼすのかについて、詳細は後述するが、図 6 として、都道府県別の地籍調査済面積率と所有者不明土地面積率のグラフを示す。なお、相関係数は-0.61 であり、負の相関関係が認められる。

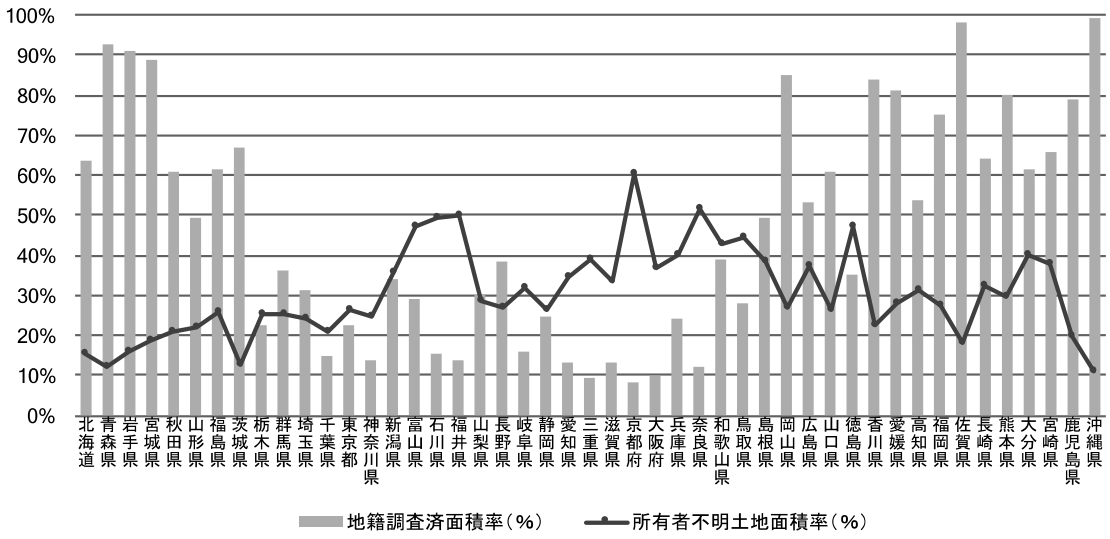


図 6　2016 年 3 月時点の地籍調査済面積率と所有者不明土地面積率の関係
（国土交通省地籍整備課提供資料および「平成 27 年度土地所有・利用概況調査報告書」により作成）

3.1.3 当事者同士の交渉

財やサービスの取引は、売主と買主の交渉により成立するのが原則である。土地という資産は他の財と比して相対的に価格が高いのが一般的であるが、この原則に変わりはない。しかし、その売買等の交渉に際して、取引費用を要するのであれば交渉は成立しない。取引費用とは、財やサービスの取引に際して要する時間、労力、金銭等の負担のことをいう。多額の取引費用が生じることにより、本来は交換の利益を生み出したはずの市場が縮小し、社会的厚生はその分消失する。このような場合、政府により交渉にかかる取引費用を極小化し、

市場の成立を図ることにより、本来の交換の利益を生み出すことができる。

取引費用に関する重要な原理にコースの定理がある。コースの定理とは、権利が明確で、その権利に関する取引費用がゼロであるならば、誰にどういう権利が配分されていても、当事者の交渉により、社会的には最適な状態になるというものである。もっとも、コースの定理が成立することは実際の社会では想定しにくい。交渉には肉体的および精神的な労力が必要であり、時間的および金銭的費用がかかる。これらを総合すると相当程度の取引費用の発生が見込まれる。また、交渉相手が多くなるほど全員が同意する交渉成立の可能性は低くなり、交渉の労力および費用が逓増する。取引費用がゼロになるという仮定は理論上のものであるが、コースの定理の含意から、土地登記制度および地籍調査により土地取引費用を極小化することにより、市場の失敗を防ぐことができると考える。

3.1.4 土地登記制度と地籍調査の補完的関係

権利に関する土地の登記をするかしないかの判断は、登記の便益である対抗要件力や担保価値の上昇等と登記の費用である土地資産価値に対する登記費用の割合の比較衡量により決定される。

つまり、土地の資産価値が相対的に高い都市部では、登記の便益が登記の費用を上回るケースが多く、自主的に登記される可能性が高い。しかし、土地の資産価値が相対的に低い農村部では、登記の費用が登記の便益を上回るケースが多く、合理的な選択は登記をしないこととなる。

他方、地籍調査は、国土調査として、土地資産価値に関わらず、全国的に実施されており、2016 年 3 月時点の進捗率は、DID 地区（24%）より、むしろ農地（73%）や林地（44%）の方が進んでいるという実態がある。これは、都市部では、土地の細分化、権利関係の複雑化等により、地籍調査の実施には多くの費用と期間を要することが主たる原因であると考えられる。

このことから、土地登記制度は都市部に、地籍調査は農村部に、それぞれ土地所有者を把握する制度として相対的効果があると考える（図 7）。

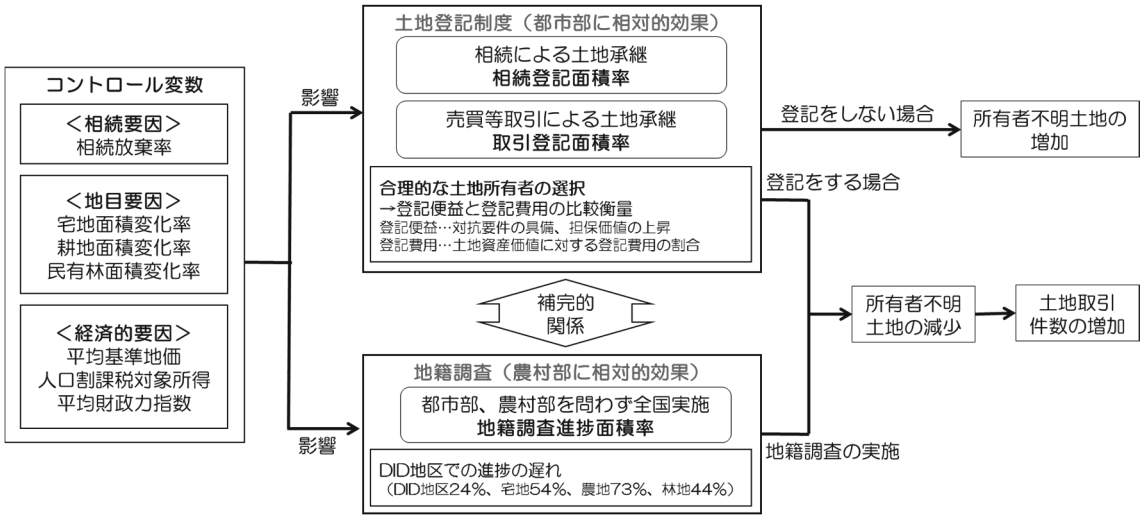


図 7　土地登記制度と地籍調査の補完的関係

3.2 土地登記制度の理論分析

土地の権利に関する登記は任意である。よって、登記にかかる便益である対抗要件力や担保力を求めない場合、または登記にかかる費用である登録免許税や司法書士への委託料が土地の資産価値に占める割合が相当程度高い場合、合理的な選択は登記をしないということになる。相続による登記がされない場合、将来的に所有者不明土地となる。

土地登記が正確に行われている土地は、所有者、地籍、地目、その他権利関係を調べる必要が生じた際、低廉な費用で調べることができる。登記情報は公開されており、インターネットを利用した登記情報提供サービスにより、土地の全部事項証明書、登記所備付地図等をパソコンの画面上で閲覧することが可能となっている。ログイン ID の登録や手数料の納付が必要であるが、登記所に出向く必要がなくなった分、登記情報へアクセスが容易になったと評価することができる。

自主的に登記が行われるかについて、経済理論を用いて図示すると、図 8 となる。ここでいう限界費用とは、土地登記件数を 1 件増加させたとき、登記にかかる総費用（登録免許税等）の追加的な増分のことである。簡素化するため、限界費用は一定としている。しかし、実際の登記の限界費用を考えても、比例的に増加または逓増することはなく、登記にかかる総費用の追加的な増分は一定であると考えられる。

また、私的限界便益とは、登記による対抗要件力や土地の担保価値の上昇をいう。さらに、私的限界便益に表題登記の機能である所有者台帳としての便益を足し合わせたものを社会的限界便益とする。

個人や民間事業者が土地の登記をする目的は、所有者台帳の機能を得るためではなく、私的限界便益を満たすことにある。つまり、私的限界便益が限界費用を上回る場合、個人および民間事業者は自主的に登記を行う。しかし、私的限界便益が限界費用を下回る場合、個人および民間事業者は自主的に登記を行わない。

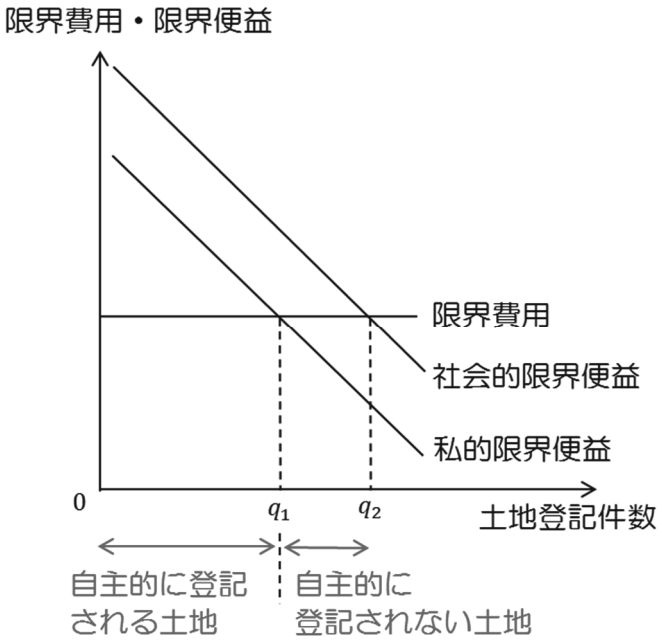


図 8　自主的登記分岐点の理論図

3.3 地籍調査の理論分析

地籍調査を行うことによる便益は、土地境界をめぐるトラブルの未然防止、登記手続の簡素化・費用縮減など、先に述べたとおりである。

地籍調査の便益について分析すると、連続する２筆の土地のうち、一方の土地の所有者が不明になった場合、地籍調査により境界が確定していれば、所有者が分かっている一方の土地は、もう一方が所有者不明土地かどうかに関わらず、利用または処分することができる。しかし、境界が不明である場合、両者の立会いのもと、境界を確定する必要があり、すぐにその土地を利用または処分することが困難となる。すなわち、土地の取引費用を低減する効果があると考えられる。

このことについて、経済理論を用いて図示すると、図 9 となる。ここでいう取引費用とは、土地の所有者が不明な場合の探索のための費用や土地の境界が不明確な場合の交渉費用をいう。地籍調査を実施することで、土地の供給サイドには、自らの費用負担により土地の境界等を確定させる必要がなくなること、さらに、土地の境界が不明確な場合と比して土地の資産価値が相対的に上昇し、購入の申込みがなされる機会が増えるなど、売却先を探す費用を減少させることができるため、取引費用が低減すると考えられる。

また、土地の需要サイドには、地籍調査により土地の所有者や境界が明確になるため、自らの費用負担により所有者の探索や測量等を行う必要がなくなること、さらに、権利関係が明確となるため、将来の所有権確認訴訟等のリスクを回避できることなどの理由により、取引費用が低減すると考えられる。

つまり、地籍調査の実施は、需要サイドおよび供給サイドの双方の取引費用を低減する効果があり、地籍調査を実施する前と比して、土地の取引件数が増加し、社会的余剰が増加すると考えられる。

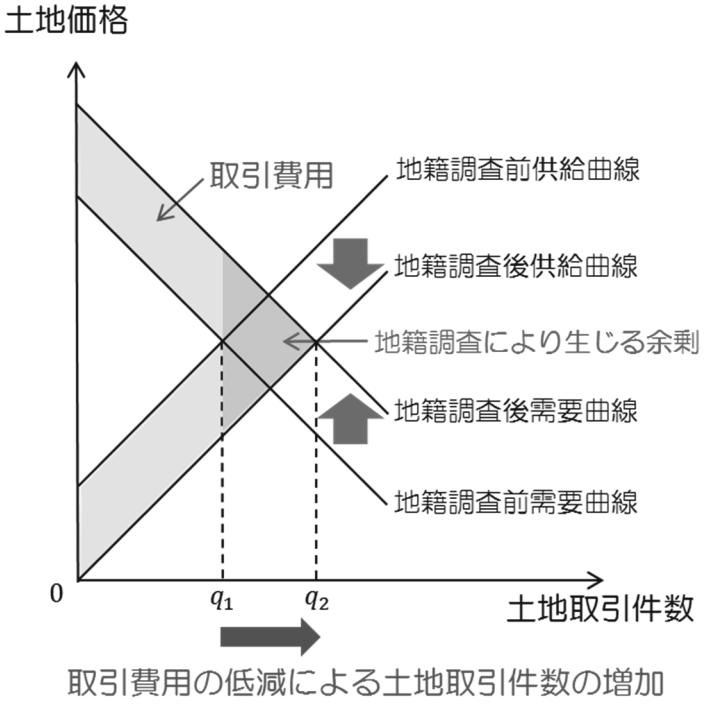


図 9　地籍調査による効果の理論図

4　所有不明土地を把握する制度の実証分析

4.1 分析の目的と方法

前章では、土地登記制度と地籍調査について、理論的に分析を行った。本章では、土地登記制度のうち、特に相続を原因とする所有権移転登記と地籍調査の進捗が所有者不明土地の面積を減少させる効果があるか、さらには、所有者不明土地の減少は土地取引を活性化させるかについて、統計的手法を用いて実証分析を行う。

第一段階として、①相続要因、地目要因および経済的要因が相続登記面積率に与える影響に関する回帰分析、②地目要因および経済的要因が地籍調査進捗面積率に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、相続登記と地籍調査がどのような要因に影響を受け、実施されるのかについて検証を行う。

第二段階として、相続登記面積率および地籍調査進捗面積率が、所有者不明土地面積変化率に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、相続登記と地籍調査が、所有者不明土地を減少させる効果があるか（仮説 1）について検証を行う。

第三段階として、所有者不明土地面積変化率が土地取引件数に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、所有者不明土地の減少は、土地の取引費用を低減させ、土地取引を活性化させるか（仮説 2）について検証を行う。

都市部と農村部では、土地利用の形態は異なっており、一概に推計することは妥当でない。都市部では農村部と比して、相対的に土地の資産価値は高いことから、所有者不明土地の面積は小さいものと予想される。また、所有者不明土地となる要因について、相続に伴う所有権移転登記を行わないためとする予測に基づくと、相続総件数に対し、相続登記を行っている割合が高い地域では、所有者不明土地面積率は下がることが予想される。よって、都市部と農村部のそれぞれ固有の事情による影響を調整した。

回帰分析について、面積等のストックのデータは、変化率の概念を用いてフローデータと整合性が取れるよう設定し、被説明変数と説明変数の同時性の問題については、地目要因や経済的要因など、被説明変数に影響すると考えられるコントロール変数を用いて同時性の除去を図っている。

分析の手法については、パネルデータを作成し、時間の経過により変動しない要因をコントロールするため、固定効果モデルにより推計を行なう。

4.2 分析に用いるデータの説明

いずれの変数についても、2006 年から 2015 年の 10 年間のデータを都道府県別に整理し、パネルデータを作成した。以下、説明変数および被説明変数について解説し、コントロール変数等の説明は、表 1 として示す。また、説明変数、被説明変数およびコントロール変数の基本統計量を表 2 として示す。

（1）所有者不明土地面積変化率

行政面積に占める所有者不明土地面積の割合の前年からの変化分である。所有者不明土地面積を直接測定した統計データは存在しないが、国土交通省土地・建設産業局企画課が毎年取りまとめている「土地所有・利用概況調査報告書」を用いた。この報告書にある土地所有主体別面積のデータのうち、その他の面積から水面および道路等の面積を除いた面積を

所有者不明土地面積と見なした。

（2）相続登記面積率

民有地面積に占める相続登記面積の割合をいう。法務省の「登記統計」を用いて、法務局および地方法務局管内別・種類別土地の権利に関する登記の件数および個数のうち、相続その他一般承継による所有権の移転登記の個数を抽出した。また、総務省の「固定資産の価格等の概要調書」を用いて、民有地の総面積を民有地の総筆数で除し、一筆あたりの面積を算出した。その後、相続その他一般承継による所有権の移転登記の個数に一筆あたりの面積を掛け、相続登記面積とした。

（3）取引登記面積率

民有地面積に占める取引登記面積の割合をいう。取引登記面積の算出方法は、相続登記面積の算出方法と同様であるが、売買による所有権の移転登記の個数を用いている点が異なる。

（4）地籍調査進捗面積率

国土交通省地籍整備課提供の市町村別の地籍調査進捗率データを用いた。地籍調査の対象面積に占める地籍調査の実施済み面積の割合の前年からの変化分である。地籍調査の対象面積は、全国土面積から国有林野、公有水面等の面積を除いた地域の面積とされている。

表１　変数の説明

変数	説明	出典等
所有者不明土地面積変化率	所有者不明土地面積変化率＝行政面積－（国有地＋公有地＋民有地＋河川等）／行政面積	土地所有・利用概況調査報告書
相続登記面積率	相続登記面積／民有地面積 ※相続登記面積＝相続登記個数×（民有地面積／民有地総筆数）	登記統計／固定資産の価格等の概要調書
取引登記面積率	取引登記面積／民有地面積 ※取引登記面積＝取引登記個数×（民有地面積／民有地総筆数）	登記統計／固定資産の価格等の概要調書
地籍調査進捗面積率	地籍調査実施済み面積／地籍調査対象面積	国土交通省地籍整備課提供資料
相続放棄率	相続放棄の申述の受理件数／死亡者数	司法統計／人口動態統計
ln平均財政力指数	市町村別財政力指数の都道府県平均の対数値	地方財政状況調査関係資料
ln取引件数	毎年１月から12月の間に売買等により取引された土地の総件数の対数値	土地取引規制基礎調査
宅地面積変化率	宅地面積率＝民有地のうち宅地面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
耕地面積変化率	耕地（田・畑）面積率＝民有地のうち耕地面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
民有林面積変化率	民有林面積率＝民有地のうち山林面積／行政面積	固定資産の価格等の概要調書
ln世帯数	地域内に属するすべての世帯数の対数値	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査
ln平均基準地価	全用途地価の平均値の対数値	都道府県地価調査
ln人口割課税対象所得	市町村別課税対象所得の合計／人口の対数値	市町村税課税状況等の調
t2006～t2015ダミー	2006年を基準年とするタイムダミー	－

表 2　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
所有者不明土地面積変化率	470	-0.0003	0.0042	-0.0207	0.0543
相続登記面積率	470	0.0219	0.0037	0.0126	0.0408
取引登記面積率	470	0.0212	0.2833	0.0054	0.1999
地籍調査進捗面積率	470	0.0048	0.0055	0.0000	0.0400
相続放棄率	470	0.1292	0.0218	0.0806	0.2193
ln平均財政力指数	470	-0.7007	0.3585	-1.4697	0.1044
ln取引件数	470	9.9502	0.8136	8.5667	12.2099
宅地面積変化率	470	0.0003	0.0005	-0.0069	0.0025
耕地面積変化率	470	-0.0006	0.0014	-0.0186	0.0052
民有林面積変化率	470	0.0002	0.0026	-0.0309	0.0190
ln世帯数	470	13.5798	0.7934	12.3067	15.7301
ln平均基準地価	470	10.7822	0.6222	9.4955	13.1848
ln人口割課税対象所得	470	7.1198	0.1781	6.7368	7.7280
t2006～t2015ダミー			省略		

4.3 相続登記面積率と地籍調査進捗面積率の要因分析

第一段階として、①相続要因、地目要因および経済的要因が相続登記面積率に与える影響に関する回帰分析、②地目要因および経済的要因が地籍調査進捗面積率に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、相続登記と地籍調査がどのような要因に影響を受け、実施されるのかについて検証を行う。

4.3.1 推計式

＜推計式 1＞

$$相続登記面積率_{it} = \beta_0 + \beta_1 相続放棄率_{it} + \beta_2 宅地面積変化率_{it} + \beta_3 耕地面積変化率_{it} + \beta_4 民有林面積変化率_{it} + \beta_5 ln世帯数_{it} + \beta_6 ln平均基準地価_{it} + \beta_7 ln人口割課税対象所得_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

＜推計式 2＞

$$地籍調査進捗面積率_{it} = \beta_0 + \beta_1 ln平均財政力指数_{it} + \beta_2 宅地面積変化率_{it} + \beta_3 耕地面積変化率_{it} + \beta_4 民有林面積変化率_{it} + \beta_5 ln世帯数_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.3.2 分析結果と考察

推計結果を表 3 として示す。相続登記面積率については、相続放棄率および民有林面積変化率が統計的に有意にマイナスを示した。また、宅地面積変化率、世帯数、平均基準地価および人口割課税対象所得が統計的に有意にプラスを示した。

当初の予想のとおり、相続放棄率の増加は相続登記面積を全体として減少させることが分かった。また、民有林面積変化率の増加が相続登記面積率を減少させること、および平均基準地価の増加が相続登記面積率を増加させることから、農村部など、都市部である宅地等と比して相対的に土地の資産価値が低い場合、相続登記を行わないと考えられる。

次に、地籍調査進捗面積率については、平均財政力指数、耕地面積変化率、民有林面積変化率が統計的に有意にプラスを示した。また、世帯数が統計的に有意にマイナスを示した。

地籍調査については、私人が行う登記と異なり、各市町村の判断で実施しているものである。平均財政力指数は、各市町村の財政力を示す指標であり、高いほど自主財源でまかなえることを意味する。つまり、財政力指数が高い市町村ほど地籍調査に予算を措置することが可能となるため、地籍調査を実施するという判断がなされると考えられる。さらに、相続登記面積率にはマイナスに影響している民有林面積変化率が地籍調査進捗面積率にはプラスに影響している。これは、地籍調査の進捗が農村部で進みやすいと考えることができる。

タイムダミーが統計的に有意に影響を及ぼしている相続登記面積率は、景気の変動などの影響を受けやすいことが分かり、地籍調査については、景気の変動よりも市町村での政策判断が実施に影響を及ぼしていると考えられる。

表 3　相続登記面積率と地籍調査進捗面積率の要因分析の推計結果

被説明変数	相続登記面積率		地籍調査進捗面積率	
説明変数				
相続放棄率	-0.024（-3.34）	***	—	
ln平均財政力指数	—		0.003（2.64）	**
宅地面積変化率	0.071（1.81）	*	-0.136（-0.13）	
耕地面積変化率	-0.021（-0.12）		0.005（2.37）	**
民有林面積変化率	-0.030（-1.79）	*	0.006（1.78）	*
ln世帯数	0.027（2.22）	**	-0.088（-4.85）	***
ln平均基準地価	0.001（2.62）	**	—	
ln人口割課税対象所得	0.009（7.04）	***	—	
t2015ダミー	-0.175（-3.10）	***	0.049（1.91）	*
t2014ダミー	-0.123（-2.29）	**	0.044（1.79）	*
t2013ダミー	-0.142（-2.69）	***	0.039（1.63）	
t2012ダミー	-0.117（-2.65）	***	0.027（1.34）	
t2011ダミー	-0.114（-2.75）	***	0.024（1.31）	
t2010ダミー	-0.103（-2.78）	***	0.001（0.08）	
t2009ダミー	-0.116（-4.46）	***	0.017（1.42）	
t2008ダミー	-0.088（-3.84）	***	0.013（1.31）	
t2007ダミー	-0.059（-2.93）	***	0.007（0.79）	
定数項	-0.357（-2.12）	**	1.212（4.87）	***
決定係数	0.405		0.191	

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（ ）の数値はｔ値を示す。

4.4 仮説１の実証分析

第二段階として、相続登記面積率および地籍調査進捗面積率が、所有者不明土地面積変化率に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、相続登記と地籍調査が、所有者不明土地を減少させる効果があるか（仮説 1）について検証を行う。相続登記面積率と地籍調査進捗面積率を説明変数とする推計式をモデル 1 とし、モデル１に取引登記面積率を加えた推計式をモデル 2 とする。

4.4.1 推計式

＜推計式 3：モデル 1＞

$$所有者不明土地面積変化率_{it} = \beta_0 + \beta_1 相続登記面積率_{it} + \beta_2 地籍調査進捗面積率_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

＜推計式 4：モデル 2＞

$$所有者不明土地面積変化率_{it} = \beta_0 + \beta_1 相続登記面積率_{it} + \beta_2 地籍調査進捗面積率_{it} + \beta_3 取引登記面積率_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.4.2 分析結果と考察

推計結果を表 4 として示す。モデル 1 およびモデル 2 の推計結果によると、相続登記面積率および地籍調査進捗面積率がともに統計的に有意にマイナスを示した。このことから、相続登記の実施と地籍調査の進捗は、所有者不明土地面積を減少させる効果があると考えられる。また、それぞれの弾力性について、相続登記面積率は 1%増加することで所有者不明土地面積変化率が 24%減少することを示し、地籍調査進捗面積率は 1%増加することで所有者不明土地面積変化率が 2.4%減少することを示している。所有者不明土地面積変化率に与える影響は他にも無数に考えられ、さらに相続登記および地籍調査の双方とも、様々な要因により実施、進捗していることを鑑みると一概には言えないが、相続登記面積率の増加による所有者不明土地面積変化率の減少は、地籍調査進捗面積率の増加による所有者不明土地面積変化率の減少よりも弾力性が高く、所有者不明土地を減らす効果が相対的に大きいものと考えられる。

また、モデル 2 で説明変数とした取引登記面積率については、統計的に有意を示さなかった。この理由として、所有者不明土地は取引費用が測定困難な程度まで高く、そもそも土地取引が行われないため、所有者不明土地面積変化率に統計的に有意に影響を与えないと考えられる。

表 4　仮説 1 の推計結果

被説明変数	所有者不明土地面積変化率	
説明変数	＜モデル１＞ 相続登記面積率・地籍調査進捗面積率	＜モデル２＞ 取引登記面積率を追加
相続登記面積率	-0.240（-2.34）**	-0.242（-2.33）**
地籍調査進捗面積率	-0.024（-2.88）***	-0.024（-2.73）***
取引登記面積率	―	-0.007（-0.15）
t2015ダミー	-0.002（-2.05）**	0.001（0.35）
t2014ダミー	-0.002（-2.02）**	0.001（0.42）
t2013ダミー	-0.002（-1.62）	0.001（0.45）
t2012ダミー	-0.000（-0.03）	0.003（1.42）
t2011ダミー	-0.001（-1.25）	0.002（1.03）
t2010ダミー	-0.002（-1.71）*	0.000（0.15）
t2009ダミー	-0.000（-0.60）	0.000（0.14）
t2008ダミー	-0.000（-0.60）	-0.001（-0.70）
t2007ダミー	-0.000（-0.19）	-0.000（-0.30）
定数項	-0.006（-2.66）***	-0.006（-2.40）**
決定係数	0.069	0.069

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（　）の数値は t 値を示す。

4.5 仮説 2 の実証分析

第三段階として、所有者不明土地面積変化率が土地取引件数に与える影響に関する回帰分析を行う。これにより、所有者不明土地の減少は、土地の取引費用を低減させ、土地取引を活性化させるか（仮説 2）について検証を行う。

4.5.1 推計式

＜推計式 5＞

$$ln取引件数_{it} = \beta_0 + \beta_1 所有者不明土地面積変化率_{it} + \beta_2 ln世帯数_{it} + \beta_3 ln平均基準地価_{it} + \beta_4 ln人口割課税対象所得_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

（α_i：都道府県ダミー　γ_t：タイムダミー　ε_{it}：誤差項）

4.5.2 分析結果と考察

推計結果を表 5 として示す。推計結果によると、所有者不明土地面積変化率は土地取引件数に対して統計的に有意にマイナスに影響を及ぼすことが示された。所有者不明土地面積変化率が 1%増加すると、土地取引件数が 9.1%減少することを意味し、このことから、所有者不明土地は取引費用を増大させ、土地取引を阻害すると考えられる。仮説に則ると、所有者不明土地の減少は、土地の取引費用を低減させ、土地取引を活性化すると言える。

土地取引件数は経済的要因に強く影響を受けることが分かる。平均基準地価と人口割課

税対象所得はともに統計的に有意にプラスの影響を与える。また、タイムダミーが統計的に有意に影響を与えていることから、景気等の要因に影響を受けやすいことが読み取れる。

表 5　仮説 2 の推計結果

被説明変数　　ln取引件数		
説明変数		
所有者不明土地面積変化率	-0.091（-2.56）	**
ln世帯数	0.439（1.11）	
ln平均基準地価	0.108（2.43）	**
ln人口割課税対象所得	1.426（6.27）	***
t2015ダミー	-0.145（-3.76）	***
t2014ダミー	-0.136（-3.69）	***
t2013ダミー	-0.091（-2.46）	**
t2012ダミー	-0.160（-5.38）	***
t2011ダミー	-0.192（-6.92）	***
t2010ダミー	-0.159（-6.28）	***
t2009ダミー	-0.221（-12.23）	***
t2008ダミー	-0.158（-10.06）	***
t2007ダミー	-0.076（-5.41）	***
定数項	-7.218（-1.30）	
決定係数	0.660	

※***、**、＊はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示し、（　）の数値はｔ値を示す。

4.6 分析結果のインプリケーション

本章での統計的手法による分析の結果、相続登記の実施には、土地の資産価値が、地籍調査の進捗には、市町村の財政力および政策判断が影響を及ぼしていることが示された。仮説 1 については、相続登記の実施および地籍調査の進捗は所有者不明土地面積を減少させること、また、仮説 2 については、所有者不明土地面積の減少は土地取引を活性化させることが示された。

しかし、実際に相続登記を増加させるためには、登記の便益が登記の費用を上回るように政策を講じなければならず、地籍調査についても、予算を措置するなど、政策判断が必要となる。そのため、次章において両制度の改善方策について論じる。

5　所有者不明土地を把握する制度の改善方策

5.1 土地登記インセンティブの強化

土地登記制度は、登録免許税、司法書士への委託費等の金銭的費用、また、申請書類の作成、申請手続き等の時間的費用が高く、土地の資産価値の相当な割合に及ぶ場合がある。これらの費用は土地登記インセンティブを阻害するため改善が必要である。相続登記手続きにかかる諸経費についての試算を表 6 として示す。

土地登記情報を更新させるため、相続等を原因とする土地所有者の変更登記を義務化し、その懈怠については過料を科すべきであるとの議論があるが、以下の理由から妥当でない。一つ目に、権利部の登記が当事者の意思によるのは、私的自治の原則という民法の根幹に基づくものであり、所有者不明土地問題の観点のみをもって、その是非を論じることはできないこと、二つ目に、任意である権利に関する登記を義務化すると、登記の費用よりも資産価値が低い土地の取引費用が増大し、取引そのものが抑制される原因となり得る。よって、権利に関する登記を強制するのではなく、登記のインセンティブを強化する必要がある。

土地登記インセンティブを強化し、土地登記簿の所有者情報を最新の状態に維持する政策として、①登録免許税[11]による、土地取引および登記を阻害する効果を排除するため、登録免許税を撤廃すること、②登記オンライン申請システムの改善により、本人申請割合を増加させることについて検討する。いずれの改善方策も、登記にかかる費用を低減することに主眼がある。

第一に、登録免許税の撤廃について論じる。登録免許税とは、各種の登記、登録等を受けることを対象として課される国税である。登録免許税の根拠については、登記、登録等に伴う利益に着目し、登記、登録等を担税力の間接表現としてとらえ、それを課税の対象とする租税であると考えられている[12]。

現行の土地に関する登録免許税の税率について、相続による所有権の移転登記は、固定資産評価額の 0.4%、売買による所有権の移転登記は、固定資産評価額の 2%が課されている。また、2015 年度の税収は、相続による所有権の移転登記は 514 億円、売買による所有権の移転登記は 2,320 億円である。また、土地に関する登記全体では 4,610 億円、建物を含めた不動産登記全体では 5,600 億円となっている。財源確保の観点から、これらの税を撤廃することが困難な場合において、登録免許税による土地取引および登記を阻害する効果を緩和するためには、税率または税額を引き下げるしかない。

しかし、経済理論に照らすと、不動産登記に課される登録免許税は撤廃し、不動産の登録制度を維持するために必要な実費については、登記手数料として徴収することが正当化され、現行の高率の税率を課す登録免許税制は認められない。

第二に、登記オンライン申請システム[13]の改善の必要性について論じる。表 6 で示すとおり、登記費用の内訳で最も大きいものは、司法書士への委託料である。この費用を削減する方策として、初めて登記申請を行う人が、特段の訓練を必要とせず申請できる程度まで、登

---

11 税法上の流通税には、登録免許税のほか、不動産取得税があるが、本稿では、土地登記のインセンティブを強化するという観点から、登録免許税に着目する。

12 金子宏（2005）『租税法第十版』弘文堂

13 正式名称は「登記・供託オンライン申請システム」〈http://www.touki-kyoutaku-online.moj.go.jp/〉であり、本稿では、不動産の登記申請システムについて言及する。

記オンライン申請システムを簡素化し、本人申請の割合を増加させる。本人申請の場合、当該登記申請にかかる司法書士への委託料が必要なくなるのは当然であるが、長期的には需給法則により、司法書士への委託料の価格相場も引き下げる効果があると考えられる。

登記オンライン申請システムとは、登記所等の窓口に出向くことなく、自宅や職場などからインターネット、総合行政ネットワーク（LGWAN）および政府共通ネットワークによる申請、請求および電子公文書の取得が可能となるものである。登記情報提供サービス[14]と合わせて利用すると、土地登記の申請から登記簿の閲覧まで、登記にかかる一連の作業がパソコン等の画面上で可能となる。

しかし、オンラインによる登記申請は、2015 年度の実績で約 424 万件であり、これは、全ての申請数の約 40%にとどまる[15]。利用者の大半が、登記の代理申請を業としている司法書士であることに鑑みると、申請システムに問題があると考えられる。具体的には、申請自体が煩雑であること、添付書類等が多いこと、システムの稼働日および時間が限定されていることなどが挙げられる。

これらの登記オンライン申請システムの問題を改善し、本人申請ができるようにしなければならない。

表 6　相続登記手続きにかかる諸経費の試算

＜事例1＞
父が所有していた山林を、子3人のうち、1人が遺産分割協議により単独相続する。
この場合、法定相続人は、母を含む4人となる。

＜事例2＞
祖母は死亡、祖父母の子4人のうち、父を含む2人は死亡、死亡した2人にそれぞれ3人ずつ子がいる。
この場合、法定相続人は、祖父の子2人（生存）、祖父の子2人（死亡）の配偶者2人、その子6人の計10人となる。

相続を原因とする所有権移転登記にかかる費用

	＜事例1＞	＜事例2＞
司法書士への委託料	70,000～100,000円	300,000円
戸籍謄本等の実費・登録免許税	20,000円	50,000円
親族内調整（交通費等）	100,000円	200,000円
計	190,000～220,000円	550,000円

（東京財団「国土の不明化・死蔵化の危機～失われる国土Ⅲ～」により作成）

5.2 地籍調査の改善

地籍調査にかかる理論分析および実証分析において、土地の取引費用の低減につながり、土地取引を活性化すること、また、所有者不明土地の面積を減少させることを述べた。しかし、地籍調査は進捗が遅れていること、調査に多くの時間、労力および費用を要することなどの問題を抱えている。特に着目すべきは、費用対効果の問題である。政府の限られた予算制約の中で、最大の効果を発揮できるようにしなければならない。地籍調査の費用対効果の

14 登記情報提供サービス〈www1.touki.or.jp/〉

15 「法務省における行政手続等のオンライン化等の状況」参照

問題について、土地登記制度との補完関係を念頭に論じる。

まず、DID 地区[16]を対象とする地籍調査の実施を見直し、DID 地区以外の宅地や農地等の調査に予算を配分することを提言する。3 章で述べたとおり、DID 地区では、土地の細分化、権利関係の複雑化等により、地籍調査の実施には多くの費用と期間を要するため、DID 地区以外の宅地や農地等と比して進捗が遅れている状況にある。また、DID 地区は土地の取引が流動的であり、取引の際に登記が行われるため、所有者不明土地が生じる懸念が小さい。

さらに、土地登記制度は、地籍調査と補完的関係にあり、都市部に相対的効果がある。都市部では土地の資産価値が相対的に高いことにより、相続された土地についても、自主的登記機能が働く。すなわち、政府が多額の予算を投じて地籍調査を行わなくても、個人や民間事業者は自己の権利を保全するため、登記を自主的に行うと考えられる。よって、地籍調査については、DID 地区以外の宅地や農地を重点的に対象とした方が、費用対効果の観点から望ましい。

また、全国の法務局および地方法務局においては、DID 地区の地図混乱地域[17]を対象に、登記所備付け地図作成作業を実施している。登記所備付け地図とは、不動産登記法 14 条 1 項に基づき、登記所に備付けられる地図のことをいい、これにより各土地の位置および筆界を明確にすることができる。なお、登記所備付地図が備付けられるまでの間、地図に準ずる図面（公図）が備付けられているが、公図は地租改正の際に作成されたものが多く、現地を復元するほどの精度と正確性を有していない。つまり、地方公共団体が国庫の補助を受け、地籍調査を実施しなくても、全国の法務局および地方法務局が DID 地区の地図混乱地域の地籍図を整備することになっている。

第二に、地籍調査の立会人資格を限定することを提言する。農村部では、登記の費用と便益の比較衡量から、自主的登記機能は期待できにくい。特に山林は一般的に資産価値が低く、その傾向はより強いものと考えられる。また、地権者の高齢化および不在村化により、現況の把握すら困難となっている。よって、地籍調査の時間的および金銭的費用を低減し、境界等に関する情報が失われる前に、調査の進捗を図る必要がある。地籍調査に関する国土調査法 25 条 1 項・地籍調査作業規定準則 30 条 1 項、公共用地取得にかかる国土交通省公共測量作業規定 434 条は、いずれも筆界を確認する作業において、隣接地「所有者その他の利害関係人」の立会・承認を前提としている。隣接地が所有者不明土地の場合、立会の必要性により生じる費用は莫大なものとなる。また、隣接地の「所有者その他の利害関係人」の立会を求め、その者の筆界承認が得られない場合には、原則として筆界未定[18]として処理される。この点について、登記実務では、立会・承認適格を有する隣接地所有者は、「所有権登

16 市区町村の区域内で人口密度が 4,000 人／㎢以上の基本単位区が互いに隣接し、人口が 5,000 人以上となる地区

17 地図混乱地域とは、公図と現地が大きく異なる地域をいう。このような地域では、道路・下水道整備等の社会基盤の整備、固定資産税の課税等の行政事務に支障を来し、事業・住宅資金の借入れのための担保権の設定等の経済活動も阻害され、開発事業においても、土地の境界確認に膨大な時間を要する等の弊害が生ずるおそれがある。

18 地籍調査の成果が登記所に送付されても、筆界が未定に土地については、地目変更や地積更正などの登記記録上の処理はされない。筆界未定地が含まれていても法 14 条地図として備えることは差し支えないが、地図上明らかでないときは、枠外適宜の箇所に地番を記載し、筆界未定の旨が付記すべきとされている。

記名義人等」に限定している（不動産登記法 123 条 5 号）。よって、地籍調査の立会・承認適格が「その他利害関係人」にまで及ぶとするのは、迅速処理の観点から問題があるため、立会を所有権登記名義人等に限定し、地籍調査の進捗を図る必要がある。

また、地籍調査作業規定準則 30 条 2 項は、隣接地所有者の立会が得られない場合であっても、立会が得られないことについて相当の理由があり、かつ、筆界を確定するに足りる客観的な資料が存在する場合においては、当該資料により作成された筆界案を用いて確認を求めることができるものとしている。

5.3 土地基盤情報の整備

所有者不明土地となる要因について、国および地方公共団体の土地所有者情報の管理不十分を示したところである。国および地方公共団体が土地の所有者情報を一元的に管理する土地基盤情報の整備の必要性について論じる。

第一に、現在、最も土地所有者情報を正確に把握している台帳は、固定資産課税台帳である。そこで、固定資産課税台帳の活用による土地基盤情報の整備を推進する。しかし、固定資産課税台帳の土地所有者情報を活用する際、支障となる問題として守秘義務の問題がある。固定資産課税台帳に記載されている事項のうち、課税庁の調査により知り得た情報は、原則として地方税法 22 条に規定する秘密に該当するため、公用であっても税務所管課外への提供は許されない。この問題に対処するため、地方税法に固定資産税台帳の情報を土地所有者把握のために用いることを、目的規定として追加することを提言する。また、将来的には、マイナンバーの活用により、当該地方公共団体に住民登録がない土地所有者の居所や生死を把握し、固定資産課税台帳および土地基盤情報の精度を維持向上する。

第二に、国土利用計画法に基づく許可および届出について、国が情報を一元的に管理する必要性について述べる。国土利用計画法 23 条の事後届出について、自治事務であるため、政府はその捕捉率を把握していないとしており、地方公共団体も十分につかめていない[19]。

少なくとも、国土利用計画法に基づく規制区域、監視区域および注視区域の土地の売買届出については、政府の主導で売買情報を捕捉する必要があると考える。また、それ以外の土地取引については、市町村の届出情報を取りまとめ、データベース化することが考えられる。

また、届出のインセンティブを強化するため、無届および虚偽の届出の処罰を徹底することを提案する。アメリカは、農業外国投資開示法を制定し、外資による土地の取得・権利移転に関し、連邦政府への届出を義務付けている。届出違反の罰金は、市場地価の最大 25%となる。また、農務省は、外資による土地買収情報について、州および地域ごとに、買収した国別・地目別に毎年ホームページで公開している。なお、国土利用計画法の届出義務違反の罰則は、6 ヶ月以下の懲役または 100 万円以下の罰金であり、アメリカと比して重罰とは言えないものの、罰則の効果が働く水準であると考えられる。罰則のインセンティブ働かない理由は、処罰を徹底できていない点にある。

---

19 公益財団法人東京財団（2013）によると、2012 年 10 月、全国の水源地を有する 165 の地方公共団体からなる「全国水源の里連絡協議会」は参加団体を対象にアンケート調査を行い、120 の市町村から回答を得た。国土利用計画法にかかる土地取引の届出割合について、不明だと回答した市町村は 84%に及んだ。把握していると回答した市町村の平均捕捉率は 5 割弱であった。

5.4 土地基盤情報の公開

土地基盤情報について、土地取引の際、簡易な手法でアクセスすることが可能となれば、低廉な費用で所有者を探索することができるため、取引費用の低減につながる。土地基盤情報を原則として公開とするが、個人情報保護の観点について検討が必要である。この点について、不動産登記簿は公開情報であり、土地所有者の氏名や住所が公開されていることに鑑みると、土地基盤情報についても、その限りで公開することは可能であると考える。また、土地の公益性に着目すると、公開により得られる利益が、公開により生じる損失を上回ると考える。

また、インターネットを使用し、パソコンの画面上で登記情報を閲覧することができる登記情報提供サービスがすでに存在している[20]。現行の不動産登記簿は、何人もウェブ上で閲覧することが可能となっていることからも、土地基盤情報について、ウェブサイトによる公開には理由がある。なお、ログイン ID の管理により、閲覧者の所在を把握し、閲覧の理由については問わないものとする。この点について、イギリスでは、1990 年以降、所有権移転時や相続時の登記が義務付けされており、土地登記所がエージェンシー化されたことに起因するといわれているが、登記簿情報の第三者への開示も積極的に行われている。

将来、所有者不明土地となるおそれのある、耕作放棄地等の低・未利用地の土地情報については、匿名化、曖昧化および不明化を避けることが重要であり、そのために地域の土地情報全般にかかる第三者への開示方法について、法務部局はもとより、国土交通部局、農林水産部局等の関係機関は検討し、情報開示を推進する必要がある。

---

[20] 一般財団法人民事法務協会が運営しており、不動産登記、商業・法人登記、動産譲渡登記および債権譲渡登記に関する登記簿の閲覧等が可能である。2015 年度のオンライン申請による利用件数は約 1 億 2,100 万件である。

6　所有者不明土地を活用する制度の概要と改善方策

6.1 所有者不明土地を活用する制度の概要

所有者不明土地であることが確定した場合、空き家、耕作放棄地および管理を放棄された森林などによる外部不経済の発生を防ぎ、国土の荒廃を防ぐため、土地の利用を促進しなければならない。

以下で、所有者不明土地を活用する現行の個別制度の概要[21]について述べる。

（1）民法

従来の住所または居所を去った者がその財産の管理人を置かなかったときは、家庭裁判所は、利害関係人または検察官の請求により、その財産の管理について必要な処分を命ずることができる（25～29 条）。いわゆる不在者財産管理人制度のことであるが、権利の主体が誰であるか不明な場合には機能しない。

また、相続人のあることが明らかでないときは、家庭裁判所は、利害関係人または検察官の請求によって、相続財産の管理人を選任しなければならないとされる。いわゆる相続財産管理人制度のことで、相続財産管理人は、相続債権者等に対して被相続人の債務を弁済するなど所定の事務処理をし、残余財産を国庫に帰属させる（951～959 条）。

いずれの制度も、財産管理人は必要があれば、家庭裁判所から権限外行為の許可を得て、不在者の財産または相続財産である株や不動産等の売却を行うことができる。

（2）土地収用法

土地所有者または関係人の氏名または住所を確知することができないときであっても、収用委員会が権利取得裁決をすることができ、最終的に起業者が所有権等を取得することができる。また、権利取得裁決を得た起業者は、自らに過失なく補償金等を受けるべき者を確知することができないときには、補償金を供託することができる。

（3）森林法

森林の路網等の設置のため、土地を使用する必要がある場合、事業者が一連の手続きを経ることにより、土地の使用権を設定できる。土地の所有者が不明な場合には、都道府県知事の裁決により、土地の使用権設定を行うことが可能である。

また、森林所有者が間伐の必要な森林の間伐を行わない場合に、適正な間伐および保育を早急に行うことが必要な森林について、その実施を促すため、森林の所有者が不明な場合は、都道府県知事の裁決により、施業代行者が間伐等を行うことができる。

（4）農地法

農業委員会が、毎年 1 回、農地の利用状況調査を行い、遊休農地の所有者等に対する利用意向調査を実施し、意向通りの取り組みを行わないことにより、耕作者不在となるおそれがある場合、農業委員会は、農地中間管理機構との協議を勧告し、最終的に、都道府県知事の

[21] 一般財団法人土地総合研究所（2016）「所有者不明等の不動産等について講じられている現行法制度上の措置について」参照

裁定により、同機構が農地中間管理権を取得できる。
また、所有者等を確知することができない場合における遊休農地の利用について、農業委員会からの公示があっても所有者等から申し出がないときは、都道府県知事は農地中間管理機構に対し、利用権設定の裁定ができる。

(5) 土地改良法
圃場整備事業等の土地改良事業を実施する際には、受益地域内の事業参加資格者の 3 分の 2 以上の同意を得れば、事業計画等の決定が可能である。その際、所在が不明等により意思が確認できない者については、未同意として取り扱うことにより、事業の進捗が可能である。

(6) 土地区画整理法・都市開発法
所有者不明の土地が存在する場合であっても、換地処分または権利変換により不明地主の土地および建物の所有権等の権利を施行地区内に確保が可能である。

(7) 空き家対策特別措置法
特定空き家について、必要な措置を講じようとする場合において、過失なく所有者等を確知することができないときは、市町村長はその者の負担においてその措置を行うことができる。

(8) 地方自治法
地縁団体（自治会、町内会等）が、市町村長の認可を受けた場合、法人格を取得でき、登記名義人となることができる認可地縁団体制度が、平成 3 年に導入され、認可地縁団体が所有する、登記名義人が多数となる場合の不動産についての登記を円滑に行うため、市町村が、一定の手続を経て証明書を発行することにより、認可地縁団体が登記を申請できる特例制度が創設されている。

(9) 筆界特定制度
筆界特定とは、一筆の土地と相隣接地との筆界が現地において明確でないとき、現地における筆界の位置を特定するか、その位置を特定できないときは、当該筆界が存在するはずの土地範囲を特定することをいう（不動産登記法 123 条 2 号)。所有権登記名義人等の申請に基づき、筆界特定登記官が筆界調査委員の意見を参考に行う筆界の公的な認定判断制度として平成 18 年に発足した。この制度を活用することにより、公的な判断として筆界を明らかにできるため、隣人同士で裁判（境界確定訴訟等）をせず、筆界をめぐる問題の解決を図ることができる。
筆界特定制度には、所有者不明土地について特例が設けられている。隣接地の所有権登記名義人等の所在が判明しないときは、筆界特定の申請があったことや筆界を特定したことの通知を公示送達の方法によって行うことができる（不動産登記法 133 条 2 項、144 条 2 項)。
筆界特定登記官の筆界判定には、単にその認識を対外的に公にしたという効果しか与えられておらず、行政処分性は否定されているため、法的効力はない。このため、筆界調査の

結果、筆界の位置が判明しなかったという場合には、筆界を改めて引き直すこと（形成効）はできず、筆界を確定してほしいという申請人の期待は満たされない。また、所有権界の争訟への権限は認められず、調停等を行うことができない。

6.2 土地の寄付と土地所有権の放棄

6.2.1 土地の寄付について

相続人の不存在等の理由により、土地所有者が所有を希望しなくなった土地について、固定資産税の物納や地方公共団体への寄付を希望するケースがある。こうした土地は、そのまま放置された場合、所有者不明化土地になり得る。寄付は、当事者の一方が自己の財産を無償で相手方に与えることを内容とする契約であり、民法上の贈与契約（549 条）に該当するため、私的自治の原則から、両当事者が合意すれば成立する。しかし、受贈者が国や地方公共団体の場合、私人とは異なるため検討が必要である。

まず、受贈者が国の場合、不動産の寄付の申し出があったときは、国有財産法 14 条および同法施行令 9 条の定めにより、国会の議決を経る場合または政令の定めのある場合を除き、当該国有財産を所管する各省庁の長は、財務大臣に協議しなければならないこととされている。よって、所定の手続きを経ることで取得可能である。同法施行令 9 条 2 項には、相手方が公共団体であるときについての規定もあり、公共団体から国への寄付も想定されている。不動産という国有財産の中でも特に重要な財産の取得に関して、財産の利用の面から総合調整が必要であるという視点は、地方公共団体における行政財産の取得の場合においても重要なポイントとなる。

次に地方公共団体が寄付を受け取ることができるかについて検討する。地方自治法 96 条 1 項 9 号において、普通地方公共団体の議会が議決しなければならない事項の一つとして、負担付きの寄付または贈与[22]を受けることが規定されている。すなわち、負担付きでない寄付または贈与に関しては議会の議決権の対象ではなく、執行機関の裁量が広く認められているとの解釈ができる。また、多くの地方公共団体では、財務関係法規の一つとして、公有財産規則を制定し、行政財産の取得等について規定をしている。ただし、この規則は、財産の取得がなければ事業が実施できない、道路や河川の整備などの公共事業を実施する上で必要な財産の取得、管理および処分に関する手続きを定めるものであり、不動産の寄付一般について規定されてものでないため、結局は、条例等により、不動産の寄付受け土地について規定する必要がある。

一般的に、公的利用が見込める場合以外は、地方公共団体は土地の寄付を受け取らない姿勢である。東京財団は、全国の市町村に対し、年間の寄付申し出件数と受け取り件数のアンケート調査を行なった。東京財団アンケート結果を図 10 および図 11 として示す。

その結果、個人からの寄付希望について、495 団体から回答があり、年間の申し出件数が「1〜5 件」が 304 団体（61%）で最も多かった。他方、実際に寄付を受け取った件数は、396 団体のうち「0 件」が 220 団体（56%）で最多であり、地方公共団体の受け取らない姿勢が伺える。

---

22 負担付きの寄付または贈与とは、寄付等を受ける場合に「反対給付的な意味において地方公共団体の負担を伴う一定の条件が付され、その条件に基づく義務を履行しない場合は、当該寄付又は贈与が解除されるようなもの」と説明されている（松本英昭『要説地方自治法（第 9 次改訂版）』）。

さらに、受け取る土地事例については、365 団体より回答があり、「公的利用が見込める場合」が 343 団体（94%）であった。公共利用の具体例は、人口規模や地域を問わず、道路用地がほとんどであった。また、受け取らない土地事例については、420 団体より回答があり、「公的利用が見込めない場合」（266 団体）のほか、「個人の都合による場合」（39 団体）、「維持管理が負担となる場合」（34 団体）という回答が見られた。以上の結果から、利用見込みや資産価値の低い土地の処分に所有者が苦慮している一方で、行政が個人からの土地の寄付を受け取るのは、道路用地など公共的な利用見込みのあるごく一部の事例に限られているという現状が分かった。

このことについて、最終的には、土地という資産の性質を考慮して、公的に管理することが望ましいと考える。また、地方公共団体が寄付による土地を受け取った場合、アメリカのクレイグズ・リストを参考に、所有者不明土地のウェブ上の取引市場（無償譲渡市場）を整備することなどが考えられる。いずれにしても、土地の寄付の申し出を拒否することは、所有者不明土地となる可能性が相当程度に高いため、公的に管理をする必要がある。

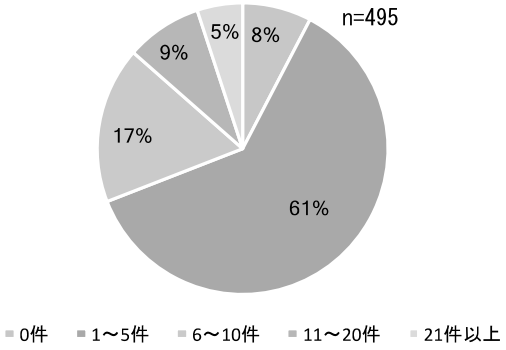


図 10　年間の寄付の申出件数
（東京財団アンケート結果により作成）

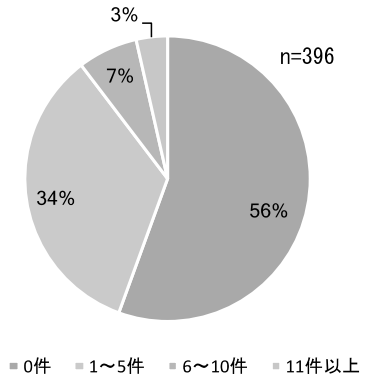


図 11　年間の寄付の受取件数
（東京財団アンケート結果により作成）

6.2.2 土地所有権の放棄について

所有者のない不動産は国庫に帰属する（民法 239 条 2 項）とされるが、不動産の所有権の放棄は、行政実務において認められていない[23]。また、所有権放棄一般について判示した判例もない。民法では、不動産の権利放棄に関する規定として、「設定行為で地上権の存続期間を定めなかった場合において、別段の慣習がないときは、地上権者は、いつでもその権利を放棄することができる」（268 条 1 項）、「共有者の一人が、その持分を放棄したとき、又は死亡して相続人がいないときは、その持分は他の共有者に帰属する」（255 条）などの規定があるが、前者は地上権の存続期間を定めなかった場合の特例であり、後者は共有の場合の特例である。これらをもって、不動産所有権一般について、放棄が可能であるとは言え

[23] 昭和 41 年の法務省民事局長回答として、「所問の場合は、所有権の放棄はできない」とした。これは、ある神社所有の崖地が崩壊寸前で、補修に多額の費用が見込まれるところ、神社は、これを負担する資力がないため、所有権を放棄して国に帰属せしめ、国の資力によって危険防止を図ろうと考えて、神社本庁から、土地所有権の放棄は所有者から一方的にできるか、所有権放棄が可能であれば、登記の手続はどのようにするかが照会されたものである。

ないように思う。

この点について、不動産所有権の放棄は一般に可能であると考えてよく、動産と異なった取り扱いをする理由もないため、不動産物権変動の一般理論に従えば、所有権放棄の意思表示は単独行為であり、登記が具備されることによって第三者対抗力を有することになるという考え方もあるが少数派の意見である。

諸外国の動向として、ドイツ民法 875 条および 928 条は「所有権は所有者による放棄の意思表示と不動産登記簿における権利の抹消により消滅し、その先占権は連邦の国庫に帰属し、その不動産の登記がなされることによって国庫に帰属する」と規定されている。また、フランスにおいては、不動産所有権の放棄が可能か否かについては両論があり、 一般理論が確立している状況にはないこと、日本民法 239 条 2 項の母法であるフランス民法 713 条が、従来は無主の不動産の国庫帰属を規定していたところ、2004 年の改正により、無主の不動産について、第一次的には市町村帰属、第二次的に国家帰属を規定したことが参考になる。

土地の寄付を国や地方公共団体が受け取らない場合と同様、土地所有権を放棄できず、かつ、資産価値が低いため、売却もかなわない場合、所有者不明土地となりうる。

この点について、所有者は、法令の制限内とはいえ、自由にその所有物を処分することができる。処分には、第三者にその物を譲渡するような法律的処分だけでなく、要らなくなった所有物を捨ててしまうなどの物理的処分も含まれる。現状、不動産の所有権放棄に関するルールは見られないため、不動産の所有者は、所有者として処分権を有する以上、自由にその所有権を放棄することができるものと解する。所有権放棄も一つの法律行為であるため、公序良俗に反することや、権利濫用は許されないが、所有権を放棄するというのは、ほとんどの場合、その物が所有者にとって価値がなく所有し続けることが負担でしかない場合であるので、単に不動産の所有権を放棄することは、公序良俗に反することや権利濫用にはならない[24]。

不動産の場合、動産と大きく違う点は、登記の問題である。所有権を放棄する場合は、放棄者の単独申請は許されず、所有権を取得する国または地方公共団体との共同での登記申請を条件とすると、所有者不明土地となることを防止することができる。

6.3 所有者不明土地を活用する新制度の創設

所有者不明土地であることが確定した土地について、有効活用を可能とするための新制度について検討する。所在不明株主の株式売却制度および休眠預金活用法の休眠預金の公益事業活用制度を参考に、所有者不明土地活用制度を創設する。

6.3.1 所在不明株主の株式売却制度の概要

所在不明株主の株式売却制度とは、所在不明株主の意思にかかわらず、当該株式を市場での売却等により、株主としての地位を剥奪することができる制度である。株主に対する通知や催告は、株主名簿に記載あるいは記録されている住所もしくは株主が会社に通知した宛先等に対し郵送等でされ、このような通知や催告が 5 年間継続して届かなかった場合、それ以降、会社はその株主に通知や催告をする必要はないと規定している（会社法 196 条）。

24 田處博之（2013）「土地所有権の放棄は許されるか」に同旨

このような株主を「所在不明株主」という。通知や催告は不要としているが、株主名簿から抹消することは認めていない。所在不明株主が増加すると、株主総会の定足数確保に影響が出るなど、株主の管理上の問題が発生する。2002 年の商法改正により所在不明株主の株式売制度が設けられ、①通知不要制度の対象となる株主または登録質権者で、②5 年間継続して配当金を受け取らないといった要件を満たせば、取締役会の決議により、会社は、所在不明株主の意思にかかわらず、当該株式を競売、市場売却、または会社の買受け等により、金銭に換えて、株主に支払い、株主名簿から抹消するというものである。なお、あらかじめ公告をするとともに、株主名簿に記載された住所に通知する必要がある。売却代金は、従前の株主に対して支払う必要があるため 10 年間管理しておく必要がある。10 年間請求がなければ時効により既存株主の権利は消滅し、当該未払代金は会社に帰属する。また、会社は債権者不確知を理由として売却代金を供託して債務を免れることもできる。

6.3.2 休眠預金活用法の休眠預金の公益事業活用制度の概要

休眠預金活用法の休眠預金の公益事業活用制度とは、10 年以上資金移動のない預金であり、これまで金融機関で長期停滞していた巨額の資金である休眠預金[25]を、社会的事業の財源として供給することにより、地域の経済および産業の発展に寄与する制度である。休眠預金については、国家予算に合算しない形で、預金保険機構にプールする方法が選択された。本法律により、各金融機関の休眠預金は、休眠預金を国が管理する預金保険機構に移管され、指定活用団体による資金分配団体の選定、助成および貸付を通じて、NPO 法人や自治会等の活動の財源として活用される。

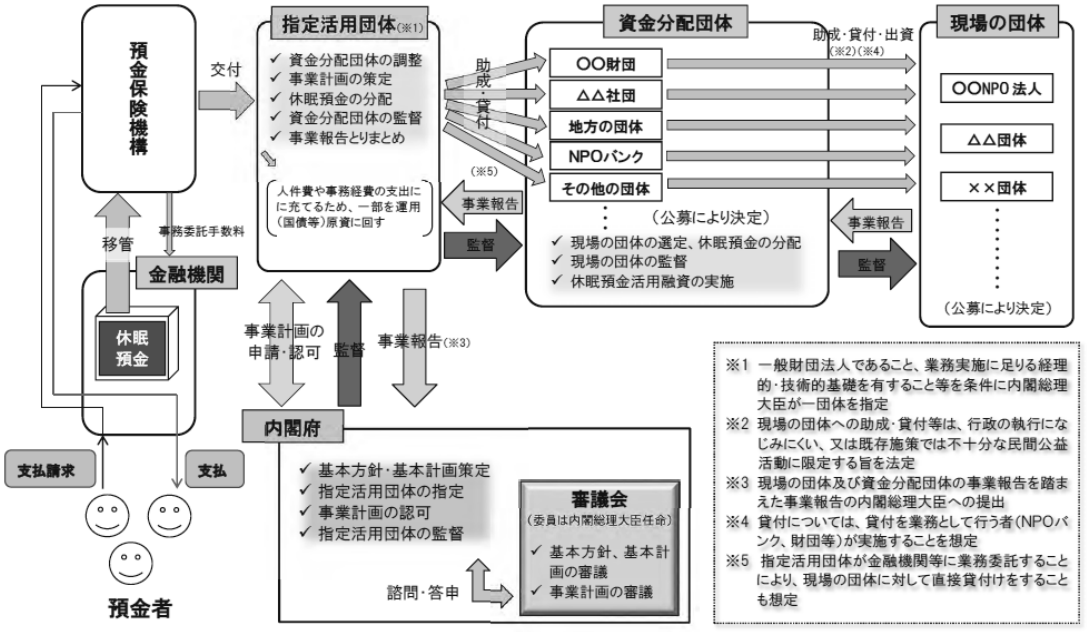


図 12　休眠預金の管理・活用のイメージ
（休眠預金活用推進議員連盟 法律案説明資料より引用）

25 金融庁が 2008～2013 年度に行った「休眠預金の発生・払戻状況」の調査によると、日本の休眠預金は、金融機関合計で、2008～2010 年度は、平均約 874 億円発生し、2010～2013 年度には、平均約 1,050 億円発生したという。預金者の請求による払戻し対応後でも約 620 億円と推計されている。

6.3.3 所有者不明土地活用制度の創設について

所有者不明土地の活用に資する新制度として、所有者不明土地活用制度について検討する。大まかではあるが、所在不明株主の株式および休眠預金を「所有者不明土地」、所在不明株主および休眠預金の預金者を「所有者不明土地の真の所有者」、会社および預金保険機構を「国または地方公共団体」と読み替えることで、大枠をつかむことができる。

所有者不明土地活用制度については、一定の手続きを経た後、所有者不明土地の真の所有者の意思に関わらず、当該土地を国または地方公共団体が管理し、活用できるものとする。想定している制度の流れは以下の通りである。

①一定期間の調査により、所有者不明土地台帳を作成し、真の所有者またはその相続人等を探索する。②真の所有者またはその相続人等が判明した場合は、土地の所有の意思を確認する。また、所有者不明土地であることが確定した場合は、5 年間、公示送達の方法に則り、所有者を探索している旨を広く公示する。③真の所有者が寄付の意思を示す、または土地の所有権を放棄する場合は、国または地方公共団体が所有権を取得する。また、真の所有者からの申し出がなく、公示から 5 年間が経過した場合は、国または地方公共団体に管理権が移る。ただしその場合、所有権は真の所有者にある。④国または地方公共団体は、この方法により管理権を取得した土地を、換価し、または現物のまま、公共のために活用することができる。具体的には、換価した場合は、休眠預金の公益事業への活用の例に則り、NPO 法人等への助成または貸付を行う。また、現物のまま、当該土地を活用しようとする者に使用権を付与することも可能とする。その際、補償金は供託することが考えられる。供託期間は債権の消滅時効期間に準じ、10 年間とし、期間内に真の所有者またはその相続人等が現れた場合は、補償金を支払う。

なお、所有者不明土地を国または地方公共団体が直接に管理または使用権設定等を行わず、基金の設立等により実施することも考えられる。

7　おわりに

国土のグローバル化や所有者不明化は、統計データが存在しないため、実証分析の材料が揃っておらず、学術的なテーマとしてあまり取り上げられていない状況であった。所有者不明土地について、全国的な調査が必要であると考える。

所有者不明土地は、行政の政策課題として、2011 年 3 月に発生した東日本大震災を契機としてようやく取り上げられたように思う。しかし、2016 年 7 月に NHK が「いったい誰の土地？深刻な実態」と題する特集として取り上げ、また、同年 11 月に日本不動産学会主催の所有者不明土地に関するワークショップが開催されるなど、注目を集める社会問題となりつつある。

社会問題の萌芽を未然に防ぐ本稿関連の議論の深化は見られないが、そこに学術的な意味を見出す一般論もある。『「持たざる国」の資源論』の著者である佐藤仁氏は言う。「有限で不可逆的な性質を持つ資源環境問題を扱う場合、十分な数の事例が揃うころにはもはや取り返しがつかなくなっている可能性もある。そうした場面で必要になるのは、量的な厚みで何かを証明しようとするものではなく、小さな部分のつらなりから大きな変化の兆候をつかめるような一般化の方法であり、そこで得られた知見を裾野の広い公共行動に結びつける道筋を立てる知の枠組みである。」[26]

本稿の考察が、所有者不明土地の解決の道筋の一つになれば、これ以上に意義深いことはない。

謝辞

本稿の執筆にあたり、まちづくりプログラムディレクターの福井秀夫教授、主査を担当してくださった沓澤隆司教授、副査を担当してくださった下村郁夫教授、細江宣裕准教授、小川博雅助教授には、長時間にわたり丁寧かつ熱心なご指導をいただきました。また、中川雅之客員教授、塩澤一洋客員教授、鶴田大輔客員教授にも、ご多忙の中有意義なご指導をいただきました。この場をお借りしまして御礼申し上げます。加えて、まちづくりプログラムの学生の皆さまからも日々激励とご意見をいただきましたことに御礼申し上げます。

なお、本稿における見解および内容に関する誤りは全て筆者に帰します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

[26] 公益財団法人東京財団（2013）「空洞化・不明化が進む国土にふさわしい強靱化対策を～失われる国土Ⅱ～」参照

参考文献

・寶金敏明（2014）『境界の理論と実務（初版 4 刷）』日本加除出版
・金子宏（2005）『租税法第十版』弘文堂
・八田達夫（2008）『ミクロ経済学 I−市場の失敗と政府の失敗への対策』東洋経済新報社
・八田達夫（2009）『ミクロ経済学Ⅱ−効率化と格差是正』東洋経済新報社
・八田達夫・髙田眞（2012）『日本の農林水産業（4 刷）』日本経済新聞出版社
・西田寛・河原光男・西尾光人著、寶金敏明・右近一男編著（2016）『山林の境界と所有−資料の読み方から境界判定の手法まで』日本加除出版
・川井健（2016）『民法入門（第 7 版第 4 刷）』有斐閣
・所有者の所在の把握が難しい土地への対応方針に関する検討会（2016）『所有者の所在の把握が難しい土地に関する探索・利活用のためのガイドライン（第 2 刷）』日本加除出版
・山野目章夫（2014）『不動産登記法概論−登記先例のプロムナード（初版第 2 刷）』有斐閣
・松本英昭（2015）『要説地方自治法（第 9 次改訂版）』ぎょうせい

参考資料

・梅村美穂（2010）「土地の境界を明確にするための制度に関する研究」政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
・野田巖（2004）「林地における地籍調査前後での面積の変動と調査の進捗状況」、『九州森林研究』No.57、p.67〜p.72、九州森林学会
・国土交通省（2016）「土地白書（平成 28 年版）」
・林野庁（2016）「森林・林業白書（平成 28 年版）」
・国土交通省土地・建設産業局地籍整備課（2012）「ご存じですか？地籍のこと−地籍調査はなぜ必要か（平成 24 年度版）」
・国土交通省総合政策局総務課（2014）「不明裁決申請に係る権利者調査のガイドライン」
・国土交通省土地・建設産業局企画課（2007〜2016）「土地所有・利用概況調査報告書（平成 18 年度版〜平成 27 年度版）」
・一般財団法人土地総合研究所（2015〜2016）「地籍図（土地の境界図）の整備について(1)〜(5)」リサーチ・メモ
・一般財団法人土地総合研究所（2016）「所有者不明等の不動産等について講じられている現行法制度上の措置について」リサーチ・メモ
・一般財団法人土地総合研究所（2017）「相続未登記と固定資産税実務について」
・参議院事務局企画調整室編（2015）「進捗が遅れている地籍調査の現状と今後の課題」、『立法と調査』No.369
・幾度明（2014）「所有者不明土地問題の実態と対応の方向性について〜人口減少社会における望ましい国土管理の実現に向けて〜」みずほ総合研究所 Working Papers
・公益財団法人東京財団（2012）「失われる国土〜グローバル時代にふさわしい『土地・水・森』の制度改革を〜」
・公益財団法人東京財団（2013）「空洞化・不明化が進む国土にふさわしい強靱化対策を〜失われる国土Ⅱ〜」
・公益財団法人東京財団（2014）「国土の不明化・死蔵化の危機〜失われる国土Ⅲ〜」

・公益財団法人東京財団（2016）「土地の『所有者不明化』～自治体アンケートが示す問題の実態～」
・阿部剛志（2014）「適切な国土資源管理を脅かす土地所有問題とその処方箋」、季刊政策・経営研究、三菱 UFJ リサーチ＆コンサルティング
・神山智美（2016）「不要な不動産（建物および土地）の地方公共団体への寄付は可能か？−地方自治法 96 条 1 項 9 号『負担付きの寄付又は贈与』の検討から−」、『富山大学紀要．富大経済論集』第 62 巻第 1 号抜刷
・田處博之（2013）「土地所有権の放棄は許されるか」、『札幌学院法学』29 巻 2 号、p. 169～p. 196）
・田處博之（2016）「所有権放棄とはなんであるか−不動産所有権放棄の可否をめぐる議論の前提として−」、『札幌学院法学』32 巻 2 号、p. 203～p. 237
・田家邦明（2016）「『所有者の所在の把握が難しい土地』問題と森林管理政策に与える影響について」、『農業研究』日本農業研究所研究報告、第 29 号、p. 229～p. 269
・亀井亜希子（2016）「休眠預金活用法が成立−2019 年秋頃から福祉・健康増進・地方活性化事業へ助成・貸付が開始−」大和総研

不動産競売に係る制度改正の実証分析
～一般不動産売買との比較を通じて～

＜要旨＞

住宅ローン等の返済が困難になった場合、物件に付された抵当権が不動産競売により実行され、売却代金から債務の弁済がなされる。不動産競売取引は一般の不動産売買取引と比較して、物件の購入に際して、物件内部を自由に閲覧することが制限されていること等、制度に歪みが生じていることにより、通常の不動産取引にはないリスクを伴うものとなっているため、一般不動産売買に比べて売却価格は低く抑えられていると言われている。

担保物件からの債権回収手段といえる不動産競売による回収額が低額なものになれば、貸し手である金融機関等の収益悪化に繋がり、信用リスクに備えたコストの上昇に起因した新規貸出金利の上昇に繋がる可能性がある。これに対応するため、不動産競売については2000年代において制度改正が一部行われてきているところであることを踏まえ、本改正が不動産競売の円滑化に寄与しているのか明らかとするため、本制度改正の効果及び一般中古不動産市場との売却価格差に係る実証分析を行った。その結果、制度改正によって落札率、入札件数及び落札価格には正の効果が認められたものの、一般不動産売買における売却価格差は依然として大きいことが明らかとなった。当該結果を踏まえ、不動産競売の更なる制度の見直し及び抜本的な不動産競売制度の制度設計について提言を行った。

2017年（平成29年）2月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16702　大岡　友輔

目次

1.　はじめに 155
2.　不動産競売制度及び任意売却の概要 156
2.1　不動産競売の概要 156
2.2　任意売却の概要 156
3　不動産競売制度の主な改正事項 157
3.1　短期賃貸借保護制度の廃止 157
3.2　最低売却価額制度の改正 158
3.3　インターネットを利用した情報提供方法の導入 159
4　不動産競売における制度改正が与える影響についての実証分析 159
4.1　検証する仮説 159
4.2　データ 159
4.3　推計モデル 161
4.4　推計結果と考察 162
5.　不動産競売と任意売却及び中古不動産売買価格との価格差に関する実証分析 165
5.1　問題の背景と検証する仮説 165
5.2　データ 166
5.3　推計モデル 167
5.4　推定結果 167
6　裁判所競売の制度改正に係る政策提言 168
6.1　競売物件に関する情報の非対称性の解消に係る提言 168
6.2　入札を有効とする下限価格に係る提言 169
6.3　物件の引渡について 169
7　不動産競売の制度設計に係る政策提言 170
7.1　米国における非司法競売制度について 171
7.2　日本における制度設計の考察 171
7.3　債務者の売却協力へのインセンティブ措置について 174
8　おわりに 176
9　今後の課題 177
謝辞 177
参考文献等 177

1. はじめに

不動産競売取引は一般的な不動産の売買取引と比較して、物件の購入に際して、売主から協力を得ることが困難であること、物件内部を自由に閲覧することが制限されていること等、制度に歪みが生じていることにより、通常の不動産取引にはないリスクを伴うものとなっているため、一般の不動産市場における売買に比べて売却価格は低く抑えられていると言われている。担保物件からの債権回収手段といえる不動産競売による回収額が低額なものになれば、貸し手である金融機関等の収益悪化に繋がり、信用リスクに備えたコストの上昇に起因した新規貸出金利の上昇に繋がる可能性がある。これに対応するため、不動産競売制度については、2000 年代において、短期賃貸借保護制度の廃止等、複数の制度改正が行われてきている。

本稿においては、こうした不動産競売における複数の制度改正がもたらした効果に着目し、不落データを含めた不動産競売に係る多年度のデータを用い、制度改正が落札率、入札件数及び落札価格に与えた影響について実証分析を行った。さらに、不動産競売データと、任意売却データ及び一般不動産売買データを比較することで、不動産競売と一般不動産売買における売買価格の差が大きいことを明らかにした。

不動産競売制度における統計的分析の先行研究としては、次のようなものがある。田口・井出（2004）は、大阪地方裁判所における不動産競売データにより回収率と落札率を計算することで、競売市場の現状を分析しつつ、最低売却価額の役割について考察を行っている。丸岡（2011）は、2010 年における不動産競売データにより、短期賃貸借保護制度廃止後における明渡猶予制度等の占有形態が与える落札価格等への影響について実証分析を行っている。一見（2014）は不動産競売物件情報サイト（以下、「BIT システム」という。）の導入における影響を DID 分析によって明らかとした。高橋(2015)は、最低売却価額制度の改正が競売落札率及び落札価格に与えた影響について分析し、最低価格基準を定める制度の見直しについて提言を行っている。福井・久米（2015）は、短期賃貸借保護制度の廃止がもたらした落札価格への影響を考察したほか、短期賃貸借保護が落札価格に与えた影響を制度改正前後で比較して考察している。

このように不動産競売については多くの先行研究が存在するが、不動産競売の複数の制度改正の影響を多年度の不動産競売データを用いて分析し、さらに任意売却及び一般不動産売買との価格差を明らかにした論文はこれまでにない。

本稿では、不動産競売における制度改正の影響及び不動産競売と一般不動産売買との価格差を明らかにした上で、裁判所による不動産競売の円滑化の方策を考察した。さらに、現在の競売制度が抱える課題である、物件の売り手である債務者にとって売却協力に対するインセンティブが欠如している状況を克服するための制度設計について政策提言を行った。

2.　不動産競売制度及び任意売却の概要

2.1　不動産競売の概要

不動産競売は、民事執行法に基づいて、所有者の不動産を裁判所によって強制的に売却し、債権者の債権回収を図る手続である。裁判所は、債権者からの申立に基づき、該当する不動産を差し押さえた上で、入札期間を一定期間設定し、その間に入札された中で最高の価格を提示した者に対して売却を実施し、売却価格を債権者に対して配当する。以下は具体的な不動産競売の流れである。

2.1.1　申立、不動産差押

不動産競売は、対象となる不動産の所在地を管轄する地方裁判所が執行裁判所として管轄を行う。競売申立が行われると、裁判所は不動産競売の開始決定を行い、債権者のために担保不動産を差し押さえる。

2.1.2　物件調査

差押がなされると、裁判所は売却実施のための準備として物件の調査を行う。これは、物件の売却条件を決めるためのものであり、裁判所の執行官による現況調査と評価人による調査が実施される。現況調査及び評価人による評価が完了すると、裁判所執行官は不動産の表示、権利関係の概況をまとめた物件明細書を作成し、売却基準価額及び買受可能価額（売却基準価額の 8 割）を決定する。その後、物件明細書、現況調査報告書及び評価書のいわゆる「3 点セット」の写しが公開される。

2.1.3　売却、配当

売却の方法は、期日入札、期間入札及び競り売りの方法が民事執行法において定められているが、通常は期間入札の方法により実施される。開札期日までに入札が行われた中で、買受可能価額以上の額で最高額で入札した者を決定し、裁判所によって売却決定が許可されると、最高価買受申出人は購入のための代金納付を行う。代金納付後、裁判所によって買受人に対する所有権移転登記及び債権者等に対する配当が実施される。

2.2　任意売却の概要

任意売却とは、債務者の意思のもとで、債権者と合意の上で不動産仲介業者を通じて一般の不動産市場において、担保となっている不動産を売却し、その売却金額をもって債権者に対して弁済を行う制度である。不動産の売却手続は不動産仲介業者が行うが、債権者は売出価格の妥当性の検証等、売却手続に係るコントロールが可能である。

売出価格が決定した後、不動産業者は売却を促進するため、広く広告を実施する。その後、購入希望者が現れた場合には、他の抵当権者や差押権者との交渉を実施する。これは売

却代金の配分を調整するものであり、他の抵当権者や差押権者の了解が取られない場合には、抵当権が抹消されず、売却が困難になるために行われる。

任意売却の場合、一般の不動産市場において売却がなされるため、不動産競売よりも高い価格で売却でき、かつ必要となる手続も不動産競売に比べ少ないことから、売却までの期間も短いと言われている。加えて、転居費用等を費用控除として認める事例がある等、債務者にとっての利得が生じるため、これらを謳い文句として営業を行う不動産仲介業者も存在する。債権者においては、早期の売却と債権回収額を高めることを企図し、不動産競売に優先して任意売却を債務者に勧奨する事例が存在する[1]。

3　不動産競売制度の主な改正事項

3.1　短期賃貸借保護制度の廃止

不動産競売物件について、占有者が自主的に退去すれば問題は生じないが、そうでない場合、不動産競売の買受人が占有者と立退交渉を行う必要がある。この占有に関して、不動産競売の阻害要因と思われてきたものが、短期賃貸借保護制度である。

短期賃借権とは、建物については3年以内の賃貸借契約であれば、契約期間内において、抵当権設定よりも後に設定された優先度の低い賃借権であったとしても、抵当権の実行後においても、競売物件の買受人に対して、存続期間中の賃借権の継続を主張することができる権利であり、抵当権に対抗することができる。

この短期賃貸借保護制度を悪用し、不動産競売を阻害してきた事例が多数存在した。債務者にとってみれば、抵当権が実行されることにより、自らの所有不動産の権利を失うだけに止まらず、不動産競売による担保不動産の売却代金で債務全額の返済ができない場合には、残債務の返済義務が継続して生じることになる。そのため、債務者が不動産競売に協力することへのインセンティブは低く、債務者と暴力団などの反社会的な集団による占有屋が結託して短期賃借権を設定することにより、不動産競売実施後において買受人に対して多額の立ち退き料を要求するといった手口が横行した[2]。

図-1は短期賃貸借保護制度が与える金融市場における需要と供給への影響について示したものである。短期賃貸借保護がなかった場合においては、均衡点Eにおいて金利と資金供給量が決定されるが、短期賃貸借保護が存在する場合においては、貸し手である金融機関において競売が不成立となる等のリスクが高まることにより、供給曲線が大きく左方シフトすることになる。一方、需要曲線は当該制度を悪用することによる執行妨害等が可能となっている状況にあることから右方シフトするが、そのシフト量は供給曲線のシフト量よりも小さくなる。なぜならば、貸し手である金融機関にとって、借り手が返済困難に陥った際に、悪質な手口を取るかどうかについては貸出時において判別することが難しく、借り手と貸し手

[1] 法務省（2007） pp.35-38
[2] 福井（2007） pp.108-110

の間で情報の非対称性が存在し、貸し手にとってリスクが高まるためである。この需要曲線及び供給曲線のシフトは、金利の上昇及び資金供給量の減少がもたらされることで余剰を減少させる結果をもたらす。短期賃貸借保護制度については、2001 年に開始された法制審議会担保・執行法制部会において廃止が議論され、2003 年の法改正によって廃止された。

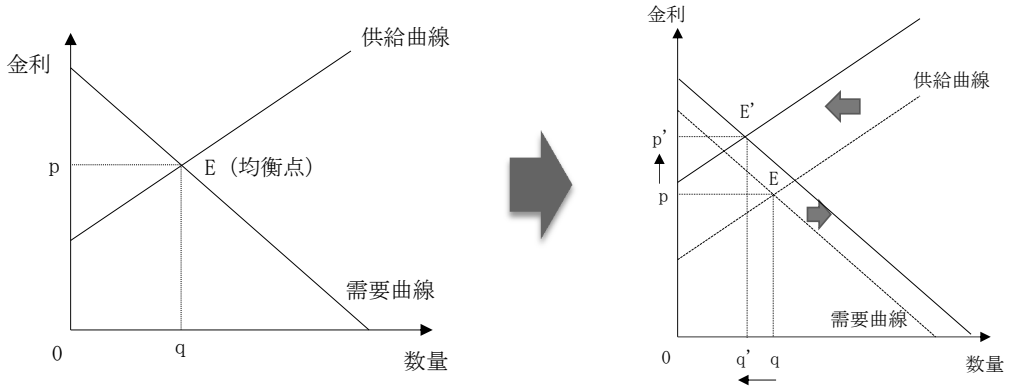


図-1　短期賃貸借保護制度による金融市場の需要と供給の変化

3.2　最低売却価額制度の改正

従来、不動産鑑定士の評価を元に最低売却価額を設定し、それ以上の価格での入札が無い場合にあっては、当該不動産競売を不成立とされていたが、2004 年の民事執行法改正において、最低売却価額を売却基準価額に改め、その 8 割以上の価格（買受可能価額）であれば競売を成立させることとなった。

図-2 は本制度改正による競売物件における需要と供給への影響について示したものである。仮に競売物件に係る時価が均衡点の E’で決定されるような物件の場合、最低売却価額 E がそれを上回る場合には、落札されない結果となる。一方で、時価が買受可能価額よりも高い場合には入札が有効となるため、落札される確率の上昇に繋がり、結果として不動産競売による債権回収が容易になるものと考えられる。しかし、入札を有効とする価格制限自体は残っており、買受可能価額が不落を招く可能性は残されている状況にある。

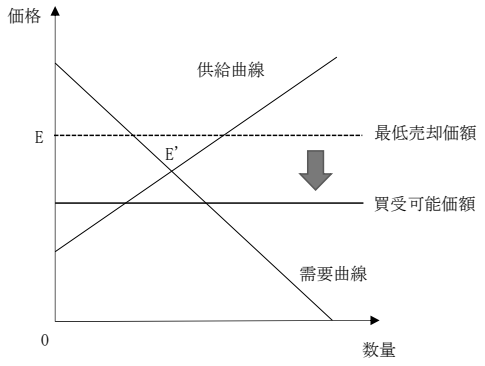


図-2　最低売却価額制度改正の影響

3.3　インターネットを利用した情報提供方法の導入

競売に付された物件の内容については、裁判所が調査を行った「物件明細書」、「現況調査報告書」及び「評価書」のいわゆる 3 点セットを閲覧することによって情報を得ることができる。従来においては競売が執行される裁判所に据え置かれる形により公開されていたが、2003 年の民事執行法改正により、従来行われていた執行裁判所に据え置く方法に代え、物件明細書の内容を不特定多数の者に提供する方法を最高裁判所規則で定めることが可能となった。これを受け、インターネットを利用した情報提供の方法が定められ、全国の地裁においてBIT システム[(3)]を利用したインターネットによる情報提供が広まった。

図-3 は本制度改正が入札件数と落札価格に与える影響について示したものである。BIT システムの導入によって、競売参加者にとっては、物件の情報取得に係る費用が低減し、これまで情報取得が困難であった買い手にとって参加することのインセンティブが高まることが期待される。これにより、需要曲線は右方シフトすることになり、競売落札価格の上昇及び入札件数の増加に繋がる。

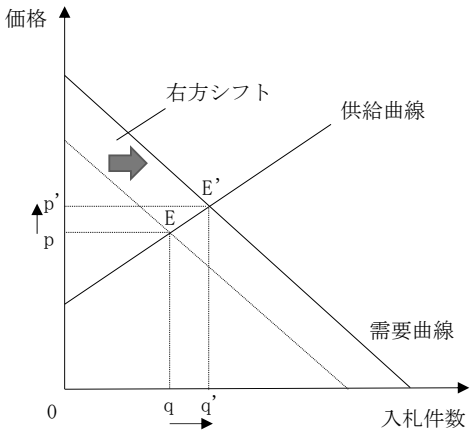


図-3　BIT システムの導入の影響

4　不動産競売における制度改正が与える影響についての実証分析

4.1　検証する仮説

不動産競売においては 3. で記述した制度改正が行われてきている。そこで、「これらの制度改正が不動産競売の円滑化をもたらし、落札確率の上昇、競売案件ごとの入札件数の増加及び落札価格の上昇させたのではないか」との仮説のもと、実際の不動産競売におけるデータを用い、制度改正が与えた影響について検証する。

4.2　データ

本稿では、実際に行われた不動産競売の個別データを用いることとし、有限会社キャリア

(3)　http://bit.sikkou.jp/app/top/pt001/h01/

デザインから入手した物件属性情報及び売却結果情報、株式会社エステートタイムズから入手した「物件明細書」、「現況調査報告書」及び「評価書」に記載された情報を競売案件ごとに結合させ、データベースを構築した。

なお、不動産競売は裁判所の管轄地域ごとに実施されるが、本稿ではデータ制約の観点から、東京地方裁判所、千葉地方裁判所、横浜地方裁判所及びさいたま地方裁判所の本庁及び各支部で実施された競売事件を対象とした。これらの地域において、競売制度改正（制度改正時期は表-1 のとおり。）の前後を捉えた 2001、2003、2004、2005 及び 2009 年度において開札が行われた案件で、かつ居住用マンションに限定して分析を実施することとした。なお、居住用マンションに限定した理由は、土地と建物の一体価格であり、かつ物件が概ね標準化されているため、制度変更に着目した分析が容易であるものと考えたためである。なお、control 変数[4]は表-2、基本統計量は表-3 のとおりである。なお、制度改正ダミーは、改正後であれば 1 を、改正前であれば 0 を示すダミー変数であり、制度改正の効果を確認するため本変数の結果に着目する。

年度	制度改正概要
2002	東京地裁本庁でBITシステムが導入
2004	短期賃貸借保護制度廃止
2005	最低売却価額制度改正
2006	東京地裁立川支部、千葉地裁全域、埼玉地裁全域、横浜地裁（本庁、小田原支部）でBITシステム開始
2008	横浜地裁（川崎支部、横須賀支部、相模原支部）がBITシステムを導入。１都３県の全地裁においてBITシステムが導入される

表-1　不動産競売に係る制度改正時期

表-2　使用する control 変数

変数	内容
最寄駅までの距離	最寄駅までの道路距離（km）
地裁ダミー（東京）	当該地裁（建設地が東京）における競売案件について1をとるダミー変数
地裁ダミー（さいたま）	当該地裁（建設地が埼玉）における競売案件について1をとるダミー変数
地裁ダミー（千葉）	当該地裁（建設地が千葉）における競売案件について1をとるダミー変数
専有面積	専有部分の床面積（㎡）
バルコニーダミー	バルコニーがある場合に1をとるダミー変数
総戸数	マンションの総戸数（戸）
階数	専有部分が位置する階数（階）
総階数	マンションの総階数（階）
建築後年数	建築日から開札日までの年数（年）
SRC造ダミー	SRC造の場合に1をとるダミー変数
管理費滞納ダミー	管理費滞納がある場合を1とするダミー変数
短期賃借権ダミー	短期賃借権が設定されている場合に1をとるダミー変数
賃貸借ダミー	賃借権が設定されている場合に1をとるダミー変数
第三者占有ダミー	第三者による占有がなされている場合に1をとるダミー変数
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	最低売却価額（2005年度以降のデータについては買受可能価額）（万円）

[4] control 変数として、不動産市況のマクロ変動要因をコントロールすべく、物件属性の１つである最寄駅までの距離と年度ダミーとの交差項についても採用した。

表-3　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
落札・不落ダミー	17684	0.896290	0.304892	0	1
入札件数	17684	8.294108	8.387802	0	87
ln 落札価格	15850	16.101440	0.738086	12.72784	25.01517
BITシステム導入ダミー	17684	0.453687	0.497865	0	1
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	17684	0.623332	0.484564	0	1
最低売却価額制度改正ダミー	17684	0.440851	0.496503	0	1
最寄駅までの距離	17684	1.226735	1.476636	0.03	18.64
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	17684	0.242780	0.847284	0	15.36
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	17684	0.231452	0.834275	0	16.24
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	17684	0.231587	0.834928	0	18.64
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	17684	0.276397	0.692386	0	13.5
地裁ダミー（東京）	17684	0.421398	0.493797	0	1
地裁ダミー（さいたま）	17684	0.119996	0.324965	0	1
地裁ダミー（千葉）	17684	0.159749	0.366383	0	1
専有面積	17684	58.279340	102.012800	5.47	7524
バルコニーダミー	17684	0.968220	0.175419	0	1
総戸数	17684	78.179430	111.820200	2	2233
階数	17684	4.206537	2.990483	1	52
総階数	17684	7.570233	3.777935	1	56
建築後年数	17684	17.686100	9.450777	0.7150685	110.2658
SRC造ダミー	17684	0.285060	0.451456	0	1
管理費滞納ダミー	17684	0.759387	0.427468	0	1
短期賃借権ダミー	17684	0.093474	0.291104	0	1
賃貸借ダミー	17684	0.029405	0.168944	0	1
第三者専有ダミー	17684	0.048575	0.214984	0	1
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	17684	791.467000	885.089000	0.8	31879

4.3　推計モデル

制度改正による落札率及び入札件数に与える影響については、以下のモデルにより分析を行う。なお、$\alpha_{1\sim3}$は定数項を、$\varepsilon_{1\sim2}$は誤差項である。

(a) $\mathrm{Pr}(\text{落札・不落ダミー}=1)=\mathrm{G}(\alpha_1+\beta_1\text{制度改正ダミー}+\sum\beta_2\,\text{control 変数})$

(b) $\mathrm{N}(\text{入札件数})=\alpha_2+\beta_3\text{制度改正ダミー}+\sum\beta_4\,\text{control 変数}+\varepsilon_1$

(c) $\mathrm{lnP}(\text{落札価格})=\alpha_3+\beta_5\text{制度改正ダミー}+\sum\beta_6\,\text{control 変数}+\varepsilon_2$

(a)のモデルは、制度改正が落札率へ及ぼす影響を分析するための Probit モデルであり、関数 G は標準正規分布の分布関数を示す。分析にあたっては、本モデルを基に限界効果を算出することとする。

(b)のモデルは、制度改正が入札件数へ及ぼす影響を分析するための OLS モデルであり、被説明変数は入札件数である。

(c)のモデルは、制度改正が落札価格へ及ぼす影響を分析するための OLS モデルであるが、不動産競売においては、不落であった案件においては、落札価格はデータとして観察されないこととなり、落札されたデータだけを用いて落札価格を分析する場合、全体データと

分断されていることとなり、セレクションバイアスが生じるため、OLS による推計量は一致性を持たない。そこで、本稿においては、次の手法を用いた分析を実施した。

4.3.1 ヘーキットモデル（Heckit Method）

本モデルは、潜在変数がある条件を満たすときには観察されるものの、条件を満たさない場合には観察されない変数を被説明変数とする場合に適用されるモデルであり、Probit 分析を最尤推定した結果からミルズ比をサンプルごとに算出し、推定されたミルズ比を説明変数に加えた OLS 推定を行う２段階推定を行うものである[(5)]。

4.3.2 スイッチング回帰モデル（Switching Regression Model）

久米・福井(2015)において採用されているモデルであり、第１段階で落札・不落札の Probit 分析を行い、その結果から物件ごとに事前の落札確率を推計し、第２段階の OLS で説明変数に追加して推計するものである[(6)]。

4.4 推計結果と考察

4.4.1 落札率

モデル(a)における推定結果は表-4 のとおりである。モデル(a)において、落札率は 1%水準で BIT システムの導入により 2.9%ポイント程度、短期賃貸借保護制度廃止によって 6.7%ポイント程度、最低売却価額制度改正については 5%水準で 1.9%ポイント程度、それぞれ統計的に有意に上昇していることが確認された。短期賃貸借保護制度廃止の影響が最も大きく、BIT システムの導入がそれに次いで影響が大きい結果となり、占有排除の負担の除去、物件の情報取得が容易であることが落札率の上昇に繋がることが明らかとなった。また、最低売却価額制度改正によっても落差率は上昇したことから、入札が有効となるボーダー額の低下が、買受希望者にとって入札しやすくなる効果を与えたものと思われる。

不動産競売は、債権者にとっての債権回収手段として重要なシステムであり、落札されなければ、再度競売に付す等、労力と時間がかかることとなる。競売実務者においても売却期間や売却率に対して何らかの不満を持つが多い[(7)]ことを考えると、制度改正によって競売制度の改善に一定の効果があったものと考えられる。

---

(5) 山本勲（2015） pp.134-143
なお、Probit 分析における説明変数 z と OLS 分析における説明変数 x については、変数 x⊂変数 z である必要があることから、Probit 分析においては、OLS 分析における説明変数に最低売却価額を加えて推定を実施した。

(6) 福井・久米（2015）及び田口・井出（2004）においても採用されている。

(7) 内閣府（2007） pp.3-4

表-4　推定結果（落札率）

	落札・不落ダミー（限界効果）	
	係数	標準偏差
BITシステム導入ダミー	0.029255 ***	0.006196
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	0.066619 ***	0.008647
最低売却価額制度改正ダミー	0.018516 **	0.008258
最寄駅までの距離	-0.018095 ***	0.001915
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.005268 **	0.002351
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	0.004448	0.003130
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	0.007213 **	0.003079
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.014541 ***	0.003524
地裁ダミー（東京）	-0.015163 ***	0.005761
地裁ダミー（さいたま）	-0.037347 ***	0.008235
地裁ダミー（千葉）	0.016751 ***	0.005795
専有面積	-0.000031 **	0.000014
バルコニーダミー	0.056560 ***	0.014043
総戸数	0.000058 ***	0.000022
階数	0.000130	0.000986
総階数	0.008565 ***	0.001003
建築後年数	-0.003219 ***	0.000212
SRC造ダミー	0.017912 ***	0.006127
管理費滞納ダミー	-0.003490	0.004596
短期賃借権ダミー	0.020653 ***	0.005972
賃貸借ダミー	0.013345	0.010503
第三者専有ダミー	-0.056804 ***	0.014436
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	-0.000007 ***	0.000002
補正R-square	0.1162	
観測数	17684	

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

4.4.2　入札件数

モデル(b)における推定結果は表-5 のとおりである。モデル(b)において、入札件数は BIT システム導入、短期賃貸借保護制度廃止により 1%水準でそれぞれ 1.9 件程度、2.4 件程度、統計学的に有意に増加する結果となった。

図-4 は一連の制度改正前（2001 年度）と制度改正後（2009 年度）におけるデータを比較したものであるが、制度改正後においては入札件数が少数の案件が減少しており、入札件数増加の効果を確認することができる。

表-5　推定結果（入札件数）

	入札件数	
	係数	標準偏差
BITシステム導入ダミー	1.903679 ***	0.177896
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	2.379518 ***	0.210086
最低売却価額制度改正ダミー	0.030601	0.219975
最寄駅までの距離	-0.870920 ***	0.071568
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.212098 **	0.089188
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	-0.092948	0.109304
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	-0.095886	0.104140
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.394543 ***	0.123737
地裁ダミー（東京）	-0.618697 ***	0.162440
地裁ダミー（さいたま）	-1.585154 ***	0.196756
地裁ダミー（千葉）	-0.931440 ***	0.179811
専有面積	-0.001564 ***	0.000579
バルコニーダミー	1.879682 ***	0.326402
総戸数	0.002243 ***	0.000569
階数	0.265480 ***	0.024215
総階数	0.322022 ***	0.023669
建築後年数	-0.181952 ***	0.006458
SRC造ダミー	0.797125 ***	0.160113
管理費滞納ダミー	-0.089958	0.134943
短期賃借権ダミー	0.728060 ***	0.198212
賃貸借ダミー	-0.788224 **	0.337954
第三者専有ダミー	-1.123583 ***	0.278299
最低売却価額（2005年度以降は買受可能価額）	-0.000060	0.000071
定数項	5.360559 ***	0.412418

補正R-square	0.1955
観測数	17684

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

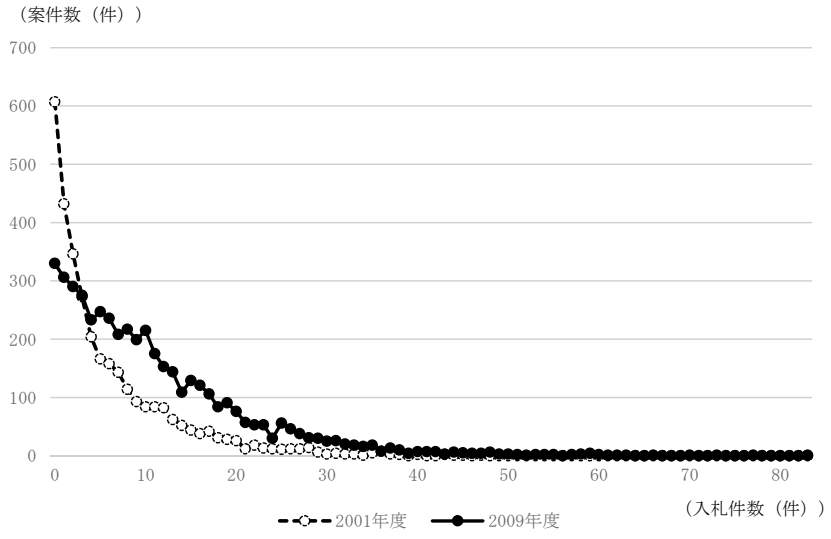


図-4　入札件数ごとの案件数の分布状況

4.4.3　落札価格

落札価格に関する推定結果は表-6 のとおりである。ヘーキットモデルでは BIT システムの導入、短期賃貸借保護制度廃止及び最低売却価額制度改正によって、1%水準でそれぞれ 28.2%程度、22.5%程度、5.4%程度、統計学的に有意に落札価格が上昇する結果となった。スイッチング回帰モデルにおいては、ヘーキットモデルによる結果と比較して、係数及び有意水準の差異はあるものの、BIT システムの導入、短期賃貸借保護制度廃止、最低売却価額制度改正の順に落札価格に対して正の影響を与えている点については同様の結果となった。

表-6　推定結果（落札価格）

ln　落札価格	(1)ヘーキットモデル		(2)スイッチング回帰モデル	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
BITシステム導入ダミー	0.282341 ***	0.016143	0.274224 ***	0.015923
短期賃貸借保護制度廃止ダミー	0.225134 ***	0.020806	0.203465 ***	0.020136
最低売却価額制度改正ダミー	0.053663 ***	0.018542	0.044911 **	0.018480
最寄駅までの距離	-0.153721 ***	0.009202	-0.151109 ***	0.008998
年度ダミー（2003）*最寄駅までの距離	0.034621 ***	0.008708	0.032975 ***	0.008678
年度ダミー（2004）*最寄駅までの距離	0.044249 ***	0.010465	0.045308 ***	0.010455
年度ダミー（2005）*最寄駅までの距離	0.079261 ***	0.010244	0.080165 ***	0.010220
年度ダミー（2009）*最寄駅までの距離	-0.116136 ***	0.011030	-0.106525 ***	0.011007
地裁ダミー（東京）	0.170401 ***	0.014186	0.178888 ***	0.014094
地裁ダミー（さいたま）	-0.262416 ***	0.017982	-0.249760 ***	0.017753
地裁ダミー（千葉）	-0.082556 ***	0.015483	-0.086751 ***	0.015408
専有面積	0.001099 ***	0.000056	0.001099 ***	0.000056
バルコニーダミー	0.352132 ***	0.031391	0.341300 ***	0.031104
総戸数	0.000218 ***	0.000050	0.000239 ***	0.000049
階数	0.014580 ***	0.002010	0.017198 ***	0.001981
総階数	0.055114 ***	0.002152	0.047512 ***	0.001968
建築後年数	-0.038145 ***	0.000865	-0.037329 ***	0.000806
SRC造ダミー	0.036872 **	0.014544	0.042965 ***	0.014208
管理費滞納ダミー	-0.120293 ***	0.011428	-0.117233 ***	0.011430
短期賃借権ダミー	-0.208417 ***	0.017168	-0.216492 ***	0.017069
賃貸借ダミー	-0.115248 ***	0.028619	-0.117265 ***	0.028619
第三者専有ダミー	-0.233947 ***	0.024751	-0.215120 ***	0.024451
ミルズ比	2.064336 ***	0.108817		
落札率			-3.116898 ***	0.159869
定数項	15.438230 ***	0.047878	18.679220 ***	0.139311
補正R-square	0.3331		0.3327	
観測数	15850		15850	

※***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

5.　不動産競売と任意売却及び中古不動産売買価格との価格差に関する実証分析

5.1　問題の背景と検証する仮説

不動産競売における落札価格については 4.4.3 に記述とおり、制度改正によって正の効果が確認されたが、「一連の制度改正を経ても、任意売却及び一般の不動産売買価格に比べて価格は低く抑えられているのではないか」との仮説のもと、不動産競売と任意売却及び一般

不動産売買との価格差について検証する。

5.2 データ

2012 年から 2014 年における、東京都、千葉県、神奈川県及び埼玉県における 1 都 3 県で不動産競売、任意売却及び一般不動産売買により売却された物件の個別データを用いる。不動産競売については、4.2 と同様の方法によりデータベースを構築し、一般不動産売買データについては、公益財団法人東日本不動産流通機構から取得。任意売却については、独立行政法人住宅金融支援機構から取得したデータを元とし、一般不動産売買データと突合させ、任意売却での売却案件の特定を行った。なお、4.2 と同様、物件種別については居住用マンションに限定することによって、処分方法に着目した効果を検証することとした。なお、control 変数は表-7、基本統計量は表-8 のとおりである。

表-7　使用する control 変数

変数	内容
東京ダミー	東京都における売却案件について１をとるダミー変数
埼玉ダミー	埼玉県における売却案件について１をとるダミー変数
千葉ダミー	千葉県における売却案件について１をとるダミー変数
年次ダミー（2013）	当該年次における売却案件について１をとるダミー変数
年次ダミー（2014）	当該年次における売却案件について１をとるダミー変数
最寄駅までの距離	最寄駅までの道路距離（km）
専有面積	専有部分の床面積（㎡）
SRC造ダミー	SRC造の場合に１をとるダミー変数
総階数	マンションの総階数（階）
階数	専有部分が位置する階数（階）
建築後年数	建築日から開札日までの年数（年）
バルコニーダミー	バルコニーがある場合に１をとるダミー変数
所有者占有ダミー	物件所有者による占有の場合に１をとるダミー変数
短期賃借権ダミー	短期賃借権が設定されている場合に１をとるダミー変数
賃貸借ダミー	賃借権が設定されている場合に１をとるダミー変数
第三者占有ダミー	第三者による占有がなされている場合に１をとるダミー変数

表-8　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln　売却価格	106433	16.790300	0.769939	9.729134	19.70161
競売ダミー	106433	0.077683	0.267673	0	1
任意売却ダミー	106433	0.058074	0.233885	0	1
東京ダミー	106433	0.483422	0.499727	0	1
埼玉ダミー	106433	0.125581	0.331379	0	1
千葉ダミー	106433	0.132534	0.339072	0	1
年次ダミー（2013）	106433	0.358113	0.479448	0	1
年次ダミー（2014）	106433	0.326337	0.468874	0	1
競売ダミー＊年次ダミー（2012）	106433	0.028318	0.165881	0	1
競売ダミー＊年次ダミー（2013）	106433	0.028196	0.165534	0	1
競売ダミー＊年次ダミー（2014）	106433	0.021168	0.143946	0	1
競売ダミー＊所有者占有ダミー	106433	0.057125	0.232083	0	1
競売ダミー＊短期賃貸借ダミー	106433	0.000996	0.031543	0	1
競売ダミー＊賃貸借ダミー	106433	0.001259	0.035460	0	1
競売ダミー＊第三者専有ダミー	106433	0.018331	0.134145	0	1
最寄駅までの距離	106433	0.989974	1.207653	0.007	18.4
専有面積	106433	64.231160	21.570810	8.75	492.58
SRC造ダミー	106433	0.259910	0.438587	0	1
総階数	106433	10.082150	7.319233	1	61
階数	106433	5.549858	5.061002	1	58
建築後年数	106433	19.213800	11.731000	0.1150685	114.7562
バルコニーダミー	106433	0.925437	0.262687	0	1

5.3　推計モデル

(d)のモデルは物件処分手段、(e) のモデルは経年変化、(f)のモデルは不動産競売における物件占有状態に着目して売却価格差を把握するための OLS モデルであり、$\alpha_{4\sim6}$は定数項、$\varepsilon_{4\sim6}$は誤差項を示す。

(d) $\mathrm{lnP}(\text{売却価格}) = \alpha_4 + \beta_7 \text{競売ダミー} + \beta_8 \text{任意売却ダミー} + \sum \beta_9 \,\text{control 変数} + \varepsilon_4$

(e) $\mathrm{lnP}(\text{売却価格}) = \alpha_5 + \beta_{10} \text{競売ダミー} * \text{年次ダミー一} + \sum \beta_{11} \,\text{control 変数} + \varepsilon_5$

(f) $\mathrm{lnP}(\text{売却価格}) = \alpha_6 + \beta_{12} \text{競売ダミー} * \text{占有状態ダミー} + \sum \beta_{13} \,\text{control 変数} + \varepsilon_6$

5.4　推定結果

モデル(d)から(f)における推定結果は表-9 のとおりである。一般不動産売買と比較して、任意売却は 3.8%程度、不動産競売は 37.7%程度、1%水準で統計学的に有意に売却価格が低くなっている。また、2012 年から 2014 年にかけて一般不動産売買と競売との価格差は縮小しているものの依然として価格差は大きいことが明らかとなった。なお、物件の占有状態の差異では大きな違いは見られなかった。

表-9　推定結果（価格差）

	ln 売却価格					
	係数		標準偏差	係数		標準偏差	係数		標準偏差
競売ダミー	-0.377260	***	0.004500						
任意売却ダミー	-0.038286	***	0.005120						
競売ダミー＊年次ダミー（2012）				-0.408197	***	0.007424			
競売ダミー＊年次ダミー（2013）				-0.360279	***	0.007392			
競売ダミー＊年次ダミー（2014）				-0.350148	***	0.008456			
競売ダミー＊所有者占有ダミー							-0.393672	***	0.005145
競売ダミー＊短期賃貸借ダミー							-0.365703	***	0.037639
競売ダミー＊賃貸借ダミー							-0.238460	***	0.033538
競売ダミー＊第三者専有ダミー							-0.321731	***	0.008945
東京ダミー	0.291637	***	0.002996	0.292554	***	0.002995	0.291585	***	0.002997
埼玉ダミー	-0.337090	***	0.004089	-0.336394	***	0.004089	-0.336944	***	0.004089
千葉ダミー	-0.421366	***	0.004038	-0.420500	***	0.004038	-0.420941	***	0.004037
年次ダミー（2013）	0.034757	***	0.002901	0.031133	***	0.003032	0.035342	***	0.002900
年次ダミー（2014）	0.093942	***	0.002974	0.090532	***	0.003091	0.095263	***	0.002970
最寄駅までの距離	-0.098307	***	0.001030	-0.098515	***	0.001030	-0.098319	***	0.001030
専有面積	0.017652	***	0.000060	0.017656	***	0.000060	0.017706	***	0.000060
SRC造ダミー	0.054038	***	0.002891	0.053446	***	0.002891	0.053877	***	0.002891
総階数	0.009127	***	0.000259	0.009166	***	0.000259	0.009189	***	0.000259
階数	0.004448	***	0.000354	0.004468	***	0.000354	0.004436	***	0.000354
建築後年数	-0.026642	***	0.000117	-0.026690	***	0.000116	-0.026644	***	0.000116
バルコニーダミー	0.060969	***	0.004529	0.061053	***	0.004530	0.060810	***	0.004530
定数項	16.024130	***	0.007293	16.023980	***	0.007302	16.017250	***	0.007289
補正R-square	0.7475			0.7474			0.7475		
観測数	106433			106433			106433		

※***,**,*はそれぞれ、1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを示す。

6　裁判所競売の制度改正に係る政策提言

不動産競売に係る制度改正によって、落札率等に正の効果が生じたことが実証分析によって明らかとなったが、一方で一般不動産売買や任意売却に比べて、依然として30%超、売却価格が低いことが明らかとなった。更なる不動産競売の円滑化のための政策提言として、ここでは、分析結果を踏まえた裁判所競売に係る制度改正について述べる。

6.1　競売物件に関する情報の非対称性の解消に係る提言

不動産競売においては、買受希望者における競売物件に対する私的価値に基づく評価により入札が行われるよう、物件の正確な価値が見極めづらい状況を解消することが重要である。BITシステムの導入によって落札率等に正の効果が生じていることは実証分析から明らかになったが、以下のように更なる制度改正が必要であるものと考えられる。

6.1.1　BITシステムにおけるデータ掲載の拡充

BITシステムにおいては、落札日から一定期間を経過すると3点セットの情報を取得することが不可能となっている。また、過去の競売のデータ分析においても、過去3年分のみが

利用可能であるように、取得できるデータは限定されている状況にある。入札の検討にあたっては、過去の落札データが参考となるべきものであることに加え、一般の中古不動産売買においてはこうした情報取得が容易であることから考えても、不動産競売においてもデータ掲載の拡充を行い、入札判断に資する情報提供を行うことが必要である。

6.1.2　内覧手続の改善

不動産競売では、物件の内覧に制限がかかっている。民事執行法では、不動産競売においては差押債権者の申立によって行われ、かつ、占有者の占有の権原が差押債権者に対抗することができる場合には占有者の同意が必要となっている。また、内覧日についても、要請があってから裁判所主導で指定されることも内覧希望者にとっては不都合な点であり、現状、内覧の実績は殆ど見られない[8]。買受希望者からの申請により内覧を可能とするとともに、債務者側の負担も考慮し、競売公告の際に内覧に関する日付・時間・人数を予め指定することで対応することが望ましいと考えられる。さらに、内覧に赴くことが難しい買受希望者に対して動画等を新たに掲載することも情報の非対称性を解消することに資するものと考える。

6.2　入札を有効とする下限価格に係る提言

3.2 に記述のとおり、現在は買受可能価額以上の入札が有効となっているが、これを悪用し、当該価格以上の値付けがされないように反社会的な占有がなされることにより、競売が円滑に進捗しないことも考えられる。本制度は、従前の入札制度（買受希望者が集まっての競り売り）における反社会的勢力等による圧力を背景とした買い叩きを防止する目的で導入されたが[9]、現在は期間入札制度が導入されており、導入目的は失われている状況にある。

実証分析結果のとおり、最低売却価額制度改正によって落札率及び落札価格に正の効果がもたらされたことを踏まえ、下限価格設定の義務付けをやめ、参考価格制度への変更、または、債権者が廉価で売却される可能性を排除したい等の意向により下限額の設定を希望する場合に限定する選択制を導入すべきである。

6.3　物件の引渡について

不動産競売では、買受人の代金支払後、所有権移転登記がなされるが、物件の引渡における占有排除を自分自身の手で行わなければならない。短期賃借権保護制度廃止による実証分析結果を踏まえれば、買受人にとって占有排除に係る負担の軽減及び競売物件に対する不安感を取り除くための制度改正が必要である。一般の不動産売買においては、所有権移転と引渡は同タイミングであり、不動産業者も介入することで円滑な引渡しがなされることを踏ま

---

[8]　法務省（2008） pp.56-57
[9]　福井秀夫（2006） pp.106-110

え、不動産競売においても落札後、占有状況の確認等について裁判所が実施し、買受人への所有権移転と物件引渡を同時とし、買受人負担を軽減することが望ましい。

また、不動産競売においては、物件の瑕疵について担保責任が生じない。平成 25 年における法制審議会（民法部会）における中間試案では、民法の規定を改め、不動産競売においても担保責任の規律を及ぼすことが提案された[10]。一方で、その後のパブリック・コメントの手続において、物件の情報開示が不完全である中では競売手続結果が覆ることが多くなること等、多方面から改正に反対する意見が寄せられ[11]、結果として改正は見送られた。よって、瑕疵担保責任の不動産競売への導入については、物件情報の非対称を解消する措置を講じた上で検討されるべきであると考える。

7　不動産競売の制度設計に係る政策提言

不動産競売においては 3. のとおり制度改正が行われてきているところであるが、現在の制度においては、債務者にとって「強制的な売却であり、売却協力へのインセンティブが存在しない」という課題は解決されていない状況にある。これは、債務者にとって売却協力することによる利得が、任意売却では存在する一方で、裁判所競売においては存在しないことに起因する。債務者の意向によらず、確実に債権回収ができる制度として不動産競売制度が存在することから、債務者に売却の意向がないと実施できない任意売却でなければ売却協力のインセンティブが働かないことは望ましくないものと考えられる。そのほか、現在の裁判所競売においては、債権者にとって必要としない手続を省略する等の主体的な行動を取ることが不可能であること、買受人にとって物件情報の取得が困難であること、競売実施者にとって迅速かつ高値で売却するインセンティブが存在しないことといった課題が存在する。これら競売制度の現状の課題と不動産競売の関係者にとっての望ましい制度の方向性をまとめたものが図-5 である。ここでは当該課題を解決するために、米国の不動産競売制度を事例として不動産競売の制度設計について考察を行う。

関係者	現状	望ましい制度
債務者	・強制的な売却であり、売却協力（内覧等）へのインセンティブは存在しない。 ・売却価格が債務額に満たない場合が多く、債務者にとって利得がない。	・売却協力へのインセンティブが付与される。 ・高い価格での売却による債務圧縮が可能。
買受人	・内覧等、物件に関する情報取得が困難な状況。	・購入のための、物件に関する情報取得が容易である。 ⇒内覧をはじめとした通常の不動産売買における情報と同レベルの情報取得を可能とする。
債権者	・裁判所による執行であるため、主体的な行動が不可能。 ・必要としない手続を省略する等の工夫の余地がない。	・競売手続に関して、能動的（自主的）な行動が可能である。 ・債務者に対して協力を仰ぐことが可能である。 ⇒債権者または債務者が指名した者による競売執行を可能とし、自由度の高い制度とする。
競売実施者	・迅速かつ高い価格で売却するインセンティブは存在しない。	・迅速かつ高い価格で売却するインセンティブが存在する。 ⇒民間主体による競売実施が望ましい。

図-5　不動産競売制度の現状と望ましい制度の方向性

[10] 法務省：法制審議会民法（債権関係）部会（2013a） pp. 61-62
[11] 法務省：法制審議会民法（債権関係）部会（2013b） pp. 36-43

7.1　米国における非司法競売制度について

非司法競売制度とは、抵当権設定時に債権者と債務者が執行契約を締結し、競売手続を両者が合意した民間の競売実施者が行う制度であり、米国で広く普及している。抵当権設定時においては、債務者は高値売却の動機を有することに加え、債権者に対して円滑な売却手続への協力義務を約束することで、有利な条件で資金の借入が可能となるインセンティブが働く。非司法競売では、内覧等の売却協力義務のほか、競売実施者や実施方法等について債権者と債務者間で合意がなされ、この合意に基づき競売手続を行うことになる。

競売手続については、幅広い選択肢が存在しており、必要としない手続を省略することや簡素化することが可能となっている。また、当初の合意に基づいて内覧等の物件情報の提供が円滑に行われるため、競売物件に関する広範な情報が提供される。この結果として、非司法競売においいては競売費用の削減や売却期間の短縮に繋がっている(12)。

7.2　日本における制度設計の考察

米国における非司法競売は、債務者にとって高値売却の動機がある抵当権設定時に競売協力に関する合意を取っている点、当初の契約に盛り込む自由度が高い点、競売実施者において迅速かつ高値で売却するインセンティブが存在する点において望ましい制度と考えられる。ここでは、日本における制度設計を考える上で、任意売却のように、不動産競売における売却時においても、任意的に売却協力を行うインセンティブをさらに債務者に与える制度を導入すべく、米国における非司法競売制度を参考として考察する(13)。

7.2.1　手続の流れ

ここでは非司法競売の手続について以下のとおり考察する（概要は図-6 のとおり）。ポイントは、抵当権設定時において競売実施者や内覧手続等の売却協力等、手続について合意を行う点にある。これに基づいて競売手続を進めることができるため、ケースに合わせた手続の省略、競売方式の選択等、自由度の高い制度とすることができる。

①抵当権設定時

貸し手である金融機関等と借り手である債務者間における金銭消費貸借契約書に付随する抵当権設定契約時において、競売時における手続について合意した上で契約を締結する。なお、合意事項は以下のような内容を含み、競売を進めていく上での内容を規定する。

---

(12) 福井・久米（2008）が詳しい。
なお、法務省に設置された競売制度研究会における報告書（2008）においては、米国のほか、欧州（イギリス、ドイツ及びフランス）における競売制度について報告されている。競売の主導者に違いがある等、各国においてそれぞれ制度が異なるが、競り売りによるオークションが主流であることで、物件情報提供の多様化に繋がっている等の特徴がある。

(13) 非司法競売に関しては、内閣府・政策研究大学院大学（2007）及び内閣府（2007）において、日本における導入への期待が高い結果となっている。

・競売実施者の選定
・物件情報の提供方法（内覧等）
・物件評価書作成の有無、評価者の選定
・最低売却価額の設定の有無
・売却実施方法（競売手段）
・物件管理者の選定
・競売手続に係る妨害行為に関する規定

②債務不履行から競売手続開始

債務者の債務履行がなされないとき、競売実施者は売却権を取得する。また、競売開始を、関係者（債務者、抵当権者）に対して通知するとともに、案件の概況を示した書類を裁判所に提出し、裁判所が認証することとする。このことにより、物件の概況や権利関係については裁判所が認識することができ、競売の妨害行為に対して、必要に応じて裁判所が引渡命令等の手続を可能とすることができる。

③売却公告、物件調査

競売を実施する旨の公告については、全国紙、ＷＥＢ等において実施することとする。公告においては、売却日時、売却方法、物件情報、内覧実施期間等を記載。また、物件調査については、契約で選定した鑑定士等が実施する。

④競売実施

オークションの方法については、第一位入札（郵送入札）以外の他の手段についても当初合意の下に実施することができることとする[(14)]。但し、競り売りの場合においては、透明性を担保するために実施場所については事前に公告しておき、公開された場所で行う必要があるものとする。

⑤競売後手続（配当、所有権移転等）

配当については、競売実施者のもと各債権者に対して、残債権額に基づいた配当を行うこととする。買受代金の確認後、所有権移転登記と物件引渡を同時に実施する。

---

(14) 上田(2010)が詳しい。オークション方式について、効率性の観点から考えたとき、第二位入札及び競り上げについては支配戦略が存在するが、第一位入札には存在しない。また、競売参加者がリスク中立的である等、一定の条件のもとでは、オークション方式によらず売り手の期待収入は同じになる「収入同値定理」が成立するが、競売参加者がリスク回避的である等の場合には、オークション方式によって期待収入が変化するため、どの方式が望ましいかについては一概に決めることはできないことから、幅広い方式を認めるべきである。

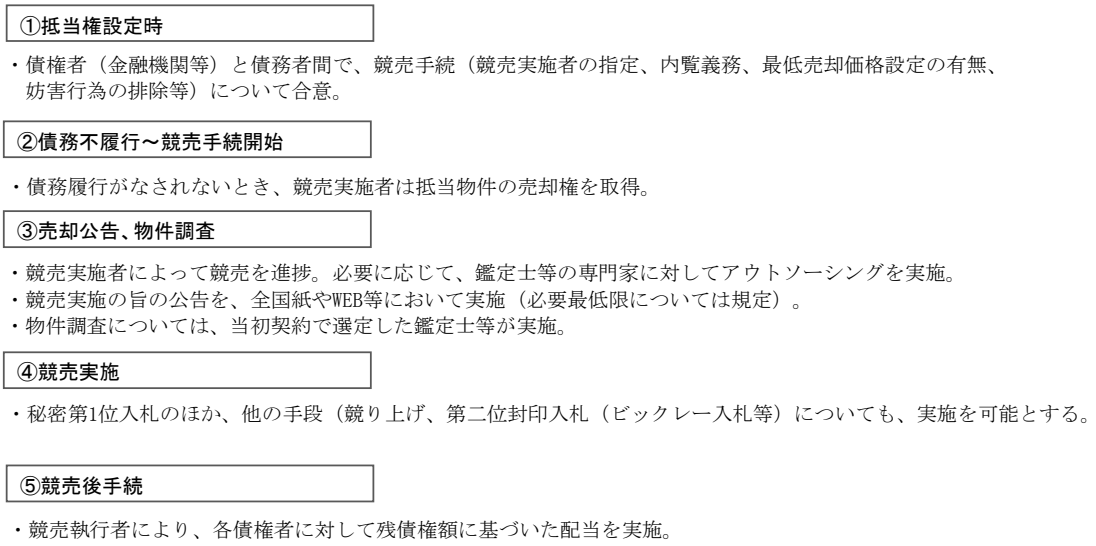


図-6 手続の流れ

7.2.2 実務面における考察

ここでは、非司法競売が実際に機能するかどうか、実務の観点を元に考察を行う。ポイントとなるのは、非司法競売が競売手続を当初の合意に基づき民間に執行を開放するものであることから、実際に競売全体をコントロールする競売実施者としての適任者[15]、手続の進捗管理、当初の抵当権設定時の事務、競売の実施方法となるものと考える。以下はその考察であるが、実務の観点からも、非司法競売の導入は可能であるものと考える。

①競売実施者について

競売実施者は、競売手続を裁判所に代わって進行させる役割を担うことから、競売手続に関する知識を持つことが望ましいほか、公平かつ中立な立場であることが求められる。債権回収専門会社（サービサー）については、既に競売等の債権回収業務を行っていることから専門性について懸念はないものと思われる。また、立入検査や事業報告書の提出義務等のモニタリング体制も整備されている等、不正を管理する制度も存在している。なお、非司法競売の導入後は、競売実施者として不適切な先に対しては、競売手続が委託されることはなくなり、淘汰されるものと考えられる。

さらに、サービサーの他にも、弁護士事務所や不動産仲介業者等の新規参入も考えられ、競売実施者について適任者が存在しないという懸念はないものと考えられる。

なお、サービサーについて、専門性等を担保するための許可制度が採られていることを踏まえれば、競売実施者についても許可制度を導入することが望ましいものと考える。

②競売の進捗管理について

債権者がサービサーに委託している債権回収業務について、現在も進捗管理が行われて

[15] 米国においては、競売実施者として弁護士事務所、不動産仲介業者、サービサー等、多様な主体が参加。

おり、非司法競売の進捗管理についても懸念はないものと考える。

③抵当権設定時における、債務者への説明について

抵当権設定契約時には、現在も契約条項について詳細な読み合わせが行われていることを踏まえると、競売に関する条項が盛り込まれたとしても債権者側における負担は大きく変わらず、債務者に対する説明不足が生じる懸念はないものと考える。

④競売条項における妨害行為の列挙について

過去の妨害事例を踏まえれば、妨害行為について一定に分類することが可能であると考えられることから、多くの妨害行為を防ぐことは可能であると考える。

⑤当初の合意内容は買受希望者にとって望ましい内容となるか

買受希望者にとっては、物件の情報に係る情報の非対称性の低減のため、内覧等の物件情報提供の義務付けが望ましい。なお、債権者にとっても情報の非対称が解消されることで落札価格が上昇に繋がるものと考える。

⑥競り売りの導入について

競り売りは、反社会的勢力の威圧による買い叩きを防止するために導入されたが、現在、反社会的勢力に対する取り締まりは強くなっており、以前に比べてこうした懸念は低いものと考える。さらに公開された場所で競り売りが実施されるのであれば、透明性が担保される。また、債権者がそういった懸念を持つのであれば、公売で導入されているようなインターネットを利用した入札方式を導入することも考えられる。

7.3 債務者の売却協力へのインセンティブ措置について

ここでは、不動産競売時において任意的に売却協力を行うインセンティブをさらに債務者に与える制度について、任意売却で採られている内容を踏まえて具体的に検討を行う。

7.3.1 スキームの考察

任意売却では物件売却時において、インセンティブ措置（売却協力の見返り）を実施しているが、売却協力のインセンティブをより高めるため、デポジットのスキームの導入が考えられる。表-10 はその概要であるが、抵当権設定時に売却協力について契約に盛り込みつつ、併せて融資金額の一定割合を債務者に拠出させ、物件売却時において、債務者が売却協力等のインセンティブ措置実施の前提をクリアした場合においてプールした拠出金から債務者へインセンティブ措置を実施するものである[16]。

[16] 本スキームについては、非司法競売だけでなく、裁判所競売でも導入する余地がある。例えば、債権者と債務者間での当初の合意においてデポジット条項があった場合に、競売終了時に、執行裁判所で査定を行うことで、債務者に対して返金または一定割合を控除して返金するスキームが考えられる。

	任意売却（現状）	制度設計
抵当権 設定時		・売却協力の条項を契約に盛り込み ・融資金額の一定割合について債務者が拠出
物件 売却時	・インセンティブ措置に係る費用を売却代金から控除	・下記前提をクリアした場合に、債務者に対してインセンティブ措置を実施 ・インセンティブ措置に係る費用については債務者が拠出した額から支払

表-10　スキームの概要

7.3.2　インセンティブ措置の前提

抵当権設定契約時における合意において定めた内覧等の売却協力を行うことを必須の条件としつつも、任意売却との差別化を図るため、債権者の選択により、鑑定人による不動産鑑定額を超えて売却できた場合等、競売による売却が有利に働いた場合を条件に追加することを可能とする。

7.3.3　導入するインセンティブ措置について

導入するインセンティブ措置を考える上では、債務者にとって利得があることに加え、買受人にとっても利得がある等、競売手続の円滑化に資すること、措置の導入にあたって弊害が生じないことが望ましいと考えられる。図-7 は、実際に任意売却で採られているインセンティブ措置である[(17)]が、仲介手数料については任意売却独自の内容であること、またハウスクリーニングについては、債務者ではなく買い手側のインセンティブを与えることに繋がるものであり、これらは導入に向かないと考えられることから、以下の 3 点について導入が可能であるかどうか、検討を行った。いずれも導入することが可能である内容であるものと考えられる。

①転居費用について

債務者は債務履行が困難な状況にある場合であることから、円滑な引渡しに資する。債務者はもちろん、買受人にとっても円滑に引渡しがなされることは望ましい。

②引渡時期の柔軟な設定について

時期を柔軟に設定できることは、債務者はもちろん、買受人にとっても、例えば住宅融資を利用する場合に、資金実行日の柔軟な設定に資することから、利便性が高まるものと考える。

③延滞損害金減免について

通常の任意売却とは異なり、抵当権の実行による売却であることから、債権者にとっては認めない又は任意売却と差を設けての導入が望ましいものと考えられる。

(17) 黒木正人（2013）　pp. 247-249

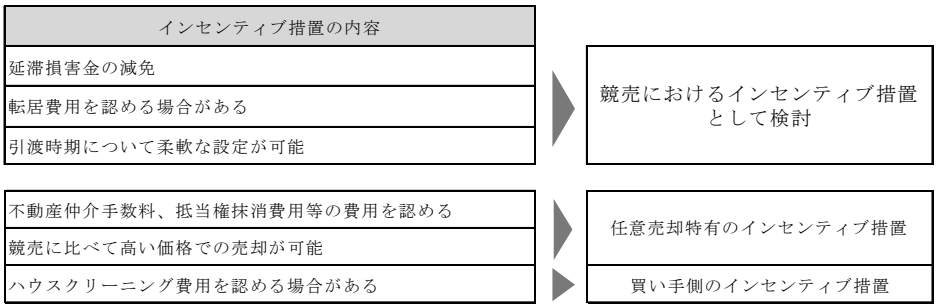


図-7　インセンティブ措置の概要

8　おわりに

ここまで不動産競売の制度改正について、実証分析及び諸外国の事例を基に考察を行ってきた。これまでに非司法競売の導入については、法務省における競売制度研究会[18]や政府におけるプロジェクトチーム[19]において検討がなされたものの、導入には至っていない。一方で、前述のとおり、現状の裁判所競売における落札価格等に対して不満を持つ声が大きい一方で、非司法競売の導入については好意的な声が確認されていることに加え、手続省略が不可能であること等、現状の裁判所競売に係る制度上の欠陥により生じた問題事例[20]も発生している状況にある。

本論文では不動産競売と任意売却との価格差が依然として大きいことを実証分析から明らかにしたが、これは売却の背景が債権回収という同じ原因であっても、物件の経済的価値が不動産競売では低めに決まってしまっていることを意味しており、その点において債務者は損失を被っていると言い換えることができる。

裁判所競売の更なる制度改正の実施及び非司法競売の導入は、不動産競売の更なる円滑化に寄与するものであると考えられる。早期かつ高値で不動産競売での売却が可能となることは、債権者のみならず、債務者にとっても福利をもたらす。加えて、物件の情報提供が活発化することは、買受人にとっても望ましい。さらに、債権者の担保リスクが低減し、資金融資の供給コストが低下することで、金融市場における金利低下及び貸出量の増加にも繋がり、経済を活性化させることに繋がる。

このように制度改正は幅広い影響をもたらすことが想定されることから、幅広い者からの意見を集約することが望ましい。しかしながら、内閣府における規制改革会議でも指摘されているとおり、法務省が競売制度研究会において行ったようなヒアリング形式では特定の利害関係者の意見にバイアスがかかりやすく、悉皆的なアンケート調査を行わない限り、不動

---

[18] 米国その他の諸外国における民間競売制度を調査し，その結果を踏まえて我が国の競売制度の改善策として取り入れるべき点がないかを検討することを通じて，我が国の競売制度の在り方を研究することを目的として発足された。

[19] 自民党によって「明るい競売プロジェクトチーム」が 2008 年に司法制度調査会に設置された。

[20] 福井・久米（2008）が詳しい。

産競売に関係する業界及び国民全体での意見を入手することはできない[21]。幅広い意見を吟味した上で、適切だと思われる意見に対して根拠を明らかにした上で判断を下すことが政策当局の役割でもあり、社会全体にとって望ましい不動産競売制度に繋がるものであると考える。

9　今後の課題

本稿においては、データ制約の観点から、１都３県における競売案件に限定した分析を行ったが、不動産競売は日本全国で導入されている制度であることから、広範囲における地域を分析対象とし、より精緻な分析をすることが望ましいものと考えられる。

また競売の制度改正の影響分析にあたっては、経済の変動要因のコントロールを試みているが、完全にコントロールできていない可能性が残されているものと考えられる。同年度における競売データと一般不動産売買データを比較して分析することで、より精緻な分析が可能になるものと思料される。今後これらに関するデータにより、さらに詳細かつ精緻な分析を進めることが今後の課題であるものと思われる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、小川博雅助教授（主査）、三井康壽客員教授（副査）、戎正晴客員教授（副査）、吉田修平客員教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導を賜りました。また、福井秀夫教授（プログラムディレクター）をはじめとするまちづくりプログラムの教員の皆様からも、御多忙にも関わらず、貴重な御意見を賜りました。ここに記し、深く感謝を申し上げます。また、まちづくりプログラムの学生の皆様にも、多くの御意見を賜りました。ここに記し、深く感謝を申し上げます。

最後になりますが、本学での研究及び有益な学習の機会を与えていただきました派遣元並びに学生生活に快く協力してくれた家族にも深く感謝をいたします。

なお、本稿は、個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解及び内容に関する誤りは、すべて筆者の責任にあることを申し添えます。

参考文献等

・　上田晃三（2010）「オークションの理論と実際：金融市場への応用」金融研究, 第 29 巻第 1 号, pp. 47-90
・　一見篤史（2014）「売却物件に関する情報提供が不動産競売の落札価格及び入札件数に与える影響について～不動産競売物件情報サイトの利用による効果の実証分析～」政策

[21]　内閣府：規制改革会議（2007）　p. 50

研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
- 久米良昭・福井秀夫（2015）「短期賃貸借保護制度（制度改正以前）が落札価格に与えた影響」資産評価政策学，第 16 巻 2 号（通巻 29 号），pp.22-30
- 黒木正人（2013）「担保不動産の任意売却マニュアル（新訂第 2 版）」商事法務
- 高橋修(2015)「不動産競売に係る最低売却価額制度改正による落札確率及び落札価額への影響」政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
- 田口輝幸・井出多加子（2004）「不動産競売市場における不良債権処理の現状と最低価格の役割」大阪地裁マンションデータによる実証分析から」日本不動産学会誌，第 17 巻第 3 号，pp.91-99
- 内閣府：規制改革会議（2007）「規制改革推進のための第２次答申」
http://www8.cao.go.jp/kisei-kaikaku/publication/2007/1225/item071225_02.pdf
- 内閣府・政策研究大学院大学（2007）「不動産競売制度に関する国民意識調査」
http://www8.cao.go.jp/kisei-kaikaku/publication/2007/1220/item071220_01.pdf
- 内閣府（2007）「不動産競売制度の改善方策に関する調査　関連業者・専門資格者アンケート調査結果概要」
http://www8.cao.go.jp/kisei-kaikaku/publication/2007/1220/item071220_02.pdf
- 福井秀夫（2006）「司法政策の法と経済学」日本評論社
- 福井秀夫（2007）「ケースからはじめよう 法と経済学」日本評論社
- 福井秀夫・久米良昭（2008）「民間競売の法と経済分析」税務経理
- 福井秀夫・久米良昭（2015）「短期賃貸借保護制度の撤廃（2003 年法改正）が競売市場に与えた影響の経済分析」Evaluation，No.58，pp.71-84
- 法務省：競売制度研究会（2007）「（第１８回）議事概要」
http://www.moj.go.jp/content/000011266.pdf
- 法務省：競売制度研究会（2008）「報告書（本体）」
http://www.moj.go.jp/content/000011278.pdf
- 法務省：法制審議会民法（債権関係）部会第 71 回会議（2013a）「民法(債権関係)の改正に関する中間試案（案）」
http://www.moj.go.jp/content/000108218.pdf
- 法務省：法制審議会民法（債権関係）部会第 80 回会議（2013b）「部会資料７１－６「民法（債権関係）の改正に関する中間試案」に対して寄せられた意見の概要（各論５）」
http://www.moj.go.jp/content/000119459.pdf
- 丸岡浩二（2011）「第三者占有が不動産競売市場に与える影響について－短期賃借権廃止と明渡猶予制度に関する実証分析」政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
- 山本勲（2015）「実証分析のための計量経済学 正しい手法と結果の読み方」中央経済社

住居系地域におけるコンビニエンスストアの立地が周辺に与える影響に関する研究
― 第一種低層住居専用地域における建築基準法第 48 条許可に関する一考察 ―

＜要旨＞

コンビニは、1970 年代に初めて登場して以降、銀行 ATM 設置による預金引き出し、宅配便の受付、公共料金の収納代行、住民票の写しの発行などのサービスを提供するようになり、人々の生活に占めるコンビニの役割は大きくなっている。また、我が国の急速な高齢化の進展に伴い深刻化する買い物弱者の問題に対してもコンビニの一定の役割が期待されている。そして、平成 28 年 8 月に国土交通省は、規制改革会議の地域活性化ワーキング・グループにおける議論を踏まえ、低層住居専用地域でのコンビニ立地に係る建築基準法第 48 条許可の技術的助言を発出している。

こうした状況を踏まえ、本稿では、住居系地域におけるコンビニの立地が周辺に与える影響を明らかにするために、地価を用いたヘドニック・アプローチによる実証分析を行った。その結果、住居系地域では商業系地域に比べて負の外部性が大きくなることを示した。さらに、同じ住居系地域においてもコンビニのもつ正の外部性と負の外部性の大きさが周辺施設の立地状況など、周辺環境によって変化することを示した。

これらの結果から、特定行政庁は、建築基準法第 48 条の規定に基づく許可を検討するにあたっては、正の外部性と負の外部性の影響度合いを科学的に実証したうえで立地を検討すべきであり、特に負の外部性が大きくなる傾向を有する地域においては、負の外部性をコントロールする方策をコンビニ側の対策として許可の条件に付すことなどを検討するべきである。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16703　岡田　達也

目次

第１章　はじめに 181
第２章　コンビニが果たす役割 182
第３章　用途規制の現状と経済学的考察 184
3.1 コンビニの立地に係る用途規制の現状 184
3.2 用途規制の経済学的考察 185
第４章　コンビニの外部性についての理論分析 186
4.1 コンビニがもたらす外部性について 187
4.2 周辺環境による外部性の変化 188
4.3 外部性の地価への現れ方 189
4.4 仮説 191
第５章　コンビニの外部性についての実証分析 191
5.1　使用する主なデータ 192
5.2　実証分析１ 193
5.2.1　分析の方法 193
5.2.2　分析モデル 194
5.2.3　推計結果と考察 196
5.3　実証分析２ 199
5.3.1　分析の方法 199
5.3.2　分析モデル 200
5.3.3　推計結果と考察 201
5.4　実証分析３ 202
5.4.1　分析の方法 202
5.4.2　分析モデル 203
5.4.3　推計結果と考察 204
5.5　実証分析４ 205
5.5.1　分析の方法 205
5.5.2　分析モデル 206
5.5.3　推計結果と考察 207
第６章　まとめ 207
6.1 分析結果のまとめ 207
6.2 政策提言 208
6.3 おわりに 209
謝辞 210
参考文献等 211

第１章　はじめに

都市計画法において、低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するために定める地域として第一種低層住居専用地域が定められており、建築基準法で建築できる用途について厳しい制限が課されている。例えば、コンビニエンスストア（以下「コンビニ」という。）をはじめとした店舗の立地について、建築基準法では、第一種低層住居専用地域での立地は原則不可とされており、良好な住居の環境を害しない等の場合において同法第 48 条の規定に基づく特定行政庁の許可を得ることにより建築することができるとされているものの、その数は多くない。

第一種低層住居専用地域の指定は、閑静な住宅街と形容されるような良好な住環境の維持・形成に寄与するものであるが、一方で、高齢化が急激に進むことによって地域内の住民の状況にも変化が生じており、食料品等の日常の買い物やサービスの利用が困難な状況に置かれる、買い物難民・買い物弱者の増加が懸念されるようになってきている。

コンビニは、1970 年代にセブン-イレブン、ローソン、ファミリーマート[1]といった主要コンビニチェーンの第一号が開店して以来、全国で急速に店舗数が増加してきた。この間、各店舗では生鮮食品や果物を取り扱うようになったり、また店舗に銀行 ATM や郵便ポストが併設されるようになったり、さらには公共料金の納付や住民票の写しの発行が可能となるなど、人々の生活に占めるコンビニの役割は、コンビニ登場時に比べると非常に大きくなってきている。

第一種低層住居専用地域へのコンビニの立地については、平成 28 年 3 月の規制改革会議の地域活性化ワーキング・グループにおいて、第一種低層住居専用地域におけるコンビニの建築等を可能とする用途制限の見直しについての規制改革要望[2]が議論された。そして、同年６月２日に閣議決定された規制改革実施計画に、低層住宅に係る良好な住居の環境を害しない場合には、地域の実情やニーズに応じて、第一種低層住居専用地域における建築等ができるよう、建築基準法第 48 条の規定に基づく許可に係る技術的助言を発出し、その内容を周知徹底することが盛り込まれた。これを受け国土交通省は、同年８月３日、建築基準法第 48 条の規定に基づく例外許可の準則を特定行政庁への技術的助言[3]として発出することとなった。

コンビニは、周辺にプラスの影響を与える生活利便施設であると同時に騒音やイメージ悪化などの負の外部性をおよぼす施設であり、NIMBY 施設[4]と類似する特徴

---

1 1973 年に西友ストアーの小型店実験第１号店が開店。ファミリーマートの設立自体は、1981 年。

2 買い物難民の増加や社会・生活インフラとしての価値の提供等を理由として、(一社)日本フランチャイズチェーン協会から提案された。

3 「第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域におけるコンビニエンスストアの立地に対する建築基準法第 48 条の規定に基づく許可の運用について（技術的助言)」

4 NIMBY とは、Not In My Back Yard（我が家の裏庭にはお断り）という意味の造語であり、NIMBY 施設は迷惑施設や嫌悪施設とも称される。

を持つ。NIMBY 施設の周辺への影響を分析する手法として、資本化仮説に基づき周辺地価への影響を分析するヘドニック・アプローチを用いた研究が広く行われているが、コンビニのように正と負の影響を周辺に与える施設を対象としてヘドニック・アプローチによる分析を行ったものとしては、保育施設等の周辺環境への影響を分析した小飼（2016）の研究などがある。また、利便施設の住宅地への混在に関する研究としては、インターネットでの居住者へのアンケート調査によって利便施設の居住地への混在の心理的許容度について分析した石川・浅見（2013）などがある。なお、コンビニの立地自体をテーマとして扱った研究として、奥野（1977）、荒木（1994）、藤田（2013）などがあるが、それらはコンビニの立地について出店特性や立地動向を明らかにするという観点から分析したものがほとんどである。

そこで、本稿では、コンビニが与える正の外部性や負の外部性に焦点を当て、特に住居地域におけるコンビニの立地が周辺に与える影響を明らかにするため、地価を用いたヘドニック・アプローチによる実証分析を行った。その結果、住居系地域では商業系地域に比べて負の外部性が大きくなることを示した。さらに、同じ住居系地域においてもコンビニのもつ正の外部性と負の外部性の大きさが周辺施設の立地状況など、周辺環境によって変化することを示した。

これらの結果から、特定行政庁は、建築基準法第 48 条の規定に基づく許可を検討するにあたっては、正の外部性と負の外部性の影響度合いを科学的に実証したうえで立地を検討すべきであり、特に負の外部性が大きくなる傾向を有する地域においては、負の外部性をコントロールする方策をコンビニ側の対策として許可の条件に付すことを検討するべきであることなどを提言した。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第２章においてコンビニが人々の日常生活で果たす役割を確認し、第３章では、コンビニの立地に係る用途規制の現状と経済学的根拠について整理する。そして第４章においてコンビニの外部性についての理論分析を試み、第５章において実証分析と当該分析結果に基づいた考察を行う。第６章ではまとめとして政策提言と今後の課題について整理する。

第２章　コンビニが果たす役割

日本にあるコンビニの店舗数は 2016 年 12 月末現在で 5 万 4,501 店である。そして、2016 年の 1 年間で主要コンビニチェーンを利用した客数は延べ 172 億 785 万人であり[5]、月平均にして約 14.3 億人、日平均にして約 4,700 万人の人々がコンビニを利用したことになる。もちろんこの数字には同一の人が複数回利用している場

[5] 店舗数及び年間利用客数は、(一社)日本フランチャイズチェーン協会（JFA）が公表する「コンビニエンスストア統計調査」（JFA 正会員が対象）による。

合や訪日外国人の来店客数なども含まれる。しかしながら、この数字をみれば、いかにコンビニが多くの人々に利用されているかが分かるだろう。

「コンビニ難民」という言葉を使い、コンビニの「ライフライン」という側面について注目した竹本（2016）は、コンビニは、単なる小売店舗にとどまらず、既に経済や行政、物流など、各種サービスを提供する社会インフラでもあり、その重要性は高まっていくと予想され、さらに、今後の日本が直面する多くの社会的な課題に対しても、その果たす役割はますます大きくなるだろうと指摘する[6]。

例えば、銀行 ATM の設置による預金の引き出し・振り込み、宅配便の受付、公共料金の収納代行といった生活サービスの提供はもちろん、住民票の写しや印鑑登録証明書の発行といった行政サービスの提供を行うコンビニが増えてきている[7]。また、コンビニ店舗が地域の防犯・安全に協力する取組みとして JFA 加盟各社は「セーフティステーション」活動[8]を行っており、安心・安全なまちづくりに協力するため、自主防犯体制を強化するとともに、深夜の時間帯など、危険を感じた女性や子供の駆け込みへの対応や、高齢者・身体障がい者の買い物の手伝いとその連絡などの活動に取り組んでいる。

さらに竹本（2016）は、今後日本で想定される人口動態や世帯構成の変化がコンビニ需要の拡大をますますもたらすだろうと指摘する。まず、さらなる高齢化が進展することによって、現在は自身で車を運転して遠方のスーパーなどに買い物に行ける高齢者も老齢化に伴う身体機能の低下によって車の運転が次第に困難になれば、自ずと生活圏は自宅周辺の狭い範囲に限定されることとなる。そして、晩婚化や非婚化の流れを受けて単身者が増加するとみられるが、世帯人員の減少によって大型スーパーにおけるまとめ買いのニーズが低下し、小口化した買い物需要が高まっていくと予想される。さらに、共働き世帯ファミリー世帯の生活スタイルはかつての専業主婦世帯を中心としたものから共働き世帯中心にシフトしていくと考えられるが、共働き世帯が平日の日中買い物をしたり、役所に行って行政手続きをしたりすることは難しく、行動時間には制約が多くなる。以上のような「高齢化」「単身化」「共働き化」に伴う生活スタイルの変化が、身近で便利であり、一箇所で複数の目的を果たせるワンストップなサービスの提供拠点であるコンビニの需要をますます拡大させることになると指摘する[9]。

このように、コンビニが既に人々の日常生活に大きな役割を果たしており、そして今後社会の変化によりさらに重要な存在となっていくものと考えられる。コンビニが現在果たしている様々な役割について例示したものが図 1 である。

---

6 竹本（2016）,p7 を参照。
7 竹本（2016）,p54 を参照。
8 (一社)日本フランチャイズチェーン協会（JFA）HP「SS 広場」（http://ss.jfa-fc.or.jp/article/article_1.html）
9 竹本（2016）,p49-51 を参照。

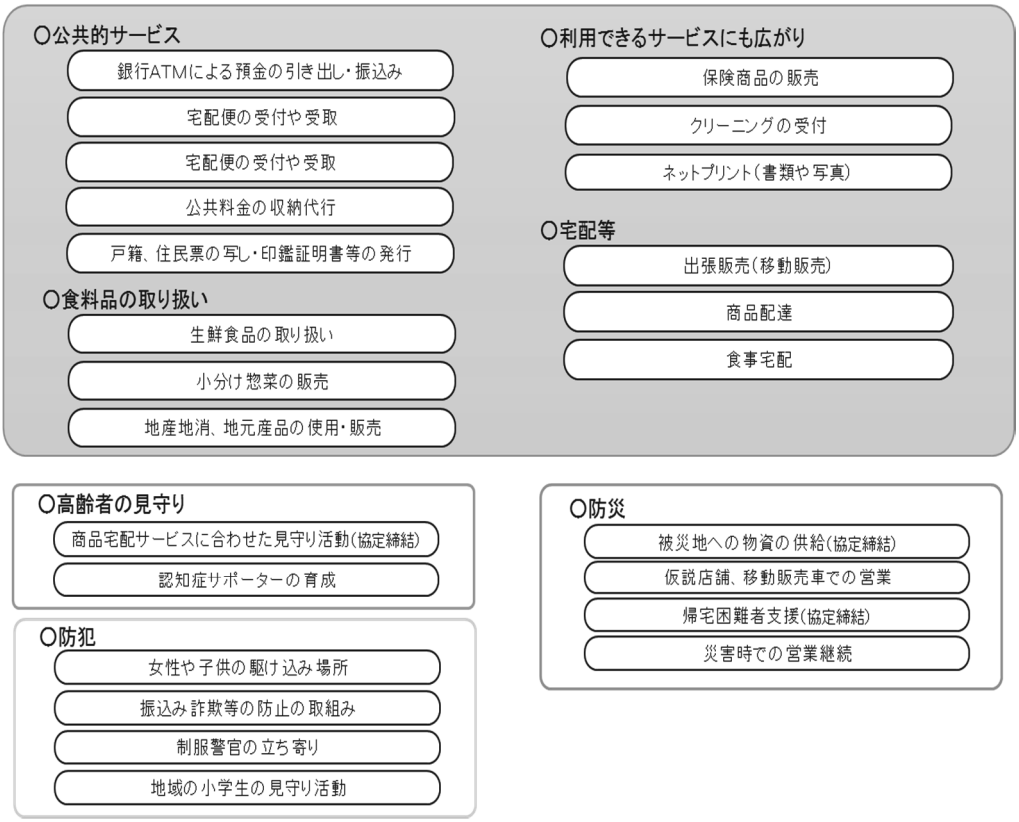


図１　コンビニが果たす様々な役割の例

第３章　用途規制の現状と経済学的考察

本章では、コンビニの立地に係る用途規制の現状について述べるとともに経済学的観点から用途規制を整理する。

3.1 コンビニの立地に係る用途規制の現状

都市計画法第９条は、低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するために定める地域として、第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域を定めており、建築基準法において、容積率、建ぺい率、日影規制等の形態制限とともに、第 48 条及び別表第二で建築できる用途に厳しい制限を課している（用途規制）。コンビニを含む店舗の立地に関しては、第一種低層住居専用地域では原則立地不可であり、第二種低層住居専用地域では床面積が 150 ㎡までという制限が課されている。

現行の制度の下、これらの地域にコンビニを立地させるには、各自治体が土地利用の動向を勘案して用途地域の変更を行う方法、特別用途地区・地区計画を活用して条例により建築物の用途制限の緩和を定める方法がまず考えられる。

しかしながら、地域全体としては引き続き静謐な住環境を維持したいものの、買い物に不便を感じる人が多く住んでいるなどコンビニの立地を認める必要性が特に

高いと認められる地域が局地的に存在する場合、用途地域の変更を都市計画決定で行ったり、特別用途地区・地区計画で規制を緩和する条例を制定したりするよりも、特定行政庁による建築基準法第 48 条の例外許可の方がより望ましい手段である場合がありうる。

建築基準法第 48 条の例外許可は、用途規制に適合しない建築物について、特定行政庁が各用途地域における市街地環境を害するおそれがないこと等を認めて許可した場合、特別に立地を認めることができる制度である。

第１章でも述べたとおり、国土交通省は平成 28 年８月３日、建築基準法第 48 条の規定に基づく例外許可の準則を特定行政庁への技術的助言として発出した。これは、現在第一種低層住居専用地域等に指定されているところは地域の意思として主体的に選択された結果であり一律に立地規制の緩和を行うことは困難であること、一方でスポット的に買い物弱者が多いところがあるという声や例外許可制度がこれまで機動的に活用されてきたとは言い難いという指摘があること等を踏まえ、特定行政庁による例外許可の活用に向けた助言を行ったものである[10]。

3.2 用途規制の経済学的考察

ある者の行為が取引当事者でない周囲の土地所有者などに悪い影響をもたらす場合、これを負の外部性といい、逆によい影響をもたらす場合、これを正の外部性という[11]。負の外部性があってもその影響による損害を償うわけではない行為者は、負の外部性がない分「過大」に土地利用を行う。一方、正の外部性をもたらしてもその影響による受益について対価が支払われるわけではない行為者は、正の外部性を評価されない分「過小」に土地利用を行う。当事者の交渉が困難な場合[12]、これを政府介入により調整し、外部性がある土地利用についての追加的な便益と追加的な費用とが一致する土地利用水準に誘導することは、国や地方公共団体の土地利用政策として正当化される[13]。

効率的な資源配分を達成するための一つの政策は、税金や補助金を用いて、負の外部性や正の外部性の発生者に適切な対価を支払わせる（あるいは受け取らせる）ことである。このような政策は考案した経済学者ピグー（A.C. Pigou,1877-1959）の名にちなんでピグー税（ピグー補助金）と呼ばれている。しかし、最適なピグー

10 国土交通省住宅局市街地建築課に技術的助言発出の経緯等についてヒアリングを行なったことによるもの。

11 参照した文献において、「外部経済」、「外部不経済」と表記されているものについては、本稿ではそれぞれ「正の外部性」、「負の外部性」と読み替えて記述している。

12 当事者間の交渉が機能する前提を定義したものとしてコースの定理がある。コースの定理とは、権利が明確に法に記述され、その実現や移転のための取引費用がゼロならば誰にどのような権利を配分しても常に資源配分が最適化されるという原理である。福井(2007),p7 を参照。

13 福井（2016）,p9 を参照。

税（ピグー補助金）の水準は、周囲が被る負の外部性や正の外部性の大きさの程度に応じて変化し、その計算は容易ではない[14]。このため、それを用いた土地利用のコントロールの方法は現時点では取られていない。

それゆえ現在、土地利用の外部性の現実的な解決方法として、用途地域制度（ゾーニング[15]）によって、都市をいくつかの地域タイプに区分して、各タイプの地域内では土地利用の用途や建ぺい率・容積率について同じ制限を課すことによって外部性のコントロールをしている[16]。

用途地域制度（ゾーニング）の主たる経済学的根拠は、金本（1997）が指摘するように、負の外部性をもたらす活動を一定地域に集中させることによって負の外部性を受ける用途との混在を防ぐことにある[17]。これは、例えば住宅と工場を分離させることによって負の外部性を減少させる効果をもつということである。

しかしながら、負の外部性が存在したとしても、そのことによってただちに混在を排除するゾーニング規制が正当化できるわけではない。職住近接など混在によるメリットもあるからである。したがって、ゾーニングの正当化のためには個別の事例における負の外部性の定量化が必要である[18]。

外部性の強さを定量的に推定する方法として、ヘドニック・アプローチによる分析が広く行われている。ヘドニック・アプローチは、地域の環境価値がその地価に反映されるとする資本化仮説[19]に基づくもので、土地などの財の価格を様々な性能や機能の価値からなる集合体と捉え、統計学の回帰分析を利用して地域の環境変化などといった非市場財の価値を推定する方法である。

本稿では、第５章において、コンビニが与える正の外部性や負の外部性に焦点を当て、特に住居系地域におけるコンビニの立地が周辺に与える影響を明らかにするため、地価を用いたヘドニック・アプローチによる実証分析を行う。

第４章　コンビニの外部性についての理論分析

本稿では、まず、コンビニがもたらす様々な外部性について整理し、そのうえで、それらの外部性の大きさが周辺環境により変化するのではないかという点、そして、外部性の地価への現れ方は正の外部性と負の外部性の両者が合算されたものになる

14 金本（1997）,p156 を参照。

15 ゾーニング規制が司法的に確立したのは 1926 年のアメリカの連邦裁判所のユークリッド判決であるとされる。環境の確保のためニューサンス（害悪）を排除する目的で土地利用を規制するゾーニングが適法であるとの判断が連邦裁判所によって示された。ユークリッド判決や日本でのゾーニング規制導入の経緯等については浅見（1994）が詳しい。

16 金本（1997）,p183 を参照。

17 このほか、負の外部性を発生させる用途への土地の配分量を抑制するという役割、多数の用途の空間配置を適切に行なう役割が指摘されている。金本（1997）,p194-199。

18 金本（1997）,p195 を参照。

19 資本化仮説については金本（1997）が詳しい。

という点を踏まえて理論分析を行い、仮説を提示する。

4.1 コンビニがもたらす外部性について

コンビニが立地することにより周辺には様々な影響がもたらされる（図２の中央部分ではコンビニがもたらす主な外部性について整理している[20]）。コンビニの立地は、商品購入やサービス利用のための移動時間削減による便益や女性や子供がいざという時に駆け込めるという防犯面での便益を周辺住民にもたらすと考えられ、これは正の外部性であると言える。一方で、コンビニは負の外部性をもたらしていると考えられる。室外機等の屋外設備からの騒音のほか、トラックから商品搬入する際に発生する騒音、たむろした利用客の話し声、利用者の車やバイクからの騒音などが挙げられる。そのほかにも、店舗からの排気やゴミ箱から発せられる臭気、店舗や看板照明からの強い光、景観悪化や住宅街のイメージの悪化、そして周辺道路交通量の増加など、様々な負の外部性をもたらしていると考えられる。

このように、コンビニには正の外部性と負の外部性の双方があり、それらは主にコンビニ側の属性に由来するものであるが、一方で、コンビニが立地する地区の周辺環境によっても変化するものと考えられる。本稿では、これらのうち、周辺環境による外部性の大きさの変化という点に着目して分析を行う。

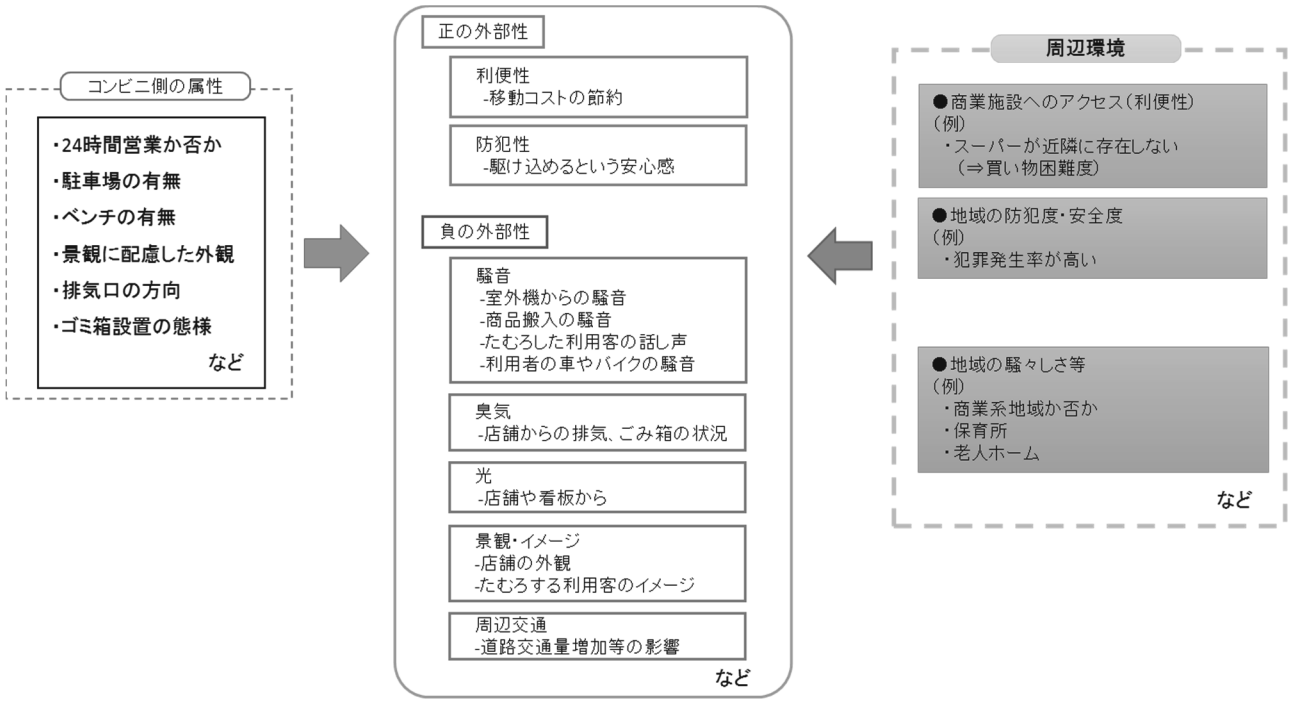


図２ コンビニの主な外部性とその大きさを変化させる要因

20 コンビニがもたらす主な外部性の種類については、国土交通省住宅局市街地建築課に対して行ったヒアリングやコンビニ事業者への電話ヒアリングなどを踏まえ、筆者において整理を行ったものである。

4.2 周辺環境による外部性の変化

騒音の発生、景観やイメージの悪化、周辺道路交通量の増加などの負の外部性は、周辺環境によってその大きさが変化すると考えられる。すなわち、負の外部性の大きさは、地域の騒々しさや地域で保たれているイメージの度合い等によって変化する。例えば、元々騒々しいようなところでは、コンビニが立地することによる追加的な負の外部性は小さくなり、さほど地価を下げる効果はないが、一方、静謐な環境や良好な住宅街というイメージが保たれているところに立地した場合には負の外部性が大きくなってしまい、より地価を下げる効果があると考えられる。このことを図示したものが図３である。

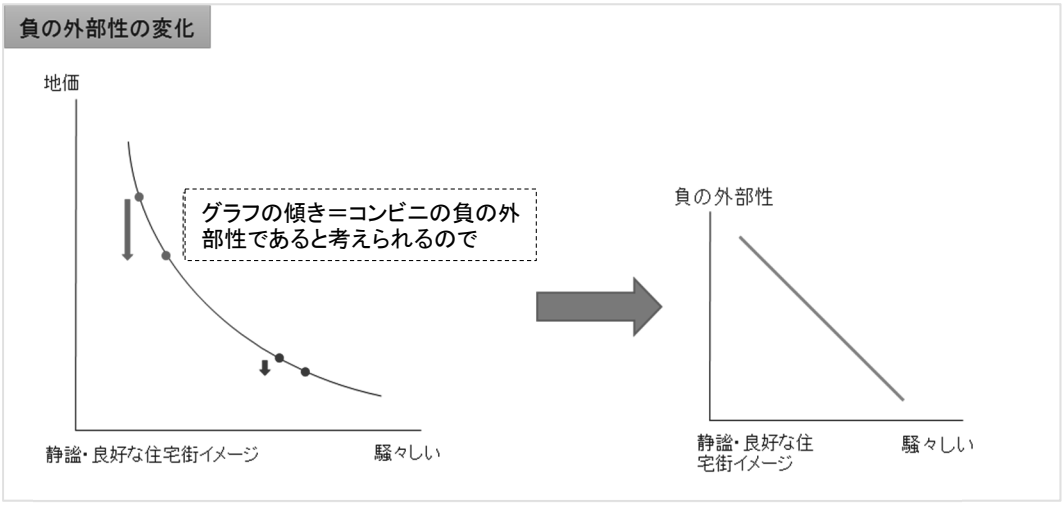


図３ 周辺環境による負の外部性の変化

また、正の外部性についてもその大きさが周辺環境により変化すると考えられる。すなわち、商品購入やサービス利用のための移動時間（取引費用）の削減という正の外部性や緊急時に女性や子供が駆け込めるという防犯面での正の外部性の大きさは、その地域の利便性や防犯度・安全度によって変化する。例えば、近くにスーパーがあり日常の買い物に不便を感じないようなところでは、コンビニが立地することによる追加的な正の外部性は小さくなり、さほど地価を上げる効果はないが、一方、日常の買い物にも不便を感じるところでは正の外部性は大きくなり、より地価を上げる効果があると考えられる。同様に、地域の防犯度・安全度が低い地域に立地した場合にはコンビニの正の外部性（緊急時に駆け込める安心感）が大きくなると考えられる。このことを図示したものが図４である。

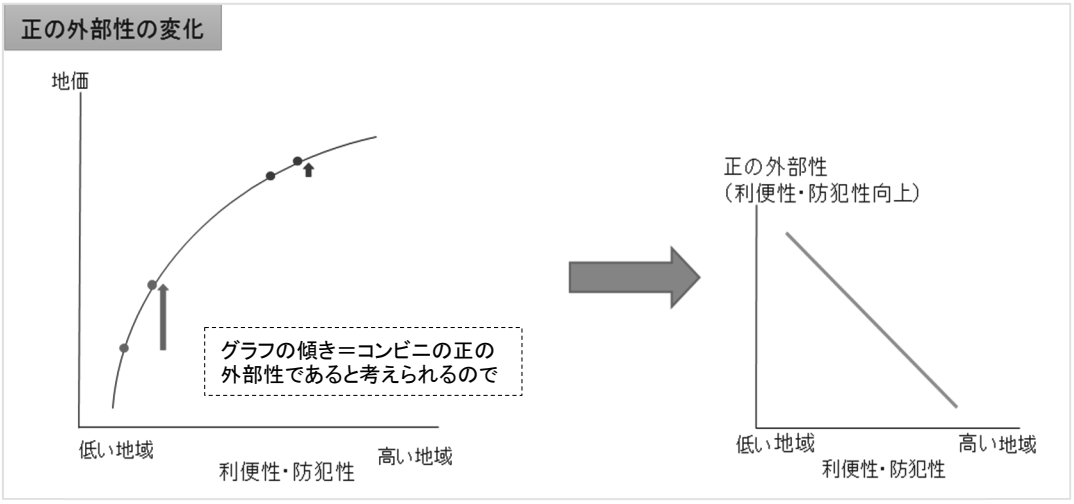


図４　周辺環境による正の外部性の変化

4.3 外部性の地価への現れ方

これまで正の外部性と負の外部性のそれぞれについて考察してきたが、現実には正の外部性と負の外部性は同時に発生しうるものであり、それらの地価への影響を観察しようとする際、実際に地価に現れるのは両者が合算されたものである。その際、騒音をはじめとする負の外部性がおよぶ範囲は比較的狭い範囲に限られると考えられるが（図５）、一方、買い物に便利であるといった正の外部性は徒歩圏など比較的広い範囲におよぶものと考えられる（図６）。

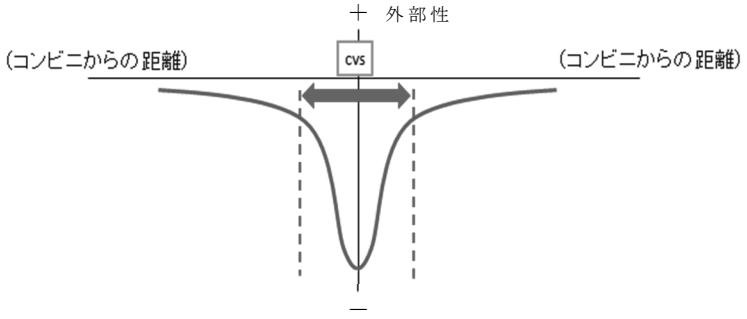


図５　負の外部性のコンビニからの距離との関係

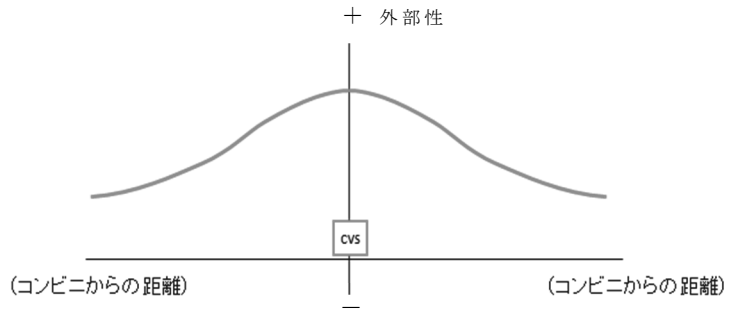


図６　正の外部性のコンビニからの距離との関係

このように外部性がおよぶ範囲に違いがあること、そして正の外部性と負の外部性の大小によって、トータルで見たときの地価への現れ方は異なってくると考えられる。実際の影響の大きさについては第５章の実証分析において明らかにするが、それらは大きく３つの類型に整理できると考えられる。

（１）近いところではマイナス、少し離れるとプラスの影響が現れるケース（パターン①）

コンビニが徒歩圏など周辺にある場合には利便性などの正の外部性を受けるが、例えば隣にコンビニが立地する場合には騒音や光の影響を強く受け、正の外部性よりも負の外部性の影響を大きく受ける場合がありうる。このような場合には、コンビニに隣接するところではトータルの影響は負であり、少し離れると正の影響に転じ、そして距離に応じてそれが逓減していくこととなる。これを図示したのが図７である。

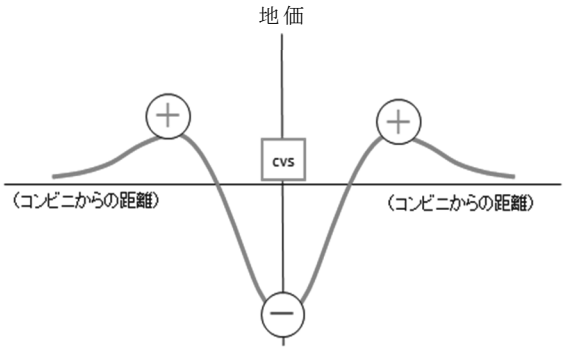


図７　コンビニの外部性の地価への現れ方
（パターン①）

（２）プラスの効果が全ての地点でマイナスの効果を上回るケース（パターン②）

コンビニがおよぼす負の外部性が小さく、コンビニから一定距離の全ての地点において、正の外部性が負の外部性より大きい場合、地価への現れ方は図８のようになると考えられる。なお、破線部分はコンビニに隣接するところでは負の外部性の存在によりトータルでみたプラスの影響が押し下げられる可能性があることを表している。

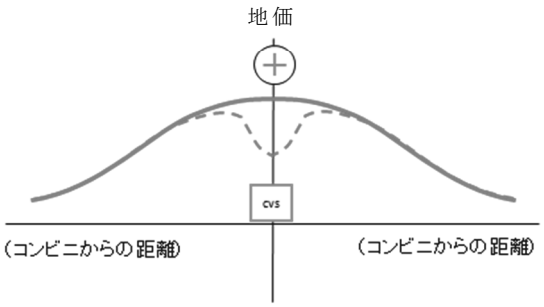


図８　コンビニの外部性の地価への現れ方
（パターン②）

（３）マイナスの効果が全ての地点でプラスの効果を上回るケース（パターン③）

コンビニがおよぼす負の外部性が非常に大きく、コンビニから一定距離の全ての地点において、負の外部性が正の外部性より大きい場合、地価への現れ方は図９のようになると考えられる。

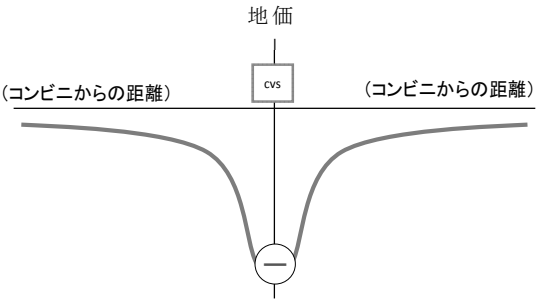


図９　コンビニの外部性の地価への現れ方
（パターン③）

4.4 仮説

以上の理論分析に基づき、次のような仮説を設定する。

仮説１　コンビニの外部性を受ける地域が、住居系地域か商業系地域かによって外部性の地価への現れ方に違いがあるのではないか。

すなわち、住居系地域では負の外部性が大きくなる結果、地価への現れ方はパターン①（近いところではマイナス、少し離れるとプラスの影響）のようになるのではないか。一方で、商業系地域では負の外部性が小さくなる結果、パターン②（プラスの効果が全ての地点でマイナスの効果を上回る）のようになるのではないか。

仮説２　負の外部性の大きさは、周辺環境に影響をおよぼす施設の立地状況によって変化するのではないか。

すなわち、例えば保育所、学校、老人ホームが近隣にあることによって騒音や閑静な住宅街のイメージの悪化、周辺道路交通量の増加等の影響を既に受けている地域ではコンビニの負の外部性が小さくなるのではないか。

仮説３　正の外部性の大きさは、日常の買い物に不便を感じるかどうかといった地域の利便性によって変化するのではないか。

すなわち、例えば買い物難民の発生や増加が懸念されるような地域ではコンビニの正の外部性が大きくなるのではないか。

仮説４　正の外部性の大きさは、地域の防犯度や安全度によって変化するのではないか。

すなわち、例えば犯罪発生件数が多いような地域ではコンビニの正の外部性が大きくなるのではないか。

第５章　コンビニの外部性についての実証分析

第４章の理論分析をもとに本章では、コンビニの立地が周辺にどのような影響をおよぼしているかを明らかにするべく、地域の環境価値がその地価に反映されるとする資本化仮説に基づき、ヘドニック・アプローチによる分析を行う。

まず、実証分析１においては、コンビニの外部性を受ける地域が住居系地域か商業系地域かによって外部性の地価への現れ方に違いがあるのではないかという仮説１についての検証を行い、外部性の地価への現れ方（形状）について考察する。

そして、実証分析２から実証分析４においては、実証分析１の結果を踏まえたうえで、同じ住居系地域にあっても周辺施設の立地状況等により外部性の大きさに変化

が生じるのではないかという仮説２から仮説４について検証する。

分析にあたっては、島嶼部を除く東京都全域を対象地域とし、2010 年から 2016 年までを対象期間とする７年分のパネルデータを構築した。

5.1 使用する主なデータ

実証分析１から実証分析４において使用する主なデータの作成方法等は以下のとおりである。

公示地価

国土交通省国土政策局国土情報課が公開する国土数値情報ダウンロードサービスにおける地価公示データを利用した。今回の実証分析では対数をとったものを被説明変数とした。（実証分析１～実証分析４で使用）

コンビニの店舗データ

コンビニの店舗データは、株式会社ゼンリンが提供する「緯度経度座標付き電話帳データベース テレポイント Pack!」（以下、「テレポイント」という。）から抽出した。2010 年から 2016 年までの各年のテレポイントデータについて、以下のコンビニチェーンを抽出し、ArcGIS[21]を用いて地価ポイントまでの距離を計測した。これをもとに一定距離圏内にコンビニが存在する場合のダミー変数を作成した。

（実証分析１～実証分析４で使用）

【分析対象として抽出したコンビニチェーン[22]】

セブン-イレブン、ローソン[23]、ファミリーマート[24]、サークルＫ、サンクス、ミニストップ、デイリーヤマザキ[25]、セイコーマート、セーブオン、コミュニティストア、スリーエフ、ポプラ、ココストア

保育所等、学校、スーパーの施設データ

コンビニの店舗データと同様に、テレポイントデータから抽出作業を行った。ArcGIS を用いて各施設から地価ポイントまでの距離を計測し、一定距離圏内に施

[21] Esri 社が開発した GIS（Geographic Information System：地理情報システム）ソフトウェア

[22] 「月刊コンビニ」（商業界）に掲載の全国コンビニ店舗数上位 14 チェーンのうち、鉄道駅構内に立地する NEWDAYS を対象から除いた 13 チェーンを対象とした。

[23] ローソンストア 100 及びＳＨＯＰ99（現在はその多くがローソンストア 100 へ転換）も含む。

[24] am/pm（現在はその多くがファミリーマートへ転換）を含む。

[25] 登録名称がヤマザキデイリーストア、デイリーストア、Ｙショップとされているものを含む。

設が存在する場合のダミー変数を作成した。

（保育所等、学校：実証分析２で使用）

（スーパー：実証分析３で使用）

老人ホームの施設データ

東京都福祉保健局 HP に掲載されている各施設の一覧データを利用した。ArcGIS を用いて各施設から地価ポイントまでの距離を計測し、一定距離圏内に施設が存在する場合のダミー変数を作成した。（実証分析２で使用）

犯罪発生件数のデータ

東京都青少年・治安対策本部 HP「大東京防犯ネットワーク」に掲載されている「町丁字別犯罪情報」を利用した。「町丁字別犯罪情報」は、警視庁から提供されたデータを基に東京都が作成したもので、都内全域の町丁字別罪種及び手口別認知件数の情報が掲載されている。ArcGIS を用いて地価ポイントが存在する町丁目の犯罪発生件数のデータを付与し、それをもとに犯罪発生件数が高い地域（上位 25%）のダミー変数を作成した。（実証分析４で使用）

5.2 実証分析１

5.2.1 分析の方法

実証分析１では仮説１の検証を行う。東京都（島嶼部を除く）を対象としてコンビニの立地が与える公示地価への影響について分析する。その際、住居系地域[26]や商業系地域[27]により影響の現れ方に違いがあるかを分析するとともに、地価への現れ方の特徴から正の外部性と負の外部性の影響範囲についても考察する。

そして、実証分析１では（１）プーリング回帰モデル（OLS）、（２）固定効果モデル（FE）の２つの方法により推計を行い、両者の推計結果を比較して考察を加える。

[26] 住居系地域は、第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域及び準住居地域の７地域とする。

[27] 商業系地域は、近隣商業地域及び商業地域の２地域とする。

5.2.2 分析モデル

分析に用いる推計モデルを以下に示す。また、分析に使用する変数の内容について表１、基本統計量について表２、表３に示す。

（１）プーリング回帰モデル[28]

$$\begin{aligned}\text{Ln 地価}=&\beta_0+\beta_1(\text{50m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_2(\text{50m\_100m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_3(\text{100m\_150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_4(\text{150m\_200m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_5(\text{地積})_i+\beta_6(\text{容積率})_i\\&+\beta_7(\text{最寄り駅までの距離})_i+\beta_8(\text{東京駅までの距離})_i\\&+\beta_{9\sim14}(\text{年次ダミー})_t+\beta_{15\sim20}(\text{用途地域ダミー})_i\\&+\varepsilon_{it}\end{aligned}$$

（２）固定効果モデル

$$\begin{aligned}\text{Ln 地価}=&\beta_0+\beta_1(\text{50m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_2(\text{50m\_100m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_3(\text{100m\_150m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_4(\text{150m\_200m 圏内コンビニ有 dm})_{it}\\&+\beta_{5\sim10}(\text{年次ダミー})_t\\&+\delta_i+\varepsilon_{it}\end{aligned}$$

ε_{it}：誤差項　δ_i：固定効果　i：公示地価ポイント　t：年次

[28] ここで示すのは住居系地域の推計モデルである。商業系地域の推計モデルは用途地域ダミーの数が異なる。

表１　実証分析１の変数の説明

変数	説明	出典
Ln地価	公示地価（円/㎡）の対数値	国土数値情報データ
50m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから半径50mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	テレポイントデータからArcGISを使用して作成
50m_100m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから50m～100mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	テレポイントデータからArcGISを使用して作成
100m_150m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから100m～150mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	テレポイントデータからArcGISを使用して作成
150m_200m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから150m～200mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	テレポイントデータからArcGISを使用して作成
地積	公示地価ポイントの地積（㎡）	国土数値情報データ
容積率	公示地価ポイントの容積率（%）	国土数値情報データ
最寄り駅までの距離	公示地価ポイントから最寄り駅までの距離（m）	国土数値情報データからArcGISを使用して作成
東京駅までの距離	公示地価ポイントから東京駅までの距離（m）	国土数値情報データからArcGISを使用して作成
用途地域ダミー	該当する用途地域であれば「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	国土数値情報データ
年次ダミー	2010年から2016年までの年次ダミー。該当する年次であれば「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	

表２　実証分析１（住居系地域）の基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価	8,542	12.510	0.656	10.741	15.063
50m圏内コンビニ有dm	8,542	0.018	0.133	0	1
50m_100m圏内コンビニ有dm	8,542	0.071	0.257	0	1
100m_150m圏内コンビニ有dm	8,542	0.127	0.333	0	1
150m_200m圏内コンビニ有dm	8,542	0.151	0.358	0	1
地積	8,542	199.6	228.4	47	3089
容積率	8,542	149.8	79.7	50	400
最寄り駅までの距離	8,542	783.3	630.3	39.5	4748.2
東京駅までの距離	8,542	21670.8	12142.7	1468.6	52557.6
年次ダミー			（省略）		
用途地域ダミー			（省略）		

表３　実証分析１（商業系地域）の基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価	4,941	13.76774	0.9914106	11.63514	17.50689
50m圏内コンビニ有dm	4,941	0.2916414	0.4545641	0	1
50m_100m圏内コンビニ有dm	4,941	0.3256426	0.4686619	0	1
100m_150m圏内コンビニ有dm	4,941	0.2003643	0.4003135	0	1
150m_200m圏内コンビニ有dm	4,941	0.0969439	0.2959114	0	1
地積	4,941	411.4687	1120.081	52	14879
容積率	4,941	484.7237	166.9884	100	900
最寄り駅までの距離	4,941	253.8231	283.4739	10.6	2896.7
東京駅までの距離	4,941	10929.78	9918.889	59.9	46941.6
年次ダミー			（省略）		
用途地域ダミー			（省略）		

5.2.3　推計結果と考察

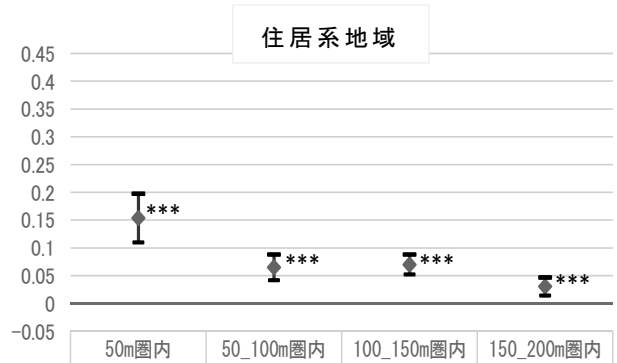
（1）プーリング回帰モデル

プーリング回帰モデルによる分析の結果を表４に示す。

表４　実証分析１（OLS）の推計結果

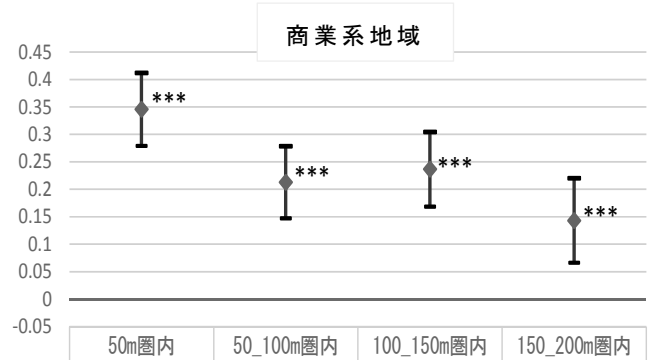
被説明変数＝Ln地価	住居系地域	商業系地域
50m圏内コンビニ有dm	0.15367 [0.0223]***	0.34556 [0.0340]***
50m_100m圏内コンビニ有dm	0.06490 [0.0117]***	0.21297 [0.0335]***
100m_150m圏内コンビニ有dm	0.07007 [0.0091]***	0.23663 [0.0347]***
150m_200m圏内コンビニ有dm	0.03050 [0.0084]***	0.14322 [0.0394]***
地積	0.00034 [0.0000]***	0.00028 [0.0000]***
容積率	0.00120 [0.0001]***	0.00315 [0.0001]***
最寄り駅までの距離	−0.00023 [0.0000]***	−0.00037 [0.0000]***
東京駅までの距離	−0.00004 [0.0000]***	−0.00003 [0.0000]***
年次ダミー	（省略）	（省略）
用途地域ダミー	（省略）	（省略）
_cons	13.3347 [0.0370951]***	12.4362 [0.0508243]***
R-squared	0.836	0.654
Adj-R-squared	0.836	0.653
N	8542	4941

＊ p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差



	50m圏内	50_100m圏内	100_150m圏内	150_200m圏内
推計値（係数）	0.1536704	0.0648976	0.0700713	0.0305003
信 頼	0.1099674	0.0419001	0.0522528	0.0141006
区 間	0.1973734	0.0878952	0.0878898	0.0469

図 10 推計値（係数）及び 95%信頼区間
（住居系地域における OLS 分析）



	50m圏内	50_100m圏内	100_150m圏内	150_200m圏内
推計値（係数）	0.3455644	0.2129721	0.2366345	0.1432231
信 頼	0.2789929	0.1472426	0.1686241	0.0660411
区 間	0.4121358	0.2787015	0.304645	0.2204051

図 11 推計値（係数）及び 95%信頼区間
（商業系地域における OLS 分析）

プーリング回帰モデルでの推計結果は、住居系地域、商業系地域といった地域の違いにかかわらず、50m 圏内、50m から 100m 圏内、100m から 150m 圏内、150m から 200m 圏内の全ての距離帯において、コンビニ有ダミーの係数が１%有意水準でプラスとなった。この結果から、住居系、商業系のどちらの地域においてもコンビニの立地が周辺地価を上昇させているということが読み取れ、コンビニ立地のトータルの効果は、正の外部性が負の外部性を広い範囲で上回っているということが推察される。

しかしながら、プーリング回帰モデルでは、コンビニの外部効果により周辺地価が上昇しているという解釈のほか、コンビニの立地戦略として利便性が高く地価が高い場所を選んで立地する傾向があることを反映しているという解釈も成り立ち、このモデルの実証分析では後者の可能性を完全に排除することができないという問題点がある。そこで（２）では、固定効果モデル分析を用いて、時間を通じて変化しない各地域固有の特性の影響を除いたうえでのコンビニの立地前後の地価への影響を検証する。

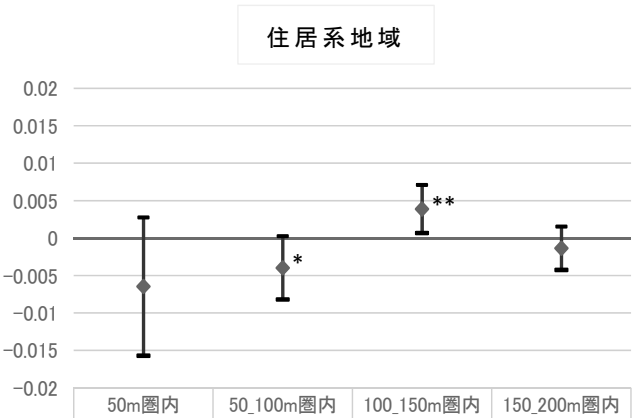
（２）固定効果モデル

固定効果モデルによる分析の結果を表５に示す。

表５　実証分析１（FE）の推計結果

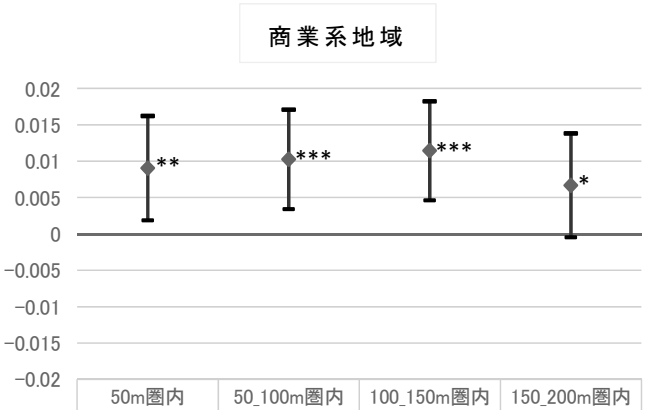
被説明変数＝Ln地価	住居系地域	商業系地域
50m圏内コンビニ有dm	-0.0065 [0.0047]	0.0090 [0.0037]**
50m_100m圏内コンビニ有dm	-0.0040 [0.0022]*	0.0102 [0.0035]***
100m_150m圏内コンビニ有dm	0.0039 [0.0016]**	0.0114 [0.0035]***
150m_200m圏内コンビニ有dm	-0.0014 [0.0015]	0.0067 [0.0036]*
年次ダミー	（省略）	（省略）
_cons	12.5330 [0.0007]***	13.8181 [0.0031]***
R-squared	0.416	0.612
N	8542	4941

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差



	50m圏内	50_100m圏内	100_150m圏内	150_200m圏内
推計値（係数）	−0.0064768	−0.0040003	0.0038646	−0.0013561
信 頼	0.0027677	0.0002198	0.0070831	0.0015407
区 間	−0.0157214	−0.0082204	0.0006462	−0.0042528

図 12 推計値（係数）及び 95%信頼区間
（住居系地域における固定効果モデル分析）



	50m圏内	50_100m圏内	100_150m圏内	150_200m圏内
推計値（係数）	0.0090239	0.0102416	0.0114198	0.0066655
信 頼	0.001854	0.0034167	0.0046105	−0.0004765
区 間	0.0161938	0.0170665	0.0182291	0.0138075

図 13 推計値（係数）及び 95%信頼区間
（商業系地域における固定効果モデル分析）

固定効果モデルの推計結果では、商業系地域は地価ポイントから近い距離帯も係数が統計的に有意な水準でプラスとなっている一方、住居系地域は近い距離帯では係数がマイナスとなった（50m 圏内は有意ではないが符号はマイナス、50_100m 圏内は 10%有意水準でマイナス）。

これは、商業系地域は比較的騒々しい環境でありコンビニがおよぼす負の外部性が小さくなることから、広い範囲でプラスの影響が大きく現れ、一方、住居系地域は比較的静謐な環境で負の外部性が大きくなることから、近い距離帯ではプラスの影響が現れなかったと解釈でき、仮説 1 で予想したとおりの結果が得られた[29]。

また、この結果から、正の外部性は広い範囲に影響する一方、負の外部性は非常に狭い範囲では大きく影響するがある程度離れるとその影響は大きく減衰するということが推察される。

以上を踏まえ、住居系地域における外部性の地価への現れ方のイメージを図示したものが図 14 である。

29 なお、（1）のプーリング回帰モデルでは住居系地域においてもプラスの影響がみられたが、その理由として内生性の問題が生じてしまったことが考えられる。その内生性とは、例えば「近くにコンビニのある住宅地は人口密度が比較的高く、そのため地価が高い傾向がある」といったものである。固定効果モデルではそのような内生性は表れないため、固定効果モデルの結果の方が信頼できると考えられる。

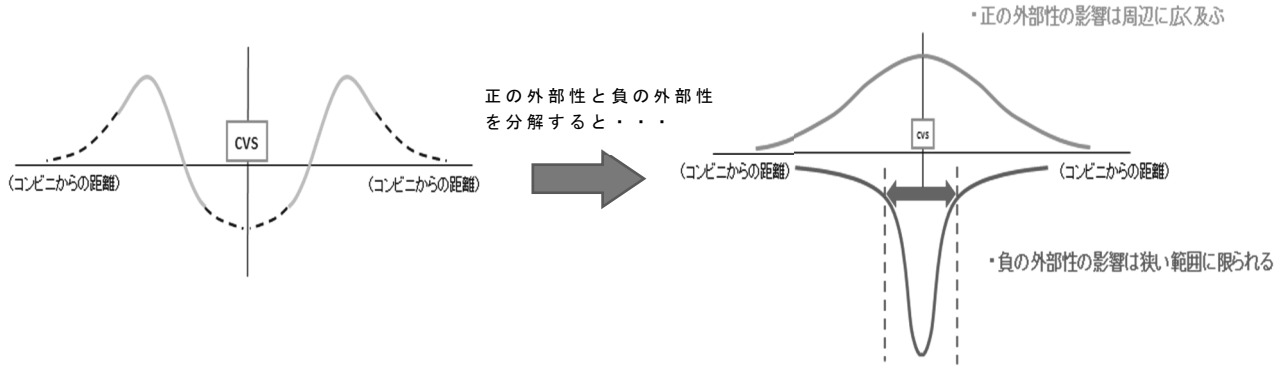


図 14 住居系地域におけるコンビニの外部性の地価への現れ方（イメージ）

5.3 実証分析２

5.3.1 分析の方法

実証分析２では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説２の検証を行う。仮説２は、保育所、学校、老人ホームが近隣にあることにより騒音や閑静な住宅街のイメージの悪化、周辺道路交通量の増加等の影響を既に受ける地域ではコンビニがおよぼす負の外部性は小さくなるのではないかというものである。

実証分析１の結果を踏まえ、負の外部性がおよぶと思われる範囲として 50m、80m 圏内コンビニ有ダミー[30]を作成し、同じ住居系地域であっても周辺環境（保育所、学校、老人ホームの立地状況）によって外部性の大きさに変化があることを、各距離圏内コンビニ有ダミーと周辺環境ダミー[31]の交差項の係数の符号や有意性により検証する。

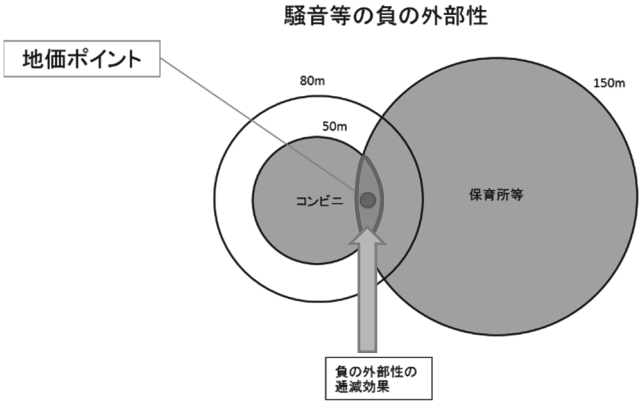


図 15 分析イメージ（地価ポイント、コンビニ、保育所等の位置関係）

30 負の外部性が強く働いていると考えられる距離帯として、50m よりもさらに短い距離である 30m を検討したが、30m 圏内コンビニ有ダミーと周辺環境ダミーの交差項の値が「１」となる数が極端に少ない数となってしまった。このため、実証分析１で使用した 50m の距離帯と、一般に徒歩１分の距離と言われる 80m の距離帯を採用することとした。

31 周辺環境ダミーは、各施設とも地価ポイントから 150m 圏内にある場合に「１」となるダミー変数とした。なお、保育施設等の騒音の外部性を明らかにした小飼（2016）の研究では 150m まで地価に負の影響があることが観察されており、その点も踏まえ 150m の距離帯を採用することとした。

5.3.2 分析モデル

分析に用いる推計モデルを以下に示す。また、分析に使用する変数の内容について表６、基本統計量について表７に示す。

$$\begin{aligned} \text{Ln 地価} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\alpha\text{m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \\ & + \beta_2 (\alpha\text{m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \times (\text{周辺環境 dm})_{it} \\ & + \beta_3 (\text{周辺環境 dm})_{it} + \beta_{4\sim9} (\text{年次ダミー})_t \\ & + \delta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

ε_{it}：誤差項　δ_i：固定効果　i：公示地価ポイント　t：年次

表６　実証分析２の変数の説明

変数	説明	出典
Ln地価	公示地価（円/㎡）の対数値	国土数値情報データ
αm圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから半径αmの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。 αは50mまたは80m。	テレポイントデータからコンビニのデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
周辺環境dm（保育所）	公示地価ポイントから半径150mの範囲に保育所等が存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。 保育所等には、保育園、幼稚園、こども園、託児所などが含まれる。	テレポイントデータから保育所等のデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
周辺環境dm（学校）	公示地価ポイントから半径150mの範囲に学校が存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。 学校には中学校、高等学校が含まれる	テレポイントデータから学校のデータを抽出し、ArcGISを用いてを作成
周辺環境dm（老人ホーム）	公示地価ポイントから半径150mの範囲に老人ホーム等が存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。 老人ホーム等には、有料老人ホーム、介護老人保健施設、特別養護老人ホームが含まれる。	東京都福祉保健局HPに掲載されている各施設の一覧データ（いずれも平成28年12月1日現在）を使用し、ArcGISを用いて作成
年次ダミー	2010年から2016年までの年次ダミー。該当する年次であれば「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	

表７　実証分析２の基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価	8,542	12.510	0.656	10.741	15.063
50m圏内コンビニ有dm	8,542	0.018	0.133	0	1
80m圏内コンビニ有dm	8,542	0.049	0.215	0	1
周辺環境ダミー（保育所）	8,542	0.239	0.426	0	1
周辺環境ダミー（学校）	8,542	0.050	0.218	0	1
周辺環境ダミー（老人ホーム）	8,542	0.055	0.228	0	1
50m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（保育所）	8,542	0.006	0.076	0	1
80m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（保育所）	8,542	0.015	0.120	0	1
50m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（学校）	8,542	0.002	0.046	0	1
80m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（学校）	8,542	0.005	0.067	0	1
50m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（老人ホーム）	8,542	0.002	0.039	0	1
80m圏内コンビニ有dm ×周辺環境ダミー（老人ホーム）	8,542	0.004	0.063	0	1
年次ダミー	（省略）				

5.3.3　推計結果と考察

分析の結果を表８に示す。

表８　実証分析２の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	（1）保育所		（2）学校		（3）老人ホーム	
	model1 α＝50m	model2 α＝80m	model3 α＝50m	model4 α＝80m	model5 α＝50m	model6 α＝80m
αm圏内コンビニ有dm	−0.0124 [0.0051]**	−0.0083 [0.0030]***	−0.0076 [0.0050]	−0.0136 [0.0027]***	−0.0063 [0.0047]	−0.0117 [0.0027]***
αm圏内コンビニ有dm ×周辺環境dm（保育所）	0.0221 [0.0068]***	−0.0040 [0.0044]				
αm圏内コンビニ有dm ×周辺環境dm（学校）			0.0140 [0.0131]	0.0945 [0.0123]***		
αm圏内コンビニ有dm ×周辺環境dm（老人ホーム）					0.0179 [0.0155]	0.0553 [0.0105]***
周辺環境dm（保育所）	0.0045 [0.0018]**	0.0062 [0.0018]***				
周辺環境dm（学校）			−0.0040 [0.0041]	−0.0046 [0.0040]		
周辺環境dm（老人ホーム）					−0.0007 [0.0029]	−0.0016 [0.0029]
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
_cons	12.5318 [0.0007]***	12.5319 [0.0007]***	12.5332 [0.0006]***	12.5333 [0.0006]***	12.5330 [0.0006]***	12.5333 [0.0006]***
R-squared	0.417	0.417	0.415	0.421	0.415	0.418
N	8542	8542	8542	8542	8542	8542

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

実証分析２の推計結果は、まず、model1, model 2, model 4, model 6 では、50m（or80m）圏内コンビニ有ダミー（単体）の係数が統計的に有意な水準でマイナスとなった。これは、保育所等が周辺にないような地域、すなわち静謐な環境を有するような地域にコンビニが立地した場合にはトータルでみた地価への影響がマイナスであり、正の外部性より負の外部性の方が大きくなっていると考えられる。具体的には、コンビニが立地することにより周囲の地価を約１％下げる傾向がみられた。

そして、model1, model 4, model 6 では、50m（or80m）圏内コンビニ有ダミー×周辺環境ダミー（交差項）の係数が統計的に有意な水準でプラスとなる結果が得られ[32]、仮説２で予想したとおりの結果が得られた。

つまり、保育所、学校、老人ホームが住宅街の周辺に立地していることは、住宅街に騒音の影響を与えていたり、閑静な住宅街のイメージを悪化させる要因となっていたり、周辺交通量に影響を与えていたりすると考えられる。そのため、そうした地域ではコンビニが立地することによる追加的な負の外部性が小さくなると考えられ、その結果、50m（or80m）圏内コンビニ有ダミー×周辺環境ダミー（交差項）の係数がプラスになっていると解釈できる。

5.4　実証分析３

5.4.1　分析の方法

実証分析３では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説３の検証を行う。実証分析１の結果を踏まえ、正の外部性がおよぶと思われる範囲として 150m 圏内コンビニ有ダミーを作成し、日々の買い物に不便を感じる買い物弱者が多いと考えられるところではコンビニ立地の正の外部性が大きくなることを、高齢者が多い地域ダミーと徒歩圏内スーパーの有無ダミーとの交差項の係数の符号や有意性により検証する。

さらに、高齢者が多い地域という条件を除いた場合の、単にスーパーが周辺にない地域におけるコンビニ立地の正の外部性の大きさの変化についても、150m 圏内コンビニ有ダミーと徒歩圏内スーパーの有無ダミーの交差項の係数の符号や有意性によって検証する。

なお、徒歩圏に関しては、「都市構造の評価に関するハンドブック[33]」において、評価指標として一般の「徒歩圏」を 800m、「高齢者徒歩圏」を 500m に設定しており、これを参考とする。

---

[32] 具体的に、model1 では保育所が周辺にある地域にコンビニが立地した場合には地価を約１％、model4 では学校が周辺にある地域にコンビニが立地した場合には地価を約８％、model 6 では老人ホームが周辺にある地域にコンビニが立地した場合には地価を約４％、それぞれ上昇させる傾向がみられた。

[33] 平成 26 年 8 月、国土交通省都市局都市計画課、作成。

5.4.2 分析モデル

分析に用いる推計モデルを以下に示す[34]。また、分析に使用する変数の内容について表９、基本統計量について表 10 に示す。

$$
\begin{aligned}
\text{Ln 地価} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \times (\text{500m 圏内スーパー無 dm})_{it} \\
& \quad \times (\text{高齢者率上位 25\%以上 dm})_{it} \\
& + \beta_3 (\text{500m 圏内スーパー無 dm})_{it} \\
& + \beta_{4\sim9} (\text{年次ダミー})_{t} \\
& + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

ε_{it}：誤差項　δ_i：固定効果　i：公示地価ポイント　t：年次

表９　実証分析３の変数の説明

変数	説明	出典
Ln地価	公示地価（円/㎡）の対数値	国土数値情報データ
150m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから半径150mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	テレポイントデータからコンビニのデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
500m圏内スーパー無dm	公示地価ポイントから半径500mの範囲にスーパーが存在しない場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	テレポイントデータからスーパーのデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
800m圏内スーパー無dm	公示地価ポイントから半径800mの範囲にスーパーが存在しない場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	テレポイントデータからスーパーのデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
高齢者率上位25%以上dm	地価ポイントが高齢者率が高い町丁目の上位25%に存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	政府の統計窓口（e-Stat)の平成22年国勢調査データから作成
年次ダミー	2010年から2016年までの年次ダミー。該当する年次であれば「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	

[34] 基本モデルである model1 を示すこととする。

表 10　実証分析 3 の基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価	8,542	12.510	0.656	10.741	15.063
150m圏内コンビニ有dm	8,542	0.216	0.411	0	1
500m圏内スーパー無dm	8,542	0.313	0.464	0	1
800m圏内スーパー無dm	8,542	0.099	0.299	0	1
高齢者率上位25%以上dm	8,542	0.250	0.433	0	1
150m圏内コンビニ有dm ×500m圏内スーパー無dm	8,542	0.042	0.201	0	1
150m圏内コンビニ有dm ×800m圏内スーパー無dm	8,542	0.009	0.095	0	1
150m圏内コンビニ有dm ×高齢者率上位25%以上dm	8,542	0.041	0.199	0	1
500m圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm	8,542	0.096	0.294	0	1
150m圏内コンビニ有dm ×500m圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm	8,542	0.007	0.086	0	1
年次ダミー			（省略）		

5.4.3　推計結果と考察

分析の結果を表 11 に示す。

表 11　実証分析 3 の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	交差項 高齢者が多い地域で高齢者徒歩圏(500m)にスーパーが存在しない地域		徒歩圏(500m,800m)にスーパーが存在しない地域		高齢者が多い地域	交差項無し
	model1	model2	model3	model4	model5	model6
150m圏内コンビニ有dm	0.0002 [0.0014]	0.0023 [0.0017]	0.0006 [0.0015]	0.0014 [0.0014]	0.0018 [0.0015]	0.0012 [0.0014]
150m圏内コンビニ有dm ×500圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm	0.0217 [0.0058]***	0.0331 [0.0068]***				
150m圏内コンビニ有dm ×500圏内スーパー無dm		−0.0029 [0.0025]	0.0021 [0.0023]			
150m圏内コンビニ有dm ×800圏内スーパー無dm				−0.0041 [0.0049]		
150m圏内コンビニ有dm ×高齢者率上位25%以上dm		−0.0089 [0.0038]**			−0.0029 [0.0035]	
500圏内スーパー無dm	−0.0065 [0.0013]***	−0.0040 [0.0016]**	−0.0064 [0.0014]***			
800圏内スーパー無dm				−0.0047 [0.0021]**		
500圏内スーパー無dm ×高齢者率上位25%以上dm		−0.0103 [0.0034]***				
高齢者率上位25%以上dm					(omitted)	
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	（省略）
_cons	12.5347 [0.0007]***	12.5349 [0.0008]***	12.5347 [0.0008]***	12.5331 [0.0007]***	12.5326 [0.0006]***	12.5326 [0.0006]***
R-squared	0.418	0.419	0.417	0.416	0.415	0.415
N	8542	8542	8542	8542	8542	8542

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

実証分析３の推計結果では、150m 圏内コンビニ有ダミー×500m 圏内スーパー無ダミー×高齢者率上位 25%以上ダミー（交差項）の係数が１％有意水準でプラスとなった。これは、高齢者が多く、高齢者の徒歩圏とされる 500m 内にスーパーがないような、買い物難民の発生や増加が懸念されるような地域では、利便性が非常に低いような地域であるため正の外部性が大きくなると解することができ、仮説３で予想したとおりの結果が得られた。

一方で、150m 圏内コンビニ有ダミー×500m（or800m)圏内スーパー無ダミー（交差項）の係数は有意ではなかった。すなわち、高齢者が多いという条件を外した場合で単にスーパーが徒歩圏に存在しない地域に立地した場合には、正の外部性が大きくなるという効果は観察されなかった。

この理由としては、実は利便性が低いということが静謐であるということを代理してしまっている可能性が考えられる。実証分析２でみたように静謐な環境にコンビニが立地した場合には負の外部性が大きくなると考えられ、この結果、たとえ利便性が低いところでコンビニの正の外部性が大きくなる効果が存在しても地価への影響というトータルの効果では打ち消されてしまっていることが考えられる。しかしながら、買い物弱者になりやすい高齢者が多い地域では、車を運転して遠くまで買い物に行くことのできない人の割合が大きくなると考えられるので、スーパーが近隣に存在しないことの不便さがとりわけ大きくなるためにコンビニ立地の正の外部性が大きくなると考えられる。推計結果はこのことを反映しているものと解釈できる。

5.5　実証分析４

5.5.1　分析の方法

実証分析４では、住居系地域を対象とした固定効果モデルの分析により仮説４の検証を行う。実証分析１の結果を踏まえ、正の外部性がおよぶと思われる範囲として 150m 圏内コンビニ有ダミーを作成し、地域の防犯度・安全度が低いようなところではコンビニ立地の正の外部性が大きくなることを、非侵入窃盗発生件数高地域ダミーとの交差項の係数の符号や有意性により検証する。

今回、緊急時に女性や子供が駆け込めるという正の外部性の大きさが地域の安全度により変化することを検証するにあたり、主に路上で行われる非侵入窃盗（すり、ひったくり、自動車盗等）の発生件数を地域の安全度の代理変数として使用することとした。そして、町丁目ごとの非侵入窃盗の発生件数データをもとに、非侵入窃盗発生件数高地域ダミー[35]を作成した。

[35] 地価ポイントが非侵入窃盗発生件数が高い町丁目の上位 25%に存在する場合は「１」をとるダミー変数。

5.5.2 分析モデル

分析に用いる推計モデルを以下に示す。また、分析に使用する変数の内容について表 12、基本統計量について表 13 に示す。

$$
\begin{aligned}
\text{Ln 地価} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{150m 圏内コンビニ有 dm})_{it} \\
& \quad \times (\text{非侵入窃盗発生件数高地域 dm})_{it} \\
& + \beta_{3\sim8} (\text{年次ダミー})_{t} \\
& + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

ε_{it}：誤差項　δ_i：固定効果　i：公示地価ポイント　t：年次

表 12　実証分析 4 の変数の説明

変数	説明	出典
Ln地価	公示地価（円/㎡）の対数値	国土数値情報データ
150m圏内コンビニ有dm	公示地価ポイントから半径150mの範囲にコンビニが存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	テレポイントデータからコンビニのデータを抽出し、ArcGISを用いて作成
非侵入窃盗発生件数高地域dm	地価ポイントが非侵入窃盗発生件数が高い町丁目の上位25%に存在する場合は「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数。	東京都青少年・治安対策本部HP「大東京防犯ネットワーク」の町丁字別犯罪情報（平成27年）
年次ダミー	2010年から2016年までの年次ダミー。該当する年次であれば「1」、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	

表 13　実証分析 4 の基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価	8,542	12.510	0.656	10.741	15.063
150m圏内コンビニ有dm	8,542	0.216	0.411	0	1
非侵入窃盗発生件数高地域dm	8,542	0.249	0.432	0	1
150m圏内コンビニ有dm × 非侵入窃盗発生件数高地域dm	8,542	0.082	0.274	0	1
年次ダミー	（省略）				

5.5.3　推計結果と考察

分析の結果を表 14 に示す。

表 14　実証分析 4 の推計結果

被説明変数＝Ln公示地価	交差項 非侵入窃盗発生件数高地域	交差項無し
	model1	model2
150m圏内コンビニ有dm	−0.0006 [0.0016]	0.0012 [0.0014]
150m圏内コンビニ有dm ×非侵入窃盗発生件数高地域dm	0.0065 [0.0031]**	
年次ダミー	（省略）	（省略）
_cons	12.5324 [0.0006]***	12.5326 [0.0006]***
R-squared	0.415	0.415
N	8542	8542

＊ p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01　　[ ]内は標準誤差

実証分析 4 の推計結果では、150m 圏内コンビニ有ダミー×非侵入窃盗発生件数高地域ダミー（交差項）の係数が 5％有意水準でプラスとなった。

今回の分析では、主に路上で行われる、すりやひったくりといった非侵入窃盗の発生件数を地域の安全度の代理変数として用いた。非侵入窃盗の発生件数が高いような地域では、何かあったときにコンビニに駆け込めるという安心感から、より地価を上昇させていると考えられる。

したがって、地域の防犯度や安全度が低い地域ではコンビニがおよぼす正の外部性が大きくなるのではないかという仮説 4 に合致する結果が得られた。

第 6 章　まとめ

6.1 分析結果のまとめ

本研究では、コンビニがおよぼす外部性の大きさがコンビニの属性に由来して変化するだけではなく、周辺環境によっても変化することを実証分析により明らかにした。まず、実証分析①の固定効果モデルを用いた分析では、コンビニが住居系地域に立地する場合、負の外部性が大きくなることが分かった。また、実証分析②～④の結果から、同じ住居系の地域においても負の外部性が小さくなるところや正の外部性が大きくなるところがあることが観察された。

以上のことを踏まえ、コンビニ立地が規制されている第一種低層住居専用地域等

において例外許可により立地を認めるにあたっては、本研究で明らかにしたように、ミクロな地域で正の外部性と負の外部性の影響度合いを科学的に検証したうえで、具体的な立地を検討していくことが望ましいと言える。

6.2 政策提言

今後、各自治体（特定行政庁）が、第一種低層住居専用地域等において例外許可によりコンビニ立地を認めるにあたって、本研究の分析結果から以下のような点を考慮する必要があると考える。

第一に、立地場所が静謐な環境かある程度騒々しい環境かによって、負の外部性の大きさが変化することを踏まえる必要がある。実証分析②で示したように、保育所等が近くにあるようなところではコンビニ立地による追加的な負の外部性は小さくなるが、そうでない静謐なところでは負の外部性がより大きくなる可能性がある。そのような静謐なところにコンビニ立地を許可するにあたっては、防音対策などコンビニ側の対策をきめ細かく実施する必要があると考えられ、それらを例外許可の条件に付すことを検討するべきである （条件付許可）。

第二に、実証分析③で示したように、高齢者が多い地域でスーパーが近隣にないところでは利便性の正の外部性が大きくなる可能性がある。一方、単にスーパーが近隣にないところでのコンビニの立地については、それ以外の場所での立地との間で有意な差がみられなかった。したがって、スーパーなどの施設の立地だけではなく、買い物弱者となりうる高齢者の住民が多いかどうかといった、その地域の住民の属性をきめ細かに把握したうえで立地の可否の検討をするべきである。

第三に、実証分析④で示したように、犯罪発生件数が多いような地域の安全度が低い地域ではコンビニのもつ防犯面の正の外部性が大きくなる可能性がある。国土交通省の技術的助言ではそのような点は言及されていないが、そういった地域の安全度が低い地域か否かといった点を評価することも検討するべきである。

また、各自治体においては、地域の実情に応じてコンビニ立地の例外許可を検討するにあたり、今回の研究で用いたヘドニック・アプローチによる分析による外部性の計測や費用便益分析を自ら実施し、それを踏まえて科学的根拠に基づき例外許可の検討を行うべきである。さらに、コンビニ立地の例外許可に関する国土交通省の技術的助言にも、このような費用便益分析の手法を用いた科学的検討の必要性について盛り込むべきである。

6.3 おわりに

本研究は東京都(島嶼部を除く)を対象地域として実証分析を行ったものであり、東京都以外の地域においても同様の結果が得られるとは限らない。したがって、各地域においてこのような研究を積み重ね、コンビニ立地による周辺への影響を検証していくことが必要であると考える。

また､本研究で取り扱ったものは､周辺環境による外部性の大きさの変化である。一方で、夜間の営業を控えることや店舗の外に人が滞留しないような措置をとるなど、コンビニ側での対策を実施することによっても負の外部性が小さくなる可能性がある。本研究の対象とした周辺環境による外部性の大きさの変化という側面と合わせて、コンビニ側での対策の実施効果を詳細に分析することにより、各自治体における例外許可の判断にさらに役立てることができると考えられる。そうしたコンビニ側での対策の効果についての研究は今後の課題としたい。

最後に、本研究において、負の外部性をおよぼすコンビニの立地を例外許可で認めるにあたっては周辺環境による外部性の大きさの変化という考慮すべきであるという点について一定の知見が得られたと考えるが、このほか、経済学の原理では外部性の内部化の考え方として、負の外部性がおよぶ地域にピグー税を課すことによってコントロールする方法も考えられる。用途規制に代わる、外部性のコントロール手法としての課税の手法や制度論については本研究の射程を超えるものであるが、本研究で行ったような実証分析を今後より精緻に積み重ねていき、地域ごとの最適な課税額についての検討・研究を蓄積していくことによって、経済学上の最適な水準の実現に近づけることができるのではないだろうかと考える。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の杉浦美奈准教授、副査の安念潤司客員教授、中川雅之客員教授、森岡拓郎専任講師から丁寧かつ熱心なご指導を賜り深く感謝いたします。また、金本良嗣特別教授、安藤至大客員准教授、鶴田大輔客員教授をはじめとするまちづくりプログラム関係教員の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました。ここに深く感謝申し上げます。

あわせて、コンビニの立地に係る建築基準法第 48 条許可の技術的助言についてヒアリングにご協力いただいた国土交通省住宅局市街地建築課の方々にもこの場を借りて深く感謝申し上げます。

最後に、政策研究大学院大学において一年間の研究機会をいただいた派遣元に感謝を申し上げるとともに、研究生活で様々な苦楽を共に乗り越えたまちづくりプログラムの同期生の皆様に深く感謝いたします。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については全て筆者に帰属します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No. 713）による成果である（利用データ: 座標付き電話帳 DB テレポイント（株式会社ゼンリン提供））。

参考文献等

参考文献

・浅見泰司（1994）「土地利用規制」, 八田達夫編『東京一極集中の経済学』第 4 章（日本経済新聞社）
・生田長人（2010）『都市法入門講義』（信山社）
・金本良嗣（1997）『都市経済学』（東洋経済新報社）
・竹本遼太（2016）『コンビニ難民 小売店から「ライフライン」へ』（中公新書ラクレ）
・福井秀夫（2007）『ケースからはじめよう　法と経済学』（日本評論社）
・日本都市計画学会編（2002）『実務者のための新・都市計画マニュアル:1-3, 土地利用編, 地域地区』（丸善）

参考論文

・明石達生･小笠原芳樹（2012）「静穏性と生活利便性を両立する住宅市街地の用途配置のあり方　生活利便用途の生成交通と生活街路の騒音レベルの実測に基づく一考察」,『都市計画論文集 』47(3), p1003-1008
・荒井貴史（2007）「土地利用規制の経済学的考察」,『尾道大学経済情報論集』7(1), p133-155
・荒木俊之（1994）「京都市におけるコンビニエンスストアの立地展開」,『人文地理』46(2), p 203-213
・石川徹・浅見泰司（2013）「利便施設の住宅地への混在に関する居住者の心理的評価」『都市計画論文集』（48), p 909-914
・奥野隆史（1977）「コンビニエンスストアの立地条件と立地評価―東京都練馬区を事例として」,『筑波大学人文地理学研究』1, p43-72
・金本良嗣･中村良平･矢澤則彦（1989）「ヘドニック･アプローチによる環境の価値の測定」,『環境科学会誌』2(4), p251-266
・小飼保実（2016）「保育施設等における子どもの声や音への対策が周辺環境に与える影響について」
・坂真哉（2006）「建物の用途に基づいた規制について―住宅を中心として」,『住宅総合研究財団研究論文集』(33), p5-20
・福井秀夫（2016）「都市計画・建築規制における性能規定の意義 ： 景観・用途・容積率・開発行為に関する規制を検証する」,『都市住宅学』95,p8-21
・藤田和史（2013）「和歌山県内におけるコンビニエンスストアの立地に関する一考察―1991 年と 2012 年を比較して」,『経済理論』371, p19-40.

参考資料

・「現行の用途規制の課題　日本建築学会建築法制委員会 用途規制再構築検討小委員会における議論の紹介」（規制改革会議 第 29 回地域活性化ワーキング・グループ（平成 28 年 3 月 7 日）,有田智一教授提出資料）
・「用途地域における建築物制限の緩和について」（規制改革会議 第 29 回地域活性化ワーキング・グループ（平成 28 年 3 月 7 日）,事務局提出資料）

線路近接地への保育施設等開業が
周辺地域に与える影響について

＜要旨＞

線路近接地（鉄道高架下や線路脇用地）には、騒音や振動等の負の外部性があると考えられるが、人々のライフスタイルの変化に合わせた多岐に亘る土地活用がなされている。線路近接地では、従来は駐車場や商業施設として利用されてきたが、近年では認可保育所をはじめとする保育施設の整備も進められている。これは、地域の課題の解決や住民への貢献を目的とした鉄道事業者の CSR 事業の一環と考えられるが、社会的意義は検証されていない。一方、都市部において社会問題化している待機児童の解消のためにも保育施設の整備は喫緊の課題である。

保育施設は、周辺住民の利便性をはじめ社会的便益の向上をもたらすと考えられるが、保育施設から生じる子どもの声や音は施設のもつ負の外部性と考えることもできる。そこで、本研究では、線路近接地における保育施設の開業による、線路と保育施設の負の外部性の変化に着目した。まず、複数の仮説を立て、東京都内（島嶼部除く）の地価の変動に着目し 2 つの分析を行った。第 1 は、線路近接地、保育施設近接地および線路と保育施設双方の近接地それぞれの立地特性の分析である。第 2 は、保育施設の開業効果に関わる分析である。分析結果は用途地域毎に異なるが、線路近接地は地価が低く、負の外部性の存在が示唆された。また保育施設は地価の低い場所に立地しているが、開業によって地価は上昇し、正の外部性の発現を示唆する分析結果が得られた。そして、線路近接地への保育施設の開業は、周辺地域に否定的な影響を与えないことも分析結果から明らかになった。さらに、保育施設利用者には移動費用の削減効果もあることから、鉄道事業者の CSR 事業に対する社会的意義が証明された。

以上のように、保育施設の外部性が明らかになったことから、保育施設は他の施設と同様に、特段の制約がなければ地域全体の効用や便益を考慮したうえで立地が選ばれるべきものである。そして、線路近接地は、保育施設利用者、自治体、鉄道事業者それぞれの便益が改善するため、立地の適地が限定的な都市部においては保育施設の開業候補地となる。

2017 年(平成 29 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16704　　岡田　泰之

目次

1. はじめに 215

2. 線路近接地および保育施設等を取り巻く状況について 216
2.1 線路近接地について 216
2.2 保育施設等について 217

3. 線路近接地において保育施設等が与える影響 218
3.1 線路近接地の外部性 218
3.2 保育施設等の外部性 218
3.3 線路近接地かつ保育施設等近接地における外部性 219

4. 線路および保育施設等が周辺地域へ与える影響に関する実証分析 220
4.1 分析の目的と方法 220
4.2 立地特性の分析 221
4.2.1 推定モデルと基本統計量 221
4.2.2 実証分析結果 223
4.3 開業効果の分析 224
4.3.1 推定モデルと基本統計量 224
4.3.2 実証分析結果 225

5. 立地特性と開業効果の分析結果の比較に関する考察 226
5.1 線路近接地に関する考察 226
5.2 保育施設近接地に関する考察 227
5.3 線路近接地かつ保育施設等近接地に関する考察 227
5.4 移動費用削減効果 228

6. 政策提言 229

7. おわりに 230

補論 231

謝辞

参考文献

1. はじめに

昨今、線路近接地（鉄道高架下含む）の有効活用に注目が集まっている。従来は駐車場や商業施設として利用されてきたが、近年は社会のニーズに対応するべく認可保育所をはじめとする保育施設等[1]としての利用が進められている。これらは、社会問題化している待機児童解消への一助として、また沿線住民の利便性向上も目的に首都圏各鉄道事業者が CSR 事業（Corporate social responsibility）の一環として進めている事業である。

待機児童は全国的な社会問題となって久しいが、東京都の待機児童数は全国の 45%を占め、特に深刻である。国と地方自治体は 20 年以上にわたり制度改正などの対策をとっているが、鼬ごっこといってもよい状態であり、未だ解決に至っていない。待機児童解消のためには、保育施設等の整備が重要であるが、昨今の報道では、保育施設等が「NIMBY 施設」（Not In My Back Yard）として扱われており、騒音等が原因で建設の延期・中止が余儀なくされるケースが散見される。保育施設等の適地が乏しく、そのために国有地活用や民間用地の募集等を行っている状況である都市部においては、保育施設等の整備は喫緊の課題であるとも言える。

本研究においては、線路近接地の有効活用が注目される中で、保育施設等の開業による効果に注目する。騒音や振動等の負の外部性が存在するとされる線路近接地に、同じく騒音等による負の外部性が存在するとされる保育施設等が開業することで、周辺地域に対してどの程度影響を与えるかを定量的に明らかにする。同時に首都圏各鉄道事業者が推進する CSR 事業の社会的意義も明らかにする。

線路近接地については、騒音や振動による負の外部性があると考えられる。肥田野他(1996)は、世田谷区における都市交通の騒音や振動の実測値を用い、ヘドニック・アプローチにより、騒音や振動が地価へ及ぼす負の外部効果を貨幣価値化している。また、山崎(1991)は、環状七号線沿線地域を対象に主に自動車騒音の価格を推定している。これらを踏まえれば、鉄道の持つ騒音や振動も地価へ影響を及ぼしている可能性は十分に考えられる。

保育施設等近接地については、利便性を向上させる正の外部性がある一方で、保育施設等にも声や音による負の外部性があると考えられる。中山他(2010)が保育施設内の年齢ごとの居室における室内発生音レベルを調査し、年齢上昇と共に騒音レベルも上昇することを明らかにしている。このような実測調査や意識調査は数多く存在しているが、経済学的な視点に基づく定量分析としては、筆者が調査した範囲では小飼(2016)のみである。小飼(2016)は、保育施設等の騒音に着目し、平成 27 年の地価データを利用した上で、資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより保育施設等の負の外部性を分析している。しかしながら、保育施設等が地価の低い場所に立地しているという同時性が含まれた現況把握に留まり、保育施設等の開業効果は分析されていない。

一方、線路近接地の保育施設等に関する研究としては、杣川他(2015)が鉄道高架下の保育施設は、鉄道事業者、保育事業者、保育施設利用者それぞれにメリットをもたらすことを実態調査より明らかにしているが、経済学的な視点からの研究は見当たらない。

以上を踏まえて、本研究においては 2 つの分析を行う。第 1 は、線路近接地、保育施設等近接地、線路近接地かつ保育施設等近接地に着目し、それぞれの立地特性を把握するための分析である。第 2 は、保育施設等が新設された場合の開業効果を把握するための分析である。また、それが線路近接地に新設された場合の開業効果についても分析する。それぞれが周辺へ与える影響は、東京都内（島嶼部除く）の

[1] 本研究においては、公立および私立認可保育所、認証保育所、公立および私立認定こども園をいう。

地価を用いた資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより分析する。なお、本研究では、鉄道の開業にともなう影響は分析していないため、線路近接地と他の用途との地価の差異を明らかにしている。一方、保育施設等については、その開業効果を明らかにし、線路近接地に保育施設等が新設された場合の効果も明らかにしている。

本稿の構成は、次の通りである。第 2 章では、線路近接地および保育施設等の概要を示し、第 3 章では、3 つのケース（線路近接地、保育施設等近接地、線路近接地かつ保育施設等近接地）の外部性を論じる。第 4 章では、3 つのケースの地価への影響を分析し、第 5 章では、分析結果とりまとめとともに筆者の考察を加える。第 6 章は実証分析と事例研究にもとづく政策提言、第 7 章は、本研究のまとめと今後の課題が内容となっている。

2. 線路近接地および保育施設等を取り巻く状況について

本章では、線路近接地および保育施設等の成立と沿革についての概要を示す。

2.1 線路近接地について

鉄道は、明治維新以来わが国の経済発展の原動力として大きな役割を果たしてきた。しかし、モータリゼーションの進展によって鉄道が廃線・休止に追い込まれるケースが多く、鉄道サービスはその優位性をどのように発揮するかが問われている。鉄道旅客市場は都市間鉄道、大都市鉄道、地方鉄道のそれぞれにおいて個別の課題を抱えているが、特に首都圏における大都市交通では混雑の緩和を図りつつ、良質な鉄道サービスを提供し、首都圏の国際競争力へ貢献することが期待されている。また、今後首都圏の居住人口とりわけ生産年齢人口の減少や少子高齢化が進むことを考慮すれば、鉄道利用者の減少と、それに伴うまちの衰退を食い止める必要がある。このように需要減少の中においても、良質なサービスを供給することが重要であると考えられ、鉄道事業者にとって通勤輸送の改善は一貫した大きな課題ではあるが、従来のように鉄道運輸収入に依存するのではなく、鉄道運輸業以外の流通、不動産、バス等の関連事業を活かしたサービスの提供も重要となってくる。

首都圏の各鉄道事業者の不動産業、流通業に着目すると、特に昨今では、鉄道と道路の連続立体交差事業等で生み出される鉄道高架下の有効活用に注目が集まっている。従来の鉄道高架下は倉庫や駐車場、小さな居酒屋が多く見受けられ、一般の住民が近寄るには疎遠な空間であった。これは高架下空間特有の暗さ、汚さ、うるささが起因していたと考えられている。しかしながら昨今では、鉄道高架下空間は市街地との一体化を目的に様々な機能配置がなされている。また鉄道高架下だけでなく、駅部分や線路脇用地等（以下まとめて「線路近接地」という。）においても、日々刷新される人々のライフスタイルに対応することや地域の課題解決に向けて、多岐に亘る土地活用がなされており、高齢者向けの施設や保育施設等での整備も進められている。この保育施設等の整備については、都市部においても生産年齢人口が減少していく一方で、待機児童が社会問題化していることから、その改善を図り、利用しやすい駅、住みやすい沿線地域の形成を目指しているものである。つまり、長期的には各鉄道事業者が自社路線を利用する顧客を確保するための取り組みとも言える。また、各自治体にとっても社会問題化している待機児童の解消策の一助になることに加え、地域に若い世代が流入することから、地域の賑わいを取り戻すきっかけにも成り得ると考えられる。さらには、保育施設等利用者にとっても駅から離れた市中よりも通勤途中に立地していることが多い線路近接地に保育施設等が開業することのほうがより社会的便益が

向上するとも考えられる。以上のことからも線路近接地への保育施設等の開業は、各鉄道事業者だけでなく自治体、住民にとっても意義のあることとも考えられる。しかしながら、この社会的意義について経済学的な視点に基づき定量分析なされたものは存在していないのが現状である。

2.2 保育施設等について

保育所入所児童数は少子化を背景に減少していた平成 6 年を機に増加に転じたと同時に、全国の待機児童数も増加している。全国の待機児童数は、平成 28 年 4 月 1 日 18,567 人(前年比+386 人)となっており、その約 45%を占める東京都においては特に深刻な社会問題と化している。

この待機児童の解消については、国・地方自治体も様々な施策を実施してきている。平成 12 年には、規制緩和が図られ、市町村と社会福祉法人に限定されていた保育所の設置が、NPO・株式会社・学校法人などにも認められ、従来は自己所有が原則だった土地、建物が民間から貸与されている場合でも許されることとなった。さらに平成 13 年の閣議決定に基づき「待機児童ゼロ作戦」が展開され、保育所などによる受け入れ児童数が拡大された。その後、平成 16 年に策定された「子ども・子育て応援プラン」に基づき、待機児童数が 50 人以上いる市町村を中心に平成 17 年度から 3 年間で集中的に受け入れ児童数の増大を図るなど、待機児童ゼロ作戦の展開が進められてきた。平成 25 年には、現在も継続している「待機児童解消加速化プラン」に基づき、保育所の整備による受け入れ児童数の拡大、保育士の確保策の拡充など引き続き待機児童解消に向けた取組みが行われている。一方、東京都においては、平成 13 年に東京都独自制度として認証保育制度を設立させ、認可保育所だけでは応えきれていない多様化する保育ニーズに対応するべく保育所の整備を推進させてきた。このように 20 年近くに亘って、相当の公費が投入されてきており、現在の保育サービスとしても、認可保育所に加えて、認証保育所、認定こども園、家庭的保育事業、事業所内保育所等様々な種類があるが、依然として待機児童の問題は深刻であり、鼬ごっこのような状況が続いている。

この状況下、都市部を中心に保育施設等から生じる子どもの声や音を原因とした様々な問題が顕在化しており、日常的な苦情に加え保育施設等の新設時に反対運動が生じることもある。特に新設時の反対運動については、保育施設等の適地が乏しい都心部においては大きな問題でもある。これらは、人々の働き方等社会環境の変化に伴い、都市部を中心にして子どもの声等を煩わしい音であると捉える住民が増えているとも考えることができる。依然として待機児童の増加が見込まれる東京都においては、保育施設等の整備を推進するべく、認可保育所や認証保育所に供される部分の固定資産税や都市計画税、事業所税等を減免するという不動産所有者へのインセンティブも考慮した制度を設け、広く民間用地の活用も進めている状況である。また、昨今の報道発表にあるように厚生労働省、総務省、日本郵便が調整し、郵便局の空き情報を各自治体に提供することが発表されており、保育施設等に活用できる適地が乏しい状況を浮き彫りにしている。まさに保育施設等の整備のための適地確保が喫緊の課題となっているとも考えられる。

3. 線路近接地において保育施設等が与える影響

本章では、線路および保育施設等が周辺に与える影響について理論的側面から分析する。また、その結果から実証分析を行うための仮説を示す。

3.1 線路近接地の外部性

線路近接地は、鉄道が発する騒音や振動、線路による景観阻害等の負の外部性が存在していると想定される。肥田野他(1996)は、都市交通から発せられる騒音や振動等による地価への負の影響を貨幣価値化している。一方で、石川他(2009)は、鉄道の発生音が及ぼす影響範囲を測定しており、高架線路は上方への騒音の影響があり、下方への影響は少なく、平地線路は水平方向への影響が大きいことを測定結果より導出している。

以上を踏まえ、線路近接地は、鉄道が発する騒音や振動等の影響があると考えられ、それらが地価へ影響を及ぼしていると考えられる。高架線路と平地線路の外部性と距離の関係は図 1 のように示せ、平地線路は近場への影響が大きく、高架線路は影響が及ぶ範囲が大きくなる。なお、線路近接地が一般的に利便性が高いとされる駅の近接地と同義であるという条件は考慮せず、線路自体の影響に着目している。

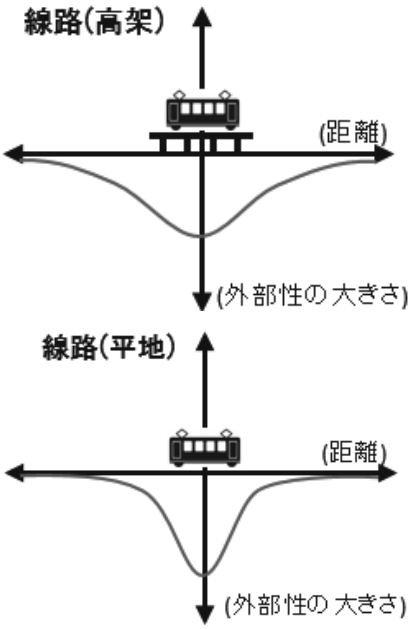


図 1　線路の負の外部性

3.2 保育施設等の外部性

保育施設等は正の外部性と負の外部性の両面を有していると考えられる。正の外部性は、近隣に暮らす子育て世帯にとっての利便性が主であると考える。保育施設等は所得等により利用料金の差が生じるものの立地条件は加味されていないことから、通勤途中等の便利な場所に保育施設等があることで、市場には表れない便益が生じ、それが地価に反映されると考えられる。また、地域に保育施設等が多く整備されることで、子育てをしやすい街というイメージが醸成され、他都市からの住民の転入も考えられ、地価に正の影響をもたらす可能性も考えられる。商業施設が近接するような場所においては、保育施設等は恒常的に人が集う場であり、その利用者を顧客層にした店舗が多く立地している事例もある。これは、送り迎えと同時に買い物等をすることで、移動時間を節約でき、利便性も高まることから、正の外部性を及ぼす可能性も考えられる。一方、負の外部性として考えられるのは、保育施設等から発せられる音や子どもの声等の騒音が挙げられる。立地条件や設備上・運用上の対策により影響の範囲は異なるが、少なからず近隣住民に対して影響を与えると考える。

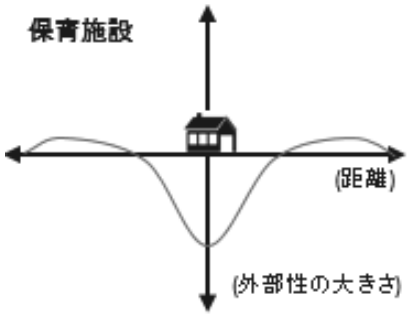


図 2 保育施設等の正・負の外部性

以上を踏まえ、保育施設の外部性と距離の関係は図 2 のように示せる。なお、ヘックマン(2015)によると幼少期の適正な保育や教育が将来の学業や社会行動に肯定的な結果をもたらすという実証分析がされており、保育施設等は社会的に正の外部性が存在するといえるが、ここでは近接地に及ぼす影響に着目している。

3.3　線路近接地かつ保育施設等近接地における外部性

騒音や振動等の負の外部性を持つ線路の近接地については、その条件を織り込み済みで住んでいる人がいる可能性がある。この場合、保育施設等が開業したとしても、追加的に負の外部性は生じにくく、逆に利便性向上等の正の外部性の影響が地価に反映される可能性も考えられる。つまり、負の外部性を持つ線路及び保育施設等が近接する場合、双方の負の外部性の単純な合計でなく、正の外部性も混在した上で地価に影響が生じるとも考える。また音の合成について考えると、筧(2007)が、理論式[2]上 2 つの音源の騒音レベルを合成しても単純に加算されないことを紹介している。しかし、鉄道、保育施設等それぞれから発せられる音は、音質も異なれば、発生時間帯も異なる上に騒音に対する人々の感じ方は数値だけで説明できない部分もある。加えて、振動等の騒音以外の影響も発生している可能性もあることから、理論式から導き出される騒音レベルだけで、外部性の影響を推し量ることも難しく、負の外部性同士が合算され大きく生じる可能性も考えられる。

以上のことから、2 つの負の外部性が組み合わさった時の考え方として、以下の 3 つの仮説が考えられ、それぞれの施設の外部性の大きさと施設からの距離の関係は、図 3 のように示せる。

仮説 1　負の外部性は大きいほうの負の外部性に内包化される
仮説 2　負の外部性同士が合成されるが、その影響は単純な合算でなく微増する
仮説 3　負の外部性同士が合成され、その影響は単純な合算である

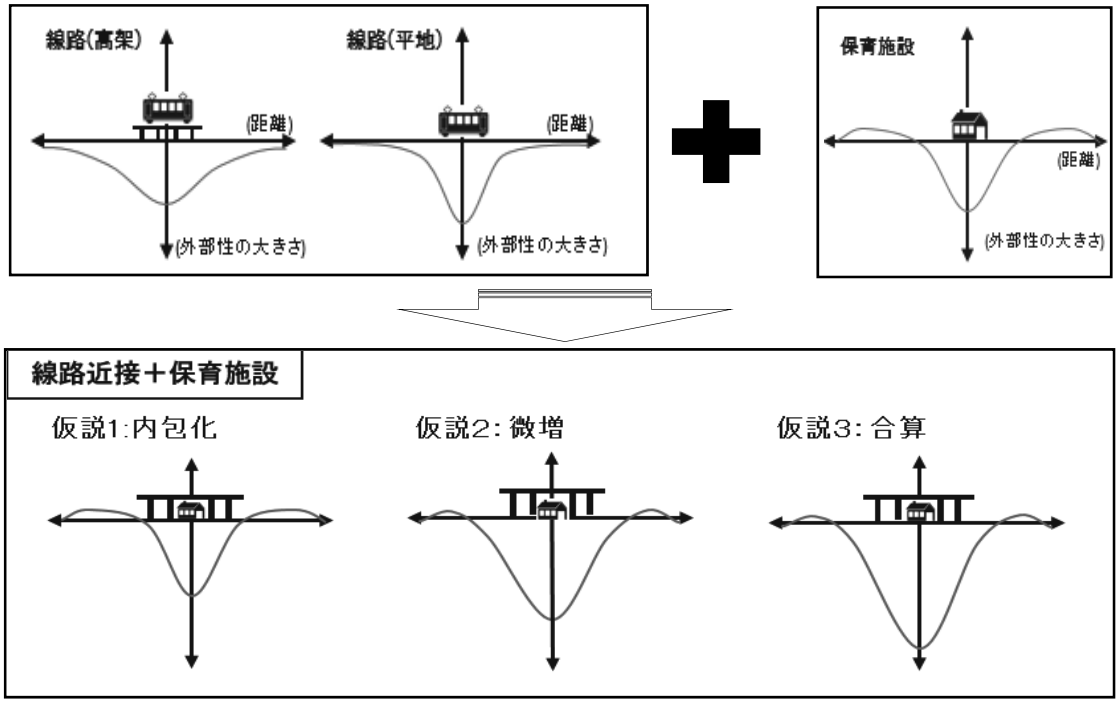


図 3 線路近接地かつ保育施設等近接地の外部性

[2] 合成した騒音レベル L は、$L = 10 \times log\,(10^{\frac{L1}{10}} + 10^{\frac{L2}{10}})$で表せる。L1,L2 は、個々の音源の騒音レベルを表す。

4. 線路および保育施設等が周辺地域へ与える影響に関する実証分析

本章では、前章において示した理論分析の結果に基づき、線路および保育施設等が周辺地域に与える影響に関する実証分析について述べる。

4.1 分析の目的と方法

本研究の目的は、前章で示した線路近接地、保育施設等近接地および双方の近接地の立地特性を示し、線路近接地での保育施設等の開業による外部性を明らかにすることである。そのため、資本化仮説を前提としたヘドニック・アプローチにより線路、保育施設等および双方の影響を受ける範囲の地価関数の変化を観察し、それぞれの外部性を分析する。

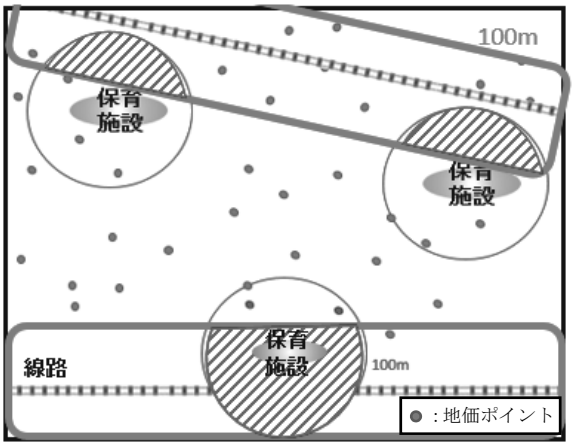


図 4　分析イメージ

分析対象地としては、東京都(島嶼部除く)とし、2016 年 4 月時点で存在する鉄道網と認可保育所、認証保育所、認定こども園を対象施設とする。地価については、規制緩和により保育施設が民間用地・建物に立地可能となった 2000 年以降 2016 年までを対象とする。

分析方法としては、地価および土地に関する情報については、国土数値情報サービス[3]を利用し、2000 年から 2016 年までを取得し、保育施設等の住所情報や開業年月日等については、東京都福祉保健局、公益社団法人東京都福祉保健財団、各市区町村および各保育施設運営事業者等の HP より取得した。保育施設等の住所については、jSTATMAP[4]を用いて座標を付した上で、ArcGIS[5]を用いて地図上に表示した。また、地価調査地点からの最寄駅や東京駅までの距離や、線路から 100m 圏[6]、保育施設等から 100m 圏[7]、双方の 100m 圏内に立地しているか否かについても、座標情報により ArcGIS を用いて計測している。保育施設等を地図に表示し、データを作成した。加えて地価ポイントから 100m 圏内の保育施設等については、開業年月日を反映させている。図 4 に分析方法のイメージを示す。

本研究ではパネルデータを用いて、2 つの推定を行う。第 1 は、最小二乗推定によりそれぞれの立地特性の把握である。第 2 は、固定効果モデル、変量効果モデルによる開業効果の把握である。立地特性の分析では、保育施設等が地価が低い場所に立地している可能性や各地点の固有効果等の影響等が混在した結果が得られると考えられる。そこで、開業効果の分析により、それらの内生性をコントロールし、開業前後の地価の変化から保育施設等の開業効果を明らかにする。

---

[3] 国土交通省による国土数値情報を提供するサービスで「地価公示」データを利用している。

[4] 総務省統計局、独立行政法人統計センターによる地理情報システム。

[5] Esri 社開発の GIS(Geographic Information System:地理情報システム)ソフトウェアファミリーの略称である。

[6] 東京都環境局環境影響評価指針では、騒音測定について平地走行路線の場合は 100m 程度、高架走行路線の場合は 200m 程度の範囲での測定が望ましいと定められているため、本研究では騒音が及ぶと想定される線路 100m 圏を分析範囲と設定した。

[7] 小飼(2016)の分析において、保育施設等から 50m 毎に影響範囲を区切り保育施設数の影響を分析しているが、有意な効果を得られていたのが 100m 圏であったため、本研究でも、保育施設等から 100m 圏を分析範囲と設定した。

4.2　立地特性の分析

4.2.1　推定モデルと基本統計量

線路近接地、保育施設等近接地および双方の近接地を対象に、立地特性の把握をするために次式の推定モデルを用い最小二乗推定を行う。

$$lnLP_i = \alpha + \beta_1 線路100m圏ダミー_i + \beta_2 保育施設等100m圏ダミー_i + \beta_3\left(線路100m圏ダミー_i \times 保育施設等100m圏ダミー_i\right) + X_i + T_i + \varepsilon_i \quad \cdots (1)$$

被説明変数$lnLP_i$には公示地価(円/㎡)の対数値を用いている。線路 100m 圏ダミーは、線路から 100m 以内に立地していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数とし、保育施設等 100m 圏ダミーは、保育施設等から 100m 以内に立地していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数とし、その交差項の係数であるβ_3を推定すれば、双方の施設の近接地の地価状況を計測することができる。

また、X_iはヘドニック・アプローチにより地価の構成要素である説明変数を表しており、本研究では、敷地面積(㎡)の対数値、容積率(%)の対数値、最寄駅からの距離(m)の対数値、東京駅からの距離(m)の対数値、地価ポイントが当該市区町村に立地する場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である各市区町村ダミーを採用している。T_iは各年次ダミー、αは定数項、βは係数、ε_iは誤差項、iは公示地価ポイント、である。なお使用するデータは、2000 年～2016 年までの各年におけるデータで構成されたパネルデータを用いて、東京都全地域における推定に加えて、住居系地域[8]、商業系地域[9]、工業系地域[10]に分類して各々推定を行っている。東京都全地域、住居系地域、商業系地域、工業系地域それぞれにおける基本統計量は表 1-1 から表 1-4 の通りである。

表 1-1　東京都全地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.9345	0.9584	9.5178	17.5069
線路100m圏ダミー	0.1363	0.3431	0	1
保育施設等100m圏ダミー	0.1134	0.3171	0	1
線路100m圏ダミー× 保育施設等100m圏ダミー	0.0230	0.1499	0	1
ln最寄駅からの距離	6.4054	0.9080	3.9120	9.0938
ln東京駅からの距離	9.4729	0.9218	4.0988	11.6024
ln敷地面積	5.2323	0.6884	3.8501	11.7516
ln容積率	5.3358	0.7319	3.9120	6.8024
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

[8] 第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域、準住居地域をいう。

[9] 近隣商業地域、商業地域をいう。

[10] 準工業地域、工業地域、工業専用地域をいう。

表 1-2　住居系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.5158	0.6197	9.5178	15.0625
線路100m圏ダミー	0.0622	0.2415	0	1
保育施設等100m圏ダミー	0.0780	0.2682	0	1
線路100m圏ダミー× 保育施設等100m圏ダミー	0.0058	0.0760	0	1
ln最寄駅からの距離	6.7514	0.7163	4.7875	9.0938
ln東京駅からの距離	9.8105	0.6706	7.2919	11.6018
ln敷地面積	5.1098	0.4411	3.8501	8.0356
ln容積率	4.8750	0.4941	3.9120	5.9915
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

表 1-3　商業系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	13.7530	0.9608	10.7122	17.5069
線路100m圏ダミー	0.2738	0.4459	0	1
保育施設等100m圏ダミー	0.1755	0.3804	0	1
線路100m圏ダミー× 保育施設等100m圏ダミー	0.0540	0.2261	0	1
ln最寄駅からの距離	5.6166	0.7897	3.9120	8.1887
ln東京駅からの距離	8.8892	1.0254	4.0988	11.6024
ln敷地面積	5.3387	0.8146	3.9512	9.6077
ln容積率	6.1181	0.3744	4.6052	6.8024
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

表 1-4　工業系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.5474	0.4909	11.0186	14.6868
線路100m圏ダミー	0.0852	0.2793	0	1
保育施設等100m圏ダミー	0.1153	0.3194	0	1
線路100m圏ダミー× 保育施設等100m圏ダミー	0.0170	0.1295	0	1
ln最寄駅からの距離	6.7361	0.6127	5.0752	8.5942
ln東京駅からの距離	9.3965	0.7293	7.6934	10.7838
ln敷地面積	5.7748	1.2583	4.2195	11.7516
ln容積率	5.4694	0.2444	5.0106	5.9915
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

4.2.2 実証分析結果

推定式(1)の推定結果を表 2 に示す。全地域においては、線路 100m 圏で約 0.7%地価が高いが、統計的に有意な水準でなく、一方保育施設等 100m 圏は約 5.9%地価が低く、双方の 100m 圏は、いずれにも該当しない立地より約 1.8%地価が高いことがわかり、いずれも統計的に有意な水準であった。住居系地域においては、線路 100m 圏は約 5.3%地価が低く、統計的に有意な水準であった。保育施設等 100m 圏は約 0.04%地価が低く、統計的に有意な水準でなかった。そして、双方の 100m 圏は、いずれにも該当しない立地より約 0.6%地価が低いことがわかり、統計的に有意な水準であった。商業系地域においては、線路 100m 圏は約 0.4%地価が低いが、統計的に有意な水準でなく、一方保育施設等 100m 圏は約 11.4%地価が低く、双方の 100m 圏は、いずれにも該当しない立地より約 0.7%地価が高いことがわかり、いずれも統計的に有意な水準であった。工業系地域においては、線路 100m 圏は約 10.2%地価が低く、統計的に有意な水準であった。一方保育施設等 100m 圏は約 1.5%地価が低く、双方の 100m 圏は、いずれにも該当しない立地より約 11.8%地価が低いことが、いずれも統計的に有意な水準でなかった。

この実証分析からは、保育施設等の周辺の地価が有意に低いという結果を得られた。しかし、この結果は同時性の問題によって過大または過少に推定されている可能性がある。ここでいう同時性とは、保育施設等が地価を下げているのではなく、保育施設等が地価の低い地域に立地しているというものである。したがって、推定結果には、保育施設等が周辺地価にもたらす影響と、上記のような立地特性が混在している可能性がある。そこで次節では、保育施設等の開業の影響を分析し、保育施設等が開業した際の周辺地価への影響のみを抽出することを試みる。

表 2　立地特性の推定結果

被説明変数 ： ln公示地価	全地域			住居系地域			商業系地域			工業系地域		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
線路100m圏ダミー	**0.0069**		**0.0090**	**−0.0527**	*******	**0.0070**	**0.0043**		**0.0140**	**−0.1022**	*******	**0.0121**
保育施設等100m圏ダミー	**−0.0587**	*******	**0.0060**	**−0.0004**		**0.0051**	**−0.1143**	*******	**0.0105**	**−0.0146**		**0.0103**
線路100m圏ダミー × 保育施設等100m圏ダミー	**0.0702**	*******	**0.0184**	**0.0468**	******	**0.0194**	**0.1033**	*******	**0.0207**	**−0.0013**		**0.0252**
ln最寄駅からの距離	−0.1682	***	0.0041	−0.1381	***	0.0047	−0.1446	***	0.0083	−0.1873	***	0.0130
ln東京駅からの距離	−0.6749	***	0.0196	−0.7236	***	0.0370	−0.4771	***	0.0313	−0.2465	***	0.0193
ln敷地面積	0.0970	***	0.0060	0.0477	***	0.0057	0.2427	***	0.0106	−0.0097		0.0079
ln容積率	0.3197	***	0.0059	0.0609	***	0.0056	0.7942	***	0.0346	0.2679	***	0.0233
各市区町村ダミー		省略			省略			省略			省略	
各年次ダミー		省略			省略			省略			省略	
定数項	17.6038	***	0.2152	19.4756	***	0.4026	11.0567	***	0.4746	14.0512	***	0.2215
自由度調整済決定係数	0.8705			0.9280			0.7916			0.8927		
サンプル数	30,279			18,785			9,371			1,995		

※***,**,*はそれぞれ 1%,5%10%水準で統計的に有意であることを示す

4.3　開業効果の分析

4.3.1　推定モデルと基本統計量

保育施設等の開業による、保育施設等近接地、線路近接地かつ保育施設等近接地における開業効果の把握をするために次式の推定モデルを用い、固定効果モデル、変量効果モデルによる推定を行う。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 線路100m圏ダミー_{it} + \beta_2 開業ダミー_{it} + \beta_3\left(線路100m圏ダミー_{it} \times 開業ダミー_{it}\right) + X_i + T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \cdots (2)$$

開業ダミーは、地価ポイントから 100m 以内にある保育施設等が開業している場合を 1、開業していなければ 0 をとるダミー変数。tは年次であり、その他の変数については立地特性の分析と同様の考え方である。なお使用するデータは、立地特性の分析と同様 2000 年～2016 年までの各年におけるデータで構成されたパネルデータを用いて、東京都全地域における推定に加えて、住居系地域、商業系地域、工業系地域に分類して各々推定を行っている。東京都全地域、住居系地域、商業系地域、工業系地域それぞれにおける基本統計量は表 3-1 から表 3-4 の通りである。このモデルにおいては、保育施設等が元々地価が低い場所に開業しているという可能性や各地点が有する観察できない特性等の影響を除去した上で、保育施設等開業の効果を抽出することが可能となる。なお、分析にあたって留意した点は、保育施設等の開業年月日を正確に把握し推定式に反映させることである。例えば、認証保育所だった施設が新たに認可保育所へと認可されたような時期ではなく、その立地に保育施設等自体が建設された年月日を把握し反映させている。

表 3-1　東京都全地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.9345	0.9584	9.5178	17.5069
線路100m圏ダミー	0.1363	0.3431	0	1
開業ダミー	0.0752	0.2637	0	1
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	0.1384	0.1168	0	1
ln最寄駅からの距離	6.4054	0.9080	3.9120	9.0938
ln東京駅からの距離	9.4729	0.9218	4.0988	11.6024
ln敷地面積	5.2323	0.6884	3.8501	11.7516
ln容積率	5.3358	0.7319	3.9120	6.8024
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

表 3-2　住居系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.5158	0.6197	9.5178	15.0625
線路100m圏ダミー	0.0622	0.2415	0	1
開業ダミー	0.0629	0.2428	0	1
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	0.0051	0.0709	0	1
ln最寄駅からの距離	6.7514	0.7163	4.7875	9.0938
ln東京駅からの距離	9.8105	0.6706	7.2919	11.6018
ln敷地面積	5.1098	0.4411	3.8501	8.0356
ln容積率	4.8750	0.4941	3.9120	5.9915
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

表 3-3　商業系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	13.7530	0.9608	10.7122	17.5069
線路100m圏ダミー	0.2738	0.4459	0	1
開業ダミー	0.0964	0.2951	0	1
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	0.0312	0.1737	0	1
ln最寄駅からの距離	5.6166	0.7897	3.9120	8.1887
ln東京駅からの距離	8.8892	1.0254	4.0988	11.6024
ln敷地面積	5.3387	0.8146	3.9512	9.6077
ln容積率	6.1181	0.3744	4.6052	6.8024
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

表 3-4　工業系地域　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln公示地価	12.5474	0.4909	11.0186	14.6868
線路100m圏ダミー	0.0852	0.2793	0	1
開業ダミー	0.0797	0.2709	0	1
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	0.0030	0.0548	0	1
ln最寄駅からの距離	6.7361	0.6127	5.0752	8.5942
ln東京駅からの距離	9.3965	0.7293	7.6934	10.7838
ln敷地面積	5.7748	1.2583	4.2195	11.7516
ln容積率	5.4694	0.2444	5.0106	5.9915
各市区町村ダミー	省略		0	1
各年次ダミー	省略		0	1

4.3.2　実証分析結果

推定式(2)の推定結果を表 4 に示す。なお、固定効果モデル[11]においても推定を行ったが、ハウスマン検定[12]により変量効果モデルを採択しているため、その結果について掲載する。全地域においては、線路 100m 圏で約 4.3%地価が高いが、統計的に有意な水準でなく、一方保育施設等開業は約 5.5%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。線路 100m 圏への保育施設等開業は、いずれの影響も受けない立地と比較して約 8.2%の地価上昇が見られたが、統計的に有意な水準でなかった。住居系地域においては、線路 100m 圏は約 0.9%地価が高いが、統計的に有意な水準でなく、一方保育施設等開業は約 9.6%の地価上昇が見られ、線路 100m 圏への保育施設等開業は、いずれの影響も受けない立地と比較して約 1.8%の地価上昇が見られ、いずれも統計的に有意な水準であった。商業系地域においては、線路 100m 圏は約 9.5%地価が高く、保育施設等開業は約 0.6%の地価上昇が見られ、線路緊切地への保育施設等開業は、いずれの影響も受けない立地と比較して約 7.9%の地価上昇が見られたが、いずれも統計的に有意な水準でなかった。工業系地域においては、線路 100m 圏は約 2.9%地価が高いが、統計的に有意

11 固定効果モデルの推定結果については、紙面の都合上本稿では掲載を省略するが、求めがあれば提出する用意がある。

12 固有効果と説明変数が独立であることを帰無仮説とする検定であり、本研究では、東京都全地域、住居系地域、商業系地域、工業系地域において帰無仮説を棄却できなかった。

な水準でなかった。一方保育施設等開業は約 3.2%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。線路近接地の保育施設等開業は、いずれの影響も受けない立地と比較して 6.8%の地価上昇が見られるが、統計的に有意な水準でなかった。

この実証分析によって、保育施設等が地価が低い場所に立地している可能性や各地点の固有効果等の内生性をコントロールした上で、開業効果を抽出していると解釈できる。なお、固定効果モデルの推定結果もほぼ同様の結果を得られている。

表 4　開業効果の推定結果

被説明変数：ln公示地価	全地域			住居系地域			商業系地域			工業系地域		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
線路100m圏ダミー	**0.0425**		**0.0326**	**0.0085**		**0.0362**	**0.0946**		**0.0601**	**0.0286**		**0.1565**
開業ダミー	**0.0554**	***	**0.0055**	**0.0961**	***	**0.0087**	**0.0067**		**0.0075**	**0.0324**	*	**0.0187**
線路100m圏ダミー × 開業ダミー	**-0.0163**		**0.0109**	**-0.0866**	***	**0.0269**	**-0.0024**		**0.0130**	**0.0067**		**0.0380**
ln最寄駅からの距離	-0.2390	***	0.0141	-0.1747	***	0.0134	-0.1387	***	0.0318	-0.0572		0.0531
ln東京駅からの距離	-0.6193	***	0.0139	-0.8499	***	0.0145	-0.4894	***	0.0258	-0.7766	***	0.0400
ln敷地面積	0.1233	***	0.0133	0.1142	***	0.0168	0.2109	***	0.0297	0.0406		0.0288
ln容積率	0.1304	***	0.0199	-0.2110	***	0.0213	0.8746	***	0.0726	0.1805		0.1428
各市区町村ダミー	省略			省略			省略			省略		
各年次ダミー	省略			省略			省略			省略		
定数項	19.0720	***	0.2414	22.6266	***	0.2421	12.3592	***	0.6796	19.1698	***	1.1806
R-within	0.3960			0.4105			0.5203			0.5267		
サンプル数	30,279			18,785			9,371			1,995		
ユニット数	2,416			1,519			690			198		

※***,**,*はそれぞれ 1%,5%10%水準で統計的に有意であることを示す

5. 立地特性と開業効果の分析結果の比較に関する考察

第 4 章で述べた立地特性の推定結果と開業効果の推定結果の比較から、各立地について得られる考察について述べる。

5.1 線路近接地に関する考察

表 4 の開業効果の推定結果では、いずれも統計的に有意な水準の影響は見られなかったことから、立地特性の推定結果を中心に考察する。

表 2 の立地特性の推定結果より、線路近接地は 住居系地域で約 5.3%、工業系地域で約 10.2%地価が低いことが統計的に有意な水準で得られた。これは、線路がもつ騒音や振動等の負の外部性が地価へ影響を与えているとも考えられる。一方で、商業系地域に関しては、統計的に有意な水準の影響は見られなかった。理由としては、商業系地域の居住者・利用者の属性の影響であると考える。商業系地域は、用途上の規制が住居系地域と比較して少なく、商業等の業務の利便を図る地域とされている。つまり住宅地と比較して騒音に対して鈍化傾向か高いエリアと考えられ、線路近接地の騒音や振動等による影響を意に介さない人々がいる可能性があるからである。

以上より、第 3 章に述べた線路の外部性の考え方同様、線路近接地は騒音や振動の影響があると解釈できるが、用途地域毎に騒音に対する鈍化傾向が異なると考えられる。なお、本分析は、2000 年～2016 年の地価を対象としているため、線路が地価が低い場所に敷設されたという同時性の問題が生じている可能性は拭えず、この点は線路敷設前後の地価変動を観察する必要がある。

5.2　保育施設近接地に関する考察

表 2 の立地特性の推定結果からは、商業系地域においては、地価が低い場所であることが統計的に有意な水準で明らかとなった。これは、保育施設等が地価が低い場所に立地している可能性を示唆するものである。なお、住居系地域、工業系地域については統計的に有意な水準の影響は見られないため、立地特性上地価が低い場所か否かは明らかではない。しかし、全地域では、約 5.9%地価が低い場所であることが明らかになり、総じて保育施設等が地価が低い場所に立地しているという可能性を示唆するものでもある。

一方、表 4 の開業効果の推定結果から、保育施設等の開業が住居系地域で約 9.6%、工業系地域で約 3.2%の地価上昇効果があることを統計的有意な水準で明らかにした。これは、保育施設等から発せられる音により生じる負の外部性よりも、周辺住民の利便性向上等の正の外部性が上回って表れている可能性があると考えられる。また、そもそも保育施設等から発せられる音が大きな負の外部性を生じていない可能性もあり、これは保育事業者側の設備上、運用上の努力によるものや、近隣住民の捉え方によるものとも考えられる。例えば、2016 年 12 月 5 日付の朝日新聞デジタルの記事[13]においては、東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県の戸建て住宅を対象に行った意識調査結果が特集されており、「家の隣に保育園建設計画が起こったらどうしますか」との質問に「強く反対する」「反対する」と答えたのは計 1 割であり、反対が少ない結果であった。アンケートについては、必ずしも正式な回答をしていない、その内容に関心がある人しか回答しない等のバイアスが存在している可能性に留意する必要があるが、保育施設等から発せられる音を騒音と捉える人が少ないことを示唆する結果でもある。商業系地域においては、保育施設等開業による影響は統計的に有意な水準で見られず、前節で述べた居住者・利用者の属性の影響もあると考えられる。

以上より、立地特性の分析においては、小飼(2016)と近しい結果を得ることができたが、そこには、保育施設等が地価が低い場所に立地しているという同時性の問題が含まれることも示唆した。この内生性をコントロールした開業効果の分析においては、第 3 章で述べた保育施設等の外部性の考え方とは異なる結果となり、保育施設等の開業には、負の外部性を上回る正の外部性が生じ、地価を上昇させる可能性を示唆することができた。

5.3　線路近接地かつ保育施設等近接地に関する考察

表 2 の立地特性の推定結果より、線路近接地かつ保育施設等近接地は、住居系地域で約 0.6%、商業系地域で約 0.7%地価が低い場所であることが統計的に有意な水準で示された。解釈を変えると、住居系地域においては、通常の線路近接地よりは約 4.7%地価が高い場所であり、商業系地域においては、保育施設等近接地よりは約 10.7%地価が高い場所であると言える。住居系地域については、線路近接地の騒音等を認識した上で住んでいる人がいる可能性があり、保育施設等が開業しても追加的に負の外部性が生じにくく、逆に利便性向上等の正の外部性が上回っているとも考えることができる。商業系地域については、先述した居住者・利用者の属性の影響もあると考えられ、保育施設等ができることで利便性向上等の正の外部性が生じていると考えられる。また、商業系地域の指定場所上、線路近接地が駅近接地であることが多く、元々地価水準が高いエリアであることも考えられる。

---

[13] 朝日新聞デジタル(2016 年 12 月 5 日)「近所に保育園、迷惑ですか　高齢者ほど反対って本当？」記事参照（URL：http://www.asahi.com/articles/photo/AS20161202004273.html）

一方、表 4 の開業効果の推定結果より、住居系地域で約 1.8%の地価上昇効果があり、統計的に有意な水準であることがわかった。解釈を変えると、線路近接地以外で保育施設等を開業させることに比べて約 7.7%地価上昇効果は低いが、通常の線路近接地と比較すると約 0.9%地価上昇効果があると言える。路近接地以外での保育施設等開業効果と乖離が生じている点については、保育施設等と地価ポイントの立地関係が考えられる。開業効果を観測できたサンプルの大半が保育施設等と地価ポイントの間に平地線路が立地しており、直線距離では 100m 内だが、踏切等も近くになく道路距離では 100m 以上と離れている場所であった。このように線路に分断されることで、正、負の外部性共に分断され、線路近接地以外の保育施設等の地価上昇効果と乖離が生じたとも考えられる。

以上より、第 3 章で述べた仮説のいずれとも異なる結果であり、線路近接地への保育施設等開業は、総じて周辺地域に対して否定的な影響を与えていない可能性があると考えられ、保育施設等があることによる追加的な騒音等の負の外部性よりも周辺住民の利便性向上等の正の外部性が上回っている可能性を示唆することができた。

5.4 移動費用削減効果

線路近接地に保育施設等開業することで、通勤途中に保育施設等に立ち寄れる人が増え、移動時間が短縮され、利便性が向上することが期待できる。このことから、本節では利用者の移動費用削減効果を明らかにするための事例研究を行う。対象施設は、2014 年開業したグローバルキッズ武蔵園とし、対象地域は、グローバルキッズ武蔵園の最寄駅である JR 中央線武蔵境駅を最寄とする市内 16 町丁[14]を対象に分析を行った。詳細な分析範囲については図 5 に示す。

分析にあたり、市内各町丁に住む児童が自宅から近隣の保育施設に通園している事を仮定した。河端(2010)が東京 23 区を対象にしたアンケートによると、保育施設の選定において自宅からの近接性を重視しており、徒歩 20 分以内を希望する人は約 98%であることを明らかにしている。本事例研究は、武蔵野市で行うものの、近隣の保育施設を選定する人は多いと考えられ、自治体も申請者の希望を考慮して通園許可をしている可能性がある。これを踏まえ、近隣の保育施設に通園している事を仮定した。詳細な分析は、次の手順で行った。

Step1 武蔵野市内各町丁[15]における認可保育所通園数[16]を市内町丁別未就学児人口[17]で比例配分

Step2 居住地から保育施設、保育施設から駅までの直線距離を ArcGIS にて算出。居住地は各町丁の重心、保育施設は住所情報を基に jSTATMAP を用いて座標を付し、ArcGIS で地図上に表示

Step3 各町丁の児童が近隣の保育施設に通園している前提で児童数割り振り

Step4 保育施設開業前後の児童数の総移動距離の差を明らかにし、移動時分[18]を算出

Step5 貨幣価値化するために徒歩移動による時間価値[19]を乗じて効果を算出

---

14 境一丁目、境二丁目、境三丁目、境四丁目、境五丁目、境南一丁目、境南二丁目、境南三丁目、境南四丁目、境南五丁目、桜堤一丁目、桜堤二丁目、桜堤三丁目、関前一丁目、関前四丁目、関前五丁目をいう。

15 e-Stat 政府統計の総合窓口より平成 22 年国勢調査データを入手した。

16 武蔵野保育概要(2016)の年度別入所児童数を参照。公表されている保育所通園児童数が認可保育所入所児童数のみのためこれを用いた。

17 武蔵野市ホームページ統計資料の住民基本台帳による町丁別・年齢別人口を参照している。

18 河端(2010)と同様に子連れの徒歩速度 3km/h を採用している。

19 鉄道プロジェクト評価手法マニュアル(2005)駅構内水平移動価値　52.3 円/分を参照している。

先述した手順により算出すると、16 町丁の 1 人当たりの平均移動短縮時間が 3.76 分/日と算出でき、1 ヶ月の通園日を 20 日間とした場合、約 900 分/年の削減となる。これに徒歩による時間価値を乗じると 1 人当たり、約 47,000 円/年の費用削減となる。さらに 16 町丁の認可保育所入所数(613 名)を乗じると、約 29,000,000 円/年の移動費用削減効果が見込めることとなる。この移動費用削減効果は、保育施設等利用者の便益であり、地域住民全体の利便性向上に寄与するものとも考えられる。

以上より、線路近接地への保育施設等開業は、地域住民の便益を向上させる可能性があることを明らかにした。つまり、広域で捉えれば、表 4 で明らかになった線路および保育施設等から 100m 圏の開業効果よりも大きな正の外部性が生じる可能性があると考えられる。

なお、待機児童の多い地域では認可保育所の入所が困難であることを想定して申込をしなかったり、就労を断念したりする世帯が多いことが考えられる。また、認可外保育施設の待機児童数は公表されておらず、潜在需要を含めた待機児童数は公表されている数よりも格段に多いと考えられる。そのため、保育施設等の整備は、子どもを保育施設に預け働くことによる社会的便益も生じると考えられる。

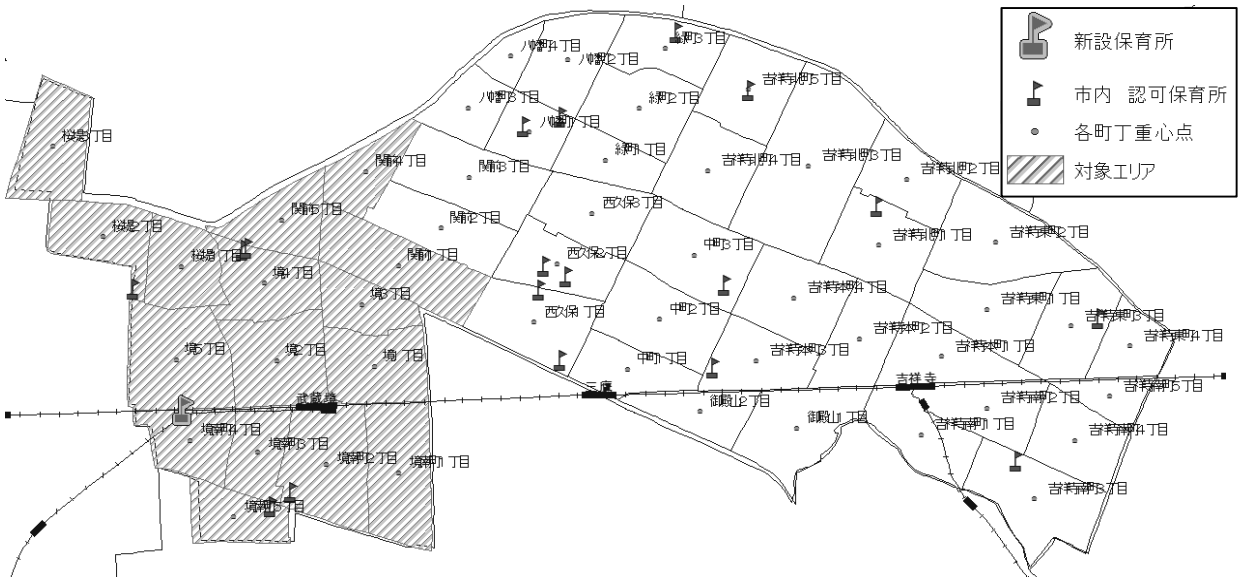


図 5　移動費用削減効果の事例研究分析範囲

6. 政策提言

住居系地域、工業系地域において、保育施設等の開業に正の外部性があることが地価の上昇傾向によって示され、迷惑施設でない可能性を示唆することができた。このことからも保育施設等については、他の施設と同様に特段の制約がなければ、地域全体の効用や便益を考慮した上で、立地が選ばれるべきである。地域全体の効用や便益については、既存施設の開業効果を分析することで、一つの指標にすることができると考える。ただし、最小二乗推定による分析だけでなく、固定効果モデルや変量効果モデルのように内生性をコントロールした分析をすることが重要である。

一方、線路近接地への保育施設等の開業は、総じて周辺地域に対して否定的な影響を与えていないことを示し、保育施設等利用者にとっては、移動費用削減の可能性があることを示唆できた。このことからも保育施設等のための適地が乏しい状況下においては、選択肢の一つとして検討する意義が有ると考える。線路近接地への保育施設等開業は、三者の便益を向上させる可能性があると考えられるからである。ま

ず地域住民にとっては、線路近接地は騒音や振動等があることを織り込み済みで住んでいる人もいる可能性があることから、保育施設等が開業することによる追加的な負の外部性は生じにくく、逆に利便性向上等の正の外部性の影響が地価に反映される可能性も考えられ、騒音に対する追加費用の削減にもつながると考えられる。また、保育施設等利用者にとっては、移動費用の削減効果があると言える。また、鉄道事業者にとっては、線路近接の土地の有効活用となる上に地域住民や鉄道利用者の利便性向上に寄与できる。さらに自治体にとっては、住民の満足度向上に寄与できる上に新たな住民の転入の可能性も期待できる。以上より、線路近接地への保育施設等の開業は周辺地域に対して否定的な影響は与えず、かつ三者の便益を向上させることが期待できるため、適地が乏しい状況下においては、選択肢の一つとして検討する意義が有ると言える。

7. おわりに

本研究は、線路近接地における有効活用策の一つである保育施設等開業による周辺への影響について分析を行ったものである。分析により 2 つのことを示した。第 1 は、保育施設等は、地価が低い場所に立地している可能性があるが、開業により地価を上昇させる可能性があることである。第 2 は、線路近接地への保育施設等の開業は、総じて周辺地域に対して否定的な影響は与えず、移動費用の削減効果を考慮すると、各鉄道事業者の CSR 事業には一定の社会的意義があるということである。

保育施設等の外部性の定量化は、小飼(2016)が保育施設等の騒音に着目し、その負の外部性を定量分析していた。しかしながら、保育施設等が地価の低い場所に立地しているという同時性が含まれた現況把握に留まり、開業効果についての定量化はなされていなかった。本研究において、この内生性をコントロールした上で、資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより保育施設等の開業効果の定量化を試みた。ヘドニック・アプローチについては、外部性が地価の上昇分と一致するためには「small-open の仮定」[20]が成立する必要があり、事業評価を行う際に正確性は一般には保障されないとの指摘もあることから、本研究の分析結果のみを用いて事業評価を行うことには慎重になる必要がある。しかし、これまで定量化が行えていなかった保育施設等の開業効果には正の外部性があること。また、線路近接地への保育施設等開業については周辺地域に対して否定的な影響を及ぼしていない可能性を示唆し、利用者にとっては便益が生じることを明らかにしたことに、本研究の意義があると考える。

引き続き今後の課題について述べる。本研究では固定効果モデル、変量効果モデルにより分析を実施したが、駅の地域特性や人口増減などの因果関係や周辺事業の整備効果を分離できておらず過大(過小)に推定されている可能性は拭えないため、可能な限り他条件をコントロールし上で分析をすることが望ましいと考える。また、本研究では地価ポイントから直線距離で 100m 以内の影響を分析したが、道路距離による分析を行うことで、より正確に外部性の影響範囲を把握することができると考えられる。さらに鉄道の高架橋の高さや線路立地、保育施設等の広さや構造、各年齢の児童数等も加味することでより精度の高い分析が行えると考える。なお、本研究はあくまでもそれぞれの立地が周辺地域にどのような影響を与えるかに着目しており、周辺から発せられる騒音や振動が児童の人体へ与える影響については考慮していない。よって、本研究による考察は、線路近接地の有効活用策の一つである保育施設等の開業における普遍的な結論ではなく、あくまでも現時点で成し得る範囲での分析であることを付しておく。

[20] 個人や企業の移転が自由であること(open)、その移転が他の地域に何の影響ももたらさないこと(small)をいう。

補論

住居系地域における保育施設等の及ぼす影響の詳細分析と考察

表 4 の住居系地域において、約 9.6%の地価上昇効果が表れていたが、様々な要素が混在していると考えられるため、2 つの分析[21]を実施した。

1.距離による開業効果の逓減度合いの分析

下記の推定式を用い固定効果モデルにより推定を行う。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 50m圏開業ダミー_{it} + \beta_2 50m\sim100m圏開業ダミー_{it} + \beta_3 100m\sim150m圏開業ダミー_{it} + T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \cdots(3)$$

$\beta_1 \sim \beta_3$のダミー変数については、地価ポイントからそれぞれの距離圏にある保育施設等が開業している場合を 1、そうでない場合 0 をとるダミー変数であり、それ以外の変数は推計式(1)と同様である。推定結果は表 5 の通りであり、50m圏、50m～100m 圏、100m～150m 圏について、それぞれ 150m 以上の地価ポイントと比較して、約 11.7%、約 9.2%、約 5.1%と地価上昇効果が見られ、いずれも統計的に有意な水準であった。つまり、保育施設等の開業による地価上昇効果は、距離により逓減していくことが示され、表 4 の推定結果は、50m 圏と 50~100m 圏の合算であると考えることができる。より近距離での影響度合いについては、本研究では実施していないため、別の方法による分析が必要と考える。

2.単一用途か他用途建物の一部に開業しているかによる開業効果の違いの分析

下記の推定式を用い固定効果モデルにより推定を行う。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 開業ダミー_{it} + \beta_2 複合ダミー_{it} + T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \cdots(4)$$

複合ダミーは、地価ポイントから 100m 以内にある保育施設等が他用途建物の一部に開業している場合を 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数。それ以外の変数は、推計式(1)と同様である。推定結果は表 6 の通りあり、単独開業だと約 4.4%、他用途建物の一部に開業だと約 11.8%の地価上昇効果が見られ統計的に有意な水準であった。他用途建物の一部に開業する場合、建物に囲まれているが故に騒音等が外部に生じにくいと考えられ、また住宅密度が高いため、正の外部性が及ぶ人が多いとも考えられる。表 4 の推定結果には、単独開業と他用途建物の一部に開業している効果の合算であると考えることができる。なお、複合ダミーのうち数件が大規模マンションと同時に開業しており、その効果も混在している可能性は拭えない。

表 5　(3)式の推定結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		
説明変数	係数		標準誤差
50m圏開業ダミー	**0.1168**	***	**0.0155**
50m～100m圏開業ダミー	**0.0918**	***	**0.0098**
100m～150m圏開業ダミ	**0.0506**	***	**0.0063**
各年次ﾀﾞﾐｰ		省略	
定数項	12.6186	***	0.0025
R-within	0.4130		
サンプル数	18,785		
ユニット数	1,543		

表 6　(4)式の推定結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		
説明変数	係数		標準誤差
開業ダミー	**0.0439**	***	**0.0148**
複合ダミー	**0.0740**	***	**0.0183**
各年次ﾀﾞﾐｰ		省略	
定数項	12.6239	***	0.0026
R-within	0.4105		
サンプル数	18,785		
ユニット数	1,543		

※***,**,*はそれぞれ 1%,5%10%水準で統計的に有意であることを示す

[21]それぞれの基本統計量は、紙面の都合上掲載を省略するが、求めがあれば提出する用意がある。

謝辞

本稿の執筆にあたり、加藤一誠客員教授(主査)、金本良嗣特別教授(副査)、沓澤隆司教授(副査)、小川博雅助教授(副査)から丁寧かつ熱心なご指導をいただいたほか、福井秀夫教授(まちづくりプログラムディレクター)、鶴田大輔客員教授、中川雅之客員教授、安藤至大客員准教授、から示唆に富んだ大変貴重なご意見をいただきました。また、まちづくりプログラムおよび知財コースの関係教員、学生の皆様からは研究全般に関する多くの貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

さらに政策研究大学院大学にて、研究の機会を与えていただいた派遣元及び研究生活を全面的に支えてくれた家族に改めて感謝申し上げます。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰属します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考・引用文献

石川聡史,白神亮,柳沼謙一,増田達(2009)「高所空間の在来線騒音に関する研究」日本鉄道技術協会誌 52(9),34477-34489,2009-09-01

筧博行(2007)「騒音予測計算の紹介」出光技報,50 巻 1 号 pp.21-28

金本良嗣（1997)「都市経済学」，東洋経済新報社

金本良嗣,藤原徹（2016)「都市経済学（第２版)」，東洋経済新報社

金本良嗣（1992)「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」土木学会論文集, No.449/Ⅳ-17，pp.47-56

河端瑞樹(2010)「仕事と子育ての両立と保育所アクセシビリティに関するアンケート調査報告書」 CSIS Discussion Paper 102,1-39

河端瑞貴(2010)「待機児童と保育所アクセシビリティ-東京都文京区の事例研究-」応用地域学研究 No.15 pp.1~12

一般財団法人厚生労働統計協会（2016)「国民の福祉と介護の動向・厚生の指標」増刊・第 63 巻第 10 号

小飼保実(2016)「保育施設等における子どもの声や音への対策が周辺環境に与える影響について」 政策研究大学院大学修士論文

ジェームズ・J・ヘックマン著,大竹文雄解説,古草秀子訳(2015)「幼児教育の経済学」東洋経済新報社

杣川真美,青木友里音,柳澤要(2015)「高架下型保育園の施設計画に関する調査研究 その 1」 日本建築学会 2015(建築計画) 20150904_5125

地域政策研究プロジェクト(2014)「鉄道と地域発展」勁草書房

中山萌,井上勝夫,富田隆太，吉澤玲児(2011)「保育園の建物および使用方法に関する実態調査 保育園における保育室内の音環境の実態に関する研究(その 1)」(保育施設(1),建築計画 I)」 日本建築学会 2011(建築計画) 20110720_5049

肥田野登,村山泰久,井上真志(1996)「都市内交通のもたらす騒音および振動の外部効果の貨幣計測」 環境科学会誌 3(3),401-409

山崎福寿(1991)「自動車騒音による外部効果の計測」環境科学会誌,4,251-264

相続税の財産評価方法の特殊性が賃貸住宅市場に与える影響

＜要旨＞

相続税の財産評価では金融資産は時価評価されるが、不動産には特殊な評価方法が用いられているため、実際の取引価額よりも低く評価されることが多い。具体的には相続財産中の土地は公示価格の 80%程度で評価される。その土地の上に建っている貸家は、自家用家屋の 70%で評価され、貸家の建設された土地（貸家建付け地）は 80%で評価された土地の更に 80%程度で評価される。

2013 年 3 月相続税の増税が発表された。残された相続人が配偶者と子供二人の場合、今までは相続財産 8 千万円までは相続税が課せられなかったものが 4 千 8 百万円から相続税が課せられる可能性が出てきた。新たに相続税対策のインセンティブが強まると相続税対策のための貸家建設が増えるのではないかと懸念される。

そこで本論文では、バブル期までさかのぼり、相続税の制度変更が貸家建設にどのような影響を与えてきたかを実証分析し、その知見から、今回の増税が次の 5 年間にもたらす相続税対策による貸家着工数を 17 万 5 千戸と推計した。

相続税のように財産を評価して課税するシステムでは、財産評価の間に公平性を欠けば、低く評価される財を求めて相続税を節税しようとするインセンティブが生まれる。このインセンティブを抑える政策は一定の財の評価を低くするような特殊性を廃し、財産評価の公平性を確保するしかない。本論文ではその方策を提言したい。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16705　落合　和司

目次

１．はじめに 236
１－１　背景 236
１－２　問題意識 236
１－２－１　本論文の問題意識 236
１－２－２　先行研究 237
２．我が国の相続税 238
２－１　相続税の家計へのインパクトの変遷 238
２－２　相続税制の変遷 239
２－２－１　相続税制の変遷 239
２－２－２　相続税負担割合 241
３．仮説 246
３－１　資産家の資産選択 246
３－１－１　資産選択の枠組み 246
３－１－２　相続税負担が大きい場合の資産選択 247
３－１－３　相続税負担が緩和された時期の資産選択 248
３－１－４　2013 年増税後の最適資産選択 249
３－２　仮説 250
４－１実証分析の方法 251
４－１－１　仮説を説明するための基本的枠組み 251
４－１－２　実証分析モデル 251
４－１－３　データと基準年 251
４－１－４　貸家着工とのタイムラグ 252
４－１－５　上位資産家家計の金融資産比率の推定 252
４－２説明変数と推計式 252
４－２－１　中心となる説明変数 252
４－２－２　その他の説明変数と仮説 253
４－２－３　モデルの推計式 256
４－３実証分析の結果 257
４－３－１　実証分析 1 の結果 257
４－３－２　実証分析 2 の結果 258
４－３－３　結果の考察 259
４－３－４　2013 年の相続税増税が貸家着工に与える影響のシミュレーション 263
５．政策提言 264
５－１　政策提言に当たって 264

５－１－１　実証分析から分かる問題点 264
５－１－２　提言の概要 265
５－２　政策提言１　借地、貸家建付け地、貸家の減価問題 266
５－２－１　制度の概要 266
５－２－２　制度の評価 269
５－２－３　政策提言 273
５－３　政策提言２　土地の 80%評価問題 275
５－３－１　土地に関する財産評価制度の沿革 276
５－３－２　路線価方式の根拠 276
５－３－３　80%の根拠 276
５－３－４　制度の評価 277
５－３－５　政策提言 278
６．まとめ 280
６－１　本論文の意義 280
６－２　今後の課題 280

１．はじめに

１－１　背景

相続税の財産評価方法は相続税法 22 条[1] において原則としては「相続時の時価とする」と定められているが、不動産には特殊な評価方法が用いられており、その結果、金融資産に比し不動産の評価額の方が低くなるので、不動産を使った相続税の節税対策がとられてきた。ここでは不動産を使った節税対策の単純化された事例を紹介する（表－1)。

単純化のため、１億円の土地と１億円の金融資産を持っている資産家を考える。この人が何も対策をしない場合は現行の相続税財産評価に従うと、6 千 3 百万円の相続税がかかると試算されるが、対策 1 にあるように貸家を建てることにより、これを 3 千百万円に節約できる。この対策を可能にするには三つの評価方法の特殊性がある。一つは土地の相続税評価には「路線価方式」という公示地価の 80%程度の評価額が用いられていること。もう一つは貸家を建てることによりその敷地が「貸家建付け地」として 80%の減価の上に二重に減価されることと、最後の一つは貸家が全国一律 30%減価されることである。

表－ 1　相続税対策事例

相続税対策事例

		評価額計算方法	課税価額額	相続税納付額
現状	自宅1億円（小規模宅地の特例＋相続税基礎控除で相続税負担なし）			
	土地1億円（路線価）	路線価評価1億円	1億円	63百万円
	金融資産１億円	時価評価1億円	1億円	
対策1	借入、保有土地上に貸家建築			
	貸家建て付け地1億円	自用地評価－自用地評価X借地権割合X借家権割合 1億円－1億円X70%X30%	8千万円	31百万円
	建物（建築費1億円）	固定資産税評価額 当所建築費の40%程度	4千万円	

１－２　問題意識

１－２－１　本論文の問題意識

１－１で見たように、相続税の節税対策のために、多少投資採算の見込みが悪くても不要不急の貸家が建設されている可能性がある。しかしこの評価制度は 1950 年代に確立され今日に至っている。節税対策もされつくしているかもしれない。しかし制度が変わり相続税の負担が増えた場合はどうであろうか。2013 年 3 月相続税の増税が発表された。主な内容は基礎控除額の引下げと、一部税率のアップである。[2]　今までは相続人が配偶者と

[1] 相続税法 22 条　(評価の原則)「この章で特別の定めのあるものを除くほか、相続、遺贈又は贈与により取得した財産の価額は、当該財産の取得の時における時価により、当該財産の価額から控除すべき債務の金額は、その時の現況による。」

[2] 基礎控除額の引下げは旧法では 5,000 万円 ＋1,000 万円 × 法定相続人であったものが 3,000 万円 ＋600 万円× 法定相続人となる。税率については、～1000 万円･･･10%
1000 万円～3000 万円…15%　　3000 万円～5000 万円･･･20%　　5000 万円～1 億円･･･30%　1 億円～

子供 2 人であった場合、8 千万円であった基礎控除額が 4 千 8 百万円まで引き下げられたのである。今まで相続税とは無縁と思っていた家計も相続税に直面するおそれが出てきた。新たな相続税対策予備軍が増設されたことになる。1-1 に見たように、相続税対策には財産評価の特殊性のうちでも、貸家に係わる特殊な計算方法を使うのが効果的である。新たな相続税予備軍による相続税対策が貸家の着工数を増やすのではないかという問題意識が本論文の出発点となっている。

１－２－２　先行研究

貸家という資産選択が、持家に比して有利か不利かという問題は経済学ではテニュア・チョイス問題とよばれ、定量的に比較する方法としては、資本コストの概念を用いた研究が多い。

岩田（1997）は、税制が持家、借家選択に与える影響を分析し、相続税に関するタックス・シェルター効果について述べている。山崎（1997）は、持家、借家の資産選択を考える際には資本コストだけでなく、需要サイドの無差別曲線の分析をしなくてはならないと述べている。倉橋（1998a）は岩田（1997）の資本コストから「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの定式化」を行い、倉橋（1998b）は倉橋（1998a）で、定式化した「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コスト」を使って、相続税の節税効果を計測した[3]。石川（2001）は持家と貸家の資本コストを自己資金での建設、借り入れでの建設の 2 つの場合に分け、1970 年から 1999 年までの 30 年間にわたり、それぞれの資本コストの推移を計測した。山崎ほか（2003）は石川（2001）の定式を利用して、戸建持家、共同持家、貸家について資本コストに基づく着工数を推計し、消費税が住宅着工に及ぼす影響を実証的に分析した。倉橋（2007）は相続税対策が貸家建設に及ぼした影響を検討するために資本コストの変化を通じて貸家の着工数を推計している。

資本コストを用いて相続税の節税効果が貸家着工数に及ぼす影響を推計するのは一つの方法だとは思われるが、家屋 1 単位の維持に必要とされる資本コストは家屋についての償却率、割増償却率、法定耐用年数、家賃上昇率及び家計についての限界所得税率、割引率、固定資産税の実効税率等に影響されるのに対し、相続税は家計の資産額に依存し、その税率は資産に応じて累進的であり、貸家等の特定の財に応じて累進的になっているわけではない。また、資産額全体に占める土地の割合が多い我が国の資産家家計においては、資産額には地価の影響が大きく、地域差がある。また、貸家の資本コストが、基本的にはその貸家の

---

2 億円･･･40%　2 億円～3 億円･･･45%（5%up）　3 億円～6 億円･･･50%　6 億円～･･･55%（5%up)となる。

[3] ここで倉橋が用いた手法は、1987 年当時の東京国税庁管内の平均的相続税の課税資産額を約 2 億円と試算し、その家計の相続税支払額を当時の税制に即して算出する①、次にこの当時東京都区部において平均的であった貸家の建設費を約 2 億年と試算し、同額を借り入れにより調達し、貸家を建設した場合の相続税額を算出する②、①-②が貸家建設による節税額になる。これを貸家の建設コストで除したものを 1 単位の貸家建設による相続税の減少額として、前出 1996 年の論文で定式化した資本コストの式に代入する方法である。

維持に係わる税制を元に計算されるのに対し、相続税は貸家所有者の死後に課税される。相続税の影響を資本コストで計ることは、税制が資産選択与にえる影響、税額の累進性、課税の時期の面で相続税の影響を資産家の資産選択に正しく反映しきれない恐れがある。そこで本研究では、資本コストの概念からはなれ、25 年という比較的長い時系列における 47 都道府県のパネルデータを構築し、資産家の家計が、地価の変化、税制の変化に対応して、どのように資産選択を変えてきたのかを 5 年ごとに分析し、相続税が貸家着工という資産選択に与えた影響を実証分析することとした。モデルの構築に当たっては、先行研究のうち、貸家着工を被説明変数とするモデルである山崎ほか（2003）、倉橋（2007）にて使用している変数を参考とした。

２．我が国の相続税

２－１　相続税の家計へのインパクトの変遷

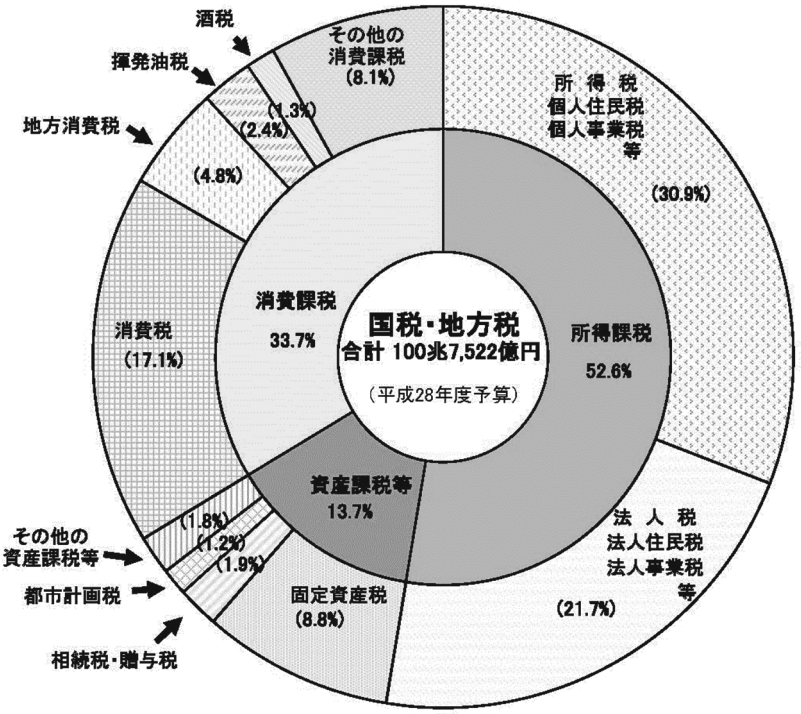
相続税の評価方法の特殊性が賃貸住宅市場に与える影響を考察する前に、我が国の相続税ついて概観する。我が国の相続税納税額は 2014 年暦年でみると課税価額 11 兆 4,760 億円に対し、1 兆 3,900 億円の納付税額であった。国税全体に占める割合は 1.4%程度、贈与税と合わせても 1.9%程度である（図－1）。

その相続税課税価格帯の分布は、被相続人ごとの最多課税価額帯は 1 億円超 5 億円以下の層であり、課税対象家計に占める割合は、件数で全体の約 70%、金額で 60%強となっている。その層の支払い件数は平成元年以来 3 万人台で推移し、課税資産価格は 6 兆円から 7 兆円で推移している。

一方、課税状況の推移を見ると、本論文で分析する初年度の 1989 年には死亡者数 80 万人中、相続発生件数は 4 万 2 千件（死亡者に占める割合 5.3%、以下「支払人数割合」という）で被相続人一人当たりの課税資産額は 2 億 6 千万円、納付税額は 4 千 3 百万円であり（課税資産に占める負担率 20.3%、以下「納税負担割合」という）、2013 年には支払人数割合は死亡者数 127 万人中 5 万 4 千件（同 4.3%）、納税負担割合は一人当たり課税資産額 2 億 1 千万円、納付税額 2 千 8 百万円（負担率 13.2%）と 25 年間の内で減ってきている。

支払人数割合の減少、納税負担割合の減少が相続税対策のインセンティブに何らかの影響を与えたのではないだろうかというのが本論文の着眼点である。

図－１　財務省　我が国の税制の概要　国税・地方税の税目・内訳



２－２　相続税制の変遷

２－２－１　相続税制の変遷

相続税の負担が、支払人数割合においても、納税負担割合においても減少してきたのは、いかなる理由によるものだろうか。まずこの間の相続税制の変遷を追ってみたい。

相続税制については 1988 年の税制改正以来、1992 年、1994 年、2003 年と基礎控除の引き上げや最高税率の引下げを含む税率構造の緩和が行われてきた。1992 年には土地の評価が 70%から 80%に引き上げられたが、同時に実行された減税の効果の方が大きかった。2003 年の減税時は、税制調査会の答申では増税と減税の両施策がうたわれていたが[4]、減税部分のみが実施された。結果として、1989 年から 2013 年まで 24 年間緩和の時期が続き 2013 年になってようやく増税が実現された。

この間の流れを詳述すると以下の通りである。

1988 年の改正の趣旨はバブルに起因した相続税負担の急速な増大の緩和である。[5]

---

[4] 2013 年の増税の理由として上げられる①②③の理由はすでに、2000 年の政府税制調査会の答申に盛り込まれたものであり、2013 年の「相続税の改正について」を見ると、2000 年以降税制調査会の数度の答申と 2011 年の国会審議で相続税の強化を盛り込んだ法案が見送りとなった事情が述べられている。

[5] 税制調査会（1988）の税制調査会の答申では、「個人財産の増加及び地価の上昇、特に最近における東京を中心とした異常な地価高騰を反映」し、相続税の課税割合や一件当たりの相続税の負担が急速に増大

1992 年の改正の趣旨は同時に行った不動産を対象とした強化による実質的な相続税負担を軽減するための緩和である。[6]

1994 年の改正の趣旨は、累進の区分の幅を拡大することによる、合計課税価格に対する課税負担率を減らすことを目的とした緩和である。[7]

2003 年の改正の趣旨は、高齢化による次世代への資産移転時期の大幅な遅れに対処するため、相続税と贈与税の一体化措置を講ずるとともに、幅広い層への課税を目指し、基礎控除額の引き上げと最高税率の緩和を打ち出したが、最高税率の緩和のみが実施されたものである。[8]

2013 年の趣旨は、①地価は 1991 年をピークに急速に下落し、相続税の課税件数、納税者の負担水準が低下した、②所得税がフラット化してきたので[9]、経済に影響が少ない相続税で累進構造を補完する、③家計部門の金融資産比率が増え、高齢者に富が集積し、担税力のある層が増加した、④少子化の進展により、一人当たりの相続財産が拡大していることが上げられている。[10]

していることから「負担の軽減を図るため、課税最低限の引き上げ、税率構造の緩和を行う」という趣旨が記されている。
軽減する根拠として同答申は、「昭和 50 年以来制度の基本的な見直しが行われていないため」と「死亡者数に占める課税割合は昭和 50 年の 2.1%から昭和 61 年の 6.9%へと急速に拡大しており、一件当たりの相続税の負担も増加している。」としている。

[6] 税制調査会（1990）「土地の相続税評価額については、相続税納付のために仮に売り急いだとしても売買価格が相続税評価額を下回ることのないよう、地価公示価格水準の 70%（評価割合)を目途として行われているが、そうした配慮が結果的に金融資産等他の資産に比べ土地の有利性を高め、かえって相続税課税上のゆがみや節税を目的とする不要不急の土地需要を招来させている。この問題に応えるためには、土地の評価割合をある程度引き上げていく必要がある。
以上のような考え方で土地の相続税評価の適正化を図る場合には、実質的な相続税負担の増加を伴うことになるので、課税最低限の引き上げや税率の区分の幅の拡大等による負担軽減を行う必要がある。」

[7] 税制調査会（1994）「バブル経済の地価高騰によって、相続税収は高い伸びを示し、相続税の課税件数割合も増加し、とりわけ合計課税価格に対する相続税負担割合が顕著に増加した。昨今の地価下落により、相続税負担は緩和されつつあるものの、」「最近における合計課税価格に対する相続税負担額の割合の累進構造の緩和を図るために、現行の最高税率、最低税率を維持しつつ、税率の区分の幅を大幅に拡大するとともに、現在 13 段かとなっている税率の刻み数を減らすのが適当である。なお、課税最低限についても、計算の簡明化の見地から、その見直しを行う。」

[8] 税制調査会（2003）年度についての「相続税については、経済のストック化、社会保障の充実、高齢化の進展を踏まえ、従来より広い範囲に適切な負担を求める必要があり、基礎控除の引下げ等課税ベースの拡大を図る。」「相続税の最高税率については、個人所得税の最高税率（50%）との格差が大きく、諸外国の例に比しても相当高いことに鑑み、現行の 70%から引き下げられることが適当である」

[9] 税制調査会（2015）フラット化については「個人所得課税については、消費税の創設（平成元年施行）を含む昭和 62・63 年の抜本的税制改革において負担軽減を実施した。さらに、平成 6 年の税制改革において、中高所得層を中心に所得水準の上昇に伴う負担累増感を緩和する観点から、税率構造について大幅な累進緩和が行われた。
この見直しは、当時、
・ 我が国における所得分布の状況が諸外国に比してはるかに平準化していたこと
・ 年功序列の下で収入が勤続年数に応じて増加していくサラリーマンが一般的であったこと
を踏まえて行われたものであったが、結果として所得再分配機能が低下したことは否めない。その後、最高税率の引上げや給与所得控除の見直しなどが行われたものの、現在の累進構造は、平成 6 年以前と比べると緩やかなものとなっている。」

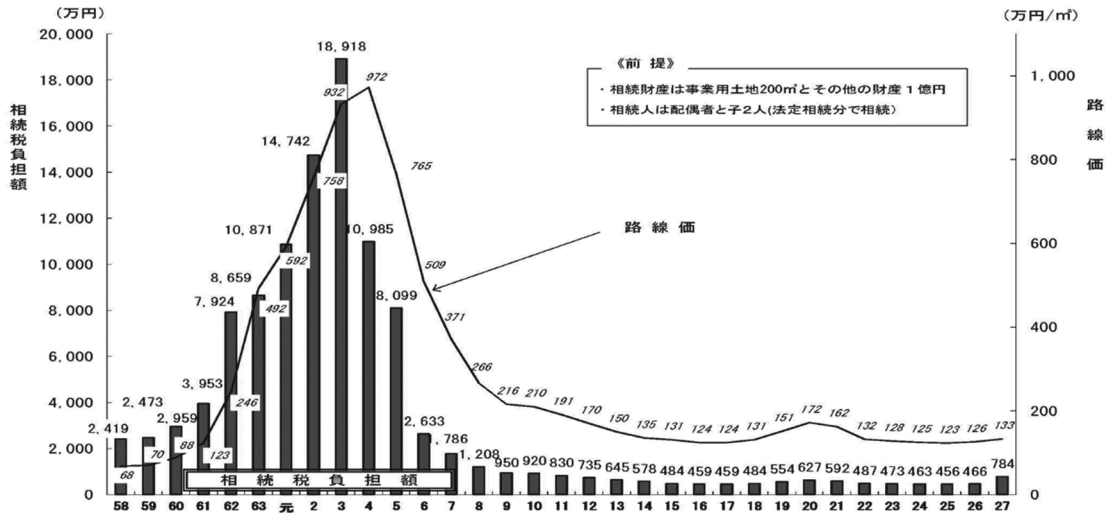
[10] 財務省（2013）

２－２－２　相続税負担割合

本研究では、資産家の家計が、相続税制の変化、経済環境の変化により、土地や、貸家についての資産選択をどのように変えてきたかを説明したいと考えている。相続税の影響だけを見るなら、２－１で見た「支払人数割合」「納税負担割合」でも事足りそうである。しかしこれでは本研究の目的を達成できない理由がある。それは、支払人数割合も納税負担割合もあくまでも相続税の支払実績であり、その支払実績を見て、生きている資産家が資産選択を変えるわけではない。

バブル期に 20.3%まで拡大した「納税負担割合」が 2013 年には 13.2%まで落ちた一つの原因は、度重なる相続税の減税と、見送られてきた増税の影響と、この間の経済環境の変化（特に地価の変化）が相続税負担額に与えた影響が大きい。（相続税負担額の推移を示すものとしては図―２参照）

図－ 2　相続税負担の推移（東京都　商業地）　財務省　我が国の税制の概要より



そこで本研究では、相続税制の変化と地価の変化が各都道府県の資産家の資産選択に与えた影響に着目し、ある一定の資産を保有している資産家が直面したであろう相続税の負担割合を試算することにより、相続税制の変更、地価の変動が、相続税負担割合にどのような影響を与え、また相続税負担割合は貸家着工を含む資産選択にどのような影響を与えてきたのかを分析することとした。相続税負担割合は本研究の中心テーマであり大変重要な概念なので、ここにその試算の仕組みを詳述する。

相続税負担割合の試算方法

相続税負担割合とは本研究の研究対象である 47 都道府県 × 6 年次 =282 個のサンプル都道府県の相続税対象家計の世帯主が死亡し相続が発生したと仮定した場合、総資産額のうちどれくらいの割合を相続税として徴収されるかを表した比率で、以下の算式により 282 のサンプル都道府県ごとに試算した。

相続税負担割合 = 相続税支払見込額／相続対象資産額
相続税支払見込額＝相続対象資産額－基礎控除額（＝課税対象額）× 相続税率–控除額[11]

相続対象資産額 : 被相続人の相続時の資産を各都道府県の商業地 500m2 と金融資産 1 億円と仮定し、相続対象資産額を算出した。

２－２－１に述べた制度改正が相続税負担割合にどのように影響したか、それがどのようなメカニズムで相続税負担割合に表されているかを一覧表にしたのが表－２である。また、それをグラフ化したものが図－３である。税率や基礎控除額の変化は上記の試算で反映できるが、居住用宅地の特例の緩和や、路線価レベルの見直しは上記試算では反映しきれないので以下の方法に拠った。

（1）居住用宅地の緩和

実証モデルでは、各基準年における、相続税支払い対象となる資産家の平均的な居住用宅地面積を試算し、その面積のうち、基準年の特例の減額割合を算出した。[12]

[11] 相続税は累進課税のため税額の算式はすべて（課税対象額 x 税率 – 控除額）という形式をとる。紙幅の関係で基準年すべての控除額を含めた算式を表示するわけにはいかないが、直近の 2014 年の計算式は下記の通りである。分析では、すべての基準年の税率と控除額から、相続税負担割合を算出している。
国税庁　タックスアンサー　No.4155　「相続税の税率」

法定相続分に応ずる取得金額	税率	控除額
1,000 万円以下	10%	－
3,000 万円以下	15%	50 万円
5,000 万円以下	20%	200 万円
1 億円以下	30%	700 万円
3 億円以下	40%	1,700 万円
3 億円超	50%	4,700 万円

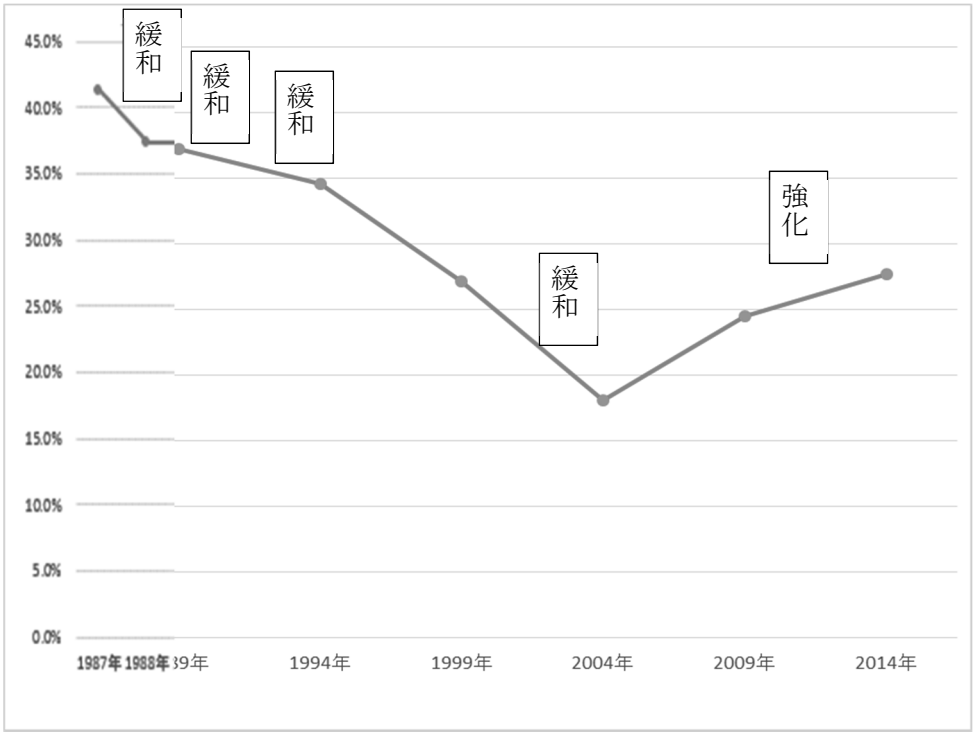
[12] 居住用宅地の価額＝（公示地価 x 公示地価と路線価の評価割合 70%か 80%）－ （平均的居住用宅地面積－基準年の特例限度額面積 x 基準年の特例の減額割合）
平均的居住地面積：対数正規分布により、基準年の免税点資産家の平均的な居住地面積を算定
基準年の免税点：基準年の支払人数割合より算出

（２）路線価のレベルを 70%から 80%へアップしたことの相続税負担割合への反映

1989 年の算出方法：宅地評価額＝商業地地価 × 公示地価の 70%

1992 年以降の算出方法：宅地評価額=商業地地価 × 公示地価の 80%

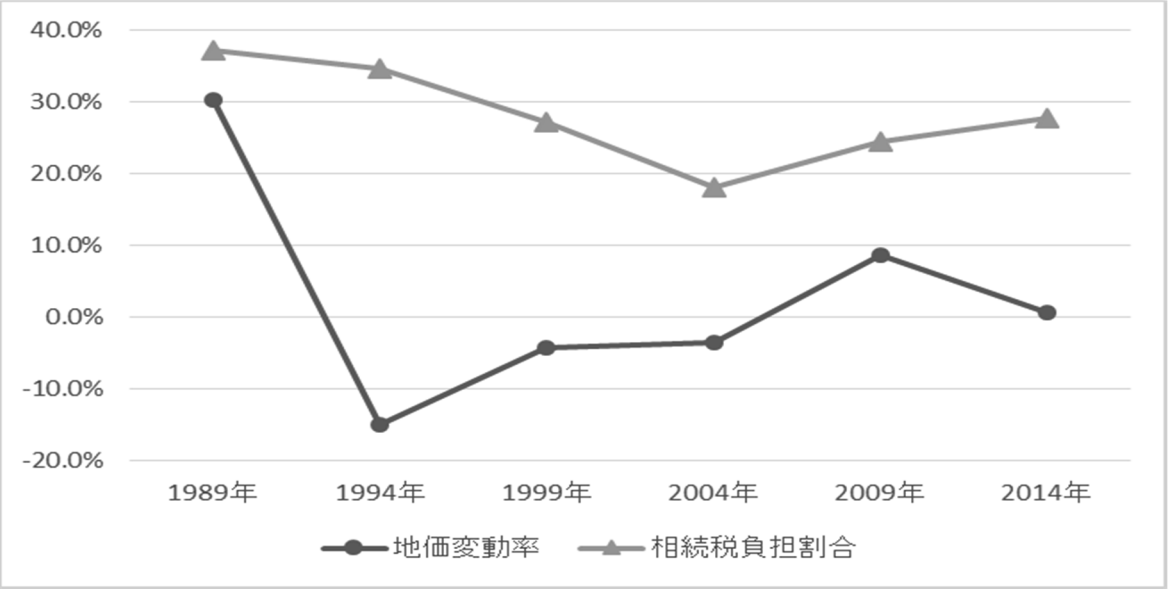
図－ 3　相続税制の推移と相続税負担割合（東京都）



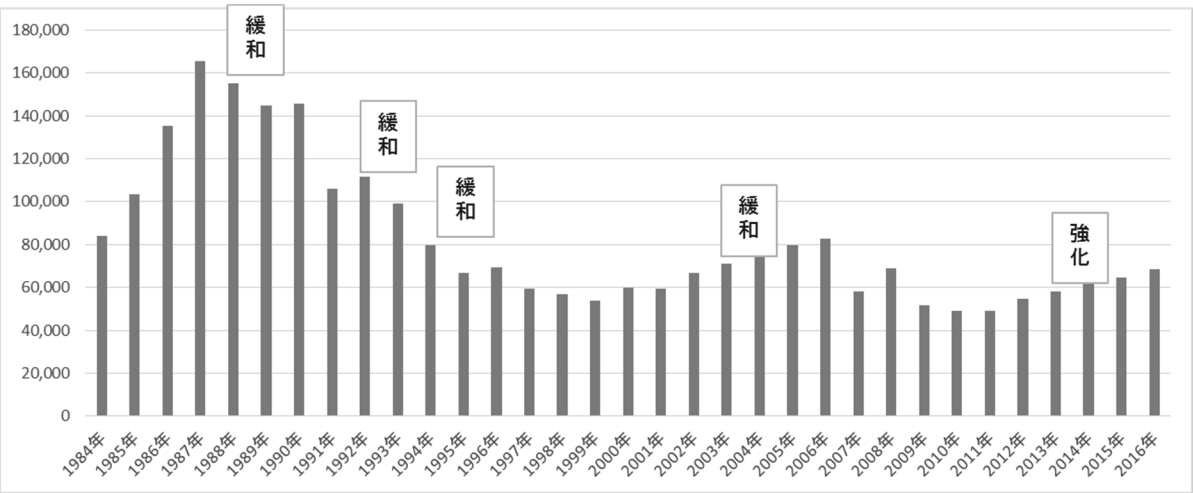
表－ 2　相続税制の変化と相続税負担割合への影響

制度改正年	効果	主な制度改正内容	対象資産	相続税負担割合への反映	相続税負担割合の変化（東京都）
1988 年	緩和	基礎控除額を 20 百万円から 40 百万円へ引き上げ 累進税率を緩和（税率については図 2 参照）	全資産	相続税負担割合の算式に反映	41.2%→37.3%
		居住用財産の減額幅を 30%から 50%に拡大	居住用宅地	（1）の方法で反映	
1992 年	緩和	基礎控除額を 40 百万円 48 百万円から 48 百万円に引き上げ 累進税率を緩和（税率については図 2 参照）	全資産	相続税負担割合の算式に反映	37.3%→34.6%
		土地の評価額を公示地価の 70%から 80%に変更	土地	（2）の方法で算出	
		居住用財産の減額幅を 50%から 60%に拡大	居住用宅地	（1）の方法で反映	
1994 年	緩和	基礎控除額を 48 百万円 50 百万に引き上げ 累進税率を緩和（税率については図 2 参照）	全資産	相続税負担割合の算式に反映	34.6%→27.2%
		居住用財産の減額幅を 60%から 80%に拡大（(1)）	居住用宅地	（1）の方法で反映	
2003 年	緩和	最高税率を 70%から 50%に引下げ、税率を緩和方向に簡素化	全資産	相続税負担割合の算式に反映	27.2%→24.5%
		居住用宅地の限度額を 240 ㎡に拡大	居住用宅地	（1）の方法で反映	
2013 年	強化	基礎控除額を 50 百万円から 30 百万円へ引き下げ 税率を増税方向で改定	全資産	相続税負担割合の算式に反映	24.5%→27.7%
		居住用宅地の適用限度額を 330 ㎡に拡大	居住用宅地	（1）の方法で反映	

図－ 4　相続税負担割合と地価変動率[13]の推移　東京都



図－ 5　新規貸家着工と相続税制　東京都のデータ



[13] ここでの地価変動率については基準年に先立つ２年間の住宅地平均地価の変動率の平均値を採用している。

３．仮説

３－１　資産家の資産選択

３－１－１　資産選択の枠組み

本研究では、税制の変化、経済環境の変化（特に地価の変化）により、資産家の家計がどのように資産選択を変えてきたのかに着目している。資産選択についての仮説を組み立てるために、その枠組みについて論じたい。

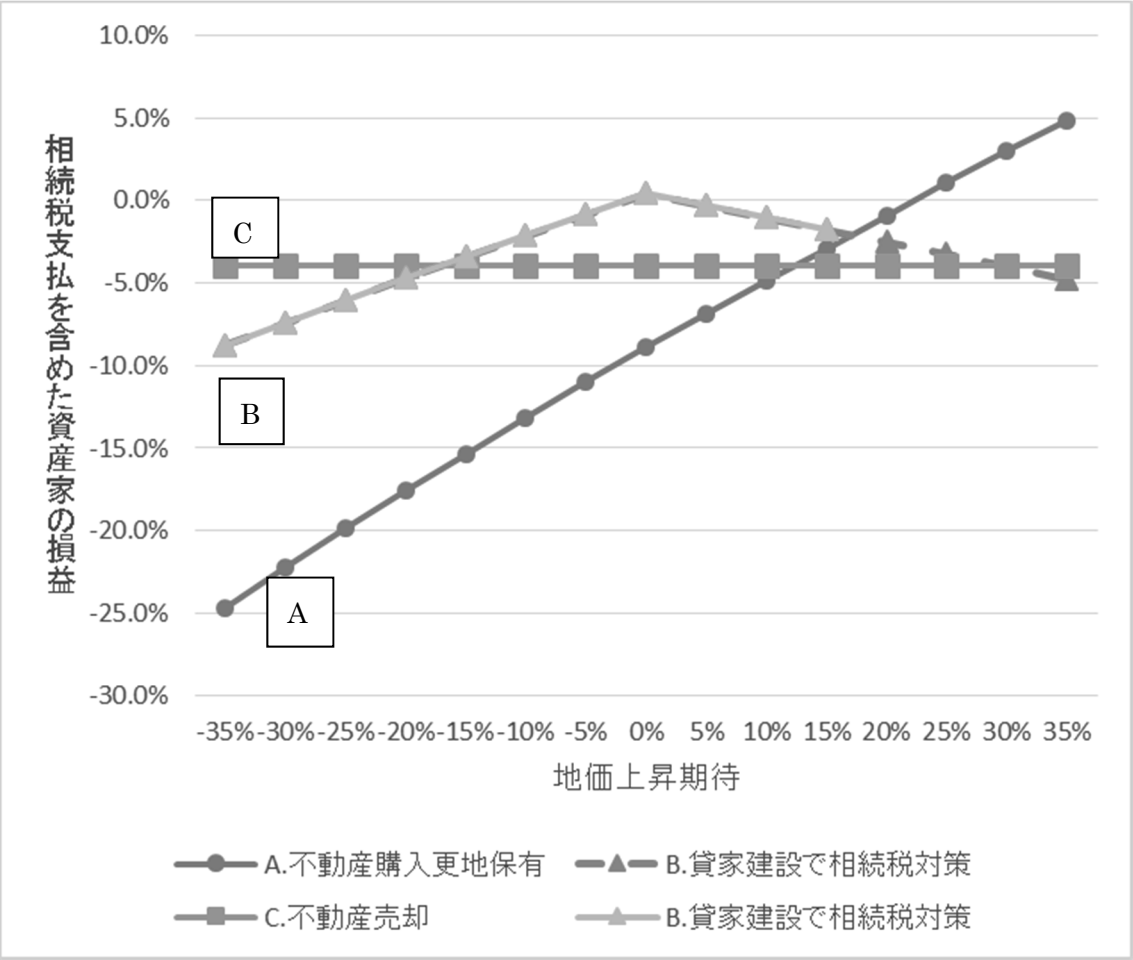
地価上昇期待と、相続税負担割合により最適な資産選択がどう変化するかをグラフ化して分析する。今、仮に土地（遊休地）と金融資産を同額保有する資産家を考えて、この資産家が、税制の変化と地価の変動期待によってどのような資産選択をするかを考える。資産の選択としては、土地に着目し、地価の上昇期待が強い場合に取り得る選択とその効果を考える。土地に対する選択肢は基本的には、A.買い増し、B.そのまま保有、C.売却の３種類となる。相続税制の影響も見たいので、B の選択をした資産家は貸家を建てて、相続税を節税するとする。この A,B,C の損得勘定のプラス要素を、キャピタルゲインの確保、節税、相続税支払のための流動性の確保とし、損得勘定の要素に対するそれぞれの選択の効果を示したのが表－３である。損得勘定の試算に使うのは、キャピタルゲイン（ロス）、貸家収益、金融資産運用益と相続税支払額のみとし、A,B,C の選択肢ごとに１期後の損益を試算する。地価上昇期待率を横軸に取り損益曲線を比較すると、地価上昇期待に対する損益が一番上方に位置する曲線が最も損益が高く、最適資産として選択されることとなる。相続税負担が大きい場合、小さい場合、中程度の場合に分けて分析する。

表－ 3　地価上昇時の資産選択とその効果

選択肢 / 損得勘定の要素	A.キャピタルゲイン目的の不動産取得	B 相続税回避のための貸家建設	C.地価上昇による相続税の課税資産額の増大回避のための土地売却
キャピタルゲイン	大	中	無し
節税	小	大	無し
流動性の確保	中	小	大

３－１－２　相続税負担が大きい場合の資産選択

図－ 6　1989 年（相続税負担割合が高い時）の最適資産選択



まず、選択肢 A の損益は、地価上昇期待がある程度小規模な間は、増やした不動産の、相続税負担が増大し、キャピタルゲインではカバーしきれず、マイナスとなるが、A の損益は地価の上昇に比例して上昇する、地価の上昇とともに相続税支払い負担は増えるが、それを上回るキャピタルゲインが得られる。また流動性の観点からも更地保有しているので、全額金融資産の C の選択肢には劣るが、いつでも保有土地を売却すれば流動性は確保できる。A の選択肢の損益は地価上昇期待が大きいときに最大収益となる。

一方、B の貸家での節税選択の損益は、地価上昇期待がマイルドなときには節税効果が効き 3 者の中で上位の曲線となるが、地価上昇期待が高まると C にぬかれ、更に地価が上昇すると A にぬかれる。B の損益が地価上昇とともに逓減する理由は、相続税対策はしているものの、地価の上昇に伴う保有不動産の資産価値が上昇し、相続税負担が逓増するからである。相続税対策は不動産や貸家の評価の特殊性から、財産の評価額を一定割合減らすことはできても、地価上昇による、不動産額自体の増加分を減殺するまでの効果はない。同時に

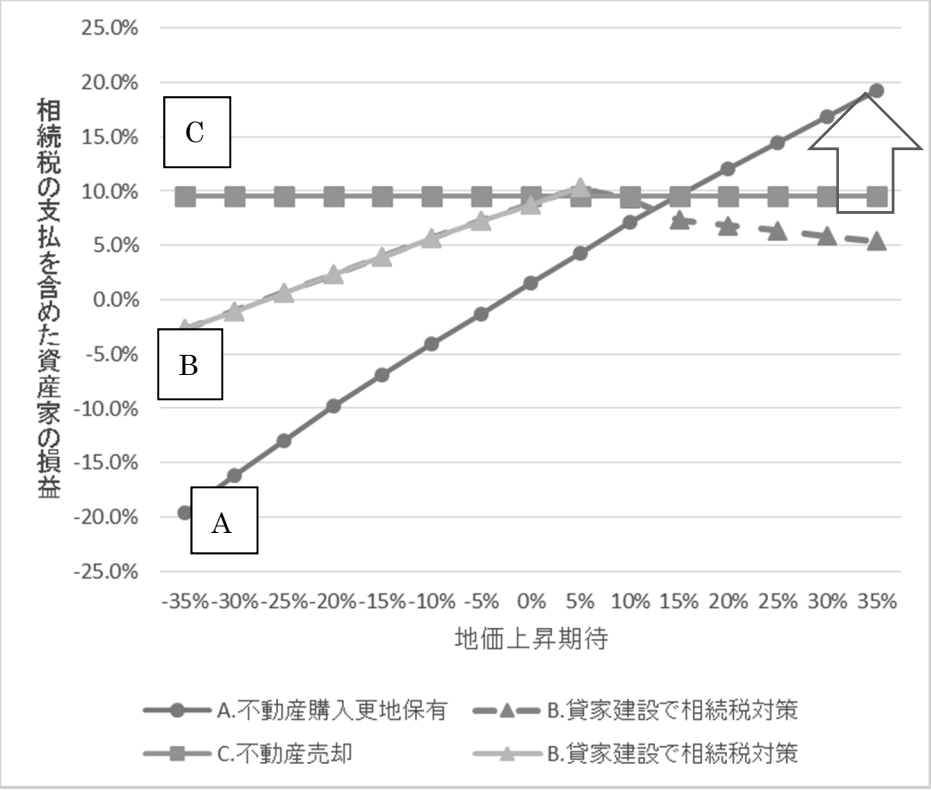
B の土地の含み益も増大するが、本ケースを分析した 1989 年は、定期借地権導入（1992 年）及び定期借家権導入（2000 年）以前で、B は普通借家契約で貸していることを想定している。この場合、普通借家契約に伴う追い出しコスト等から B のキャピタルゲイン実現のチャンスは少なかったが、キャピタルゲインの大きさが追い出しコスト（取り壊し費用を含む）を上回れば、追い出しコストを払ってでも貸家の敷地を売ってキャピタルゲインを得る可能性もあった。

最適資産選択は 3 本の曲線の内一番上方にある曲線ということになる。地価上昇期待が低いうちは C の土地売却戦略が選択されるが、マイルドな地価上昇期待では、B の貸家による節税戦略が選択され、地価上昇期待が更に上がると A の戦略が選択される。

1989 年に先立つ 2 年間の地価変動率は東京で 30.4%、全国平均で 16.5%だったので、A の選択肢が採られた可能性が高い。

３－１－３　相続税負担が緩和された時期の資産選択

図－ 7　2003 年から 2013 年（相続税負担割合が低い時期）の最適資産選択



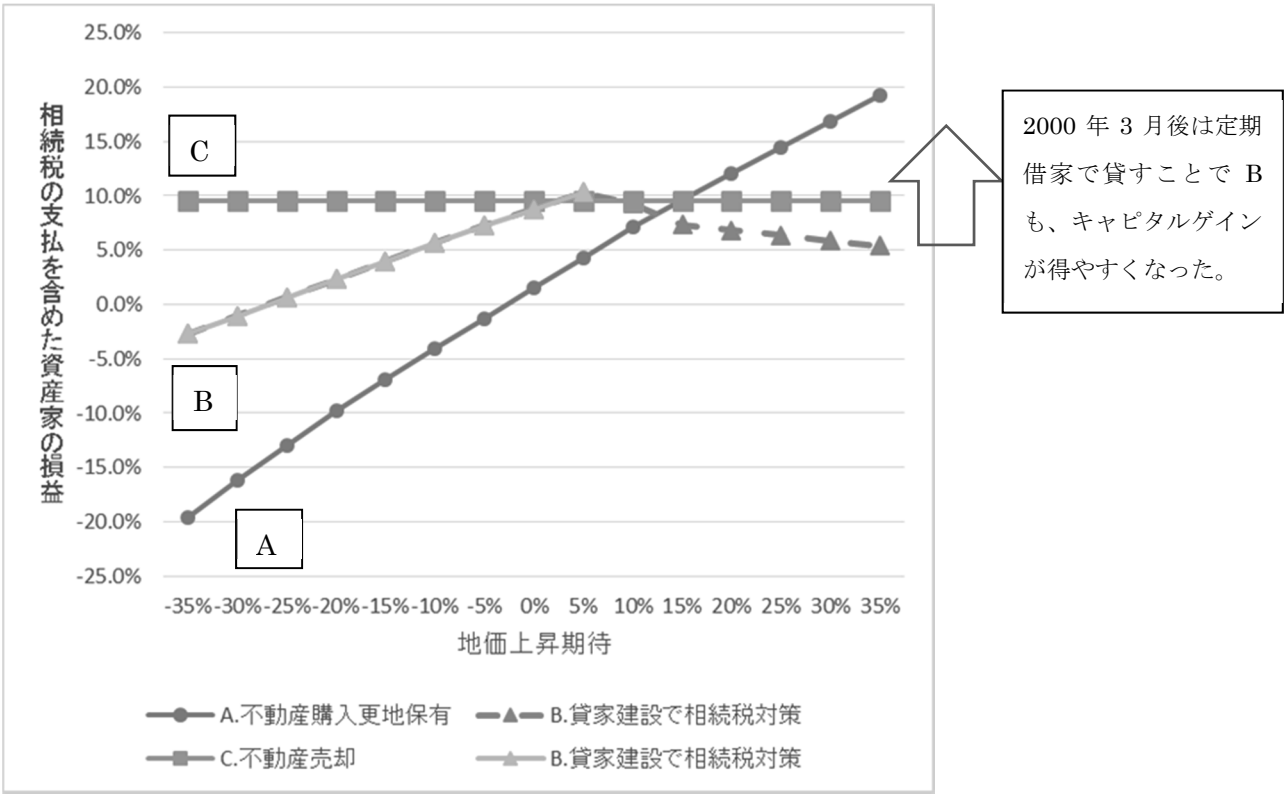
2000 年 3 月以後は定期借家で貸すことで B も、キャピタルゲインが得やすくなった。

2003 年から 2013 年は 4 度の緩和と増税の見送りで、相続税負担割合は最低レベルであった。その時の最適資産選択は図－ 7 のようになる。A,B,C の相続税支払い後の損益は上方にシフトするが、貸家による節税選択の曲線が他の曲線の上方に位置する機会は、相続税負担割合が高い場合に比べて相対的に少なくなる。2000 年 3 月以前の定期借家権のない世界

では、B の含み益実現には相当の取引コストがかかり、キャピタルゲイン実現のチャンスは相対的に少なかった（図－7 の点線部分）。1992 年 8 月の定期借地権導入後は土地を信託する方法、賃貸経営業者に賃貸経営を任せる方法など地主の B 戦略の選択肢の幅が広がった。2000 年 3 月の定期借家権導入後は定期借家を利用して貸家を運営することにより、B の選択でもキャピタルゲインを取れる道が更に広がった。これにより地価上昇期待がかなり高まった場合には、定期借家を終了して A のキャピタルゲイン戦略に比較的近い損益が期待できるようになった。[14]

３－１－４　2013 年増税後の最適資産選択

図－ 8　2013 年（相続税負担割合中程度）時の最適資産戦略



2013 年に増税がアナウンスされ、1 期後に増税後の相続税を負担しなくてはならなくなると、図－6 に比べて ABC の損益曲線は下方にシフトする。その中で、1989 年ほどではないにしろ曲線 C に比し曲線 B の方が、節税メリット分だけ、相対的に上方に位置するの

[14] 定期借家権取引には公正証書等による書面での契約締結義務、定期借家契約である旨の書面の事前交付義務、契約終了の 1 年前から半年前の告知義務等、煩雑な規定もあることから、導入当初から契約件数が爆発的に拡大したわけではない。また、定期借家権であっても土地のキャピタルゲイン実現のためには、追い出し費用は無くても、取り壊し費用等の取引コストは予想される。したがって、B のキャピタルゲイン損益は B の点線と A の曲線の中間に位置すると見るのが妥当である。

で、節税のための貸家選択の余地が広がっている。また定期借家を利用することによりBは地価上昇期待の高まりに応じてAのキャピタルゲイン戦略に乗り換えることもできるので、その分 B を選択する余地が広がっている。更に付言すれば、B の節税策が成り立つのは定期借家制度が導入されたにもかかわらず、相続税の財産評価においては、定期借家と普通借家が区別されずに、一律の減価率 30%引きで評価されていることにもよるのであるが、このことは政策提言で詳述するのでここでは割愛する。

３－２　仮説

地価の上昇期待により、資産選択は変わり得る。地価上昇期待によりキャピタルゲインを得ようという動きがある。その場合通常は貸家など建てずに更地にしておくか、転用費用の低い駐車場などで運用される。また、地価上昇により、相続税の支払負担の増大を忌避する、もしくは、相続税の免税点越えを忌避するインセンティブから不動産を売却して金融資産に乗り換える動きがある。貸家を建てる場合も保有土地に建てる場合と土地を買い増して建てる場合が考えられる。さらに、定期借地を使う、もしくは、定期借家にするバリエーションもありえる。しかし、地価と、相続税負担割合を切り口にする限り、様々なバリエーションはあっても資産選択の枠組みの原理原則は３－１－２から３－１－４の 3 つの場合に集約されるのであって、そこからいえるのは次の 2 つのことである。

A,B,C の損益曲線は、相続税制度や金融環境により影響を受けるが、資産選択の基本構造は地価が上がれば、A の選択が有利となり、地価が下がれば C の選択が有利である。また、定期借家導入後は地価上昇期に B から A に乗り換える選択も可能となった。相続税負担割合との関係で言えば、相続税負担割合が高いと B の選択肢が相対的に有利になり、低いと C や A の方が有利となる。

このことから以下の仮説が導かれる。

> 仮説１．相続税制度が緩和され、相続税負担割合が減ると、貸家による節税策は比較的不利になり、貸家建設が減少する。逆に、制度変化から、相続税負担割合が上昇すると、貸家による節税策が比較的有利になり貸家建設が進む。

また、仮説 1 の成立要件として、定期借地制度、定期借家制度導入以前は、地価下落期待が強いときは、たとえ相続税負担割合が高くても、貸家は選択されず、地価上昇期待が極端に高い場合も貸家は選択されない。しかし定期借家導入後は定期借家権契約によって地価上昇期待時には、キャピタルゲイン獲得の道もある。以上をまとめると、仮説 1 の成立要件は地価の動きが比較的マイルドなとき、もしくは上昇期待があるときとなる。

> 仮説２．地価上昇期待が高まると不動産が選択され、資産家の金融資産比率は下がる。地価下落期待が高まれば、金融資産が選択され、資産家の金融資産比率は上がる。

４．実証分析

４－１実証分析の方法

４－１－１　仮説を説明するための基本的枠組み

地価の変動期待、相続税制の変化による相続税負担割合の変化、その両者の変動により資産家の資産選択も変化する。その変化の仕方の原則が、上記 2 つの仮説の枠組みとなっている。その仮説を実証したい。実証分析のモデル選択、説明変数選択に当たっても、地価の変化と相続税制度の変遷に対する資産家の資産選択を基本的枠組みとしてモデルを設計したい。

４－１－２　実証分析モデル

実証分析を二つに分け、仮説 1 を実証するモデル、仮説 2 を実証するモデルを決定したい。実証分析 1 は相続税の制度変化と地価の変化が貸家着工という家計の資産選択に影響を与えることを実証する。実証分析 2 は相続税の制度変化と地価の変動が資産家家計の金融資産比率に与えた影響を実証する。相続税の制度変更は全国一律のものであるが、地価はその地域により個別性が強く、都市部と地方圏では逆の動きをすることも珍しくない。また、被説明変数の貸家着工も、金融資産比率も各都道府県の個別属性に強く左右される。相続税制度という全国一律の制度変化によりもたらされる影響を分析したいので、分析対象は全国が望ましいが、相続税制の影響は各都道府県の個別事情（特に資産額）に左右される。各県固有の属性の影響を残したまま、都道府県のデータを直接比較することはできない。そこで本研究では、固定効果モデルと変量効果モデルを選択的に用いて分析を進める。固定効果モデルも、変量効果モデルも各県ごとに時系列で変化する要素を比較することにより、各県の属性が与える影響を捨象して、その要素が被説明変数に与える影響を分析することができる。固定効果モデルと変量効果モデルのどちらを用いるべきかの判断は、ハウスマン検定が有効である。

実証分析１も実証分析 2 も、分析はいくつかのペアに分け、固定効果モデルと変量効果モデルで同時に分析した上で、ハウスマン検定によりどちらのモデルを採用するか決定することとした。

４－１－３　データと基準年

家計の資産選択を分析するには、金融資産、不動産資産（できれば、現住居と現住居外の不動産資産）の比率を知る必要がある。常識的には資産選択は 1 年で変化するものではなく、変化を分析するにはある程度の期間が必要である。また相続税は、課税されるのは上位5%程度の家計である。この資産比率を推計する必要もある。資産比率を推計するためには各資産の分布を知る必要がある。この要件を満たす統計データは 5 年ごとに行われる「全国消費実態調査」であった。そこで、全国消費実態調査の行われた、1989 年、1994 年、1999

年、2004 年、2009 年、2014 年[15]を基準年とすることとした。仮説 1 を実証するためには、地価の変化と税制の変化が資産選択に影響を与えた結果、相続税対策による貸家建設がどのような影響を受けるかを実証すればよい。仮説 2 を実証するには資産家の家計の資産比率を推計して、地価の変化と税制の変化が金融資産比率に与えた影響を分析すればよい。

４－１－４　貸家着工とのタイムラグ

実証分析 2 では基準年の金融資産比率を基準年の相続税負担割合と基準年に先立つ 2 年間の平均地価変動率で説明するので期間対応の問題はない。実証分析 1 では基準年の相続税負担割合は、それに続く数年の貸家着工に影響すると考えるのが一般的な因果関係である。何年後まで影響するかの最適解が得られているわけではないが、基準年が 5 年ごとなので、基準年の相続税負担割合が「基準年を含み基準年以降 5 年間」の累積貸家着工戸数へ与える影響を見ることとした。

４－１－５　上位資産家家計の金融資産比率の推定

実証分析 2 では上位資産家の家計の金融資産の資産選択について実証を試みる。上位資産家家計の金融資産比率の推計には以下の方法を用いた。家計の所得や資産額は対数正規分布に従うことが知られている[16]。この性質を利用して、基準年の全国消費実態調査から 47 都道府県の上位 1%、上位 5%の資産家の金融資産額、現住居不動産額、現住居外不動産額を推計し[17]、金融資産比率を算出し地価の変動率と相続税負担割合との関係を分析した。

４－２説明変数と推計式

４－２－１　中心となる説明変数

実証分析 1 の被説明変数は基準年後 5 年間の貸家着工数、実証分析 2 の被説明変数は 4－1－5 で推計した、上位 5%資産家の金融資産比率、上位 1%資産家の金融資産比率である。両分析とも中心的な説明変数は４－１－１の枠組みに沿って相続税負担割合と地価の変動率ということになる。

---

[15] 1984 年も分析対象としたかったが。全国消費実態調査で資産の統計が加えられたのは、1989 年からで、1984 年の調査には資産額に係わる統計はない。

[16] 松原、縄田、中井（1991）

[17] 1994 年～2014 年の「全国消費実態調査」から都道府県ごとの 2 人以上世帯の金融資産額階級ごとの世帯分布と総資産額階級ごとの世帯分布から、235 サンプルに対して、それぞれの対数正規分布を推計し、それを基に上位 1%の家計と上位 5%の家計の金融資産額と総資産額を推計した。次式よりそれぞれのサンプルについての金融資産比率を算出した。金融資産比率＝金融資産額／総資産額。1989 年の「全国消費実態調査」には総資産額階級ごとの世帯分布のデータがないので、金融資産額階級ごとの世帯分布と不動産資産額階級ごとの世帯分布から 47 サンプルについてそれぞれの対数正規分布を推計し、上位 1%の家計と上位 5%の家計の金融資産額と総資産額を推計した。次式よりそれぞれのサンプルについての金融資産比率を算出した。金融資産比率＝金融資産額／（金融資産額＋不動産資産額）

４－２－２　その他の説明変数と仮説

実証分析に使用する説明変数の選択に当たっては次の先行研究を参考にした。

（１）山崎ほか（2003）は「住宅消費税が住宅着工に及ぼす影響について」で、資本コストの概念を用いて、戸建持家、協同持家、貸家について資本コストに基づく着工数を推計し、消費税が住宅着工に及ぼす影響を実証的に分析したが、資本コストが貸家着工に与える影響を説明する変数として、世帯数、地価を使用している。

世帯数は貸家の着工に対する需要側をコントロールする変数とする。相続税負担割合と地価変動率が資産家の資産選択に与える影響を分析する枠組みとなっており、両変数ともに供給側の変数である。したがって、需要側を説明する変数を入れて需要側の要因をコントロールし、相続税負担割合と地価が被説明変数に与える影響を分析したい。世帯数に対する仮説は、世帯数が増えると貸家着工は増えるのである。したがって正の係数を予測する。

（２）倉橋（2007）は「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの計測」において相続税対策が貸家建設に及ぼした影響を検討するために、資本コストの変化を利用した定量的分析を行っているが、資本コスト以外の説明変数では首都圏の若年層比率を用いている。そこで本件旧でも、貸家は若い世代が住み、非若年層は持家志向が強いという仮説のもと、若年層比率を需要側のコントロール要因として採用した。変数は若年層率の変化とし、貸家累積着工数の 5 年間の前後の若年層率の変化を採用した。

（３）固定資産税（土地）

固定資産税について

固定資産税課税の計算の仕組みは以下の通りである。

評価額　　：固定資産評価基準により算出

課税標準額：評価額より政策的な特例措置[18]及び土地に係わる負担調整措置を加味して決定

税率　　：標準税率 1.4%（分析期間を通じて一定）

税額　　：更にもう一段の政策的な特例措置[19]を加えて算出

持家、貸家に対する優遇措置の変遷は図－９の通りである。税率ならびに特例措置は全国共通なので、固定効果モデルの実証分析では年次ダミーで吸収できる。しかし、バブル期の地価上昇による宅地に対する固定資産税の負担率が特定の地域で急上昇したことによ

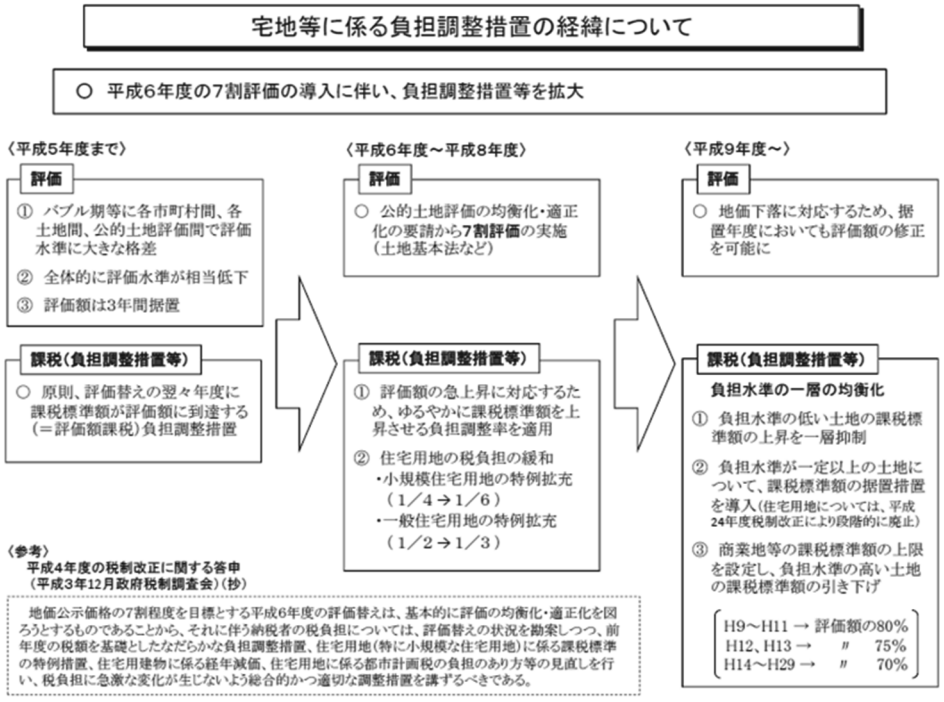
[18] 現在貸家持家とも以下の優遇措置がある
宅地については 200m2 超 1/6 評価、200m2 以下 1/3 評価
建物は 40 ㎡以上 280 ㎡以下であれば　1/2　評価

[19] 現在貸家も持家も以下の優遇措置がある
一般住宅　新築後 3 年間は 1/2 評価　3 階建て以上　新築後 5 年間 1/2 評価

り評価額の上昇割合にばらつきが生じたことから、1994 年までの評価替えにおいて[20]、税負担が急増しないように負担調整措置が取り入れられ、その後の税制改正において[21]、緩やかに調整されながら、2014 年には商業地、住宅地においては地価公示レベルの 70%程度の課税標準が達成されている。この個別地域ごとの調整と調整の修正の過程で、各都道府県の貸家着工に固定資産税の評価額の調整が影響を与えた可能性があるので、土地についての固定資産税の都道府県別の負担割合（単位面積あたりの固定資産税額）をモデルに加えることとした。

固定資産税に関する仮説は以下の通り、土地の固定資産税が増税された場合は、固定資産税負担分を土地の使用による収益で埋め合わせようとする動きから、土地の有効利用が進み、たとえば貸家が建設されることも考えられる。

図－ 9　固定資産税の宅地等に係わる負担要請措置の経緯について



総務省（2014）「固定資産税関係資料」

[20] 平成６年度の評価替えにおいて、地価公示価格の７割を目途として宅地の 評価を実施するとともに、各宅地の評価額の上昇割合にばらつきが生じたことから、税負担が急増 しないよう、なだらかな負担調整措置や住宅用地の課税標準の特例措置の拡充等が講じられた。

[21] その後、地価が大きく下落する中で、平成９年度税制改正において、負担水準の均衡化をより重視した負担調整措置が導入され、平成 18 年度税制改正では、負担水準が低い宅地について均衡化を促進する負担調整措置の見直しが行われた。また、平成 24 年度税制改正において、住宅用地の課税標準額を前年度課税標準額に据え置く措置が段階的に廃止された。

（4）所得税の割増償却制度

貸家には 1970 年～1995 年の間に減価償却の割増償却制度が導入されており[22]、割増償却の下では、耐用年数が短縮され、前倒しで費用計上できる効果がある。これも貸家着工に有利にはたらいていた制度の一つである。しかし、この制度はすべて全国一律の優遇措置であるので、実証分析 1 のモデルでは年次ダミーで吸収できていると考える。

表－ 4　使用する変数の内容と出典

変数	説明	出典
貸家着工数	暦年の貸家建設着工を取得し、1989 年、1994 年、1999 年、2004 年、2009 年、2014 年を基準年として、基準年を含む年から次期基準年の前年までの 5 年間の貸家着工数を足し上げた。 2014 年から始まる 5 年間については、2014 年から 2016 年までの貸家着工数累計を 5/3 倍した。	国土交通省　建築着工統計調査
相続税負担割合	２－２－２に詳述	
県内世帯数	各暦年の住民基本台帳より基準年の都道府県別の総世帯数を取得	住民基本台帳
県内若年層比率	各暦年の人口動態調査の年齢階級別人口から次の算式により都道府県別に算出した 若年層率 ＝20 歳から 34 歳の県内人口／全県民人口	人口動態調査
地価変動率	基準年に先立つ 2 年間の住宅地平均地価の変動率の平均値を算出。	国土交通省　地価公示データ　「都道府県別・用途別対前年平均変動率」表
家賃変動率	消費者物価指数の「家賃」から基準年に先立つ 2 年間の家賃指数の変動率を取得し、2 年間の平均を算出。	総務省統計局　消費者物価指数
金融資産比率	４－１－５に詳述	全国消費実態調査
前年度一人当たり県民所得	国民経済計算より基準年の前年の都道府県別「1 人当たり県民所得」を取得	内閣府　国民経済計算
固定資産税（土地）負担率	市町村税徴収実績調より都道府県別に累計した固定資産税額（土地）／各都道府県面積により 1k ㎡当たりの固定資産税額を算出	総務省　市町村税徴収実績調

[22] 1970 年～1975 年の割増率（倍率）1970 年～1975 年 3.00、 1975 年～1979 年 1.75%、1980 年～1982 年 0.75、1983 年～1984 年 0.70、1985 年～1986 年 0.65、1987 年～1988 年 0.55、1989 年～1990 年 0.40、1992 年～1993 年 0.34、1994 年 0.30、1995 年廃止

４－２－３　モデルの推計式

実証分析１の推計式　　*は対数を表す。

基準年から 5 年間の貸家新築着工数*
＝β1（相続税負担割合）*
＋β2（県内世帯数）*
＋β3（県内若年層比率）
＋β4（前 2 年地価変動率）
＋β5（前 2 年家賃変動率）
＋β6（固定資産税額（土地）／都道府県面積）*
＋β7（貸家建設と同じ期間のダミー変数）
＋　（定数項）

実証分析２の推計式

基準年の 5%資産家の金融資産比率、1%氏進化の金融資産比率
＝β1（相続税負担割合）*
＋β2（県内世帯数）*
＋β3（前 2 年地価変動率）
＋β4（前 2 年家賃変動率）
＋β5（前年県民所得）*
＋β6（各年ダミー）
＋　（定数項）

４－３実証分析の結果

４－３－１　実証分析１の結果

実証分析 1 の結果を表－３に示す。実証分析１ではハウスマン検定の結果、固定効果モデルが強く支持された。

表－ 5　実証分析１の結果

	①	②	③	④	⑤	⑥
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
被説明変数	基準年に続く５年間の貸家着工数(対数)					
相続税負担割合(対数)	0.451**	0.223	0.325*	0.123	0.449**	0.218
	(2.359)	(1.358)	(1.750)	(0.760)	(2.351)	(1.330)
県内世帯数(対数)	2.687***	1.087***	2.463***	1.065***	2.684***	1.087***
	(5.174)	(18.89)	(4.925)	(18.53)	(5.179)	(19.07)
若年層比率変化	8.796***	6.483***	2.991	1.287	8.963***	6.634***
	(4.559)	(3.607)	(1.279)	(0.587)	(4.727)	(3.763)
前2年地価変動率			1.099***	1.025***		
			(4.065)	(3.851)		
前2年家賃変動率	0.452	0.387				
	(0.495)	(0.422)				
固定資産税額(土地)／	0.039	0.0145	0.182	0.0306	0.038	0.0151
都道府県面積(対数)	(0.304)	(0.378)	(1.415)	(0.799)	(0.294)	(0.397)
1989年～1993年ダミー	0.882***	0.742***	1.038***	0.859***	0.889***	0.752***
	(4.191)	(4.582)	(5.081)	(5.389)	(4.242)	(4.683)
1994年～1998年ダミー	0.731***	0.666***	0.953***	0.866***	0.736***	0.673***
	(4.604)	(5.232)	(5.923)	(6.476)	(4.655)	(5.323)
1999年～2003年ダミー	0.496***	0.441***	0.581***	0.531***	0.500***	0.445***
	(5.222)	(6.021)	(6.248)	(7.130)	(5.280)	(6.121)
2004年～2008年ダミー	0.695***	0.595***	0.696***	0.607***	0.696***	0.596***
	(15.252)	(16.24)	(15.951)	(17.18)	(15.311)	(16.29)
定数項	-25.774***	-4.411***	-24.379***	-4.556***	-25.721***	-4.435***
	(-3.746)	(-4.962)	(-3.696)	(-5.215)	(-3.746)	(-5.021)
サンプル数	235	235	235	235	235	235
決定係数	0.816		0.831		0.816	
個体数	47	47	47	47	47	47
修正済み決定係数	0.760		0.780		0.761	
F統計量	88.23		98.05		99.65	
ハウスマン検定値	Prob>chi2 = 0.0505		Prob>chi2 = 0.0821		Prob>chi2 = 0.0295	

注１）***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意を表す。

注２）（ ）内は t 値を表す。

４－３－２　実証分析２の結果

実証分析 2 の結果を表－５に示す。実証分析１ではハウスマン検定の結果、変量効果モデルが支持された。

表－ 6　実証分析２の結果

	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
被説明変数	トップ1%資産家の金融資産比率						トップ5%資産家の金融資産比率					
相続税負担割合(対数)	-0.078**	-0.142***	-0.078**	-0.119***	-0.072*	-0.117***	-0.046	-0.0860***	-0.045	-0.0776***	-0.048*	-0.0880***
	(-2.080)	(-5.967)	(-2.079)	(-4.003)	(-1.901)	(-3.878)	(-1.618)	(-4.265)	(-1.586)	(-3.380)	(-1.694)	(-4.362)
前2年地価変動率	-0.190***	-0.219***	-0.189***	-0.189***	-0.184***	-0.189***	-0.186***	-0.186***	-0.187***	-0.187***	-0.181***	-0.180***
	(-4.318)	(-4.895)	(-4.244)	(-4.313)	(-4.101)	(-4.278)	(-5.600)	(-5.660)	(-5.588)	(-5.690)	(-5.431)	(-5.474)
前2年家賃変動率	-0.263	-0.256	-0.260	-0.289	-0.256	-0.287					-0.196	-0.219
	(-1.423)	(-1.357)	(-1.399)	(-1.588)	(-1.379)	(-1.569)					(-1.421)	(-1.602)
世帯数(対数)			0.010	-0.0115	-0.009	-0.0110			-0.018	-0.00545		
			(0.141)	(-1.319)	(-0.118)	(-1.190)			(-0.310)	(-0.765)		
前年の県民所得(対数)					-0.061	-0.00622	-0.039	-0.0335	-0.043	-0.0257	-0.035	-0.0301
					(-0.905)	(-0.155)	(-0.793)	(-1.157)	(-0.847)	(-0.837)	(-0.725)	(-1.039)
1989年ダミー	-0.020	-0.0511***	-0.017	-0.00468	-0.038	-0.00637	-0.083***	-0.0649***	-0.090***	-0.0684***	-0.078***	-0.0590***
	(-1.083)	(-5.579)	(-0.612)	(-0.279)	(-1.049)	(-0.323)	(-4.672)	(-4.731)	(-3.347)	(-4.726)	(-4.276)	(-4.169)
1994年ダミー	-0.172***	-0.190***	-0.169***	-0.164***	-0.176***	-0.164***	-0.201***	-0.191***	-0.205***	-0.194***	-0.197***	-0.187***
	(-14.305)	(-23.33)	(-8.442)	(-14.19)	(-8.254)	(-14.07)	(-23.145)	(-26.17)	(-12.918)	(-23.30)	(-21.501)	(-23.84)
1999年ダミー	-0.121***	-0.115***	-0.120***	-0.126***	-0.122***	-0.125***	-0.106***	-0.109***	-0.109***	-0.109***	-0.104***	-0.107***
	(-15.377)	(-15.09)	(-8.888)	(-16.49)	(-8.911)	(-16.28)	(-18.325)	(-19.45)	(-10.635)	(-19.45)	(-17.552)	(-18.57)
2004年ダミー	-0.109***	-0.0714***	-0.108***	-0.131***	-0.110***	-0.131***	-0.087***	-0.107***	-0.089***	-0.103***	-0.087***	-0.107***
	(-5.494)	(-9.481)	(-5.138)	(-8.211)	(-5.191)	(-8.123)	(-5.843)	(-9.736)	(-5.606)	(-8.483)	(-5.875)	(-9.770)
2009年ダミー	-0.067***	-0.0325***	-0.067***	-0.0856***	-0.069***	-0.0855***	-0.049***	-0.0666***	-0.050***	-0.0627***	-0.050***	-0.0670***
	(-3.717)	(-4.407)	(-3.633)	(-5.809)	(-3.713)	(-5.782)	(-3.627)	(-6.697)	(-3.613)	(-5.610)	(-3.672)	(-6.752)
定数項	0.206***	0.351***	0.064	0.286*	0.829	0.331	0.539	0.423*	0.819	0.451*	0.508	0.392
	(2.953)	(43.70)	(0.063)	(1.813)	(0.628)	(1.007)	(1.354)	(1.704)	(0.829)	(1.797)	(1.277)	(1.578)
サンプル数	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282
決定係数	0.807		0.807		0.807		0.899		0.899		0.900	
都道府県	47	47	47	47	47	47	47	47	47	47	47	47
修正済み決定奇数	0.761		0.760		0.759		0.875		0.874		0.875	
F等係数	118.4		104.8		94.33		251.5		222.7		224.8	
ハウスマン検定	Prob>chi2 =	0.8705	Prob>chi2 =	0.7850	Prob>chi2 =	0.6288	Prob>chi2 =	0.0000	Prob>chi2 =	0.5390	Prob>chi2 =	0.6084

注１）***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意を表す。

注２）（ ）内は t 値を表す。

４－３－３　結果の考察

（1）実証分析 1 から相続税制の変更により相続税負担割合が変化すると貸家着工に有意にプラスの影響がはたらくことが実証された。地価もまた、貸家建設に有意にプラスにはたらくことが実証された。世帯数と若年層比率も貸家着工に対して有意にプラスであり、このことは貸家着工を被説明変数とした先行研究とも整合的になっている。一方で、家賃変動率、土地の固定資産税負担率の変化は貸家着工に対しては有意ではなかった。

実証分析 2 から上位 1%、上位 5%の資産家の家計において地価変動率と金融融資産比率は有意にマイナス、相続税負担得割合と金融資産比率も有意にマイナスであることが実証された。家賃変動比率、世帯数、県民所得は金融資産比率に対して有意ではなかった。

（2）資産選択の枠組みによる解釈

図－10 は東京都の、図－11 は北海道の貸家着工と相続税負担割合の変化を表している。
図－12 は東京都の、図―13 は北海道の貸家着工と地価変動率を表している。
図－14 は東京都の、図－15 は北海道の資産家の金融資産比率の推移を表している。
表－７は各都道府県の上位 1%資産家の金融資産比率のマイナス変化、プラス変化の実数値を表している。
表－８は各都道府県の上位 1%資産家の金融資産比率のマイナス変化、プラス変化の実数値を表している。

図－10 から図－15 を使って、図－6 から図－8 で示した最適資産選択の枠組みにしたがって、実証分析の結果を解釈する。

1989 年~1994 年にかけては地価が下落し、基本的には図 6 の地価マイナス局面の状況で C の金融資産選択が主流となる。しかし、地価の下落幅は東京の 45%程度と北海道の 4%では格差があり、下落がマイルドな北海道では貸家着工は東京ほどには減っていない。このことはマイルドな地価の動きのときには、B 貸家戦略もありえるという仮説と整合的な結果となっている。しかし、図－14、図－15 からは東京でも、北海道でも金融資産は比率を減らしており、仮説と整合的になっていない。地価の下落に対して資産選択 C が有利となって金融資産比率が増えるはずであるが、1989 年～1994 年までの極端な暴落時期は含み損の極端な拡大から、売るに売れない状況もありえたと思われる。実証分析 2 の推計式は格式とも 1994 年ダミーのマイナス係数はどの年次よりも大きくなっており、モデル的にはダミーで吸収していると解釈できる。

1994 年～2013 年は 4 度の税制緩和で相続税負担割合は低いレベルであり、基本的には図－7 の状態といえる。地価の動きは比較的マイルドであり、C の金融資産選択が最適な状況である。相続税負担割合の低下から B の貸家選択の余地は少なかったが、2000 年には定期借家制度が導入されており、1999 年からの 5 年間と 2004 年からの 5 年間に貸家着工の伸びが見られたのは、マイルドな地価上昇期には定期借家による B 戦略の広がりがありえるという仮説と整合的になっている。またこの時期は C 戦略が主流であったことから

東京においても北海道においても金融資産比率は上昇しており、資産選択の枠組みにおいても仮説 2 と整合的になっている。

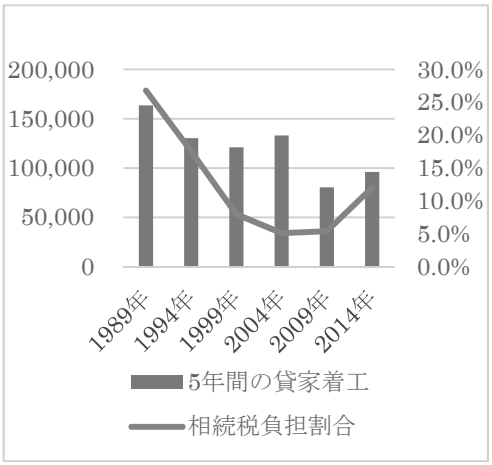
2013 年の増税アナウンスからは相続税負担割合の増加が見られ、地価の変動率は 2014 年の前 2 年では東京でわずかにプラス、北海道でわずかにマイナスを示し、マイルドな地価変動となっており、B の貸家による節税戦略が採られやすい環境となっている。制度変更を受けて相続税負担割合が上昇し貸家着工が増えている。このことは資産選択の枠組みで考えた仮説 1 と整合的な結果となっている。

また、表－7、表－８にあるように、上位資産家の家計では金融資産比率は、1989 年－1994 年こそ、下落したが、1994 年~2014 年の間はその数からいっても上昇傾向であり、資産選択の枠組みの中では、地価がマイルドな動きもしくは下落で、且つ、相続税負担割合が緩和基調の時は AB の資産選択よりも C の金融資産が選択されやすいことと整合的となっている。

図－ 10　貸家着工と相続税負担割合（東京都）



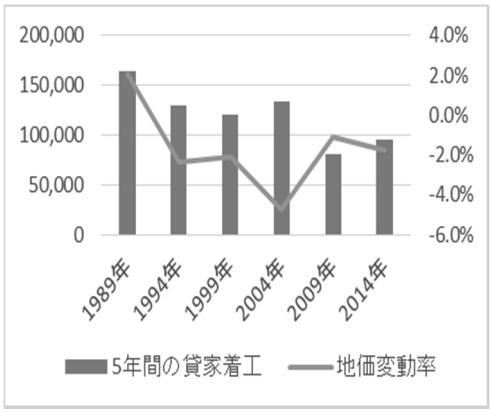
図－ 11　貸家着工と相続税負担割合（北海道）



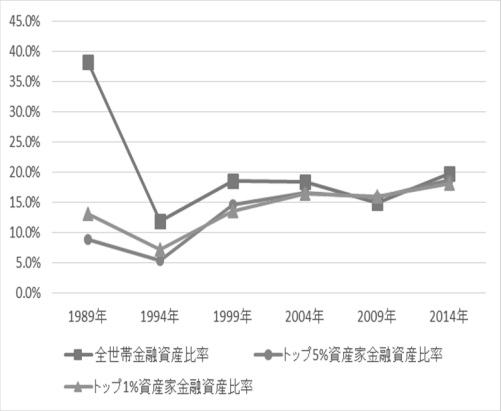
図－ 12　貸家着工と地価変動率（東京都）



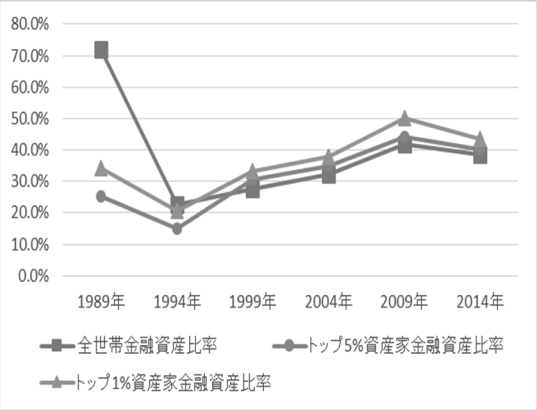
図－ 13　貸家着工と地価（北海道）



図－ 14　金融資産比率の変化（東京都）



図－ 15　金融資産比率の変化（北海道）



表－ 7　金融資産比率の増減都道府県数（上位 1%資産家）

金融資産比率対5年前比					
トップ1%資産家	1989年－1994年	1994年－1999年	1999年－2004年	2004年－2009年	2009年－2014年
マイナス変化	47	3	5	13	14
プラス変化	0	44	42	34	33
平均変化幅	−11.8%	7.4%	5.5%	3.1%	3.4%

表－ 8　金融資産比率の増減と送付件数（上位 5%資産家）

金融資産比率対5年前比					
トップ5%資産家	1989年－1994年	1994年－1999年	1999年－2004年	2004年－2009年	2009年－2014年
マイナス変化	47	0	6	10	13
プラス変化	0	47	41	37	34
平均変化幅	−9.8%	10.6%	4.7%	2.9%	2.7%

（3）その他の変数の解釈

実証分析１において世帯数は有意に正の値となっており、貸家着工の需要面をコントロールしている。このことは先行研究とも整合的である。

若年層比率は地価を説明変数に加えると有意ではないが、地価を説明変数からはずすと有意に正の値となる。このことは地価が資産選択の面から貸家着工に強く影響するのに対し、若年層比率は需要面から貸家着工には効いているが、地価という強い説明変数が加えられると説明力が落ちるためと解釈できる。

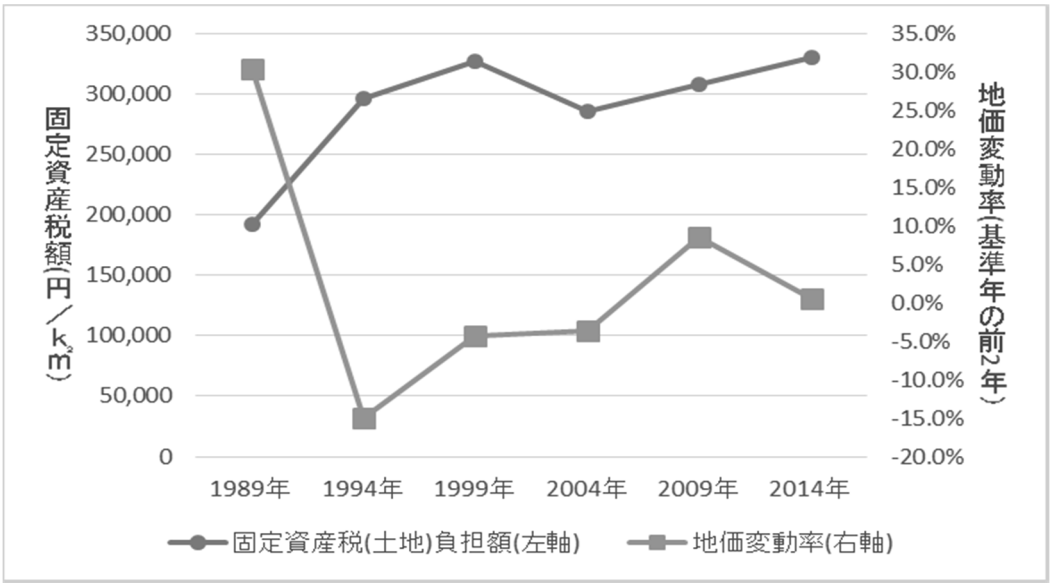
家賃変動率は貸家着工には有意ではなかった。普通借家契約の中では、家賃は地価上昇や物価に連動して上げられるわけではない。そのことが、継続家賃を生み、借家権の元となっている。2000 年には定期借家制度が導入されたが、普通借家権での契約もまだ多い。そのことが家賃の硬直性を生んでおり、今回の分析でも有意に働かなかった要因と分析できる。

実証分析 2 では、地価と相続税負担割合以外、有意な説明変数はなかった。金融資産の選択は、各県の固有の要因というよりは、金利や株価収益率など全国共通の指標に左右されやすく、固定効果モデルではダミーで吸収されてしまうことが理由と思われる。

（4）固定資産税について

固定資産税については、土地の固定資産税が増えた場合は、固定資産税負担分を土地の使用による収益で埋め合わせようとの動きから、土地の有効利用が進み、たとえば貸家が建設されることも考えられる、という仮説のもとモデルに加えたが、結果としては有意ではなかった。固定資産税は説明変数の項でも述べたように、土地はバブル期に膨らんだ評価水準の大きな格差を公示価格の 70%レベルに合わせようという動きにより、公示地価が下落した割には、逆に単位面積当たりの負担額は上昇している。このことが、貸家建設について、必ずしも有意とならなかった要因と思われる。結果として固定資産税は地価と逆の動きとなる場合もあり、地価に強く左右される当モデルでは有意とならなかったと解釈できる。

図－ 16　固定資産税と地価の推移（東京都）



４－３－４　2013 年の相続税増税が貸家着工に与える影響のシミュレーション

相続税増税がアナウンスされた 2013 年以前の 5 年間の貸家着工を基に、実証分析 1 の結果を利用して、アナウンス後の 2014 年から 5 年間の貸家着工を推計する。実証分析 1 から②式を選択する。[23]

Ln（貸家着工）$= 0.325Ln$（相続税負担割合）

2013 年増税（アナウンス）により増加する相続税負担割合を全国平均で計算すると

14.4%⇒19.9%　となる。

また、2009 年～2013 年までの 5 年間の貸家着工実績は Y1=1,580,100（戸）である。
推計する 2014 年から 2018 年までの 5 年間の貸家着工数を Y2 とすると
Y_1 と Y_2 の関係は I 式より

$\frac{Y_2}{Y_1} = \frac{e^{0.325\ (ln0.199)}}{e^{0.325\ (ln0.144)}}$　　と表される。　これを解いて、Y_2=1,755,539 を得る。

$Y_2 - Y_1 = 1{,}755{,}539 - 1{,}580{,}100 = 175{,}439$　であるから、2014 年からの 5 年間の貸家着工数は相続税の増税により 17 万 5 千戸増加することが推計できる。

[23] ②式を選択する理由は、②式では地価と相続税負担割合の両方の係数が貸家着工に対して有意であり、より説明力が高いと判断できるからである。

５．政策提言

５－１　政策提言に当たって

５－１－１　実証分析から分かる問題点

実証分析の結果、相続税の制度変更等により、相続税負担割合が変化すると貸家着工数に有意な影響を与えることが実証された。シミュレーションからは次の 5 年間で今回の増税で増える新規着工件数は１７万５千戸と予想されている。貸家による節税対策の源は不動産の評価の優遇にある。確かに、不動産は金融資産に比べて流動性で劣るので、多少の減価は金融資産との公平の観点からも必要かもしれない、しかし現行の減価の仕方は流動性を加味しても過大であるか、合理性を欠くものが多い。ここにその問題点を概観し、政策提言の概要を示したい。

表－ 9　相続税の財産評価の問題点

問題項目	問題の所在
借地権	1992 年の定期借地権導入に伴い、定期借地権の評価制度が取り入れられたが、普通借地権の評価方法は、改正されず、30%から 90%の間の一律評価のままである。
借家権	2000 年に定期借家権が導入されたが、今日に至るまで定期借家権の評価制度は導入されておらず、定期借家権も普通借家権と同じく一律 30%と評価されていること。
貸家建付け地	貸家の評価額から借家権に基づく借家権割合（30%）を引くのに加えて、その敷地からも 30%×（30~90%）を二重に減価していること。
土地の 80%評価問題	金融資産との流動性の差を加味しても 20%のアローアンスは過大ではないか。

５－１－２　提言の概要

これらの問題点に対し、制度の概要を述べ、制度を評価し、提言を試みたいが、それに先立って政策提言の概要をまとめて一覧表で示す。

表－ 10　政策提言の概要

項目	現行制度	現行制度の評価	提言内容
借地権	・普通借地権 30%～90% ・普通借地権無くても「利用上の制約」を考慮して 20%減価 ・不動産鑑定評価基準に定める「借地権者に帰属する経済的利益」を算定、 ・「利用上の制約」を考慮して 5%～20%の下限を設定	現行の定期借地権の評価方法は不動産鑑定理論に則ったものであるが、普通借地権評価方法は 30%から 90%のままであり、取引実体を正確に反映していない。 「借地権者に帰属する経済的利益」と「利用上の制約」に分けて考える。流動性部分にも一定の価値を認める考え方には合理性がある。	・普通借地権は不動産鑑定理論に基づいた評価方法に改める。 ・定期借地権は現行規定が不動産鑑定理論に基づいているので特に変更を要しない。 ・「利用上の制約」を考慮した借地権の下限は追認する。 ・定期借地権制度導入後も新規に契約された普通借地権は定期借地権とみなす。
借家権	・普通借家権 30%減価 ・定期借家権 30%減価	定期借家権制度が導入されたのに、定期借家権の評価方法が導入されていないため、普通借家権と定期借家権が同率で減価されている。 定期借家権は正常賃料を前提としており、不動産鑑定理論に立てば「経済的利益」部分の減価認められないが、流動性部分は考慮する必要がある。	・不動産鑑定理論に基づく方法に改める。 ・定期借家権制度導入後も新規に契約された普通借家権は定期借家権とみなす。 ・普通借家権も定期借家権も「借家人に帰する経済的利益」による減価は認めず、「利用上の制約」による減価を認める。（20%～5%）
貸家建付け地	・土地評価額×（１－借地権割合×借家権割合）での減価を認める。	現行規定は借家から減価し、敷地から減価する二重減価となっており、家賃は家屋と土地の効用に対する対価とする理論に合わない。	建物と土地を一体のものと見て借家権を減価するので、二重減価の問題は発生しない。
土地の 80% 評価問題	・80%評価 ・20%以内の下落の更正請求も受け付けるが、内容を是々非々で判断している。	金融資産との公平性を考慮しても 80%は過大ではないか。 更正請求が頻発し、実務が混乱することがないような手立てを考案する必要がある。	・95%評価に改める。 ・5%以上地価が下落しなければ更正の請求は認めない旨明文に規定

５－２　政策提言１　借地、貸家建付け地、貸家の減価問題

５－２－１　制度の概要

（1）借地権、定期借地権、借家権、定期借家権の関係

借地権については 1992 年 8 月定期借地権の制度が導入され、借家権については 2000 年 3 月に定期借家権の制度が導入された。制度導入以前の借地権、借家権を普通借地権、普通借家権ということとし、普通借地権、定期借地権、普通借家権、定期借家権と制度変更との関係を整理すると表－11 のようになる。

表－ 11　普通借地権、定期借地権、普通借家権、定期借家権の概要

基本通達の評価方法		評価制度の変更
普通借地権	30%～90%（路線価図に記載）	普通借地権が導入されても財産評価制度に変更は無く現行の一律方式が維持された。
定期借地権	「借地権者に帰属する経済的利益の総額」を基に個別計算	不動産鑑定理論に基づいた定期借地権の評価制度が導入された。
普通借家権	一律 30%	定期借家権が導入されても財産評価制度に変更は無く現行の一律方式が維持された。
定期借家権	基本通達に規定なし	定期借地権制度が導入されても定期借家権の評価制度は導入されなかった。

定期借地権導入の 2 年後、基本通達にも定期借地権の評価と減価が加えられた。（基本通達 27-2）、その評価方法は、普通借地権の評価方法とは手法が異なっている。普通借地権の評価方法が 30%～90%という地域ごとに定められた評価方法であるのに対し、定期借地権の評価方法は「借地権設定時に借地権者に属する経済的利益」をもとに個別に定期借地権を評価するという手法である（評価方法については後述）。

一方で、定期借家制度が導入されて以降今日に至るまで、財産評価通達には定期借家の評価制度は定められていない。規定が無いことについて、現行実務上の取り扱いを税務窓口に問い合わせた他ころ、定期借地権についても 30%の減価を認めているとのことであった。

（2）普通借地権と定期借地権の基本通達の考え方

普通借地権と定期借地権の評価方法について国税庁の財産評価基本通達（以下「基本通達」という）の考え方では「借地人に帰する経済的利益の総額」と「利用上の制約や処分の制限」という言葉が出てくるが、本論文では、これを不動産鑑定理論に則って「借り得」部分と「流動性」部分という枠組みで考えたい。基本通達及び谷口裕之編（2013）「財産評価基本通達逐条解説」（以下「谷口（2013）逐条解説」という）の考え方を参考に整理すると表－12 のとおりである。

表－ 12　借り得部分と流動性部分の整理

基本通達及び逐条解説の考え方	本論文の考え方
権利金の授受、無利息の保証金、長年の取引の内に出来上がった正常家賃より低い継続家賃を総称して「借地人に帰属する権利の総額」とする。（基本通達 27－3）	左記の権利の総額の授受により借地人が正常な地代よりも安い地代で借りることが可能な価値という意味で「借り得」部分と呼ぶ。
普通借地権そのものに認められる経済的価値が僅少であっても、自用地である宅地と比較すれば、利用上の制約や処分上の制限を受ける（中略）何らかの影響を及ぼすもの（谷口（2013）逐条解説 pp.170）	「借り得」部分がゼロであっても、自用地よりは処分しにくいので、その処分しにくさを「流動性」部分と呼ぶ。

借り得部分と流動性部分をという概念使って課税当局の考え方を整理すると表－13 のようになる。

課税当局の考え方を表 13 に添ってまとめると、普通借地権については、借り得部分は慣行によって形成されてきた 30%～90%であり、流動性部分は 20%である。（但し流動性部分は借り得部分の下限として機能する）、定期借地権については借り得部分は不動産鑑定理論に基づいて算定した価値であり、流動性部分は 5%～20%である（但し、流動性部分は借り得部分の下限として機能し、定期借地権の残存年数により傾斜が付いている）。

表－ 13　普通借地権と定期借地権の現行法の整理

	普通借地権	定期借地権
基礎となる理論	慣行として形成されてきた[24]	不動産鑑定理論[25]
借り得部分	地域ごとに一律に[26]30%～90%（基本通達 27）[27]	定期借地権設定時における借地権者に帰属する経済的利益の総額[28]（基本通達 27-2）[29]
流動性部分	一律 20%（基本通達 25）	5 年以下 5%、5－10 年 10% 10－15 年 15%、15 年以上 20%（基本通達 25 (2)）
流動性部分の取り扱い方	借地権の取引慣行のない地域では、借地権の価格は評価しない（基本通達 27)、貸宅地の評価に際しては 20%を控除した金額で評価する(基本通達 25)	「借り得」部分の価格が上記の金額を下回る場合には上記の金額で評価する。[30]

（3）貸家建付け地の減価制度

基本通達 26 によれば、貸家建付け地とは貸家の敷地のようにともされる宅地のことであり、その価額は次の算式により評価する。

貸家建付け地の評価額 = その宅地の自用地としての評価額(以下「自用地評価額」という)
× （1－借地権割合 × 借家権割合）

---

24 谷口（2013）逐条解説 pp.207 では「借地権割合を基礎とした借地権の評価方法」を「慣行として形成されてきた」ものとしている。

25 谷口（2013）逐条解説 pp.207 では「借地権の価格は、一般的に、借地借家法に基づき宅地を使用収益することにより借地人に帰属する経済的利益を貨幣額で表示したものと定義される（不動産鑑定評価基準各論第 1 章第 1 節 3 借地権及び底地)。そこで、定期借地権等の価額は、個々の定期借地権等ごとに、課税時期において借地人に帰属する経済的利益（適正地代と支払地代との乖離＝差額地代）とその存続期間を基にして成り立つ経済的利益の現在価値によることとした。」といい定期借地権の基本となる考え方が不動産鑑定評価基準であるといっている。

26 このように一律に評価する理由について、谷口（2013）逐条解説 pp.198 では「建物の所有を目的とする借地権は、地域的な格差はあるとしても、その権利の内容がおおむね一様であることから、その価額の評価の方法については、自用地としての価額にその地域における一定の借地権割合を乗じて算出するといういわゆる一律評価制度が採られている」としている。

27 基本通達 27 では借地権価額は「売買実例価額、精通者意見価格、地代の額等を基として評定した借地権の価額の割合（以下「借地権割合」という。）がおおむね同一と認められる地域ごとに国税局長の定める割合を乗じて計算した金額によって評価する。」とされている

28 経済的利益の総額として基本通達 27－3 では、権利金、協力金、礼金、基準年利率未満もしくは、無利息の保証金、実質的に贈与を受けたと認められる差額地代が上げられている。

29 一般定期借地権についてはこの考え方によらず、「底地」割合を差し引く評価方法も取られているが、本論文では不動産鑑定理論に則った借地権のみを取り上げ、「底地」割合については割愛する。

30 この評価について谷口（2013）逐条解説 pp.164 では（普通借地権がゼロでも貸宅地からは 20%減価する）取り扱いとのバランスなどから、定期借地権等の目的となっている宅地の価額の評価に当たっても、定期借地権等の価額が少額に留まるものであっても、最大限、自用地としての価額の 20%相当額の価減をする取扱いとするのが相当である。
ただし、借地契約の残存期間年数が短くなるに従って、利用上の制約や処分上の制限が宅地の評価に及ぼす影響は漸減するものと認められるから、減額割合は残存期間年数に応じて傾斜をつけること。」と解説し定期借地権の残存年数に応じ、減額幅は斬減すべきであるとしている。

貸家建付け地の減価の理由は谷口（2013）逐条解説 p198-199 によれば次のように説明されている。「家屋の借家人は家屋に対する権利を有するほか、その家屋の敷地についても、家屋の賃借権に基づいて、家屋の利用の範囲内で、ある程度の支配権を有していると認められ、逆にその範囲において地主は、利用についての受忍義務を負うことになっている。そのため、実際に貸主が、借家人の有する支配権を消滅させるためには、いわゆる立退料の支払いを要する場合もあり、また、その支配権が付着したままの状態でその土地を譲渡するとした場合にはその支配権が付着していないとした場合における価額より低い価額でしか譲渡できないと認められる。そこで、貸家（借家権の目的となっている家屋）の敷地である貸家建付地の価額は、その宅地の自用地としての価額から、その価額にその宅地に係る借地権割合とその貸家に係る借家権割合との相乗積を乗じて計算した価額を控除した価額によって評価するのが相当であるとの考え方によるものである。」

５－２－２　制度の評価

（１）普通借地権と定期借地権

表 13 から両制度を評価すると、普通借地権は慣行による 30%～90%の一律設定となっており、定期借地権は不動産鑑定理論に基づいて個別に計算することになっており、定期借地権の方が、個別事情を反映できるので、評価方法として合理的である。定期借地権を個別に評価することについて、谷口（2013）逐条解説 p207 とは定期借地権は「その種類と設定期間との組み合わせにより多種多様な借地契約の設定が想定され、借地契約の内容も、地代額の設定から権利金や保証金の支払いの有無（多寡）にいたるまで、極めて個別性が強い。」というが、慣行として成立してきた普通借地権こそ、地主と借地人の数だけ契約のパターンがありえ、地代も、「借り得」の度合いも様々である。むしろ定期借地権の方が契約類型も、一般定期借地権、建物譲渡特約付き借地権、事業用定期借地権と契約類型もそれによる年数のパターンも類型化している。そこで本提言では、普通借地権も不動産鑑定評価理論に倣って、個別評価する方法を提案したい。

現在、路線価図に記されている一律評価の普通借地権を不動産鑑定理論により個別評価するとなると、すべての普通借地権の評価に不動産鑑定士の評価書が必要になるのではないかとの懸念がある。しかし、基本通達 27-3 で定期借地権の評価の際に「借り得」部分である経済的利益を計算するのに予定しているのは、以下の①～③であり、この程度の計算であれば不動産鑑定士に頼らなくても計算可能であり、課税当局でもチェックできる（現に定期借地権のチェックはこの方法に則り行われている）。

① 権利金、協力金、礼金のように返金を要しない前払い地代
② 保証金、敷金、のように返金を要するが、無利息、低利利息部分が前払い地代に当たる利息分額

③　地代が低額で設定されたことに伴う差額地代（贈与と認められる差額地代）

谷口（2013）逐条解説 pp.216 では③の差額地代について、定期借地権の場合は「第三者間の正常な取引条件でなされる借地権設定の場合には、通常、起こりえない」としている。しかし、普通借地権取引の場合には、継続地代の発生により正常地代との差額の差額地代が発生しえる。不動産鑑定理論によりこの差額地代を算出するには、厳密には不動産鑑定士に頼らざるを得ない。しかし、財産評価における借り得部分の査定で想定しているのは、権利金、保証金、差額地代の計算であるので、差額地代は継続地代と正常地代の差額なので、この計算に絞れば、鑑定士に頼らずとも可能と考える。また流動性部分の 20%の減価も適用されるので、どうしても相続財産を 20%以上減価してもらいたいときのみ、不動産鑑定士に依頼するという方法も残しておくことを提案する。

定期借地権が導入されてから、25 年が経過している。25 年前の 1992 年以上前に締結された普通借地権取引は不動産鑑定の方法で差額地代を評価するしかないが、1992 年 8 月以降に締結された普通借地権取引は相続税の財産評価に関する限り定期借地権取引とみなして、差額地代の発生は認めないと解釈する。新しい制度が導入されたにもかかわらず、普通借地契約を結んだ地主は、自己に有利な新制度をあえて利用せず、古い制度により借地人に高い立ち退き料を認めてしまっている者である。現行の相続税の評価ではその契約が普通借地契約であれば、無条件に 30%～90%の減価を認めているが、それは自らの財産を毀損した者にまで、減価の特典を認めることになり、他の納税者の利益を損ねている。

流動性部分の評価については、現行制度は借り得部分と流動性部分に分けて評価をしている。借地人がいることにより、土地の利用や処分が制約を受けるのは確かで、流動性部分減価するのは合理性がある。普通借地権の流動性部分が 20%で、定期借地権部分が 20%から 5%の評価でよいかという問題はあるが、相続税の財産評価に関する限り、流動性部分はあくまでも借り得部分の下限としての役割であり、借地権として借り得部分にプラスアルファーされるわけではないので、借り得部分の減価がゼロとなった場合もしくは極めて僅少な割合であった場合の補完として、現行制度での割合による減価を認めてもよいのではないかと考える。

まとめると以下の考え方となる

① 普通借地権も定期借地権も不動産鑑定評価理論に基づいた評価とする。

② 相続税財産評価上は 1992 年 8 月以降締結の普通借地権を定期借地権とみなす。

③ 流動性部分として現行の普通借地権 20%、定期借地権 20%から 5%の下限という制度を残す。

（2）貸家建付け地の二重減価問題及び普通借家権と定期借家権

本論文では、不動産鑑定理論に則り、家賃は家屋だけでなく敷地の効用について払われるものであるとの立場から、貸家建付け地問題は借家権の中で扱う。

まず貸家建付け地の減価の制度について評価すると、貸家建付け地の二重減価について、貸家建付け地とは貸家とその下の敷地が一人の地主の所有であるときの状態である。貸家から借家権を減価し、貸家建付け地から借地権割合 × 借家権割合を減価するのは、明らかに二重減価になっている。

谷口（2013）逐条解説 pp.198-199 によれば「実際に貸主が、借家人の有する 支配権を消滅させるためには、いわゆる立退料の支払いを要する場合もあり、また、その支配権が付着したままの状態でその土地を譲渡するとした場合にはその支配権が付着していないとした場合における価額より低い価額でしか譲渡できない」場合も確かにある。しかしそれは借家権の流動性の問題であって、借家人がいなくなれば、敷地も同時に処分しやすくなる。したがって借家権の流動性部分の減価で足りると整理できる。

次に借家権の制度について評価する。借家権についてまずいえることは、新制度が導入されたのに、それに対応せず、普通借家権も定期借家権も同じ 30%一律減価している問題点である。論理的には定期借家権の評価制度を導入するべきである。

借家権についても、新制度導入後の旧制度契約締結者は相続財産の毀損については自己責任原則に則り減価しないとの立場に立てば、財産評価上は 2000 年 3 月の新制度導入後の普通借家権契約を定期借家権とみなすことが課税上の納税者の公平に資する。さらに不動産鑑定理論の立場に立てば、定期借家権には借り得部分は無いことになるので、借り得による減価は認められない。

ここで、2000 年以前に締結された普通借家権をどう評価するかの問題と定期借家権はまったく減価しなくてよいかという問題が残る。不動産鑑定理論に基づけば、正常家賃と継続家賃の差額を算定しなくてはいけないが、個別物件ごと、個別の大家―借家人の関係を誰がどうやって算定するのかという問題がある。相続のたびに鑑定書を取得するのは非効率的である。そこで、不動産鑑定理論に立ち、普通借家についても定期借家についても借り得部分と流動性部分に分けて考える考え方を提案したい。そして、2000 年以前の定期借家権による借り得部分の評価をどうするかという問題と、定期借家権をまったく減額しなくてよいかという問題に関しては、定期借家権取引には公正証書等による書面での契約締結義務、定期借家契約である旨の書面の事前交付義務、契約終了の 1 年前から半年前の告知義務等煩雑な規定が設けられていることがあり、流動性部分の減価を行うという考え方を提案したい。次に、流動性による減価の幅であるが、普通借家については継続家賃と正常家賃の差額が発生しているという問題があり、家賃の価格水準によってもその差額が変わってくるという議論もある。しかし、それを個別に、正確に把握しようとすれば、不動産鑑定の手続きが必要でコストもかかり煩雑になるので現実的ではない。そこで定期借地権と同様に残存年数に応じて原価を認めるという考え方を提案したい。すなわち 5 年以下

5%、5－10 年 10%、10－15 年 15%、15 年以上（期限の定めの無い借家権を含む）には 20%の減価を認めるという考え方となる。この場合、定期借家権の契約期間は 5 年以下の短期のものが多いので、減価幅は 5%となることが想定できる。短期の借家権には不動産鑑定理論に基づけば本来継続家賃は発生しないので、短期の流動性の手当てとしては 5%程度が妥当と評価できる。営業用の定期借家権には、10 年以上のものもありえるが、そこには年数に応じた利用上の制約と処分上の制限が付着するので、年数に応じた定期借地権と同様の 5%から 20%の減価を認めてもよいと考える。

以上のことを表－13 の枠組みに沿って借家権について整理すると、表－14 の整理となる。

表－ 14 借家権に関する提言内容

	普通借家権	定期借家権
基礎となる理論	不動産鑑定理論	不動産鑑定理論
借り得部分（2000 年 3 月以降の契約）	相続税財産評価上は定期借家権とみなして借り得部分は原則評価しない。	不動産鑑定理論に則り減価は認めない。
借り得部分（2000 年 3 月以前の契約）	借り得部分の評価に係わる煩雑さを避けるために、下記の減価率での減価を認める。	2000 年 3 月以前の定期借地権契約は存在しない。
流動性部分	普通借家権　定期借家権とも残存年数に応じて下記の減価を認める。期限の定めの無い普通借家権は 20%の減価を認める。 5 年以下 5%、5－10 年 10%、10－15 年 15%、15 年以上 20%	

５－２－３　政策提言

提言１－１　借地権に関するもの

普通借地権減価：現行、地域ごとに割り振られた 30%から 90%の借地権割合で一律に減価されているのを改めて、不動産鑑定理論に則った以下の方式とする。

- 普通借地権も定期借地権も不動産鑑定評価理論に基づいた評価とする。
- 相続税財産評価上は 1992 年 8 月以降締結の普通借地権を定期借地権とみなす。
- 流動性部分として現行の普通借地権 20%、定期借地権 20%から 5%の下限という制度を残す。

提言１－１の理由

１．現行 30%～90%に設定されている借地権割合は、定期借地権設定時に借地権者に帰属する経済的利益（＝借り得部分）が正しく反映されているとは言えず、現行の定期借地権価格算定に用いられている下記式の右辺第一項の方が個別取引の実態を正しく反映できる。

$$\text{定期借地権割合} = \frac{\text{定期借地権設定時に借地権者に帰属する経済的利益の総額}}{\text{上記設定時のその宅地の通常の取引価額}} \times \frac{\text{課税時期の定期借地権等の残存期間に基づく福利年金現価率}}{\text{上記の設定期間年数に応ずる基準年利率に基づく福利年金現価率}}$$

２．上式で「定期借地権設定時に借地人に帰属する経済的利益の総額」に計上される権利金でも、前払い地代でも、保証金の無利息部分でも、相続税法上、地主の資産の増加であり、土地の評価額で減価される金額は同額の資産の減少であり、資産額としては原則増減ゼロなので、相続税節税のインセンティブとはならない。

３．1992 年以降定期借地権制度が施行されたのにその制度を利用せず、財産を毀損させたものの相続財産の評価を減価する必要はないから。

提言１－２　借家権に関するもの（貸家建付け地を含む）

貸家と貸家建付け地は一体のものとすることが大前提であるので、（借家権を貸家価額＋建てや貸付地価額）から減価すれば、貸家建付け地の減価も終了する。これにより借家権の減価を行い、貸家建付け地の減価を行うという二重減価はなくなる。

借家権の減価は現行 30%の減価を認めているものを以下のとおりとする。

- 借家権割合の算定は普通借家権の場合も、定期借家権の場合も借り得部分は算定せずに流動性部分で減価するものとする。
- 流動性にあたる部分には以下の減価を認める。
  5 年以下 5%、5－10 年 10%、10－15 年 15%、15 年以上 20%
- 2000 年 3 月 1 日以降の普通借家権契約も定期借家権契約とみなす。

提言１－２の理由

１．借家権にも定期借家権の考え方を導入するが、定期借家権を不動産鑑定理論で評価する場合、借り得部分の減価は発生しないので、借り得部分の減価はゼロでよい。
２．定期借家権には公正証書等による書面での契約締結義務、定期借家契約である旨の書面の事前交付義務、契約終了の１年前から半年前の告知義務等煩雑な規定が設けられていることがあり、流動性部分の減価を行うことには合理性がある。
３．定期借地権と同様に残存年数に応じて原価を認めるという考え方であれば居住用の短期の定期借地権には 5%の減価しか認められず、減価幅としては合理的と判断できる。
４．営業用等ある程度長期間の定期借家権、無期限の定期借家権には賃貸人にとって利用上の制約と処分上の制限が付着するので、年数に応じて定期借地権と同様の 5%から 20%の減価を認めるのが妥当である。
５．2000 年以降定期借家権制度が施行されたのにその制度を利用せず、財産を毀損させたものの相続財産評価額を減価する必要はない。

５－３　政策提言２　土地の 80%評価問題

５－３－１　土地に関する財産評価制度の沿革

我が国の相続税の評価方法では、1906 年（明治 38 年）に制定された旧相続税法第 4 条①は「相続財産ノ価額ハ相続開始ノ時価ニ依ル」とし、時価主義を表明した。法律と評価の体系はこのときから今日に至るまで基本的には変わらない。

橋本（2013）pp.879-pp.882 によれば、戦前から戦後にかけての動きは以下のように要約できる。1906 年から 1946 年までは、土地建物については、あらかじめ毎年初に時価標準率を作成しておき、課税事案発生の都度、この時価標準率、売買実例を基とし、精通者の意見を徴して個別に評価していた。　1946 年の財産税法、1950 年のシャウプ勧告による富裕税においては、土地、建物の評価は、「賃貸価格に、その地域ごとに定める評価倍率を乗じて評価する」こととされていた。1955 年に至り、区画整理の施行、経済事情の変化により、賃貸価格を基として評価することが不適当となった地域について路線価方式が順次取り入れられ、1961 年にその他の地域には固定資産税評価額を元にした倍率方式が導入された。

５－３－２　路線価方式の根拠

「基本通達 11」によれば「宅地の評価は、原則として、次に掲げる区分に従い、それぞれ次に掲げる方式によって行う。

（1）　市街地的形態を形成する地域にある宅地　路線価方式

（2）　（1）以外の宅地　倍率方式によるとされている。

橋本（2013）によれば、「土地についての「時価」の評価を路線価という統一基準にすることについて当局側は土地の評価方法である路線価方式及び倍率方式は、国税庁の内部的な取り扱いを統一するとともに、これを公開して申告納税の便に供するためのものである」と説明されている。ということは、路線価方式は国税調の内部の規定であり、唯一絶対の基準ではないということを意味している。

５－３－３　80%の根拠

1955 年に路線価方式が取り入れられた当初から、路線価と取引価額の間には開きがあった。その乖離を 40 年近く公示価格の 7 割程度まで引き上げる努力がなされた後、1992 年に 80%への転換となった。[31]

[31]この当時の事情を物語るエピソードとして 1988 年に国税庁資産評価企画官であった品川芳則氏の対談を引用する。「特に、昭和 40 年代後半の列島改造ブームの時の土地の値上がりとか、あるいは昭和 60 年代のバブルで土地が急騰した時とか、土地が極端に値上がりする場合には、1 年間に 2 倍も 3 倍も上がるというようなこともあるわけで、1 年ごとの評価で、しかも 実質的には 1 年半近く前の取引価額を想定して路線価を定めても、それを適用する時には 1 割とか、2 割とかという極端な場合もあるわけです。当時、特に、地価上昇の激しい所ほど取引価格と路線価の乖離が大きかったわけです。そこで、何年間かにわたって、路線価が急激な上昇にならないように、しかし、できるだけ適正化を進める ということで、まず、この 7 掛評価を実現できるように、当時、評価を段階的に引き上げるという作業が行われ、ほぼ 7 掛けが達成した段階で 8 掛けに移行するという手続きが取られたわけです。」徹底討論　相続税財産評価の論点　品川芳宣、緑川正博『ぎょうせい』p56

次に、路線価が公示地価の 80%レベルに引き上げられた経緯であるが、1990 年 10 月税制調査会の答申において土地税制改革の一環として、相続税に関し「土地の相続税評価については、現在、地価公示価格水準の 70%（評価割合）を目途として行われているが、こうしたことが結果として金融資産等他の資産に比べ土地の有利性を高め、かえって相続税課税上の歪みや節税を目的とする不要不急の土地需要を招来させている。この問題に応えるためには、土地の評価割合をある程度引き上げていく必要がある。」との指摘がなされた。

これに対して、国税庁は、土地の相続税評価に関し、地価公示価格を基準として評価するとの考え方に立って、平成 4 年分の評価から、㋑評価時点をこれまでの前年 7 月 1 日から地価公示価格の評価時点である当年 1 月 1 日に変更するとともに、㋺評価割合を地価公示価格水準の 80%程度に引き上げることとした。

この修正は、相続税については実質の増税となるが、国税庁は 1992 年の税制改正で、相続税を減税し実質増税との調整を図った。

公示地価と路線価の間には 1992 年までは 30%、1992 年以降は 20%の差がもうけられていた。この差がもうけられていた理由について 1990 年税制調査会の答申では「相続税納付のために仮に売り急いだとしても売買価格が相続税評価額を下回ることのないよう、地価公示水準の 70%を目途として行われている。」と説明されている。すなわち、納税者の売り急ぎに対する配慮とされている。

路線価方式導入の目的については国税庁（1992）事務連絡では「土地の評価については，納税者の便宜及び課税の公平の視点から、なるべく簡易かつ的確に土地の評価額を算定することができるよう，その基準となる路線価等の土地評価基準を予め定めているところであり，実務的にも，路線価等に基づいて申告等が行われている 。」と説明されている。まとめると、路線価の目的は①納税者の便宜のため、②課税の公平のため、③簡易且つ的確な土地評価の方法と説明されているのである。

また、80%の持つ意味については、大蔵財務協会編（1992）『改正税制のすべて 1992 版』において「この評価額の引き上げは、土地の資産としての有利性を縮減する効果を狙いとしたものであるが、一方、土地の評価には相当の幅があること、路線価等の土地評価基準は相続税の課税に当たって 1 年間適用されるため、その 1 年間の地価の変動にも耐え得るものであることが必要である」と述べている。つまり、20%のアローアンスをみておけば、地価が急激に下落しても路線価を割り込むことはなかろうとの配慮から 20%の枠が残されたのである。

しかし、1992 年当時は地価下落のピークであり、年率 10%を超える下落に見舞われた地域も多く、地価が路線価を割り込む地域も出てきたので、その不満は国税庁に殺到した。これに対し国税庁（1992）事務連絡で国税局、税務署に対し、路線価による申告でなくても受け付けること、路線価が時価を上回ったことが事後的に判明した場合には更正の請求に応じるよう指示している。しかし同時にその対応は 20%のアローアンスの範囲内の場合は認

めないとも言っている。[32]

現在この制度についての運用方法を課税当局に問い合わせたところ、「路線価方式は土地評価の一方法であり、路線価方式によらない申告だからといって受け付けないということはない。また、路線価によらない申告が 80%を下回るから認められ、80%以上だから認められないという基準があるわけではない。路線価によらない評価をしてこられた場合には個別にチェックすることになる」との回答を得た。

５－３－４　制度の評価

課税当局の 20%の差は売り急ぎによる売買価格が相続税評価額を下回ることがないよう配慮したものであるという説明は流動性に配慮したものと評価でき、合理性がある。

また、路線価が唯一の評価基準ではなく、路線価によらない申告も、更正の申告も実態に即してチェックして、客観的に形成された価格であれば更正の申請を認めることはありえるとしているのは合理的な運用方法と思われる。

当局は、現在も路線価によらない申告でも受け付け、その価格の形成について客観性があれば認めるとしている。そうであれば、20%のアローアンスを設ける必要はなく、100%近辺で評価して、評価額への不満は個別の更正請求の際に判断しても現行制度の運用方法と変わるところは無い。

しかし、アローアンスが小さすぎると、少しでも地価が下がると更正の請求が頻発することが予想される。それを受け付けた課税当局としては専門家の意見を聞きながら、更正の請求が正しいかどうか判断してこれに応えなくてはならなくなる。莫大な行政コストになるおそれもある。納税者側としては今まで、80%で評価していたものを 100%近辺で評価されれば、アローアンスゼロと判断し、更正の請求に走りがちである。どこまで地価が落ちたときに自分の更正が認められるかのレベルが示されれば、更正請求の目安とできる。また、課税当局の側でも、地価下落がこれ以下のレベルにならないと更正の請求は受け付けないというレベルを作っておけば、地価下落の幅が一定以下のものは足切りすることができるようになり、すべての更正請求を受け付けて判断しなくてはいけないという事務から開放される。　問題はアローアンスをいくらにするかということであるが、橋本（2013）はアローアンスが大きすぎると、1 年で極端に公示価格が下がった場合、12 月

[32] 20%のアローアンスについて国税庁（1992）事務連絡で「イ　路線価等に基づく評価額が、その土地の課税時期の「時価」を上回ることについて、申告や更正の請求に関する相談などが合った場合には、その申し出に耳を傾けるなど、路線価に基づく評価額の申告等でなければ受け付けないなどというこのないように対応する。
ロ　申告期において、路線価に基づく評価額がその土地の課税時期における「時価」を上回ることが分からず、路線価等に基づく評価額により申告を行い、事後にそのような事実が判明した場合には、更正の請求の対象となりえるものとして取り扱う。
ハ、路線価に基づく評価額がその土地の課税時期の時価を上回った場合でも時価が路線価を決定する際の評価割合のアローアンス 1991 年分 30%、1992 年分 20%の範囲内の場合にはその時価が路線価を決定した際の中値を下回っていても、なお路線価を下回るものはない場合には、その路線価の評価額に基づく評価額によるものであること」と述べ、「ハ」において下落率が 20%（1919 年分は 30%）以内の時は路線価で評価するよう指示している。

31 日と 1 月 1 日で土地の評価額が、20%も違う事態も起こりえるという問題点を指摘した上で、次のように提案している。「修正を行うための下落率は、現在の取扱いのような 20% を超えることは要しないことになる。 しかし、わずかの下落率でもすべて時点修正を行うとすれば、実務的に煩雑に耐えないこととなって実行不可能になる。 したがって、下落率が一定率、例えば 5 % 未満の場合には時点修正を行わない旨を何らかの形で明文化する必要があろう。」橋本（2013）pp.971

路線価の目安を何にするかという問題もある。公示地価を目安にする限り、公示地価自身取引実勢価格と比べると少し低めに隠れたアローアンスがあるといわれている。路線価を公示地価のベースとしたパーセンテージで示すことで、少しアローアンスに余裕を持たせることができるともいえる。しかし、公示価格 100%とすると、どうしても更正請求は増大することは免れない。

80%というレベルが不要不急の土地需要を招き賃貸住宅市場を歪めている実体があり、100%にすると更正請求の頻発を招くことと、5%程度が実務的に耐えられるアローアンスとする橋本（2013）の提案に依拠すると、公示価格の 95%というのが現実的なレベルと考えられる。また、これも橋本（2013）の提案でもあるが、95%に設定しているので、5%の下落では時点修正は行わない＝更正請求は受け付けない旨通達に明文化すべきである。明文を持って納税者に更正請求の受付ける足切りラインを示すことで、アローアンスが狭まったことによる更正請求の増加を抑えることができると考える。

５－３－５　政策提言

- 現行、路線価の公示地価に対するレベルが 80%に設定されているのを 95%に改める。
- 次のことを財産評価通達に明文化する。
  「路線価は公示地価の 95%レベルに設定していること。したがって原則として地価が公示地価を 5%以上下落しなければ更正の請求は受け付けないこと。」
- 売り急いだ相続人が、公示地価の 95%以下の価格でしか相続した土地を売却できなかった場合は更正の請求を受け付ける。
- 相続開始時点から相続税の申告までの 10 ヶ月間に地価が公示地価の 95%以下に下落した場合には更正の請求を受け付ける。
- 受け付けた更正請求は請求の内容が、真正売買であるか、客観的な価格形成であるかを課税当局で判断し、妥当な更正請求と認められる場合に限り、更正を認める。

提言の理由

1. 現在の公示価格 80%という評価レベルは地価下落時のアローアンスとしては過大で、そのことがもたらす、不要不急の貸家建設の増加という賃貸市場にもたらすゆがみと比較すると縮小した方がよい。
2. 金融資産との流動性の比較で 5%が正しいかどうかの議論は確かにあるが、金融資産との流動性の違いを論理的に価格に反映させるのは困難で、相続税対策のインセンティブと無用な行政コストの増大を防ぐことの比較考量から、10%では節税インパクトとなり得ること、100%では行政コストの増大を招くこと及び橋本提案を比較考量し、95%を推薦する。

土地の評価レベルを 80%から 95%へ引き上げることには相当の批判も予想されるが、予想される批判に対しては以下のとおり対応したい。

1. 相続税の実質増税になるという批判について

   税務当局は、1992 年に土地の評価レベルを 70%から 80%に引き上げた際に、同様の批判を抑えるために減税で対処した。2013 年には増税がアナウンスされており、その理由は、地価の鎮静化、高齢者層の担税力の強化、所得税率の累進性の補完である。土地の評価変更による実質増税により、上記の目的は更に達成できる。これ以上の増税は必要ないというのであれば、1992 年のときのように減税を平行させて行うことで、実質の相続税負担を減らしながら、土地へのゆがんだ需要を抑える方法も選択枝の一つである。
2. 実質的な路線価の修正を、5%程度で認めると更正の請求が頻発し、行政コストが増大するとの批判について

   税務当局は地価が暴落した 1992 年には納税者の更正申請には真摯に対応する旨の事務連絡を出している。しかしそのときも 20%以上の地価下落の更正申請しか受け付けない対応であった。現在では、路線価によらない更正の申請も受け付けており、客観的な価格形成かどうかを判断している。現在の運用は下落率 20%以下でも更正の請求を受付ける体勢となっており、アローアンス幅による制限は特に設けていないので、アローアンス幅を変えても更正の請求の受け付け対応に変わりは無いはずである。

   更正の請求を受け付ける判断基準を公示地価の 5%と明確に示すことで、現在すべて受け付けている更正の申請を受け付けないレベルを示すことになるので、更正の請求件数への一定の歯止めとなると考える。

６．まとめ

６－１　本論文の意義

今までにも、相続税対策の一環として貸家が建設されることは言われてきた。また資本コストの概念を使って、各種税制の変化が貸家建設に影響を与えることが実証されてきた。

消費税や、持家投資資金に対する利子優遇制度、貸家の割増償却制度は供給側の資本コストに組み入れられる。しかし、相続税の節税メリットは、貸家投資のコストとは関係なく、投資家の他の資産額に（それもその投資家の死後に）課税されるので、貸家の資本コストには正確には直入できない。

本研究の最大の意義は、資本コストから離れ、地価と相続税制が変動したときに相続税負担割合と地価変動に直面した資産家がどのような資産選択をするかという枠組みの中で、仮説を考案し、都道府県ごとにバブル期までさかのぼって推計し、相続税負担割合が貸家着工に有意に働くことを実証したことである。

シミュレーションからは、2014 年からの 5 年間で相続税増税の影響で 17 万 5 千戸の賃貸住宅が増加する計算となる。2016 年の貸家着工は 8 年ぶりに 40 万戸の大台に乗せたが、一方では、相続税増税やマイナス金利による供給過剰から「賃貸バブル」を懸念する声も伝えられている。その内、どれだけが相続税対策による不要不急の貸家着工なのか、本研究は 17 万 5 千戸という実証分析に裏打ちされた数字を示したのである。

６－２　今後の課題

本論文では、相続税対策がもたらす不要不急の貸家建設が、中古賃貸市場での空室率の増加にもつながることも実証したかったが適わなかった。空室率は需給で決まる内生変数であり、貸家着工も需給で決まる内生変数である。内生変数で内生変数を説明する実証分析は難しく、なかなか有意な結果が得られなかった。空室率の究明には貸家ストックから紐解かねばならないが、貸家ストックと相続税制の変化による相続税負担割合を結びつけるのは難しい。相続税対策が空室率に与える影響については今後の課題としたい。

謝辞

本稿の執筆に当たっては、プログラムディレクターで主査の福井秀夫教授、副査の沓澤隆司教授、副査の植松丘客員教授、副査の森岡拓郎専任講師をはじめとする教員の皆様から貴重なご意見をいただきました。また、この 1 年間をともに過ごし、切磋琢磨した同期の皆様からは多くの励ましをいただきました。ここに感謝の意を表します。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、すべて筆者に帰します。また、本稿における考察や提言は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

岩田一政（1987）「持ち家貸家選択に与える税制・借家法の効果」岩田規久男、八田達夫編『住宅の経済学』第 7 章 pp.221－260

石川達哉（2001）「税制の変遷と持家及び貸家の資本コストの長期的推移」『住宅土地経済』2001 年秋季号 pp.28-42

大蔵財務協会編（1992）「改正税制のすべて（平成 4 年版）」

倉橋透（1998a）「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの定式化」日本不動産学会誌 第 12 巻第 3 号、1998.3 pp.82-89

倉橋透（1998b）「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの計測」日本不動産学会誌 第 12 巻第 4 号、1998.6 pp.51-62

倉橋透（2007）「首都圏における相続税対策の貸家着工戸数への影響」東京：建設物価調査会、 pp.3-12

国税庁（1992）事務連絡「路線価等に基づく評価額が『時価』を上回った場合の対応等について」

国土交通省（2014）「不動産鑑定評価基準」

財務省（2013）「相続税法の改正」『平成 25 年度税制改正の解説』pp.564

品川芳宣、緑川正博（2005）「徹底討論　相続税財産評価の論点　」

税制調査会（1988）「税制についての中間答申」

税制調査会（1990）「土地税制のあり方についての基本答申」

税制調査会（1992）「平成 4 年度の税制改正に関する答申」

税制調査会（1994）「平成 6 年度の税制改正に関する答申」

税制調査会（1992）「平成 15 年度における税制改革についての答申－あるべき税制の構築に向けて－」

税制調査会（2003）「税制改革についての答申」

税制調査会（2015）「経済社会の構造変化を踏まえた税制のあり方に関する論点整理」

総務省（2014）「固定資産税関係資料」

谷口裕之編（2013）『財産評価基本通達逐条解説（平成 25 年版）』大蔵財務協会

橋本守次（2011）『ゼミナール相続税法』新訂版

松原望、縄田和満、中井検裕（1991）「統計学入門」東京大学教養学部統計学教室編

山崎福寿（1997）「借地借家法の経済分析」岩田規久男、八田達夫編『住宅の経済学』第 4 章 pp.117-144

山崎福寿、浅田義久、井出多加子、篠原二三夫、石川達哉（2003）「社会構造や資本コスト等の変化が市場に及ぼす影響について」『住宅税制のあり方に関する調査研究：報告書』住宅生産団他連合会　pp.87-162

医療費助成制度の助成制限、救急電話相談等が
小児二次救急医療機関のコンビニ受診に与える影響について

＜要旨＞

コンビニ受診とは、一般的に外来診療を行っていない休日や夜間に軽症であるにも係らずその患者の保護者が自己都合などで受診する行為を指す。このコンビニ受診者が、入院治療を必要とする重症者への処置の目的として整備した二次救急医療機関に多数押し寄せることで、重症者への処置の遅れや、医師の疲労を引き起こすなどの要因となり問題視されている。一方で、小児医療費助成制度は各市区町村で年齢制限の拡大等、住民が医療サービスを受けやすい状況を作り出し、この制度の拡充もコンビニ受診助長の一因とも言われている。

そこで、本稿では、医療費助成制度において、所得制限や自己負担金など助成制限の設定有無による自治体間の効果の違いや、平成 22 年度より全ての都道府県で実施された小児救急電話相談事業の効果について、パネルデータによる変量効果モデルで分析した。

分析結果により、所得制限や自己負担金など助成制度の設定により軽症者率を軽減することが分かった。また、市の電話相談実施や、県の電話相談の充実度によっても軽症者率を軽減する効果があることが分かった。これらをふまえ、医療費助成制度の助成制限の実施と、市の電話相談の実施および県の電話相談の充実を提言した。

2017 年(平成 29 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16706　鴨志田　将

目次

1. はじめに 285
2. 制度の概要 286
2.1 救急医療の体制および変遷について 286
2.2 コンビニ受診の問題点および対策の必要性について 288
2.3 小児救急電話相談事業について 289
2.4 救急時の電話相談の意義についての一考察 291
2.5 小児医療費助成制度の変遷および助成の方法・制限 293
3. 理論分析 298
3.1 医療費助成とモラルハザードの関係 298
3.2 ミクロ経済学からみた二次救急医療 298
4. 仮説 298
5. データの説明 299
5.1 データの収集方法 299
5.2 変数 301
5.2.1 患者数の算出方法について 301
5.2.2 説明変数 302
6. 電話相談、助成制限による軽症者抑制効果の分析 303
6.1 推定式 303
6.2 推定結果及び考察 305
6.3 制度導入による自治体の救急医療費削減効果 308
7. 助成制限と電話相談充実度を同時に実施した場合の軽症者抑制効果の分析 310
7.1 推定式 310
7.2 推定結果と考察 311
8. 居住地域から救急医療機関までの距離およびその差分が軽症度合に与える影響の分析 312
8.1 推定式 312
8.2 推定結果と考察 314
9. まとめ 315
9.1 政策提言 315
9.2 今後の課題 316
謝辞 317
参考文献 317
補論 318

附録：市区町村へＥメール等で依頼した質問票内容‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥320
都道府県へＥメール等で依頼した質問票内容‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥‥322

1. はじめに

コンビニ受診とは、一般的に外来診療を行っていない休日や夜間に、緊急性のない軽症者がその保護者の自己都合などを理由とし、病院の救急外来を受診する行為を指す。こうしたコンビニ受診者が、休日・夜間において入院治療の必要な重症者の処置のために整備された二次救急医療機関に多数押し寄せた場合、重症者への処置の遅れや医師の疲労を引き起こす要因となり、問題視されている。

救急医療機関への軽症者の殺到による救急医療への支障に加え、ここ数年、対象年齢の拡大など子育てコストの軽減策の一つとして拡充されている小児医療費助成制度（以下「医療費助成制度」）は、経済学の観点からは価格の引き下げによる需要増加すなわち受診増加を誘発し、小児救急医療における問題点を増幅する恐れもあると考えられるが、そうした可能性の検証もされぬまま、また、子育て支援策としての有効性も確認されぬまま制度の拡充だけが先行している[1]。特に、各自治体において年齢制限の拡大は活発であり、一部の自治体では所得制限、自己負担金が撤廃されるなど医療費助成制度の拡充は続いている。しかし一方で、年齢制限が就学時までの自治体や、所得制限や自己負担金など助成制限を設けている自治体もあり、都道府県レベルで見ると制度の違いは顕著である。

軽症者の時間外受診の増加、小児科医師の不足、救急告示病院の患者受け入れ拒否がしばしば新聞やテレビで報じられ、さらに、核家族化や夫婦共働きの増加により、若い母親（保護者）が育児について身近に相談できず、診療時間外に小児を医療機関に連れてくるケースが少なくない[2]。そのような背景の中、軽症者が夜間等に病院に集中するのを回避するとともに、子どもの容態急変に対して、夜間等に医師や看護師と相談することができる「小児救急電話相談窓口（#8000）（以下、「電話相談」）」の設置を 2004（平成 16）年度から国の補助事業として都道府県が開始し、2010（平成 22）年度には全都道府県に急速に普及した。

先行研究を以下に示す。各都道府県のパネルデータを用いて医療費助成制度の影響を分析した研究として、病院及び診療所における 0 歳から 4 歳の受療率への影響を定量分析した多田（2005）、制度の内容の違いが医療費に与える影響を定量分析した岩本（2010）、医療費助成制度の拡大が受診行動及び健康状態に与える影響を定量分析した田中 （2013）がある。また、国民生活基礎調査個票を用いた研究としては、個票と都道府県の医療費助成から医療サービス消費と健康状態に与える影響を定量分析した別所（2012）、医療費助成の対象年齢をアンケート調査し、助成制度が子どもの健康指標を改善させているかを定量分析した高久（2015）などがある。電話相談事業については、電話相談の利用・救急搬送件数等の年度別推移の分析をした酒井（2010）や、電話相談内容から問題点をカテゴリー分類・分析した広野（2009）などがあげられる。これまでのところ、市区町村によって制度に違いのある医療費助成制度が二次救急医療機関を受診する患者に与える影響について市区町村単位のデータで定量的に分析した事例はなく、また小児救急電話相談事業が与える効果につい

[1] 多田道之（2005）参照
[2] 酒井順哉、酒井俊彰（2010）参照

ても定量的に分析した研究はない。

そこで、本研究では、本来入院治療が必要な重症者の処置を目的とする二次救急医療現場において、医療費助成制度の年齢制限等拡充や各自治体間での助成制限の違いおよび電話相談による軽症者抑制効果について分析する。分析に際しては自治体への質問票回答結果により、3ヵ年度のパネルデータを作成し、市区町村単位での小児人口に占める軽症者および重症者の割合、救急患者に占める軽症者の割合への影響を変量効果モデルにより実証分析を行った。

なお、本稿の構成は次のとおりである。第2章で救急医療の体制および変遷、コンビニ受診の問題点および対策の必要性、小児救急電話相談事業、救急時の電話相談の意義についての一考察、小児医療費助成制度の変遷および助成の方法・制限について概観し、第3章ではミクロ経済学的観点からの理論分析を行い、それを踏まえ、第4章で仮説を提示する。第5章ではデータの説明を行い、第6～8章で本研究の実証分析を行う。第9章では本研究のまとめとして、実証分析の結果から、政策提言と今後の課題について言及する。

2. 制度の概要

2.1 救急医療の体制および変遷について

国、自治体は補助制度を確立し、医師会等に対し補助金交付あるいは委託金支出を行うことで救急医療体制を確保している。体制図を図1に示す。自治体は患者の症状の程度（軽症や重症など）によって患者自身が診療機関を区別し、段階的に受診するよう周知している。

まず、休日および夜間に発生した比較的軽症な急病患者は初期救急医療機関である「小児初期救急センター」において診察が行われる。市区町村に設置されている医療センター等の小規模な診療所において、主に医師会会員の医師が自身の診療が終わった後の夜間や休日に従事する。開設時間帯は休日日中、夜間19～22時頃までの準夜帯の運営が一般的である。

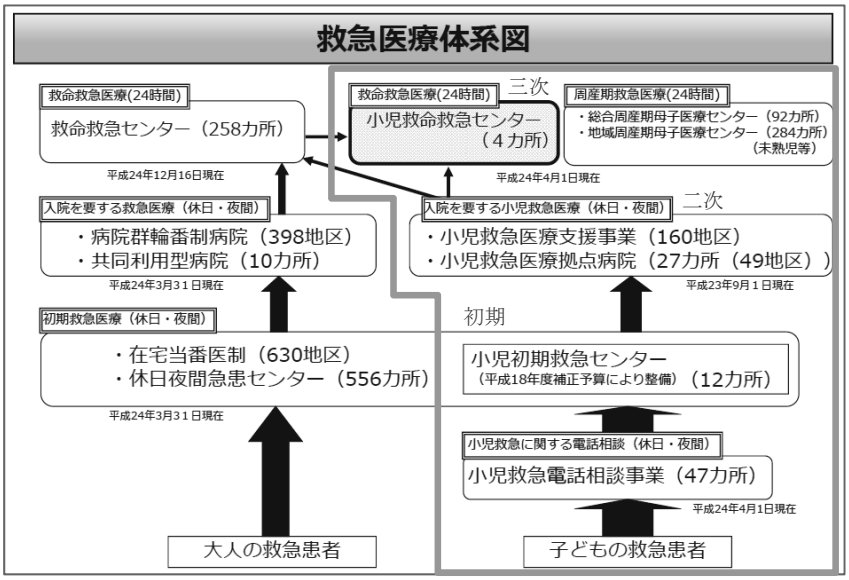


図1　救急医療体制図　厚生労働省「小児救急医療体制の現状」より筆者編集

重傷、重症者の場合は、二次救急医療機関で受診することになる。二次救急医療機関は、平日日中の医療機関の診療時間後から始まり、翌朝の平日日中診療が開始されるまでの間、体制が維持される。二次救急医療の設置場所は比較的規模の大きい医療機関であるが、人員は限られており、処置は必要最低限である。

二次救急医療機関でも対応が難しい場合には主に大学病院に設置されている救命救急センターで処置を行う仕組みとなっている。救命救急センターへは二次救急医療機関からの転送や、救急車による搬送がほとんどである。

わが国の救急医療体制は、1963（昭和 38）年の消防法改正で「事故や災害などによる傷病患者の搬送」を救急業務として救急隊に義務付けられた時に始まる。この義務付けを受け、厚生省は救急病院等を定める省令（昭和 39.2.20　厚生省省令第 8 号）において外傷患者に対応できる施設基準を定め、救急医療機関の告示制度を創設した。この制度が国として実施したわが国救急医療体制の始まりである。本制度は救急隊が外傷患者を搬送する受け入れ機関を特定し（救急告示医療機関）、交通事故や労災事故による傷病者の医療が適切にいつでも迅速に確保できる体制を目的としたもので、救急患者を受け入れる外科系を中心とした救急病院・救急診療所が都道府県知事から告示されることになった。

一方で、大都市中心の経済活動の活性化により都市部に人口が集中し、それに伴う若い世代の核家族化と高齢者の独居化が進行し、救急体制にもおおきな影響を与えるようになった。とくに休日や夜間における内科系、小児科系の疾患などが増加し、急病患者の救急搬送依頼が増加した。もともと外傷患者を中心に受け入れてきた救急告示病院のなかには内科・小児科系の患者対応が困難で、患者受け入れを拒否するなどの混乱も見られるようになった。これが当時「たらい回し」といわれて社会問題にまで発展し、内科系疾患の受け入れ体制や休日夜間の救急医療体制の充実強化が迫られた。

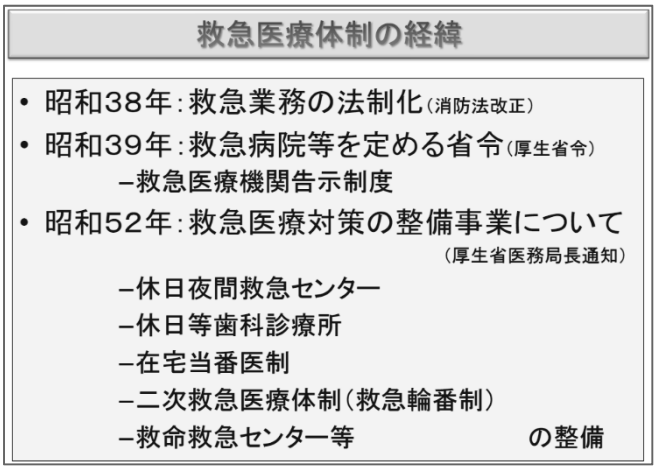


図 2　救急医療体制の経緯　厚生労働省「救急医療を取り巻く現状」

厚生省は救急医療を体系的に整備するため、1977（昭和 52）年に救急医療対策事業実施要綱（国庫補助制度の確立）を制定した。この国庫補助による制度は、救急医療情報センタ

ーと連携し、独立した機能別救急医療体制として、1977（昭和 52）年度から 5 カ年計画で体系的整備を開始し、全国的に救急医療体制の見直しを行った。すなわち機能別に救急医療機関を初期、二次、三次の三種類に分類し、救急医療を体系化した制度であった。これが今日の初期、二次、三次救急医療体制の始まりである。一方、従来からの救急病院・救急診療所告示制度もそのまま存続することとした[3]。

2.2　コンビニ受診の問題点および対策の必要性について

救急診療時間帯におけるコンビニ受診に焦点を絞った医師の疲弊問題を実証的に分析した松本悠貴ら（2015）によると、ある地域中核病院における報告では、時間外救急患者は毎年増え続け、2001（平成 13）年度の 5,781 人から 2008（平成 20）年度は 9,924 人にまで上り、このうち初期の救急患者（軽症者）は全体の 94.8%を占めたとされる。これまでにコンビニ受診が問題となり注目された事例としては、勤務していた救急医 7 人が辞職に追い込まれた病院の事例や、急患を対象としていた 24 時間診療を廃止した病院の事例などがあり、過重労働による疲労が地域からの医師の撤退を招いた。本研究における自治体への質問票調査の回答によると、2015 年度時点で、二次救急医療機関におよそ 9 割以上の軽症者が受診していることが分かる（図 3）。

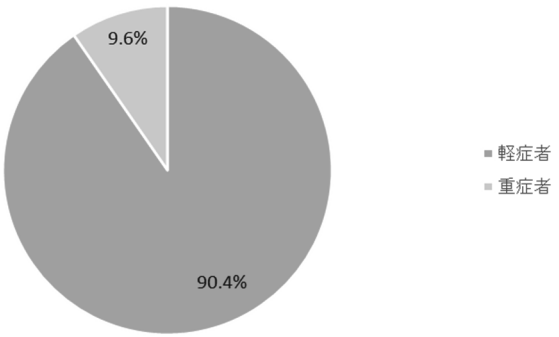


図 3　2015 年度二次救急医療機関における軽症者の割合(自治体質問票回答結果より)

また、松本悠貴ら(2015)の論文におけるアンケート調査結果によると、コンビニ受診で困っていると感じているかについては「非常に困っている」、「困っている」合わせて 61.9%（図 4 参照)、要因については「精神的な疲労がたまる」24%、「身体的な疲労がたまる」22%、「睡眠がとれない」20%と全体の 6 割以上が医師の疲労であり、「クレーマーや理不尽な要求をする患者」16%、「重症者への対応が遅れる」12%と続いている（図 5)。また、「コンビニ受診対策の実施についてどのように考えているか」という問に対して、全ての医師が「積極的に実施すべきである」、「不本意ではあるが実施すべきである」を選択している。

[3] 救急医療の変遷については丸茂裕和（2000）を参照した。

この実証分析結果では、コンビニ受診対策を行っていない病院では、医師がバーンアウト（情緒的消耗、脱人格化など）を起こしやすい可能性が示された。病院側は医師のバーンアウトを防止するためにコンビニ受診対策を行っていく必要性があり、地域医療を支える医師を守るために受診者および行政も含めた地域全体での取り組みが今後必要となってくることが考えられると述べている[4]。

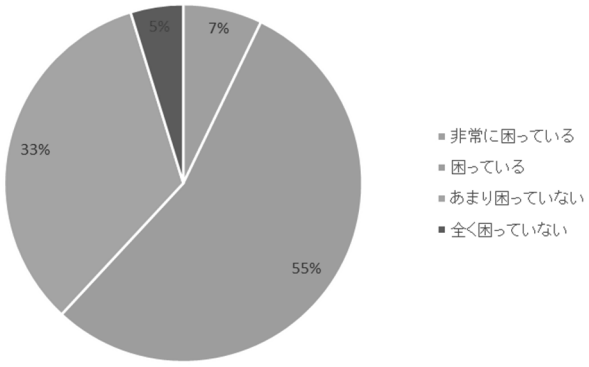


図 4　コンビニ受診で困っていると感じているか(松本悠貴ら(2015)の論文より筆者作成)

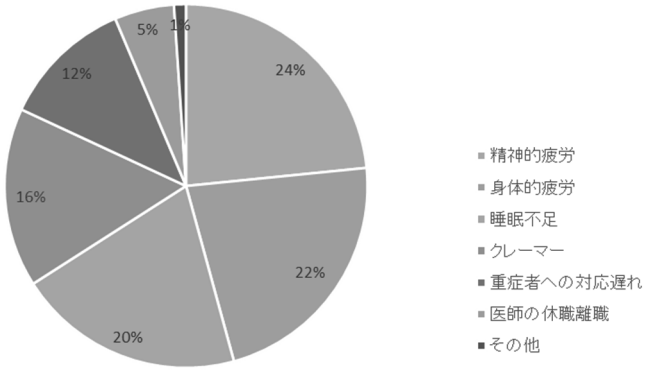


図 5　どんなことで困っているか(松本悠貴ら(2015)の論文より筆者作成)

2.3　小児救急電話相談事業について

軽症者の時間外受診の増加、小児科医師の不足、救急告示病院の受け入れ患者拒否などを背景に、休日・夜間の急な子どものケガや病気に対する家族の判断を電話相談によって支援すること等を目的に、国の補助事業として小児救急電話相談事業（#8000）が 2004（平成 16）年度より都道府県により実施されている。2010（平成 22）年から全都道府県で事業が展開されており、運営時間については準夜帯に行っている都道府県が約 36%、深夜帯が約 64%、休日日中に行っている都道府県は 32%である。なお、東京都は夜間 22 時まで、神奈川県が夜間 24 時までの運営である[5]。都道府県によっては深夜帯あるいは休日日中の電話

[4] コンビニ受診については松本悠貴ら（2015）を参照した。
[5] 平成 26 年 2 月「救急医療体制等のあり方関する検討会」参照

相談事業を行っていない自治体もあるため、市区町村はその時間帯の補完する目的と問合せ混雑解消等の目的で独自に電話相談事業を行っている自治体もある。

相談事業の体制については、原則として小児科医師（研修等により、小児科医師と同等の知識を有する小児科以外の医師も含む）が対応し、適切な助言及び指示を行う。また、地域の実情により小児科医師以外（看護師、保健師等）の者が電話相談に一次的に対応する場合においては、小児科医師による支援体制を確立のうえ実施し、診断に必要な情報が得られる時は、対応者に変わって小児科医師が相談者に対し適切に指示を行うなど、相談内容に応じて小児科医が直接対応出来る体制を確保するものとされている。相談事業の目的は救急医療にかかるかの保護者の判断のサポートに止まり、医師からの助言や指示は診療行為にはあたらない[6]。相談の際には、相談者は相談記録表を作成し、相談日時、相談者の年齢、性別、居住地区、相談内容、助言・指導内容等を記録することとなっている[7]。

筆者が行った自治体への質問票回答結果から図 6、7 を作成した。図 6 によると、電話相談件数は年々増加傾向である。

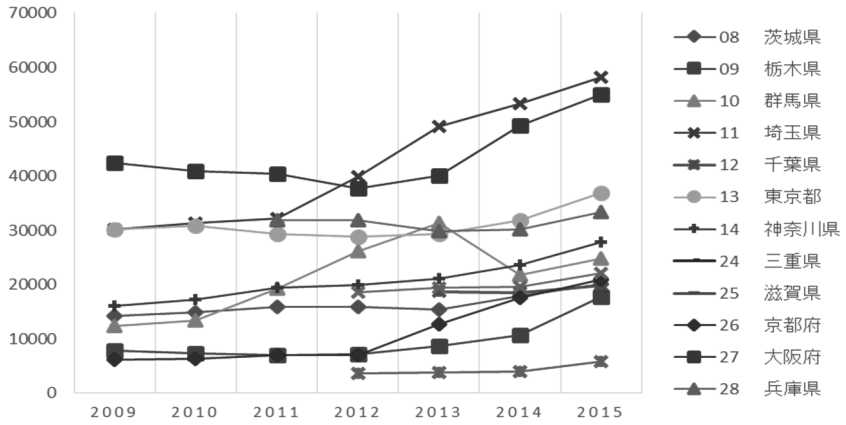


図 6　都道府県ごとの相談件数推移

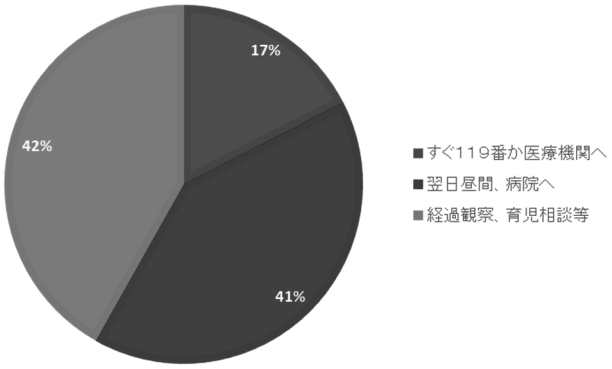


図 7　2015 年度　相談員の回答内容

6 「救急医療対策事業実施要綱」および厚生労働省医政局地域医療計画課ヒアリング
7 三重県「小児夜間医療・健康電話相談事業委託仕様書」より

また、図 7 の 2015（平成 27）年度の相談員の回答結果は「すぐ 119 番か医療機関へ」が 17%、「翌日昼間、病院へ」が 41%、「経過観察、育児相談等」が 42%であった。この結果は相談員の回答内容であり、相談員は相談後の患者の行動を経過観察していないため、相談員の回答内容と患者の行動判断が完全に一致するとは言い切れないとしても、かなりのコンビニ受診が抑制されていることが期待できる。

2.4　救急時の電話相談の意義についての一考察

休日や夜間の、一般的に医療機関の診療が行われていない時間帯に発生した急病患者は直接救急医療機関へ向かう場合もあるが、ほとんどが救急医療機関へ診療の可否を電話等で確認する。重症者だけでなく軽症者も含めた全ての急病者が救急医療機関に連絡した場合、看護師や医師がその問合せにとらわれてしまい、本来必要な重症者への処置が滞ってしまう。また、問合せが救急医療機関に集中することで、早く連絡して処置の調整を行いたい重症者からの問合せも繋がりにくくなる。そこで、自治体は問合せが救急医療機関へ集中することを緩和するため、電話相談を設置している。ここでは救急時における電話相談の意義について、相談者別、患者の症状別に考察する。まず、図 8 に救急時に電話相談を利用する場合の患者の連絡経路の現状について示す。

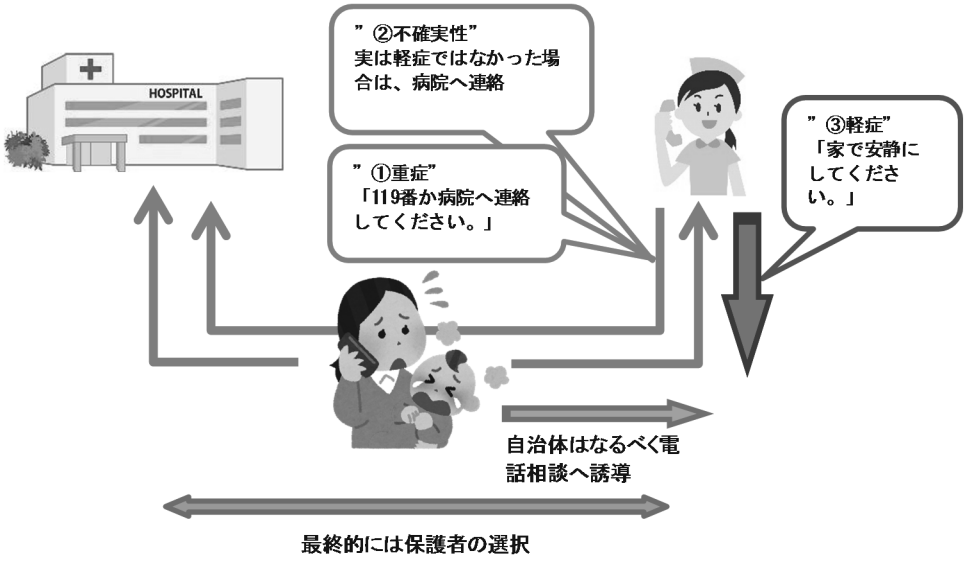


図 8　救急時の電話連絡経路の現状

基本的に、救急時の連絡先については自治体の電話相談窓口、二次救急医療機関どちらも保護者の判断で選択が可能である。一方、自治体は二次救急医療機関への問合せが集中した場合には、電話は繋がりにくくなり、医師の診療を行うことが困難になることから、問い合わせ先を積極的には公表しておらず、なるべく電話相談窓口を利用するように周知してい

るのが現状である。

考察にあたっては、整理し易くするため、深夜時間帯（初期救急医療終了後）を前提とし、二次救急医療機関の医師へ電話するか看護師の対応する電話相談を利用するかの二通りの選択肢があると仮定している[8]。このような状況下で、患者にとっての二次救急医療機関の医師に電話する場合と、電話相談窓口の看護師に相談する場合とでのメリット、デメリットを以下の表１にまとめた。

表１　患者にとっての電話相談のメリット・デメリット

相談先及び子の症状		メリット	デメリット
救急医療機関の医師		・医師の専門的な助言、指示によりスクリーニング精度が高い。 ・全ての症状の患者に対して適切な助言、指示ができる。	・**電話、患者が医療機関に集中した場合**は、医師に繋がらない可能性が高い。
電話相談（主に、看護師）	全体的に	救急医療機関と比較して繋がりやすい。	スクリーニング精度は医師より低くなる。
	①　重症	明らかなため、症状の判断が可能。	結果的に二次救急医療機関を案内することになる。
	②　不確実性　（不確実性の強いもの（軽症か重症か分からない）	軽症と分かれば、安心。家で処置ができる。	**軽症と言われていて、実は悪化した場合や、相談内容に納得がいかない場合は、二次救急医療機関にかかることになる。**
	③　軽症・育児相談（保護者にとってある程度軽症と分かっていても最終的な判断に迷っている）	最終的に救急医療にかかるかどうかの判断材料を提供してくれる。処置方法を教えてくれる。安心できる。	デメリットは少ない。

なお、表１の患者の症状と自治体への質問票回答結果より集計した図７（相談員の回答結果）と照らし合わせると、相談員の回答結果がそのまま患者の症状と結び付くわけではないが、基本的には「すぐ 119 番か医療機関へ（17%）」が表１「①重症」、「翌日昼間、病院へ（41%）」が表１「②不確実性」、「経過観察、育児相談等（42%）」が表１「③軽症・育児相

[8] 二次救急医療機関及び電話相談窓口では、基本的に看護師、医師共に電話対応可能であるが、二次救急医療機関は比較的に救急に従事する医師の対応頻度が高く、看護師からの取次ぎ頻度も高いことを想定して考察している。

談」に相当していると想定している。

救急医療機関の医師が電話相談に対応した場合のメリットは、専門的な知識による助言や指示が可能なことから、スクリーニング精度が高く、さらにどのような症状の患者に対しても適切に対応することができることである。しかし、問合せが医師に集中する場合は電話が繋がりにくくなり、救急診療に専念できなくなる可能性がある。一方、電話相談で看護師が対応した場合は、それぞれ状況に応じてメリット・デメリットは異なる。全般的には、患者の相談を目的で設置されている窓口のため、電話が繋がりやすく、直ちに相談に応じてくれることがメリットである。一方、医師に比べてスクリーニングの精度が低くなることがデメリットである。

また、患者の症状によっても効果が変わってくる。表 1①重症は結果的に救急医療機関へかかることになることから、二度手間になってしまう。②不確実性の患者の場合は、軽症あるいは重症の場合が考えられる。問題となるのが後者の場合で、もし看護師が軽症であると判断して、その後悪化した場合である。こうした事象が生じる確率は医師より高いと考えられる。現在の相談体系からすると図 8 のように、一度電話相談した後、②不確実性の患者で症状が悪化した場合は処置が遅れるし、③重症者は電話相談後、自分で救急医療機関を検索し電話をかけ再度、救急医療機関の医師等に症状を説明しなければならない[9]。特に②、③は子どもの症状が悪化し、保護者は焦燥している状況下で、複数回の電話と複数回の症状説明等の時間コストは、患者や保護者の損失をとても大きくしてしまうものと考えられる。

一方、表 1①の軽症・育児相談者の場合は、保護者はある程度子どもの症状を判断できている状況であり、最終的な判断の後押しがあれば安心することができるため、十分看護師でも対応可能である。図 7 からも分かるとおり、約 8 割が翌日以降の受診や経過観察の患者であることから、これが全て①軽症・育児相談者に当てはまらないとしても看護師による電話相談は①軽症・育児相談者のスクリーニングの効果としてはとても意義がある。また、医療相談の分業として経済学的に考えると、医師はどの症状の患者に対しても絶対優位である一方、看護師は軽症者の対応について比較的優位であることから、医師と看護師で判断結果に差の出ない育児相談や明らかな軽症者については看護師がスクリーニングし、看護師が解決できない患者に対しては医師が相談に応じる分業体制は効率的である。現在の電話相談体系はこのような階層型の役割分担とは言い切れないが自治体の周知方法によりある程度重症者、軽症者の振分けができていることから、救急医療現場の負担軽減に対して効果的であると言える。

2.5　小児医療費助成制度の変遷および助成の方法・制限

医療費助成制度は家計が負担する子どもの医療費の一部ないし全部を市区町村が独自に補助する事業であって、都道府県はその支出の一部を補助事業として助成している。当該制

[9] 都道府県ヒアリングによると、電話相談後、119 番や救急医療機関にかかる場合、再度患者側から電話をかけなおし、医療機関へ症状の説明、診察の可否を確認することになる。

度は、国が全国で統一的に実施しているものではないため、提供する事業の具体的な中身は異同があるものの全国に広く普及している制度である。医療費助成制度は 1961（昭和 36）年に岩手県和賀郡沢内村で実施されたのが始まりとされており、乳児死亡率は 1957（昭和 32）年では出生千人に対して 69.6 であったものが、保険委員会の設立や保険教育活動などの取組みによって漸減し、乳幼児医療費助成制度が導入された 1961（昭和 36）年の次年度にはついにゼロになった。こうした効能が知れ渡ったこともあり、「福祉元年」として知られる 1973（昭和 48）年の前後、すなわち 1972（昭和 47）年度から 1974（昭和 49）年度の 3 ヵ年度の間に、５都府県を除く道県が相次いで市区町村が行う乳幼児の医療費助成事業に対して県費による助成を導入した[10]。

1970 年代は 0 歳の乳児を対象として行われた医療費助成制度だが、少子化対策のかけ声とともに 2000（平成 12）年頃から順次対象年齢の拡大などが図られ、就学前を超え、修学後も対象とするところが現れ、福祉施策から子ども全体を対象とする一般施策へと装いを変えた。このような新たな動きは全国的に見ると東京都がその先陣を切り、次いで比較的財政豊かな県・政令指定都市が続き、そして地域に大型企業などを抱える豊かな市町村がその後を追うという構図になっている。とりわけ東京都は、子育て支援の一環として全国に先駆けこの事業を拡大することに意義があるとして、2007（平成 19）年 10 月から中学生までを助成対象に広げた。また、愛知県内の自治体にみても、愛知県や名古屋市、それに豊かな市町村なども順次拡大を表明するなど、制度拡充に向けた都市間競争が始まった。特に 2007（平成 19）年は統一地方選の年で、乳幼児医療の充実がマニュフェストに掲げられたところもあり、2008（平成 20）年度に向け年齢拡大や所得制限の撤廃の流れが一気に加速した[11]。

沢内村で医療費助成制度が導入された 1962（昭和 37）年当時の助成制度の目的を経済学的観点からみると、貧しいため受診すべき患者が受診できないことに対応するための所得再分配政策、感染症に対応する負の外部性対策、受診を促し医師らの指導を受けることで病気を減らす情報の非対称緩和対策として実施されていたと考えられる[12]。それと比較して、現在は、経済面、衛生面、栄養面で当時よりはるかに改善し、定期予防接種、乳幼児健診は自治体の助成により無料で受けることができることから、負の外部性は縮小している。また緊急時には、ＩＴにより医療機関情報や対処方法などを即座に検索でき、救急電話相談を利用して医師や看護師に相談できることから、情報の非対称性も減少していることを踏まえると、近年拡充を続けている医療費助成制度は、患者便益が経済厚生を改善する最も効率的な状態以上に超過していることは否定できない。

現在の医療費助成制度の制限について図 9 に示す。医療費助成制度は医療保険適用にならない医療費の 2～3 割分を市区町村で助成する仕組みである。助成に際しては制限をかける

10 西川雅史（2010）参照
11 小林成隆ら（2008）参照
12 田中祐介（2014）参照

自治体も多い。助成の制限については「年齢制限」、「所得制限」、「自己負担金の支払い」があり（図 9 参照）、支払い方法については「現物支給」、「償還払い」がある。支払い方法について、医療機関窓口で医療費受給者証を提示すると金額を支払わなくて良いものを「現物支給」、一旦は金額負担し後日自治体から返還されるものを「償還払い」という。

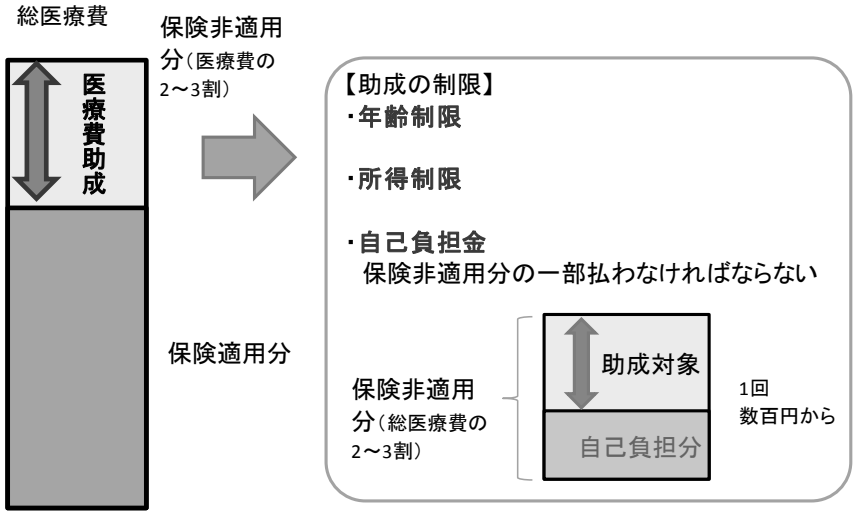


図 9　医療費助成制度の助成制限イメージ

本研究において行った関東、近畿地方内市区町村の質問票回答結果により、現在の医療費助成制度の助成制限、支払い方法について解説する。助成制限のうち「年齢制限」は図 10（年度別の医療費助成年齢制限別自治体数）を見ると、「未就学児童」、「小学校低学年」、「小学校高学年」が減少しており、「中学校卒業まで」と「高校卒業まで」が増加していること

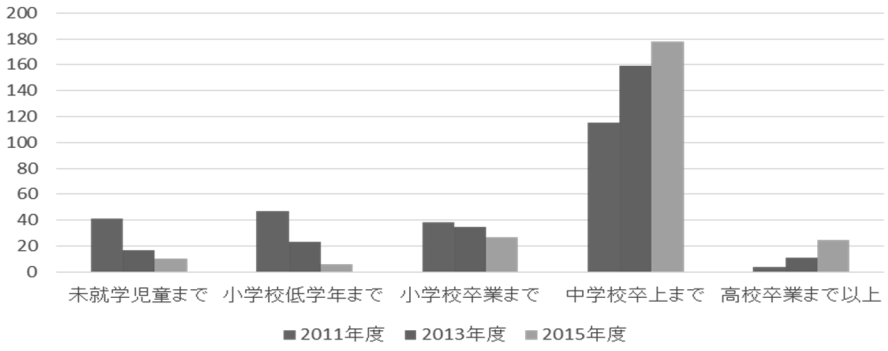
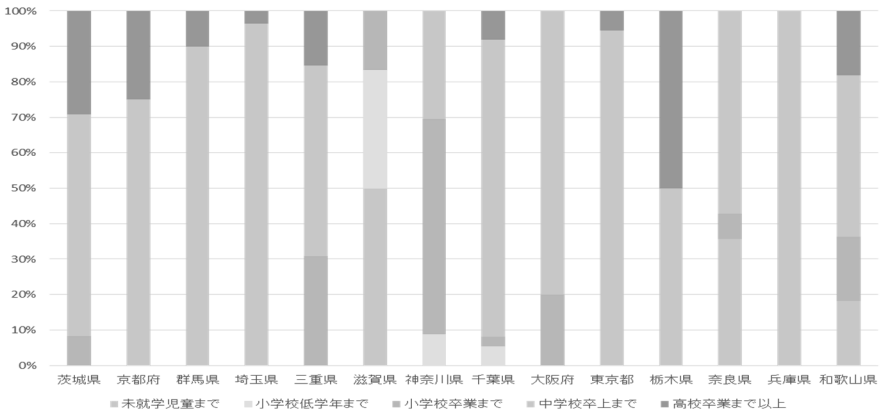


図 10

から、対象年齢は現在でも自治体で拡大傾向だった。また、図 11（2015 年度都道府県別、医療費助成年齢制限割合）のグラフを見ると、例えば滋賀県は「未就学児まで」が最も多く、兵庫県内の全ての自治体が「中学校卒業まで」など、各都道府県でかなりの制度の違いがあることが分かる。

図 11



助成制限の「自己負担金」については、図 12 より自己負担金がゼロ円の都道府県もあれば、自己負担金を課すところもあり、金額設定も数百円単位で様々であることがわかる。なお、図 12 の自己負担金額の算出に際しては、市区町村によって、助成対象年齢範囲内であっても、年齢層により自己負担金がかかる場合とそうでない場合や、金額設定が異なる場合もあることから、助成対象年齢範囲内において 1 年齢単位の自己負担金額を算出した。「所得制限」および「償還払い」についても、それぞれ図 13、図 14 より、自治体によって導入形態は様々であることが分かる。

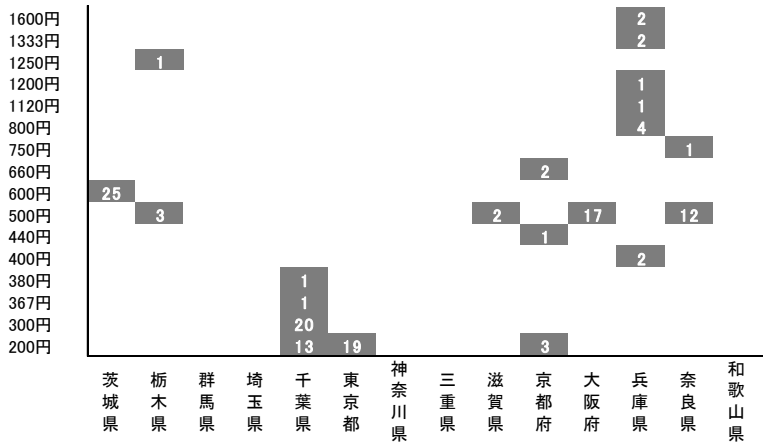


図 12　2015 年度　都道府県ごとの 1 年齢当りの自己負担金分布市区町村件数

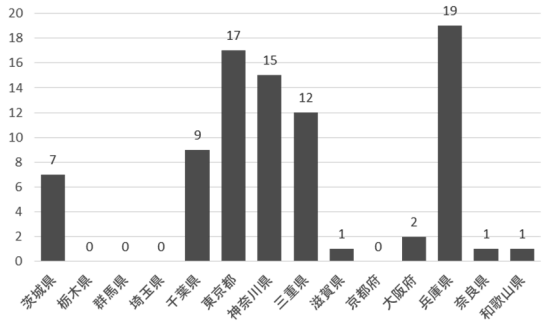


図 13 都道府県別所得制限導入市区町村数(2015)

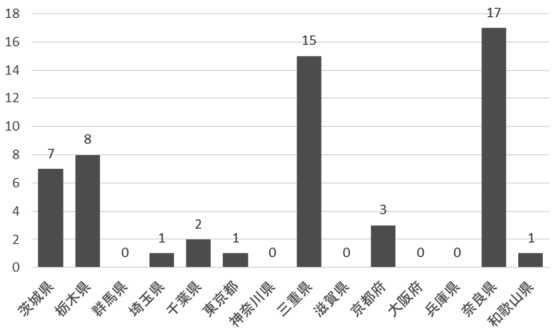


図 14 都道府県別償還払い制導入市区町村数(2015)

3. 理論分析

3.1 医療費助成とモラルハザードの関係

医療保険の理論的特徴として「2 種類のモラルハザード」という概念がある。一つは「事前的モラルハザード」であり、病気になっても医療費の一部を負担すれば済むため、病気の予防や事故に対する注意を怠りがちになる行動である。二つ目は「事後的モラルハザード」で、私的限界費用と社会的限界費用が保険などにより乖離しているため、程度の軽い病気でも(より高機能な)医療機関にかかろうとすることである。医療費助成制度は医療保険の自己負担分をさらに軽減あるいは無料化することで軽減されるため、モラルハザードを増幅している可能性は否定できない[13]。

3.2 ミクロ経済学からみた二次救急医療

図 15 は縦軸に患者の受診便益、診療コストをとり、横軸は受診者数である。D が患者受診便益曲線、MC が診療コスト曲線である。本研究では受診者便益が D_5（D_1＋医療保険）の状態をリスク移転により経済厚生を改善する最も効率的な状態であるとする。従って、D_5 と MC の交点は効率的診療均衡点であり、V*はその点においての診療価値であり、Q*は診療患者数である。

なお、診療点数（医療費）は国で定められているため、二次救急医療市場における受診者便益や診療コストの変化により医療サービスの市場価格は変化しないことに留意しなければならない。

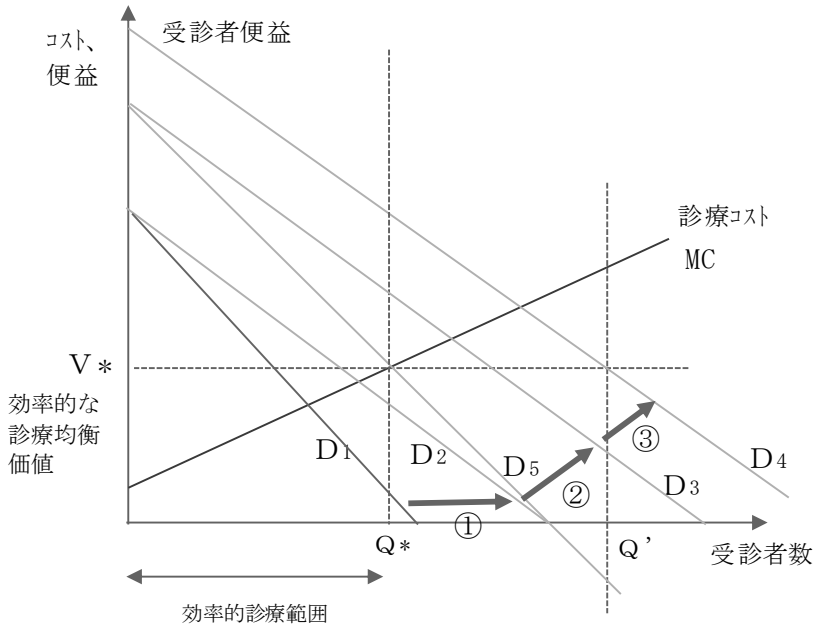


図 15　診療コストと受診者便益が増加する様子を表す図

[13] 井伊ら(2003)、多田（2005）参照

D_1 は医療費に対して医療保険や医療費助成等補助がない状態である。D_2 は子どもの症状が軽症か重症かを判断できなくなるために受診してしまうシフトである（図 15 矢印①）。医療保険が適用されると患者の費用負担は減少することから受診者便益は D_3 へシフトする（図 15 矢印②）。そして、医療保険が適用にならない部分に医療費助成がされると、受診者の負担はさらに減少するため、受診者便益は D_4 までシフト(図 15 矢印③)する。

最終的に受診者は Q*から Q'へ増加し、この差が超過需要となり、診療のコスト MC が最も効率的な患者便益とする D5 を上回る部分であり、モラルハザードおよび情報の不確実性により生じた死荷重 DW_1、DW_2 である（図 16）。DW_1 は交換の不利益により発生した死荷重であり、本来、医療費助成や不確実性がなければ発生しなかった医師等従事者の疲労や医療資機材などの消費がこれにあたる。また、DW_2 は診療遅延による死荷重である。本研究ではこれら死荷重について自治体の施策の違いにより、どの程度の抑制効果があるかを分析し、抑制策について提案するものである。

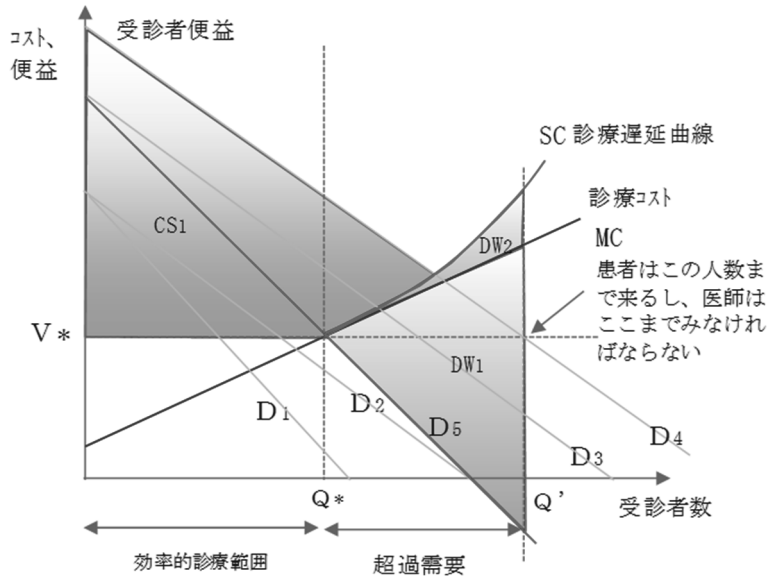


図 16　患者のモラルハザード及び情報の不確実性で生じた死荷重の様子

4.　仮説

前章の「理論分析」において生じた死荷重（モラルハザードおよび情報の不確実性）に基づき、三つの仮説および、この仮説に基づいた分析方法を提示する。

1．　少子化対策で始まった医療費助成制度の拡充は、軽症者の受診を助長し、その一方で、医療費助成に所得制限、自己負担金等の助成制限を課した場合や、電話相談を利用した場合は、二次救急医療機関の軽症者を抑制できるのではないか。

特に医療費が有償、無償の違いは、受診インセンティブを左右する最も大きい要素である。分析対象は軽症者の保護者のため、有償の場合、軽症と認識しつつ最終的な判断を求めている保護者は受診するかのトレードオフに直面することが推測される。また、子

の症状の不確実性を持つ保護者は、金銭面より早く医師に診てもらい安心したいと思い、受診インセンティブが働くものと思われる。その状況下において電話相談により看護師や医師と相談できる場合に、不確実性が解消される可能性もある。

方法としては、「電話相談、助成制限による軽症者抑制効果の分析」を行うことで、医療費助成制限が課せられている自治体とそうでない自治体の効果の違いや、年度を通じて電話相談率の充実による効果について実証する。

２．　子どもの症状が判断できず救急医療にかかるか迷った場合に、医療費助成制限が厳しい自治体ほど電話相談利用が増加し、軽症者をより抑制できているのではないか。

仮説１をより詳細に分析する。軽症と認識しつつ最終的な判断を求めている保護者及び子の症状の不確実性の強い保護者のうち、子の症状の不確実性の強い保護者は負担金額によらず、保護者の性格により電話相談を利用する者、電話相談利用せず救急医療機関へ直接向かう者がいると思われる。しかし、軽症と認識しつつ最終的な判断を求めている保護者は自己負担金額の増額により受診するかどうかのトレードオフに直面しやすくなるものと思われる。

本分析は助成制限と電話相談の相乗効果（助成制限と電話相談の充実を同時実施した場合の軽症者抑制効果）について実証する。

３．　休日日中・準夜帯に、初期救急医療機関より二次救急医療機関への距離が近い住民は、自治体は初期救急医療機関受診を勧奨しているにもかかわらず、二次救急医療機関へ向かう傾向があるのではないか。

いざ医療機関にかかろうとする場合、初期救急医療機関が運営されている時間帯であったとしても、初期救急医療機関よりも近隣に二次救急医療機関が開設されている場合、保護者は子どもになるべく早く、比較的高度な医療を受けさせたいというインセンティブが働くはずである。本分析では「居住地域から救急医療機関までの距離、およびその差分が軽症度合に与える影響の分析」を行うことで、モラルハザードが距離の影響で発生することを確認する。

5.　データの説明

5.1　データの収集方法

分析に用いる変数は公開されているものは少なく、特に患者数は自治体ごとでないと把握していないことから、質問票をＥメールで各自治体へ送信し回答を得た。本研究のコンビニ受診の分析要素である医療費助成制度と救急電話相談事業は、前者が市区町村主体の事業、後者は都道府県の事業であるためそれぞれに質問票を作成して送付した。また、事前のヒアリングにおいて、市区町村居住患者数を把握している自治体が少ないことが予想されたことから、二次救急医療機関ごとの患者数も調査対象とした。なお、患者数の把握については、各自治体が医師会あるいは病院に対して補助金の交付あるいは委託をしている医療機関に限定され、実施年度完了後に自治体に提出された実績報告に記載されている件数であるた

め、その自治体に存在するすべての救急医療機関に関する患者数ではない。また、人口の少ない市町村では、幾つかの市町村がまとまり広域体制でおこなっているケースも多く、その場合は取りまとめ役の自治体があり、当自治体でないと患者数を把握していないケースや、二次救急医療の実施自体が都道府県レベルで行っているケース、あるいは政令指定都市のみ単独で行い、他の市町村は都道府県で行うケースもあり、患者数の把握が最も懸念されたため、都道府県の質問票にも市区町村同様に患者数の調査項目を含めた。

対象地域は関東、近畿地方の 14 都道府県および 543 市区町村。都道府県の質問項目は「電話相談の体制および実績」、「二次救急医療機関患者数（居住市区町村別、医療機関別、医療圏別のいずれか)」、「救急医療啓発活動」。市区町村の質問項目は「二次救急医療機関患者数（居住市区町村別、医療機関別)」「独自で行っている電話相談」「救急医療啓発活動」「医療費助成制度」である。それぞれ、自治体の制度の違いと同時に年数経過による変化も分析するため、2011、2013、2015 年度についてそれぞれ記載を求めた。

患者数については、外来、入院別に回答を求めた。二次救急医療機関の対象患者は「入院治療を必要とする重症者」であることから、入院患者数を重症者数、外来患者数を軽症者数としている。「独自で行っている電話相談」についての項目は、主に実施の有無を問うものである。「救急医療啓発活動」については対象者を子育て中の保護者に限定し、啓発方法が講演・講座・啓発事業のうち「既存事業を活用したもの」「単独開催によるもの」「個別対応」および、啓発グッズ・広報のうち「情報冊子」、「啓発グッズ」のそれぞれ 5 項目についての実施の有無を問うものである。また、医療費助成制度については「対象年齢」「所得制限の有無」「自己負担金額」「支払い方法」を問うている。都道府県質問票について患者数把握は市区町村同様の様式であり、電話相談の体制については実施時間帯、電話回線数、委託先、電話相談の実績については相談員の回答内容、患者対象年齢層、時間帯別件数である。

質問票は原則 2 週間の期限で 11 月末に発送し、最終的に都道府県の回答率は 92.8%、市区町村は 543 市区町村中 316 件（回答率 58.2%）だった。市区町村回答のうち、在住住民別患者数の把握は 57 件(18%)と少なく、医療機関別患者数把握は 101 件(32%)、医療費助成制度は 304 件(96%)だった。

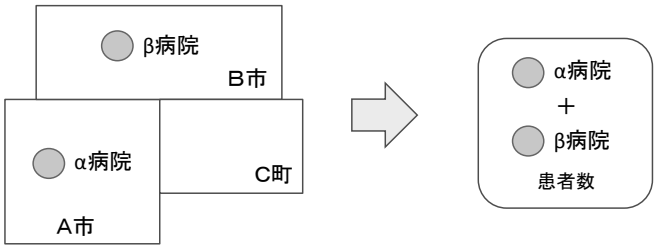
5.2　変数

5.2.1　患者数の算出方法について

医療費助成制度は先述したとおり、市区町村で独自に助成制限や支払い方法を定めているため、これが各市区町村の患者数に与える影響を調べるためには、市区町村在住の患者数のデータを得る必要がある。しかし、質問票回答結果から市区町村在住の患者数を把握している自治体が少数であったことから、幾つかの方法で患者数を算出した。以下に算出方法を記す。「市区町村在住患者数」以外に、市区町村が把握している医療機関別患者数をその地域の市区町村の小児人口で按分した「市区町村広域按分患者数」、都道府県が把握している医療機関別あるいは医療圏別の患者数をその地域の市区町村の小児人口で按分した「都道府県広域按分患者数」、市区町村と都道府県の按分患者数を合わせた「市区町村・都道府県広域按分患者数」の 4 サンプルを用意し、これらの中から「都道府県広域按分患者数」を選定した。以降の分析は、2011、2013、2015 年度の 3 年度のパネルデータ 546 件を作成し、変量効果モデルによる分析を行う。なお、患者按分式を下記に、按分イメージは図 17 に示す。

$$y_j = \sum_{i=1}^{n} x_{1i} \times \frac{x_{2j}}{\sum_{j=1}^{m} x_{2j}}$$

y_j：按分市区町村患者数
x_{1i}：病院患者数
x_{2j}：市区町村小児人口



$$\text{各市町患者数} = (\alpha\text{病院患者数} + \beta\text{病院患者数}) \times \frac{\text{各市町小児人口}}{\text{A市小児人口} + \text{B市小児人口} + \text{C町小児人口}}$$

図 17　患者数按分イメージ図

5.2.2　説明変数

都道府県、市区町村の質問票回答から下記のとおり説明変数を作成する。なお、コントロール変数は以下のとおりである。核家族世帯率、一人当たりの地方税額、他市区町村への通勤者率、医師率は「政府統計の総合窓口」より、ノロウイルス定点当り患者数、インフルエンザ定点当り患者数は「感染症発生動向事業年報（国立感染症研究所）」より入手した。

表 2　説明変数一覧

分類	変数名	解説
電話相談に係る変数	独自電話ダミー	都道府県とは別に市区町村で独自に電話相談を行っている場合は”1”
	県電話相談率	都道府県の年間相談電話件数を都道府県の小児人口で割った率
	県電話相談委託先医療機関ダミー	都道府県の電話相談事業委託先ダミー。医療機関の場合は”1”
	県電話相談委託先公益法人ダミー	都道府県の電話相談事業委託先ダミー。公益法人の場合は”1”
医療費助成に係る変数	年齢範囲	医療費助成の対象年齢範囲18歳まで
	所得制限ダミー	医療費助成の適用に保護者の所得制限が係る場合は”1”
	所得制限年齢範囲	所得制限の適用となる年齢範囲
	所得制限度合	それぞれの年齢層（0歳、1～2歳、3歳以降未就学・・・）における制度の適用の”1”をその年齢帯の年数で掛け合わせ、高校までの年数18年で割ったもの $\sum_{i=1}^{n} x_{1i} x_{2i} \ /18$ x_{1i}：所得制限ダミー x_{2i}：各年齢層の年数 例） 0歳：1　1～2歳：1　3以降未就学：1　小学低学年：1　小学高学年：1　中学校：0　高校：0　の場合 （1×1年＋1×2年＋1×3年＋1×3年＋1×3年＋0×3年＋0×3年）÷18年＝0.666・・・
	自己負担ダミー	医療費を支払う際に一部自己負担金を負担する場合は”1”
	自己負担金年齢範囲	一部自己負担金の適用となる年齢範囲
	一年齢当りの自己負担金額 ≪一日当り医療費≫ 年度　一日当　2割　3割 2011年　7696円　1500円　2300円 2013年　8082円　1600円　2400円 2015年　8492円　1700円　2500円	助成制度に係らず、それぞれの年齢層（0歳、1～2歳、3歳以降未就学等）の医療費負担金をその年齢層の年数で掛け合わせ、高校までの年数18年で割ったもの $\sum_{i=1}^{n} x_{1i} x_{2i} \ /18$ x_{1i}：医療費負担金額 x_{2i}：各年齢層の年数 例） 平成23年度　未就学児：負担なし　小学低学年：400円　小学高学年：800円　の場合 未就学児：0円　小学低学年：400円　小学高学年：800円　中学校：2300円　高校：2300円　と考える。 この場合中学以上は助成自体の適用にならないが、実際受診する際は保険診療分以外を負担する（未就学児は2割、小学校以上は3割負担）ことから、政府の統計の一日当りの一人当たりの医療費を用いてそれぞれ左記のとおり適用する。 （0円×6年＋400円×3年＋800円×3年＋2300円×3年＋2300円×3年）　÷　18年 ≒　967円
	一年齢当りの自己負担金ダミー	助成・全年齢層の負担金度合を一定の金額範囲に分類しダミー化したもの
	償還払いダミー	医療費を医療機関窓口で一旦支払い、後日還付される場合は”1”
	償還払い年齢範囲	償還払いの適用となる年齢範囲
	償還払い度合	「助成・1単位年齢当りの所得制限度合」と同様
救急医療啓発活動	市救急医療啓発度合い	質問票の啓発方法「既存事業活用」「単独開催」「個別対応」「ハンドブック等冊子」「グッズ等配布」のそれぞれ実施の場合を”1”とし、全て合算し総事業数”5”で割ったもの
	県救急医療啓発度合い	

表 3　基本統計量

		観測数	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数	軽症者率	546	0.1055957	0.077953	0.008518	0.3545544
	軽症度合	546	0.8946223	0.0740255	0.6268657	1
	重症者率	546	0.0090485	0.0055593	0	0.0378413
医療費助成	年齢範囲	546	14.17582	2.527326	6	18
	所得制限年齢範囲	546	2.89011	5.236675	0	18
	所得制限ダミー	546	0.2509158	0.4339377	0	1
	自己負担金年齢範囲	546	4.750916	5.845429	0	18
	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.5787546	0.4942115	0	1
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.1135531	0.3175587	0	1
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.1501832	0.3575785	0	1
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.0586081	0.2351051	0	1
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.047619	0.2131541	0	1
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.014652	0.1202656	0	1
	自己負担金限度区分	546	0.3150183	0.4649491	0	1
	償還払い年齢範囲	546	1.945055	4.301558	0	15
	償還払いダミー	546	0.2032967	0.4028205	0	1
電話相談	独自電話ダミー	546	0.1465201	0.3539512	0	1
	県電話相談率	546	0.04863	0.0280644	0.0195822	0.130609
	県電話相談委託先医療機関等	546	0.1428571	0.350248	0	1
	県電話相談委託先公益法人等	546	0.5549451	0.4974276	0	1
救急啓発	市救急医療啓発度合い	546	0.2450549	0.2412949	0	1
	県救急医療啓発度合い	546	0.2952381	0.2020429	0	0.6
ｺﾝﾄﾛｰﾙ変数	ノロウイルス定点当たり患者数	546	29.76845	7.914613	12.91489	42.32203
	インフルエンザ定点当たり患者数	546	35.12809	8.027939	23.94667	54.92857
	核家族世帯率	546	0.5764164	0.0879566	0.275177	0.8384972
	一人当たりの地方税額（千円）	546	145.2326	105.8538	61	1618
	他市区町村への通勤者率	546	0.2121638	0.0735944	0	0.3503621
	医師率	546	0.0193082	0.0305628	0	0.311107
	2013年度ダミー	546	0.3516484	0.4779227	0	1
	2015年度ダミー	546	0.3516484	0.4779227	0	1

6. 電話相談、助成制限による軽症者抑制効果の分析

6.1　推定式

「5.2.1 患者数の算出方法について」において、按分して算出した外来患者数、入院患者数を用いて、被説明変数を作成する。本分析で使用する変数は、地域ごとのコンビニ受診度を表す「軽症者率」、地域ごとのコンビニ受診の深刻さを現す「軽症度合」、地域ごとの重症度を表す「重症者率」を以下の式で算出する。

$$\text{軽症者率} = \frac{\text{外来受診件数}}{\text{市区町村小児人口}}$$

$$\text{軽症度合} = \frac{\text{外来受診件数}}{\text{外来受診件数＋入院受診件数}}$$

$$\text{重症者率} = \frac{\text{入院受診件数}}{\text{市区町村小児人口}}$$

$y_{it} = \beta_0 + \beta_1$ 年齢範囲$_{it} + \beta_2$ 所得制限年齢範囲$_{it} + \beta_3$ 所得制限ﾀﾞﾐｰ$_{it}$
$+ \beta_4$ 自己負担金年齢範囲$_{it} + \beta_5$ 一年齢当りの自己負担金 600 未満ﾀﾞﾐｰ$_{it}$
・・・$+ \beta_{10}$ 一年齢当りの自己負担金 2100 未満ﾀﾞﾐｰ$_{it}$
$+ \beta_{11}$ 自己負担金限度区分$_{it} + \beta_{12}$ 償還払い年齢範囲$_{it}$
$+ \beta_{13}$ 償還払いﾀﾞﾐｰ$_{it} + \beta_{14}$ 独自電話ﾀﾞﾐｰ$_{it} + \beta_{15}$ 県電話相談率$_{it}$
$+ \beta_{16}$ 県電話相談委託先医療機関ﾀﾞﾐｰ$_{it} + \beta_{17}$ 県電話相談委託先公益法人ﾀﾞﾐｰ$_{it}$
$+ \beta_{18}$ 市救急医療啓発度合$_{it} + \beta_{19}$ 県救急医療啓発度合$_{it}$
$+ \beta_{20}$ 2013 年度ﾀﾞﾐｰ$_{it} + \beta_{21}$ 2015 年度ﾀﾞﾐｰ$_{it}$
$+ \sum_{k=1}^{6} \sigma_k$その他コントロール変数$_{kit}$
$+ \alpha_i + u_{it}$

y_{it} ：軽症者率、軽症度合、重症者率
なお、自己負担金 600 未満ダミーは 1～599 円、900 未満ダミーは 600～899 円、1200 未満ダミーは 900～1199 円、1500 未満ダミーは 1200～1499 円、1800 未満ダミーは 1500～1799 円、2100 未満ダミーは 1800～2099 円の自己負担金額範囲を示す。

6.2　推定結果及び考察

推定結果を表 4～6 にそれぞれ示す。

表 4　軽症者率への影響を表す推計結果

被説明変数:軽症者率				
説明変数		係数	標準誤差	有意性
医療費助成	年齢範囲	−0.0004208	0.0019545	
	所得制限年齢範囲	0.0023553	0.0012707	*
	所得制限ダミー	−0.0348908	0.017998	*
	自己負担金年齢範囲	0.0011481	0.0009684	
	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0305033	0.0104713	***
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0319813	0.0151934	**
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0415075	0.0167771	**
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0365273	0.0207968	*
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0473329	0.0238906	**
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0596479	0.0266233	**
	自己負担金限度区分	−0.0025696	0.0092469	
	償還払い年齢範囲	−0.0015122	0.0008946	*
	償還払いダミー	0.0029816	0.0101686	
電話相談	独自電話ダミー	−0.0072823	0.0073312	
	県電話相談率	−0.3959633	0.1085599	***
	県電話相談委託先医療機関等	−0.0783531	0.0171874	***
	県電話相談委託先公益法人等	−0.0168902	0.0129354	
救急啓発	市救急医療啓発度合い	0.01983	0.013142	
	県救急医療啓発度合い	−0.0144682	0.0084465	*
ｺﾝﾄﾛｰﾙ変数	ノロウイルス定点当たり患者数	0.0004349	0.0003802	
	インフルエンザ定点当たり患者数	−0.0003652	0.0002119	*
	核家族世帯率	−0.120628	0.0574658	**
	一人当たりの地方税額	−0.0000149	0.00004	
	他市区町村への通勤者率	0.1228889	0.0685193	*
	医師率	0.4491017	0.1506908	***
	年度ダミー			
観測数			546	
決定係数			0.0829	

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

表 5　軽症度合への影響を表す推計結果

被説明変数:軽症度合				
説明変数		係数	標準誤差	有意性
医療費助成	年齢範囲	−0.004276	0.0022333	*
	所得制限年齢範囲	0.0050473	0.0014414	***
	所得制限ダミー	−0.0610683	0.0199397	***
	自己負担金年齢範囲	0.0021126	0.0010634	**
	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	−0.023185	0.0121449	*
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	−0.042857	0.0174008	**
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0446968	0.0192696	**
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	−0.056494	0.0239829	**
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0573228	0.0275329	**
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	−0.1108907	0.0308827	***
	自己負担金限度区分	0.0025693	0.0103889	
	償還払い年齢範囲	−0.0009401	0.0010259	
	償還払いダミー	0.0025754	0.0117087	
電話相談	独自電話ダミー	−0.0297811	0.0081583	***
	県電話相談率	−0.4903921	0.1193155	***
	県電話相談委託先医療機関等	−0.0752135	0.0170334	***
	県電話相談委託先公益法人等	0.0172222	0.012724	
救急啓発	市救急医療啓発度合い	0.0001699	0.013727	
	県救急医療啓発度合い	−0.010438	0.0098451	
ｺﾝﾄﾛｰﾙ変数	ノロウイルス定点当たり患者数	0.0002797	0.0004372	
	インフルエンザ定点当たり患者数	0.0003101	0.0002474	
	核家族世帯率	−0.0091126	0.0558442	
	一人当たりの地方税額	−0.0000296	0.0000387	
	他市区町村への通勤者率	−0.0485466	0.0656366	
	医師率	−0.0349487	0.1451701	
	年度ダミー			
観測数			546	
決定係数			0.1965	

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

表 6　重症者率への影響を表す推計結果

被説明変数:重症者率				
	説明変数	係数	標準誤差	有意性
医療費助成	年齢範囲	0.0003259	0.0002539	
	所得制限年齢範囲	−0.0001117	0.0001605	
	所得制限ダミー	0.0018632	0.002102	
	自己負担金年齢範囲	−0.0001144	0.0001074	
	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	0.000285	0.0014319	
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	0.0012568	0.0019906	
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	0.0000717	0.0022229	
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	0.0012483	0.0027824	
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	0.0032061	0.0032051	
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	0.0030351	0.003665	
	自己負担金限度区分	0.0005639	0.0011335	
	償還払い年齢範囲	−0.0000702	0.0001158	
	償還払いダミー	0.0005215	0.0013264	
電話相談	独自電話ダミー	0.0015471	0.0008329	*
	県電話相談率	−0.0272824	0.0124489	**
	県電話相談委託先医療機関等	−0.0032156	0.0015597	**
	県電話相談委託先公益法人等	−0.002842	0.0011278	**
救急啓発	市救急医療啓発度合い	0.0017175	0.0012314	
	県救急医療啓発度合い	−0.0017705	0.001211	
ｺﾝﾄﾛｰﾙ変数	ノロウイルス定点当たり患者数	0.0000215	0.0000508	
	インフルエンザ定点当たり患者数	−0.0000819	0.0000304	***
	核家族世帯率	−0.0117983	0.0045335	***
	一人当たりの地方税額	0.00000101	0.00000313	
	他市区町村への通勤者率	0.0095293	0.0052389	*
	医師率	0.0251354	0.0115773	**
	年度ダミー			
観測数			546	
決定係数			0.1146	

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

被説明変数が、表 4 は軽症者率、表 5 は軽症度合、表 6 は重症者率を表したものである。結果については表 4 の被説明変数：軽症者率から述べる。

医療費助成制限の結果については次のとおりである。所得制限ダミーは有意水準 10%で符号はマイナスを示した。また、自己負担金額ダミーについても全ての金額帯で有意水準 1～10%で符号はマイナスを示した。すなわち、所得制限や自己負担金の助成制限は軽症者の受診を抑制する効果があることが分かった。また、自己負担金額ダミーは金額帯が大きくなるほど、抑制効果が大きいことが分かった。償還払いダミーは統計的に有意性を示さなかったことから、支払い方法は受診のインセンティブに影響がないことが分かった。医療費助成制限全体で約 7～9%の軽症者抑制効果があることが分かった。

電話相談の結果については次のとおりである。市の独自電話相談ダミーは統計的に有意に

はならなかったが符号はマイナスであった。ただし、表 5 によると被説明変数が軽症度合の場合は有意水準 1%で符号はマイナスのため、市の電話相談実施による軽症者抑制効果は期待できる。県実施の電話相談率および委託先医療機関ダミーは有意水準 1%で符号はマイナスを示した。電話相談率の係数は約-0.3959 と他の変数と比較して大きな値となった。これは電話相談率が 100%増加した場合の軽症者率の軽減率のためである。また、委託先が医療機関だった場合の係数についても約-0.0783 と他と比較して大きく減少している。委託先が医療機関の比較対象としている委託先は民間企業であるが、この結果の理由として該当都道府県へのヒアリングの結果もふまえ考察すると、二次救急医療現場で従事する看護師は、電話相談を利用した患者が、結果的に看護師が従事する医療機関に受診する可能性があることから、スクリーニングの効果を上げるために民間の看護師よりも頻繁に相談内容の支援を医師に求めるインセンティブが強い傾向があると考えられる。これが、軽症者の抑制効果として現れていることが推測できる[14]。

以上、電話相談事業合計で約 10%の抑制効果があることが分かった。県の救急啓発活動は有意水準 10%で符号はマイナスを示したことから軽症者の抑制効果があった。

以上、助成制限、電話相談、救急啓発全体で約 18～21%の軽症者抑制効果を確認できた。これを仮に、年間 1,000 人の軽症者が発生する自治体に換算すると、約 184～213 人の軽症者の受診を抑制することができる計算になる。

なお、表 6 の被説明変数が重症者率の助成制限は所得制限ダミー、自己負担金ダミーともに統計的に有意性を示さなかった。

以上の結果をふまえて考察すると、医療費助成制限は重症者の受診には影響を与えず、軽症者のコンビニ受診（モラルハザード）を抑制できる効果的な方法である。県の電話相談は相談件数の増加に伴い、軽症者をより抑制（主に子の症状の不確実性の解消）でき、市の電話相談や県の啓発活動を実施することで、軽症者の抑制効果がより期待できることも分かった。

6.3　制度導入による自治体の救急医療費削減効果

前章で軽症者の抑制効果を示すことができたことから、軽症者率を軽減した説明変数（所得制限ダミー、一年齢当りの自己負担金ダミー、独自電話相談ダミー、県電話相談率、県電話相談委託先医療機関ダミー、県救急医療啓発度合）の係数を合計し、抑制後の軽症者数を算出、一人一日当りの医療費を掛け合わせ自治体の費用削減額を試算した。試算条件は人口 20 万人の自治体で、小児人口は 26,000 人、軽症者は年間 1,700 人、重症者は年間 200 人、1 回の医療費代を 8,500 円、夜間・休日診療費加算を 3,400 円、保険適用後の医療費（2～3 割分）を 3,120 円とし、負担金額を増額させ、それごとの削減金額を算出した。

なお、「6.2　推定結果及び考察」の表 4 において電話相談率の係数は約-0.3959 と他の変

[14] ただし、医師の支援を求めると、その分診療に専念する医師を相談のサポートで拘束する可能性があるので必ずしも効率的とは言えない。

数（所得制限ダミー、自己負担金ダミー、独自電話ダミー）と比較して大きな値となっている。これは電話相談率が 100%増加した場合の軽症者率の軽減率のためである。2015 年度相談件数比率（年間相談件数／2015 年度小児人口）が 4.51%であることから、ここではそれを掛け合わせた値である-0.01786 を電話相談による軽症者率の軽減率として用いている。

結果は図 18 のとおりである。

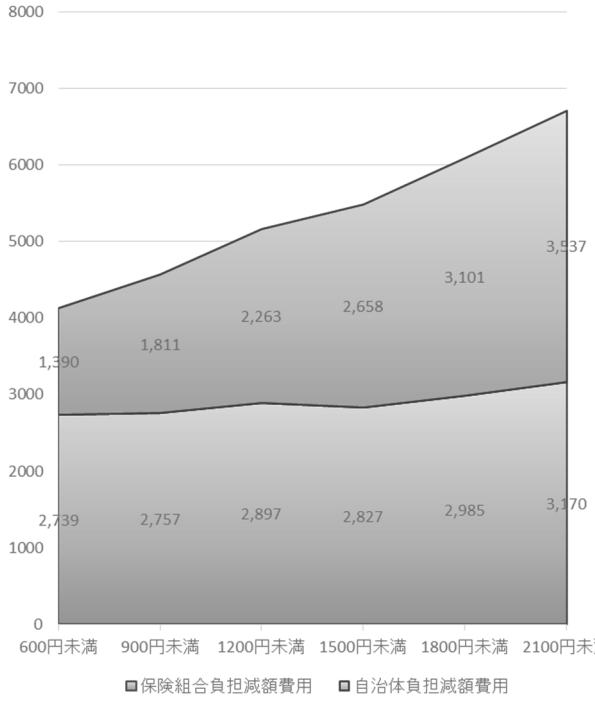


図 18　自治体、保険組合の費用削減効果(単位：千円)

図 18 より、自己負担金額 600 円程度で年間約 140 万円、負担金 1,200 円程度で約 230 万円、負担金額 1,800 円程度で約 310 万円と負担金額を増額すると削減費用も増す。

なお、本試算で着目した費用は医療費である。自治体は二次救急医療体制を確保するため、医師会等へ補助金の交付あるいは委託金の支出を行っている。これらの補助の内訳は、医師等従事者の報酬が占めており、軽症者の抑制により人員を削減できればこれらの費用の軽減にも繋がることが期待できる。また、混雑解消による重症者への迅速な処置が可能になることや医師の疲労軽減等といった費用の軽減にも繋がっている。

7. 助成制限と電話相談充実度を同時に実施した場合の軽症者抑制効果の分析

7.1 推定式

推定式は以下のとおりである。なお、自己負担金ダミーと電話相談充実度ダミーの交差項以外は前章と同様の説明変数のため、基本統計量および推定結果から省略している。

$$\text{軽症者率} = \frac{\text{外来受診件数}}{\text{市区町村小児人口}}$$

$$\begin{aligned}
\text{軽症者率} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{年齢範囲}_{it} + \beta_2 \text{所得制限年齢範囲}_{it} + \beta_3 \text{所得制限ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_4 \text{自己負担金年齢範囲}_{it} + \beta_5 \text{県電話相談充実ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_6 \text{一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& \cdots + \beta_{11} \text{一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_{12} \text{一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ}_{it} \cdot \text{県電話相談充実ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& \cdots + \beta_{17} \text{一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ}_{it} \cdot \text{県電話相談充実ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_{18} \text{自己負担金限度区分}_{it} + \beta_{19} \text{償還払い年齢範囲}_{it} \\
& + \beta_{20} \text{償還払いﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_{21} \text{独自電話ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_{22} \text{県電話相談委託先医療機関ﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_{23} \text{県電話相談委託先公益法人ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \beta_{24} \text{市救急医療啓発度合}_{it} + \beta_{25} \text{県救急医療啓発度合}_{it} \\
& + \beta_{26} 2013\text{年度ﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_{27} 2015\text{年度ﾀﾞﾐｰ}_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{6} \sigma_k \text{その他コントロール変数}_{kit} \\
& + \alpha_i + u_{it}
\end{aligned}$$

※ 県電話相談充実ﾀﾞﾐｰは県電話相談率が平均値より大きいものを1、以下のものを0とするﾀﾞﾐｰ変数である。

表7 基本統計量（一部抜粋）

		観測数	平均	標準偏差	最小	最大
自己負担金ダミー	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.5787546	0.4942115	0	1
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.1135531	0.3175587	0	1
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.1501832	0.3575785	0	1
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.0586081	0.2351051	0	1
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.047619	0.2131541	0	1
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.014652	0.1202656	0	1
電話相談充実ダミーとの交差項	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.2289377	0.4205344	0	1
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.047619	0.2131541	0	1
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.029304	0.168812	0	1
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.007326	0.0853562	0	1
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.0201465	0.1406302	0	1
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	546	0.0128205	0.1126027	0	1

7.2　推定結果と考察

推定結果は以下のとおりである。

表８　自己負担金ダミーとその電話相談充実ダミーとの交差項が
軽症者率へ与える影響（一部抜粋）

被説明変数:軽症者率				
	説明変数	係数	標準誤差	有意性
	～ *説明変数省略* ～			
自己負担金ダミー	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0119902	0.0147413	
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0143556	0.0185611	
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0225888	0.0197222	
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0159282	0.0234007	
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0261658	0.0260523	
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0031146	0.0381696	
電話相談充実ダミーとの交差項	一年齢当りの自己負担金600未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0178007	0.0142444	
	一年齢当りの自己負担金900未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0113436	0.0152577	
	一年齢当りの自己負担金1200未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0050525	0.0150934	
	一年齢当りの自己負担金1500未満ﾀﾞﾐｰ	−0.017867	0.0225042	
	一年齢当りの自己負担金1800未満ﾀﾞﾐｰ	−0.030606	0.0187709	
	一年齢当りの自己負担金2100未満ﾀﾞﾐｰ	−0.0703219	0.0332943	**
	～ *説明変数省略* ～			

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

結果は、自己負担金ダミーおよび自己負担金ダミーと電話相談充実ダミーの交差項は、後者の金額帯が 2100 未満のみ有意水準 5%で符号はマイナスを示した変数以外は、全て統計的に有意を示さなかった。

図 19 に自己負担金ダミーおよび自己負担金ダミーと電話相談充実ダミーの交差項の係数をグラフにした。有意性を示した係数は金額が 2100 未満の交差項のみであるため、あくまでも変化の傾向を基にした考察として以下に述べる。自己負担金が設けられた場合は電話相談をすることにより更に軽症者率が減少している。また、自己負担金額が 1200 円以降では、負担金額を増加させるほど軽症者率の軽減が逓増していることから、金額が増加するほど電話相談の頻度が増し、それに伴いより軽症者の抑制効果が働いていると推測することができる。仮説では、軽症者保護者の受診心理として「軽症と認識しつつ最終的な判断を求めている保護者」と「子の症状の不確実性が強い保護者」の二種類に分類したが、負担金額が 1200 円以降では、自己負担金のみのダミー変数が減少しているところも踏まえて考えると、「軽症と認識しつつ最終的な判断を求めている保護者」がより電話相談を利用するのに加え「子の症状の不確実性が強い保護者」のうちすぐ医療機関へ向かう保護者も電話相談を利用していると推測できる。

先述したこの二種の受診心理を区別する要素が、本研究では存在しないため、これらの受診心理をコントロールできる変数を導入することができれば、より精度高い分析ができる

ことが期待できる。

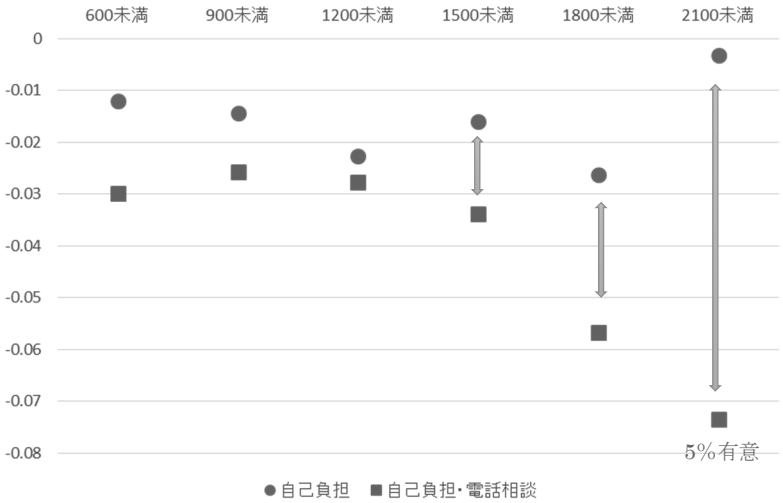


図 19　自己負担金ダミーおよび自己負担金ダミーと電話相談充実ダミーの
交差項の係数の変化

8. 居住地域から救急医療機関までの距離およびその差分が軽症度合に与える影響の分析

8.1　推定式

本分析は「4.仮説の 3 において提起した、軽症者の保護者はなるべく早く比較的高度な医療を受けさせたいというインセンティブのもと、初期救急医療機関より最寄りの二次救急医療機関を受診する傾向にあるのでは」という問題意識に基づく分析である。

説明変数の算出方法を以下に述べる。平成 22 年度国勢調査小地域データを使用し、地理情報システムに小地域データとアドレスマッチング処理をした初期および二次救急医療機関情報を取り込む。地理情報システムの空間結合機能で各小地域から最寄りの初期および二次救急医療機関の距離を計測する。小地域ごとに計測した最寄りの距離をその地域の小児人口に掛け合わせ市区町村の小児人口で割ることで、市区町村単位で小児一人当たり平均的最寄りの初期および二次救急医療機関までの距離とその差分（最寄り初期救急医療機関までの距離－最寄り二次救医療機関までの距離）算出する。

サンプルデータは「都道府県広域按分患者数」パネルデータ 546 件のうち、二次救急医療機関の名称、住所の情報提供のあった 6 自治体で、さらに初期救急医療機関より二次救急医療機関の近い市区町村サンプル 148 件を取り出し、変量効果モデルによる分析を行う。

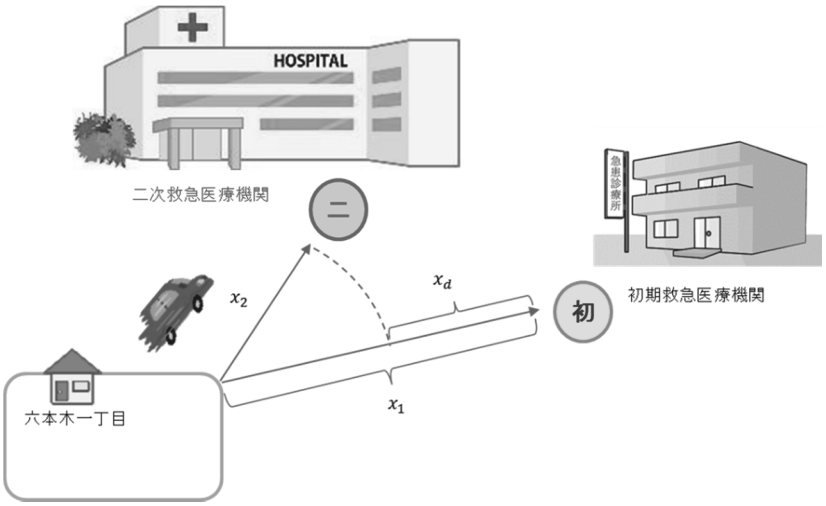


図 20　最寄り救急医療機関の距離の求め方イメージ

また、被説明変数および推定式を以下に示す。

$$\text{軽症度合} = \frac{\text{外来受診件数}}{\text{外来受診件数＋入院受診件数}}$$

$$\text{軽症度合} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_1 \text{年齢範囲}_{it} + \beta_2 \text{所得制限ﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_3 \text{自己負担ﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_4 \text{償還払いﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_5 \text{独自電話ﾀﾞﾐｰ}_{it} + \beta_6 \text{県電話相談率}_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

x_{1t}：市区町村ごとの小児一人当たりの最寄り初期救急医療機関までの距離、

x_{2t}：市区町村ごとの小児一人当たりの最寄り二次救急医療機関までの距離、

x_{dt}：差分（最寄り初期救急距離－最寄り二次救急距離）

なお、それぞれの距離算出式を以下に示す。

$$\overline{x_1} = \sum_{i=1}^{n} x_{1i} \cdot x_{pi} / \sum_{i=1}^{n} x_{pi} \qquad \overline{x_2} = \sum_{i=1}^{n} x_{2i} \cdot x_{pi} / \sum_{i=1}^{n} x_{pi} \qquad \overline{x_d} = \sum_{i=1}^{n} x_{di} \cdot x_{pi} / \sum_{i=1}^{n} x_{pi}$$

$\overline{x_1}$：市区町村の小児一人当たりの平均最寄り初期救急医療機関距離

$\overline{x_2}$：市区町村の小児一人当たりの平均最寄り二次救急医療機関距離

$\overline{x_d}$：市区町村の小児一人当たりの平均距離差分

x_{1i}：小地域から最寄り初期救急医療機関までの距離

x_{2i}：小地域から最寄り二次救急医療機関までの距離

x_{di}：距離差分$(x_{1i} - x_{2i})$

x_{pi}：小地域の小児人口

n：市区町村内の小地域の数

表 9　基本統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数:軽症度合	184	0.868699	0.093035	0.626866	1
初期救急医療機関までの距離(km)	184	8.505704	8.278382	1.072457	42.14356
二次救急医療機関までの距離(km)	184	5.258377	6.76185	0.578964	40.63991
差分(初期－二次)距離(km)	184	3.247327	4.357773	0.011845	21.87839
独自電話ダミー	184	0.233696	0.424336	0	1
年齢範囲	184	13.8913	2.497896	6	18
所得制限ダミー	184	0.418478	0.494655	0	1
自己負担ダミー	184	0.625	0.485444	0	1
償還払いダミー	184	0.195652	0.397784	0	1
県電話相談率	184	0.055798	0.031644	0.019582	0.130609
2013年度ダミー	184	0.353261	0.479287	0	1
2015年度ダミー	184	0.353261	0.479287	0	1

8.2　推定結果と考察

推定結果は以下のとおりである。

表 10　居住地域から救急医療機関までの距離およびその差分が軽症度合に与える影響

被説明変数:軽症度合	説明変数:初期救急医療機関距離			説明変数:二次救急医療機関距離			説明変数:距離差分(初期－二次)		
説明変数	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
初期救急医療機関までの距離	0.000628	0.0011972							
二次救急医療機関までの距離				−0.001241	0.0014297				
差分(初期－二次)距離							0.005882	0.0022909	***
独自電話ダミー	−0.0422195	0.0139285	***	−0.0436709	0.0139293	***	−0.043001	0.0137322	***
年齢範囲	0.0005315	0.0019575		0.0008402	0.0019616		0.000499	0.0019305	
所得制限ダミー	0.0004871	0.0136308		0.0008439	0.0136382		0.0008112	0.0134282	
自己負担ダミー	0.0130311	0.0129079		0.0130476	0.0129002		0.010017	0.0127774	
償還払いダミー	−0.0149828	0.0178915		−0.0116104	0.0179699		−0.0124927	0.0175008	
県電話相談率	−0.3934396	0.2493651		−0.3673798	0.2500031		−0.3460697	0.2452968	
年度ダミー									
観測数		184			184			184	
決定係数		0.0975			0.0958			0.0952	

***,**,*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

仮説に基づくと、初期救急医療機関までの距離が増加するほど軽症度合は増加し、二次救急医療機関までの距離が増加するほど軽症度合は減少する。説明変数が距離差分の場合、初期救急医療機関までの距離が二次救急医療機関までの距離より離れるほど軽症度合は増加する。表 10 の結果より、それぞれの説明変数で符号は全て、仮説と整合的であったが、説明変数が初期救急医療機関までの距離と二次救急医療機関までの距離の場合は統計的に有意ではなかった。一方、説明変数が差分の場合は有意水準 1%で符号はプラスとなった。初期救急医療機関が二次救急医療機関より１ｋｍ遠くなると約 0.59%軽症度合が増加した。

以上のことから、患者の保護者は救急医療機関にかかるときに、居住地域からそれぞれ最寄りの初期救急医療機関、二次救急医療機関の距離で受診を決定するのではなく、両者の距離の差で判断し、初期救急医療機関が遠くなるほど、近隣の二次救急医療機関を受診する傾向があるといえる。

9. まとめ

9.1　政策提言

前章の推定結果と考察から、以下の政策提言をする。

1．医療費助成の制限は重症者に影響なく、軽症者（モラルハザード）を抑制でき、自治体等の費用削減にも大きな効果があることから、積極的に導入すべきである。

本分析では、二次救急医療機関での所得制限や自己負担金の助成制限により軽症者を抑制する効果がある一方で、重症者を抑制していないことを示した。経済理論分析では、医療費の補助が何も無い状態から医療保険が適応されたときの患者便益を、患者にとっての経済厚生を改善する最も効率的な状態としているため、その超過需要を抑制する手段としては自己負担金額を増額するほど良いということになる。しかし、医療費助成制度が導入された背景として所得の再分配対策や重症化対策といった側面もある。それらの背景にある対策と自己負担金増額はトレードオフ関係があるため、所得制限と併せながら自己負担金を増額することが必要となる。

また自己負担金額の設定に際しては次の点に留意しなければならない。助成制限は救急時だけでなく、医療全般にかかるものである。仮に、自己負担金の増額は、将来の医療費請求額を減らそうと保護者は子どもの健康を日頃から気をつけるように促すことになる反面、患者が日常の予防的な診療さえも受診することを妨げかねない。特に、医療サービスは上級財である。すなわち保護者の所得が増加するにつれて、医療サービスの消費量が増えることから、それとは反対に低所得者は家計に占める医療費を少しでも抑えようと、日常的な医療をさらに回避する可能性が高い。結局、早期に治療していれば抑えることのできた医療費が、重症化することで、さらに高額な緊急的、集中的治療を受ける結果となる可能性が考えられる[15]。この問題を軽減するための政策の一案として、乳幼児健診を受診した場合には自己負担金額を軽減する方法である。

病気の早期発見や、子どもの体質に基づいた医師や保健師の助言・指導により保護者の子どもの健康に対する意識や知識も向上することで、将来の医療費抑制に期待ができ、自己負担金額を軽減することで日常的医療を回避することを防ぐ役割も果たす。2014（平成26）年度で乳児の受診率は約88%、1歳6か月児、3歳児は9割を超えるが、4歳以降は約79%であったことから[16]、健診の充実の余地はある。自治体の窓口に健診結果を貼付して医療費助成申請すれば自己負担金額が軽減されると知れば、受診率は間違いなく向上するだろう。

2．都道府県の電話相談は軽症者を抑制する効果があるため、需要によって回線数等体制を充実させるべきである。市独自に行う電話相談についても県の電話相談の機能等補完すべき役割として、導入すべきである。

都道府県の電話相談は、実施時間帯が様々であり、深夜や休日日中行っていない地域も

---

15 ロジャー・ミラーら（1995）

16 厚生労働省「平成26 年度地域保健・健康増進事業報告の概況」

ある。また、需要も年々伸びており、混雑時には電話が繋がりにくい状況も起こっている。この問題を解消するために、都道府県は回線数や相談員を増やすことや、また、市区町村で不足分を補うのも一つの方法である。規模の経済性から考えると、都道府県一本化は合理性がある。それぞれの市町村が委託する電話相談で常に電話が鳴り続けている状況や問合せが集中する時間帯は別として、問合せのタイミングに差異はあるはずである。その場合には各都道府県一箇所に相談体制を集中させることで、各市区町村で設置するよりかは少ない回線数、相談員の設置で対応可能と思われる。しかし、市区町村独自の電話相談は近隣の病院事情等把握した上で相談に応じることができるなど、より地域に密着した細やかな対応が可能であるという利点もあるため、トレードオフを考慮して、効率的な方法を模索すべきである。

3．二次救急医療機関より初期救急医療機関のほうが遠方の地域は特に、二次救急の軽症者の増加が予想されることから、自治体は電話相談体制を充実させ、利用促進すべきである。

医療機関までの距離のモラルハザードを抑制する目的だけで考えるのなら、初期救急医療の機能を二次救急医療機関に一本化することで、初期救急医療機関で完全に軽症者をスクリーニングし、二次救急医療機関への流入を防ぐことが可能である。しかし、この方法は、地域医師会との調整、機能移転費用、機能移転による住民への周知等コストのほうが遥かに大きいと思われる。また、仮に二次救急医療機関が混雑していない場合は軽症者を診療しても問題は発生せず、むしろ救急医療機関が地域に分散しているほうが患者の移動コストは削減できる。従って、便益だけでなく費用も含め社会的に効率的かを検証しなければならず、本研究で提言できる実現可能で合理的な解決策としては、そのような地域においては軽症者の不要、不急の受診を避けるために、電話相談の利用促進を周知することである。

9.2　今後の課題

質問票により得たデータは年間の各自治体における全小児患者数である。年齢層によっては、モラルハザードの起こりやすさも異なるものと思われる。年齢層別に分析できれば、各年齢層で自己負担金額の水準を変えるなど、効果的な軽症者抑制策を考察できるだろう。

二次救急医療体制は各自治体が地域の救急医療機関に対して補助金を交付あるいは委託することで維持している。質問票で収集したデータはその事業実績報告として医療機関が各自治体に提出した報告の中に含まれている件数である。従って、患者数は公開を目的としておらず、患者数の集計方法も各病院の裁量となる。実施体制も様々で、都道府県が主で行っている自治体もあれば、幾つかの市区町村のまとまった広域体制で行っている自治体もあり、質問票の作成やデータセットの作成はかなりの時間を費やした。最終的に分析で使用したデータは、都道府県より回答のあった医療機関別あるいは医療圏別の患者数をその対象地域の小児人口で按分したデータだった。今後、データの集計方法等ルールが全国的に画一化されれば、救急医療分野で統計的研究が発展するだろう。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、小川博雅助教授（主査）、鶴田大輔教授（副査）、前川燿男教授(副査)、三井康壽教授（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター）をはじめとする教員の皆様から大変貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

また、ご多忙な業務の中、救急医療に関する質問票にご回答いただいた関東、近畿地方の都道府県、市区町村のご担当者様にも、深く感謝申し上げます。

加えて、一年間をともに過ごし、支えてくださった 2016 年度まちづくりプログラム並びに知財プログラムの同期の皆様には、心より感謝申し上げます。

最後に、貴重な研究の機会を与えてくださった派遣元に感謝申し上げるとともに、研究生活を全面的に支えてくれた妻と子どもたち、家族に改めて感謝します。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における内容・見解に関する誤りは、すべて筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

・井伊雅子、大日康史（2002）『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社
・岩本千春（2010）『自治体の医療費助成事業にみる助成金による財政の垂直的外部性』公共選択の研究 第 54 号
・小林成隆・西川義明（2008）『地方単独事業としての医療助成の終焉と新たな動き』名古屋文理大学紀要第 8 号
・多田道之（2005）『乳幼児医療費助成制度の小児救急医療への影響に関する研究』政策研究大学院大学
・酒井順哉・酒井俊彰・増田阿耶（2010）『小児救急電話相談事業導入による軽傷小児患者減少効果に関する研究』医機学 Vol.80, No.5
・高久玲音（2015）『乳幼児医療費助成の健康効果－小学生以上への拡充は健康指標に影響なし－』Monthly IHEP 10 月号 No.246
・田中祐介（2013）『乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析』政策研究大学院大学
・西川雅史（2010）『乳幼児医療費助成制度の一考察（上）―都道府県における所得制限と自己負担―』青山経済論集 第 62 巻第 3 号
・別所俊一郎（2012）『子どもの医療費助成・通院・健康』季刊・社会保障研究 Vol.47 No.4
・松本悠貴・星子美智子・森松嘉孝・森美穂子・久篠奈苗・石竹達也（2015）『バーンアウトおよびワーク・エンゲイジメントの観点から分析したコンビニ受診と医師の疲労との関連性』日本公衛誌第 62 巻第 9 号

・丸茂裕和（2000）『わが国　救急医療体制発展の歩み』日救急医会誌 2000；11；311-22
・ロジャー･ミラー、ダニエル･ベンジャミン、ダグラス･ノース（1995）『経済学で現代社会を読む』日本経済新聞社

補論

「2.4　救急時の電話相談の意義についての一考察」について捕捉する。

本研究ではコンビニ受診の電話相談による抑制効果について分析したが、分析結果では電話相談の導入や充実によって軽症者の抑制が確認できたものの、電話相談利用が患者保護者を適切な行動に促し、最終的に安心できるに至ったかという患者にとっての効果は分析することができなかった。しかし、スクリーニングが真に機能するためには、看護師や医師等の相談員の対応だけでなく、相談する患者の視点や行動に基づき分析しなければ効果は見えてこない。現行の電話相談の連絡経路は③の軽症・育児相談者に対しては大きな効果があるものの、②の悪化したケースや①の重症者の場合の損失は大きい可能性があり、改善する余地があることを考察した。そこで、問題を軽減する一案として図 21 の仕組みを考えてみた。

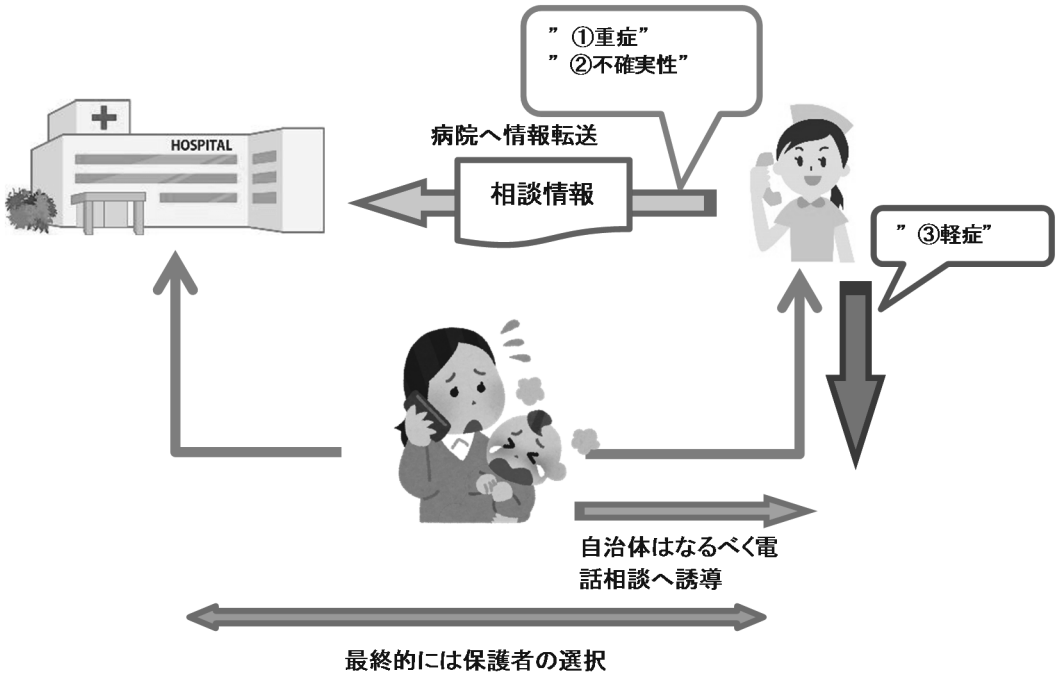


図 21　患者にとって望ましい電話相談の一案

図 21 の③軽症・育児相談者にとっては、従前のとおりであるが、②不確実性で症状が悪化した場合及び①重症者の場合は、原則、1 回の電話連絡、1 回の症状説明で案内すべきである。その実現のためには、図 21 のとおりシステム化し、相談状況をコンピュータに入力

後、診察可能な救急医療機関にその情報と、患者との連絡を繋ぐ機能が必要である。電話相談の看護師が相談に応じ、少しでも②の悪化ケースや①のケースを察知したときは、このシステムにより迅速に看護師が救急医療機関の医師にアクセス後、相談内容を転送することで、医師は症状を把握し追加の情報を把握すれば良いだけで、迅速な助言、指示が可能となる。なお、このシステム導入に向けては、費用対効果を分析し、試験運用後定量分析などの効果の検証が必要であり、これらは今後の課題であると考えられる。

小児救急医療患者数等質問調査票

貴自治体名　都道府県名（　　）　市区町村名（　　）

※　本質問調査は貴自治体で実施している小児科の二次救急医療機関における患者数等の調査です。

※　**小児救急という位置づけで行っていない場合**は、内科(外科等が含まれる場合は含めて構いません)で年度末年齢15歳以下の救急患者数のご記入をお願いします。

※　**二次救急医療という位置づけが無い場合**は、入院を必要とする重症患者に対応する救急医療機関における小児（年度末15歳以下）の患者数でご記入お願いします。
また、初期（一次）救急医療という位置づけで重症、入院患者まで同医療機関で扱う場合は初期救急医療機関の小児患者数のご記入をお願いします。

※　本質問調査は問１から順にお答えください。

※　”はい、いいえ”などの選択肢は、該当の項目に【はい】と”【】”で囲ってください。

問１ 小児二次救急医療事業(入院を必要とする重症患者に対応する救急医療)を複数の自治体で広域で行っておりますか。

はい	いいえ

”はい”と回答された場合は広域で行っている自治体名をご記入お願いします。
また、幹事（取りまとめ）をされている自治体様がありましたら”【】”を付けてください。

広域で行っている自治体名	

問２ 小児二次救急(入院を必要とする重症患者に対応する救急医療)医療機関別の年度ごとの患者数等についてご記入お願いします。(※広域で行っている幹事自治体様以外の自治体様で患者数を把握されていない場合はご記入いただかなくて結構です。)

救急医療機関名	平成23年度			平成25年度			平成27年度		
	外来患者数	入院患者数	合計患者数	外来患者数	入院患者数	合計患者数	外来患者数	入院患者数	合計患者数
	当番日数			当番日数			当番日数		

※　軽症・重症別で患者数を管理している場合は”軽症→外来”へ、”重症→入院”へご記入お願いします。

※　救急医療機関数が上の欄の数を超えるようなことがあれば、お手数ですが行を追加してください。

問３ 小児二次救急(入院を必要とする重症患者に対応する救急医療)医療において貴自治体在住住民の患者数の集計を行っている場合はご記入をお願いします。

市区町村名	平成23年度			平成25年度			平成27年度		
	外来患者数	入院患者数	合計患者数	外来患者数	入院患者数	合計患者数	外来患者数	入院患者数	合計患者数

※　外来・入院の内訳が不明な場合は合計にご記入お願いします。

問４ 都道府県実施の電話相談事業（＃８０００）以外での自治体独自の救急電話相談事業について

行っている	行っていない

※”行っている”を選択した場合は下記にもご記入お願いします。

電話相談機関と二次救急医療機関を同一の機関で実施している	はい	いいえ

実施開始年度	

	平成23年度	平成25年度	平成２７年度
実施時間帯（平日夜間）			
実施時間帯（休日）			
↓指示内容　（件数）			
①すぐ１１９番か医療機関へ			
②翌日昼間、病院へ			
③心配なし			
④その他（育児相談等）			
計			

※　実施時間帯（休日）の実施がなければ欄に直接”×”とご記入ください

※　指示内容別件数については、内訳件数が不明な場合は合計件数のみご記入お願いします。

問５ 救急医療啓発事業等の実施実績について

（※　実施した場合は、該当部分に”○”印をお願いします。）

			年度実績		
			平成23年度	平成25年度	平成２７年度
対象者を限定したもの（子育て中の保護者等）	講演・講座・啓発事業	既存事業活用（赤ちゃん学級、両親教室、保育所入所説明会等）			
		単独開催（医師等による講話、救急法の実習等）			
		個別対応（乳幼児健診の待ち時間等）			
	啓発グッズ、広報	メルマガ、救急ハンドブック等情報冊子の配布			
		啓発グッズの配布（講座、健診時等に配布）			
その他独自の取り組みがあれば下記にご記入願います。（　　）					
特に無し					

問６ 小児二次救急（入院を必要とする重症患者に対応する救急医療）医療機関に軽症患者が受診するいわゆる”コンビニ受診”を抑制するために、問４の「電話相談」や問５「救急医療啓発」事業以外で自治体様独自に取り組まれていることはございますか。

はい	いいえ

※　”はい”とお答えの場合は以下の取り組み内容を具体的にまた、実施年度に”○”ご記入お願いいたします。

取組み内容（　　）						
実施年度	平成23年度		平成25年度		平成２７年度	

※ 積極的にご記入いただけると大変参考になります。

問７ 小児・子ども医療費助成制度（”外来”の条件で入力お願いします。）

（医療費助成についての担当部署が異なりましたら、お手数ですがお伺いしていただけると大変助かります。）

	平成23年度	平成25年度	平成２７年度
年齢制限	（　　）～（　　）	（　　）～（　　）	（　　）～（　　）
所得制限※１			
一部自己負担金※２	有・無	有・無	有・無
	条件・金額（　　）	条件・金額（　　）	条件・金額（　　）
負担方法※３	現物支給・償還払い	現物支給・償還払い	現物支給・償還払い

※１：所得制限を行っている場合は”○”、行っていない場合は”×”のご記入お願いします。

※２：条件・金額欄は「3歳～小学3年生　初診500円」「小・中学校　1回200円まで」のようにご記入お願いします。

※３：償還払いとは貴自治体内医療機関での適用についてお伺いしております。

附録：『都道府県へＥメール等で依頼した質問票内容』

小児救急電話相談事業実施体制等質問調査票

都道府県名＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿＿

※　ご回答可能な年度のデータのご入力をお願いいたします。

問１　実施開始年度、実施時間帯、電話回線数をご記入願います。

実施開始年度	

	平成２１年度	平成２２年度	平成２３年度	平成２４年度	平成２５年度
実施時間帯（平日夜間）					
実施時間帯（休日）					
電話回線数					

	平成２６年度	平成２７年度
実施時間帯（平日夜間）		
実施時間帯（休日）		
電話回線数		

※　休日の実施がなければ”×”とご記入お願いします。

※　実施時間帯(平日夜間)は例えば”19:00～翌朝7:00”、(休日)は”7:00～翌朝7:00”と入力お願いします。

問２　実施主体いずれかに○をお願いします。

	平成２１年度	平成２２年度	平成２３年度	平成２４年度	平成２５年度	平成２６年度	平成２７年度
医師会・医療機関等							
公益法人等							
民間会社							

問３　電話相談後、相談者の行動の観察等の事後フォローを行っておりましたら、いつから、どのような方法でおこなっているかご記入お願いします。（※行っていなければ”無し”とご記入ください）

問４　救急医療啓発事業等の実施実績について

（※　実施した場合は、該当部分に”○”印をお願いします。）

			年度実績						
			平成２１年度	平成２２年度	平成２３年度	平成２４年度	平成２５年度	平成２６年度	平成２７年度
対象者を限定したもの（子育て中の保護者等）	講演・講座・啓発事業	既存事業活用(赤ちゃん学級、両親教室、保育所入所説明会等)							
		単独開催(医師等による講話、救急法の実習等)							
		個別対応（乳幼児健診の待ち時間等）							
	啓発グッズ、広報	メルマガ、救急ハンドブック等情報冊子の配布							
		啓発グッズの配布（講座、健診時等に配布）							
その他独自の取り組みがあれば下記にご記入願います。（ ）									
特に無し									

問５　小児二次救急医療(入院を必要とする重症患者に対応する救急医療)機関に軽症患者が受診するいわゆる”コンビニ受診”を抑制するために、電話相談事業や救急医療啓発事業以外で自治体様独自に取り組まれていることはございますか。

はい	いいえ

※　”はい”とお答えの場合は以下の取り組み内容を具体的にまた、実施年度に”○”をご記入お願いいたします。

取組み内容（　　）							
実施年度	平成２１年度	平成２２年度	平成２３年度	平成２４年度	平成２５年度	平成２６年度	平成２７年度

附録：『都道府県へＥメール等で依頼した質問票内容』

小児救急電話相談実績質問調査（地域別統計）

平成27年度（ご回答可能な年度のデータのご入力をお願いいたします。）

都道府県名

※　集計単位が医療圏ごとであれば医療圏名と該当市区町村名をご記入お願いします。

【例：●●医療圏（Ａ市、Ｂ市、Ｃ市）】

※　集計単位が地域ごとに別れていなければ「市区町村名又は医療圏名」欄に”合計”と、ご記入お願いします。

※　もし指導内容等各項目の内訳けが明らかに異なりましたら、書き換えていただいて構いません。

問６　地域別の相談件数

No.	市区町村名又は医療圏名	相談時間帯別件数				相談対象年齢別件数				指示内容別件数				
		休日日中	準夜帯	深夜帯	計	未就学	小学生	中学生	計	すぐ１１９番か医療機関へ	翌日昼間、病院へ	心配なし	その他(育児相談等)	計
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0
					0				0					0

二次救急医療（入院を必要とする重症患者に対応する救急医療）患者数質問調査（地域別統計）

平成27年度（ご回答可能な年度のデータのご入力をお願いいたします。）

都道府県名

※<u>**下表①について**</u>、最も望ましいのは救急医療機関別の件数ですが、貴自治体での集計方法により「救急医療機関別」あるいは「市区町村別」あるいは「医療圏別」で記入お願いいたします。なお、集計単位が医療圏ごとであれば医療圏名と該当市区町村名をご記入お願いします。　【例：●●医療圏（Ａ市、Ｂ市、Ｃ市）】

※<u>**下表②について**</u>は、①を「市区町村別」あるいは「医療圏別」での集計単位の場合のみ、お手数ですが、その地域の対象とする救急医療機関（病院）名をご記入ください。

※<u>**救急医療機関の当番日数**</u>を大変お手数ですが、集計単位が「救急医療機関別」の場合は、救急医療機関名の後ろに（例：〇〇病院（日数150日））のようにご記入願います。

※　集計方法が軽症、重症別であれば”<u>軽症→外来</u>”、”<u>重症→入院</u>”に件数の記入をお願いします。

問７　地域別の患者件数

№.	①　救急医療機関（病院）名又は市区町村名又は医療圏名	②　対象救急医療機関（病院）名	③　小児二次救急医療患者件数		
			外来	入院	計
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0
					0

介護事業者の不正行為を防止する取組と
モニタリング効果の検証

【要旨】

本稿では、2006 年(平成 18 年)の介護保険法改正および指針等の改正の中の指導周期の変更点に着目し、介護サービスの苦情率と利用率そして虐待率についてパネルデータを用いた実証分析を行い、行政が指導を行うことによって介護事業所のサービスの質の改善を促すモニタリング効果について分析した。併せて、その指導の結果を行政が公表しているかという視点での分析も行った。行政が行う介護事業所への指導は介護サービスの質の向上と虐待等の不正行為を防止する目的を持っている。結果として、施設系の介護事業者を対象に行政が指導する場合と居宅系の介護事業者を対象に行政が指導する場合で異なる結果が得られた。施設系は短い指導周期において質を高める傾向が見られるのに対し、居宅系は行政が情報公表を行うことが有効であることが明らかになった。また、虐待に対する現在の行政による指導のあり方が必ずしも有効であるとは言えないという結果を得た。これらの結果を踏まえ、行政が介護事業所へ行うモニタリングに関しての提言を行う。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16708　高田　拓元

目次

1　はじめに 327
2　制度の概要 328
2.1　介護保険制度の創設と事業者の増加 328
2.2　介護不正行為の内容と先行研究 328
2.3　行政の役割 329
2.4　指導と監査 330
2.5　指導に関する問題意識 331
3　理論分析と仮説 331
3.1　介護サービスと情報の非対称性 332
3.2　モニタリングに関する理論分析 332
3.3　情報公表に関する理論分析 333
4　実証分析 333
4.1　介護サービスの質と指標 333
4.2　データ 334
4.3　実証分析 1　施設サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして 336
4.3.1　分析方法と推計式 336
4.3.2　被説明変数と説明変数 336
4.3.3　推計結果 338
4.4　実証分析 2　居宅サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして 339
4.4.1　分析方法と推計式 339
4.4.2　被説明変数と説明変数 340
4.4.3　推計結果 340
4.5　実証分析 3　サービス種別なし、虐待率を被説明変数にして 341
4.5.1　分析方法と推計式 342
4.5.2　被説明変数と説明変数 342
4.5.3　推計結果 343
5　考察 344
5.1　施設と居宅 344
5.2　虐待 345
6　まとめ 346
6.1　政策提言 346
6.2　今後の課題 347
6.3　おわりに 347
謝辞 348
参考文献 348

1 はじめに

2000 年(平成 12 年)に介護保険法が施行されてから 16 年が経過している。この 16 年の間にはコムスン事件を初め様々な介護サービスに関する不正事例が発生した。コムスン事件は介護不正請求というお金に絡んだ不正であり、森宮(2007)はその要因を介護人材確保の難しさなどとしている。そのほかには人員や運営基準を満たすことなく介護サービスを行う基準違反、行政に適正に報告、申請を行わない虚偽、さらには利用者への虐待と多岐にわたる。こういった行為は利用者の尊厳を損ないケアの質を落とし、介護保険制度全体への信頼を貶める、看過されてはならないことである。そのため、行政は事業者へ対し指定取消を初めとする行政処分を下してきており、現在までの指定取消処分は 1000 件を超えている。国を初めとする行政機関は、不正を未然に防ぐことや、発生した不正事例に適切な処分を下せるように取り組み、また制度の改正を行ってきている。

介護事業所への実地指導もそのような施策のひとつである。これは、介護事業者へ行政が立ち入り適切な介護サービスが提供されるように助言・調査を行うものである。2006 年の介護保険法等の改正に伴い、何年に一度指導を実施すると定められていた指針がなくなり、各自治体の裁量に任せられるようになった。厚生労働省はこれにより効率的で効果的な実施となるとしているが、指導の実施にはばらつきが見られるようになっている。そうなると行政が介護事業者へ指導を行うことによるサービスの質の改善効果にも違いが見られるのではないか、という問題意識を持った上で、実証的に分析を行ったのが本稿である。

介護不正に関する研究としては森宮(2007)のほか、吉田(2016)や永島ら(2010)が虐待防止策の検討を、また永田(2001)や金井(2007)、角谷(2011)が介護サービスの質を高める分析を行ったものがあるが、行政による指導に着目し、その目的である介護の質の確保や虐待等の防止について定量的に分析を行ったものは筆者の知る限り見当たらない。

そこで、本稿では、行政が行う指導により介護サービスの質に与える効果について実証分析を行った。具体的には行政が指導を何年に一度実施しているか、また、その指導結果を行政が公表しているかどうか、について介護サービスの苦情率、利用率、虐待率の 3 指標を用いて分析を行ったものである。苦情率は介護サービスの質に対する不満足度を示す指標である。また利用率は介護サービスの質に対する利用者の行動から表される指標である。そして虐待率は高齢者への悪質な不正行為の一端を表す指標である。分析の結果、施設系の介護事業者に対する指導と居宅系の介護事業者に対する指導で異なる効果が見られた。施設系は行政が指導を短い周期で行うことが介護サービスの質を高める傾向が見られるのに対し、居宅系は行政が情報公表を行うことが有効であることが明らかになった。また、虐待に対する現在の行政による指導のあり方が必ずしも有効であるとは言えないという結果を得た。これらの分析結果を踏まえ、行政が介護事業所へ行う指導の適切な周期やその結果の公表を進めること、また虐待を防止するための取組について提言を行った。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第 2 章で介護保険制度の創設から不正行為の内容、そして行政の役割である指導について整理し、第 3 章では指導とモニタリングおよび

情報公表に関する理論分析、第 4 章で実証分析を行う。そして第 5 章では実証分析についての考察を行い、第 6 章において政策提言を行い、また今後の課題を整理する。

2 制度の概要

この章では、介護保険制度の概要や介護不正行為の経緯と現状及び不正防止のための行政の取り組みを把握し、本稿で取り組む課題の前提を明らかにする。そこで、まず介護保険制度創設とその担い手について整理を行い、次にこれまでの介護不正問題について触れる。そして、介護不正が起きる中での行政の役割と取り組みについて述べた上で介護事業者への指導監査について整理する。

2.1 介護保険制度の創設と事業者の増加

介護保険制度は、「措置から契約へ」や「介護の社会化」を掲げて 2000 年に始められた制度である。措置制度は行政がどの高齢者にどのようなサービスが必要かを決定する行政処分を基本としていた。これが介護事業者と介護サービス利用者との契約を基本とした制度へ改められたのである。このことを金井(2007)は従来の措置制度における行政処分から権利としてのサービス利用、契約によるサービス利用へと転換するパラダイムの転換による制度変革であったと述べている。また、核家族化や高齢化が進む中で、介護を必要とする者の家族だけでなく社会全体で高齢者の介護を支え合う仕組みにするという理念もあった。

措置から契約へ、や介護の社会化を実現するために行われたことのひとつに参入の自由化がある。措置の時代においては、自治体や社会福祉法人により行われていた高齢者福祉サービスに、営利法人や NPO などの多くの事業者が参入することが可能になったのである。安立(2008)はこのことについて、多様な介護サービス供給主体による量的および質的な向上という一種の社会実験という側面をもっており、全国に多様な介護サービス供給事業者が現れた、と表現している。これにより、2000 年の制度開始時にはおよそ 7 万ヶ所だった介護事業所数が 2014 年には 20 万を超えるほどとなり、およそ 3 倍となっている。[1]

2.2 介護不正行為の内容と先行研究

増加を続ける介護事業所の中には不正行為を行い、行政処分を受けるところが少なからず存在しゼロとなることがない。図 1 のとおり、2000 年から 2014 年までに 1225 の介護事業所が指定取消を受けている。また、取消に次ぐ重い処分である効力の停止と合わせると 1714 事業所となっている。中でも大きな事例としては 2006 年から 2007 年にかけて起きたコムスン事件であり、大きな問題となった。

[1] 厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査(2000～2014)」より
http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/24-22-2.html

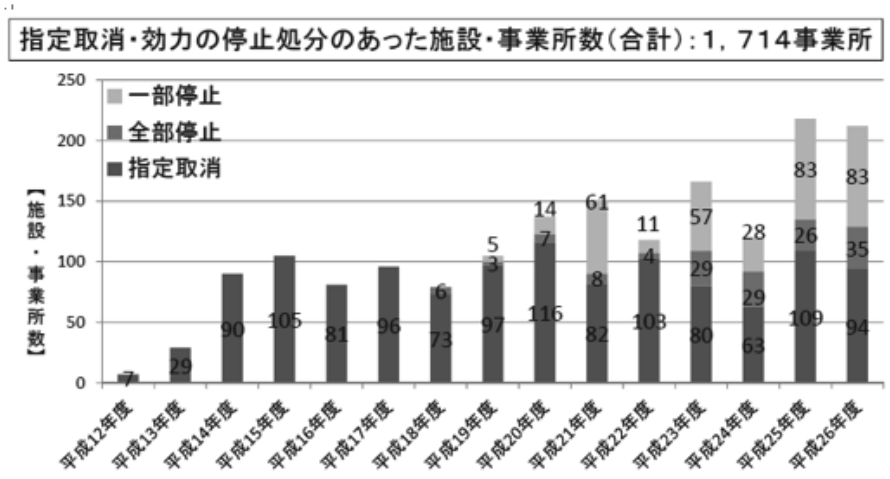


図 1　指定取消・効力停止件数の推移

出典：厚生労働省 HP「介護サービス事業所に対する監査結果の状況及び介護サービス事業者の業務管理体制の整備に関する届出・確認検査の状況」

指定取消に至った介護不正の種類としては、不正請求、運営基準違反、人員基準違反、虚偽報告、虚偽答弁、虚偽申請、法令違反に分類される。不正請求はたとえば実際には提供していないサービスについての介護報酬を不正に請求するものであり、運営と人員の基準違反はサービスごとに定められた基準を満たしていないこと、虚偽に関するものはその名の通り報告等に関して虚偽を行い続けたこと、そしてその他法令に違反する行為をしたことなどがある。このような不正を行った結果、事業所運営を取り消される事態となるのである。さらに利用者への虐待による取消もしばしばあり、事業所運営のあり方が問われることも少なくない。

コムスン事件は、不正請求が全国的な規模で起こった事例であり、不正が発覚した 2007 年時点、全国で 2000 箇所以上の事業所を運営していたコムスンはついに介護市場から撤退することとなったのである。コムスン事件に関しては、森宮(2007)がその原因について研究を行っているが、その不正行為発生の要因として人材不足から人員基準を満たすことができなくなったことを挙げており、解決策として介護報酬の見直しが求められるとしている。

また、2015 年には神奈川県川崎市の有料老人ホームにおいて 3 人の高齢者が転落死したことを発端として暴行や虐待が発覚している。虐待に関して吉田(2016)は施設従事者がとらえる虐待発生要因として職員のストレスや感情コントロールの問題であることを明らかにしている。

2.3 行政の役割

行政にはこのような不正行為を未然に防ぎ、また発生してしまった際には適正な処分を下すことが求められる。行政には介護事業者の指定監督権限が与えられており、2000 年の介護保険制度開始以後参入が自由化されたとはいえ、介護事業者は行政からの指定や指導

を受けなければならない。永田(2001)によれば、高齢者介護サービスを提供する仕組みが措置から契約へと変わったことにより、介護サービスの質の保障に対する社会的要請が、著しく高まったとされる、としている。指定監督権限はこうした介護サービスの質の保障を支える機能として存在している。

また不正行為とは法律上正しくない行いをすることであり、国の定める最低基準をも満たさない質の悪い介護サービスを提供する、と言い換えることができると考えられる。したがって不正行為を未然に防ぐとは、直接的に虐待等が起きるのを発見し止めるということのほかに、質の悪い介護サービスを改善または取り除く、という側面を持っているのである。本稿ではこの考え方を基本とし、行政による指導の重要な目的であるサービスの質の確保に注目した上で、その検証のための実証分析を行っている。

発覚した不正行為には厳しい処分が下される。指定取消、指定の効力停止(全部・一部)、改善命令、改善勧告など、その不正度合いによって複数の処分内容が設けられている。たとえば 2014 年度は全国で、指定取消 94 件、指定の効力停止(全部 35 件・一部 83 件)、改善命令 0 件、改善勧告 399 件が行われており、後を絶たない不正行為に対する行政の役割が果たされていると見ることができる。

2.4 指導と監査

行政による取り組みの最も基本となるものが指導および監査である。指導と監査は、介護保険制度開始前の措置制度下においても実施されてきた方法であり、行政職員が実際に目で見ることによって行われる。指導については介護保険法(以下、「法」という)第 23 条および第 24 条を、監査については法第 70 条以下の各サービスに該当する条文を根拠としている。

その目的について厚生労働省は、指導は制度管理の適正化とよりよいケアの実現、監査は不正請求や指定基準違反に対する機動的な実施とし、これにより適切な運営を行っている介護サービス事業者等を支援するとともに、介護保険給付の適正化に取り組むとしている。また、高齢者の尊厳を保持し良質なケアが提供される体制を継続させることおよび高齢者への虐待を防止することにより、介護保険制度への信頼性を維持し制度の持続可能性を高めるための重要な役割の一翼を担っている。特に介護保険制度の各サービスは、保険料と公費で賄われる公益性の高い事業である一方、多様な運営主体の参入が可能であることから、指導監督という事後規制が適切に機能されなければならない[2]、としている。すなわち、指導は介護サービスの質の確保・向上を図ることを、監査は不正行為に対して事後的に権限を適切に行使することが求められているのである。この指導と監査について永田(2001)は、介護サービスの質に関する最低基準保障としての重要な役割を担うものである、としている。

[2] 厚生労働省「全国介護保険高齢者保健福祉担当課長会議資料(2016)」より
http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-rouken.html?tid=129155

指導の中身は運営指導と報酬請求指導に分かれている。運営指導は虐待防止や身体拘束禁止等の観点から行われ、報酬請求指導は介護報酬請求が適切に行われているか、またそのために必要な人員体制が整っているかなどの観点から行われる。また、指導は実施形態によって実地指導と集団指導に分かれており、実地指導が介護事業所へ出向き調査を行うのに対し、集団指導は介護事業所を集めて行うという違いがある。実地指導は、通常 2 名程度の行政職員が事業所に立ち入り、サービス提供状況や報酬請求関係の書類を確認するとともに、利用者の生活実態について調査することになる。人員体制は適切か、報酬請求は適切か、そして利用者に適切なケアがなされているか、このように指導を行うことにより介護サービスの質の確保と向上を図っているのである。集団指導は一度に多くの介護事業者を対象とするため効率的に行うことができるが、介護サービスが提供されている現場に立ち入るわけではないので、実地指導の役割は重要であると考える。

2.5 指導に関する問題意識

本稿では、指導の中でも実地指導を重視している。実地指導を重視する理由としては、2006 年の介護保険制度改正にある。

2006 年に介護保険法の大きな改正が行われた。具体的には、指定更新制の導入や、行政処分として改善勧告や改善命令が出せるようになったこと、また情報公表制度の導入[3]などがあるが、これに伴い、厚生労働省の指導指針も見直されている。その中で実地指導回数(以下、「指導周期」という)に関する規定が廃止された。指導周期に関する規定とは、実地指導を施設(介護老人福祉施設(特別養護老人ホーム)、介護老人保健施設、介護療養型医療施設)は 2 年に 1 回、居宅(施設以外の介護サービス)は 3 年に 1 回行うとしていた規定でありこれを廃止したということである。このことについて厚生労働省は各自治体において効率的かつ効果的に実施することとしている。

本稿の問題意識は、この指導周期に関する規定の廃止が効果的な改正であったといえるのか、にある。つまり、規定が廃止されたことは行政によっては指導回数が減少することにつながり、それにより指導の目的である介護サービスの質の確保・向上を果たせなくなっていないかを検証していくこととする。加えて、本研究を進める過程で実地指導に関する結果の公表有無に関して行政により取り組みに差異があることが確認されたので、この効果についても合わせて分析を行う。

3 理論分析と仮説

この章では、介護サービスと実地指導の役割についてミクロ経済学の情報の非対称性の観点から考察を行う。まず、介護サービスと情報の非対称性について整理を行い、実地指導におけるモニタリングと情報公表の効果について述べることとする。

[3] 情報公表制度については渡邉(2016)が詳しい。

3.1 介護サービスと情報の非対称性

情報の非対称性は市場の失敗のひとつであり、取引の当事者のうち一部の人が知っている情報をその他の人は知らないときのことを指す。

介護サービスにおいて言えば、介護事業者と介護サービス利用者の間におけるモラルハザードや逆選択が考えられる。ここでのモラルハザードとは介護事業者と介護サービス利用者が介護サービス契約を結んだ後になってから発生する行動選択の情報について、情報の非対称性がある場合のことを言う。介護事業者が適切に介護サービスを提供しているかの行動について、介護サービス利用者がすべてを知ることは非常に困難であるため、介護事業者が適切な行動を取らないおそれがある。また、ここで逆選択とは介護事業者と介護サービス利用者が介護サービス契約を結ぶ前の段階から存在する品質について、情報の非対称性がある場合のことを言う。サービス供給者である介護事業者は自らの介護サービスの質を知っているが、消費者であるサービス利用者は知らない、と考えられる。この場合、サービス利用者が良いサービスを選ぶことができなかったり利用をためらったりしてしまうおそれがある。

このように介護事業者と介護サービス利用者の間に情報の非対称性が存在するため、行政は実地指導という形で介入している。具体的には行政が介護サービス事業所で実際のサービス状況を確認、改善を促すモニタリングを行うことでモラルハザードの解消を、情報の公表を行政が行うことで逆選択の解消をそれぞれ進めている。このような取り組みにより、介護事業者と介護サービス利用者の間の情報の非対称をなくし、介護事業者の適切な行動を促すとともに介護サービス利用者が適切にサービスを選択できる環境が生まれるのである。

3.2 モニタリングに関する理論分析

モニタリングとは、仕事を依頼する側が引き受ける側を監視することを意味し、モラルハザードへの対策として行われる。経済学では依頼する側をプリンシパルと呼び本稿では介護サービス利用者のことを意味する。また引き受ける側をエージェントと呼び本稿では介護事業者のことを指している。介護サービス利用者が介護事業者の行動をすべて知ることや監視することは非常に困難であるため、現実には行政が介護事業者の行動をモニタリングしており、それが実地指導である。

実地指導では、行政が直接介護事業者に立ち入り適切な運営が行われているかを確認し、また介護サービスの質の改善について指導を行うこととされている。実地指導を行うことにより行政は介護事業者と介護サービス利用者の間のモラルハザードの解消を図り介護サービスの質の向上へつなげようとしているとすることができる。

では、第 2 章第 5 節で述べた指導周期に関する回数規定の廃止がどのように影響するかを考える。施設は 2 年に 1 回、居宅は 3 年に 1 回という規定が廃止されたことおよび増え続ける介護事業者を考えると、たとえば 4 年に 1 回、5 年に 1 回、6 年に 1 回といったよう

に指導周期が長期化していく傾向があるのではないかと予測される。そして、指導周期の長期化はモラルハザードの解消効果を弱めてしまうのではないか、逆に考えれば指導周期が長期化する中でも短い指導周期で取り組んでいるとき、介護サービスの質は比較的保たれているのではないかという考察のもと以下の仮説を設定する。

仮説 1　短い指導周期の中で行政が介護事業者への指導を実施することは、長期化する指導周期の場合よりも、介護サービスの質の向上につながっているのではないか。

3.3 情報公表に関する理論分析

情報公表については、情報の非対称の逆選択を解消するための行政の取り組みとして一般に広く知られていると考えられる。介護サービスの情報公表制度については、山村(2012)や渡邉(2016)などにより研究が進められているところであるが、本稿で述べる情報公表は行政が実地指導を行った結果の情報公表に関するものであり、介護サービス事業者そのものに関する前者とは内容が異なる。具体的には、人員基準や介護報酬請求、また個人情報の取り扱いに不十分な点(ただし軽微なもの)等、実地指導において行政が指摘を行った点の公表についてである。

介護事業者指導結果の公表が行われることは、介護事業者と介護サービス利用者の間の情報の非対称の解消に役立つと考えられる。さらに、介護事業者にとっては自らの介護サービスの質を高めようとするインセンティブを持つことが予想される。なぜなら行政からの指導を受けることは名誉なことではなく、利用者離れを懸念すると考えられるからである。また、利用者にとっては結果が公表されることでより適切なサービスを行う事業者に変更することが可能となる。このような考察のもと以下の仮説を設定する。

仮説 2　指導の結果を行政が公表することは、非公表とすることよりも、介護サービスの質の向上につながっているのではないか。

4 実証分析

この章では、第 3 章で示した仮説 1 および仮説 2 について複数の視点から分析を行う。まず、介護サービスの質を測る指標および使用するデータについて述べたあと、施設、居宅、サービス種別なしの順に分析と考察を行うこととする。

4.1 介護サービスの質と指標

第 2 章第 3 節で述べた通り、本稿では介護サービスに関わる不正行為を質の悪い介護サービスと言い換えることとしており、その上で第 3 章においてサービスの質について仮説を設定している。ここでは、実証分析を行うにあたり、介護サービスの質をどのように定義し分析するかを考える。

本稿では、介護サービスの質を測る指標として、介護サービスの苦情率、介護サービスの利用率、介護施設等における虐待率を用いて分析を行うことを考えている。以下でその理由を説明する。なお、苦情は介護サービスの利用者またはその家族が介護事業者に対する苦情を苦情窓口機関である国民健康保険団体連合会へ申し立てたものである。

まず苦情率については、渡邉(2016)が介護サービスの質の定義について先行研究の精査を行った上で設定している。渡邉(2016)は、サービスの質が向上するとは利用者の成果・満足度が向上することであり、また同時に不満足度が減少することであるとし、そこで不満足度を表す指標として苦情があげられる、としている。確かに苦情は不満を持つ利用者の声であると考えられる。しかし、たとえば苦情の声を上げづらい環境が改善された等により苦情が増えることもありうるため、必ずしも苦情率が減少することが政策目標であると決めつけることはできない点に留意が必要である。それでも一般的には良いサービスに不満を感じることは少ないものだと考えられるため、本稿においても指導や指導結果公表による介護サービスの質を、不満足度を示す苦情率で測ることとする。

次に利用率について、介護サービス利用者は質の高い介護サービスを求めると考えられるからである。これは経済学の世界において、価格を所与とした場合、商品の平均的な質と需要量は正の相関関係にあるとされていることを根拠としている。しかし特別養護老人ホームの入所待機者が常に存在するように、需要が供給を大きく上回っているときは、質の高低に関わらず利用率は高い水準を示す可能性があることも想定しておく必要がある。

最後に虐待率について、2006 年に高齢者虐待防止法(通称)[4]が施行されるなど、高齢者虐待が高齢者の尊厳を損なう大変悪質な行為であることに異論はないと考えられる。厚生労働省も指導の目的に、高齢者の尊厳を保持し虐待を防止することを挙げており、介護サービスの質を向上させる中で切り離すことのできないものである。しかし吉田(2016)が、施設内虐待は密室化していたり、通報制度は有効に機能していなかったりして、実態把握が難しく顕在化しないものも相当数あると指摘されている、とそれまでの先行研究をまとめて述べている通り、虐待件数として統計にまとめられているものは全体の一部であることに留意する必要がある。

以上から、苦情率、利用率、虐待率の指標を使って分析することとする。すでに述べた通り、この 3 指標はいずれも介護サービスの質を測る上で完全なものとは言えない。しかし、たとえばサービスの質に不満を感じつつも苦情を言わない利用者はその事業者を変更してしまうことがあるなど、苦情率には影響がなくても利用率に影響があるといった相互に補完しあうことが考えられる。3 つの指標を総合的に見ることで、介護サービスの質への影響を調べることとする。

4.2 データ

ここでは実証分析を行うにあたり、使用したデータ及びその出典を説明する。

[4] 正式名称は「高齢者虐待の防止、高齢者の養護者に対する支援等に関する法律」

実証分析 1 は施設サービスにおいて、行政による指導の周期と結果の公表が介護サービスの質にどのように影響するかを分析するものである。

苦情件数については、国民健康保険中央会の統計情報[5]より使用した。ここでは、寄せられる相談についてあらゆるものを苦情とカウントするのではなく、具体的な状況を書面で受け付けるなど、一定のフィルターがかけられているということを確認している。介護サービス利用者数、要介護・要支援認定者数、要介護 4 または 5 の人数、被保険者数、所得区分 1 の数は、厚生労働省の「介護保険事業状況報告[6]」より使用した。介護保険事業者数は、厚生労働省の「介護サービス施設・事業所調査[7]」より使用した。

施設サービスに対する指導に関する周期は都道府県から電話での聞き取り調査を行った。これは、施設へおおむね何年に 1 度実地指導を行っているか、というものである。2006 年までは国の指針により、施設は 2 年に 1 度であったものが、それ以降にどう運用しているかを調べたものである。調査は 2016 年 11 月 7 日～11 月 22 日の間に行い、全都道府県から回答を得た。指導結果の公表についても指導周期同様、都道府県への電話聞き取り調査を行った。なお、実際にホームページに公表しているかどうかについては確認を行っている。また、公表は結果のみ公表している場合と事業者名まで含めて公表している場合に分かれている。指定取消、効力停止、命令、勧告の介護事業者への行政処分件数については、厚生労働省の「介護サービス事業所に対する監査結果の状況[8]」より使用した。

実証分析 2 は居宅サービスにおいて、行政による指導の周期と結果の公表が介護サービスの質にどのように影響するかを分析するものである。

居宅サービスに対する指導に関する周期は都道府県から電話での聞き取り調査を行った。これは、居宅サービス事業所へおおむね何年に 1 度実地指導を行っているか、というものである。2006 年までは国の指針により、居宅は 3 年に 1 度であったものが、それ以降にどう運用しているかを調べたものである。調査は 2016 年 11 月 7 日～11 月 22 日の間に行い、全都道府県から回答を得た。指導結果の公表についても指導周期同様、都道府県への電話聞き取り調査を行った。なお、実際にホームページに公表しているかどうかについては確認を行っている。また、公表には結果のみ公表している場合と事業者名まで含めて公表している場合に分かれている。なお、実証分析 1 と重なるデータについては説明を省略する。

実証分析 3 は介護サービス全体において、行政による指導の周期と結果の公表が介護サービスの質にどのように影響するかを分析するものである。

虐待件数については、厚生労働省の「高齢者虐待の防止、高齢者の養護者に対する支援等に関する法律に基づく対応状況等に関する調査結果[9]」より使用した。施設定員数および

---

5 国民健康保険中央会 https://www.kokuho.or.jp/statistics/st_kaigo.html
6 厚生労働省 http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/84-1.html
7 厚生労働省 http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/24-22-2.html
8 厚生労働省「全国介護保険・高齢者保健福祉担当課長会議 資料」より
http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-rouken.html?tid=129155
9 厚生労働省 http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/kaigo_koureisha/boushi/index.html

常勤換算従事者数は、厚生労働省の「介護サービス施設・事業所調査[10]」より使用した。なお、実証分析 1、2 と重なるデータについては説明を省略する。

4.3 実証分析 1　施設サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして

ここでは、施設サービスへの行政による指導の周期および指導結果公表に関して、苦情率と利用率を被説明変数に使い分析を行う。

4.3.1 分析方法と推計式

行政が施設サービスへ行う指導の周期の違いによるモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。分析対象は 2002 年から 2014 年の 13 年間とし、都道府県[11]パネルデータを使用する。被説明変数は苦情率と利用率を使用する。

苦情率および利用率は、各都道府県の地域特性や県民性などの様々な要因から影響を受けると考えられる。すべての要因をコントロールすることは困難であるため、固定効果モデルまたは変量効果モデルを使い分析を行う。モデルの決定にはハウスマン検定を使用した。指導周期のベンチマークは改正前の 2 年からプラス 4 年の 6 年としており、居宅サービスと合わせている。基準年は 2002 年である。

なお、推計式は次に示す通りであり、i は都道府県、t は年次を表している。

$$
\begin{aligned}
苦情率_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 施設2\ 年ダミー_{it} + \beta_2 施設3\ 年ダミー_{it} + \beta_3 施設4\ 年ダミー_{it} \\
& + \beta_4 施設5\ 年ダミー_{it} + \beta_5 施設7\ 年超ダミー_{it} + \beta_6 指導結果公表_{it} \\
& + \beta_7 事業所名公表_{it} + \beta_8 施設密度_{it} + \beta_9 処分率_{it} + \beta_{10} 後期高齢認定率_{it} \\
& + \beta_{11} 低所得率_{it} + \beta_{12} 重度率_{it} + \beta_{13} 年度ダミー_{i} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
利用率_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 施設2\ 年ダミー_{it} + \beta_2 施設3\ 年ダミー_{it} + \beta_3 施設4\ 年ダミー_{it} \\
& + \beta_4 施設5\ 年ダミー_{it} + \beta_5 施設7\ 年超ダミー_{it} + \beta_6 指導結果公表_{it} \\
& + \beta_7 事業所名公表_{it} + \beta_8 施設密度_{it} + \beta_9 後期高齢化率_{it} + \beta_{10} 低所得率_{it} \\
& + \beta_{11} 重度率_{it} + \beta_{12} 年度ダミー_{i} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

4.3.2 被説明変数と説明変数

(1)被説明変数

苦情率は、苦情件数を介護サービス利用者数(千人)で除したものである。

利用率は、介護サービス受給者数(年間のべ)を要介護・要支援認定者数で除したものである。

(2)主な説明変数

[10] 厚生労働省 http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/24-22-2.html

[11] 地域密着型サービスへの指導は市町村が行っている。角谷(2016)は、グループホームが地域密着型サービスの大多数を占めふたつを同義として扱っている。そしてグループホームには外部評価という他サービスにはない手法が義務付けられその結果の公表も行われているため、今回の対象とはしていない。

施設 2 年～7 年超ダミーは、行政が指導を何年に 1 度行っているかをダミーとして指標化したものである。より短い周期で指導を行うほどモニタリング効果は発揮されると考えられる。短い年数ほど苦情率への負の影響は大きく、利用率への正の影響は大きくなると予想される。

指導結果公表は、行政が指導を行った結果を公表していれば 1、していなければ 0 とする。結果の公表により情報の非対称性緩和となっていると考えられる。予想される符号は、苦情率は負、利用率は正である。

事業所名公表は、指導を行った結果を事業所名まで含めて公表していれば 1、していなければ 0 とする。事業所名の公表は結果のみの公表より大きな情報の非対称性緩和の効果があると考えられる。予想される符号は、苦情率は負、利用率は正である。

(3)その他の説明変数

施設密度は、介護施設の数を要介護・要支援認定者数で除したものである。施設の密度が高くなるほど、利用が促進されるとともにより競争が生まれることでサービスの質が向上すると予想される。

処分率は、処分の件数(取消、効力停止、命令、勧告)を介護事業者の数で除したものである。処分が下されることで、他事業者の襟を正す効果があると考えられる。

後期高齢認定率は、75 歳以上の要介護・要支援認定者数を 65 歳以上の要介護・要支援認定者数で除したものである。認定者のうちの後期高齢者の割合が高くなるほどサービス利用が増え、苦情件数も高まることが考えられる。また、後期高齢化率は 75 歳以上の被保険者数を 65 歳以上の被保険者数で除したものである。高齢者のうちの後期高齢者の割合が高くなるほど、介護サービスを利用しようとする人が増えると考えられる。

低所得率は、介護保険料算定段階における低所得者層を被保険者全体の数で除したものである。低所得者層には生活保護受給者も含まれる。生活保護受給者は介護サービス費用の自己負担がないため、利用者数が増加するとともに苦情件数の増加につながると考えられる。

重度率は、要介護度 4 および 5 の人数を介護サービス利用者数で除したものである。状態の重い方が多くなるほど、介護サービスの利用が増え、またサービスに多くを求めるため苦情件数が増えることが考えられる。

4.3.3 推計結果

基本統計量は表 1、また推計結果は苦情率が表 2、利用率は表 3 のとおりである。

表1 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
施設サービス苦情率	611	0.847	1.269	0	9.726
施設サービス利用率	611	2.850	0.363	2	4.010
施設2年ダミー	611	0.440	0.497	0	1
施設3年ダミー	611	0.206	0.405	0	1
施設4年ダミー	611	0.044	0.206	0	1
施設5年ダミー	611	0.029	0.169	0	1
施設6年ダミー	611	0.162	0.369	0	1
施設7年超ダミー	611	0.118	0.323	0	1
指導結果公表	611	0.339	0.474	0	1
事業所名公表	611	0.044	0.206	0	1
施設密度	611	18.902	3.095	10.274	30.416
処分率	611	0.278	0.422	0	4.017
後期高齢化率	611	48.910	4.271	37	58.705
後期高齢認定率	611	86.447	2.833	77.506	91.263
低所得率	611	2.113	1.149	0.529	5.996
重度率	611	24.281	2.642	17.213	33.749

表2 施設サービス苦情率を被説明変数とした結果
変量効果モデル

被説明変数	施設サービス苦情率		
説明変数	係数		標準誤差
施設2年ダミー	−0.502	**	(0.233)
施設3年ダミー	−0.360	*	(0.210)
施設4年ダミー	−0.720	**	(0.335)
施設5年ダミー	−0.331		(0.417)
施設7年超ダミー	−0.249		(0.254)
指導結果公表	−0.005		(0.163)
事業所名公表	0.186		(0.361)
施設密度	0.027		(0.033)
処分率	0.090		(0.128)
後期高齢認定率	−0.103	**	(0.049)
低所得率	−0.061		(0.089)
重度率	0.017		(0.034)
2003年	−0.270		(0.231)
2004年	−0.433	*	(0.244)
2005年	−0.187		(0.266)
2006年	−0.627	*	(0.338)
2007年	−0.747	**	(0.367)
2008年	−0.929	**	(0.391)
2009年	−0.893	**	(0.431)
2010年	−1.002	**	(0.479)
2011年	−0.741		(0.494)
2012年	−0.904	*	(0.488)
2013年	−0.855	*	(0.460)
2014年	−0.882	*	(0.497)
定数項	9.974	**	(4.073)
観測数	611		
決定係数	0.179		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表3 施設サービス利用率を被説明変数とした結果
固定効果モデル

被説明変数	施設サービス利用率		
説明変数	係数		標準誤差
施設2年ダミー	−0.001		(0.023)
施設3年ダミー	0.047	**	(0.021)
施設4年ダミー	0.067	**	(0.034)
施設5年ダミー	0.039		(0.041)
施設7年超ダミー	0.037		(0.025)
指導結果公表	0.030	*	(0.016)
事業所名公表	−0.055		(0.035)
施設密度	0.105	***	(0.004)
後期高齢化率	−0.013	***	(0.004)
低所得率	0.067	**	(0.032)
重度率	−0.029	***	(0.005)
2003年	0.015		(0.019)
2004年	0.031		(0.022)
2005年	0.004		(0.025)
2006年	0.240	***	(0.032)
2007年	0.361	***	(0.034)
2008年	0.346	***	(0.036)
2009年	0.399	***	(0.038)
2010年	0.470	***	(0.045)
2011年	0.387	***	(0.046)
2012年	0.230	***	(0.046)
2013年	0.038		(0.038)
2014年	0.153	***	(0.047)
定数項	1.855	***	(0.219)
観測数	611		
決定係数	0.839		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表 2、表 3 の推計結果より、以下のことが示された。

2006 年の介護保険法改正後において、苦情率の減少が 5%または 10%水準で統計的に有意

に示された。また、利用率の増加が 1%水準で統計的に有意に示された。

苦情率と指導周期について、2 年 3 年 4 年の指導周期で苦情率が減少することが 5%または 10%水準で統計的に有意に示された。このことから、4 年以下の周期で指導を実施すると苦情率を 0.502%～0.720%減少させることがわかった。

利用率と指導周期について、3 年 4 年の指導周期で利用率が増加することが 5%水準で統計的に有意に示された。この 2 ヶ年においては利用率を 0.047%～0.067%増加させることがわかった。また、2 年の指導周期における結果は統計的に有意に示されなかった。

指導結果の公表について、公表がない場合に比べてある場合は、利用率の増加が 10%水準で統計的に有意に示された。苦情率においては統計的に有意に示されなかった。また、事業所名を含めて公表しているかどうかについては、苦情率利用率ともに統計的に有意な結果は示されなかった。

施設密度が利用率に正の影響を与えていることが 1%水準で統計的に有意に示された。一方で、苦情率に対しては統計的に有意に示されなかった。

4.4 実証分析 2　居宅サービス、苦情率と利用率を被説明変数にして

ここでは、居宅サービスへの指導周期および指導結果公表に関して、苦情率と利用率を被説明変数に使い分析を行う。

4.4.1 分析方法と推計式

行政が居宅サービスへ行う指導の周期の違いによるモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。分析対象は 2002 年から 2014 年の 13 年間とし、都道府県パネルデータを使用する。被説明変数は苦情率と利用率を使用する。

苦情率および利用率は、各都道府県の地域特性や県民性などの様々な要因から影響を受けると考えられる。すべての要因をコントロールすることは困難であるため、固定効果モデルまたは変量効果モデルを使い分析を行う。モデルの決定にはハウスマン検定を使用した。指導周期のベンチマークは改正前の 3 年からプラス 4 年の 7 年超としており、施設サービスと合わせている。基準年は 2002 年である。

なお、推計式は次に示す通りであり、i は都道府県を、t は年次を表している。

$$
\begin{aligned}
苦情率_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 居宅3\ 年ダミー_{it} + \beta_2 居宅4\ 年ダミー_{it} + \beta_3 居宅5\ 年ダミー_{it} \\
& + \beta_4 居宅6\ 年ダミー_{it} + \beta_5 指導結果公表_{it} + \beta_6 事業所名公表_{it} \\
& + \beta_7 居宅密度_{it} + \beta_8 処分率_{it} + \beta_9 後期高齢認定率_{it} + \beta_{10} 低所得率_{it} \\
& + \beta_{11} 重度率_{it} + \beta_{12} 年度ダミー_{i} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
利用率_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 居宅3\ 年ダミー_{it} + \beta_2 居宅4\ 年ダミー_{it} + \beta_3 居宅5\ 年ダミー_{it} \\
& + \beta_4 居宅6\ 年ダミー_{it} + \beta_5 指導結果公表_{it} + \beta_6 事業所名公表_{it} \\
& + \beta_7 居宅密度_{it} + \beta_8 後期高齢化率_{it} + \beta_9 低所得率_{it} + \beta_{10} 重度率_{it} \\
& + \beta_{11} 年度ダミー_{i} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

4.4.2 被説明変数と説明変数

(1)被説明変数

苦情率は、苦情件数を介護サービス利用者数(千人)で除したものである。

利用率は、介護サービス受給者数(年間のべ)を要介護・要支援認定者数で除したものである。

(2)主な説明変数

居宅 3 年～7 年超ダミーは、行政が指導を何年に 1 度行っているかをダミーとして指標化したものである。より短い周期で指導を行うほどモニタリング効果は発揮されると考えられる。短い年数ほど苦情率への負の影響は大きく、利用率への正の影響は大きくなると予想される。

(3)その他の説明変数

居宅密度は、居宅サービス事業所の数を要介護・要支援認定者数で除したものである。サービス事業所の密度が高くなるほど、利用が促進されるとともにより競争が生まれることでサービスの質が向上すると予想される。なお実証分析 1 と重なるため、これ以外の説明変数については説明を省略する。

4.4.3 推計結果

基本統計量は表 4、また推計結果は苦情率が表 5、利用率は表 6 のとおりである。

表4 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
居宅サービス苦情率	611	0.604	0.780	0	5.364
居宅サービス利用率	611	7.585	0.791	5	10.311
居宅3年ダミー	611	0.381	0.486	0	1
居宅4年ダミー	611	0.015	0.121	0	1
居宅5年ダミー	611	0.074	0.261	0	1
居宅6年ダミー	611	0.354	0.478	0	1
居宅7年超ダミー	611	0.177	0.382	0	1
指導結果公表	611	0.339	0.474	0	1
事業所名公表	611	0.044	0.206	0	1
居宅密度	611	2.880	0.505	1.570	4.536
処分率	611	0.278	0.422	0	4.017
後期高齢化率	611	48.910	4.271	37	58.705
後期高齢認定率	611	86.447	2.833	77.506	91.263
低所得率	611	2.113	1.149	0.529	5.996
重度率	611	24.281	2.642	17.213	33.749

表5 居宅サービス苦情率を被説明変数とした結果
固定効果モデル

被説明変数	居宅サービス苦情率		
説明変数	係数		標準誤差
居宅3年ダミー	0.093		(0.174)
居宅4年ダミー	−0.033		(0.342)
居宅5年ダミー	0.005		(0.177)
居宅6年ダミー	−0.336	***	(0.119)
指導結果公表	0.084		(0.099)
事業所名公表	−0.776	***	(0.213)
居宅密度	−0.683	***	(0.159)
処分率	0.041		(0.065)
後期高齢認定率	0.127	**	(0.059)
低所得率	0.300		(0.192)
重度率	0.057	*	(0.031)
2003年	0.022		(0.114)
2004年	−0.336	**	(0.138)
2005年	−0.544	***	(0.178)
2006年	−0.206		(0.245)
2007年	−0.310		(0.288)
2008年	−0.644	**	(0.313)
2009年	−0.839	**	(0.323)
2010年	−1.108	***	(0.351)
2011年	−1.154	***	(0.372)
2012年	−0.965	**	(0.397)
2013年	−0.715	*	(0.404)
2014年	−0.858	**	(0.408)
定数項	−9.773	**	(4.796)
観測数	611		
決定係数	0.385		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表6 居宅サービス利用率を被説明変数とした結果
変量効果モデル

被説明変数	居宅サービス利用率		
説明変数	係数		標準誤差
居宅3年ダミー	0.034		(0.045)
居宅4年ダミー	0.030		(0.088)
居宅5年ダミー	0.008		(0.045)
居宅6年ダミー	0.042		(0.031)
指導結果公表	−0.022		(0.026)
事業所名公表	0.037		(0.055)
居宅密度	0.253	***	(0.040)
後期高齢化率	−0.013	**	(0.006)
低所得率	0.049		(0.032)
重度率	0.004		(0.007)
2003年	0.261	***	(0.030)
2004年	0.613	***	(0.033)
2005年	0.688	***	(0.038)
2006年	0.893	***	(0.054)
2007年	0.868	***	(0.061)
2008年	1.002	***	(0.062)
2009年	1.154	***	(0.061)
2010年	1.325	***	(0.064)
2011年	1.429	***	(0.065)
2012年	1.396	***	(0.069)
2013年	2.659	***	(0.076)
2014年	1.604	***	(0.070)
定数項	6.196	***	(0.292)
観測数	611		
決定係数	0.967		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表 5、表 6 の推計結果より、以下のことが示された。

2006 年の介護保険法改正後において、改正直後の 2006 年と 2007 年を除き、苦情率の減少が統計的に有意に示された。また、利用率の増加が 1%水準で統計的に有意に示された。

苦情率と指導周期について、6 年の指導周期で苦情率が減少することが 1%水準で統計的に有意に示された。しかし、3 年 4 年 5 年においてはいずれも統計的に有意に示されず、6 年においてのみ苦情率減少傾向があることがわかった。

利用率と指導周期について、3 年から 6 年のいずれにおいても統計的に有意に示されなかった。

指導結果の公表について、事業所名を含めての公表がある場合はない場合に比べて、苦情率の減少が 1%水準で統計的に有意に示された。利用率においては統計的に有意に示されなかった。また、指導結果のみの公表については、苦情率利用率ともに統計的に有意な結果は示されなかった。

居宅密度が苦情率に負の影響を与えていることが 1%水準で統計的に有意に示された。一方で、利用率に対しては正の影響を与えていることが 1%水準で統計的に有意に示された。

4.5 実証分析 3　サービス種別なし、虐待率を被説明変数にして

ここでは、指導周期および指導結果公表に関して、虐待率を被説明変数に使い分析を行う。

4.5.1 分析方法と推計式

サービスの種別を分けることなく行政が行う指導の周期の違いによるモニタリング効果と、指導結果公表による情報公表の効果を分析する。サービスの種別を分けない理由は、厚生労働省の統計として都道府県かつ種別ごとのデータがまとまっておらず、また都道府県ホームページにおいてもすべての年度についての公表が揃わなかったためである。そこで今回は種別を分けることなくサービス全体についての方法を考えることとした。分析対象は 2006 年から 2014 年の 9 年間とし、都道府県パネルデータを使用する。高齢者虐待防止法施行後の 2006 年から虐待についての統計が存在する。被説明変数は虐待率を使用する。

虐待率は、各都道府県の地域特性や介護職員採用状況などの様々な要因から影響を受けると考えられる。すべての要因をコントロールすることは困難であるため、変量効果モデルを使い分析を行う。モデルの決定にはハウスマン検定を使用した。基準年は 2006 年である。

なお、推計式は次に示す通りであり、i は都道府県を、t は年次を表している。

$$\begin{aligned} 虐待率_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 平均周期_{it} + \beta_2 指導結果公表_{it} + \beta_3 事業所名公表_{it} + \beta_4 全事業者密度_{it} \\ & + \beta_5 重度率_{it} + \beta_6 低所得率_{it} + \beta_7 定員あたり常勤換算職員率_{it} \\ & + \beta_8 年度ダミー_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

4.5.2 被説明変数と説明変数

(1)被説明変数

虐待率は、虐待件数を介護サービス利用者数(千人)で除したものである。

(2)主な説明変数

平均周期は、行政が行う指導がたとえば 2 年に 1 度ならば 0.5、4 年に 1 度であれば 0.25 などと 1 年あたりに置き換えた平均値である。数字が大きいほどより短い指導周期となる。より短い周期で指導を行うほどモニタリング効果は発揮されると考えられるため、平均周期が大きくなるほど虐待率は減少すると考えられる。予想される符合は負である。

(3)その他の説明変数

全事業者密度は、介護施設および居宅サービス事業所の数を要介護・要支援認定者数で除したものである。施設や事業所の密度が高くなるほど、利用が促進されるとともにより競争が生まれることでサービスの質が向上すると予想される。

定員あたり常勤換算職員率は施設常勤換算職員数を施設定員で除したものである。利用者ひとりに対して常勤換算で何人の職員がついているかを表している。数値が大きくなった場合、手厚いケアが行われているため虐待につながりにくい場合とひとりにかかるケアの手間や時間が増しているため虐待につながりやすいという正負両面が考えられる。なお、実証分析 1、2 と重なるため、これ以外の説明変数については説明を省略する。

4.5.3 推計結果

基本統計量は表 7、また推計結果は表 8 のとおりである。

表7 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
虐待率	423	0.240	0.254	0	1.448
平均周期	423	20.340	11.227	0	37.500
指導結果公表	423	0.489	0.500	0	1
事業所名公表	423	0.064	0.245	0	1
全事業者密度	423	3.365	0.452	1.883	4.831
重度率	423	24.437	2.644	17.290	33.749
低所得率	423	2.193	1.182	0.529	5.996
定員あたり常勤換算職員率	423	62.702	3.792	51.829	73.496

表8 虐待率を被説明変数とした結果

	変量効果モデル		
被説明変数	虐待率		
説明変数	係数		標準誤差
平均周期	−0.0030	*	(0.002)
指導結果公表	−0.0011		(0.037)
事業所名公表	0.1136		(0.084)
全事業者密度	−0.0091		(0.044)
重度率	−0.0003		(0.007)
低所得率	0.0115		(0.016)
定員あたり常勤換算職員率	0.0112	**	(0.005)
2007年	0.0324		(0.045)
2008年	0.0265		(0.045)
2009年	0.0100		(0.045)
2010年	0.0044		(0.046)
2011年	0.0743		(0.046)
2012年	0.1554	***	(0.046)
2013年	0.2515	***	(0.065)
2014年	0.3554	***	(0.048)
定数項	−0.4979		(0.366)
観測数	423		
決定係数	0.247		

***,**,*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%を示す。

表 8 の推計結果より、以下のことが示された。

平均周期が虐待率に負の影響を与えていることが 10%水準で統計的に有意であることが示された。年間指導にあたる事業所を 1%増やすと虐待率を 0.003%減少させるという結果となっている。

指導結果公表および事業所名公表が虐待率に与える影響については、いずれも統計的に有意に示されなかった。

定員あたり常勤換算職員率が虐待率に正の影響を与えていることが 5%水準で統計的に有意であることが示された。

2012 年 2013 年 2014 年の 3 ヵ年において、虐待率の増加が 1%水準で統計的に有意であることが示された。

5 考察

この章では実証分析において証明されたことについて考察する。まず、全体を通した考察を行ったあと、虐待についての整理を行う。

5.1 施設と居宅

まず2006年の介護保険法改正全体の効果としては、介護サービスの質の向上を果たしたと考えられる。なぜなら施設の苦情率および利用率、居宅の利用率において、2006 年から係数の値が有意に大きくなったからである。また、2008 年からは居宅の苦情率においても係数の値が有意に大きく変わっている。

モニタリング効果に関する仮説 1 について、特に施設系において介護サービスの質の向上が見られた。なぜなら苦情率の減少と利用率の増加に効果があることが確認されたからである。対して居宅系は 6 年においての苦情率減少が確認されたのみであり、その効果が明確に確認されることはなかった。施設系と居宅系のこの違いについては、次のように考える。

第一に、施設系は居宅系に比べ行政によるモニタリングが効果を発揮するということである。なぜなら、施設はいったん入所してしまうと利用者が常に施設内にいるということになり、中の様子がその家族にわかりにくい。そのため、行政の介入がサービスの質を高める要因として機能していると考えられるからである。

第二に、居宅系はサービス市場が施設系に比べて機能しておりサービスの質が確保されていることからモニタリング効果が小さかったのではないかということである。なぜなら居宅系は施設系とは違い利用者は基本的に在宅している中でのサービスであり、家族にもサービス中あるいはサービス後の様子がわかりやすい。常に家族などの目があるため、行政のモニタリングによる効果が小さいのではないかと考えられるからである。これについては、市場競争の目安となる居宅密度が苦情率の減少と利用率の増加につながっていることからも推察される。

また、全体に関する虐待率については、指導周期の厳しさが虐待率の減少につながることがわかり、虐待防止という指導目的が果たされていると見ることもできるが、この点については次節において再度考察することとする。

情報公表に関する仮説 2 について、介護サービスの質の向上が見られた。なぜなら指導結果の公表が施設系の利用率を増加させ、事業所名まで含めて公表することが居宅系の苦情率を減少させる効果があることが明らかになったからである。ただし有意な結果を示したのはこの 2 つだけであることに留意する必要はある。有意な係数が 2 つだけである理由として、現在の情報公表が利用者に十分に知られていない可能性がある。情報公表自体が周知されていないため、利用者の行動に変化を与えないことから有意な結果が導かれなかったということである。この点について事業所名公表を行っている某県の担当者にヒアリ

ングしたところ、同様に感じているとのことであった。施設系と居宅系の違いについては、次のように考える。

第一に、施設系で情報の公表が有効であるのはまだ施設に入所する前の利用者であると考えられる。なぜなら、施設にいったん入ってしまうとよそへ移るのは容易ではなく、すでに入所してしまっている利用者または家族にとって、モニタリングにより介護の質が向上することは重要だがその結果を公表するかどうかは重要ではないと考えられるからである。指導結果の公表が施設系の利用率を増加させる結果となっているのは、指導が行われているのを確認した上で施設入所を希望することが原因であると考えられる。したがって、施設系においては、指導結果公表が利用率にのみ影響を与えるのだと考える。

第二に、居宅系は施設系に比べ利用する事業所を容易に変えることができるからだと考えられる。たとえばホームヘルパーやデイサービスの事業所を他の事業所に変更することが難しくないように、まず試しに利用した上でどの事業所にするかを決めるということができる。そのため、結果公表による利用率への影響が有意に出なかったと考えられる。また、事業所名公表が苦情率の減少に有意に示されたことは、事業所名が公表されることにより事業所が自主的にサービスの質の改善を図った可能性と、名前の公表された事業所から別の事業所へ利用者が移った可能性がある。後者の場合でも、すぐに次の利用希望者が現れるため、苦情率に影響はあるが利用率には影響がない、という結果となったものと考えられる。

また、全体に関する虐待率については、指導結果公表との関係が統計的に有意に示されなかったため、結果の公表が虐待防止には影響しないということとなった。指導周期と同じく、次節において再度考察することとする。

5.2 虐待

虐待率についての推計結果は、指導周期が虐待率減少に効果が見られ、指導結果公表は効果が見られない、というものであった。また、近年の虐待率は増加傾向にあることもわかった。

すでに述べたように、施設内虐待は密室化していることや実態把握が難しく顕在化しないものも相当数あることが指摘されている(吉田(2016))。また、2015 年に川崎市で起きた高齢者虐待では、職員個人による虐待が高齢者の死という最悪の事態を招いている。

吉田(2016)が虐待発生の要因を職員のストレスや感情のコントロールとし、また永島ら(2010)は虐待防止に向けた介護サービスの改善のため、介護従事者がもっている問題意識をもとに、個別支援や業務改善に取り組む仕組みや方法が必要である、としている。

推計結果から指導周期が虐待率減少に効果があることはわかったものの、年間指導にあたる事業所を 1%増やすと虐待率を 0.003%減少させるという非常に小さなものである。単純計算をすれば 1 年間に全事業所を指導に回ったとしても、虐待率はわずか 0.3%しか減少しないということになる。また、指導結果の公表には虐待率を減少させる効果が見られない

こと、さらに近年の虐待率が増加する傾向にあることを踏まえ、次章では、指導だけでなくより虐待の防止になると考えられる政策提言を行うこととする。

6 まとめ

この章では、これまでの実証分析の結果を踏まえた政策提言および今後の課題について述べる。

6.1 政策提言

1. 介護事業者への行政による指導は、その指導周期を短く設定し実施すべきである。具体的には特に施設系において重要であり、4 年以下とすることが望ましい。また、居宅系では少なくとも 6 年以下とすることが望ましい。これにより、介護サービスの質の向上につながるものと考えられる。さらに虐待対策として、ごくわずかではあるものの有意な効果が見られるので、虐待防止を目的とした指導についても継続すべきである。

2. 行政は指導の結果を公表すべきである。特に居宅系においては事業所名まで含めての公表を行うべきである。情報公表を広く進めることで介護サービスの質を向上させ適切な利用を促進できると考えられる。今回、統計的有意な結果が得られたのは 2 指標のみであった。これは、情報公表自体が周知されていないこともひとつの可能性として考えられるため、行政は情報を公表していることを利用者に周知し、情報の非対称解消を進める必要があると考える。

3. 虐待防止を目的とした行政による指導について現在のあり方を見直すべきである。具体的には、抜き打ちでの指導を増やすこと、またカメラの設置を推進することなどが考えられる。

抜き打ちでの指導については 2015 年 11 月に厚生労働省が「事前に通知を行うことなく、実地指導を実施することも検討されたい。」と通知を出している[12]。これを的確に実施することにより、定期的な通常の指導では見つけにくい虐待の痕跡などを発見する可能性が高まると考えられる。

カメラの設置は、虐待だけでなく利用者がベッドから落ちたりする事故や徘徊の早期発見および防止、さらに見守りにかかる人員や時間など職員の負担を軽減する効果があると考えられる。しかし、利用者のプライバシー保護や監視されていると感じる介護職員の労働環境悪化の懸念、そしてカメラ自体のコストなど考慮すべき点も多い。したがって一律にカメラの設置を義務付けるのではなく、カメラのメリットデメリットを事業者に情報提供し、各事業者自身に設置の検討を促すことが必要かと考える。その際には、行政がプラ

[12] 厚生労働省「介護保険施設等における高齢者虐待等に対する指導・監査等の実施について(2015)」より https://www.kokuho.or.jp/whlw/lib/rouken57.pdf

イバシー保護のガイドラインを策定するなどの利用者保護の点と、介護職員の同意の有無などの労働環境におけるカメラの問題点について整理、検討しなければならない。

6.2 今後の課題

本稿では不正行為を防止する取り組みとして特に行政による指導を取り上げ、介護サービスの質と考えることで実証分析を行った。本研究の問題意識は、法改正により事業者が不正を止め、適切な行動を取るようになったかどうかであるが、そのような指標がないため本研究では代理指標として苦情率、利用率、虐待率を使用した。今後の課題として、指導の成果を適切に評価するために、不正行為の実態や介護サービスの質をより正確に測る指標を用いた分析が必要であろう。

また、今回は実証分析の対象を都道府県としたが、市町村においても指導は行われている。そのため、市町村と地域密着型サービスの関係についての分析を行うことも今後の課題である。その際には、指導と外部評価の目的と効果を明らかにすることが必要と考えられる。

さらに、政策提言 1 を実施するためには多くの人的資源が必要であり、自治体職員の負担増につながる。今回はそのコストについての分析までは行えなかったため、費用と便益を比較したより踏み込んだ分析についても今後の課題とする。

最後に、虐待防止に関して抜き打ちでの指導や防犯カメラの設置に関する調査を進め、より詳細な分析および推計式の中でその効果を検証することについても今後の課題としたい。

6.3 おわりに

本稿では、不正行為防止のための行政による指導とその結果の公表に関して実証分析を行った。指導周期を的確に設定すること、指導の結果を公表すること、虐待対策としては指導のみでは不十分でありさらなる対策が必要であることを提言した。

指導周期や結果公表について調べている中である県が独自に行っている取り組みがあったので紹介する。その県では指導の際に、事業所の良い取り組みを確認した場合、その内容を県のホームページで公表している。たとえば、基準を上回る介護職員数が配置されている、全利用者に対して匿名のアンケートで意見を募っているなどである。2016 年から開始したとのことなので実証分析に組み込むことはできなかったが、良い取り組みを行っていることが、県のホームページで公開されることになれば、事業者にとっては認められたという思いと、次はさらに良いサービスを提供しようという意欲につながると考えられる。これも介護サービスの質を高めるひとつの方策であり不正の防止に結びつくものと考える。

高齢化がさらに進む社会の中、一部の介護事業者の不正行為により介護保険制度全体への信頼が揺らぐことは望ましくないことであり、介護を必要とする高齢者が安心してサービスを受けられるようにする取り組みを進めることが必要である。

謝辞

本稿の執筆にあたり、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター)、鶴田大輔教授（主査)、小川博雅助教授（副査)、戸田忠雄教授（副査)、丸山亜希子准教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導をいただきました。また、中川雅之教授、安藤至大准教授をはじめとするまちづくりプログラム及び知財プログラムの関係教員の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました。深く御礼申し上げます。さらに、お忙しい中、ヒアリング、データ提供に応じていただいた都道府県の担当部局の職員の皆様、本学において研究の機会を与えてくださった派遣元に厚く感謝申し上げます。そして、1 年間共に学び支え合ったまちづくりプログラムをはじめ同期の学生の皆様に改めて感謝申し上げます。

なお、本稿は、個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解及び内容に関する誤り等は、全て筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

・安立清史(2008)「介護保険改定による介護現場への影響―全国調査の結果から―」『共生社会学』第 6 号、89－111

・角谷快彦(2011)「介護サービスの質改善のメカニズムー介護事業者の視点からー」『社会福祉学』第 51 巻第 4 号、128－138

・角谷快彦(2016)『介護市場の経済学　ヒューマン・サービス市場とは何か』名古屋大学出版会

・金井守(2007)「サービスの質を高める契約のあり方についての研究―介護契約に関する文献レビューを通して―」『田園調布学園大学紀要』第 2 号、41－57

・永島稔子・倉田康路・滝口真・岡部由紀夫・長千春(2010)「介護サービスの改善を視点とした高齢者虐待防止策の検討ー介護従事者を対象としたアンケート調査の分析からー」『介護福祉学』第 17 巻第 2 号、155－163

・永田千鶴(2001)「高齢者介護サービスの「質」の保障」『社会関係研究』第 8 巻第 1 号、35－64

・森宮勝子(2007)「介護ビジネス研究(Ⅶ) ーコムスンの介護報酬不正請求ー」『経営論集』第 17 巻第 1 号、109－125

・山村和宏(2012)「介護サービス情報の公表制度の課題ー制度の実効性と見直し過程に関する考察ー」『会計検査研究』No.46、135－150

・吉田輝美(2016)「養介護施設従事者がとらえる高齢者虐待発生要因とその再発防止策」『厚生の指標』第 63 巻第 6 号、33－40

・渡邉慎(2016)「介護サービス情報公表制度が利用率および苦情発生率に及ぼす効果について」政策研究大学院大学修士論文

育児・介護休業法の改正に伴う短時間勤務制度の創設が就業継続および採用等に与える影響について

【要旨】

本稿では、2009 年(平成 21 年)に改正された「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律（平成 3 年 5 月 15 日法律第 76 号)」の施行に伴い制度化された「育児短時間勤務制度創設の企業への一律義務化」が、女性労働者の就業継続、出産意欲および採用等に与える影響について、プロビット・モデルおよびプールド OLS を用いて分析を行った。なお、分析は、制度創設に伴う労働者および企業にとってのベネフィット（①短時間での労働であっても仕事を続けることができる、②就業継続者の割合が増える、③出産の意欲が高まる。）および労働者にとってのコスト（①女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）に注目し実証分析を行った。

結果として、育児短時間勤務制度創設の義務化に伴う就業継続および出産意欲への効果は、特定の職種や企業規模においては、義務化による効果がほとんどみられないことが示された。また、制度創設の義務化によって、女性の採用割合および女性正社員の在籍割合に負の影響を与えていることが示された。さらに、特定の産業および企業規模では、女性の採用割合および女性正社員の在籍割合への負の影響が他の産業および企業規模に比べて更に強まることが示された。

実証分析結果を踏まえ、育児短時間勤務制度の創設に関する企業への一律義務化の廃止、一律義務化の廃止に伴う育児短時間勤務制度を導入する企業への補助制度の創設および制度の創設状況等について情報開示する仕組の導入といった規制のあり方について政策提言を行った。

2017 年（平成 29 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16709　高橋　雄貴

目次

１　はじめに 352
２　育児短時間勤務制度の概要..... 353
2.1　社会変化に伴う労働力人口の減少..... 353
2.2　育児短時間勤務制度の成立過程..... 354
2.3　育児短時間勤務制度の概要 355
３　育児短時間勤務制度の効果に関する仮説..... 356
3.1　利用に対する認識等に与える影響..... 356
3.2　就業継続に与える影響 357
3.3　出産への意欲に与える影響 358
3.4　女性の採用に与える影響 358
４　育児短時間勤務制度の効果に関する実証分析..... 359
4.1　育児短時間勤務制度創設の義務化が制度利用に対する認識等に与える影響を捉える推計モデル 359
4.1.1　使用するデータ 359
4.1.2　分析方法と推計式 359
4.1.3　変数の説明 362
4.1.4　推定結果 364
4.2　育児短時間勤務制度創設の義務化が就業継続者の割合に与える影響を捉える推計モデル 365
4.2.1　使用するデータ 365
4.2.2　分析方法と推計式 365
4.2.3　変数の説明 367
4.2.4　推定結果 369
4.3　育児短時間勤務制度創設の義務化が出産の意欲に与える影響を捉える推計モデル 371
4.3.1　使用するデータ 371
4.3.2　分析方法と推計式 371
4.3.3　変数の説明 371

4.3.4　推定結果 375
4.4　育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の採用割合に与える影響を捉える推計モデル 377
4.4.1　使用するデータ 377
4.4.2　分析方法と推計式 377
4.4.3　変数の説明 379
4.4.4　推定結果 381
4.5　育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の雇用形態に与える影響を捉える推計モデル 384
4.5.1　使用するデータ 384
4.5.2　分析方法と推計式 384
4.5.3　変数の説明 386
4.5.4　推定結果 388
５　考察 393
６　政策提言 398
７　おわりに 400
謝辞 401
参考文献等 401

1　はじめに

わが国においては、人口の減少および少子高齢化の急速な進行により、労働力人口[1]の減少が重要な政策課題の一つとなっている。特に、女性の労働力人口比率に着目すると、結婚や出産、子育てを機に、女性が退職することによって 20～30 歳代の女性の労働力人口比率が低下する、いわゆる「M字カーブ問題[2] 」がわが国において生じている。今後生産年齢人口[3]の減少が予測される中で、女性の労働力人口の減少に対して適切な政策を講じていくことが求められている。そうした中、政府は 2009 年に「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律（以下「育児休業法」という。）」の改正を行った。これは、労働力人口が減少する問題を解決するために、子育てをしながら就業の継続を希望する労働者が、それを可能にすることを目的として、全ての企業に対して育児短時間勤務制度の創設が義務付けられ、2010 年 6 月から雇用する労働者数に応じて順次施行となった。

育児短時間勤務制度の創設が義務付けられたことにより、制度を利用することによって仕事と家庭の両立が可能となり、継続して就労する労働者数が増加することが考えられる。

しかし、全ての企業が同じ性質（業務内容および従業員者数）をもつものではないことから、育児短時間勤務制度の創設になじまない企業があることや制度創設の義務化によって、むしろ女性労働者に対して、合法な範囲内での不利な取扱い（企業が女性の採用を控える、女性正社員の在籍割合が減少する。）が生じていることなどが考えられる。

育児短時間勤務制度創設の義務化が労働者に及ぼした効果（就業継続、出産意欲）を扱った先行研究としては、永瀬（2014）があるが、本研究のような企業の性質（業務内容および従業員者数）による効果の違いや女性労働者に対する合法な範囲内での不利な取扱い（企業が女性の採用を控える、女性正社員の在籍割合が減少する。）に関する分析は行われていない。

そこで、本稿では、育児短時間勤務制度創設の義務化が労働者および企業に与える効果について、制度創設に伴う労働者および企業にとってのベネフィット（①短時間での労働であっても仕事を続けることができる、②就業継続者の割合が増える、③出産の意欲が高まる。）および労働者にとってのコスト（①企業が女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）に注目し実証分析を行った。分析に当たっては、職種・産業・企業規模による効果の違いに注目した。分析の結果、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、特定の職種では、事務に関する仕事と比較して、「制度が利用できることを認識している確率」、「就業を継続することができる確率」および「出産を希望する確率（出産へ

1　労働力人口とは、働く意思と能力を持つ人の総数のこと。15 歳以上の人口のうち、「就業者（休業者を含む。）」と「完全失業者」の合計を指す。

2　折れ線グラフで表した「女性の年齢別労働力人口の比率」を見ると、20～30 歳代の女性の労働力人口比率が窪みM字を描くことからこのように言われている。図 2 参照。

3　生産年齢人口とは、15 歳以上から 65 歳未満の年齢に該当する人口のことを言う。

の意欲)」が低いこと、特定の産業では、「女性の採用割合」および「女性正社員の在籍割合」が減少することが明らかとなった。また、制度創設の義務化によって、「女性の採用割合」および「女性正社員の在籍割合」が減少したことが明らかとなった。さらに、特定の企業規模では、大企業と比較して、「制度が利用できることを認識している確率」、「就業を継続することができる確率」、「女性の採用割合」および「女性正社員の在籍割合」が低いことが明らかとなった。

これらの分析結果を踏まえ、現行制度である、育児短時間勤務制度の創設に関する企業への一律義務化の廃止、一律義務化の廃止に伴う育児短時間勤務制度を導入する企業にへの補助制度の創設および制度の創設状況等について情報開示する仕組の導入といった規制のあり方について政策提言を行った。

なお、本稿の構成はつぎのとおりである。まず、第 2 章で、育児短時間勤務制度を育児休業法に規定するに至った背景および制度の概要を示し、第 3 章で、育児短時間勤務制度創設の義務化が労働者および企業に与える効果についての理論分析を行う。次に、第 4 章で実証分析を行い、第 5 章で、第 4 章の結果について考察を行う。最後に第 6 章で本稿の結論として政策提言を行い、第 7 章で今後の課題等について述べる。

2　育児短時間勤務制度の概要

本章においては、育児短時間勤務制度を育児休業法に規定するに至った背景および制度の概要について論じていく。

2.1　社会変化に伴う労働力人口の減少

わが国においては、労働力人口の減少が重要な政策課題の一つとなっている。人口の減少および少子高齢化の急速な進行により、総人口は 2008 年をピークに減少に転じており、生産年齢人口についても、1995 年をピークに減少に転じている。総務省「国勢調査」によると 2015 年の総人口は 1 億 2,520 万人、生産年齢人口は 7,592 万人となっている。また、14 歳以下の人口については、1985 年から減少が続いており、少子化に歯止めがかからない状況となっている。

国立社会保障・人口問題研究所の将来推計によると、総人口は 2030 年には 1 億 1,662 万人、2060 年には 8,674 万人（2010 年人口の 32.3%減）にまで減少すると見込まれている。また、生産年齢人口については、2030 年には 6,773 万人、2060 年には 4,418 万人（2010 年人口の 45.9%減）にまで減少すると見込まれている（図 1)。

このような状況において、女性の労働力人口比率に着目すると、結婚や出産、子育てを機に、女性が退職することによって 20～30 歳代の女性の労働力人口比率が低下する、いわゆる「M字カーブ問題」が生じている（図 2)。今後生産年齢人口の減少が予測される中で、女性の労働力人口の減少に対して適切な政策を講じていくことは、地域を問わず、わが国全

体における重要な政策課題の一つであると言える。

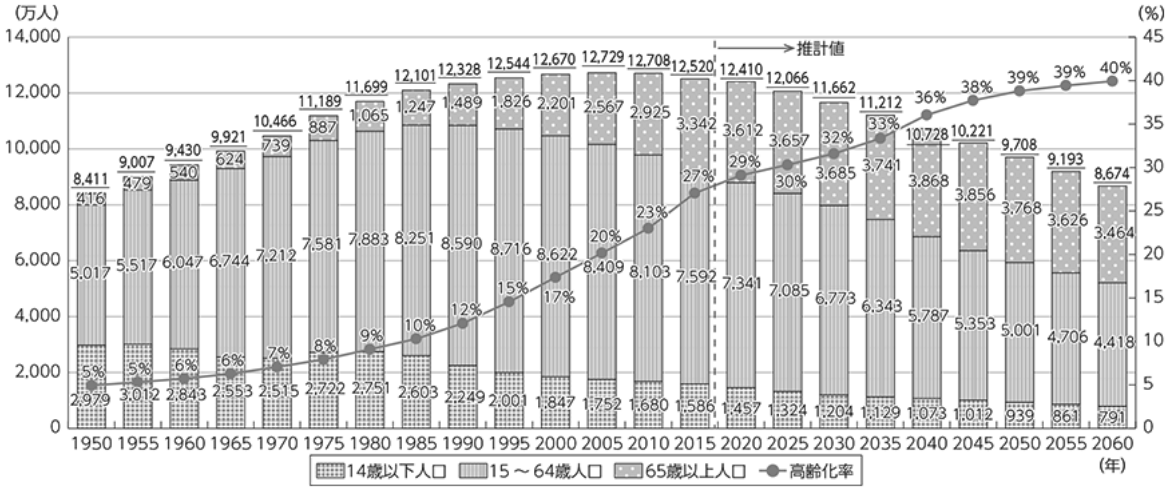


図 1　日本の人口の推移

（出典）総務省「平成 28 年版情報通信白書」

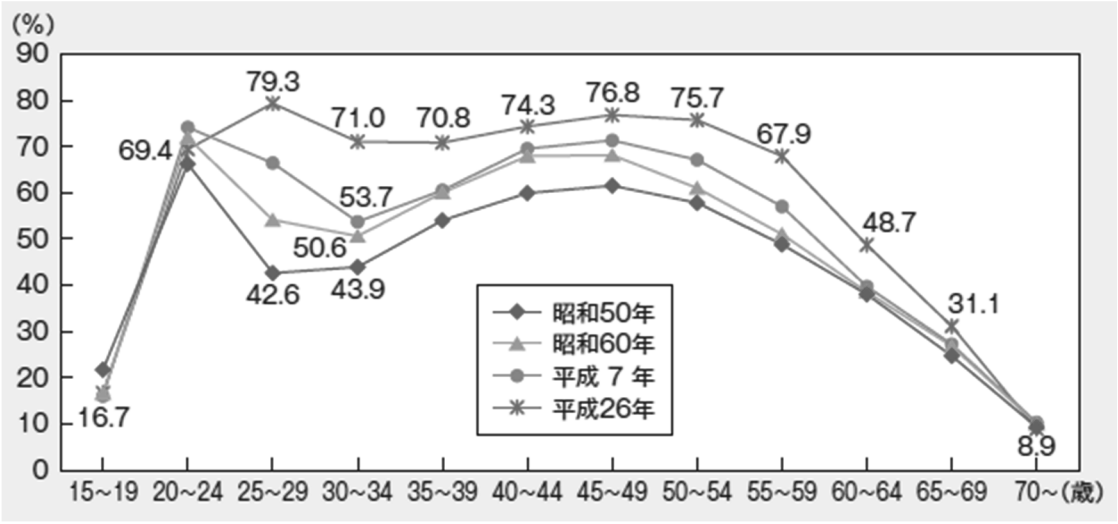


図 2　女性の労働力人口比率の変化（M字カーブ）

（出典）総務省「平成 26 年版情報通信白書」

2.2　育児短時間勤務制度の成立過程

労働力人口の減少を解決するための政策として、政府は育児休業法において、勤務時間短縮等の措置[4]、時間外労働の制限、深夜業の制限などといった制度を規定し、育児休業後に

[4]　①勤務時間の短縮、②所定外労働の免除、③フレックスタイム、④始業終業時刻の繰上げ・繰下げ、⑤託児施設の設置運営、⑥育児費用の援助措置

労働者が子育てに必要な時間を確保しつつ、働き続けることを可能とするための仕組を設けた。

このうち、勤務時間短縮等の措置については、事業主は3歳に達するまでの子を養育する労働者に対し、①勤務時間の短縮、②所定外労働の免除、③フレックスタイム、④始業終業時刻の繰上げ・繰下げ、⑤託児施設の設置運営、⑥育児費用の援助措置などのうち、いずれかの措置を講じることを義務付けていた（選択的措置義務）。

しかし、2007 年度に行われた厚生労働省雇用均等基本調査によると、女性の育児休業取得率は約9割に達する一方、約7割が第1子出産を機に離職している[5]状況であった。

また、2003 年に実施された育児や介護と仕事の両立に関する調査では、仕事と子育ての両立が難しかった理由としては、「体力がもたなそうだった」が最も多かったことや[6]、2008年に実施された今後の仕事と家庭の両立支援に関する調査では、子を持つ母親の望ましい働き方として、子が1歳までは育児休業の支持率が最も高く、子が小学校就学前までは短時間勤務、残業のない働き方が上位2位となっていた[7]ことから、「育児休業からの復帰後の働き方」が課題となっていた。

このような状況を踏まえ、政府は2009年に育児休業法の改正を行った。これは出産や子育てなどを機に女性が退職することによって労働力人口比率が低下する問題を解決するために、子育てをしながら就業継続を希望する労働者がそれを可能にすることを目的として、全ての企業に対して育児短時間勤務制度創設の義務付けが位置づけられ、2010 年 6 月から雇用する労働者数に応じて順次施行となった。

2.3　育児短時間勤務制度の概要

育児短時間勤務制度は、育児休業法第23条に位置づけられている。

育児休業法上に制度が規定されたことにより、事業主は、3歳に満たない子を養育する労働者について、1日の労働時間を原則として6時間（5時間45分から6時間まで）とする短時間勤務制度を設けなければならないこととなった（育児短時間勤務制度のイメージについては、図3のとおりである。）。

育児短時間勤務制度の対象となる従業員は、①3歳未満の子を養育する従業員であって短時間勤務をする期間に育児休業をしていないこと、②日々雇用される労働者でないこと、③1日の所定労働時間が6時間以下でないこと、④労使協定により適用除外とされた従業員でないことのいずれにも該当する男女の労働者となっている。

なお、育児短時間勤務制度は、就業規則に規定される等、制度化された状態になっていることが必要であり、運用で行われているだけでは不十分であるとされている。

5　厚生労働省21世紀出生児縦断調査

6　日本労働研究機構「育児や介護と仕事の両立に関する調査（2003年）」

7　厚生労働省「今後の仕事と家庭の両立支援に関する調査結果（2008年）」
http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/05/h0520-1.html#07

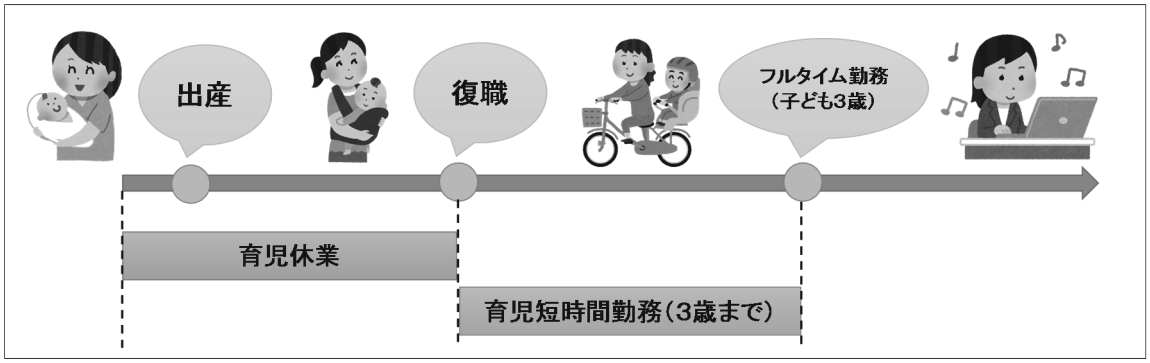


図３　育児短時間勤務制度のイメージ

３　育児短時間勤務制度の効果に関する仮説

ミクロ経済学においては、政府が市場取引に介入する根拠として市場の失敗（独占・寡占、外部性、公共財、情報の非対称性、取引費用）をあげている。育児短時間勤務制度は、このうち、「①正の外部性」、「②取引費用[8]の解消」および「③情報の非対称性に伴う取引費用を節約する[9]」目的で制度化されている。

本章においては、政府の介入によって企業に義務付けられた育児短時間勤務制度の創設が労働者および企業に与える効果について、制度創設に伴う労働者および企業にとってのベネフィット（①短時間での労働であっても仕事を続けることができる、②就業継続者の割合が増える、③出産の意欲が高まる。）および労働者にとってのコスト（①企業が女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）に注目して仮説を設定する。

3.1　利用に対する認識等に与える影響

ミクロ経済学では、生産または消費に正の外部性があるとき、社会的に最適な状態よりも取引量が過小となり得る。このとき、適切な補助金を与えることによって最適な状態に近づけることができる。このことを育児短時間勤務制度に置き換えて考えた場合、制度が創設され、利用されることによって、仕事と家庭の両立が可能となる（子育てがしやすくなる）ことで、子どもを出産しやすくなる。このことから、子どもが生まれることによって、①当該子が年金や公的制度等を通じて社会に対して恩恵をもたらすこと、②当該子が将来消費者としてお金を使うことや労働力になることといった「正の外部性」が生じていることが考えられる。

したがって、育児短時間勤務制度が創設され、利用されることにより正の外部性が発生する場合、育児短時間勤務制度の利用者数が社会的に最適な状態よりも過小となり得

8　制度の創設に伴い発生する交渉・制度化に係る時間的な費用等。

9　就業希望者の情報収集コスト（例：当該企業の良し悪し（育児しやすい企業かどうか）を把握する際のコスト（時間））が義務化により節約できる。

るため、これを最適な状態に近づけるために、政府は企業に対して制度創設の義務付けを行っているのである。

以上のような政府の介入により、本制度が創設される企業が増加することで「育児短時間勤務制度が利用できることを認識している労働者の割合」および「育児短時間勤務制度を利用している労働者の割合」が上昇することが考えられる。また、全ての企業が同じ性質（業務内容および従業員者数）をもつものではないことから、職種や企業の規模によって、制度の利用のしやすさが異なることが考えられる。これらのことから、特定の職種や企業規模においては、義務化による制度の利用に対する認識の割合や制度の利用割合が上昇する効果がほとんどみられないのではないかという考察のもと、仮説 1 を設定する。

仮説 1：育児短時間勤務制度の創設により、制度が利用できることを認識している者の割合および制度を利用している者の割合は増えることが予想されるが、その割合は職種や企業の規模によって異なるのではないか。

3.2 就業継続に与える影響

育児短時間勤務制度は「労働者が育児を理由として離職することなく、就業継続を可能にすること（子育てをしながら就業継続を希望する労働者が継続して就業できる社会を実現させること)」を政策目的の一つとしている。わが国における出産前後の女性の就業継続割合の推移（1990 年～2009 年）[10]を見ると、出産前後において就業を継続した者の割合は、第 1 子で 4 割弱、第 2 子、第 3 子で 7～8 割で推移しており、停滞している状況である。また、女性の労働力人口率[11]を見ると、結婚や出産、子育てを機に、女性が退職することによって、20～30 歳代の女性の労働力人口比率が低下する、いわゆるM字カーブ問題[12]が生じている。

そこで、育児短時間勤務制度創設の義務化により、上記 3.1 のとおり、育児短時間勤務制度の利用者数を最適な状態に近づけることで、外部性が内部化され、仕事と家庭を両立しながら、継続して就労する女性の労働者数が増加したのではないかという考察のもと、仮説 2 を設定する。また、全ての企業が同じ性質（業務内容および従業員者数）をもつものではないことから、職種や企業の規模によって、制度の利用のしやすさが異なることが考えられる。このことから、特定の職種や企業規模においては、義務化による就業継続への効果がほとんどみられないのではないかという考察のもと、仮説 3 を設定する。

---

10 国立社会保障・人口問題研究所「第 14 回出生動向基本調査（2010 年)」

11 総務省「情報通信白書（2014 年)」

12 女性の 25～54 歳の就業率を他の OECD 諸国と比較すると、わが国は 30 か国中 22 位である。また，女性労働力率のM字カーブは欧米諸国では既に見られない（「男女共同参画白書（2013 年)」)。

仮説 2：育児短時間勤務制度の創設により、就業を継続する者の割合は増えるのではないか。

仮説 3：育児短時間勤務制度の創設による就業継続への影響は、職種や企業の規模等によって異なるのではないか。

3.3 出産への意欲に与える影響

育児短時間勤務制度は上記 3.2 のとおり「労働者が育児を理由として離職することなく、就業継続を可能にすること（子育てをしながら就業継続を希望する労働者が継続して就業できる社会を実現させること)」を目的の一つとしている一方で、少子化対策の一環でもある。わが国においては、急速な少子化が進行しており、第 1 次ベビーブーム期には約 270 万人、第 2 次ベビーブーム期には約 210 万人であったが、昭和 59 年には 150 万人を割り込み、平成 3 年以降は増加と減少を繰り返しながら、平成 26 年の出生数は約 100 万 4,000 人[13]となっている。政府の見解によれば、出生数の低下の主な要因は、「晩婚化の進行等による未婚率の上昇」とされており、その背景には、仕事と子育ての両立の負担感の増大や子育ての負担感の増大が挙げられている。

そこで、育児短時間勤務制度創設の義務化により、仕事と家庭の両立が可能となることが期待できることから、本制度を利用できる環境が整っていることを認識している場合においては、出産の意欲が高まるのではないかということが考えられる。また、全ての企業が同じ性質（業務内容および従業員者数）をもつものではないことから、職種や企業の規模によって、制度の利用のしやすさが異なることが考えられる。これらのことから、特定の職種や企業規模においては、義務化による出産意欲への効果がほとんどみられないのではないかという考察のもと、仮説 4 を設定する。

仮説 4：育児短時間勤務制度の創設により、出産の意欲が高まるのではないか。

3.4 女性の採用に与える影響

育児短時間勤務制度創設の義務化によって、就業を継続する者の割合は増えることが予想される一方で、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性の採用を控えようとするインセンティブが働くことが考えられる。また、全ての企業が同じ性質（業務内容および従業員者数）をもつものではないことから、産業や企業の規模によって、女性の採用を控えようとする企業の行動に違いが生じることが考えられる。これらのことから、特定の産業や企業規模においては、義務化による女性の採用への負の影響が更に強まるのではないかという考察のもと、仮説 5 設定する。

---

[13] 内閣府「少子化社会対策白書（2016 年)」

さらに、女性の採用への負の影響については、単に女性の採用を控えるだけでなく、女性の採用割合に変化は生じないものの、雇用形態（正社員・パートタイマー）別による採用への影響が考えられる。このことから、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性正社員に代わってパートタイマーを採用しているのではないかという考察のもと、仮説 6 を設定する。

仮説 5：育児短時間勤務制度の創設の結果、特定の産業および企業規模では、女性の採用に負の影響を与えているのではないか。

仮説 6：育児短時間勤務制度の創設の結果、正社員に代わってパートタイマーを採用しているのではないか。

4　育児短時間勤務制度の効果に関する実証分析

4.1　育児短時間勤務制度創設の義務化が制度利用に対する認識等に与える影響を捉える推計モデル

本推計モデルでは、第 3 章で示した仮説 1 について分析を行う。

4.1.1　使用するデータ

分析に使用するデータは、厚生労働省「21 世紀成年者縦断調査（平成 14 年成年者）」である[14]。本調査は、全国の 20～34 歳（平成 14 年 10 月末日現在）である男女およびその配偶者を対象として、結婚、出産、就業等の実態および意識の経年変化の状況を継続的に観察することにより、少子化対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的として、平成 14 年を初年として実施されたものである。

分析対象は、本調査データのうち、就労している女性データ、分析年度は 2009 年度から 2014 年度までの 6 年間とした。

4.1.2　分析方法と推計式

仮説 1 については、育児短時間勤務制度創設の義務化により、「育児短時間勤務制度が利用できることを認識している者の割合」および「育児短時間勤務制度を利用している者の割合」が上昇したかについて、プロビット・モデルを用いて分析を行う[15]。また、職種および

14 分析に使用する調査データは、派遣元である練馬区が今後の練馬区における就業継続支援および子育て支援等の施策立案の基礎資料を作成することを目的として厚生労働省から提供を受けたものである。

15　分析は、派遣元である練馬区が今後の練馬区における就業継続支援および子育て支援等の施策立案の基礎資料を作成することを目的として、筆者が派遣元である練馬区職員として行ったものである（以下仮説 2 から仮説 6 までにおいても同様。）。

企業規模によって、育児短時間勤務制度創設の義務化による「育児短時間勤務制度が利用できることを認識している者の割合」および「育児短時間勤務制度を利用している者の割合」が異なるかについて併せて分析を行う。

「育児短時間勤務制度が利用できることを認識している者の割合」に関する分析については、制度創設の義務化によって、育児短時間勤務制度が利用できることを認識している者の割合が上昇し、実際に制度を利用できる環境が整っているかを調べる。また、「育児短時間勤務制度を利用している者の割合」に関する分析については、制度創設の義務化によって、制度を利用している者の割合が上昇し、実際に制度が利用されているかを調べる。

なお、推計式は以下のとおりであり、i は個人、t は年次を表している。また、義務化ダミーと完全に重複する年次ダミーについては除外して分析を行う(以下仮説 2 から仮説 6 までにおいても同様。)。

⑴ 制度が利用できることを認識している者の割合に与える影響

① 義務化による影響

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&+ \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

② 義務化による影響（職種別）

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&+ \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \beta_{10} 義務化ダミー_{it} \\
&\times 職種ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

③ 義務化による影響（企業規模別）

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&+ \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \beta_{10} 義務化ダミー_{it} \\
&\times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

⑵　制度を利用している者の割合に与える影響

①　義務化による影響

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} \\
&\quad = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&\quad + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&\quad + \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

②　義務化による影響（職種別）

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} \\
&\quad = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&\quad + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&\quad + \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \beta_{10} 義務化ダミー_{it} \\
&\quad \times 職種ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

③　義務化による影響（企業規模別）

$$
\begin{aligned}
&育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} \\
&\quad = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&\quad + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} + \beta_7 年齢_{it} \\
&\quad + \beta_8 正社員ダミー_{it} + \beta_9 一日の就業時間_{it} + \beta_{10} 義務化ダミー_{it} \\
&\quad \times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

4.1.3　変数の説明

分析に使用した変数の内容については表 1 のとおり、基本統計量については表 2 のとおりである。

表1　分析に用いた変数の内容

被説明変数／説明変数	変数名	説明
被説明変数	制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	自らの就業形態で、育児短時間勤務制度が利用できることを認識している場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数
	育児短時間勤務制度利用ダミー	調査実施月から過去1年間において、育児短時間勤務制度を利用した場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数
説明変数	義務化ダミー	調査回答者の企業において、調査年度に育児短時間制度が義務化されている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	職種ダミー	職種別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①専門的・技術的な仕事、②管理的な仕事、③事務の仕事、④販売の仕事、⑤サービスの仕事、⑥①～⑤に属さないその他の仕事
	企業規模ダミー	従業者数に応じた企業規模別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①1人～29人、②30人～99人、③100人～299人、④300人～499人、⑤500人～999人、⑥1,000人以上
	子どもダミー	子どもがいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	同居ダミー	同居親族がいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	年齢	本人の年齢（単位：歳）
	正社員ダミー	正社員である場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	一日の就業時間	一日の就業時間（単位：時間）

表2 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
制度が利用できることを認識しているか否か(ダミー変数)	18,310	0.338121	0.473083	0	1
利用ダミー	18,310	0.022829	0.149362	0	1
年次ダミー			(省略)		
義務化ダミー	18,310	0.666303	0.471546	0	1
職種ダミー(専門的・技術的な仕事)	18,310	0.26532	0.441515	0	1
職種ダミー(管理的な仕事)	18,310	0.009995	0.099475	0	1
職種ダミー(事務の仕事)	18,310	0.307974	0.461668	0	1
職種ダミー(販売の仕事)	18,310	0.105188	0.306804	0	1
職種ダミー(サービスの仕事)	18,310	0.169033	0.374792	0	1
職種ダミー(その他)	18,310	0.14249	0.349562	0	1
企業規模ダミー(1人～29人)	18,310	0.357947	0.479409	0	1
企業規模ダミー(30人～99人)	18,310	0.177007	0.381685	0	1
企業規模ダミー(100人～299人)	18,310	0.155653	0.362536	0	1
企業規模ダミー(300人～499人)	18,310	0.06876	0.253053	0	1
企業規模ダミー(500人～999人)	18,310	0.067777	0.25137	0	1
企業規模ダミー(1,000人以上)	18,310	0.172856	0.378133	0	1
子どもダミー	18,310	0.564719	0.495807	0	1
同居ダミー	18,310	0.473293	0.4993	0	1
年齢	18,310	37.49448	4.650097	27	46
正社員ダミー	18,310	0.414965	0.492729	0	1
一日の就業時間	18,310	7.036483	2.102923	0	20
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	18,310	0.172802	0.378086	0	1
義務化ダミー×管理的な仕事	18,310	0.007264	0.08492	0	1
義務化ダミー×事務の仕事	18,310	0.207318	0.405397	0	1
義務化ダミー×販売の仕事	18,310	0.07089	0.256648	0	1
義務化ダミー×サービスの仕事	18,310	0.115019	0.319054	0	1
義務化ダミー×その他	18,310	0.093009	0.290453	0	1
義務化ダミー×1人～29人	18,310	0.185855	0.389	0	1
義務化ダミー×30人～99人	18,310	0.091699	0.288608	0	1
義務化ダミー×100人～299人	18,310	0.129492	0.335753	0	1
義務化ダミー×300人～499人	18,310	0.057783	0.233338	0	1
義務化ダミー×500人～999人	18,310	0.05669	0.231256	0	1
義務化ダミー×1,000人以上	18,310	0.144784	0.351893	0	1

4.1.4 推定結果

推定結果は表 3 および表 4 のとおりである。

表3 育児短時間勤務制度の創設により、制度が利用できることを認識している者の割合に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	義務化による影響（交差項なし）		職種別		企業規模別	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0681104 ***	0.0086362	0.0972927 ***	0.0136306	0.1033396 ***	0.021667
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	0.0084194	0.0095682	0.0091811	0.0167318	0.0075919	0.0095695
職種ダミー（管理的な仕事）	0.1075291 ***	0.0391396	0.1152207	0.0735839	0.1074879 ***	0.0391883
職種ダミー（販売の仕事）	−0.054776 ***	0.0123738	0.000605	0.0234307	−0.0554969 ***	0.0123693
職種ダミー（サービスの仕事）	−0.0759617 ***	0.0105008	−0.0212664	0.0199798	−0.0764224 ***	0.0105009
職種ダミー（その他）	−0.090257 ***	0.0109589	−0.0421248 **	0.0203118	−0.0904811 ***	0.0109632
企業規模ダミー（1人～29人）	−0.2901929 ***	0.0091268	−0.2913865 ***	0.0091378	−0.247186 ***	0.0200341
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.1943981 ***	0.0094622	−0.1954587 ***	0.0094625	−0.1639527 ***	0.020033
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.1853027 ***	0.0094422	−0.1865389 ***	0.0094541	−0.1691505 ***	0.0236395
企業規模ダミー（300人～499人）	−0.1271993 ***	0.012627	−0.1281773 ***	0.0126349	−0.15024 ***	0.0297608
企業規模ダミー（500人～999人）	−0.0875998 ***	0.0137989	−0.0886255 ***	0.0138055	−0.1294105 ***	0.0313687
子どもダミー	0.0842411 ***	0.0084877	0.0839714 ***	0.0084976	0.0841418 ***	0.008492
同居ダミー	−0.0290021 ***	0.007574	−0.0289763 ***	0.0075806	−0.0288954 ***	0.0075776
年齢	−0.0065732 ***	0.0008912	−0.0065656 ***	0.0008922	−0.0067657 ***	0.0008931
正社員ダミー	0.2263787 ***	0.0086571	0.2264646 ***	0.0086644	0.2265836 ***	0.008661
一日の就業時間	0.0111119 ***	0.002137	0.010991 ***	0.0021379	0.0111337 ***	0.0021386
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	− −	−	0.0000626	0.0201526	− −	−
義務化ダミー×管理的な仕事	− −	−	−0.0106806	0.077977	− −	−
義務化ダミー×販売の仕事	− −	−	−0.0786055 ***	0.0250308	− −	−
義務化ダミー×サービスの仕事	− −	−	−0.0784657 ***	0.0219431	− −	−
義務化ダミー×その他	− −	−	−0.0725778 ***	0.0232318	− −	−
義務化ダミー×1人～29人	− −	−	− −	−	−0.0732018 ***	0.0256482
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	−0.0502777 *	0.0279504
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	−0.0245444	0.0321506
義務化ダミー×300人～499人	− −	−	− −	−	0.0355745	0.0444429
義務化ダミー×500人～999人	− −	−	− −	−	0.0615526	0.045377
観測数	18,310		18,310		18,310	
決定係数	0.1299		0.1310		0.1307	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表4 育児短時間勤務制度の創設により、制度を利用している者の割合に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	義務化による影響（交差項なし）		職種別		企業規模別	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0085089 ***	0.001524	0.0076466 ***	0.0023076	0.0096673 ***	0.0033303
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	−0.0005368	0.0016929	−0.0032943	0.0031503	−0.0005461	0.0016818
職種ダミー（管理的な仕事）	−0.002274	0.0057886	−0.0130044 ***	0.0010117	−0.0023523	0.0057015
職種ダミー（販売の仕事）	−0.0026977	0.0021346	−0.0043762	0.0039766	−0.0027334	0.0021141
職種ダミー（サービスの仕事）	−0.0065338 ***	0.0016633	−0.0039944	0.0036784	−0.0065306 ***	0.00165
職種ダミー（その他）	−0.0043494 *	0.001945	−0.0026481	0.0040935	−0.0043323 **	0.0019325
企業規模ダミー（1人～29人）	−0.0067217 ***	0.0017592	−0.0065344 ***	0.0017155	−0.0036627	0.0040668
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0066022 ***	0.0016652	−0.0064004 ***	0.0016236	−0.0040497	0.0039776
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0073253 ***	0.0015405	−0.0071277 ***	0.0015014	−0.0112766 **	0.0033552
企業規模ダミー（300人～499人）	−0.005023 **	0.0020153	−0.0048702 **	0.0019656	−0.0066336	0.0048196
企業規模ダミー（500人～999人）	−0.005244 **	0.0019878	−0.0051051 **	0.0019337	−0.0097943	0.003659
同居ダミー	−0.0134846 ***	0.0016027	−0.0132013 ***	0.0015659	−0.0133724 ***	0.0015949
年齢	−0.0011652 ***	0.0001652	−0.0011353 ***	0.0001613	−0.0011739 ***	0.0001647
正社員ダミー	0.029328 ***	0.0028679	0.0286737 ***	0.0028099	0.0292252 ***	0.0028571
一日の就業時間	−0.0058088 ***	0.0004418	−0.0056754 ***	0.000432	−0.0057878 ***	0.0004406
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	− −	−	0.004196	0.004841	− −	−
義務化ダミー×管理的な仕事	− −	−	0.9734563	0.0003518	− −	−
義務化ダミー×販売の仕事	− −	−	0.0030584	0.0071709	− −	−
義務化ダミー×サービスの仕事	− −	−	−0.003646	0.0041288	− −	−
義務化ダミー×その他	− −	−	−0.0024	0.0047039	− −	−
義務化ダミー×1人～29人	− −	−	− −	−	−0.004258	0.004013
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	−0.004119	0.0042816
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	0.0103327	0.0117143
義務化ダミー×300人～499人	− −	−	− −	−	0.0032904	0.0108622
義務化ダミー×500人～999人	− −	−	− −	−	0.0142938	0.0196809
観測数	18,310		18,310		18,310	
決定係数	0.1348		0.1359		0.1364	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 3 および表 4 の推計結果より、以下のことが示された。

1．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、制度が利用できることを認識している確率が約 6.8%ポイント上昇したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

2．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、制度が利用できることを認識している確率について職種別に分析した結果、販売に関する仕事については、事務に関する仕事と比較して、制度が利用できると認識している確率が約 7.8%ポイント低くなること、サービスに関する仕事については、事務に関する仕事と比較して、制度が利用できると認識している確率が約 7.8%ポイント低くなることがそれぞれ 1%水準で統計的に有意に示された。

3．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、制度が利用できることを認識している確率について企業規模別に分析した結果、従業員者数が 1 人～29 人の企業については、大企業（1,000 人以上）と比較して、制度が利用できると認識している確率が約 7.3%ポイント低くなること（有意水準 1%）、30 人～99 人の企業については、大企業（1,000 人以上）と比較して、制度が利用できると認識している確率が約 5.0%ポイント低くなること（有意水準 10%）が統計的に有意に示された。

4．育児短時間勤務制度の創設によって、制度を利用する確率が約 0.85%ポイント上昇したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

5．育児短時間勤務制度を利用する確率に関する分析において、職種別および企業規模別による効果の違いについては、有意な結果が得られなかった。

4.2　育児短時間勤務制度創設の義務化が就業継続者の割合に与える影響を捉える推計モデル

本推計モデルでは、第 3 章で示した仮説 2 および仮説 3 について分析を行う。

4.2.1　使用するデータ

仮説 1 と同様に、厚生労働省「21 世紀成年者縦断調査（平成 14 年成年者）」を用いて分析を行う。分析対象は、仮説 1 と同様に、本調査データのうち、就労している女性データ、分析年度は 2009 年度から 2014 年度までの 6 年間とした。

4.2.2　分析方法と推計式

仮説 2 については、育児短時間勤務制度創設の義務化により、「就業を継続する者の割合」が上昇したかについてプロビット・モデルを用いて分析を行う。

仮説 3 については、職種、企業規模、制度が利用できることを認識している場合および制度を利用している場合によって、育児短時間勤務制度創設の義務化による就業を継続する者の割合が異なるかについてプロビット・モデルを用いて分析を行う。

なお、推計式は以下のとおりであり、ｉは個人、ｔは年次を表している。

⑴　制度創設の義務化が就業を継続する者の割合に与える影響

①　義務化による影響

$$
\begin{aligned}
&\textit{就業継続ダミー}_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \textit{義務化ダミー}_{it} + \beta_2 \textit{年次ダミー}_{it} + \beta_3 \textit{職種ダミー}_{it} \\
&+ \beta_4 \textit{企業規模ダミー}_{it} + \beta_5 \textit{子どもダミー}_{it} + \beta_6 \textit{同居ダミー}_{it} \\
&+ \beta_7 \textit{住居ダミー}_{it} + \beta_8 \textit{通勤時間}_{it} + \beta_9 \textit{本人所得}_{it} + \beta_{10} \textit{配偶者所得}_{it} \\
&+ \beta_{11} \textit{年齢}_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

②　義務化による影響（職種別）

$$
\begin{aligned}
&\textit{就業継続ダミー}_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \textit{義務化ダミー}_{it} + \beta_2 \textit{年次ダミー}_{it} + \beta_3 \textit{職種ダミー}_{it} \\
&+ \beta_4 \textit{企業規模ダミー}_{it} + \beta_5 \textit{子どもダミー}_{it} + \beta_6 \textit{同居ダミー}_{it} \\
&+ \beta_7 \textit{住居ダミー}_{it} + \beta_8 \textit{通勤時間}_{it} + \beta_9 \textit{本人所得}_{it} + \beta_{10} \textit{配偶者所得}_{it} \\
&+ \beta_{11} \textit{年齢}_{it} + \beta_{12} \textit{義務化ダミー}_{it} \times \textit{職種ダミー}_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

③　義務化による影響（企業規模別）

$$
\begin{aligned}
&\textit{就業継続ダミー}_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \textit{義務化ダミー}_{it} + \beta_2 \textit{年次ダミー}_{it} + \beta_3 \textit{職種ダミー}_{it} \\
&+ \beta_4 \textit{企業規模ダミー}_{it} + \beta_5 \textit{子どもダミー}_{it} + \beta_6 \textit{同居ダミー}_{it} \\
&+ \beta_7 \textit{住居ダミー}_{it} + \beta_8 \textit{通勤時間}_{it} + \beta_9 \textit{本人所得}_{it} + \beta_{10} \textit{配偶者所得}_{it} \\
&+ \beta_{11} \textit{年齢}_{it} + \beta_{12} \textit{義務化ダミー}_{it} \times \textit{企業規模ダミー}_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

④　義務化による影響（制度利用に関する認識別）

$$
\begin{aligned}
&\textit{就業継続ダミー}_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \textit{義務化ダミー}_{it} + \beta_2 \textit{年次ダミー}_{it} + \beta_3 \textit{職種ダミー}_{it} + \beta_4 \textit{企業規模ダミー}_{it} \\
&+ \beta_5 \textit{子どもダミー}_{it} + \beta_6 \textit{同居ダミー}_{it} + \beta_7 \textit{住居ダミー}_{it} + \beta_8 \textit{通勤時間}_{it} + \beta_9 \textit{本人所得}_{it} \\
&+ \beta_{10} \textit{配偶者所得}_{it} + \beta_{11} \textit{年齢}_{it} \\
&+ \beta_{12} \textit{育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）}_{it} \\
&+ \beta_{13} \textit{義務化ダミー}_{it} \\
&\times \textit{育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）}_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

⑤　義務化による影響（制度利用別）

$$
\begin{aligned}
&就業継続ダミー_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 子どもダミー_{it} + \beta_6 同居ダミー_{it} \\
&+ \beta_7 住居ダミー_{it} + \beta_8 通勤時間_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 配偶者所得_{it} \\
&+ \beta_{11} 年齢_{it} + \beta_{12} 育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} + \beta_{13} 義務化ダミー_{it} \\
&\times 育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

4.2.3　変数の説明

分析に使用した変数の内容については表 5 のとおり、基本統計量については表 6 のとおりである。

表5　分析に用いた変数の内容

被説明変数／説明変数	変数名	説明
被説明変数	就業継続ダミー	前年と同じ勤務先において就業をしている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
説明変数	義務化ダミー	調査回答者の企業において、調査年度に育児短時間制度が義務化されている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	職種ダミー	職種別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①専門的・技術的な仕事、②管理的な仕事、③事務の仕事、④販売の仕事、⑤サービスの仕事、⑥①～⑤に属さないその他の仕事
	企業規模ダミー	従業者数に応じた企業規模別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①1人～29人、②30人～99人、③100人～299人、④300人～499人、⑤500人～999人、⑥1,000人以上
	子どもダミー	子どもがいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	同居ダミー	同居親族がいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	住居ダミー	持ち家に住んでいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	通勤時間	往復の合計通勤時間（単位：分）
	本人所得	調査回答者本人の調査実施年前年に得た所得（単位：万円） ※　分析に用いる所得額は、調査票上で選択した所得金額区分の平均値を用いる。
	配偶者所得	調査回答者の配偶者の調査実施年前年に得た所得（単位：万円） ※　分析に用いる所得額は、調査票上で選択した所得金額区分の平均値を用いる。
	年齢	本人の年齢（単位：歳）
	制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	自らの就業形態で、育児短時間勤務制度が利用できることを認識している場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数
	育児短時間勤務制度利用ダミー	調査実施月から過去1年間において、育児短時間勤務制度が利用した場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数

表6 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
就業継続ダミー	10,095	0.9487865	0.2204438	0	1
義務化ダミー	10,095	0.6810302	0.4661004	0	1
年次ダミー			（省略）		
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	10,095	0.2695394	0.4437425	0	1
職種ダミー（管理的な仕事）	10,095	0.0112927	0.1056707	0	1
職種ダミー（事務の仕事）	10,095	0.2768697	0.4474737	0	1
職種ダミー（販売の仕事）	10,095	0.1136206	0.3173656	0	1
職種ダミー（サービスの仕事）	10,095	0.1688955	0.3746781	0	1
職種ダミー（その他）	10,095	0.1597821	0.366422	0	1
企業規模ダミー（1人～29人）	10,095	0.3920753	0.4882375	0	1
企業規模ダミー（30人～99人）	10,095	0.1776127	0.3822053	0	1
企業規模ダミー（100人～299人）	10,095	0.1413571	0.3484068	0	1
企業規模ダミー（300人～499人）	10,095	0.0658742	0.2480743	0	1
企業規模ダミー（500人～999人）	10,095	0.0596335	0.2368183	0	1
企業規模ダミー（1,000人以上）	10,095	0.1634473	0.3697916	0	1
子どもダミー	10,095	0.8289252	0.376593	0	1
同居ダミー	10,095	0.3056959	0.4607244	0	1
住居ダミー	10,095	0.7506686	0.4326474	0	1
通勤時間	10,095	36.0838	37.59258	0	480
本人所得	10,095	186.7459	163.9848	0	1500
配偶者所得	10,095	479.475	231.7338	0	1500
年齢	10,095	38.42259	4.311357	27	46
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	10,095	0.3391778	0.4734537	0	1
利用ダミー	10,095	0.0377415	0.1905797	0	1
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	10,095	0.1787023	0.3831218	0	1
義務化ダミー×管理的な仕事	10,095	0.0079247	0.0886718	0	1
義務化ダミー×事務の仕事	10,095	0.1925706	0.3943381	0	1
義務化ダミー×販売の仕事	10,095	0.0762754	0.2654514	0	1
義務化ダミー×サービスの仕事	10,095	0.1188707	0.3236524	0	1
義務化ダミー×その他	10,095	0.1066865	0.3087295	0	1
義務化ダミー×1人～29人	10,095	0.213373	0.4097091	0	1
義務化ダミー×30人～99人	10,095	0.0971768	0.2962131	0	1
義務化ダミー×100人～299人	10,095	0.1211491	0.3263166	0	1
義務化ダミー×300人～499人	10,095	0.0566617	0.2312065	0	1
義務化ダミー×500人～999人	10,095	0.0520059	0.22205	0	1
義務化ダミー×1,000人以上	10,095	0.1406637	0.3476915	0	1
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	10,095	0.2529965	0.4347505	0	1
義務化ダミー×利用ダミー	10,095	0.0307083	0.1725347	0	1

4.2.4　推定結果

推定結果は表７および表８のとおりである。

表7　育児短時間勤務制度の創設により、就業を継続する者の割合に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	義務化による影響（交差項なし）		職種別		企業規模別	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0162932 ***	0.0057505	0.0254858 ***	0.0102575	0.0402224 **	0.0194304
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	−0.0068485	0.0059888	0.0058359	0.0087276	−0.0069107	0.0059834
職種ダミー（管理的な仕事）	0.0239242	0.0153193	0.0225737	0.0251431	0.024132	0.0151105
職種ダミー（販売の仕事）	0.0061015	0.0068646	0.0082927	0.0103066	0.0058839	0.0068727
職種ダミー（サービスの仕事）	−0.0126803 *	0.0070766	−0.00307	0.0105967	−0.0127674 *	0.0070708
職種ダミー（その他）	−0.0099479	0.0070861	−0.0098879	0.0110589	−0.0099989	0.0070756
企業規模ダミー（1人～29人）	−0.014705 **	0.0075243	−0.0144519 **	0.0075142	0.0032263	0.0144265
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0234108 ***	0.0098242	−0.0227487 ***	0.0097696	−0.0063568	0.016408
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0327706 ***	0.0111205	−0.0319967 ***	0.0110645	0.0032349	0.0187377
企業規模ダミー（300人～499人）	−0.0268017 **	0.0139798	−0.0268851 **	0.0139813	−0.007474	0.0271345
企業規模ダミー（500人～999人）	−0.0400935 ***	0.0155095	−0.0391763 ***	0.0154144	−0.0135088	0.0302904
子どもダミー	0.02404 ***	0.0071013	0.0241057 ***	0.0071121	0.023861 ***	0.007084
同居ダミー	0.0021996	0.004695	0.0021933	0.0046871	0.0020626	0.004688
住居ダミー	0.0054435	0.0052864	0.0055396	0.0052822	0.0054017	0.0052786
通勤時間分	−0.0002396 ***	0.0000562	−0.0002365 ***	0.0000562	−0.0002398 ***	0.000056
本人所得	0.0001522 ***	0.0000163	0.0001526 ***	0.0000163	0.0001517 ***	0.0000163
配偶者所得	−4.75E−06	9.44E−06	−4.74E−06	9.42E−06	−4.99E−06	9.41E−06
年齢	0.0004138	0.0005204	0.0003937	0.0005199	0.0004056	0.0005195
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	−	−	−	−	−	−
利用ダミー	−	−	−	−	−	−
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	−	−	−0.0228672 *	0.0146279	−	−
義務化ダミー×管理的な仕事	−	−	0.0037219	0.0543987	−	−
義務化ダミー×販売の仕事	−	−	−0.003802	0.0159438	−	−
義務化ダミー×サービスの仕事	−	−	−0.0149667	0.015169	−	−
義務化ダミー×その他	−	−	0.0001502	0.0124779	−	−
義務化ダミー×1人～29人	−	−	−	−	−0.025027	0.0215163
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0180746	0.0230689
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0469564 *	0.0341473
義務化ダミー×300人～499人	−	−	−	−	−0.0218485	0.0356065
義務化ダミー×500人～999人	−	−	−	−	−0.0277286	0.0387697
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	−	−	−	−	−	−
義務化ダミー×利用ダミー	−	−	−	−	−	−
観測数	10,095		10,095		10,095	
決定係数	0.0416		0.0427		0.0424	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表8　育児短時間勤務制度の創設により、就業を継続する者の割合に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	制度が利用できることを認識している		制度を利用している	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0097403 *	0.0060989	0.0142297 ***	0.0056161
年次ダミー	（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	-0.0069511	0.0059635	-0.0063021	0.0058767
職種ダミー（管理的な仕事）	0.0236081	0.0152994	0.0236689	0.0148877
職種ダミー（販売の仕事）	0.0062641	0.0067959	0.0066727	0.0066686
職種ダミー（サービスの仕事）	-0.01211 *	0.0069975	-0.011274 *	0.0068759
職種ダミー（その他）	-0.0089995	0.006983	-0.0087598	0.0068929
企業規模ダミー（1人～29人）	-0.0122322 *	0.0074594	-0.0131077 *	0.0073613
企業規模ダミー（30人～99人）	-0.0206288 **	0.0095921	-0.0216883 **	0.0095677
企業規模ダミー（100人～299人）	-0.0303373 ***	0.0109067	-0.030732 ***	0.0108431
企業規模ダミー（300人～499人）	-0.0248346 **	0.0136961	-0.0247412 **	0.0135813
企業規模ダミー（500人～999人）	-0.0383151 ***	0.0152985	-0.037112 ***	0.0150344
子どもダミー	0.0225267 ***	0.0070275	0.0204437 ***	0.0068754
同居ダミー	0.0021688	0.0046623	0.0023168	0.0046021
住居ダミー	0.0052306	0.0052515	0.0057827	0.0052284
通勤時間分	-0.0002466 ***	0.0000559	-0.0002558 ***	0.0000556
本人所得	0.0001434 ***	0.0000167	0.0001502 ***	0.0000161
配偶者所得	-4.71E-06	9.39E-06	-5.20E-06	9.27E-06
年齢	0.0005225	0.0005205	0.0005635	0.0005155
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	-0.0059963	0.0078175	－ －	－
利用ダミー	－ －	－	-0.008701	0.0245572
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×管理的な仕事	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×販売の仕事	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×サービスの仕事	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×その他	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×1人～29人	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×30人～99人	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×100人～299人	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×300人～499人	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×500人～999人	－ －	－	－ －	－
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	0.0199229 **	0.0076847	－ －	－
義務化ダミー×利用ダミー	－ －	－	0.0408574 ***	0.0056023
観測数	10,095		10,095	
決定係数	0.0437		0.0456	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 7 および表 8 の推計結果より、以下のことが示された。

1．育児短時間勤務制度の創設によって、就業を継続することができる確率が約 1.6%ポイント上昇したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

2．就業を継続することができる確率について、職種別に分析した結果、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して、就業を継続することができる確率が約 2.2%ポイント低くなることが 10%水準で統計的に有意に示された。

3．就業を継続することができる確率について、企業規模別に分析した結果、100 人～299 人の企業については、大企業（1,000 人以上）と比較して、就業を継続することができる確率が約 4.6%ポイント低くなることが 10%水準で統計的に有意に示された。

4．就業を継続することができる確率について、制度が利用できることを認識している場合による影響について分析した結果、制度が利用できることを認識している場合、制度が利用できることを認識していない場合と比較して、就業を継続することができる確率が約 1.9%ポイント高くなることが 5%水準で統計的に有意に示された。

5．就業を継続することができる確率について、制度を利用している場合による影響について分析した結果、制度を利用している場合、制度を利用していない場合と比較して、就業を継続することができる確率が約 4.0%ポイント高くなることが 1%水準で統計的に有意に示された。

4.3　育児短時間勤務制度創設の義務化が出産の意欲に与える影響を捉える推計モデル

本推計モデルでは、第 3 章で示した仮説 4 について分析を行う。

4.3.1　使用するデータ

仮説 1、仮説 2 および仮説 3 と同様に、厚生労働省「21 世紀成年者縦断調査（平成 14 年成年者）」を用いて分析を行う。分析対象は、仮説 1、仮説 2 および仮説 3 と同様に、本調査データのうち、就労している女性データ、分析年度は 2009 年度から 2014 年度までの 6 年間とした。

4.3.2　分析方法と推計式

仮説 4 については、育児短時間勤務制度創設の義務化により、「出産の意欲が高まるか」についてプロビット・モデルを用いて分析を行う。また、職種、企業規模、制度が利用できることを認識している場合および制度を利用している場合によって、出産への意欲が異なるかについて併せて分析を行う。

なお、推計式は以下のとおりであり、i は個人、t は年次を表している。

⑴　制度創設の義務化が出産への意欲に与える影響

①　義務化による影響

$$出産意欲ダミー_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 配偶者ダミー_{it} + \beta_6 子どもダミー_{it} + \beta_7 同居ダミー_{it} + \beta_8 住居ダミー_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 年齢_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

②　義務化による影響（職種別）

$$出産意欲ダミー_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 配偶者ダミー_{it} + \beta_6 子どもダミー_{it} + \beta_7 同居ダミー_{it} + \beta_8 住居ダミー_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 年齢_{it} + \beta_{11} 義務化ダミー_{it} \times 職種ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

③　義務化による影響（企業規模別）

$$出産意欲ダミー_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 配偶者ダミー_{it} + \beta_6 子どもダミー_{it} + \beta_7 同居ダミー_{it} + \beta_8 住居ダミー_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 年齢_{it} + \beta_{11} 義務化ダミー_{it} \times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

④　義務化による影響（制度利用に関する認識別）

$$出産意欲ダミー_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 配偶者ダミー_{it} + \beta_6 子どもダミー_{it} + \beta_7 同居ダミー_{it} + \beta_8 住居ダミー_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 年齢_{it} + \beta_{11} 育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）_{it} + \beta_{12} 義務化ダミー_{it} \times 育児短時間勤務制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

⑤　義務化による影響（制度利用別）

$$
\begin{aligned}
&出産意欲ダミー_{it} \\
&= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 職種ダミー_{it} \\
&+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 配偶者ダミー_{it} + \beta_6 子どもダミー_{it} \\
&+ \beta_7 同居ダミー_{it} + \beta_8 住居ダミー_{it} + \beta_9 本人所得_{it} + \beta_{10} 年齢_{it} \\
&+ \beta_{11} 育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} + \beta_{12} 義務化ダミー_{it} \\
&\times 育児短時間勤務制度利用ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

4.3.3　変数の説明

分析に使用した変数の内容については表 9 のとおり、基本統計量については表 10 のとおりである。

表9　分析に用いた変数の内容

被説明変数／説明変数	変数名	説明
被説明変数	出産意欲ダミー	今後子どもの出産を希望している場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
説明変数	義務化ダミー	調査回答者の企業において、調査年度に育児短時間制度が義務化されている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	職種ダミー	職種別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①専門的・技術的な仕事、②管理的な仕事、③事務の仕事、④販売の仕事、⑤サービスの仕事、⑥①～⑤に属さないその他の仕事
	企業規模ダミー	従業者数に応じた企業規模別（6区分）（※）のダミー変数 ※　①1人～29人、②30人～99人、③100人～299人、④300人～499人、⑤500人～999人、⑥1,000人以上
	配偶者ダミー	配偶者がいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	子どもダミー	子どもがいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	同居ダミー	同居親族がいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	住居ダミー	持ち家に住んでいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	本人所得	調査回答者本人の調査実施年前年に得た所得（単位：万円） ※　分析に用いる所得額は、調査票上で選択した所得金額区分の平均値を用いる。
	年齢	本人の年齢（単位：歳）
	制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	自らの就業形態で、育児短時間勤務制度が利用できることを認識している場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数
	育児短時間勤務制度利用ダミー	調査実施月から過去1年間において、育児短時間勤務制度が利用した場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数

表10 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
出産意欲ダミー	14,468	0.5367708	0.4986633	0	1
義務化ダミー	14,468	0.6864114	0.4639673	0	1
年次ダミー			（省略）		
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	14,468	0.2813105	0.4496542	0	1
職種ダミー（管理的な仕事）	14,468	0.0107824	0.1032807	0	1
職種ダミー（事務の仕事）	14,468	0.3062621	0.4609559	0	1
職種ダミー（販売の仕事）	14,468	0.1007741	0.3010398	0	1
職種ダミー（サービスの仕事）	14,468	0.1622201	0.3686653	0	1
職種ダミー（その他）	14,468	0.1386508	0.3455937	0	1
企業規模ダミー（1人～29人）	14,468	0.3536771	0.478127	0	1
企業規模ダミー（30人～99人）	14,468	0.1770805	0.38175	0	1
企業規模ダミー（100人～299人）	14,468	0.1536494	0.3606248	0	1
企業規模ダミー（300人～499人）	14,468	0.0709151	0.2566919	0	1
企業規模ダミー（500人～999人）	14,468	0.0706387	0.2562291	0	1
企業規模ダミー（1,000人以上）	14,468	0.1740393	0.3791563	0	1
配偶者ダミー	14,468	0.6642936	0.4722531	0	1
子どもダミー	14,468	0.6218551	0.4849408	0	1
同居ダミー	14,468	0.4472629	0.4972282	0	1
住居ダミー	14,468	0.7344484	0.4416417	0	1
本人所得	14,468	221.0845	168.4446	0	1500
年齢	14,468	37.26037	4.722039	27	46
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	14,468	0.3551286	0.4785688	0	1
利用ダミー	14,468	0.0295825	0.1694384	0	1
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	14,468	0.1883467	0.3910023	0	1
義務化ダミー×管理的な仕事	14,468	0.0079486	0.0888028	0	1
義務化ダミー×事務の仕事	14,468	0.2090821	0.4066672	0	1
義務化ダミー×販売の仕事	14,468	0.0698784	0.2549507	0	1
義務化ダミー×サービスの仕事	14,468	0.1156345	0.3197972	0	1
義務化ダミー×その他	14,468	0.0955212	0.2939436	0	1
義務化ダミー×1人～29人	14,468	0.2007188	0.400552	0	1
義務化ダミー×30人～99人	14,468	0.100705	0.3009481	0	1
義務化ダミー×100人～299人	14,468	0.1255875	0.3313953	0	1
義務化ダミー×300人～499人	14,468	0.0582665	0.2342548	0	1
義務化ダミー×500人～999人	14,468	0.05799	0.2337327	0	1
義務化ダミー×1,000人以上	14,468	0.1431435	0.3502312	0	1
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	14,468	0.2665192	0.4421541	0	1
義務化ダミー×利用ダミー	14,468	0.0243296	0.1540755	0	1

4.3.4　推定結果

推定結果は表 11 および表 12 のとおりである。

表11　育児短時間勤務制度の創設が出産への意欲に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	義務化による影響（交差項なし）		職種別		企業規模別	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0278844 **	0.012562	0.06576 ***	0.0224028	0.034712	0.0360029
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	−0.0063537	0.0135595	0.048729 **	0.0231797	−0.006987	0.0135771
職種ダミー（管理的な仕事）	0.0078477	0.0474328	0.0319011	0.0816818	0.0072799	0.047556
職種ダミー（販売の仕事）	−0.0890338 ***	0.0209206	−0.0754375 **	0.036709	−0.0892557 ***	0.0209339
職種ダミー（サービスの仕事）	−0.0358844 **	0.0162533	−0.0081822	0.0286717	−0.0358619 **	0.0162634
職種ダミー（その他）	−0.0877789 ***	0.0181556	−0.0653109 **	0.0313243	−0.0880296 ***	0.018175
企業規模ダミー（1人～29人）	−0.0516124 ***	0.0163406	−0.0510191 ***	0.0163471	−0.0372153	0.036273
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0116077	0.018101	−0.0102515	0.0180998	−0.0039178	0.0383205
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0341324 *	0.019165	−0.0323528 *	0.0191591	−0.0315956	0.0468124
企業規模ダミー（300人～499人）	−0.0486553 **	0.0249618	−0.0468117 *	0.0249458	−0.0145525	0.0605223
企業規模ダミー（500人～999人）	−0.0119392	0.0236991	−0.0107457	0.0236745	−0.1286825	0.0678035
配偶者ダミー	−0.0116232	0.0165079	−0.012857	0.0165032	−0.0125029	0.0165202
子どもダミー	−0.6753954 ***	0.0074183	−0.6752228 ***	0.0074237	−0.6754691 ***	0.0074293
同居ダミー	−0.0456457 ***	0.0117139	−0.045667 ***	0.0117227	−0.0456473 ***	0.0117222
住居ダミー	−0.0623681 ***	0.0119371	−0.0616208 ***	0.0119559	−0.0626819 ***	0.0119487
本人所得	0.0002387 ***	0.0000338	0.0002391 ***	0.0000338	0.0002392 ***	0.0000338
年齢	−0.0405027 ***	0.001368	−0.0405363 ***	0.0013691	−0.0405931 ***	0.0013703
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	−	−	−	−	−	−
利用ダミー	−	−	−	−	−	−
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	−	−	−0.084686 ***	0.0311127	−	−
義務化ダミー×管理的な仕事	−	−	−0.0365997	0.1093116	−	−
義務化ダミー×販売の仕事	−	−	−0.0171446	0.04154	−	−
義務化ダミー×サービスの仕事	−	−	−0.0394312	0.035309	−	−
義務化ダミー×その他	−	−	−0.0300617	0.0366622	−	−
義務化ダミー×1人～29人	−	−	−	−	−0.0214655	0.0413162
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0097434	0.0445804
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0024975	0.0495193
義務化ダミー×300人～499人	−	−	−	−	−0.0394939	0.0678701
義務化ダミー×500人～999人	−	−	−	−	0.1144252 *	0.0509554
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	−	−	−	−	−	−
義務化ダミー×利用ダミー	−	−	−	−	−	−
観測数	14,468		14,468		14,468	
決定係数	0.5414		0.5418		0.5417	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表12　育児短時間勤務制度の創設が出産への意欲に与える影響に関する実証分析推定結果

変数名	制度が利用できることを認識している		制度を利用している	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
義務化ダミー	0.0188239	0.0148602	0.0229383 *	0.0127563
年次ダミー	（省略）		（省略）	
職種ダミー（専門的・技術的な仕事）	−0.005023	0.0135764	−0.0053774	0.0135922
職種ダミー（管理的な仕事）	0.0079032	0.0474673	0.0091088	0.0475411
職種ダミー（販売の仕事）	−0.0845514 ***	0.0208972	−0.0861035 ***	0.0209241
職種ダミー（サービスの仕事）	−0.0304011 *	0.0162471	−0.0319667 **	0.016258
職種ダミー（その他）	−0.0810345 ***	0.0181589	−0.0841029 ***	0.0181566
企業規模ダミー（1人～29人）	−0.0382967 **	0.0165906	−0.0472023 ***	0.0163978
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0028902	0.0181054	−0.0071085	0.0181077
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0257735	0.0191637	−0.0301166	0.0191693
企業規模ダミー（300人～499人）	−0.0421307 *	0.0248605	−0.0452469 *	0.0249371
企業規模ダミー（500人～999人）	−0.0098105	0.0236855	−0.0089316	0.0236841
配偶者ダミー	−0.0165119	0.0165234	−0.0152864	0.016522
子どもダミー	−0.6775111 ***	0.0074163	−0.6774785 ***	0.0074166
同居ダミー	−0.0455689 ***	0.0117261	−0.0447132 ***	0.0117417
住居ダミー	−0.0611616 ***	0.0119844	−0.0606211 ***	0.0120012
本人所得	0.0001996 ***	0.0000351	0.0002391 ***	0.0000339
年齢	−0.0398315 ***	0.001376	−0.0400212 ***	0.001375
制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	0.0359132 *	0.0198838	− −	−
利用ダミー	− −	−	0.0381028	0.0480153
義務化ダミー×専門的・技術的な仕事	− −	−	− −	−
義務化ダミー×管理的な仕事	− −	−	− −	−
義務化ダミー×販売の仕事	− −	−	− −	−
義務化ダミー×サービスの仕事	− −	−	− −	−
義務化ダミー×その他	− −	−	− −	−
義務化ダミー×1人～29人	− −	−	− −	−
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−
義務化ダミー×300人～499人	− −	−	− −	−
義務化ダミー×500人～999人	− −	−	− −	−
義務化ダミー×制度が利用できることを認識しているか否か（ダミー変数）	0.0170983	0.0233009	− −	−
義務化ダミー×利用ダミー	− −	−	0.0574102	0.0509683
観測数	14,468		14,468	
決定係数	0.5423		0.5422	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 11 および表 12 の推計結果より、以下のことが示された。

1．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、出産を希望する確率（出産への意欲）が約 2.7%ポイント上昇したことが 5%水準で統計的に有意に示された。

2．出産を希望する確率（出産への意欲）について、職種別に分析した結果、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して、出産を希望する確率（出産への意欲）が約 8.4%ポイント低くなることが 1%水準で統計的に有意に示された。

3．出産を希望する確率（出産への意欲）に関する分析において、企業規模別、制度の認識の有無および制度の利用の有無による効果の違いについては、有意な結果が得られなかった。

4.4　育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の採用割合に与える影響を捉える推計モデル

本推計モデルでは、第 3 章で示した仮説 5 について分析を行う。

4.4.1　使用するデータ

分析に使用するデータは、厚生労働省「雇用均等基本調査」[16]である。本調査は、常用労働者[17]を 10 人以上雇用している全国の民営企業を調査対象として、男女の雇用均等問題に係る雇用管理の実態を把握し、雇用均等行政の成果測定や方向性の検討を行う上での基礎資料を得ることを目的として実施されたものである。

分析年度は、本調査データのうち、企業の採用状況について調査を実施した 2006 年度、2009 年度、2010 年度および 2014 年度の 4 年間とした。

4.4.2　分析方法と推計式

仮説 5 については、育児短時間勤務制度創設の義務化により、「特定の産業および企業規では、女性の採用に負の影響を与えているか」についてプールド OLS を用いて分析を行う。

なお、推計式は以下のとおりであり、i は個々の企業、t は年次を表している。

---

16 1986 年度（昭和 61 年度）に「女子雇用管理調査」として調査開始後、1988 年度（昭和 63 年度）に「女子雇用管理基本調査」、1997 年度（平成 9 年度）に「女性雇用管理基本調査」に名称を変更。2007 年度（平成 19 年度）には、「雇用の分野における男女の均等な機会及び待遇の確保等に関する法律」の改正に伴い、「雇用均等基本調査」に変更し、以後、毎年実施されている。

17 厚生労働省ＨＰ　http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/yougo-01.html
常用労働者とは、つぎのうちいずれかに該当する労働者のことである。
⑴期間を決めず、又は 1 か月を超える期間を決めて雇われている者。
⑵日々又は 1 か月以内の期間を限って雇われている者のうち前 2 か月にそれぞれ 18 日以上雇われた者。

⑴　制度創設の義務化が女性の採用割合に与える影響

①　義務化による影響

$$男女の合計採用者数に占める女性の採用者数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

②　義務化による影響（産業別）

$$男女の合計採用者数に占める女性の採用者数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 産業ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

③　義務化による影響（企業規模別）

$$男女の合計採用者数に占める女性の採用者数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

4.4.3　変数の説明

分析に使用した変数の内容については表 13 のとおり、基本統計量については表 14 のとおりである。

表13 分析に用いた変数の内容

被説明変数／説明変数	変数名	説明
被説明変数	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系＋技術系）	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系＋技術系）（単位：%）
	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系）	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系）（単位：%）
	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（技術系）	男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（技術系）（単位：%）
説明変数	義務化ダミー	調査回答企業において、調査年度に育児短時間制度の創設が義務化されている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	産業ダミー	産業別（11区分）（※）のダミー変数 ※ ①建設業、②製造業、③電気・ガス・熱供給・水道業、④情報通信業、⑤運輸業、⑥卸売・小売業、⑦金融業、保険業、⑧不動産業、物品賃貸業、⑨教育、学習支援業、⑩医療、福祉、⑪その他サービス業
	企業規模ダミー	常用労働者数に応じた企業規模別（6区分）（※）のダミー変数 ※ ①10人～29人、②30人～99人、③100人～299人、④300人～499人、⑤1,000人～4,999人、⑥5,000人以上
	ポジティブ・アクションダミー	調査回答企業において、ポジティブ・アクションに取り組んでいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	労働組合ダミー	労働組合がある場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	労働者数	調査回答企業における常用労働者数

表14 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系＋技術系）	18,131	0.1426815	0.2710492	0	1
男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（事務系・営業系）	18,154	0.1326867	0.2704181	0	1
男女の合計採用者数に占める女性の採用者数（技術系）	18,154	0.0412805	0.1553312	0	1
義務化ダミー	18,154	0.3314972	0.4707643	0	1
年次ダミー			（省略）		
産業ダミー（建設業）	18,154	0.0691308	0.2536834	0	1
産業ダミー（製造業）	18,154	0.201939	0.401458	0	1
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	18,154	0.0334362	0.1797775	0	1
産業ダミー（情報通信業）	18,154	0.0599317	0.2373668	0	1
産業ダミー（運輸業）	18,154	0.0701223	0.25536	0	1
産業ダミー（卸売・小売業）	18,154	0.0866476	0.2813257	0	1
産業ダミー（金融業、保険業）	18,154	0.0550292	0.2280435	0	1
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	18,154	0.0473174	0.2123227	0	1
産業ダミー（教育、学習支援業）	18,154	0.0387242	0.1929423	0	1
産業ダミー（医療、福祉）	18,154	0.0454445	0.2082828	0	1
産業ダミー（その他サービス業）	18,154	0.2922772	0.4548215	0	1
企業規模ダミー（10人～29人）	18,154	0.1628291	0.3692199	0	1
企業規模ダミー（30人～99人）	18,154	0.2872645	0.4524985	0	1
企業規模ダミー（100人～299人）	18,154	0.2318497	0.4220252	0	1
企業規模ダミー（300人～999人）	18,154	0.1708714	0.3764069	0	1
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	18,154	0.1114355	0.3146793	0	1
企業規模ダミー（5,000人以上）	18,154	0.0357497	0.1856706	0	1
ポジティブ・アクションダミー	18,154	0.3945136	0.4887594	0	1
労働組合ダミー	18,154	0.2752011	0.4466278	0	1
労働者数	18,154	848.57	3513.843	10	136351
義務化ダミー×建設業	18,154	0.0279828	0.1649281	0	1
義務化ダミー×製造業	18,154	0.0335463	0.1800632	0	1
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	18,154	0.0128346	0.1125638	0	1
義務化ダミー×情報通信業	18,154	0.0257244	0.1583161	0	1
義務化ダミー×運輸業	18,154	0.0277625	0.1642961	0	1
義務化ダミー×卸売・小売業	18,154	0.0301311	0.1709527	0	1
義務化ダミー×金融業、保険業	18,154	0.0237413	0.1522463	0	1
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	18,154	0.0195549	0.1384687	0	1
義務化ダミー×教育、学習支援業	18,154	0.0145422	0.1197145	0	1
義務化ダミー×医療、福祉	18,154	0.0174617	0.1309876	0	1
義務化ダミー×その他サービス業	18,154	0.0982153	0.2976137	0	1
義務化ダミー×10人～29人	18,154	0.0521648	0.2223654	0	1
義務化ダミー×30人～99人	18,154	0.0574529	0.2327124	0	1
義務化ダミー×100人～299人	18,154	0.0885755	0.2841379	0	1
義務化ダミー×300人～999人	18,154	0.0682494	0.2521804	0	1
義務化ダミー×1,000人～4,999人	18,154	0.0479233	0.2136099	0	1
義務化ダミー×5,000人以上	18,154	0.0171312	0.1297639	0	1

4.4.4 推定結果

推定結果は表 15、表 16 および表 17 のとおりである。

表15 育児短時間勤務制度の創設が女性の採用割合に与える影響に関する実証分析推定結果（事務系・営業系＋技術系）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	−0.0211957 ***	0.004604	0.0255513 *	0.0132532	0.0201514	0.0196823
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	−0.0968037 ***	0.0093989	−0.0711696 ***	0.0119232	−0.0968964 ***	0.0093994
産業ダミー（製造業）	−0.0689783 ***	0.0076379	−0.0468886 ***	0.0090765	−0.0693735 ***	0.0076448
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	−0.0558782 ***	0.0119765	−0.036151 **	0.0150467	−0.0562989 ***	0.0119763
産業ダミー（情報通信業）	0.0375706 ***	0.0098048	0.0563809 ***	0.0125806	0.0376795 ***	0.009804
産業ダミー（運輸業）	−0.0904506 ***	0.0094187	−0.0666145 ***	0.0118583	−0.0902087 ***	0.0094208
産業ダミー（金融業、保険業）	0.0608021 ***	0.0100293	0.0620261 ***	0.0129334	0.0607144 ***	0.0100314
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	0.0014938	0.0105447	0.0045746	0.0134867	0.0015309	0.0105445
産業ダミー（教育、学習支援業）	0.0712282 ***	0.0113008	0.0691727 ***	0.0141701	0.0709467 ***	0.0113026
産業ダミー（医療、福祉）	−0.0138837	0.0107538	0.0057104	0.0135215	−0.0140055	0.010753
産業ダミー（その他サービス業）	−0.0346023 ***	0.0071547	−0.0169078 *	0.0088085	−0.0347335 ***	0.0071577
企業規模ダミー（10人～29人）	−0.2910852 ***	0.0147631	−0.2924101 ***	0.0147593	−0.2717395 ***	0.0180895
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.2539808 ***	0.0143886	−0.2559454 ***	0.0143885	−0.2348139 ***	0.0174146
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.1577133 ***	0.0142344	−0.1599134 ***	0.0142413	−0.1361725 ***	0.0174558
企業規模ダミー（300人～999人）	−0.0666236 ***	0.0140943	−0.068421 ***	0.0140997	−0.0387932 **	0.0174339
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	−0.0127389	0.0136939	−0.0140309	0.013694	0.0047859	0.0173681
ポジティブ・アクションダミー	0.0422875 ***	0.0039994	0.0423289 ***	0.0039973	0.042421 ***	0.004003
労働組合ダミー	−0.0220257 ***	0.0048273	−0.0214582 ***	0.00483	−0.0223308 ***	0.0048291
労働者数	4.42E−07	7.21E−07	4.05E−07	7.21E−07	5.03E−07	7.21E−07
義務化ダミー×建設業	− −	−	−0.0699364 ***	0.0193129	− −	−
義務化ダミー×製造業	− −	−	−0.0788171 ***	0.0171456	− −	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	− −	−	−0.0563442 **	0.0244974	− −	−
義務化ダミー×情報通信業	− −	−	−0.0526796 ***	0.0200412	− −	−
義務化ダミー×運輸業	− −	−	−0.0663081 ***	0.019277	− −	−
義務化ダミー×金融業、保険業	− −	−	−0.0121964	0.0204865	− −	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	− −	−	−0.0146641	0.021557	− −	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	− −	−	0.0021966	0.0232991	− −	−
義務化ダミー×医療、福祉	− −	−	−0.055129 ***	0.02205	− −	−
義務化ダミー×その他サービス業	− −	−	−0.0503511 ***	0.0149264	− −	−
義務化ダミー×10人～29人	− −	−	− −	−	−0.0393818 *	0.0224175
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	−0.0354084	0.0216244
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	−0.0442784 **	0.0210254
義務化ダミー×300人～999人	− −	−	− −	−	−0.060008 ***	0.0215078
義務化ダミー×1,000人～4,999人	− −	−	− −	−	−0.0348482	0.0224333
定数項	0.3487123 ***	0.0154268	0.3330988 ***	0.015995	0.3280134 ***	0.0180164
観測数	18,131		18,131		18,131	
決定係数	0.1703		0.1718		0.1705	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表16　育児短時間勤務制度の創設が女性の採用割合に与える影響に関する実証分析推定結果（事務系・営業系）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	−0.0151632 ***	0.0045747	0.0218847 *	0.0131785	0.0178751	0.0195098
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	−0.0538865 ***	0.0093466	−0.0519046 ***	0.0118625	−0.0538728 ***	0.0093485
産業ダミー（製造業）	−0.054623 ***	0.0075928	−0.0393995 ***	0.0090304	−0.0547811 ***	0.0076008
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	−0.0295146 **	0.0118885	−0.0188046	0.01497	−0.0297794 **	0.0118898
産業ダミー（情報通信業）	−0.0023643	0.0097306	0.0215104 *	0.0125166	−0.0022728	0.0097313
産業ダミー（運輸業）	−0.0769413 ***	0.0093661	−0.0556529 ***	0.0117979	−0.0767053 ***	0.0093697
産業ダミー（金融業、保険業）	0.0689453 ***	0.0099735	0.068877 ***	0.0128677	0.0690315 ***	0.0099771
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	0.0150671	0.0104863	0.0172102	0.013418	0.0150842	0.0104877
産業ダミー（教育、学習支援業）	0.0547422 ***	0.0112383	0.0659837 ***	0.0140979	0.0546079 ***	0.0112418
産業ダミー（医療、福祉）	−0.0508129 ***	0.0106942	−0.0292636 **	0.0134526	−0.0509376 ***	0.010695
産業ダミー（その他サービス業）	−0.0368654 ***	0.007113	−0.0208443 **	0.0087636	−0.0368958 ***	0.0071171
企業規模ダミー（10人～29人）	−0.3304714 ***	0.0146604	−0.3306187 ***	0.0146623	−0.3143524 ***	0.0179874
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.2978388 ***	0.0142872	−0.2983806 ***	0.0142927	−0.2821593 ***	0.0173162
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.2143499 ***	0.0141325	−0.2147705 ***	0.0141452	−0.1978325 ***	0.0173574
企業規模ダミー（300人～999人）	−0.1212639 ***	0.0139913	−0.121453 ***	0.0140022	−0.1020305 ***	0.017336
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	−0.0410728 ***	0.0135923	−0.0411887 ***	0.0135978	−0.022039	0.017272
ポジティブ・アクションダミー	0.0390078 ***	0.0039753	0.0391458 ***	0.0039747	0.0390091 ***	0.0039794
労働組合ダミー	−0.0129431 ***	0.0047974	−0.013026 ***	0.0048017	−0.0131047 ***	0.0048
労働者数	5.31E−07	7.16E−07	5.16E−07	7.16E−07	5.79E−07	7.17E−07
義務化ダミー×建設業	− −	−	−0.010123	0.0192095	− −	−
義務化ダミー×製造業	− −	−	−0.049873 ***	0.0170329	− −	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	− −	−	−0.0312688	0.0243001	− −	−
義務化ダミー×情報通信業	− −	−	−0.0626741 ***	0.0198856	− −	−
義務化ダミー×運輸業	− −	−	−0.05824 ***	0.019174	− −	−
義務化ダミー×金融業、保険業	− −	−	−0.0070999	0.0203776	− −	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	− −	−	−0.0110841	0.0214429	− −	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	− −	−	−0.0326868	0.0231764	− −	−
義務化ダミー×医療、福祉	− −	−	−0.0596175 ***	0.0219334	− −	−
義務化ダミー×その他サービス業	− −	−	−0.046238 ***	0.014839	− −	−
義務化ダミー×10人～29人	− −	−	− −	−	−0.0327938	0.0222303
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	−0.0295866	0.0214405
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	−0.0333419	0.0208514
義務化ダミー×300人～999人	− −	−	− −	−	−0.0401476 *	0.0213265
義務化ダミー×1,000人～4,999人	− −	−	− −	−	−0.0393459 *	0.0222463
定数項	0.3754439 ***	0.0153199	0.3625818 ***	0.0158948	0.358912 ***	0.0179144
観測数	18,154		18,154		18,154	
決定係数	0.1755		0.1763		0.1755	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表17 育児短時間勤務制度の創設が女性の採用割合に与える影響に関する実証分析推定結果（技術系）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	−0.0008311	0.0027918	0.0027978	0.0080467	0.02672 **	0.0119043
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	0.0059131	0.0057039	0.0100171	0.0072431	0.0059521	0.0057042
産業ダミー（製造業）	0.036846 ***	0.0046336	0.0384015 ***	0.0055139	0.036776 ***	0.0046378
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	0.0076278	0.0072551	0.0079683	0.0091405	0.0073972	0.0072549
産業ダミー（情報通信業）	0.0982175 ***	0.0059383	0.096689 ***	0.0076425	0.0983373 ***	0.0059378
産業ダミー（運輸業）	−0.011979 **	0.0057158	−0.0082929	0.0072037	−0.0117945 **	0.0057171
産業ダミー（金融業、保険業）	−0.0236169 ***	0.0060865	−0.0157671 **	0.0078569	−0.0234423 ***	0.0060878
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	−0.0005926	0.0063994	−0.0000662	0.0081929	−0.0005894	0.0063993
産業ダミー（教育、学習支援業）	0.0420582 ***	0.0068583	0.0350746 ***	0.0086081	0.0418281 ***	0.0068595
産業ダミー（医療、福祉）	0.0624695 ***	0.0065263	0.0618898 ***	0.008214	0.0623503 ***	0.0065258
産業ダミー（その他サービス業）	0.0141055 ***	0.0043408	0.0153906 ***	0.005351	0.0141022 ***	0.0043427
企業規模ダミー（10人～29人）	−0.0934793 ***	0.0089467	−0.0934743 ***	0.0089527	−0.0783529 ***	0.0109754
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0877791 ***	0.008719	−0.0878779 ***	0.008727	−0.0749129 ***	0.0105659
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0607971 ***	0.0086246	−0.060969 ***	0.0086369	−0.0483776 ***	0.010591
企業規模ダミー（300人～999人）	−0.0318067 ***	0.0085384	−0.0318422 ***	0.0085496	−0.0150215	0.010578
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	−0.0068132	0.0082949	−0.0067541	0.0083027	0.0085048	0.0105389
ポジティブ・アクションダミー	0.0117825 ***	0.002426	0.0117616 ***	0.0024269	0.0117487 ***	0.0024282
労働組合ダミー	−0.0095333 ***	0.0029277	−0.0093049 ***	0.0029319	−0.0097089 ***	0.0029288
労働者数	−3.11E−07	4.37E−07	−3.11E−07	4.37E−07	−2.71E−07	4.37E−07
義務化ダミー×建設業	− −	−	−0.0106451	0.0117291	− −	−
義務化ダミー×製造業	− −	−	−0.0049735	0.0104001	− −	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	− −	−	−0.0013415	0.0148374	− −	−
義務化ダミー×情報通信業	− −	−	0.0028913	0.012142	− −	−
義務化ダミー×運輸業	− −	−	−0.0098861	0.0117074	− −	−
義務化ダミー×金融業、保険業	− −	−	−0.018972	0.0124423	− −	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	− −	−	−0.0017708	0.0130928	− −	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	− −	−	0.018427	0.0141513	− −	−
義務化ダミー×医療、福祉	− −	−	0.0013219	0.0133923	− −	−
義務化ダミー×その他サービス業	− −	−	−0.0035239	0.0090605	− −	−
義務化ダミー×10人～29人	− −	−	− −	−	−0.0321733 **	0.0135643
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	−0.0239143 *	0.0130824
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	−0.0244745 *	0.0127229
義務化ダミー×300人～999人	− −	−	− −	−	−0.0355035 ***	0.0130128
義務化ダミー×1,000人～4,999人	− −	−	− −	−	−0.0315982 **	0.0135741
定数項	0.0802097 ***	0.0093492	0.0788016 ***	0.0097052	0.0667786 ***	0.0109309
観測数	18,154		18,154		18,154	
決定係数	0.0694		0.0693		0.0696	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 15、表 16 および表 17 の推計結果より、以下のことが示された。

1．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が約 2.1%ポイント減少したことが 1%水準で統計的に有意に示された。また、事務系・営業系における女性の採用については、約 1.5%ポイント減少したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

2．育児短時間勤務制度創設の義務化による女性の採用への負の影響について、産業別に分析した結果、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業および医療・福祉等については、卸売・小売業と比較して、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が減少することが統計的に有意に示された。また、事務系・営業系における女性の採用についても同様の傾向が統計的に有意に示された。

3．育児短時間勤務制度創設の義務化による女性の採用への負の影響について、企業規模別に分析した結果、常用労働者数が 10 人～29 人、30 人～99 人、100 人～299 人、300 人～999 人および 1,000 人～4,999 人の企業については、大企業（5,000 人以上）と比較して女性の採用割合（技術系）が減少することが統計的に有意に示された。

4.5 育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の雇用形態に与える影響を捉える推計モデル

本推計モデルでは、第 3 章で示した仮説 6 について分析を行う。

4.5.1 使用するデータ

分析に使用するデータは、仮説 5 と同様、厚生労働省「雇用均等基本調査」である。分析年度は、本調査データのうち、2006 年度から 2014 年度までの 9 年間とした。

4.5.2 分析方法と推計式

仮説 6 については、育児短時間勤務制度創設の義務化により、企業が「正社員に代わってパートタイマーを採用しているか」についてプールド OLS を用いて分析を行う。また、産業および企業規模によって効果が異なるかについて併せて分析を行う。

なお、推計式は以下のとおりであり、i は個々の企業、t は年次を表している。

⑴ 制度創設の義務化が女性（男性）の雇用形態（正社員）に与える影響

① 義務化による影響

$$\begin{aligned} &男女の合計労働者数に占める女性（男性）の正社員数_{it} \\ &= \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} \\ &+ \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} \\ &+ \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

② 義務化による影響（産業別）

$$男女の合計労働者数に占める女性（男性）の正社員数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 産業ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

③ 義務化による影響（企業規模別）

$$男女の合計労働者数に占める女性（男性）の正社員数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

⑵ 制度創設の義務化が女性（男性）の雇用形態（パートタイマー）に与える影響

① 義務化による影響

$$男女の合計労働者数に占める女性（男性）のパートタイマーの数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

② 義務化による影響（産業別）

$$男女の合計労働者数に占める女性（男性）のパートタイマーの数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 産業ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

③ 義務化による影響（企業規模別）

$$男女の合計労働者数に占める女性（男性）のパートタイマーの数_{it} = \beta_0 + \beta_1 義務化ダミー_{it} + \beta_2 年次ダミー_{it} + \beta_3 産業ダミー_{it} + \beta_4 企業規模ダミー_{it} + \beta_5 ポジティブ・アクションダミー_{it} + \beta_6 労働組合ダミー_{it} + \beta_7 労働者数_{it} + \beta_8 義務化ダミー_{it} \times 企業規模ダミー_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

4.5.3　変数の説明

分析に使用した変数の内容については表 18 のとおり、基本統計量については表 19 のとおりである。

表18 分析に用いた変数の内容

被説明変数／説明変数	変数名	説明
被説明変数	男女の合計労働者数に占める女性の正社員数	男女の合計労働者数に占める女性の正社員数（単位：%）
	男女の合計労働者数に占める女性のパートタイマーの数	男女の合計労働者数に占める女性のパートタイマーの数（単位：%）
	男女の合計労働者数に占める男性の正社員数	男女の合計労働者数に占める男性の正社員数（単位：%）
	男女の合計労働者数に占める男性のパートタイマーの数	男女の合計労働者数に占める男性のパートタイマーの数（単位：%）
説明変数	義務化ダミー	調査回答企業において、調査年度に育児短時間制度の創設が義務化されている場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	産業ダミー	産業別（11区分）（※）のダミー変数 ※ ①建設業、②製造業、③電気・ガス・熱供給・水道業、④情報通信業、⑤運輸業、⑥卸売・小売業、⑦金融業、保険業、⑧不動産業、物品賃貸業、⑨教育、学習支援業、⑩医療、福祉、⑪その他サービス業
	企業規模ダミー	常用労働者数に応じた企業規模別（6区分）（※）のダミー変数 ※ ①10人～29人、②30人～99人、③100人～299人、④300人～499人、⑤1,000人～4,999人、⑥5,000人以上
	ポジティブ・アクションダミー	調査回答企業において、ポジティブ・アクションに取り組んでいる場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	労働組合ダミー	労働組合がある場合は1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	労働者数	調査回答企業における常用労働者数

表19 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
男女の合計労働者数に占める女性の正社員数	29,466	0.164412	0.1524145	0	1
男女の合計労働者数に占める女性のパートタイマーの数	29,468	0.1822074	0.2319953	0	1
男女の合計労働者数に占める男性の正社員数	29,468	0.5310913	0.2914262	0	1
男女の合計労働者数に占める男性のパートタイマーの数	29,468	0.1222326	0.1637628	0	1
義務化ダミー	29,468	0.5336636	0.4988739	0	1
年次ダミー			（省略）		
産業ダミー（建設業）	29,468	0.0741143	0.2619612	0	1
産業ダミー（製造業）	29,468	0.1596987	0.3663326	0	1
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	29,468	0.0365821	0.1877365	0	1
産業ダミー（情報通信業）	29,468	0.0650876	0.2466845	0	1
産業ダミー（運輸業）	29,468	0.0750984	0.2635545	0	1
産業ダミー（卸売・小売業）	29,468	0.0876883	0.2828459	0	1
産業ダミー（金融業、保険業）	29,468	0.0591828	0.2359706	0	1
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	29,468	0.0506651	0.2193167	0	1
産業ダミー（教育、学習支援業）	29,468	0.042351	0.2013921	0	1
産業ダミー（医療、福祉）	29,468	0.0510384	0.2200798	0	1
産業ダミー（その他サービス業）	29,468	0.2984933	0.4576048	0	1
企業規模ダミー（10人～29人）	29,468	0.1915637	0.3935382	0	1
企業規模ダミー（30人～99人）	29,468	0.3048052	0.4603327	0	1
企業規模ダミー（100人～299人）	29,468	0.2207479	0.4147579	0	1
企業規模ダミー（300人～999人）	29,468	0.1659088	0.372005	0	1
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	29,468	0.1116126	0.3148946	0	1
企業規模ダミー（5,000人以上）	29,468	0.0379055	0.190971	0	1
ポジティブ・アクションダミー	29,468	0.3764762	0.4845099	0	1
労働組合ダミー	29,468	0.2611986	0.4392954	0	1
労働者数	29,468	851.168	3823.073	10	244211
義務化ダミー×建設業	29,468	0.0440138	0.2051294	0	1
義務化ダミー×製造業	29,468	0.0537193	0.2254667	0	1
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	29,468	0.0210058	0.143406	0	1
義務化ダミー×情報通信業	29,468	0.0400774	0.196144	0	1
義務化ダミー×運輸業	29,468	0.0448622	0.207005	0	1
義務化ダミー×卸売・小売業	29,468	0.0493417	0.2165841	0	1
義務化ダミー×金融業、保険業	29,468	0.0364802	0.187485	0	1
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	29,468	0.0298629	0.1702119	0	1
義務化ダミー×教育、学習支援業	29,468	0.0237885	0.1523923	0	1
義務化ダミー×医療、福祉	29,468	0.0298629	0.1702119	0	1
義務化ダミー×その他サービス業	29,468	0.1606488	0.367213	0	1
義務化ダミー×10人～29人	29,468	0.0940003	0.291834	0	1
義務化ダミー×30人～99人	29,468	0.1342473	0.3409236	0	1
義務化ダミー×100人～299人	29,468	0.1341455	0.3408144	0	1
義務化ダミー×300人～999人	29,468	0.104079	0.3053682	0	1
義務化ダミー×1,000人～4,999人	29,468	0.0730623	0.2602432	0	1
義務化ダミー×5,000人以上	29,468	0.026673	0.1611286	0	1

4.5.4 推定結果

推定結果は表 20、表 21、表 22 および表 23 のとおりである。

表20 育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析推定結果(女性正社員)

変数名	義務化による影響(交差項なし)		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	-0.0108394 ***	0.0019582	-0.0084654	0.0056153	0.015649 *	0.0087994
年次ダミー	(省略)		(省略)		(省略)	
産業ダミー(建設業)	-0.0592122 ***	0.0040674	-0.0650846 ***	0.0062708	-0.0597024 ***	0.0040684
産業ダミー(製造業)	0.0120137 ***	0.0034913	0.0155502 ***	0.0049157	0.0115458 ***	0.0034937
産業ダミー(電気・ガス・熱供給・水道業)	-0.0634008 ***	0.0051069	-0.0606126 ***	0.0077597	-0.063864 ***	0.0051078
産業ダミー(情報通信業)	0.0274266 ***	0.0042147	0.0243349 ***	0.0066094	0.0269764 ***	0.0042153
産業ダミー(運輸業)	-0.0763905 ***	0.004071	-0.0808527 ***	0.0062718	-0.0770142 ***	0.0040743
産業ダミー(金融業、保険業)	0.1169637 ***	0.0043364	0.1079055 ***	0.0068078	0.1165105 ***	0.0043372
産業ダミー(不動産業、物品賃貸業)	0.0304663 ***	0.004555	0.0283594 ***	0.0070117	0.0300291 ***	0.0045559
産業ダミー(教育、学習支援業)	0.0102883 **	0.0048382	0.0044139	0.0072901	0.0098553 **	0.0048407
産業ダミー(医療、福祉)	0.1447907 ***	0.004571	0.1362983 ***	0.0069945	0.1443534 ***	0.0045726
産業ダミー(その他サービス業)	-0.0098739 ***	0.0031402	-0.0026442	0.0047012	-0.0104402 ***	0.003143
企業規模ダミー(10人～29人)	0.0413109 ***	0.0037947	0.0412444 ***	0.0037937	0.0683204 ***	0.0090036
企業規模ダミー(30人～99人)	0.0204196 ***	0.0038325	0.0200428 ***	0.0038329	0.0487464 ***	0.0087343
企業規模ダミー(100人～299人)	0.0181264 ***	0.0042104	0.0173845 ***	0.0042167	0.0434629 ***	0.008848
企業規模ダミー(300人～999人)	0.0032672	0.00426	0.0027424	0.0042645	0.0239729 ***	0.0089399
企業規模ダミー(1,000人～4,999人)	-0.0112157 **	0.0043536	-0.0115293 ***	0.0043562	0.0091344	0.0091449
ポジティブ・アクションダミー	0.0292129 ***	0.0017551	0.0291163 ***	0.0017551	0.0293782 ***	0.0017556
労働組合ダミー	-0.0239554 ***	0.0021448	-0.0241598 ***	0.002146	-0.0232181 ***	0.0021538
労働者数	-5.39E-07 **	2.46E-07	-5.30E-07 **	2.46E-07	-3.38E-07	2.52E-07
義務化ダミー×建設業	- -	-	0.0096836	0.0082216	- -	-
義務化ダミー×製造業	- -	-	-0.0079973	0.0070487	- -	-
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	- -	-	-0.004993	0.010231	- -	-
義務化ダミー×情報通信業	- -	-	0.004836	0.0085723	- -	-
義務化ダミー×運輸業	- -	-	0.0073093	0.0081976	- -	-
義務化ダミー×金融業、保険業	- -	-	0.0144694	0.0088198	- -	-
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	- -	-	0.0033741	0.0091985	- -	-
義務化ダミー×教育、学習支援業	- -	-	0.0103534	0.0097095	- -	-
義務化ダミー×医療、福祉	- -	-	0.0143236	0.0091834	- -	-
義務化ダミー×その他サービス業	- -	-	-0.0133028 **	0.0062848	- -	-
義務化ダミー×10人～29人	- -	-	- -	-	-0.0277335 ***	0.0094094
義務化ダミー×30人～99人	- -	-	- -	-	-0.0334599 ***	0.0091281
義務化ダミー×100人～299人	- -	-	- -	-	-0.0268803 ***	0.0094206
義務化ダミー×300人～999人	- -	-	- -	-	-0.0198347 **	0.0096466
義務化ダミー×1,000人～4,999人	- -	-	- -	-	-0.020255 **	0.0101091
定数項	0.1449002 ***	0.0049191	0.143505 ***	0.0057695	0.1206303 ***	0.0088935
観測数	29,466		29,466		29,466	
決定係数	0.1636		0.1644		0.1640	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表21　育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析推定結果（女性パートタイマー）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	0.022501 ***	0.0028797	0.0427267 ***	0.0082538	−0.0266828 **	0.0129371
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	−0.2481346 ***	0.005981	−0.2287408 ***	0.0092185	−0.2475011 ***	0.005981
産業ダミー（製造業）	−0.1460467 ***	0.0051337	−0.1273632 ***	0.0072265	−0.1459684 ***	0.0051359
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	−0.2255926 ***	0.0075072	−0.2049777 ***	0.0114074	−0.2245078 ***	0.0075067
産業ダミー（情報通信業）	−0.2112157 ***	0.0061976	−0.1852139 ***	0.0097164	−0.2105689 ***	0.0061969
産業ダミー（運輸業）	−0.1996835 ***	0.0059863	−0.1927066 ***	0.0092201	−0.1987382 ***	0.0059896
産業ダミー（金融業、保険業）	−0.1506292 ***	0.0063766	−0.1423704 ***	0.010008	−0.1502747 ***	0.0063761
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	−0.1277555 ***	0.006698	−0.1163093 ***	0.0103078	−0.1269862 ***	0.0066977
産業ダミー（教育、学習支援業）	−0.0363049 ***	0.0071146	−0.0263825 **	0.0107171	−0.0350671 ***	0.0071164
産業ダミー（医療、福祉）	0.1463203 ***	0.0067216	0.1781477 ***	0.0102825	0.1475399 ***	0.0067222
産業ダミー（その他サービス業）	−0.0349895 ***	0.0046173	−0.0335407 ***	0.0069112	−0.0343245 ***	0.0046201
企業規模ダミー（10人～29人）	−0.0802302 ***	0.0055804	−0.080073 ***	0.0055771	−0.1376611 ***	0.0132372
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0592187 ***	0.005636	−0.0593236 ***	0.0056347	−0.1083277 ***	0.0128414
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0487197 ***	0.0061917	−0.0490731 ***	0.0061988	−0.0892261 ***	0.0130086
企業規模ダミー（300人～999人）	−0.0270721 ***	0.0062645	−0.0274624 ***	0.006269	−0.0702539 ***	0.0131436
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	0.0085296	0.006402	0.0078209	0.0064035	−0.046084 ***	0.013445
ポジティブ・アクションダミー	0.0053436 **	0.002581	0.0056715 **	0.00258	0.0051824 **	0.002581
労働組合ダミー	−0.0668562 ***	0.003154	−0.06657 ***	0.0031547	−0.0681529 ***	0.0031664
労働者数	2.86E−06 ***	3.62E−07	2.87E−06 ***	3.62E−07	2.46E−06 ***	3.71E−07
義務化ダミー×建設業	−	−	−0.0337156 ***	0.0120855	−	−
義務化ダミー×製造業	−	−	−0.0416453 ***	0.0103613	−	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	−	−	−0.036547 **	0.0150361	−	−
義務化ダミー×情報通信業	−	−	−0.0439908 ***	0.0126011	−	−
義務化ダミー×運輸業	−	−	−0.0129257	0.0120502	−	−
義務化ダミー×金融業、保険業	−	−	−0.0152919	0.012965	−	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	−	−	−0.020345	0.0135217	−	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	−	−	−0.0177743	0.014273	−	−
義務化ダミー×医療、福祉	−	−	−0.0552831 ***	0.0134995	−	−
義務化ダミー×その他サービス業	−	−	−0.0017232	0.009238	−	−
義務化ダミー×10人～29人	−	−	−	−	0.0671656 ***	0.0138338
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	0.0502317 ***	0.0134203
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	0.0377779 ***	0.0138505
義務化ダミー×300人～999人	−	−	−	−	0.0430442 ***	0.0141826
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	−	−	0.0620905 ***	0.0148623
定数項	0.3275815 ***	0.0072336	0.3160268 ***	0.0084817	0.3734762 ***	0.0130752
観測数	29,468		29,468		29,468	
決定係数	0.2193		0.2206		0.2200	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表22 育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析推定結果（男性正社員）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	−0.0366872 ***	0.0034612	−0.0486715 ***	0.0099166	−0.0039018	0.0155512
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	0.3321499 ***	0.0071886	0.3070984 ***	0.0110756	0.3320386 ***	0.0071895
産業ダミー（製造業）	0.1725248 ***	0.0061702	0.1547747 ***	0.0086823	0.1729244 ***	0.0061737
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	0.3066875 ***	0.009023	0.2842662 ***	0.0137055	0.3059541 ***	0.0090235
産業ダミー（情報通信業）	0.2440718 ***	0.007449	0.2172548 ***	0.0116738	0.2438763 ***	0.007449
産業ダミー（運輸業）	0.2421963 ***	0.007195	0.2565371 ***	0.0110775	0.2419571 ***	0.0071999
産業ダミー（金融業、保険業）	0.0752856 ***	0.0076641	0.0709898 ***	0.0120242	0.0754336 ***	0.0076645
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	0.0671541 ***	0.0080504	0.0586984 ***	0.0123844	0.0668167 ***	0.008051
産業ダミー（教育、学習支援業）	−0.0419 ***	0.0085511	−0.0430009 ***	0.0128761	−0.0428275 ***	0.0085544
産業ダミー（医療、福祉）	−0.2484833 ***	0.0080787	−0.2707746 ***	0.012354	−0.2493837 ***	0.0080805
産業ダミー（その他サービス業）	0.0118939 **	0.0055496	0.0193627 **	0.0083035	0.0118264 **	0.0055537
企業規模ダミー（10人～29人）	0.0698129 ***	0.0067071	0.0697569 ***	0.0067006	0.108074 ***	0.015912
企業規模ダミー（30人～99人）	0.0532104 ***	0.006774	0.0536568 ***	0.0067698	0.0805235 ***	0.0154361
企業規模ダミー（100人～299人）	0.036301 ***	0.0074418	0.0373617 ***	0.0074476	0.0589812 ***	0.0156371
企業規模ダミー（300人～999人）	0.0204918 ***	0.0075294	0.0216467 ***	0.0075319	0.0528966 ***	0.0157994
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	−0.0067982	0.0076947	−0.0053448	0.0076935	0.0396311 **	0.0161618
ポジティブ・アクションダミー	−0.0189819 ***	0.0031021	−0.019388 ***	0.0030998	−0.0189922 ***	0.0031025
労働組合ダミー	0.1103536 ***	0.0037908	0.1098712 ***	0.0037902	0.1108732 ***	0.0038063
労働者数	−2.63E−06 ***	4.35E−07	−2.63E−06 ***	4.35E−07	−2.41E−06 ***	4.46E−07
義務化ダミー×建設業	−	−	0.0428575 ***	0.0145202	−	−
義務化ダミー×製造業	−	−	0.0438461 ***	0.0124486	−	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	−	−	0.0397843 **	0.0180652	−	−
義務化ダミー×情報通信業	−	−	0.0445959 ***	0.0151397	−	−
義務化ダミー×運輸業	−	−	−0.0231405	0.0144778	−	−
義務化ダミー×金融業、保険業	−	−	0.0082372	0.0155769	−	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	−	−	0.0149258	0.0162457	−	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	−	−	0.0022112	0.0171484	−	−
義務化ダミー×医療、福祉	−	−	0.0387541 **	0.0162191	−	−
義務化ダミー×その他サービス業	−	−	−0.0145237	0.011099	−	−
義務化ダミー×10人～29人	−	−	−	−	−0.0497425 ***	0.0166291
義務化ダミー×30人～99人	−	−	−	−	−0.0233202	0.016132
義務化ダミー×100人～299人	−	−	−	−	−0.0205023	0.0166491
義務化ダミー×300人～999人	−	−	−	−	−0.036699 **	0.0170483
義務化ダミー×1,000人～4,999人	−	−	−	−	−0.0586883 ***	0.0178654
定数項	0.40017 ***	0.0086941	0.4070758 ***	0.0101903	0.3705287 ***	0.0157172
観測数	29,468		29,468		29,468	
決定係数	0.2853		0.287		0.2858	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表23 育児短時間勤務制度の創設が雇用形態に与える影響に関する実証分析推定結果（男性パートタイマー）

変数名	義務化による影響（交差項なし）		産業別		企業規模別	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
義務化ダミー	0.024995 ***	0.0022229	0.0138834 **	0.0063693	0.0148805	0.0099912
年次ダミー	（省略）		（省略）		（省略）	
産業ダミー（建設業）	−0.0245126 ***	0.0046168	−0.0133336 *	0.0071138	−0.0245347 ***	0.0046191
産業ダミー（製造業）	−0.0381847 ***	0.0039627	−0.0429589 ***	0.0055766	−0.0381897 ***	0.0039664
産業ダミー（電気・ガス・熱供給・水道業）	−0.0183186 ***	0.0057949	−0.0187781 **	0.0088029	−0.018198 ***	0.0057974
産業ダミー（情報通信業）	−0.0599686 ***	0.004784	−0.056408 ***	0.007498	−0.0599623 ***	0.0047858
産業ダミー（運輸業）	0.0341626 ***	0.0046209	0.0169546 **	0.007115	0.0340975 ***	0.0046257
産業ダミー（金融業、保険業）	−0.0412893 ***	0.0049222	−0.0365484 ***	0.007723	−0.041329 ***	0.0049243
産業ダミー（不動産業、物品賃貸業）	0.0304318 ***	0.0051703	0.0291911 ***	0.0079544	0.0304465 ***	0.0051726
産業ダミー（教育、学習支援業）	0.0681988 ***	0.0054918	0.0649022 ***	0.0082702	0.0683302 ***	0.005496
産業ダミー（医療、福祉）	−0.0423427 ***	0.0051884	−0.0437382 ***	0.0079349	−0.0422191 ***	0.0051915
産業ダミー（その他サービス業）	0.0332651 ***	0.0035641	0.0167794 ***	0.0053333	0.0332457 ***	0.0035681
企業規模ダミー（10人～29人）	−0.0309421 ***	0.0043076	−0.0309803 ***	0.0043037	−0.039027 ***	0.010223
企業規模ダミー（30人～99人）	−0.0144581 ***	0.0043505	−0.0144254 ***	0.0043482	−0.0211868 **	0.0099173
企業規模ダミー（100人～299人）	−0.0057618	0.0047794	−0.0057275	0.0047835	−0.0134174	0.0100464
企業規模ダミー（300人～999人）	0.0030846	0.0048356	0.0028356	0.0048377	−0.0068019	0.0101507
企業規模ダミー（1,000人～4,999人）	0.009155 *	0.0049418	0.0087126 *	0.0049415	−0.0028371	0.0103835
ポジティブ・アクションダミー	−0.0157051 ***	0.0019923	−0.0155313 ***	0.0019909	−0.0157028 ***	0.0019933
労働組合ダミー	−0.0194871 ***	0.0024346	−0.019086 ***	0.0024344	−0.0194636 ***	0.0024454
労働者数	3.03E−07	2.79E−07	2.91E−07	2.79E−07	2.71E−07	2.87E−07
義務化ダミー×建設業	− −	−	−0.0182087 *	0.0093262	− −	−
義務化ダミー×製造業	− −	−	0.0063618	0.0079957	− −	−
義務化ダミー×電気・ガス・熱供給・水道業	− −	−	0.0008504	0.0116031	− −	−
義務化ダミー×情報通信業	− −	−	−0.0048361	0.0097241	− −	−
義務化ダミー×運輸業	− −	−	0.0293753 ***	0.009299	− −	−
義務化ダミー×金融業、保険業	− −	−	−0.0067965	0.0100049	− −	−
義務化ダミー×不動産業、物品賃貸業	− −	−	0.002673	0.0104345	− −	−
義務化ダミー×教育、学習支援業	− −	−	0.0058297	0.0110143	− −	−
義務化ダミー×医療、福祉	− −	−	0.0028236	0.0104174	− −	−
義務化ダミー×その他サービス業	− −	−	0.0301545 ***	0.0071288	− −	−
義務化ダミー×10人～29人	− −	−	− −	−	0.0105546	0.0106838
義務化ダミー×30人～99人	− −	−	− −	−	0.0067383	0.0103644
義務化ダミー×100人～299人	− −	−	− −	−	0.0096639	0.0106966
義務化ダミー×300人～999人	− −	−	− −	−	0.0132562	0.0109531
義務化ダミー×1,000人～4,999人	− −	−	− −	−	0.0164404	0.0114781
定数項	0.1271788 ***	0.0055837	0.13351 ***	0.0065452	0.1352907 ***	0.0100979
観測数	29,468		29,468		29,468	
決定係数	0.0664		0.0685		0.0664	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 20 および表 21 の推計結果より、以下のことが示された。

1．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、女性正社員の割合が約 1.0%ポイント減少したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

2．育児短時間勤務制度創設の義務化によって、女性パートタイマーの割合が約 2.2%ポイント上昇したことが 1%水準で統計的に有意に示された。

3．育児短時間勤務制度創設の義務化による女性正社員の割合への影響について、企業規模別に分析した結果、常用労働者数が 10 人～29 人、30 人～99 人、100 人～299 人、300 人～999 人および 1,000 人～4,999 人の企業については、大企業（5,000 人以上）と比較して、女性正社員の割合が減少したことが統計的に有意に示された。

4．育児短時間勤務制度創設の義務化による女性パートタイマーの割合への影響について、企業規模別に分析した結果、常用労働者数が 10 人～29 人、30 人～99 人、100 人～299 人、300 人～999 人および 1,000 人～4,999 人の企業については、大企業（5,000 人以上）と比較して、女性パートタイマーの割合が上昇したことが統計的に有意に示された。

5．育児短時間勤務制度創設の義務化が雇用形態に与える影響に関する分析において、産業別による効果の違いについては、有意な結果が得られなかった。

５　考察

実証分析において示されたことについて考察する。

１．育児短時間勤務制度創設の義務化が制度利用に対する認識等に与えた効果について

仮説１に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、制度が利用できることを認識している確率が約 6.8%ポイント上昇したことが明らかとなった。この結果から制度創設の義務化によって、企業において育児短時間勤務制度が創設され、実際に制度が利用できる環境となっていることが伺える。

しかし、制度が利用できることを認識している確率について職種別に分析した結果、「販売、サービスおよびその他サービスの仕事」については、事務に関する仕事と比較して、制度が利用できると認識している確率が低いことが明らかとなった。このことは、販売等の仕事については、個人単位で担当地域等が決まっている営業等の仕事（代替が困難である仕事）であるため、「仕事の切り分け」が難しい業務内容であることや、属人的な仕事内容であるため、「仕事の引継」が難しい業務内容であることが考えられる。このため、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できる環境が整えられていないため、制度が利用できると認識している確率が低いことが考えられる。

また、制度が利用できることを認識している確率について企業規模別に分析した結果、従業員者数が 1 人～29 人および 30 人～99 人の企業については、大企業（1,000 人以上）と比較して、制度が利用できることを認識している確率が低いことが明らかとなった。さらに、企業の規模が小さくなるにつれて、制度が利用できることを認識している確率が低くなることが明らかとなった。このことは、小規模な企業については、義務化により制度が創設された場合であっても、①代替職員の配置が難しいこと、②制度の非利用者への業務量のしわ寄せを多くの社員で負担することが難しく、制度を利用していない他の社員への負担割合が大企業に比べて大きいことなどが考えられる。このため、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できる環境が整えられていないため、制度が利用できると認識している確率が低いことが考えられる。また、場合によっては制度の創設自体が行われていないことが考えられる。

なお、企業の規模が小さくなるにつれて制度が利用できると認識している確率が低くなることについては、規模が小さくなるほど代替職員の配置等が難しいためであると考えられる。

２．育児短時間勤務制度創設の義務化により、制度を利用している者の割合に与えた効果について

仮説１に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、制度を利用する確率が約 0.85%ポイント上昇したことが明らかとなった。この結果から制度創設の義務化によって、企業において育児短時間勤務制度が創設され、実際に制度を利用できて

いることが伺える。

なお、義務化によって上昇した約 0.85%ポイントの数値の大きさについて述べると、表 2 の基本統計量から、利用ダミーの平均は約 2%であることが分かる。このことは 100 人中 2 人利用していた状況が、約 2. 85 人利用するようになったことを表している。制度創設によって利用者が約 1.5 倍に上昇したことからも、約 0.85%ポイントという数値は、一定程度高い数値であることが言える。

３．育児短時間勤務制度創設の義務化が就業継続者の割合に与えた効果について

仮説 2 および仮説 3 に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、就業を継続することができる確率が約 1.6%ポイント上昇したことが明らかとなった。このことは、制度創設の義務化により、制度を利用することで仕事と家庭の両立が可能となったことから就業継続に結びついたと考えられる。

しかし、就業を継続することができる確率について職種別に分析した結果、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して、就業を継続することができる確率が低いことが明らかとなった。このことは、義務化により制度が創設された場合であっても、専門的・技術的な仕事については、職場が自宅以外の「現場」であり、業務内容上自宅への仕事の持ち帰りが物理的に困難であるため、「仕事の切り分け」が難しい業務内容であることや、個人の特殊なスキルを必要とする業務であり、替えがきかない業務内容であるため、「仕事の引継」が難しい業務内容であることが考えられる。このため、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できないため、就業を継続することができる確率が低いことが考えられる。

また、就業を継続することができる確率について職種別に分析した結果、従業員者数が 100 人～299 人の企業については、大企業（1,000 人以上）と比較して、就業を継続することができる確率が低いことが明らかとなった。このことは、義務化により制度が創設された場合であっても、小規模な企業については、①代替職員の配置が難しいこと、②制度の非利用者への業務量のしわ寄せを多くの社員で負担することが難しく、制度を利用していない他の社員への負担割合が大企業に比べて大きいこと、③複数担当制、チーム制によるフォローが難しい（引継が難しい）こと、④グループウエア等のシステム等の活用による仕事の情報の共有化が進んでいないこと、⑤自宅での業務の遂行が可能なシステム（在宅勤務）が確立されていないこと、⑥大企業に比べて仕事と家庭の両立に向けた制度の創設等への取組について、社会の関心が低い（制度の未創設や社員への差別的な対応に対する社会的な制裁が大企業に比べて小さい。）ため、制度の活用が推進されにくく、周囲の社員からの理解を得ることが難しいこと、⑦制度の非利用者への人事評価制度等が構築されていないことなどが考えられる。このため、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できないため、就業を継続することができる確率が低いことが考えられる。

また、就業を継続することができる確率について、制度が利用できることを認識している場合による影響について分析した結果、制度が利用できることを認識している場合、制度が利用できることを認識していない場合と比較して、就業を継続することができる確率が高いことが明らかとなった。このことは、義務化により実際に制度を利用できる環境が整っていることで、制度利用が可能となり、制度を利用することによって、仕事と家庭の両立が可能となったことが就業継続に結びついたためであると考えられる。

また、就業を継続することができる確率について、制度を利用している場合による影響について分析した結果、制度を利用している場合、制度を利用していない場合と比較して、就業を継続することができる確率が高いことが明らかとなった。このことは、制度を利用することによって、仕事と家庭の両立が可能となったことが就業継続に結びついたためであると考えられる。

以上の結果から、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、就業を継続することができる確率については、職種や企業規模によって異なり、かつ、特定の職種や企業規模においては、義務化による効果がほとんどみられないことが明らかとなった。

4．育児短時間勤務制度の創設が出産への意欲に与えた効果について

仮説 4 に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、出産を希望する確率（出産への意欲）が約 2.7%ポイント上昇したことが明らかとなった。この結果から、制度創設の義務化により、制度を利用することで仕事と家庭の両立が可能となったことから出産を希望する確率の上昇に結びついたと考えられる。

しかし、出産を希望する確率（出産への意欲）について職種別に分析してみると、専門的・技術的な仕事については、事務に関する仕事と比較して、出産を希望する確率（出産への意欲）が低いことが明らかとなった。このことは、義務化により制度が創設された場合であっても、専門的・技術的な仕事については、職場が自宅以外の「現場」であり、業務内容上自宅への仕事の持ち帰りが物理的に困難であるため、「仕事の切り分け」が難しい業務内容であることや、個人の特殊なスキルを必要とする業務であり、替えがきかない業務内容であるため、「仕事の引継」が難しい業務内容であることが考えられる。このため、義務化により制度が創設された場合であっても、制度が利用できないため、出産を希望する確率（出産への意欲）が低いことが考えられる。また、義務化によって制度が創設された場合であっても、育児短時間勤務制度を利用することによって、自らのキャリアに影響を及ぼすことを考慮した結果、出産を諦めてしまい、出産への意欲に結びついていないことも考えられる。

5．育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の採用割合に与えた効果について

仮説 5 に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が約 2.1%ポイント減少したことが明らかとなった（事

務系・営業系においては約 1.5%ポイント減少。)。このことは、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性の採用を控える行動をとった（企業の防衛行動）ため、採用への負の影響に結びついたと考えられる。

また、育児短時間勤務制度創設の義務化による女性の採用への負の影響について、産業別に分析してみると、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業および医療・福祉等については、卸売・小売業と比較して、女性の採用割合（事務系・営業系＋技術系）が減少することが明らかとなった（事務系・営業系における女性の採用についても同様の傾向が明らかとなった。)。このことは、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業および医療・福祉のような産業については、①職場が工場や建設現場等であり、業務内容上自宅への仕事の持ち帰りが物理的に困難であること、②一人だけ短時間勤務を取得することが難しい業務であること（シフト勤務が固定化している仕事)、③夜勤や早朝勤務がある仕事であること、④個人単位で担当地域等が決まっている営業等の仕事であること（代替が困難である仕事)、⑤製造業における流れ作業による業務であって、短時間勤務者を組み込むことが困難な仕事であること、または、交代制勤務による製造業であって短時間勤務の者を勤務体制に組み込むことが困難な仕事であることなどといった「仕事の切り分け」が難しい業務内容であることや、①個人の特殊なスキルを必要とする業務であり、替えがきかない業務であること、②属人的な仕事内容であること、③工場等の技術者は、一人が最初から最後まで一つの仕事を担当しており、チーム対応していないことや、工場等が 24 時間稼動している場合、短時間勤務での業務の切り出しが難しい仕事であることなどといった「仕事の引継」が難しい業務内容であることなどが考えられる。このため、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性の採用を控える行動をとった（企業の防衛行動）ため、採用への負の影響に結びついたと考えられる。

また、育児短時間勤務制度創設の義務化による女性の採用への負の影響について、企業規模別に分析した結果、常用労働者数が 10 人～29 人、300 人～999 人および 1,000 人～4,999 人の企業については、大企業（5,000 人以上）と比較して女性の採用割合（技術系）が減少することが明らかとなった。このことは、零細企業（10 人～29 人）については、①代替職員の配置が難しいこと、②制度の非利用者への業務量のしわ寄せを多くの社員で負担することが難しく、制度を利用していない他の社員への負担割合が大企業に比べて大きいことなどといった理由から、大企業に比べて採用への負の影響が強まったと考えられる。また、中小零細企業よりも規模が大きい 300 人～4,999 人の企業については、中小零細企業に比べて採用人数が多く、採用を見送る調整が行いやすいことから、大企業に比べて採用への負の影響が強まったと考えられる。さらには、CSR(企業の社会的責任)の観点から、300 人～4,999 人の企業については、非上場企業も多く、これらの企業につ

いては、5,000 人以上の大企業と比べて採用を控える行動をとりやすいため、大企業に比べて採用への負の影響が強まったと考えられる。

以上の結果から、育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の採用について負の影響を与えており、かつ、特定の産業や企業規模においては、負の影響が更に強まることが明らかとなった。

６．育児短時間勤務制度創設の義務化が女性の雇用形態に与えた効果について

仮説 6 に対する実証分析より、育児短時間勤務制度創設の義務化によって、女性正社員の割合が約 1.0%ポイント減少し、女性パートタイマーの割合が約 2.2%ポイント上昇したことが明らかとなった。このことは、労働者が本制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を企業側が考慮した結果、制度を利用する可能性が高い出産適齢期の女性正社員に代わってパートタイマーを採用したためであると考えられる。

また、育児短時間勤務制度の創設による女性正社員の在籍割合への影響について、企業規模別に分析した結果、常用労働者数が 10 人～29 人、30 人～99 人、100 人～299 人、300 人～999 人および 1,000 人～4,999 人の企業については、大企業（5,000 人以上）と比較して、女性正社員の割合が減少し、女性パートタイマーの割合が上昇したことが明らかとなった。このことは、小規模企業については、代替職員の配置等が難しいことや制度の非利用者への業務量のしわ寄せを多くの社員で負担することが難しいことなどが考えられる。このため、短時間勤務制度を利用した場合における企業へのデメリット（代替職員等を配置する際に発生するコスト等）を考慮した結果、大企業に比べて、女性正社員の割合が減少し、女性パートタイマーの割合が上昇したことが考えられる。

なお、本分析においては、男性の雇用形態についても同様の分析を行った。分析結果として、男性正社員の割合が約 3.6%ポイント減少し、男性パートタイマーの割合が約 2.4%ポイント上昇していることが明らかとなった。2008 年度に起きたリーマンショック[18]が分析対象年度に含まれていることから、この世界的金融危機の影響を受けていることも考えられる。

18 2008 年（平成 20 年）9 月 15 日に、アメリカ合衆国の投資銀行であるリーマン・ブラザーズが破綻したことを契機として、世界的金融危機が発生した事象をいう。

６　政策提言

これまで論じてきたことを基に、以下のとおり政策提言を行う。

⑴　企業への一律義務化の廃止

実証分析結果から、①特定の職種においては、事務に関する仕事と比較して、「制度が利用できることを認識している確率」、「就業を継続することができる確率」および「出産を希望する確率（出産への意欲）」が低いこと（義務化による効果がほとんどみられないこと。）、②制度創設の義務化によって「女性の採用割合」および「女性正社員の割合」が減少すること、③特定の産業や企業規模では、「女性の採用への負の影響」および「女性正社員の在籍割合への負の影響」が更に強まることが示され、企業への一律義務化が望ましくないことが明らかとなった。このことから、現行制度である育児短時間勤務制度創設に関する企業への一律義務化は廃止すべきである。

なお、一律義務化の廃止により、実証分析より明らかとなった一律義務化による労働者にとってのコスト（①女性の採用を控える、②女性正社員の在籍割合が減少する。）を解消することが期待できる。

⑵　育児短時間勤務制度を導入する企業への補助制度の創設

現行制度である企業への一律義務化に代わって、育児短時間勤務制度が創設され、利用されることにより発生する正の外部性を内部化するための政策として、育児短時間勤務制度を導入している企業に対して、利用実態に応じて補助金（ピグー補助）を交付する制度を創設すべきである。

補助金を交付する根拠となる正の外部性については、子どもが生まれることによる正の外部性が挙げられる。具体的には、育児短時間勤務制度が創設され、利用されることによって仕事と家庭の両立が可能となる（子育てがしやすくなる）ことで、子どもを出産しやすくなる（子どもの出産につながる）ことにより、①子どもが生まれることによって、当該子が年金や公的制度等を通じて社会に対して恩恵をもたらすこと、②子どもが生まれることによって当該子が将来消費者としてお金を使う又は労働力になることなどが考えられる。

なお、企業に交付する補助金は、代替職員の配置に係る費用や人的資源に代わる機械設備の調達（機器等の設置等）に係る費用に使用してもらう。また、補助制度導入後は、社会的に望ましい水準（育児短時間勤務制度の利用者数）を達成するために、制度導入後の検証（補助金の設定金額等）を行うことが重要であると考える。

⑶　制度の創設状況等について情報を開示する仕組の導入

一律義務化を廃止することにより、全ての企業において育児短時間勤務制度が必ずしも創設されるとは限らないことが予想される。この場合、就業希望者が就労希望先に

おいて育児短時間勤務制度等が創設されているか否かについて把握する場合、個々の就業希望者において情報収集を行う必要性が生じる。そこで、就業希望者の情報収集コスト[19]を節約するために、育児短時間勤務制度の創設や利用状況等について情報開示する仕組を導入すべきである。

なお、開示方法の一つとして、法人番号[20]を用いた検索システムを構築し、厚生労働省のホームページ上等で閲覧できるようにすることが望ましいと考える。

[19] 例：当該企業の良し悪し（育児しやすい企業かどうか）を把握する際のコスト（時間）

[20] 「行政手続における特定の個人を識別するための番号の利用等に関する法律」に基づき、行政を効率化し、国民の利便性を高め、公平かつ公正な社会を実現する社会基盤としての役割と新たな価値の創出を目的として、国税庁長官が法人に対して指定した番号のこと。

7　おわりに

本研究は、育児休業法の改正に伴う育児短時間勤務制度創設の企業への義務化が、労働者および企業に与える効果について分析したものである。実証分析結果から、特定の職種では、事務に関する仕事と比較して、制度が利用できることを認識している確率、就業を継続することができる確率および出産を希望する確率（出産への意欲）が低いこと（義務化による効果がほとんどみられないこと。）が明らかとなった。また、制度創設の義務化によって、女性の採用割合および女性正社員の在籍割合が減少し、特定の産業では、女性の採用についての負の影響が更に強まることが明らかとなった。さらに、特定の企業規模では、大企業と比較して、制度が利用できることを認識している確率、就業を継続することができる確率が低いこと（義務化による効果がほとんどみられないこと。）、女性の採用割合および女性正社員の在籍割合が減少することが明らかとなった。

今回実証分析の一つとして、制度創設の義務化に伴う「女性の昇進への影響」について分析を試みた。

しかし、実証分析に用いる「役職に就いている労働者の人数等に関するデータ」は厚生労働省雇用均等基本調査から確認できるものの、当該データに育児短時間勤務制度の創設が義務化されてから雇用されている者は含まれていなかったため、分析の実施を見送ることとした。このため、今後分析が実施できる時期が到来した際、制度創設による「昇進への影響」について分析を行うことは、育児短時間勤務制度の政策評価の精度を高める上で重要な分析の一つであると考える。併せて、企業における女性労働者に対する職業訓練（ＯＪＴ）等に要した費用等に関する経年的なデータを被説明変数として用いて、育児短時間勤務制度創設との関係を見るなど、制度創設の義務化による企業の女性労働者への行動の変化が分かるような分析を行うことが重要であると考える。

最後に、本研究では政策提言として、「企業への一律義務化の廃止」、「育児短時間勤務制度を導入する企業への補助制度の創設」および「制度の創設状況等について情報を開示する仕組の導入」の 3 点を挙げた。

今後は、本研究で実施した分析に加え、育児短時間勤務制度の創設によって「女性の労働環境がどのように変化したか。」という観点から、本制度創設に伴う労働者および企業のベネフィットおよび労働者にとってのコストに関する実証分析等を通じて政策評価を行い、更に効率的な制度のあり方について検討することが肝要である。

謝辞

本稿の執筆にあたり、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター)、鶴田大輔教授（主査)、安藤至大准教授（副査)、小川博雅助教授（副査)、塩澤一洋教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導をいただきました。また、沓澤隆司教授、中川雅之教授をはじめとするまちづくりプログラムおよび知財プログラムの関係教員の皆様から示唆に富んだ大変貴重なご意見をいただきました。心より御礼申し上げます。さらに、本学において研究の機会を与えてくださった派遣元（練馬区）に厚く感謝申し上げます。そして、知財・まちづくりプログラム同期の皆様および研究生活を支えてくれた家族に改めて感謝申し上げます。

なお、本稿は、個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解および内容に関する誤り等は、全て筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献等

・厚生労働省（2008)『今後の仕事と家庭の両立支援に関する研究会報告書』
・厚生労働省（2009)『平成 20 年度　両立支援に係る諸問題に関する総合的調査研究（子育て期の男女へのアンケート調査及び短時間勤務制度等に関する企業インタビュー調査）報告書』
・第一生命保険株式会社（2011)『短時間勤務制度に関するアンケート調査』
・永瀬伸子（2014)『育児短時間の義務化が第 1 子出産と就業継続,出産意欲に与える影響：法改正を自然実験とした実証分析』,「人口学研究」第 50 号（第 37 巻第 1 号), pp.29-53
・日本労働研究機構（2003)『育児や介護と仕事の両立に関する調査』

住居系地域との比較による商業系地域における小規模公園による地価への影響

＜要旨＞

公園は、人々にレクリエーションの場を提供し、良好な景観形成、環境改善、防災性の向上、生態系の保全等、多様な機能を有する施設である。過去、公園に関する多くの研究がなされてきたが、その多くは住宅地を対象としたものであり、周辺環境の違いによる影響の違いという点では十分とはいえない。コンパクトシティの推進および既存ストック公園の再編も求められる中、公園が周辺環境の違いに応じてどのように評価されているかを把握することは、効率的な公園配置を実現する上での課題である。

本研究では、住居系地域と商業系地域での小規模公園による周辺地価への影響の違いについて、ヘドニックアプローチによる実証分析を行い、住居系地域では地価を上昇させているのに対して、商業系地域では地価を下落させており、また地価の下落が広範囲に及んでいることを明らかにした。さらに、商業系地域における小規模公園の整備は、商業系地域に特有の土地利用再編を阻害している可能性を示した。

この分析結果を踏まえ、現行の費用便益分析マニュアルではこのような周辺環境の違いによる公園の効果の違いを捉えられない可能性があること、周辺への負の影響が大きい公園については廃止基準を緩和すること等を政策提言とした。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16710　中本　アンドルー

目次

1. はじめに 405

2. 公園制度の現状 406
2.1 公園制度の沿革 406
2.2 公園の費用便益分析 406

3. 実証分析 409
3.1 周辺環境の違いによる公園の影響の違いに関する分析 409
3.1.1 理論分析 409
3.1.2 モデルの概要と使用データ 412
3.1.3 分析結果 416
3.1.4 結果の解釈 421
3.2 商業系地域における広範な影響の要因を検証する分析 422
3.2.1 理論分析 422
3.2.2 モデルの概要と使用データ 423
3.2.3 分析結果 426
3.2.4 結果の解釈 428

4. まとめ 428
4.1 考察 428
4.2 政策提言 429
4.3 今後の課題 429

謝辞 430
参考文献等 431

1. はじめに

公園は、人々にレクリエーションの場を提供し、良好な景観形成、環境改善、防災性の向上、生態系の保全等、多様な機能を有する施設である。過去、公園に関する多くの研究がなされてきたが、その多くは住宅地を対象としたものであり、周辺環境の違いによる公園の影響の違いの分析という点では十分とはいえない。また、近年では、公共事業の効率性やその実施過程の透明性の向上が求められる中、費用対効果の概念が導入されてきた。地方公共財である公園は市場で取引されることがないため、その価値の評価は困難であるが、コンパクトシティの推進および既存ストック公園の再編も求められる中、公園が周辺環境の違いに応じて市場でどのように評価されているかを把握することは、効率的な公園配置を実現する上での課題である。

ヘドニックアプローチに基づく公園便益の分析を行った研究は多い。肥田野（1986）は、都市公園整備による効果を、①利用効果、②存在効果、③波及効果に分類し、これらのうち地域住民に認識される効果のみが資産価値に反映されるとした上で、公園までの距離、公園の視認性が影響し、効果の範囲は 200m～500m が限度であるとしている。矢澤（1992）らは、児童公園（1993 年都市公園法改正により街区公園に名称変更）を対象とした分析で、半径 50m 以内および半径 50m～200m 以内のいずれも有意な影響が見られるとした。藤田（1995）らは、公園緑地の機能を、①レクリエーション機能、②環境改善機能、③防災機能、④自然生態系保全機能の 4 つに分類し、不動産価格に反映されるものは主に①と②であるとした上で、公園面積、公園との距離、公園の質を説明変数とした分析で、対象地区に応じて影響が異なることを示した。愛甲（2008）らは、最寄公園までの距離、最寄公園面積等を説明変数とした線形モデルによる分析で、最寄公園面積が有意に地価に影響を与えるとした。肥田野（2011）は、都心 6 区内の公園を対象として、公園面積が同一クラスでも、区ごとに影響が異なることを実証し、また、23 区内の 10,000 ㎡以上の公園を対象として、地域特性（人口密度、年齢層等）に応じて、影響が異なることを実証している。千代反田（2013）は、川崎市内の小規模公園を対象として、公園面積に応じて周辺地価への影響が異なることを報告している。

これらの分析は、主に住宅地を対象としたものであるが、商業地を対象にした研究としては、小松（2008）が都心 3 区の商業地区における 10,000 ㎡以上の公園を対象として、公園へのアクセシビリティ（面積／距離）による地価への影響を分析している。

このように、住宅地における公園の効果を分析した研究は多いものの、商業地における公園の効果を分析した研究は少なく、小規模公園を対象に、住宅地あるいは商業地といった周辺環境ごとの公園による効果の違いを実証的に分析している研究は、筆者の知る限り行われていない。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 章では、公園制度の沿革と公園の費用便益分析手法について整理した。第 3 章では、公園の影響について経済学上の理論分析を行った後、住居系地域と商業系地域での小規模公園による周辺地価への影響の違いについて、ヘドニックアプローチによる実証分析を行い、周辺環境の違いによる公園の影響の違いを明らかにし、商業系地域における公園の負の影響の要因として「土地利用を固定化するコスト」が存在する可能性を提示した。次に、この仮説を検証する分析を行い、その可能性について言及した。第 4 章では、実証分析の結果等に基づいて、商業系地域における公園の負の影響の要因について考察を行い、現行の費用便益分析マニュアルでは周辺環境の違いによる公園の効果の違いを捉えられない可能性があること、周辺への負の影響が大きい公園については廃止基準を緩和すること等を政策提言とした。最後に、

商業系地域における公園の負の影響の要因をより詳細に明らかにするために今後の検討課題に言及した。

2. 公園制度の現状

2.1 公園制度の沿革

わが国の公園制度は、1873 年の太政官通達第 16 号に端を発する。都市の近代化を進める中で、都市施設の一部として公園の必要性が打ち出されたものであり、公園は官有地での設置が原則となり、行政が計画、整備、管理を行う体制が出来上がった。その後、東京市区改正の検討の中で、公園整備の指標として「1 人当たり公園面積」という考え方が表われた。この指標は、目標値を変えつつ、現在に至るまで用いられている。戦後の経済優先の中で公園整備は停滞し、特に都市部において高層過密化が進展する一方、周縁部においては無秩序なスプロール現象が起こり、緑の喪失、大気汚染等、生活環境の悪化が引き起こされた。このことに対する危機感から、1972 年の都市公園等整備緊急措置法によって公園整備の措置がとられた。これにより、公園面積は増加し、「1 人当たり公園面積」は目標値に近づいてきた。

しかしながら、これまでの公園整備は、主に都市の周辺部に大規模公園を整備することによって面積を確保してきたため、都市部での身近な公園整備の必要性が求められるようになってきた。都市部における公園整備の問題点は、人口集積に比例して地価も高く、公園用地の確保が困難な点が挙げられる。既に整備されている街区公園もその面積が基準以下の公園が多数存在しており、基準面積の確保が難しいことを示している。

このような背景から、都市部における公園整備の増進と財政支出のコスト削減を主な目的として、2004 年の都市公園法の改正により、立体都市公園制度の創設、借地公園の保存規定の改正がそれぞれ行われた。過去、都市における緑とオープンスペースの確保は“公園”という単位で行われてきたが、近年では、特に環境改善機能という点において、技術革新も相まって屋上緑化等、“公園”という枠組みに捉われず街中に緑を創出するという考え方も現われてきている。

また、公園計画が打ち出されても、実行段階になると時代の流れ、社会情勢等で計画どおり執行されないことも多い。公共事業の効率性やその実施過程の透明性の向上が求められる中、公園にも費用対効果の概念が導入され、新規事業採択時評価や未着手計画の再評価が求められている。

さらに、既存ストック公園の効果を高めるための取り組み[1]として、戦略的なパークマネジメント、隣接施設との一体的整備のような様々な主体や施設との連携、公園機能の集約・分担による「機能の再編」、統廃合による「立地の再編」といった事例も現われてきている。

2.2 公園の費用便益分析

小規模公園の新規整備によって生じる価値計測については、「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」[2]によるものとされている。

当該マニュアルでは、街区公園、近隣公園、地区公園といった住区基幹公園を対象としている。

---

[1] 国土交通省都市局公園緑地・景観課（2016）「都市公園のストック効果向上に向けた手引き」
http://www.mlit.go.jp/common/001135262.pdf

[2] 国土交通省都市・地域整備局公園緑地課
http://www.mlit.go.jp/crd/park/shisaku/p_toshi/hyouka/pdf/hyouka_shoukibo.pdf

また、公園整備によって生じる価値を図 2 のように分類した上で、このうち実際に公園を利用する、または将来の利用を担保する価値としての「直接利用価値（利用)」、都市景観の向上、都市環境を維持・改善する価値としての「間接利用価値（環境)」、震災等災害時に有効に機能する価値としての「オプション価値（防災)」のそれぞれについて、効用関数法に基づき対象公園からの距離に応じた周辺世帯の支払意思額を算出するものである。

都市公園の種別		標準面積	定義
住区基幹公園	街区公園	0.25ha	主として街区内に居住する者の利用に供することを目的とする都市公園
	近隣公園	2ha	主として近隣に居住する者の利用に供することを目的とする都市公園
	地区公園	4ha	主として徒歩圏域内に居住する者の利用に供することを目的とする都市公園

図 1　計測対象公園

価値分類		意味
利用価値	直接利用価値	直接的に公園を利用することによって生じる価値
	間接利用価値	間接的に公園を利用することによって生じる価値 ・都市環境維持・改善 ・都市防災効果 ・都市景観向上　等
	オプション価値	現在は利用しないが、将来の利用を担保することによって生じる価値
非利用価値	存在価値	公園が存在すること自体に喜びを見いだす価値
	遺贈価値	将来世代に残す（将来世代の利用を担保する）ことによって生じる価値

（出所：改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル）

図 2　公園整備によって生じる価値の体系

ここで、マニュアルでは環境価値を計測する手法として、トラベルコスト法、代替法、効用関数法、ヘドニック・アプローチ、CVM（仮想市場評価法）を候補に挙げている。

このうち、トラベルコスト法については小規模公園を利用するときの交通手段は徒歩や自転車が多く費用の定義が困難であることを理由に、代替法については公園に相当する私的財の設定が困難であることを理由に、ヘドニック・アプローチについては公園周辺の正確な地価や賃金指標が必要となること、また公園整備による効果が地価や賃金市場に正しく反映されることが困難であることを理由に、それぞれ適用を見送っている。

結果的に、一般的な価値計測については効用関数法を、特殊ケースの計測方法として CVM（仮想市場評価法）による計測を採用している。

マニュアルで使用する効用関数による便益計測モデルは図 3 のとおりであり、各パラメータにはそれぞれ定数が定められている。

$$U = V + \varepsilon$$

○「利用」効果について

$$V = a_1\sqrt{A_0} + a_2\sqrt{A_1} + a_3 d^2 + a_5(I - x)$$

○「環境」効果について

$$V = a_0\sqrt{A} + a_3 d^2 + a_5(I - x)$$

○「防災」効果について

$$V = a_0\sqrt{A} + a_3 d^2 + a_4\delta + a_5(I - x)$$

U：効用
V：効用関数の確定項
ε：効用関数の確率項
A_0：オープンスペース面積（m²）
A_1：緑地面積（m²）
A：緑地面積（m²）+ オープンスペース面積（m²）+その他面積（m²）
d：公園からの時間距離（分）
δ：防災施設の有無（あり※＝1、なし＝0）
※ 当該公園内および防災計画上隣接する施設において、備蓄倉庫、耐震性貯水槽、非常用トイレの３施設が利用可能な状態であれば「1」とする。
I：所得
x：世帯の負担額（円／月）
a_i：パラメータ

（出所：改訂第１版小規模公園費用対効果分析手法マニュアルを筆者が加工したもの）

図 3　効用関数法による便益計測モデル

		利用	環境	防災
a0	√（オープンスペース面積＋緑地面積＋その他面積）(m²)	―	0.005409	0.003331
a1	√　オープンスペース面積(m²)	0.007496	―	―
a2	√　緑地面積(m²)	0.002495	―	―
a3	2 乗（公園までの所要時間(分)）	-0.001684	-0.001014	-0.001246
a4	防災施設の有無	―	―	0.525036
a5	負担額(円／月)	0.000813	0.000700	0.000352

（出所：改訂第１版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル）

図 4　パラメータ推定値

3. 実証分析

3.1 周辺環境の違いによる公園の影響の違いに関する分析

3.1.1 理論分析

（1）公園便益の計測

公共財とは、「排除可能ではなく、かつ消費において競合的でない財」[3]と定義されるが、多くの公園は非排除性、非競合性を有する地方公共財としての性格を有する。地方公共財は、市場での取引の対象とならないために市場価格が成立せず、その価値計測は困難であるが、資本化仮説[4]に基づけば、地方公共財による便益（コスト）は地価の上昇（下落）に反映されることとなり、ヘドニック・アプローチによって地価を観察することでその便益を計測することが可能となる。

（2）公園による外部性

外部性とは、「ある人の行動が周囲の人の経済厚生に、金銭の補償なく影響を及ぼすこと」[5]と定義される。公園には、その緑等による環境改善効果等（正の外部性）が存在すると考えられる一方で、公園で遊ぶ子どもの声や音による騒音や植樹の落ち葉や煙草の吸殻などのゴミ問題等のコスト（負の外部性）も存在すると考えられる。このような要因による正および負の外部性は、公園からの距離が近くなるほど影響は大きく、遠くなるほど影響は小さくなるものと考えられる。

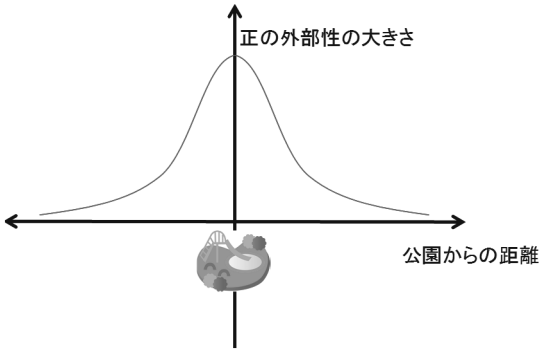


図 5　正の外部性と公園からの距離

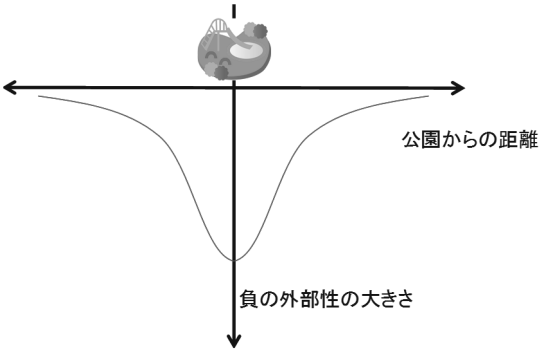


図 6　負の外部性と公園からの距離

このような正および負の外部性は、その合算したものが結果として地価に反映されることとなる。すなわち、公園による正の外部性が負の外部性を上回るときには、典型的には全体として地価の上昇が観察され、負の外部性が正の外部性を上回るときには、典型的には全体として地価の下落が観察されることとなる。

[3] マンキュー（2013）316 頁
[4] 肥田野（1997）12 項他、金本（1997）242 項他
[5] マンキュー（2013）284 頁

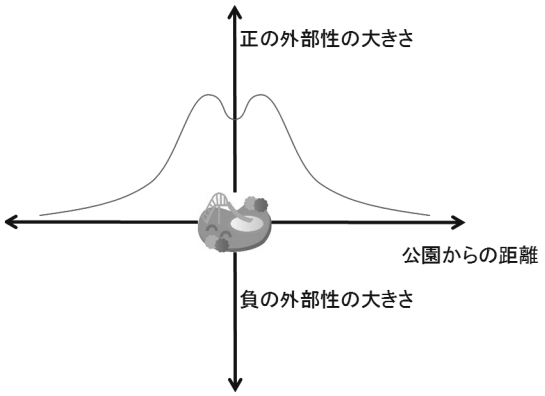


図 7　正の外部性＞負の外部性の例

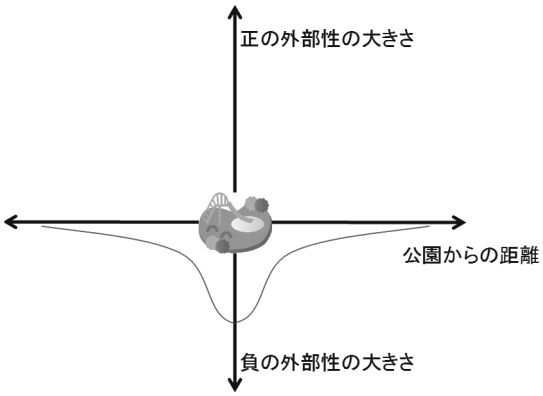


図 8　正の外部性＜負の外部性の例

（3）公園による影響範囲

地方公共財である公園の便益は地価に反映されること、公園の便益は正および負の外部性を合算したものとして地価に表われるが、公園からの距離が遠くなるほど影響が小さくなることを述べた。それでは、公園の外部性の影響範囲はどの程度であるか。以下の実証分析では、主に公園面積 1,000 ㎡以下の公園を対象に分析を行うが、公園はその規模に応じて外部性の影響範囲が異なることが考えられる。[6]

先行研究でも述べたとおり、矢澤（1992）らは、半径 200m 以内の緑地面積が有意に地価に影響を与えることを報告しており、千代反田（2013）は、200 ㎡以下の公園を対象とした分析で、半径 500m で有意な影響が見られていることを報告している。

公園の標準面積、誘致距離については、都市公園法施行令第 2 条第 1 項各号に規定されているが、2003 年の施行例改正前は、標準的な誘致距離が数値表示されていた。[7]

都市公園の種別		標準面積	誘致距離	（箇所数）
住区基幹公園	街区公園	0.25ha	250m	4箇所
	近隣公園	2ha	500m	1箇所
	地区公園	4ha	1km	0.25箇所
都市基幹公園	総合公園	10ha以上	容易に利用することができるように配置	－
	運動公園	15ha以上		－

改正前

都市公園の種別		標準面積	誘致距離	（箇所数）
住区基幹公園	街区公園	0.25ha	街区内に居住する者が容易に利用することができるように配置	－
	近隣公園	2ha	近隣に居住する者が容易に利用することができるように配置	－
	地区公園	4ha	徒歩圏域内に居住する者が容易に利用することができるように配置	－
都市基幹公園	総合公園	10ha以上	容易に利用することができるように配置	－
	運動公園	15ha以上		－

改正後

図 9　都市公園法施行令等による都市公園の配置基準の比較[8]

以降の実証分析では、1996 年から 2016 年までの地価を被説明変数として、公園の変化との関係を中心に分析を行うため、この改正前の誘致距離である 250m を最小単位として分析を行うこととする。

---

6 たとえば、公園規模が大きくなるほど平均的には公園の植樹量が増加すると考えられるが、植樹量が多い公園では環境改善効果も大きくなるため、周辺地価への影響範囲も広くなることが予想される。

7 都市公園法運用指針（第 2 版）7 頁　https://www.mlit.go.jp/crd/townscape/pdf/koen-shishin01.pdf

8 標準面積および誘致距離については、都市公園法施行令第 2 条第 1 項各号。箇所数については、第 6 次都市公園等整備七箇年計画における整備目標の一つであった、「歩いて行ける範囲の公園の整備率」において、1 近隣住区（小学校区）あたりの設置箇所数が規定されていたもの。

（4）計測手法の選択

前述のとおり、住区基幹公園の新規整備によって生じる価値計測については、「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」によるものとされている。当該マニュアルによる計測手法は、「直接利用価値（利用）」、「間接利用価値（環境）」、「オプション価値（防災）」のそれぞれについて、一般的な価値については効用関数法に基づき対象公園からの距離に応じた周辺世帯の支払意思額を算出するものであるが、ここで使用されるパラメータには定数が定められており、地域ごとの違いによる公園の効果の違いは加味されていない。また、このような現行の評価手法は住宅地を前提とした費用便益分析であると考えられるが、たとえば高度に発展した商業地においては、周辺世帯よりも商業ビルの所有者等の方が多数であると考えられるが、両者の付け値関数は異なっていることが考えられる。[9]このことから、現行の評価手法では地域ごとの公園の効果を適切に捉えられていない可能性が考えられる。

次に、特殊ケースの計測方法として CVM（仮想市場評価法）による計測を挙げているが、アンケート調査の質問形式に問題があったりサンプルに偏りがあると、回答者は真の支払意思額と異なる支払意思額を表明してしまい、アンケート結果にバイアスが生じる可能性がある。また、アンケート結果と実際の行動との一致性は必ずしも担保されないため、公園緑地の効果を適切に捉えられない可能性が考えられる。

マニュアルでは、公園周辺の正確な地価や賃金指標が必要となること、また公園整備による効果が地価や賃金市場に正しく反映されることが困難であることを理由にヘドニック・アプローチの適用を見送っているが、肥田野（1992）によれば、公示地価をはじめとする評価地価は必ずしも売買事例と同一水準でない等の問題はあるものの、客観性、詳細性、豊富性、継続性という点で非常に優れており、市場で認識されうる公園の影響は地価に反映されることが指摘されている。

このことから、以降の実証分析では住宅地と商業地という周辺環境の違いによる公園の影響の違いを、地価を被説明変数として、資本化仮説に基づくヘドニックアプローチ[10]によって分析を行うものである。

---

9 小松（2008）によれば、不動産鑑定評価基準における価格形成要因のうち、地域要因において、住宅地地域では快適性および利便性に着目されているのに対し、商業地域では収益性に着目されていることが指摘されている。

10 金本（1989）らによれば、資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチが成立する理論的条件として、①地域間の移動が自由で、移動コストがかからないこと、②土地市場が競争的であること、③環境改善等の効果が大規模ではなく、波及効果が無視できる程度であること、④料金（税）徴収の影響を加味すること、⑤消費者が同質であること、⑥地価は将来価値の割引現在価値であるため、将来的な環境改善の予測があるときには評価に歪みが生じることを挙げている。ここで、本稿の目的は、住宅地と商業地という、異質な付け値関数を持つと考えられる消費者による公園の評価の比較を行うことであるが、⑤でいう消費者が同質であることとは、同質的な地域に異なったタイプの消費者が共存する場合を指すものであり、住宅地の中には平均的には同質な消費者が存在することが期待でき、商業地の中には平均的には同質な消費者が存在することが期待できるため、このように同質な消費者をそれぞれ有する地域による公園評価の比較は、条件に適合するものと考えられる。

3.1.2　モデルの概要と使用データ

（1）モデルの概要

【分析 1】

通常の最小二乗法による推計では、統計的な問題[11]を全てコントロールするのは困難である。

そこで、年次の変化に伴う地価の変化と、各用途地域ごとの地価ポイントから一定距離圏内に含まれる公園数の変化との関係を固定効果モデルによって分析する。

その際、公園をその規模に応じて次のように大きく 4 つに分類し、地価ポイントから半径 250m、250m～500m、500m～750m、750m～1,000m の距離内に位置する公園の数を規模ごとにそれぞれ計測抽出し、分析対象とした。

〔公園の規模による分類〕

小公園：	0㎡＜公園面積≦1,000㎡	3,516箇所（59.4%）
中公園：	1,000㎡＜公園面積≦10,000㎡	2,017箇所（34.1%）
大公園：	10,000㎡＜公園面積≦100,000㎡	315箇所（5.3%）
特大公園：	100,000㎡＜公園面積	72箇所（1.2%）

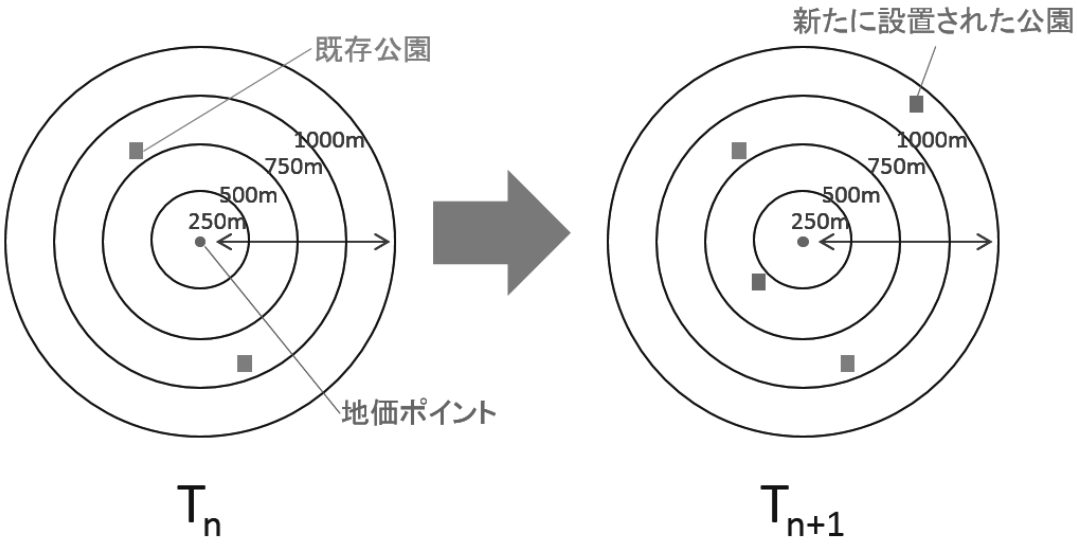


図 10　　分析 1 の推計モデルイメージ

11 金本（1989）らによれば、ヘドニック・アプローチの統計的問題として、土地の持つ重要な属性を全て説明変数に含めなければ、環境特性による単独の効果を観察できないことが指摘されている。さらに、近隣環境の良好な地区では同時に優れた公共施設や社会資本を有する傾向があるため、説明変数間に強い相関が発生する、多重共線性の問題を指摘している。このような内生性の問題の一つとして、たとえば、行政が財政コスト削減のために地価の安い用地を優先的に購入して公園を整備する傾向があるとすれば、公園と地価の間には負の相関関係が生じていることが予想され、その相関が公園そのものによる影響であるか否かの判別が通常の最小二乗法による推計では困難であるという点が挙げられる。

【分析 2】

分析 1 は、地価ポイントから一定の距離圏内に存在する公園の数による推計であったが、公園までの距離による影響も受けると考えられる。また、周辺に多くの公園が存在する地価ポイントにおいては、平均的に最寄公園までの距離が近くなっていることも予想される。

そこで、分析 1 を補完する分析として、年次の変化に伴う地価の変化と、各用途地域ごとの地価ポイントから各規模ごとの最寄公園までの距離との関係を固定効果モデルによって分析する。公園規模の分類は、分析 1 と同様である。

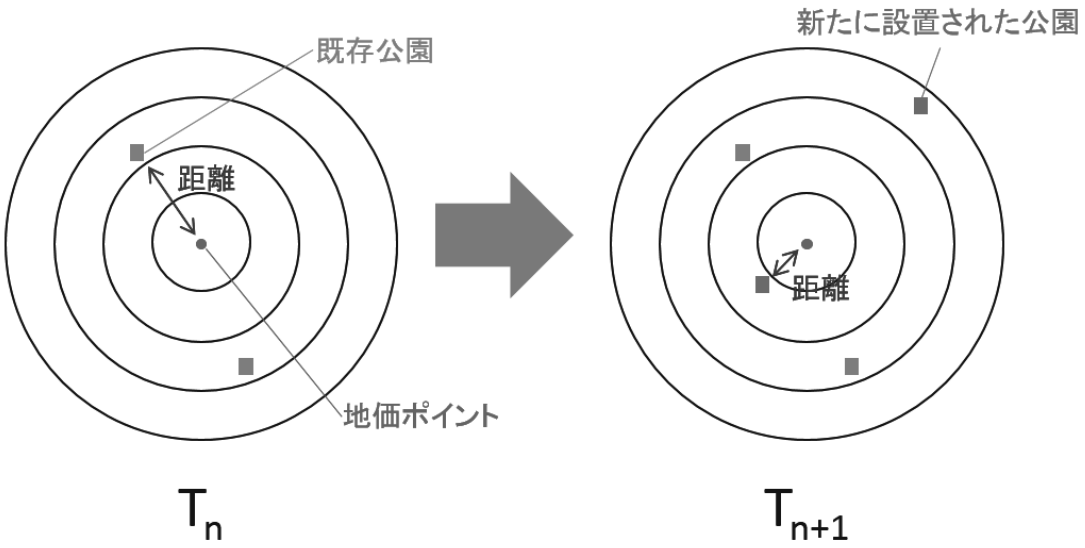


図 11　　分析 2 の推計モデルイメージ

（2）使用データ

東京 23 区内の平成 28 年度公示地価情報及び平成 28 年度都道府県地価調査ポイントに含まれる、1996 年、2001 年、2006 年、2011 年、2016 年の各地価の対数値を被説明変数として使用した。

また、「公園調書[12]」に記載されている公園緑地 11,674 箇所のうち、23 区内の国営公園、国民公園その他都市公園に準ずるもの、都立公園、区立公園、海上公園の計 5,920 箇所[13]を、その位置情報を基に、地理情報システム（GIS）[14]上に表示し、開園年度に応じて集計した。

12 東京都建設局（平成 28 年 4 月 1 日）

13 「公園調書」記載の 23 区内公園緑地のうち、猿江橋児童遊園（江東区）、しながわ花街道（品川区）、江北公園（江戸川区）、曳舟川親水公園（葛飾区）、小松川境川親水公園（江戸川区）については、アドレスマッチング機能による位置の特定ができなかったため、対象から除外した。また、都市再生機構・東京都住宅供給公社の設置する公園も対象から除外した。

14 ESRI ジャパン株式会社　ArcMap 10.3.1

（3）推計モデル式

【分析 1】

$$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim4}（年次ダミー）_i + \beta_{5\sim32}（用途地域ダミー×公園規模ごとの 250m 圏内の数）_{it} + \beta_{33\sim60}（用途地域ダミー×公園規模ごとの 250m～500m 圏内の数）_{it} + \beta_{61\sim88}（用途地域ダミー×公園規模ごとの 500m～750m 圏内の数）_{it} + \beta_{89\sim116}（用途地域ダミー×公園規模ごとの 750m～1,000m 圏内の数）_{it} + \varepsilon_{it}$$

i：地価ポイント　t：年次　ε ：誤差項

【分析 2】

$$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim4}（年次ダミー）_i + \beta_{5\sim11}（用途地域ダミー×最寄小公園までの ln 距離）_{it} + \beta_{12\sim18}（用途地域ダミー×最寄中公園までの ln 距離）_{it} + \beta_{19\sim25}（用途地域ダミー×最寄大公園までの ln 距離）_{it} + \beta_{26\sim32}（用途地域ダミー×最寄特大公園までの ln 距離）_{it} + \varepsilon_{it}$$

i：地価ポイント　t：年次　ε ：誤差項

表 1　使用する変数の説明と出典（分析 1）

変数	説明	出典
ln地価	東京23区内の平成28年度公示地価価格および都道府県地価調査の対数値（円／㎡）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（1996）	地価時点が1996年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2001）	地価時点が2001年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2006）	地価時点が2006年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2011）	地価時点が2011年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2016）	地価時点が2016年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1低＋2低）ダミー	用途地域が「第1種低層住居専用地域」または「第2種低層住居専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1中＋2中）ダミー	用途地域が「第1種中高層住居専用地域」または「第2種中高層住居専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1住＋2住）ダミー	用途地域が「第1種住居地域」または「第2種住居地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（準住居）ダミー	用途地域が「準住居地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（商業＋近商）ダミー	用途地域が「商業地域」または「近隣商業地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（準工）ダミー	用途地域が「準工業地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（工業＋工専）ダミー	用途地域が「工業地域」または「工業専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
250m圏内の小公園数	地価ポイントから半径250m圏内に含まれる小公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m圏内の中公園数	地価ポイントから半径250m圏内に含まれる中公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m圏内の大公園数	地価ポイントから半径250m圏内に含まれる大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m圏内の特大公園数	地価ポイントから半径250m圏内に含まれる特大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m～500m圏内の小公園数	地価ポイントから半径250m～500m圏内に含まれる小公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m～500m圏内の中公園数	地価ポイントから半径250m～500m圏内に含まれる中公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m～500m圏内の大公園数	地価ポイントから半径250m～500m圏内に含まれる大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
250m～500m圏内の特大公園数	地価ポイントから半径250m～500m圏内に含まれる特大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m～750m圏内の小公園数	地価ポイントから半径500m～750m圏内に含まれる小公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m～750m圏内の中公園数	地価ポイントから半径500m～750m圏内に含まれる中公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m～750m圏内の大公園数	地価ポイントから半径500m～750m圏内に含まれる大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m～750m圏内の特大公園数	地価ポイントから半径500m～750m圏内に含まれる特大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
750m～1000m圏内の小公園数	地価ポイントから半径750m～1000m圏内に含まれる小公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
750m～1000m圏内の中公園数	地価ポイントから半径750m～1000m圏内に含まれる中公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
750m～1000m圏内の大公園数	地価ポイントから半径750m～1000m圏内に含まれる大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
750m～1000m圏内の特大公園数	地価ポイントから半径750m～1000m圏内に含まれる特大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成

表２　基本統計量（分析１）

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価	7,912	13.43686	0.8354606	11.97035	17.50689	(準住居)×(250～500m大公園)	7,912	0.0005056	0.0224804	0	1
年次ダミー(1996)	7,912	0.1430738	0.3501702	0	1	(準住居)×(250～500m特大公園)	7,912	0	0	0	0
年次ダミー(2001)	7,912	0.1607685	0.3673405	0	1	(商業＋近商)×(250～500m小公園)	7,912	1.481168	2.349911	0	16
年次ダミー(2006)	7,912	0.1986855	0.399036	0	1	(商業＋近商)×(250～500m中公園)	7,912	0.8804348	1.434311	0	11
年次ダミー(2011)	7,912	0.2123357	0.408987	0	1	(商業＋近商)×(250～500m大公園)	7,912	0.0945399	0.3496724	0	3
年次ダミー(2016)	7,912	0.2851365	0.451508	0	1	(商業＋近商)×(250～500m特大公園)	7,912	0.0211072	0.1472261	0	2
(1低＋2低)ダミー	7,912	0.1777048	0.3822882	0	1	(準工)×(250～500m小公園)	7,912	0.2751517	1.238778	0	13
(1中＋2中)ダミー	7,912	0.1349848	0.341729	0	1	(準工)×(250～500m中公園)	7,912	0.1629171	0.7549608	0	10
(1住＋2住)ダミー	7,912	0.1337209	0.3403737	0	1	(準工)×(250～500m大公園)	7,912	0.0278059	0.1946973	0	4
(準住居)ダミー	7,912	0.0050556	0.0709273	0	1	(準工)×(250～500m特大公園)	7,912	0.0036653	0.0604346	0	1
(商業＋近商)ダミー	7,912	0.466001	0.4988743	0	1	(工業＋工専)×(250～500m小公園)	7,912	0.0150404	0.2934438	0	10
(準工)ダミー	7,912	0.0750758	0.2635303	0	1	(工業＋工専)×(250～500m中公園)	7,912	0.013271	0.2053533	0	5
(工業＋工専)ダミー	7,912	0.007457	0.0860369	0	1	(工業＋工専)×(250～500m大公園)	7,912	0.0031598	0.0736579	0	3
250m圏内の小公園数	7,912	1.244312	1.44125	0	10	(工業＋工専)×(250～500m特大公園)	7,912	0.0003792	0.0194698	0	1
250m圏内の中公園数	7,912	0.6675935	0.8657715	0	8	(1低＋2低)×(500～750m小公園)	7,912	1.092897	2.804927	0	18
250m圏内の大公園数	7,912	0.0853134	0.30983	0	3	(1低＋2低)×(500～750m中公園)	7,912	0.4584176	1.258435	0	9
250m圏内の特大公園数	7,912	0.0142821	0.1238708	0	2	(1低＋2低)×(500～750m大公園)	7,912	0.0563701	0.2796921	0	4
250m～500m圏内の小公園数	7,912	3.367796	2.656306	0	23	(1低＋2低)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0108696	0.1096213	0	2
250m～500m圏内の中公園数	7,912	1.959934	1.65446	0	15	(1中＋2中)×(500～750m小公園)	7,912	0.7620071	2.374305	0	25
250m～500m圏内の大公園数	7,912	0.2427958	0.5240505	0	4	(1中＋2中)×(500～750m中公園)	7,912	0.5044237	1.605272	0	17
250m～500m圏内の特大公園数	7,912	0.0462588	0.2136385	0	2	(1中＋2中)×(500～750m大公園)	7,912	0.0549798	0.306068	0	5
500m～750m圏内の小公園数	7,912	5.479272	3.654885	0	26	(1中＋2中)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0102376	0.1006682	0	1
500m～750m圏内の中公園数	7,912	3.096436	2.232799	0	17	(1住＋2住)×(500～750m小公園)	7,912	0.6933771	2.208169	0	25
500m～750m圏内の大公園数	7,912	0.406724	0.67731	0	6	(1住＋2住)×(500～750m中公園)	7,912	0.4699191	1.476605	0	11
500m～750m圏内の特大公園数	7,912	0.0817745	0.2888594	0	2	(1住＋2住)×(500～750m大公園)	7,912	0.062184	0.3040629	0	6
750m～1000m圏内の小公園数	7,912	7.514029	4.385201	0	30	(1住＋2住)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0055612	0.0743703	0	1
750m～1000m圏内の中公園数	7,912	4.121335	2.599785	0	18	(準住居)×(500～750m小公園)	7,912	0.0290698	0.5049764	0	14
750m～1000m圏内の大公園数	7,912	0.5614257	0.769484	0	5	(準住居)×(500～750m中公園)	7,912	0.0231294	0.367558	0	9
750m～1000m圏内の特大公園数	7,912	0.1207027	0.3586744	0	3	(準住居)×(500～750m大公園)	7,912	0.0010111	0.0317841	0	1
(1低＋2低)×(250m小公園)	7,912	0.2153691	0.714886	0	9	(準住居)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0005056	0.0224804	0	1
(1低＋2低)×(250m中公園)	7,912	0.0811426	0.3300763	0	4	(商業＋近商)×(500～750m小公園)	7,912	2.436173	3.540469	0	26
(1低＋2低)×(250m大公園)	7,912	0.0154196	0.1232224	0	1	(商業＋近商)×(500～750m中公園)	7,912	1.348711	2.000218	0	12
(1低＋2低)×(250m特大公園)	7,912	0.0012639	0.0355312	0	1	(商業＋近商)×(500～750m大公園)	7,912	0.190723	0.5067113	0	5
(1中＋2中)×(250m小公園)	7,912	0.1614004	0.6179479	0	9	(商業＋近商)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0434783	0.2194682	0	2
(1中＋2中)×(250m中公園)	7,912	0.0964358	0.4049716	0	5	(準工)×(500～750m小公園)	7,912	0.4479272	1.930094	0	24
(1中＋2中)×(250m大公園)	7,912	0.0073306	0.0882238	0	2	(準工)×(500～750m中公園)	7,912	0.2716127	1.178823	0	12
(1中＋2中)×(250m特大公園)	7,912	0.0016431	0.0405041	0	1	(準工)×(500～750m大公園)	7,912	0.0366532	0.2212828	0	3
(1住＋2住)×(250m小公園)	7,912	0.1447169	0.6060099	0	7	(準工)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0091001	0.0975913	0	2
(1住＋2住)×(250m中公園)	7,912	0.1007331	0.4171636	0	4	(工業＋工専)×(500～750m小公園)	7,912	0.017821	0.307593	0	8
(1住＋2住)×(250m大公園)	7,912	0.0141557	0.120261	0	2	(工業＋工専)×(500～750m中公園)	7,912	0.0202224	0.3585044	0	11
(1住＋2住)×(250m特大公園)	7,912	0.0008847	0.0297332	0	1	(工業＋工専)×(500～750m大公園)	7,912	0.0048028	0.0727048	0	2
(準住居)×(250m小公園)	7,912	0.0061931	0.1295132	0	4	(工業＋工専)×(500～750m特大公園)	7,912	0.0020222	0.0449267	0	1
(準住居)×(250m中公園)	7,912	0.0072042	0.1876578	0	8	(1低＋2低)×(750～1000m小公園)	7,912	1.430106	3.627995	0	29
(準住居)×(250m大公園)	7,912	0	0	0	0	(1低＋2低)×(750～1000m中公園)	7,912	0.6217139	1.636658	0	13
(準住居)×(250m特大公園)	7,912	0	0	0	0	(1低＋2低)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0821537	0.3340152	0	4
(商業＋近商)×(250m小公園)	7,912	0.6092012	1.239985	0	10	(1低＋2低)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0139029	0.1234028	0	2
(商業＋近商)×(250m中公園)	7,912	0.3155966	0.6902315	0	6	(1中＋2中)×(750～1000m小公園)	7,912	1.017695	3.014261	0	26
(商業＋近商)×(250m大公園)	7,912	0.0384226	0.2271875	0	3	(1中＋2中)×(750～1000m中公園)	7,912	0.6069262	1.893029	0	18
(商業＋近商)×(250m特大公園)	7,912	0.007457	0.0930936	0	2	(1中＋2中)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0671132	0.303638	0	4
(準工)×(250m小公園)	7,912	0.1027553	0.573226	0	9	(1中＋2中)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0111223	0.1216233	0	2
(準工)×(250m中公園)	7,912	0.0619312	0.3159386	0	3	(1住＋2住)×(750～1000m小公園)	7,912	0.9652427	2.953682	0	29
(準工)×(250m大公園)	7,912	0.0083418	0.096356	0	2	(1住＋2住)×(750～1000m中公園)	7,912	0.6365015	1.982689	0	17
(準工)×(250m特大公園)	7,912	0.0030334	0.0549959	0	1	(1住＋2住)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0891052	0.3793062	0	5
(工業＋工専)×(250m小公園)	7,912	0.0046764	0.0862328	0	3	(1住＋2住)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0192113	0.1418051	0	2
(工業＋工専)×(250m中公園)	7,912	0.0045501	0.0855036	0	4	(準住居)×(750～1000m小公園)	7,912	0.0462588	0.7115236	0	17
(工業＋工専)×(250m大公園)	7,912	0.0016431	0.0538948	0	2	(準住居)×(750～1000m中公園)	7,912	0.0237614	0.3999641	0	14
(工業＋工専)×(250m特大公園)	7,912	0	0	0	0	(準住居)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0037917	0.1189249	0	5
(1低＋2低)×(250～500m小公園)	7,912	0.6620324	1.894922	0	23	(準住居)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0001264	0.0112423	0	1
(1低＋2低)×(250～500m中公園)	7,912	0.3051062	0.9078008	0	8	(商業＋近商)×(750～1000m小公園)	7,912	3.461704	4.740096	0	30
(1低＋2低)×(250～500m大公園)	7,912	0.044363	0.2388795	0	4	(商業＋近商)×(750～1000m中公園)	7,912	1.853387	2.521051	0	14
(1低＋2低)×(250～500m特大公園)	7,912	0.008089	0.0895799	0	1	(商業＋近商)×(750～1000m大公園)	7,912	0.2596057	0.6034463	0	5
(1中＋2中)×(250～500m小公園)	7,912	0.4499494	1.457708	0	22	(商業＋近商)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0624368	0.2672813	0	3
(1中＋2中)×(250～500m中公園)	7,912	0.2909505	1.00071	0	15	(準工)×(750～1000m小公園)	7,912	0.5606673	2.282724	0	24
(1中＋2中)×(250～500m大公園)	7,912	0.0275531	0.1784756	0	3	(準工)×(750～1000m中公園)	7,912	0.3556623	1.479612	0	14
(1中＋2中)×(250～500m特大公園)	7,912	0.0041709	0.0644516	0	1	(準工)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0523256	0.2818258	0	4
(1住＋2住)×(250～500m小公園)	7,912	0.4667594	1.518739	0	14	(準工)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0136502	0.1284495	0	2
(1住＋2住)×(250～500m中公園)	7,912	0.2934783	0.9844283	0	9	(工業＋工専)×(750～1000m小公園)	7,912	0.0323559	0.4735071	0	12
(1住＋2住)×(250～500m大公園)	7,912	0.0448686	0.2531739	0	4	(工業＋工専)×(750～1000m中公園)	7,912	0.0233822	0.3535175	0	8
(1住＋2住)×(250～500m特大公園)	7,912	0.0088473	0.0963108	0	2	(工業＋工専)×(750～1000m大公園)	7,912	0.0073306	0.1121913	0	3
(準住居)×(250～500m小公園)	7,912	0.0176946	0.3245959	0	10	(工業＋工専)×(750～1000m特大公園)	7,912	0.0002528	0.0158981	0	1
(準住居)×(250～500m中公園)	7,912	0.0137765	0.2213193	0	5						

表 3　使用する変数の説明と出典（分析 2）

変数	説明	出典
ln地価	東京23区内の平成28年度公示地価価格および都道府県地価調査の対数値（円／㎡）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（1996）	地価時点が1996年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2001）	地価時点が2001年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2006）	地価時点が2006年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2011）	地価時点が2011年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2016）	地価時点が2016年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1低＋2低）ダミー	用途地域が「第1種低層住居専用地域」または「第2種低層住居専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1中＋2中）ダミー	用途地域が「第1種中高層住居専用地域」または「第2種中高層住居専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（1住＋2住）ダミー	用途地域が「第1種住居地域」または「第2種住居地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（準住居）ダミー	用途地域が「準住居地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（商業＋近商）ダミー	用途地域が「商業地域」または「近隣商業地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（準工）ダミー	用途地域が「準工業地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
（工業＋工専）ダミー	用途地域が「工業地域」または「工業専用地域」である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
ln最寄小公園距離	地価ポイントから最寄小公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄中公園距離	地価ポイントから最寄中公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄大公園距離	地価ポイントから最寄大公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄特大公園距離	地価ポイントから最寄特大公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成

表 4　基本統計量（分析 2）

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価	7,912	13.43686	0.8354606	11.97035	17.50689	（工業＋工専）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.0441267	0.518568	0	7.97533
年次ダミー（1996）	7,912	0.1430738	0.3501702	0	1	（1低＋2低）×（ln最寄中公園距離）	7,912	1.000584	2.16603	0	7.108046
年次ダミー（2001）	7,912	0.1607685	0.3673405	0	1	（1中＋2中）×（ln最寄中公園距離）	7,912	0.7338562	1.872727	0	6.86941
年次ダミー（2006）	7,912	0.1986855	0.399036	0	1	（1住＋2住）×（ln最寄中公園距離）	7,912	0.7216433	1.852539	0	6.897686
年次ダミー（2011）	7,912	0.2123357	0.408987	0	1	（準住居）×（ln最寄中公園距離）	7,912	0.0272483	0.3840674	0	6.573795
年次ダミー（2016）	7,912	0.2851365	0.451508	0	1	（商業＋近商）×（ln最寄中公園距離）	7,912	2.542562	2.75845	0	7.276559
（1低＋2低）ダミー	7,912	0.1777048	0.3822882	0	1	（準工）×（ln最寄中公園距離）	7,912	0.4046302	1.432216	0	6.997988
（1中＋2中）ダミー	7,912	0.1349848	0.341729	0	1	（工業＋工専）×（ln最寄中公園距離）	7,912	0.0428697	0.5004542	0	7.432919
（1住＋2住）ダミー	7,912	0.1337209	0.3403737	0	1	（1低＋2低）×（ln最寄大公園距離）	7,912	1.166666	2.527125	0	7.981264
（準住居）ダミー	7,912	0.0050556	0.0709273	0	1	（1中＋2中）×（ln最寄大公園距離）	7,912	0.8892554	2.261917	0	7.794235
（商業＋近商）ダミー	7,912	0.466001	0.4988743	0	1	（1住＋2住）×（ln最寄大公園距離）	7,912	0.8584925	2.19811	0	7.725758
（準工）ダミー	7,912	0.0750758	0.2635303	0	1	（準住居）×（ln最寄大公園距離）	7,912	0.0343912	0.4833384	0	7.279621
（工業＋工専）ダミー	7,912	0.007457	0.0860369	0	1	（商業＋近商）×（ln最寄大公園距離）	7,912	3.070592	3.318847	0	7.843748
ln最寄小公園距離	7,912	5.260865	0.7488976	0.969134	7.97533	（準工）×（ln最寄大公園距離）	7,912	0.4754365	1.6789	0	7.721035
ln最寄中公園距離	7,912	5.473394	0.6477842	2.573565	7.432919	（工業＋工専）×（ln最寄大公園距離）	7,912	0.045186	0.5250371	0	7.092137
ln最寄大公園距離	7,912	6.54002	0.6693755	3.001348	7.981264	（1低＋2低）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	1.313749	2.837463	0	8.574895
ln最寄特大公園距離	7,912	7.270181	0.6054272	4.105397	8.574895	（1中＋2中）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	0.9931169	2.524171	0	8.269996
（1低＋2低）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.9295169	2.020056	0	7.059363	（1住＋2住）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	0.9734965	2.486506	0	8.487477
（1中＋2中）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.7038061	1.802144	0	7.013918	（準住居）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	0.0385259	0.5420332	0	8.227491
（1住＋2住）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.7115691	1.832495	0	7.438148	（商業＋近商）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	3.363141	3.623286	0	8.381094
（準住居）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.0260899	0.3716945	0	6.486875	（準工）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	0.5358924	1.889899	0	8.282692
（商業＋近商）×（ln最寄小公園距離）	7,912	2.447593	2.669975	0	7.334678	（工業＋工専）×（ln最寄特大公園距離）	7,912	0.0522586	0.6047529	0	7.792414
（準工）×（ln最寄小公園距離）	7,912	0.3981628	1.414306	0	7.707092						

3.1.3　分析結果

【分析 1 の推計結果】

分析 1 の推計結果を表 5 に示す。

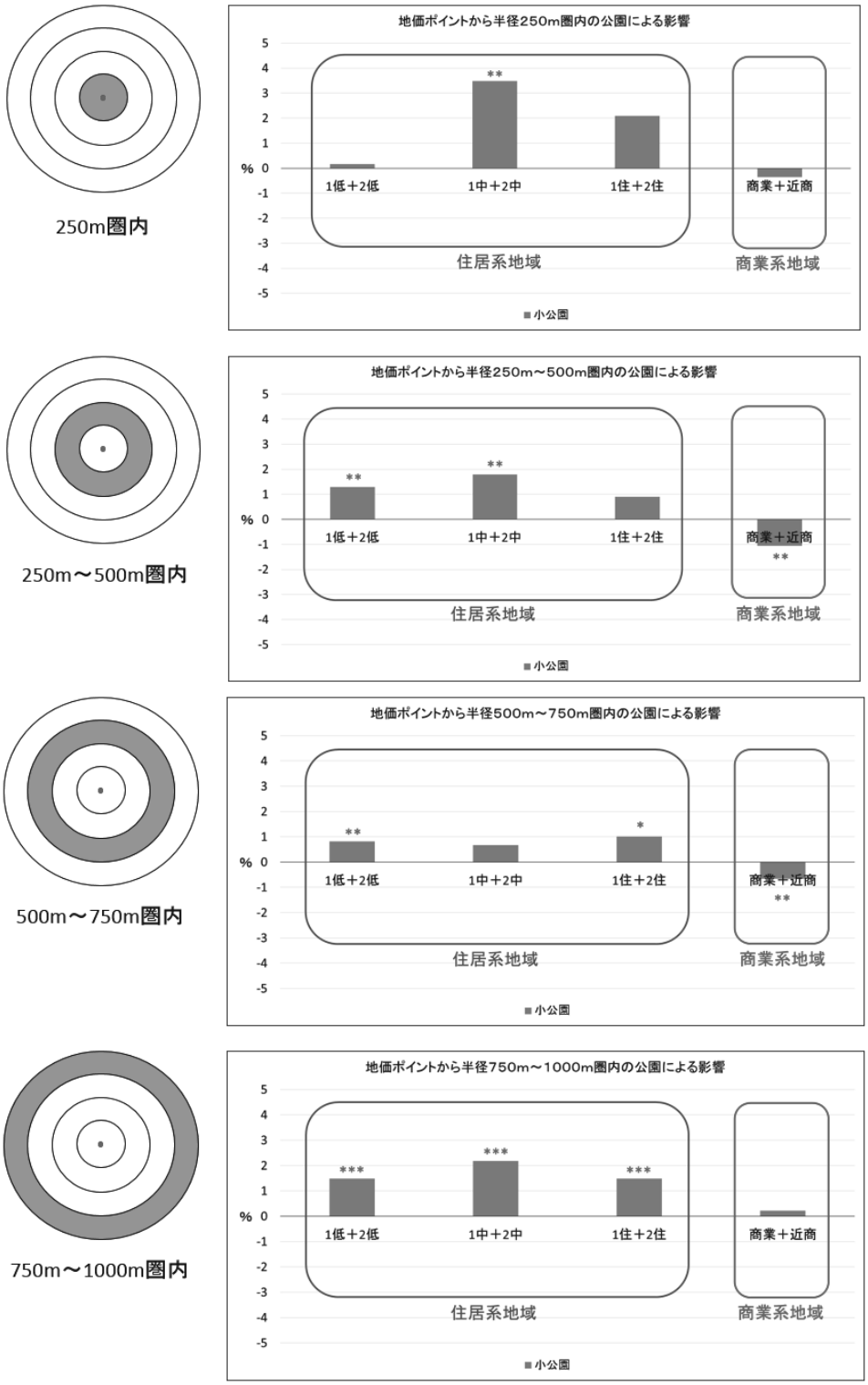
表 5　分析 1 の推計結果

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準		係数	標準誤差	有意水準
年次ダミー（2001）	−0.343107	0.0047763	***	（1低＋2低）×（500～750m小公園）	0.008099	0.0040661	**
年次ダミー（2006）	−0.4014378	0.005211	***	（1低＋2低）×（500～750m中公園）	0.0193101	0.0089539	**
年次ダミー（2011）	−0.3637552	0.0057861	***	（1低＋2低）×（500～750m大公園）	−0.0007028	0.0260181	
年次ダミー（2016）	−0.294614	0.0063387	***	（1低＋2低）×（500～750m特大公園）	0 (omitted)		
（1低＋2低）×（250m小公園）	0.0016934	0.0092588		（1中＋2中）×（500～750m小公園）	0.0067009	0.0052424	
（1低＋2低）×（250m中公園）	−0.0263125	0.0227704		（1中＋2中）×（500～750m中公園）	0.0030961	0.008606	
（1低＋2低）×（250m大公園）	0.1239987	0.0562509	**	（1中＋2中）×（500～750m大公園）	−0.0069807	0.0309043	
（1低＋2低）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（1中＋2中）×（500～750m特大公園）	0 (omitted)		
（1中＋2中）×（250m小公園）	0.0347969	0.017222	**	（1住＋2住）×（500～750m小公園）	0.0100595	0.0056531	*
（1中＋2中）×（250m中公園）	0.0468723	0.0247656	*	（1住＋2住）×（500～750m中公園）	−0.0019597	0.0089643	
（1中＋2中）×（250m大公園）	−0.037253	0.0712376		（1住＋2住）×（500～750m大公園）	0.0634277	0.0383278	*
（1中＋2中）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（1住＋2住）×（500～750m特大公園）	−0.0678502	0.106822	
（1住＋2住）×（250m小公園）	0.0208662	0.0158022		（準住居）×（500～750m小公園）	0.0131613	0.04381	
（1住＋2住）×（250m中公園）	0.0013834	0.023684		（準住居）×（500～750m中公園）	0.0073531	0.0650304	
（1住＋2住）×（250m大公園）	−0.0586019	0.0727639		（準住居）×（500～750m大公園）	0 (omitted)		
（1住＋2住）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（準住居）×（500～750m特大公園）	0 (omitted)		
（準住居）×（250m小公園）	0.0135582	0.1025696		（商業＋近商）×（500～750m小公園）	−0.0066383	0.0028577	**
（準住居）×（250m中公園）	−0.1064877	0.0996602		（商業＋近商）×（500～750m中公園）	0.0012502	0.0066847	
（準住居）×（250m大公園）	0 (omitted)			（商業＋近商）×（500～750m大公園）	0.024246	0.015006	
（準住居）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（商業＋近商）×（500～750m特大公園）	0.0184289	0.0790551	
（商業＋近商）×（250m小公園）	−0.0035909	0.0065684		（準工）×（500～750m小公園）	0.0192786	0.0101949	*
（商業＋近商）×（250m中公園）	0.0082882	0.0116941		（準工）×（500～750m中公園）	−0.0337443	0.0151999	**
（商業＋近商）×（250m大公園）	−0.0434495	0.0338195		（準工）×（500～750m大公園）	0.0504054	0.0367557	
（商業＋近商）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（準工）×（500～750m特大公園）	0.0233065	0.078045	
（準工）×（250m小公園）	−0.017065	0.021868		（工業＋工専）×（500～750m小公園）	0.0119572	0.0636502	
（準工）×（250m中公園）	−0.0263674	0.0438678		（工業＋工専）×（500～750m中公園）	−0.0455391	0.1001518	
（準工）×（250m大公園）	−0.0396437	0.1017787		（工業＋工専）×（500～750m大公園）	−0.0630244	0.0887912	
（準工）×（250m特大公園）	−0.0623429	0.1064983		（工業＋工専）×（500～750m特大公園）	0 (omitted)		
（工業＋工専）×（250m小公園）	0.1680945	0.1003081	*	（1低＋2低）×（750～1000m小公園）	0.0147642	0.0032151	***
（工業＋工専）×（250m中公園）	0.0165178	0.1180888		（1低＋2低）×（750～1000m中公園）	−0.0030117	0.0075926	
（工業＋工専）×（250m大公園）	−0.2127151	0.1332058		（1低＋2低）×（750～1000m大公園）	−0.0361935	0.0236804	
（工業＋工専）×（250m特大公園）	0 (omitted)			（1低＋2低）×（750～1000m特大公園）	0 (omitted)		
（1低＋2低）×（250～500m小公園）	0.0128509	0.0050832	**	（1中＋2中）×（750～1000m小公園）	0.021833	0.0043051	***
（1低＋2低）×（250～500m中公園）	0.0102441	0.0107187		（1中＋2中）×（750～1000m中公園）	0.0060086	0.0073891	
（1低＋2低）×（250～500m大公園）	0.0543759	0.0295482	*	（1中＋2中）×（750～1000m大公園）	0.0196557	0.0220726	
（1低＋2低）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)			（1中＋2中）×（750～1000m特大公園）	0 (omitted)		
（1中＋2中）×（250～500m小公園）	0.0179672	0.0082989	**	（1住＋2住）×（750～1000m小公園）	0.0148882	0.0042213	***
（1中＋2中）×（250～500m中公園）	0.0161211	0.012622		（1住＋2住）×（750～1000m中公園）	−0.0074433	0.0075799	
（1中＋2中）×（250～500m大公園）	−0.0307422	0.0475672		（1住＋2住）×（750～1000m大公園）	0.0426698	0.0210637	**
（1中＋2中）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)			（1住＋2住）×（750～1000m特大公園）	0 (omitted)		
（1住＋2住）×（250～500m小公園）	0.0090549	0.0063229		（準住居）×（750～1000m小公園）	−0.0175153	0.0344708	
（1住＋2住）×（250～500m中公園）	−0.0009954	0.0125134		（準住居）×（750～1000m中公園）	0.0910808	0.085855	
（1住＋2住）×（250～500m大公園）	0.1214436	0.0478518	**	（準住居）×（750～1000m大公園）	−0.0540378	0.1524676	
（1住＋2住）×（250～500m特大公園）	−0.0787553	0.0987268		（準住居）×（750～1000m特大公園）	0 (omitted)		
（準住居）×（250～500m小公園）	−0.0076374	0.0455788		（商業＋近商）×（750～1000m小公園）	0.0021466	0.0025174	
（準住居）×（250～500m中公園）	0.0274353	0.1524714		（商業＋近商）×（750～1000m中公園）	0.0140135	0.0056866	**
（準住居）×（250～500m大公園）	0 (omitted)			（商業＋近商）×（750～1000m大公園）	−0.0184006	0.0128943	
（準住居）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)			（商業＋近商）×（750～1000m特大公園）	0.0313671	0.0984956	
（商業＋近商）×（250～500m小公園）	−0.0106424	0.0046829	**	（準工）×（750～1000m小公園）	0.0007296	0.0078498	
（商業＋近商）×（250～500m中公園）	0.0105815	0.0079267		（準工）×（750～1000m中公園）	−0.0057088	0.0142247	
（商業＋近商）×（250～500m大公園）	0.0249276	0.0196238		（準工）×（750～1000m大公園）	0.0477016	0.0293351	
（商業＋近商）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)			（準工）×（750～1000m特大公園）	−0.0515164	0.063703	
（準工）×（250～500m小公園）	−0.0083129	0.0143925		（工業＋工専）×（750～1000m小公園）	−0.0577776	0.0462742	
（準工）×（250～500m中公園）	−0.0164006	0.0191408		（工業＋工専）×（750～1000m中公園）	0.0168714	0.0615855	
（準工）×（250～500m大公園）	0.0279462	0.0376685		（工業＋工専）×（750～1000m大公園）	−0.089039	0.0713316	
（準工）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)			（工業＋工専）×（750～1000m特大公園）	0 (omitted)		
（工業＋工専）×（250～500m小公園）	−0.0707701	0.1349704		定数項	13.59089	0.0241323	***
（工業＋工専）×（250～500m中公園）	−0.1864525	0.1419546					
（工業＋工専）×（250～500m大公園）	−0.0701444	0.1524676					
（工業＋工専）×（250～500m特大公園）	0 (omitted)						
観測数	7912						
決定係数（within）	0.6314						

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

2）ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。

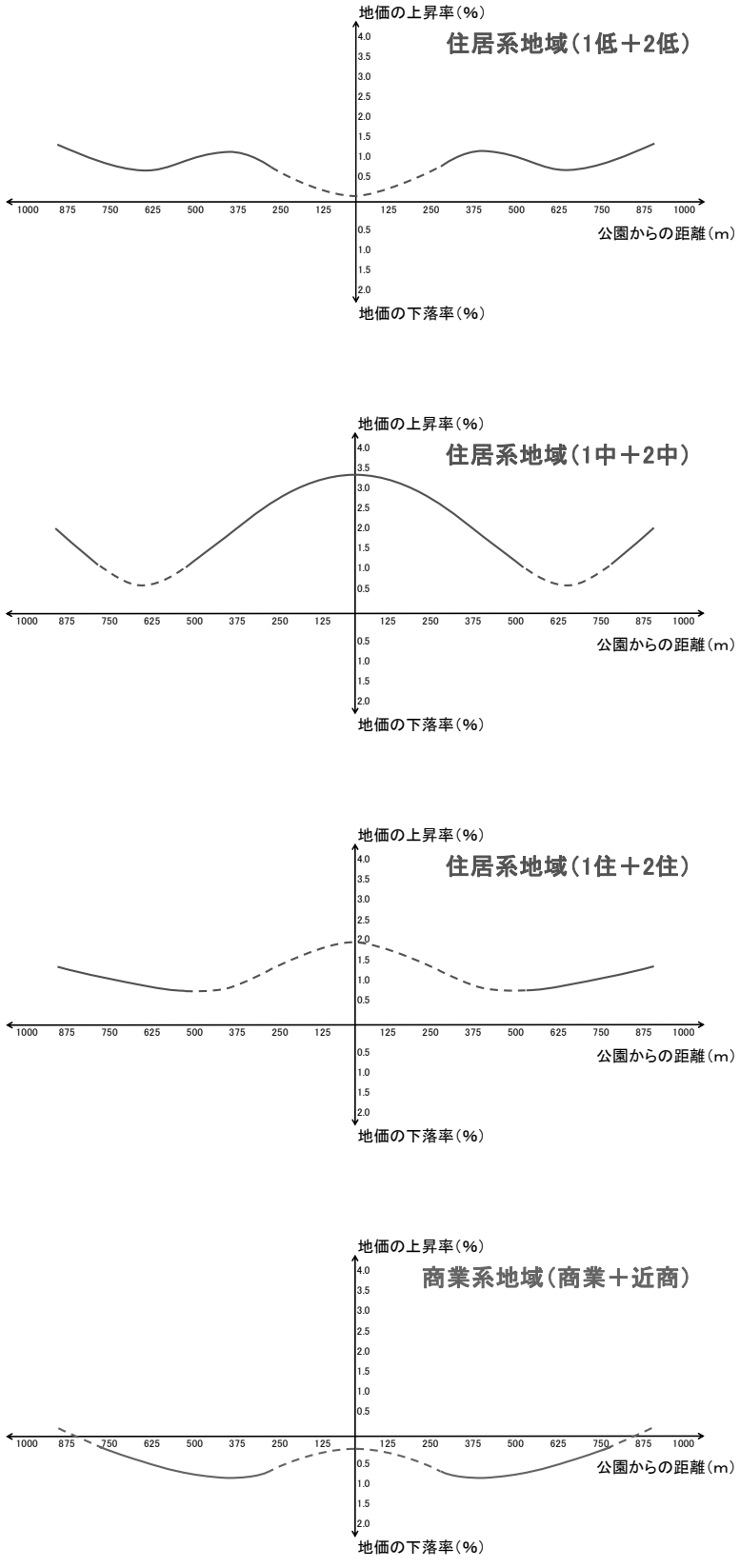
このうち、「第 1 種低層住居専用地域・第 2 種低層住居専用地域」、「第 1 種中高層住居専用地域・第 2 種中高層住居専用地域」、「第 1 種住居地域・第 2 種住居地域」（以下、「住居系地域」とする。）、「商業地域・近隣商業地域」（以下、「商業系地域」とする。）における、各距離圏ごとの小公園による影響を図 12 に示す。



***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

図 12　分析 1 の推計結果（グラフ）

また、図 12 の結果を散布図にしたものが図 13 である。



有意な区間は実線で、有意でない区間は点線でそれぞれ示す。

図 13　分析 1 の推計結果（散布図）

図 12 および図 13 から、住居系地域では、いずれの距離帯においても、小公園が 1 つ設置されることによって概ね地価の上昇が見られたのに対し、商業系地域では、地価ポイントから 250m～500m 圏内に小公園が 1 つ設置されることによって、地価が約 1.1%下落するという結果が 5%有意で示された。また、地価ポイントから 500m～750m 圏内に小公園が 1 つ設置されることによって、地価が約 0.7%下落するという結果が 5%有意で示された。また、商業系地域では、地価ポイントから 250m 圏内においても小公園が 1 つ設置されることによる地価の下落傾向が見られたものの、結果は有意ではなかった。

【分析 2 の推計結果】

分析 2 の推計結果を表 6 に示す。

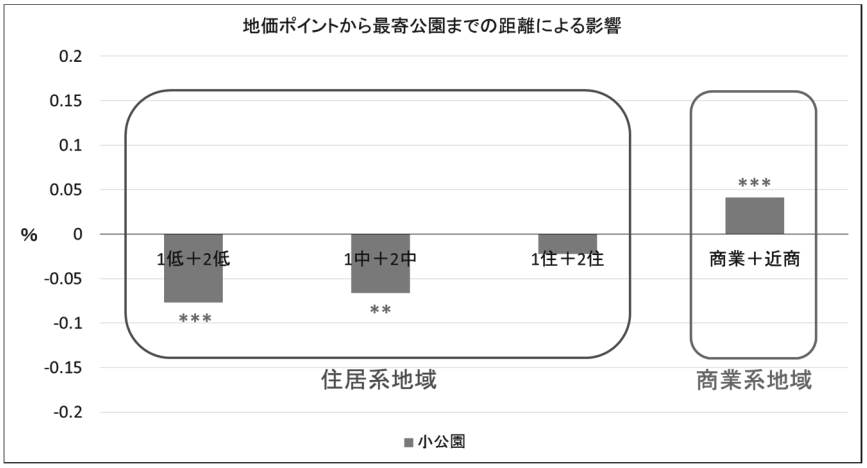
表 6　分析 2 の推計結果

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準		係数	標準誤差	有意水準
年次ダミー（2001）	−0.3305869	0.0045586	***	（工業＋工専）×（ln最寄中公園距離）	−0.1649165	2.335602	
年次ダミー（2006）	−0.3785978	0.0045128	***	（1低＋2低）×（ln最寄大公園距離）	−0.0473992	0.0235074	**
年次ダミー（2011）	−0.3341169	0.004587	***	（1中＋2中）×（ln最寄大公園距離）	0.0050442	0.0201428	
年次ダミー（2016）	−0.2600826	0.0046806	***	（1住＋2住）×（ln最寄大公園距離）	−0.1316459	0.0447896	***
（1低＋2低）×（ln最寄小公園距離）	−0.0771923	0.0188239	***	（準住居）×（ln最寄大公園距離）	0.8097591	1.707746	
（1中＋2中）×（ln最寄小公園距離）	−0.0659689	0.0265569	**	（商業＋近商）×（ln最寄大公園距離）	0.0589715	0.0119384	***
（1住＋2住）×（ln最寄小公園距離）	−0.0220147	0.0295928		（準工）×（ln最寄大公園距離）	0.0138819	0.0472774	
（準住居）×（ln最寄小公園距離）	−0.1620288	0.7680527		（工業＋工専）×（ln最寄大公園距離）	0.1709371	0.060653	***
（商業＋近商）×（ln最寄小公園距離）	0.0410813	0.0142486	***	（1低＋2低）×（ln最寄特大公園距離）	0 (omitted)		
（準工）×（ln最寄小公園距離）	0.0457292	0.0294959		（1中＋2中）×（ln最寄特大公園距離）	0.1050956	0.0818143	
（工業＋工専）×（ln最寄小公園距離）	−0.0268763	0.0514386		（1住＋2住）×（ln最寄特大公園距離）	0.0840455	0.0679558	
（1低＋2低）×（ln最寄中公園距離）	−0.0452328	0.020685	**	（準住居）×（ln最寄特大公園距離）	0 (omitted)		
（1中＋2中）×（ln最寄中公園距離）	−0.1051658	0.0274189	***	（商業＋近商）×（ln最寄特大公園距離）	0.1180355	0.0450905	***
（1住＋2住）×（ln最寄中公園距離）	−0.0527379	0.0241802	**	（準工）×（ln最寄特大公園距離）	0.0305181	0.0307947	
（準住居）×（ln最寄中公園距離）	0	(omitted)		（工業＋工専）×（ln最寄特大公園距離）	0 (omitted)		
（商業＋近商）×（ln最寄中公園距離）	0.0041227	0.0166681		定数項	13.49819	0.077675	***
（準工）×（ln最寄中公園距離）	0.0160753	0.0531446					
観測数	7912						
決定係数（within）	0.6167						

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

2）ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。

このうち、住居系地域、商業系地域における、最寄小公園までの距離による影響を図 14 に示す。



*****、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。**

図 14　分析 2 の推計結果（グラフ）

図 14 から、住居系地域では、最寄小公園までの距離が遠くなることによって、概ね地価の下落が見られた。一方、商業系地域では、最寄小公園までの距離が 1%遠くなることによって、地価が約 0.04%上昇するという結果が 1%有意で示された。

3.1.4　結果の解釈

分析 1 の結果から、商業系地域においては小公園が周辺に 1 つ設置されることにより地価が下落することが明らかとなった。分析 2 の結果も、分析 1 の結果を補完するものであったと考えられる。また、このような商業系地域での小公園による負の影響は、およそ 750m という広範囲に及んでいることが示唆されたが、このことは、小公園によって発生が予想される、騒音、煙草の吸殻等のゴミ問題のような、ごく近隣にしか影響を及ぼさない要因だけでは説明が困難であり、別の要因が存在している可能性が考えられる。

ここで、一般的な住宅地では、一度住宅を建てた後で敷地の拡張・縮小を伴う再開発を行うことは稀であるのに対して、商業系地域では、景気状況に応じた土地利用再編が図られるため、流動的な土地利用が最有効利用であると考えられる。

このとき、永続的な公園が周辺に存在することは商業系地域における再開発を阻害することで「土地利用を固定化するコスト」[15]を発生させている可能性が考えられる。また、このような永続性のある公園の存在が商業系地域における再開発を阻害することで「集積の経済」を阻害している可能性が考えられる。そのため、小公園による広範な負の影響はこのことを示している可能性が考えられる。

なお、小公園が新たに設置される要因の一つとして、開発行為に伴う提供公園が考えられるが、商業系地域において地価ポイントから 250m 圏内での結果が有意とならなかったのは、開発自体による地価の上昇と小公園による地価の下落が打ち消しあっているためと考えられる。また、住

15　二村（2014）によれば、都心高度商業地域においては、オフィスビルの床面積が増加した場合、賃料は 1 フロアごとの面積が大きいビルの方がより需要が高く、1 ㎡当たりの賃料も高くなることが指摘されている。また、市街地再開発事業によって敷地を一体化することにより各々の不動産を単独で利用する場合に比較して増分価値が発生するため、実際の土地取引においても、市街地再開発事業の蓋然性が高いほど取引価格が上昇することが指摘されている。
　また、Tabuchi（1996）によれば、大阪都市圏において、敷地面積の大きな土地ほど単位価格が高く、開発業者や土地所有者は敷地面積を最大にするインセンティブを有する傾向があることが指摘されている。

居系地域においても小公園による地価上昇の影響は広範に及んでいるが、分析では 1996 年から 2016 年までの 20 年間の公園と地価の関係を観察しているものであり、住居系地域においては、区画整理事業等によって新たに設置された公園が、当該事業による地価上昇を代替している可能性が考えられる。

3.2 商業系地域における広範な影響の要因を検証する分析

3.2.1 理論分析

分析 1 および 2 の結果から、商業系地域では、永続性のある公園が周辺に存在することで、「土地利用を固定化するコスト」、「集積の経済の阻害」が生じている可能性について述べた。

公園の永続性については、都市公園法第 16 条（都市公園の保存）において廃止条件が規定されていることによるが、2004 年の法改正によって、借地公園については、貸借契約の終了又は解除によりその権原が消滅した場合には、都市公園の区域の全部又は一部について廃止できる旨が明文化された。ここで留意すべきは、地方公共団体と土地所有者の借地契約については、民法上の契約であり、また、その契約は建物の所有を目的とするものではないため、借地借家法の適用もないと考えられる点である。つまり、法改正以前から貸借契約の終了によってその権原が消滅した場合には、借地契約を更新するか否かは土地所有者の意思に委ねられていたと考えるべきである。法改正の趣旨[16]は、一般企業が遊休地を抱える事例が増えてきた中で、一般企業がその所有する遊休地を将来的に利用するとしても、当面の間は地方公共団体に貸し出し、都市公園として利用することによって、社会貢献と固定資産税出費の削減を図りたいというニーズを持っているにも関わらず、都市公園法第 16 条の規定が、このような企業に都市公園として用地を貸し出すことを躊躇させる大きな原因となっていたことが背景にある。しかしながら、このことは、法改正以前は、借地公園の永続性について一般に誤った認識がされていたということであり、法改正によってこの認識が是正されたことで、行政所有の公園と民間所有の借地公園の間には、その永続性について市場での認識が変化した可能性が考えられる。

また、公園と類似した施設として、児童遊園が挙げられる。児童遊園は、児童福祉法第 40 条に規定される児童厚生施設であるため、都市公園法第 16 条の適用はないが、地方自治法第 244 条第 1 項による「公の施設」の一つであるため、同法第 244 条の 2 第 1 項の規定により、その設置あるいは廃止については条例でこれを定める必要がある。このことから、行政所有の児童遊園についても実質的な永続性が存在していると考えられる。一方で、民間所有の児童遊園については、地方公共団体と土地所有者の借地契約は民法上の契約であり、借地借家法の適用もないと考えられることから、借地公園と同様に永続性は存在していないと考えられる。

これらのことから、行政所有の公園あるいは児童遊園（以下、「公共公園」とする。）と民間所有の公園あるいは児童遊園（以下、まとめて「借地公園」とする。）の間には、永続性という点で違いが存在しており、永続性を持たない借地公園にあっては、商業系地域における「土地利用を固定化するコスト」、「集積の経済の阻害」が緩和されている可能性が考えられる。以下の分析では、この考えに基づき、仮説の検証を試みる。

16 一般社団法人日本公園緑地協会（2014）247 頁

3.2.2　モデルの概要と使用データ

（1）モデルの概要

【分析 3】

公共公園と借地公園を区別した上で、2004 年法改正以降の商業系地域における年次の変化に伴う地価の変化と、地価ポイントから一定距離圏内に含まれる公園数の変化との関係を固定効果モデルによって分析する。なお、借地公園の数は、分析対象とした公園 5,920 箇所のうち 186 箇所であることから、サンプル数確保のために、分析 1 で影響が強く出ていた、地価ポイントから半径 500m 圏内に位置する公園の数を対象として分析を行う。公園規模の分類は、分析 1 および 2 と同様である。

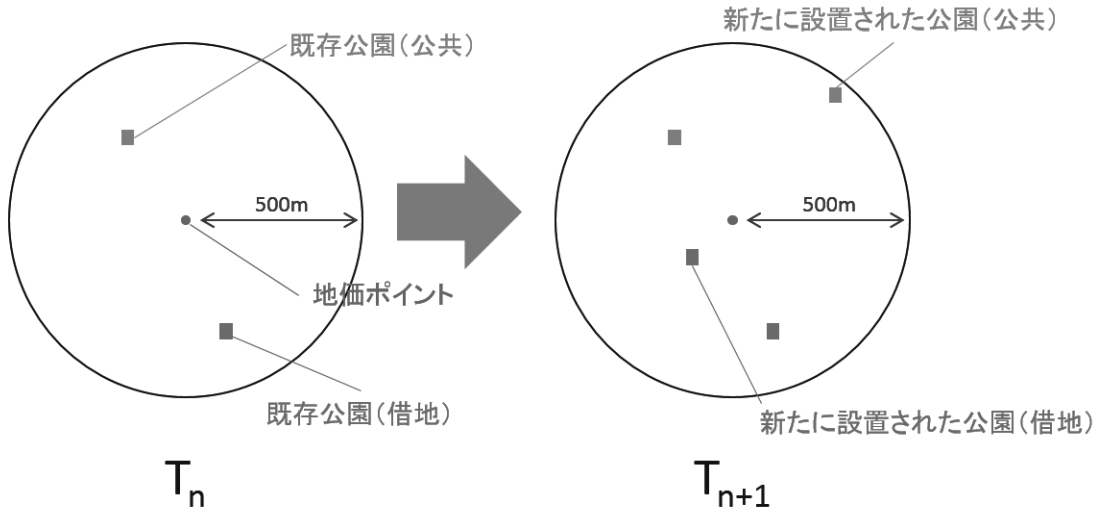


図 15　　分析 3 の推計モデルイメージ

【分析 4】

分析 2 において、商業系地域では、最寄小公園までの距離が遠くなるほど地価が上昇することが示されたため、公共公園と借地公園を区別した上で、2004 年法改正前後の商業系地域における年次の変化に伴う地価の変化と、最寄小公園までの距離との関係について DID（Difference-In-Difference）分析を行う。

トリートメントグループは、最寄小公園が借地公園である地価ポイント。コントロールグループは、最寄小公園が公共公園である地価ポイントである。前者は、2004 年の法改正による影響を受けたと考えられるグループであり、後者はそうでないグループである。前述のように、2004 年の法改正以前から借地公園の永続性は担保されていなかったため、借地公園と公共公園の間には周辺地価への影響という点で元々違いがあったと解釈すべきである。借地公園と公共公園による法改正以前の影響の違いと法改正後の影響の違いを比較することで、法改正で新たに生じた借地公園と公共公園の影響の差を求めることができる。そのため、各グループで、法改正の前後での周辺地価への影響の差を取った後、さらにその差を取ることで、両グループに共通に起きたトレンドの影響をコントロールして、法改正の影響を取り出すことが可能となる。

なお、公園規模の分類は、分析 1～3 と同様である。

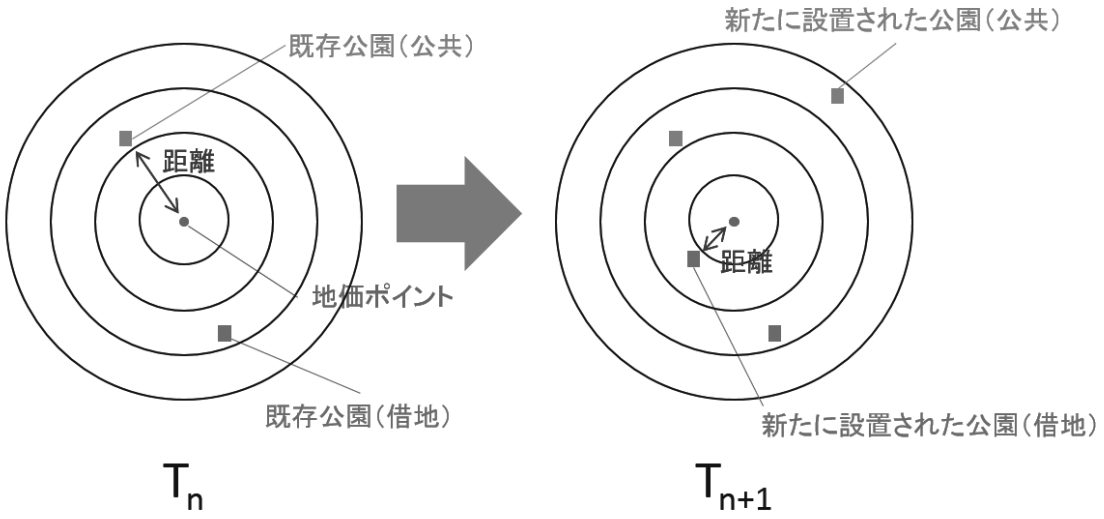


図 16　　分析 4 の推計モデルイメージ

（2）使用データ

分析 3 については、地価ポイントは分析 1 および 2 と同様であるが、2006 年、2011 年、2016 年の各地価の対数値を被説明変数として使用した。分析 4 については、地価ポイントは 2004 年法改正前後にあたる平成 15 年度および平成 17 年度公示地価情報、都道府県地価調査ポイントのうち、この 2 箇年で共通する地価ポイントを使用した。公園データは、分析 1 および 2 と同様に、開園年度に応じて集計した。また、公共公園と借地公園の区別は、「公園調書」の土地所有者に「民」と記載のあるものを借地公園とし、それ以外を公共公園とした。[17]

（3）推計モデル式

【分析 3】

$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim2}（年次ダミー）_i$
$+ \beta_{3\sim6}（公園規模ごとの 500m 圏内の公共公園の数）_{it}$
$+ \beta_{7\sim10}（公園規模ごとの 500m 圏内の借地公園の数）_{it}$
$+ \varepsilon_{it}$

i：地価ポイント　t：年次　ε ：誤差項

【分析 4】

$\ln 地価_{it} = \beta_0 + \beta_1（\ln 最寄小公園距離）_{it}$
$+ \beta_2（\ln 最寄小公園距離 \times 借地ダミー）_{it}$
$+ \beta_3（\ln 最寄小公園距離 \times 2005 年ダミー）_i$
$+ \beta_4（\ln 最寄小公園距離 \times 借地ダミー \times 2005 年ダミー）_i$
$+ \Sigma \beta_k（コントロール変数）_{kit} + \varepsilon_{it}$

i：地価ポイント　t：年次　ε ：誤差項

17 「その他」と記載のあるものについては、備考欄で所有者が判別できるものを除いて公共公園とした。

表 7　使用するデータの説明と出典（分析 3）

変数	説明	出典
ln地価	東京23区内の平成28年度公示地価価格および都道府県地価調査の対数値（円／㎡）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2006）	地価時点が2006年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2011）	地価時点が2011年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
年次ダミー（2016）	地価時点が2016年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
500m圏内の小公園数	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる小公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の中公園数	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる中公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の大公園数	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の特大公園数	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる特大公園の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の小公園数（公共）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる小公園（公共公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の中公園数（公共）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる中公園（公共公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の大公園数（公共）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる大公園（公共公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の特大公園数（公共）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる特大公園（公共公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の小公園数（借地）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる小公園（借地公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の中公園数（借地）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる中公園（借地公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の大公園数（借地）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる大公園（借地公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
500m圏内の特大公園数（借地）	地価ポイントから半径500m圏内に含まれる特大公園（借地公園）の数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成

表 8　基本統計量（分析 3）

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価	2,608	13.91146	0.9303045	12.26434	17.50689	500m圏内の小公園数（公共）	2,608	4.449387	3.291101	0	19
年次ダミー（2006）	2,608	0.3025307	0.4594418	0	1	500m圏内の中公園数（公共）	2,608	2.560199	1.841281	0	11
年次ダミー（2011）	2,608	0.3190184	0.4661856	0	1	500m圏内の大公園数（公共）	2,608	0.294862	0.6249668	0	5
年次ダミー（2016）	2,608	0.3784509	0.4850939	0	1	500m圏内の特大公園数（公共）	2,608	0.0628834	0.258115	0	2
500m圏内の小公園数	2,608	4.604678	3.381589	0	19	500m圏内の小公園数（借地）	2,608	0.1552914	0.4475167	0	4
500m圏内の中公園数	2,608	2.595092	1.847714	0	11	500m圏内の中公園数（借地）	2,608	0.0348926	0.2214303	0	3
500m圏内の大公園数	2,608	0.294862	0.6249668	0	5	500m圏内の大公園数（借地）	2,608	0	0	0	0
500m圏内の特大公園数	2,608	0.0628834	0.258115	0	2	500m圏内の特大公園数（借地）	2,608	0	0	0	0

表 9　使用するデータの説明と出典（分析 4）

変数	説明	出典
ln地価	東京23区内の平成17年度および平成15年度公示地価価格および都道府県地価調査の対数値（円／㎡）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
各区ダミー	地価ポイントが所在する区である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
ln地積	地価ポイントの地積（㎡）の対数値	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
都市ガス有無ダミー	地価ポイントに都市ガスが供給されている場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
ln最寄駅までの距離	地価ポイントから最寄駅までの距離（m）の対数値	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
建蔽率	地価ポイントの建蔽率（%）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
容積率	地価ポイントの容積率（%）	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
2005年ダミー	地価時点が2005年である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
借地ダミー	小公園かつ借地公園である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄小公園距離	地価ポイントから最寄小公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄中公園距離	地価ポイントから最寄中公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄大公園距離	地価ポイントから最寄大公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成
ln最寄特大公園距離	地価ポイントから最寄特大公園までの距離（m）の対数値	「公園調書」の位置情報より、GISを使用して作成

表 10　基本統計量（分析 4）

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価	1,998	13.71049	0.8098756	12.16525	16.60668	行政区ダミー（板橋区）	1,998	0.029029	0.1679299	0	1
行政区ダミー（千代田区）	1,998	0.0810811	0.2730279	0	1	行政区ダミー（練馬区）	1,998	0.023023	0.1500141	0	1
行政区ダミー（中央区）	1,998	0.0790791	0.2699297	0	1	行政区ダミー（足立区）	1,998	0.04004	0.1961022	0	1
行政区ダミー（港区）	1,998	0.0720721	0.2586719	0	1	行政区ダミー（葛飾区）	1,998	0	0.1467918	0	1
行政区ダミー（新宿区）	1,998	0.0820821	0.2745585	0	1	行政区ダミー（江戸川区）	1,998	0	0.1434902	0	1
行政区ダミー（文京区）	1,998	0.046046	0.2096373	0	1	ln地積	1,998	5.21493	0.7638297	3.713572	9.059518
行政区ダミー（台東区）	1,998	0.0750751	0.2635784	0	1	都市ガス有無ダミー	1,998	1	0.0447101	0	1
行政区ダミー（墨田区）	1,998	0.03003	0.1707127	0	1	ln最寄駅までの距離	1,998	5.42865	1.204229	0	8.070906
行政区ダミー（江東区）	1,998	0.029029	0.1679299	0	1	建蔽率	1,998	80	0	80	80
行政区ダミー（品川区）	1,998	0.044044	0.2052444	0	1	容積率	1,998	510	168.5778	200	1300
行政区ダミー（目黒区）	1,998	0.021021	0.1434902	0	1	2005年ダミー	1,998	0.5	0.5001252	0	1
行政区ダミー（大田区）	1,998	0.049049	0.2160245	0	1	借地ダミー	1,998	0	0.2063532	0	1
行政区ダミー（世田谷区）	1,998	0.042042	0.2007353	0	1	ln最寄小公園距離	1,998	5.251792	0.7591468	0.593707	7.089478
行政区ダミー（渋谷区）	1,998	0.0520521	0.2221876	0	1	ln最寄中公園距離	1,998	5.464007	0.6786282	1.999786	6.895211
行政区ダミー（中野区）	1,998	0.029029	0.1679299	0	1	ln最寄大公園距離	1,998	6.592458	0.6522042	3.002286	7.843744
行政区ダミー（杉並区）	1,998	0.03003	0.1707127	0	1	ln最寄特大公園距離	1,998	7.21948	0.5891426	4.37288	8.381096
行政区ダミー（豊島区）	1,998	0.047047	0.2117925	0	1	ln最寄小公園距離×借地ダミー	1,998	0.2333095	1.091656	0	6.862328
行政区ダミー（北区）	1,998	0.04004	0.1961022	0	1	ln最寄小公園距離×2005年ダミー	1,998	2.624974	2.679882	0	7.089478
行政区ダミー（荒川区）	1,998	0.016016	0.1255683	0	1	ln最寄小公園距離×借地ダミー×2005年ダミー	1,998	0.1154642	0.7772265	0	6.862328

3.2.3　分析結果

【分析 3 の推計結果】

分析 3 の推計結果を表 11、表 12 に示す。

表 11　分析 3 の推計結果 1

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準
年次ダミー（2011）	0.0670842	0.0031812	***
年次ダミー（2016）	0.1651529	0.0034017	***
500m小公園	−0.009897	0.0036676	***
500m中公園	−0.008577	0.0058772	
500m大公園	−0.01763	0.0155373	
500m特大公園	0 (omitted)		
定数項	13.90058	0.0201482	***
観測数	2608		
決定係数（within）	0.6330		

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

2）ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。

表 12　分析 3 の推計結果 2

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準	95%信頼区間	
年次ダミー（2011）	0.0670309	0.0031834	***	0.060787	0.0732748
年次ダミー（2016）	0.1652236	0.0034078	***	0.1585395	0.1719077
500m小公園（公共）	−0.009463	0.0036996	**	−0.01672	−0.002207
500m中公園（公共）	−0.008763	0.0062243		−0.020972	0.0034452
500m大公園（公共）	−0.017899	0.0155472		−0.048394	0.0125957
500m特大公園（公共）	0 (omitted)				
500m小公園（借地）	−0.044334	0.0376486		−0.118179	0.0295115
500m中公園（借地）	−0.009072	0.0172672		−0.042941	0.0247965
500m大公園（借地）	0 (omitted)				
500m特大公園（借地）	0 (omitted)				
定数項	13.90457	0.0210743	***	13.86323	13.9459
観測数	2608				
決定係数（within）	0.6332				

1）***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

2）ハウスマン検定の結果は固定効果であることを確認済。

まず表 11 から、商業系地域において、地価ポイントから半径 500m 圏内に小公園が 1 つ設置されることにより地価が約 1.0%下落することが 1%有意で示された。

次に、商業系地域において、公共公園と借地公園を区別した推計結果を示した表 12 から、商業系地域では、地価ポイントから半径 500m 圏内に小公園（公共公園）が 1 つ設置されることによって地価が約 0.9%下落することが 5%有意で示された。一方、小公園（借地公園）については、係数は公共公園のそれよりも大きいものの、95%信頼区間が正から負の値までを取っており、統計的に有意な地価の下落は見られなかった。

【分析 4 の推計結果】

分析 4 の推計結果を表 13 に示す。

表 13　分析 4 の推計結果

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	有意水準		係数	標準誤差	有意水準
行政区ダミー（中央区）	−0.0957085	0.0385034	**	行政区ダミー（練馬区）	−0.4666342	0.0597639	***
行政区ダミー（港区）	0.1724213	0.0391863	***	行政区ダミー（足立区）	−0.7853527	0.050263	***
行政区ダミー（新宿区）	0.0313666	0.0380225		行政区ダミー（葛飾区）	−0.7429793	0.0601977	***
行政区ダミー（文京区）	−0.3663154	0.0457243	***	行政区ダミー（江戸川区）	−0.7438897	0.0604891	***
行政区ダミー（台東区）	−0.6619197	0.0394775	***	ln地積	0.1293013	0.0115319	***
行政区ダミー（墨田区）	−0.8021434	0.0531335	***	都市ガス有無ダミー	0.1810995	0.1720262	
行政区ダミー（江東区）	−0.7622077	0.0551605	***	ln最寄駅までの距離	−0.0620744	0.0065917	***
行政区ダミー（品川区）	−0.2788639	0.0465435	***	建蔽率	0 (omitted)		
行政区ダミー（目黒区）	0.0112794	0.0611994		容積率	0.0027122	0.0000649	***
行政区ダミー（大田区）	−0.3608953	0.0471541	***	2005年ダミー	−0.0545041	0.1052391	
行政区ダミー（世田谷区）	−0.1255418	0.0498984	**	ln最寄小公園距離	0.047143	0.01463	***
行政区ダミー（渋谷区）	0.3908383	0.0437534	***	ln最寄中公園距離	0.0535353	0.0117072	***
行政区ダミー（中野区）	−0.1455794	0.0553925	***	ln最寄大公園距離	0.0220055	0.0127155	*
行政区ダミー（杉並区）	−0.3761964	0.0540437	***	ln最寄特大公園距離	−0.0671751	0.0153221	***
行政区ダミー（豊島区）	−0.424272	0.0462235	***	ln最寄小公園距離×借地ダミー	0.0022307	0.0099162	
行政区ダミー（北区）	−0.5148884	0.0499575	***	ln最寄小公園距離×2005年ダミー	0.0063586	0.0198382	
行政区ダミー（荒川区）	−0.6718309	0.06706	***	ln最寄小公園距離×借地ダミー×2005年ダミー	−0.0015566	0.0137967	
行政区ダミー（板橋区）	−0.5132099	0.0543832	***	定数項	11.89461	0.2625028	***
観測数	1998						
自由度修正済決定係数	0.8275						

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

このうち、小公園についての結果の解釈は図 17 で表される。2004 年法改正前の借地公園と公共公園の影響の差はβ2 で表され、2004 年法改正後の借地公園と公共公園の影響の差はβ2＋β4 で表されるため、2004 年法改正によって新たに生じた借地公園と公共公園の影響の差はβ4 で表されることとなる。しかしながら、2004 年法改正前の小公園（公共公園）については、距離が 1%遠くなることによって地価が約 0.05%上昇することが 1%有意で示されているのに対して、2004 年法改正前の小公園（借地公園）、2004 年法改正後の小公園（公共公園）、2004 年法改正後の小公園（借地公園）については、2004 年法改正前の小公園（公共公園）との比較における有意な差はいずれも見られなかった。

		ln最寄小公園距離 β1	ln最寄小公園距離 ×借地ダミー β2	ln最寄小公園距離 ×2005年ダミー β3	ln最寄小公園距離 ×借地ダミー ×2005年ダミー β4
2003年	公共公園	○	×	×	×
	借地公園	○	○	×	×
2005年	公共公園	○	×	○	×
	借地公園	○	○	○	○

図 17　分析 4 の結果の解釈

3.2.4 結果の解釈

分析 3 の結果は、公共公園による負の影響が有意に示されたのに対して、借地公園では有意な影響が見られなかったことを意味しており、仮説を否定するものではなかった。

一方、分析 4 の結果は、法改正前後にわたって公共公園と借地公園ではいずれも有意に負の影響を生じていることを示唆しており、2 つの分析の結果は矛盾するものであった。

この点について、辻（2014）らによれば、借地公園の中には、寺社の境内や線路の上空や高架下に付随するものもあり、主たる土地利用が半永久的に続くものと考えられる場合には、従たる借地公園にも実質的な永続性が存在していることを指摘している。このようなケースは古くから借地公園とされてきたと考えられるが、分析 3 では、2005 年以降に新設された公園と地価の変化の関係を観察しているため、これらの実質的な永続性を有する借地公園による影響は取り除かれていると考えられるのに対し、分析 4 では 2004 年法改正前後の影響だけを見ているため、それ以前に設置されたこれらの実質的な永続性を有する借地公園も分析対象に含まれており、これら実質的な永続性を有する公園による影響をコントロールできていないことが、このような分析結果の違いを生じた要因と考えられる。このことから、分析 3 の推計結果の方が信頼性が高いと考えられる。

4. まとめ

4.1 考察

分析 1 および 2 の結果から、商業系地域では小公園による地価の下落が生じており、その影響は広範囲に及んでいることを実証した。このことは、近隣外部性による局所的なコストだけではなく、より広範に及ぶ要因が存在する可能性を示唆していると考えられる。

次に、流動的な土地利用が最有効利用となる商業系地域に特有の事情として、「土地利用を固定化するコスト」の存在をこの要因として考え検証を行ったところ、分析 3 の結果は、この仮説を否定するものではなかった。

しかしながら、分析 3 は間接的な検証方法であり、「土地利用を固定化するコスト」の存在を直接的に実証するものではなかった。そこで、デベロッパー（2 社）にヒアリングを行った。

ヒアリングの結果、一般の開発業者にとって、特にバブル期から崩壊後にかけては短期的な利益を重視した投機的な再開発事業が手堅く、そのような手法が好まれていた傾向が示唆された。このような事業者にとって、既存公園との一体的整備のようなコスト（行政との調整などの機会費用も含めて）のかかる手法は敬遠されてきた可能性が考えられる。今回の分析では、1996 年から 2016 年までの地価を対象として、公園の変化による影響を分析したが、分析の結果は、短期的な利益選好型の事業者等によって公園が敬遠されてきた可能性を示唆しているものと考えられる。

一方で、便益の観点からは、小公園はその規模が小さいことから、緑による環境改善効果等も相対的に低いことが考えられる。

そのため、費用対効果としては、商業系地域の小公園ではコストの方が大きくなり、結果的に地価を下落させている可能性が考えられる。

4.2 政策提言

(1) 分析の結果、住居系地域では小公園による地価の上昇が生じているのに対して、商業系地域では小公園による地価の下落が生じていることが明らかとなった。前述のとおり「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」による便益計測手法では、このような周辺環境の違いによる公園の影響の違いを反映できているとは言い難い。公園に対する地域ごとの評価の違いに応じて、より詳細な費用便益分析手法を確立すべきである。

(2) 前述のとおり、都市公園のストック効果向上に向けた取り組みが広がりつつある。しかしながら、「立地の再編」として提示されている統廃合は新たな用地取得を伴うものであり、既に成熟した地域でこれを実施するのは容易ではない。また、廃止ではなく統廃合が求められているのは、都市公園法第 16 条第 2 号で都市公園の区域の全部又は一部の廃止ができる場合として、廃止される都市公園に代わるべき都市公園が設置されることが規定されているためであると考えられる。

公園には正の影響と負の影響が存在し、これらの影響はその総和が周辺地価に反映されるが、地価の下落を生じている公園については、廃止規定の規制緩和を実施すべきである。また、その際には、行政が既存ストック公園の分類（①存続すべきもの、②再編可能なもの、③廃止可能なもの等）を事前明示することによって、民間開発による土地利用再編を促進すべきである。

(3) 小公園発生の一因は、開発行為に伴う提供公園と考えられる。提供公園制度は、本来、都市部における緑とオープンスペースを確保することが目的であるが、商業系地域においてはむしろ負の影響を発生させていることが明らかとなった。周辺環境に応じた制度の見直し等、柔軟な対応が必要である。

(4) 商業系地域における小公園の整備による負の影響は、その便益に対してコストの方が高くなっていることが考えられるが、地域のニーズに沿った公園整備を実施することは、公園による便益を上昇させる効果があると考えられる。足立区の「あだち公園☆いきいきプラン」や、武蔵野市の「公園・緑地リニューアル計画」のように、周辺住民との協働による公園整備を実施する取り組みも既に行われており、行政主体の画一的な公園整備ではなく、ソフト面の整備を含めた、地域のニーズに沿った公園整備をより一層推進すべきである。

4.3 今後の課題

(1) 本稿では、商業系地域における広範な地価の下落の要因として、「土地利用を固定化するコスト」が存在する可能性を提示し検証を試みたが、データの制約もあり、迂遠な実証によらざるを得なかった。より詳細な分析として、次の手法が考えられる。

①公園による土地利用再編阻害が生じている場合、商業地の区画が大きい地域ほど、大区画の土地需要が高くなっていると考えられ、このような地域においては開発阻害効果がより大きくなっている可能性が考えられる。そのため、商業地の区画が大きい地域と小さな地域を識別して、公園による影響の違いを分析する。

②公園による地価の下落が生じている原因は、便益に比べてコストの方が高くなっているためと考えられるが、商業系地域において土地利用再編を阻害するコストが発生しているとしても、集客・賑わい等の効果があったり、商業イベント等での使用が可能であれば、地域にと

ってその公園はニーズに合致し、便益とコストが相殺され、周辺地価への負の影響は軽減している可能性が考えられる。そのため、集客効果の高い公園を識別して、公園による影響の違いを分析する。

(2) また、本稿では 1996 年から 2016 年までの地価の変化を被説明変数として、小公園の整備による地価への影響について分析を進めたが、より詳細な分析によってどのような影響を生じているか検証する必要がある。より詳細な分析として、次の手法が考えられる。

①今回の分析では、公園規模を大きく 4 つに分類して推計を実施したが、中公園、大公園、特大公園については一貫した結果が得られなかった。これは、規模の小さな公園では遊具や緑化率など、その設えが平均的に類似してくることが考えられるが、規模の大きな公園では、設えが多様化することが考えられる。より詳細な分析のために、規模を細分化する、公園の設えによって分類する等、公園の実態を反映させる方法で分析を行う必要がある。

②近年では公共施設との一体的な街づくりが評価されてきているため、分析対象期間によって、公園による影響が異なっている可能性が考えられる。年次を細分化することより詳細な分析を行う必要がある。

(3) また、ヒアリングからは、小公園による商業系地域での治安の悪化等の可能性も指摘された。より大局的な見地から負の影響の要因を分析する必要がある。

謝辞

本稿の執筆にあたり、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の中川雅之客員教授、副査の小川博雅助教授、杉浦美奈准教授、細江宜裕准教授から丁寧なご指導をいただくとともに、鶴田大輔客員教授、森岡拓郎専任講師をはじめとする教員の皆様から大変貴重なご意見をいただきました。この場を借りて深く感謝申し上げます。

また、業務ご多忙にも関わらずヒアリング調査にご協力いただいた自治体、企業の皆様に心から御礼申し上げます。

さらに本学で学ぶ機会を与えていただいた派遣元に改めて感謝申し上げるとともに、この 1 年間の苦楽を共にしたまちづくりプログラムおよび知財コースの同期の皆様、貴重なアドバイスを下さった諸先輩方、友人、家族に深く感謝申し上げます。

最後に、1 年間にわたる研究生活で常に励まし支えてくれた妻に心から感謝の意を表します。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等につきましては、全て筆者に帰するものです。また、本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献等

愛甲哲也、崎山愛子、庄子康（2008）「ヘドニック法による住宅地の価格形成における公園緑地の効果に関する研究」『ランドスケープ研究』71(5),727-730 頁
一般社団法人日本公園緑地協会（2014）「都市公園法解説（改訂新版）」
金本良嗣、中村良平、矢澤則彦（1989）「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』2(4),251-266 頁
金本良嗣（1997）「都市経済学」東洋経済新報社
国土交通省都市局（2012）「都市公園法運用指針（第 2 版）」
国土交通省都市局公園緑地・景観課（2016）「都市公園のストック効果向上に向けた手引き」
国土交通省都市・地域整備局公園緑地課「改訂第 1 版小規模公園費用対効果分析手法マニュアル」
小松広明（2008）「商業地における公園緑地の地価形成に関する研究」『日本不動産学会誌』第 21 巻 4 号,103-114 頁
千代反田誠（2013）「開発許可制度における提供公園の影響に関する研究」
辻裕美子、中井検裕、沼田麻美子（2014）「借地公園制度の運用実態と活用可能性に関する研究」『公益社団法人日本都市計画学会都市計画論文集』vol.49 No.3 255-260 頁
東京都建設局（2016）「公園調書」
藤田壮、盛岡通（1995）「ヘドニック価格法を用いた公園緑地の環境価値評価に関する研究」『環境システム研究』vol.23,64-72 頁
肥田野登（1986）「資産価値による中規模都市公園の整備効果の計測」『日本都市計画学会学術論文集』No.22,409-414 頁
肥田野登（1992）「ヘドニック・アプローチによる社会資本整備便益の計測とその展開」『土木学会論文集』No.449 Ⅳ-17,37-46 頁
肥田野登（1997）「環境と社会資本の経済評価　ヘドニックアプローチの理論と実際」勁草書房
肥田野登（2011）「空間の多様性を考慮したヘドニック・アプローチの開発」社団法人東京都不動産鑑定士協会　共同研究シリーズⅣ-1
二村昌利（2014）「都心高度商業地域における市街地再開発事業の投資採算性について―不動産鑑定士の立場から―」『一般財団法人民間都市開発推進機構 Urban Study』vol.58
矢澤則彦、金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチにおける変数選択」『環境科学会誌』5(1),45-56 頁
N・グレゴリー・マンキュー著、足立英之他訳（2013）「マンキュー経済学Ⅰ　ミクロ編（第 3 版）」東洋経済新報社
Tabuchi Takatoshi（1996）“Quantity Premia in Real Property Markets”Land Economics 72(2),206-217

景観政策が地価に与える影響について
～京都市を事例として～

＜要旨＞

京都市は、歴史都市・京都の美しい優れた景観を守り、育て、50 年後、100 年後の未来へ引き継いでいくため、それまでの景観政策を抜本的に見直し、大幅な高さ規制の強化、建築物のデザインや屋外広告物等に係る規制の強化をはじめとする「新景観政策」を 2007 年（平成 19 年）9 月に実施した。

本稿では、京都市を事例として、景観政策、特に高さ規制の強化が地価に与える影響について、政策実施から 10 年目の一定の節目として、その費用と便益の観点から経済学的に整理した上で、ヘドニック・アプローチによる実証分析を行い、その効果を検証した。結果、高さ規制の強化により高さ規制強化地点にマイナスの影響を与えること、周辺の高さ規制の強化によりプラスの影響を与えること、そのプラスの効果は規制強化による周辺の良好な景観の保全・形成により時間の経過と共に徐々に表れることなどを明らかにした。これらの結果を踏まえ、景観政策の効果及びより実効的な景観政策の提言を行った。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　政策研究科
まちづくりプログラム
MJU16711　林　歓太郎

目　次

第 1 章　はじめに ····· 435
第 2 章　新景観政策の概要 ····· 436
第 3 章　景観政策が地価に与える影響と仮説 ····· 439
第 4 章　実証分析
4-1　分析方法 ····· 442
4-2　分析対象 ····· 443
4-3　分析モデル ····· 444
4-4　分析結果 ····· 449
4-5　考察 ····· 450
第 5 章　まとめ
5-1　政策提言 ····· 454
5-2　今後の課題 ····· 454

謝辞
引用文献

第 1 章　はじめに

景観に対する国民の意識や関心の高まりを背景に、景観法[1]（2004 年施行）の制定をはじめとする良好な景観の形成の促進に資する制度の充実が図られ、全国各地において景観に係る取組が活発化している。[2]

京都市においても、歴史都市・京都の優れた景観を守り、育て、50 年後、100 年後の未来へ引き継いでいくため、それまでの景観政策を抜本的に見直し、大幅な高さ規制の強化、建築物のデザインや屋外広告物等に係る規制強化をはじめとする「新景観政策」を 2007 年（平成 19 年）9 月に実施した。

政策導入にあたっては、総論では概ね市民からの支持を得ていたものの、この政策による規制強化は建築・不動産活動に直接的に影響するものであり、また、市民生活や経済活動にも大きな影響をもたらすものであることなどから、政策実施によって地価が下がるのではないか、経済活動を停滞させるのではないか、規制が厳しすぎるのではないかなど、様々な懸念の声も多く、建設・不動産業を中心に政策の見直しを求める動きもあった。[3]

そこで本稿では、景観政策が地価にどのような影響を与えているのか、実際に地価を下げているのかという問題意識のもと、景観政策の効果について分析を行うものである。

これまで、景観規制の評価については、地価に与える影響の研究など多様なアプローチがなされてきた。ヘドニック・アプローチによる研究として、宮脇（2007）は、景観規制が地価に及ぼす影響について、金沢市、倉敷市、萩市の伝統的建造物群保存地区を事例に政策評価を行い、都市によりその効果は異なるものの一部でプラスの効果があることを示しており、青木（2013）は、高度地区による絶対高さ制限を対象として、神戸市、西宮市、宝塚市の郊外住宅地を事例に費用便益分析を行い、導入後の時間経過により地価にプラスの効果があったことを示すとともに、その妥当性を分析・評価している。また、京都市を対象としたものとしては、森岡（2009）が、景観政策の高さ規制の強化が地価に与える短期的な影響についての評価を行っている。

しかし、経済学的観点で景観政策、特に高さ規制の強化が地価に与える影響について詳細に分析したものはほとんどなく、また、京都市を事例とし、その効果の経年変化について分析している研究は見当たらない。

本稿は、京都市を事例として、2007 年（平成 19 年）に実施された新景観政策が地価に与える影響について、政策実施から 10 年目の一定の節目として、経済学的観点からヘドニック・アプローチにより詳細に実証分析を行い、客観的な分析を行うことで、実効性のある提言を示すものであり、政策のプラスの効果（便益）とマイナスの効果（費用）の影響を分けて分析した点、政策効果の経年変化を明らかにした点が特徴である。なお、本研究においては、新景観政策の中でも特に地価への影響が大きいと予想される高さ規制の強化による影響を中心に分析を行う。

日本における代表的な歴史都市であり、景観規制に関して先進的な取組を進めている京都市を事例として、景観政策を評価することで、今後、国内の様々な都市で実施される景観政策の充実に重要な示唆を与え、寄与することと考える。

1　都市、農山漁村等における良好な景観の形成を図るため、良好な景観の形成に関する基本理念及び国等の責務を定めるとともに、景観計画の策定、景観計画区域、景観地区等における良好な景観の形成のための規制、景観整備機構よる支援等所要の措置を講ずる我が国で初めての景観についての総合的な法律（国土交通省）

2　2016 年 3 月時点で、景観行政団体は 681 地方公共団体、景観計画策定団体は 523 団体

3　政策実施前の世論調査において、「規制強化に賛成、どちらかといえば賛成」が約 83%。一方、反対の理由としては、「地元の経済活動が沈滞する」「不動産の価値が下がる」など（2007 年 2 月 15 日付京都新聞 世論調査）

第 2 章　新景観政策の概要

2-1　新景観政策実施までの経緯

京都市では、これまで高度地区制度等を活用して市街地の大半で建築物の高さ規制を行ってきたが、1980 年代半ば以降、建築基準法の規制緩和[4]等を背景に高層建築物の建設が進み、また京都ホテル[5]や京都駅[6]の建設に伴い、建築物の高さと景観問題について、度々市民を巻き込む景観論争が展開されるようになった。このままでは京都らしい景観が破壊され、京都が京都ではなくなってしまうことへの危機感から、景観再生の声が大きくなっていた。そのような背景の中、2004 年には景観緑三法[7]が制定され、景観施策に対する法的な根拠が与えられ、京都市では、従来の自主条例に基づく仕組みを景観法に基づく施策として再編し、2005 年 12 月には「京都市景観計画」を策定した。

また、2005 年 7 月に設置された「時を超え光り輝く京都の景観づくり審議会」（以下、「審議会」という。）において京都にふさわしい景観のあり方の検討が開始され、2006 年審議会の最終答申を受けて、2007 年 9 月新景観政策が実施された。

新景観政策は、「①50 年後、100 年後の京都の将来を見据えた歴史都市・京都の景観づくりであること」「②建物等は私有財産であっても、景観は公共の財産であること」「③京都の景観を守り、未来の世代に継承することは、現代に生きる私たち一人一人の使命であり責務であること」をコンセプトにしている。特に、京都は、山紫水明の自然の中に 1200 年余の長い時を重ねてきた歴史的文化的都市であり、その景観を保全し、さらに新しい景観を形成していくという観点において、50 年後、100 年後の将来を見据えた、長期的な視点での政策実行の必要性がコンセプトに掲げられている。

また、このコンセプトに基づき、新景観政策は、「①建築物の高さ規制の強化」「②建築物等のデザイン基準や規制区域の見直し」「③眺望景観・借景の保全」「④屋外広告物対策の強化」「⑤京町家等の歴史的建造物の保全」の 5 つの柱で構成されている。次項に主な政策の概要を示す。

2-2　主な政策の概要

2-2-1　建築物の高さ規制の強化

京都市では、居住環境の維持向上並びに都市景観の保全及び形成を図るために、都市計画法に基づく高度地区を指定しており、新景観政策においては、高度地区等による高さ規制の大幅な見直しが行われた。

見直しの考え方としては、京都市における骨格的な都市構造としての保全・再生・創造のまちづくりに着目した都市ボリューム構成を基本とし、建築物の高さの構成としては、「盆地景を基本とする京都の風土においては、市街地を取り巻く山並みとの関係の中で、建築物の高さ規制を考える必要がある」ため、「原則として京都の商業・業務の中心地区である都心部の建築物について一定の高さを認め、この都心部から三方の山裾にいくに従って、次第に高さの最高限度を低減させる」というものであった。

4　総合設計制度の推進。京都市においても、土地の高度利用の推進を図るため、1988 年に京都市総合設計制度取扱要領が策定された。

5　京都ホテルは、1994 年建築基準法に基づく総合設計制度を活用して建築された。60m の高層ホテル計画（高度地区制限 45m）に対して、高層建築物は文化的資産を全て犠牲にし京都の景観を破壊するなど、批判の声が大きかった。

6　京都駅は、1997 年都市計画法に基づく特定街区制度を活用して建築された。そのボリュームや高さについて、古都の景観を損なうものとして反対意見が根強くあった。

7　景観法、景観法の施行に伴う関係法律の整備等に関する法律、都市緑地保全法等の一部を改正する法律

具体的な見直しは、「①用途地域との連動指定ではなく、土地利用と景観形成の双方に配慮したきめ細やかな指定」「②世界遺産周辺、京町家等の歴史的な建造物が多く存在する地区など地域の景観特性や市街地環境の特性を勘案した高さ制限値の引下げ」「③景観や住環境の影響に配慮した隣接する市街地間の高さ格差の低減」「④高さ制限未実施の工業系地域における高度地区の追加」の 4 つの視点を基本として実施された。[8]

これまで高度地区で定めていた高さの最高限度は、10m、15m、20m、31m、45m の 5 段階だったが、新景観政策による見直しにより 45m の最高限度を廃止し新たに 12m、25m を加えて 6 段階とし、この 6 段階の高さ規制をそれぞれの市街地の特性に応じて配置して歴史的な市街地、山裾部の住宅地、工業地域等を中心に市街化区域全体の約 3 割の区域において見直しを行った。規制の詳細は、図 2-1 及び表 2-1 の通りである。

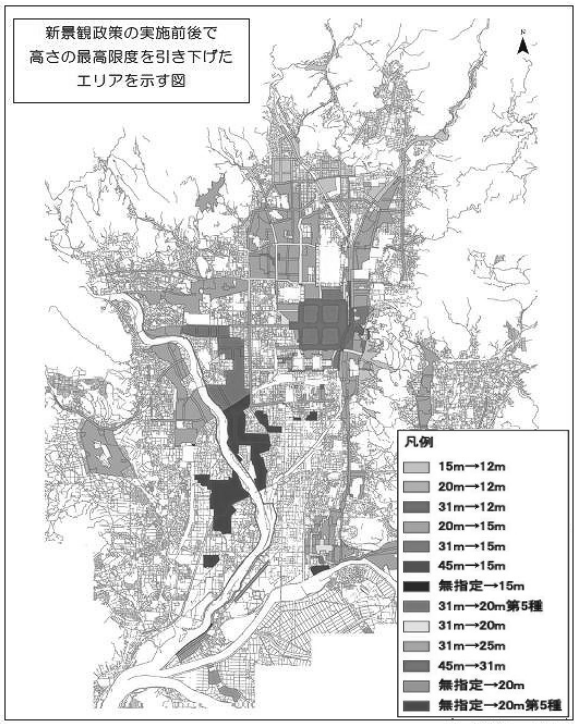


図 2-1 [8]

表 2-1　高さ規制強化の概要 [9]

地区			目的	高さ制限値
三方の山裾部	三方の山々の内縁部における住宅地等		良好な住環境の保全や山並み景観との調和を図る	15→12m 20→15m
歴史的市街地	歴史的都心地区	幹線道路沿道地区	三方の山並みへの眺めや隣接する職住共存地区との調和を図るとともに、京都にふさわしい現代的な沿道景観を形成する	45→31m
		歴史的都心地区(職住共存地区、西陣、伏見市街地等)	京町家と調和した建築物等を誘導する	31→15m 20→15m
	水辺空間や緑地空間周辺	鴨川西岸から河原町通	連担する歴史的な建造物の高さや鴨川東岸からの眺めとの調和を図る	31→15m 31→12m
		鴨東地域（祇園、三条周辺、吉田等）	鴨川西岸から東山への眺望を確保し、歴史的環境を保全する	31→15m 他
		鴨川、高野川、桂川等の水辺空間、琵琶湖疏水、高瀬川、伏見の宇治川派流、豪川等の小河川沿岸	水辺空間や緑地と一体となった良好な景観を保全する	31m→15m 20→15m 他
	幹線道路沿道	今出川通、丸太町通、堀川通等	隣接する歴史的な町並みに配慮した新たな沿道景観を創造する	31→20m 他
	世界遺産周辺	下鴨神社、二条城、東寺等	世界遺産周辺の歴史的環境を保全する	20m→15m 他
工業地域	JR 東海道線以北四条通以南の工業地域、吉祥院・上鳥羽・下鳥羽・久我・羽束師等南部の工業地域		ものづくり都市としての工業機能の維持増進と住工が共生できる環境の形成を図る	未指定→20m 他

[8] 京の景観ガイドライン 建築物の高さ編より引用（http://www.city.kyoto.lg.jp/tokei/page/0000146248.html）

[9] 大澤（2010）、第 27 回京都市都市計画審議会議事録等を参考に筆者が作成

2-2-2　建築物等のデザイン基準や規制区域の見直し

地域の特性を活かした市街地景観の保全・再生・創出を図るため、景観法による景観地区の制度を活かした美観地区及び美観形成地区の指定や、それよりも緩やかな景観制度である景観計画に基づく建造物修景地区の指定が行われた。また、緑豊かな山々と歴史資産の織り成す優れた自然的景観や歴史的景観と山すそから広がる緑豊かな住宅地を保全するため、風致地区制度により風致地区が指定された。詳細は、表 2-2 参照。

表 2-2 [10]

分類	概要
美観地区	明治後期に市街地が形成された地域で，京町家や近代洋風建築が残り歴史的風情をたたえる地域，世界遺産をはじめとする歴史的資産及びその周辺地域，中高層の建築物が群として構成美を示し沿道の景観を形成している地域，伝統産業の集積により特徴的な町並みが広がる地域などを美観地区として指定し，良好な景観の保全・再生・創造を図っている。 地域の景観の特性に合わせ，山ろく型や岸辺型など，地区類型別に6つの美観地区を設けている。
美観形成地区	京都にふさわしい新たな景観の創出を目的とする地区として，概ね昭和初期に市街地が形成された地域や美観地区に接する幹線道路沿道，優れた眺望景観の視点場のある通りなどを美観形成地区として指定している。 地域の特性に合わせ，地区類型別に市街地型と沿道型の2つの美観形成地区を設けている。
建造物修景地区	三方の山々の内縁部や南部地域など，景観計画区域のうち，景観地区及び風致地区以外の市街地の区域を建造物修景地区に指定し，景観地区と比べて緩やかな景観規制により，良好な市街地景観の形成及び向上を図っている。山ろく型や岸辺型といった地区類型別に，4 つの建造物修景地区に指定している。
風致地区	緑豊かな山々と歴史的資産の織り成す自然的景観や歴史的景観と、山すそから広がる緑豊かな住宅地を保全するため、周辺の住環境や緑地ボリューム等の地区の特性に応じ、第 1 種から第 5 種地域までの種別に分類し、指定している。

2-2-3　眺望景観・借景の保全

三方の低くなだらかな山並みと南北に流れる河川とが一体となった山紫水明と称えられる自然景観を有する京都には，古くから歌にも詠まれた優れた眺望景観や借景がある。

清水寺など世界遺産の社寺境内からの眺めや送り火「大文字」などのしるしへの眺めなど、38 箇所の優れた眺望景観や借景の保全，創出を図るため，京都市眺望景観創生条例に基づき眺望景観保全地域を指定し、標高規制による建築物等の高さ規制や、形態意匠、色彩等についての基準が定められている。眺望景観保全地域は、それぞれの規制内容に応じて 3 つの区域に分類されている。図 2-2、表 2-3 参照。

図 2-2 [11]

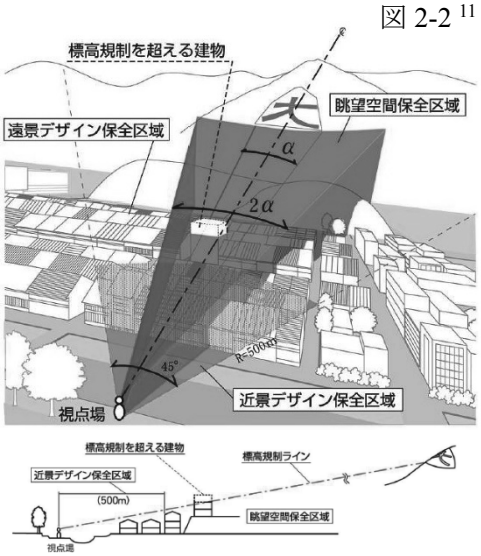


表 2-3 [11]

区域名	概要
眺望空間保全区域	視点場から視対象への眺望を遮らないよう、建物等が超えてはならない標高を定める区域
近景デザイン保全区域	視点場から視認される建物等が、優れた眺望景観を阻害しないよう、形態、意匠、色彩についての基準を定める区域（視点場から 500m の範囲）
遠景デザイン保全区域	視点場から視認される建物等が、優れた眺望景観を阻害しないよう、外壁、屋根等の色彩についての基準を定める区域

[10] [11] 京の景観ガイドライン 建築物デザイン編より引用（http://www.city.kyoto.lg.jp/tokei/page/0000146248.html）

第 3 章　景観政策が地価に与える影響と仮説

3-1　景観政策のプラスの効果（便益）とマイナスの効果（費用）

建築物に対する景観規制は、建築物の高さ、形態意匠、壁面の位置等の制限が一般的であるが、こうした規制が導入されることにより、日照・眺望の確保や圧迫感の低減、調和のとれた町並み形成など、市街地環境や景観の保全・形成等に一定の効果が見込まれるが、一方、土地の有効利用や自由な建築活動に対する制約と捉えられる面もあり、生活環境や経済活動に対してもプラスとマイナス両面の効果を及ぼすこととなる。[12] それらの効果による地価の変動で総合的に景観政策を評価する。

まず、プラスの効果（便益）として考えられることには、景観規制により良好な景観が保全・形成されること、調和のとれた町並みが形成されること、圧迫感のある建築物が出現しないこと、地域のシンボル的な景観や眺望が確保されること、日照・通風が増加することなどの外部経済がある。これらにより地域への移住者や観光客が増加し、地域の商業収益や観光収益の増加が期待されることから、地価の上昇がもたらされる。

一方で、マイナスの効果（費用）として考えられることには、利用可能な容積が減少すること、建築の自由度が減少すること、場合によっては建築コストの増加を招くことがあり、過剰の規制を行えば、建築物の高さや容積率など希少な都市空間を過度に抑制する方向で機能し、結果として、土地利用が抑制され、地域の経済活動が制約されるおそれがあること等があり、地価は下落する。図 3-1 参照。

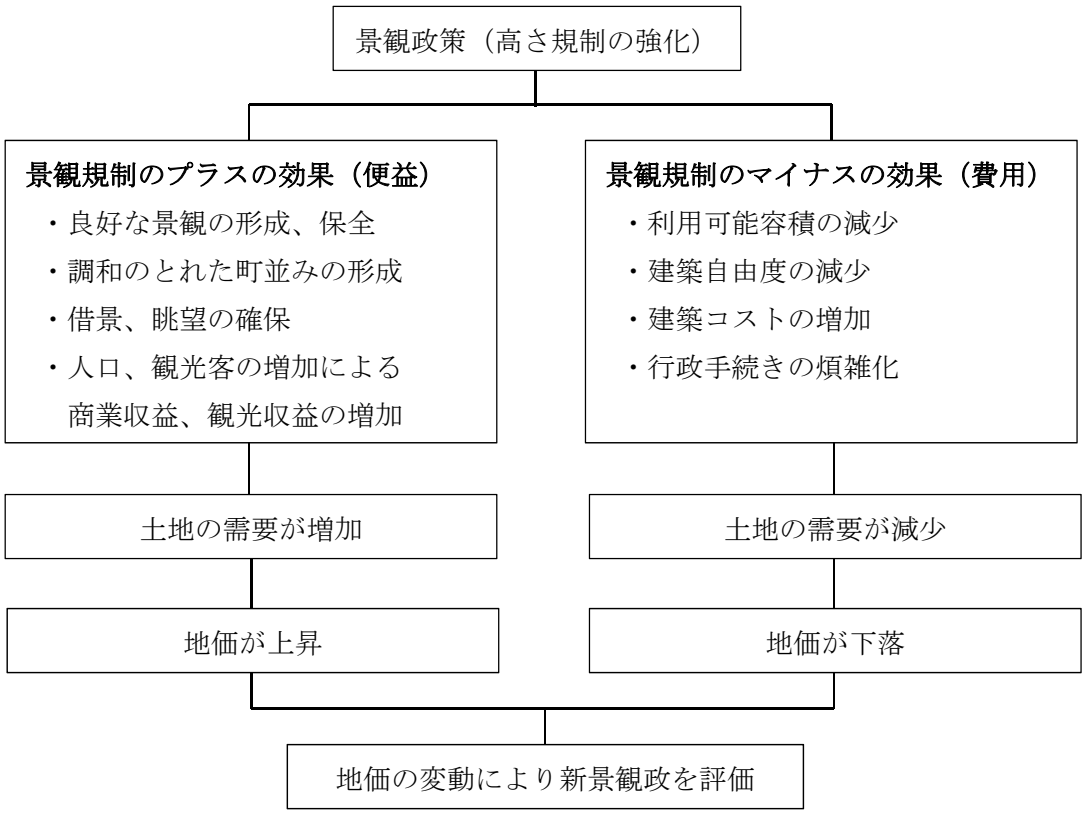


図 3-1　景観政策のプラスの効果（便益）とマイナスの効果（費用）[13]

[12] [13] 国土交通省（2007 年）P2-3 を参考に筆者が作成

3-2　景観価値の形成

規制による地価形成は、規制実施によってどのような損得があるか将来価値を含めた現在価値が、すぐに地価に反映するというのが基本的な考え方である。しかし、景観規制については、政策実施直後の時点で、規制が強化されることでどのようなまち並みや景観になるのかという将来の姿を思い描くことが困難であり、その将来価値が認識されにくいことから、政策実施直後には地価に反映されない側面があると考えられる。

景観政策の便益の発現過程には特徴があり、建築物の建築・建替え時にその便益が発現しやすいという点があげられる。理由は、建築物建築・投資が不可逆性を有し、かつ、投資額が相対的に大きいため、規制前に建築された合法的な建築物は、いわゆる既存不適格建築物として既得権が認められるからである。よって、景観規制の下で実現する効用は、既存建築物の除去後にようやく把握されることになるのである。[14] よって、規制による便益は、高さ規制強化によって発生した不適格建築物の建替えや適格建築物の新築が進み、町並みが再形成され、良好な景観が形成されて生み出されるものであり、不適格建築物の建替えについては、住宅で約 30 年、マンションであれば 50～60 年の時間を要し、町並みが再形成されるには長い時間を要する。

また、景観は建築物単体だけでなく、建築物の連担や町並みなど一定まとまりのある単位により評価される側面が大きく、1 棟の建築物の更新だけではその効果は薄い。その点、時間をかけて良好な景観が形成され、町並みが変化することで、その便益は徐々に増大し、正の外部性もより高まると考えられる。よって地価への影響についても、すぐに影響が出る部分と、時間の経過と共に徐々に表れてくる部分があり、規制実施直後だけでなく、長期的な視点による観察が必要である。

3-3　仮説

高さ規制の強化について、まず、地価ポイント自体の規制強化とその周辺の規制強化によるそれぞれの影響に着目する。地価ポイント自体が高さ規制強化されることの影響は、利用可能容積の減少などの費用負担により、地価へはマイナスの影響があると考えられ、用途による特性を考えるとその影響は住居系よりも商業系のほうがが大きいと考えられる。

また一方で、地価ポイント周辺で規制が強化されることで、周辺地域において良好な景観の保全・形成が期待され、そのプラスの影響（便益）を受けることで、地価ポイントの地価は上昇するのではないかと考えられる。つまり、図 3-2 地価ポイント a のように地価ポイントは規制強化され、周辺はほぼ規制強化されない場合は、周辺からの便益をほぼ受けられず、地価ポイントの規制強化による費用負担のみにより地価は下がり、一方で、図 3-2 地価ポイント b のように地価ポイントは規制強化されずに、周辺の大部分が規制強化される場合には、地価ポイントの規制強化による費用負担はなく、周辺の規制強化による便益のみを受け地価は上昇すると考えられる。

	周辺は規制強化	周辺は規制未強化
地価ポイントは規制強化	地価は上昇又は下落	地価は下落
地価ポイントは規制未強化	地価は上昇	地価は上昇又は下落

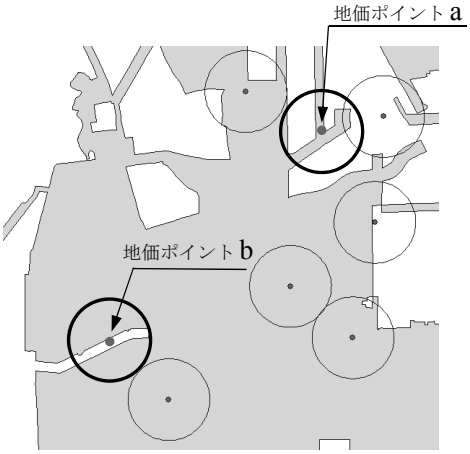


図 3-2

[14] 西嶋淳（2008）p5

周辺の規制強化による便益については、周辺で規制が強化され、不適格建築物の更新や適格建築物の増加等により良好な景観が次第に保全・形成され、環境が良くなることで、時間の経過と共に徐々にプラスの影響が表れると考えられる。また、景観規制自体や規制強化による景観形成の価値が十分に認識されていない場合には、景観形成の価値を十分に計測できない可能性があり、その認識にも相当の時間を要すると考えられる。ちなみに京都市が毎年実施している市民生活実感調査における「京都の個性的な町並み景観が守られている」の質問について、「そう思う」「どちらかというとそう思う」の割合が、新景観政策実施当初の約 4 割から年々着実に増加し、2015 年では約 6 割となっており、時間経過による意識の変化が見てとれる。

次に、高さ規制の強化により発生する高さの不適格建築物の状況と地価への影響について考えたい。今回の高さ規制の強化により、高さが不適格となった建築物（以下、「不適格建築物」という。）が市内で約 1800 棟発生したと試算されている。[15]

図 3-3 に規制強化した各地価ポイント周辺（100m バッファ）の不適格建築物率の状況を示す。図からも分かるように不適格建築物率が 0 の地域が多くあり（規制強化ポイントの約 4 割で、商業系で 84 のうち 18、住居系で 50 のうち 36）、それらの地域はそもそも高い建築物を建てる需要がないので、高さ規制を厳しくしても地価への影響がないと考えられる。一方、不適格建築物率が高い地域では、従来から高い建築物を建てる需要が高く、費用負担が大きいことから、地価へマイナスの影響を与えると考えられる。図 3-4 参照。

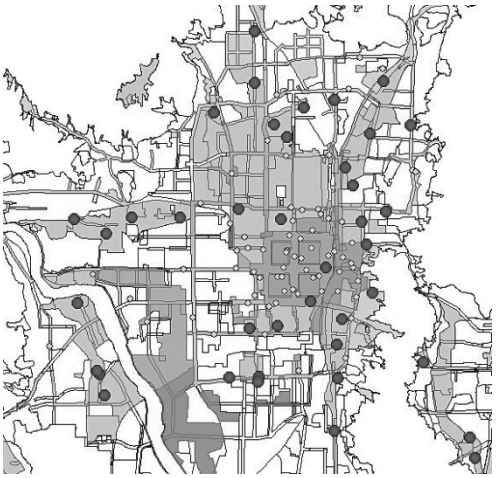
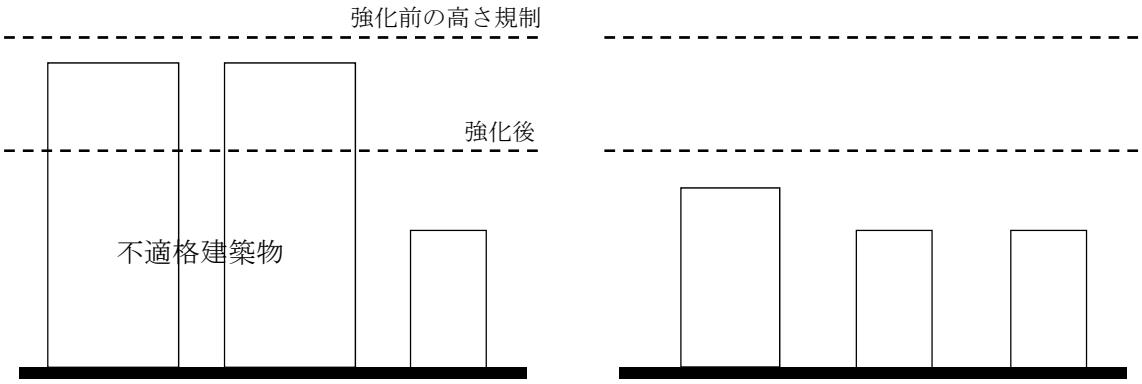


図 3-3　周辺不適確建築物率の状況
● 0（不適格建築物無し）
○ 0 以外

また、周辺の規制強化による便益についても、不適建築物の状況により影響が異なると考えられる。



不適格建築物が多数発生する地域　　不適格建築物が発生しない地域

図 3-4

15　第 27 回京都市都市計画審議会議事録

以上のことから、以下の仮説を提起し、実証分析を行うこととする。

【政策効果のマイナスの影響（費用）について】

仮説 1　高さ規制の強化により、地価ポイントにおいては利用可能容積の減少などの費用負担によるマイナス効果で地価は下がる。その影響は用途地域により異なり、規制強化による費用負担は、住居系地域よりも商業系地域のほうが大きく、マイナスの影響は商業系の方が大きい。

仮説 2　高さ規制の強化により、不適格建築物が多数発生する地域、つまり従来から高い建築物を建築する需要のある地域においては、規制強化による費用負担がより大きいことから、地価は下がる。

【政策効果のプラスの影響（便益）について】

仮説 3　地価ポイントの周辺で規制が強化されることで、周辺における建築物の更新等による良好な景観の保全・形成が期待され、そのプラス効果により便益を受け、地価は上がる。

仮説 4　地価ポイント周辺において高さ規制が強化されることによる便益は、建築物の更新によってまち並みが変わり、時間の経過と共に良好な景観保全・形成が進んでいくことで、政策実施後の経過年数に応じて徐々に大きくなる。

仮説 5　周辺規制強化による便益については、周辺の不適格建築物の状況により影響が異なり、不適格建築物率が高いほうが、その景観改善の期待から地価は上がる。

第 4 章　実証分析

4-1　分析方法

本章においては、前章で提起した仮説に基づき、ヘドニック・アプローチを用いて地価関数を推計することにより、景観政策の強化が地価に与える影響について実証分析する。

ヘドニック・アプローチによる評価は、地点間の不動産価値の差が環境質の差を反映するというクロスセクションの土地資本化仮説が基礎である。[16] また、土地資本化仮説によると、地方公共財の便益は移動可能な労働力や資本の上に帰着することなく、移動不可能な資源である土地の地代及び地価上昇に全て吸収されることとなる。つまり、政府の活動がもたらす、全てのメリット、デメリットは地代、地価に反映され、土地所有者に帰着する[17]。よって、景観政策の影響も地価に帰着すると考え、本研究おいては、地価の対数値を被説明変数として実証分析を行う。

なお、ヘドニック法は、地価に反映されない要素は分析できないため便益が過少評価となる可能性がある。[18] 例えば、伝統的建造物群保存地区など歴史的な町並みが保全されていることによる便益は、当該地区を訪れる観光客、当該地区で商店を営む商店主、当該地区に居住する住人に便益をもたらすが、実際はそれだけでなく、その地区を訪れない人でも歴史的なまち並みが保全されていること自体に価値を見出す人もおり、この存在価値は、当該地区の地価上昇に反映されないため、過少評価となる。また、本当に優れた住宅地では世帯の入れ替えが少なく、結果として売買事例があまりないために、地価には反映されず、この場合も過少評価となることに留意する必要がある。[19]

16　金本（1992）土木学会論文集 No449/IV-17 p56

17　中川（2008）p187

18　国土交通省（2007）p4

19　財団法人都市づくりパブリックデザインセンター（2007）pi

また、ヘドニック・アプローチでは、費用と便益がいずれも土地資産額に帰着すると仮定することになる。すなわち、ヘドニック・アプローチで地価関数を推計し、地価がプラスになった場合は、費用＜便益となって、当該規制・誘導施策は妥当ということになり、地価がマイナスとなった場合は、費用＞便益となって、当該規制・誘導施策は妥当ではないということになる。[20]

4-2　分析対象

本稿では、公表されている地価のうち、地価公示法に基づく「地価公示」と都道府県調査における「都道府県地価調査価格」を分析対象とした。本分析において、これらを対象とした理由は、基準地を無作為のサンプルとして分析することができるだけでなく同一地点の地価変動が把握でき、また広域を対象とすれば充分なサンプル数が得られる等のメリットがあることを理由とする。ただし、ヘドニック・アプローチでは、理論的には、取引（売買）価格や賃料価格のような、実際の市場データを用いることが望ましいが、これらのデータは一般に公表されていない場合が多く、データ収集が困難である。また、特定の地域の要因による影響を極力排除するためには、ある程度広範囲の区域を対象とすることが望ましく[21]、本研究においては、京都市全域を対象として分析を行う。

京都市全域における地価公示及び都道府県地価調査価格のうち、政策実施前の 2006 年から直近の 2016 年までの 11 年間で観測ポイントが移動していない 288 ポイント（北区 27、上京区 15、中京区 29、下京区 27、東山区 19、左京区 41、右京区 20、西京区 25、伏見区 44、山科区 28、南区 13）をサンプルとしており、商業系地域の地価ポイントは 101 ポイント、住居系地域の地価ポイントは 187 ポイントである。また、公示地価ポイントと都道府県地価調査ポイントにおいて、同一箇所があった場合には、公示地価ポイントを採用する。なお、近隣商業地域、商業地域に位置する地価ポイントを商業系地域とし、第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域及び準住居地域に位置する地価ポイントを住居系地域とする。工業系地域については、サンプル数が少ないため今回は対象外とした。情報については、国土交通省土地総合情報システムを利用した。

また、政策を実施した 2007 年 9 月以前において、2006 年 12 月に政策案に係る市民意見募集（パブリックコメント）、その後、区役所等において説明会が開催され、政策概要について一定の情報公開がなされた経緯を踏まえ、政策実施前の地価としては、2006 年分を採用し, 政策実施後の地価として、2007 年～2016 年を採用する。

高さ規制を強化した地価ポイントは、商業系地域 101 のうち 84、住居系地域で 187 のうち 50 であり、規制強化率はそれぞれ 83%、27%である。その他地価ポイントの詳細は、表 4-1 の通りである。

地価データについては、時系列とクロスセクションの両方の性質を兼ね備えたパネルデータによる分析を行う。パネルデータは、複数のサンプルを、複数時点にわたって追跡、観察し続けたデータであり、個体の異質性をコントロールでき、時間を通じた変化を評価できる等のメリットがある。

[20] [21] 青木（2013）p70、102

表 4-1

項目		商業系地域	住居系地域	計
地価ポイント数		101	187	288
	公示地価	72	125	197
	都道府県地価調査価格	29	62	91
高さ規制	強化有り（トリートメントグループ）	84	50	134
	強化無し（コントロールグループ）	17	137	154
景観地区等	美観地区	49	29	78
	美観形成地区	28	6	34
	建造物修景地区	24	122	146
	風致地区	－	30	30
眺望景観規制	近景デザイン保全区域内	43	39	82
	近景デザイン保全区域外	58	148	206
眺望空間保全	眺望空間保全区域内	1	9	10
	眺望空間保全区域外	100	178	278

4-3　分析モデル

2006 年から 2016 年までの各年度で構成されたパネルデータを用いて、新景観政策、特に高さ規制の強化が地価に与える影響を計測するために、被説明変数を地価の対数値とし、次式の固定効果モデルを用いて推計を行う。なお、推計モデルの説明変数について、「中心地区ダミー×経過年数」は商業系地域のみ、「風致地区ダミー」は住居系地域のみで採用しており、それ以外は商業系と住居系とで同様である。$\alpha 0$、$\beta 0$ は定数項、ε は誤差項とする。

【商業系地域】

Ln(地価)＝α0
+ α1(年度ダミー)
+ α2(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー)
+ α3(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率)
+ α4(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率)
+ α5(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数)
+ α6(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率)
+ α7(美観地区ダミー) + α8(美観形成地区ダミー)
+ α9(眺望景観規制ダミー) + α10(眺望空間保全ダミー)
+ α11(中心地区ダミー×経過年数) + α12(郊外地区ダミー×経過年数) + ε

【住居系地域】

Ln(地価)＝β0
+ β1(年度ダミー)
+ β2(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー)
+ β3(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率)
+ β4(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率)
+ β5(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数)
+ β6(地価ポイントの高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率)
+ β7(美観地区ダミー) + β8(美観形成地区ダミー) + β9(風致地区ダミー)
+ β10(眺望景観規制ダミー) +β11(眺望空間保全ダミー)
+ β12(郊外地区ダミー×経過年数) + ε

分析モデルの被説明変数である Ln（地価）は、公示地価及び都道府県地価調査価格（円／㎡）の対数値である。各地価ポイントごとに 2006 年から 2016 年までのデータを抽出した。被説明変数及び説明変数の内容と出典は、表 4-2、4-3 の通りである。

表 4-2　被説明変数

変　数	内　容	出　典
Ln（地価）	京都市内の 288 地点（商業系地域 101 地点、住居系地域 187 地点）の公示地価及び都道府県地価調査価格（円／㎡）の対数値	国土交通省 土地総合情報システム

表 4-3　説明変数

変　数	内　容	出　典
高さ規制強化後ダミー	新景観政策により高さ規制が強化された地価ポイント：1、未強化の地価ポイント：0（政策実施前：0）	京都市都市計画情報等の検索、総括図 2（高度地区/平成 12 年）
地価ポイント周辺の不適格建築物率	地価ポイントから 100m バッファ内における高さの不適格建築物面積の割合（政策実施前：0）	ゼンリン住宅地図（2008 年版）、JORAS（共同研究システム）東京大学空間情報科学研究センター ZmapTOWNII(2013/14 年度 Shape 版) 京都府 データセット(ゼンリン)
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	地価ポイントから 300m バッファ内において高さ規制が強化された面積の割合（政策実施前：0）	京都市都市計画情報等の検索、総括図 2（高度地区/平成 12 年）
地価ポイント周辺の 高さ規制強化面積率 ×経過年数 （経年変化）	（交差項）地価ポイント周辺の高さ規制強化面積の割合が地価に与える影響の経年変化 経過年数は、2006 年からの経過年数で、2007 年で 1、2016 年で 10 としている。	〃
地価ポイント周辺の 高さ規制強化面積率 ×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	不適格建築物率による周辺規制率が地価に与える影響	－
美観地区ダミー	地価ポイントが美観地区内であれば 1 （政策実施前：0）	京都市都市計画情報等の検索
美観形成地区ダミー	地価ポイントが美観形成地区内であれば 1 （政策実施前：0）	〃
建造物修景地区ダミー	地価ポイントが建造物修景地区内であれば 1 （政策実施前：0）	〃
風致地区ダミー	地価ポイントが風致地区であれば 1 （政策実施前：0）	〃
眺望景観規制ダミー	地価ポイントが近景デザイン保全区域内であれば 1	〃
眺望空間保全ダミー	地価ポイントが眺望空間保全区域内であれば 1	〃
中心地区ダミー	地価が特に上昇している中心地区（商業系で田の字地区[22]）内であれば 1	－
郊外地区ダミー	地価が特に下落している郊外地区内（商業系で山科区、住居系で山科区と南区）であれば 1	－

22　田の字地区は、河原町通，烏丸通，堀川通，御池通，四条通，五条通の幹線道路沿道とそれらに囲まれた区域

主な説明変数の詳細は以下の通りである。

まず、「地価ポイント周辺の不適格建築物率」は、地価ポイント周辺バッファ内において、高さ規制強化によって不適格となった建築物の建築面積を算出し、バッファ内の建築物の総建築面積における割合（%）を説明変数とした。分析方法イメージを図 4-1 に示す。地価ポイント近辺の地域特性を把握するため、バッファは半径 100m とした。また、不適格の判断は、建築物の階高を便宜的に 3m と仮定し、「階数×3m＞規制強化後の高さ規制値」となるものを不適格建築物とし、建築物の階数はゼンリン住宅地図（2008 年版）で確認した。例えば、高度地区を 31m から 15m に強化した地域においては、6 階建て以上の建築物（6 階×3m＝18m＞15m）を不適格建築物とした。不適格建築物率は、最大で約 28%で、主に市内中心部の商業地で大きな値となったが、商業系及び住居系全体の約 4 割では 0%となっており、地下ポイントにより状況は大きく異なる。

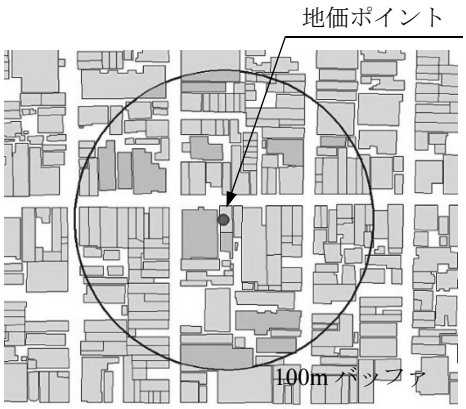


図 4-1 （分析方法イメージ）Esri 社開発の GIS（Geographic Information System：地理情報システム）より筆者が分析方法イメージを作成。

変数の作成にあたっては、 建築物の GIS データとして、JORAS（共同研究システム）東京大学空間情報科学研究センターZmap TOWNII（2013/14 年度 Shape 版）京都府 データセット（ゼンリン）を利用しており、データは図 4-1 に示すような建築物の外形と位置が電子情報として整備されている。

次に「地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率」は、地価ポイント周辺 300mバッファ内における高さ規制を強化した面積の割合とし、地価ポイント周辺の高さ規制強化が地価に与える影響を分析する。図 4-2 参照。

政府統計総合窓口（e-Stat）の地図による小地域分析（jSTAT MAP）のアドレスマッチングプログラムを用いて座標を作成し、ArcGIS（ESRI 社）を用いて高さ規制を強化した面積を算出した。

また、景観は時間をかけて形成されていくことを勘案し、政策実施からの経過年数との交差項により影響の経年変化についても併せて分析する。

さらに、周辺の規制強化の効果について、不適格建築物率による影響を、交差項「地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率」による分析する。

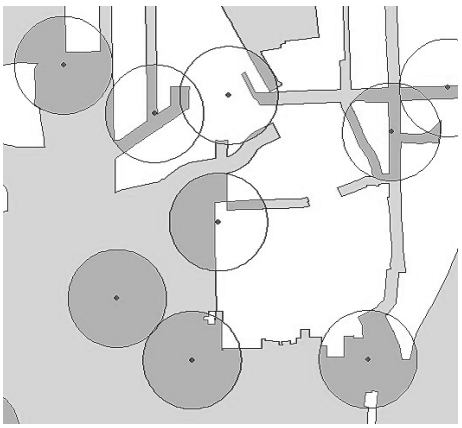


図 4-2 （分析方法イメージ）Esri 社開発の GIS（Geographic Information System：地理情報システム）より筆者が分析方法イメージを作成。

なお、規制に係る GIS データは京都市都市計画課より入手した。

4-3-1　地価平均の推移

次に参考として、商業系地域（黒）及び住居系地域（赤）それぞれの「市内平均」「高さ規制強化地点平均」「高さ規制未強化地点平均」の地価の推移を図 4-3 に示す。図から分かるように、政策実施後、2008 年の世界的なリーマンショックの影響や京都市におけるマンションやホテル需要の急増などを理由に地価は大きく変動しており、特に商業系地域では、近年、上昇傾向にある。

本研究では、高さ規制の強化等が地価に与える影響に焦点をあて、分析するものであり、分析モデルにおいては、この地価変動を年度ダミーによりコントロールする。

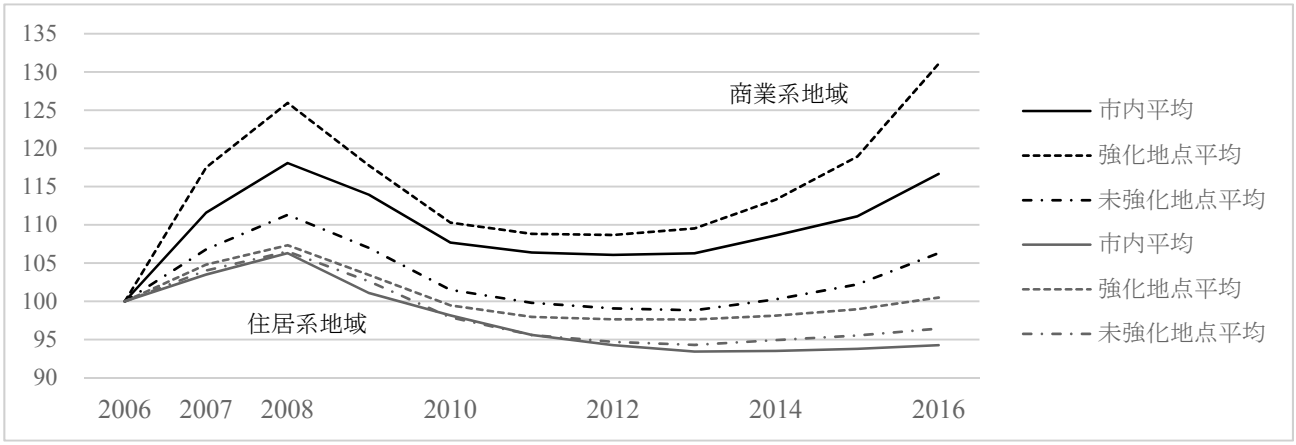


図 4-3[23]　地価平均の推移（政策実施前の 2006 年を 100 とする。）

[23] 強化地点及び未強化地点の平均については、本研究の対象地価の平均とし、市内平均は国土交通省土地総合情報ライブラリーの地価公示対前年平均変動率を参考に筆者が作成

推計に用いた被説明変数、説明変数についての基本統計量は、表 4-4、4-5 の通りである。

表 4-4　基本統計量【商業系地域】

変数名	サンプル数	標準誤差	最小値	最大値
地価	1,111	505699.900	141000	4150000
Ln(地価)	1,111	0.588	11.857	15.239
年度	1,111	3.164	2006	2016
経過年数	1,111	3.164	0	10
年度ダミー（2006～2016）	1,111	0.288	0	1
高さ規制強化後ダミー	1,111	0.430	0	1
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	1,111	6.737	0	23.838
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	1,111	38.3	0	100
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数	1,111	298.0	0	1000
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	1,111	619.6	0	2383.8
美観地区ダミー	1,111	0.499	0	1
美観形成地区ダミー	1,111	0.424	0	1
建造物修景地区ダミー	1,111	0.412	0	1
眺望景観規制ダミー	1,111	0.487	0	1
眺望空間保全ダミー	1,111	0.094	0	1
中心地区（田の字地区）ダミー×経過年数	1,111	2.490	0	10
郊外地区ダミー×経過年数	1,111	1.519	0	10

表 4-5　基本統計量【住居系地域】

変数名	サンプル数	標準誤差	最小値	最大値
地価	2,057	67535.080	60000	455000
Ln(地価)	2,057	0.329	11.002	13.028
年度	2,057	3.163	2006	2016
経過年数	2,057	3.163	0	10
年度ダミー（2006～2016）	2,057	0.288	0	1
高さ規制強化後ダミー	2,057	0.432	0	1
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	2,057	2.476	0	27.838
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	2,057	31.776	0	99.937
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数	2,057	213.744	0	999.375
高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	2,057	193.359	0	2407.639
美観地区ダミー	2,057	0.338	0	1
美観形成地区ダミー	2,057	0.120	0	1
建造物修景地区ダミー	2,057	0.488	0	1
風致地区ダミー	2,057	0.353	0	1
眺望景観規制ダミー	2,057	0.396	0	1
眺望空間保全ダミー	2,057	0.131	0	1
郊外地区ダミー×経過年数	2,057	2.230	0	10

4-4　分析結果

推定結果は、表 4-6 の通りである。

表 4-6

被説明変数　Ln(地価)	商業系地域			住居系地域		
変数名	係数		標準偏差	係数		標準偏差
高さ規制強化後ダミー	-0.037	*	0.021	-0.017	*	0.010
高さ規制強化後ダミー ×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	0.006	**	0.003	0.016	***	0.003
高さ規制強化後ダミー ×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	0.016	*	0.032	0.015		0.016
高さ規制強化後ダミー ×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率 ×経過年数	0.007	***	0.002	0.009	***	0.001
高さ規制強化後ダミー ×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率 ×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	-0.005		0.003	-0.021	***	0.004
美観地区ダミー	0.044	**	0.022	0.005		0.011
美観形成地区ダミー	-0.004		0.018	0.062	***	0.024
建造物修景地区ダミー	－		－	-0.004		0.008
眺望景観規制ダミー	0.024	*	0.013	0.026	***	0.013
眺望景観保全ダミー	-0.046		0.057	0.010		0.001
中心地区（田の字地区）ダミー×経過年数	0.011	***	0.001	－		－
郊外地区ダミー×経過年数	-0.012	***	0.001	-0.009	***	0.002
2007 年ダミー	-0.800	***	0.017	0.028	***	0.008
2008 年ダミー	0.120	***	0.017	0.046	***	0.008
2009 年ダミー	0.069	***	0.017	0.007		0.008
2010 年ダミー	0.011		0.017	-0.041	***	0.008
2011 年ダミー	-0.009		0.017	-0.066	***	0.008
2012 年ダミー	-0.017		0.017	-0.078	***	0.008
2013 年ダミー	-0.019		0.018	-0.086	***	0.008
2014 年ダミー	-0.004		0.018	-0.085	***	0.008
2015 年ダミー	0.020		0.019	-0.083	***	0.008
2016 年ダミー	0.069	***	0.019	-0.078	***	0.008

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

4-5 考察

4-5-1 高さ規制強化が地価に与える影響

説明変数「高さ規制強化後ダミー」について、高さ規制が強化された地点が、強化されなかった地点に比べ商業系で 3.7%、住居系で 1.7%地価が低くなるという結果が統計的有意に示された。商業系、住居系共に地価へマイナスの影響を与えるという同様の傾向であった。利用可能容積の減少など高さ規制強化による費用負担が住居系よりも商業系の方が大きいことから、マイナスの影響も商業系の方が大きい結果になったと考えられる。

4-5-2 周辺の高さ規制強化が地価に与える影響

説明変数「高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率」について、地価ポイント自体ではなく、その周辺で高さ規制が強化された場合、商業系で 1.6%、住居で 1.5%地価が高くなることが示された。住居系地域においては統計的有意ではないものの、商業系、住居系共に同様のプラス傾向が示された。また、説明変数「高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数」について、周辺規制強化の経年変化は、商業系で+0.7%、住居系で+0.9%で、年々地価が高くなるという結果が統計的有意に示された。

周辺規制によるプラスの効果は、将来価値の期待による政策実施直後の影響と併せて、実際の周辺の町並みの変化と共に徐々に表れる効果が大きいと考えられる。周辺地域で規制が強化されることにより、新築等で不適格建築物が増加することなく今の景観が保全され、また建築物の建替え時には不適格建築物が適格建築物に更新されるなど、徐々に町並みが変わり、良好な景観が形成されていくことにより、時間の経過と共にその便益が徐々に生まれ、地価にプラスの影響を与える。

景観とは、建築物単体だけではなく、それらから構成される連坦した町並みや風景によってその価値がより見出され、便益を享受することができるものであり、地価ポイント周辺における規制強化によってその地域の景観が保全・形成されることでプラスの影響があると考えられる。

また、そのプラスの効果については、景観の改善に係る価値自体が認識され、浸透することが大きく影響すると考えられ、町並みの変化と共にその価値認識にも一定の時間を要することからも、地価ポイントへのプラスの効果は時間の経過と共に徐々に表れるのではないかと考えられる。

4-5-3 不適格建築物率によって周辺の高さ規制強化が地価に与える影響

説明変数「高さ規制強化後ダミー×地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率」について、地価ポイント周辺の不適格建築物率による周辺規制強化率の影響については、商業系で 0.5%、住居系で 2.1%地価が下がるという結果が示された。商業系地域においては統計的有意ではないものの、商業系、住居系共に同様のマイナス傾向が示された。不適格建築物は、建替え時には高さを低くして適格建築物にする必要があり、その費用負担から更新のインセンティブが低くなってしまう。よって、既に景観が壊されていてある意味手遅れ状態である不適格建築物が多い地域では、建物更新が進みにくく、規制強化による便益が見込みにくいことなどから開発が抑制され、地価へマイナスの影響があるのではないかと考えられる。

4-5-4　不適格建築物率が地価に与える影響

説明変数「高さ規制強化後ダミー地価ポイント周辺の不適格建築物面積率」について、地価ポイント周辺の高さの不適格建築物率による高さ規制の影響については、当初想定していた結果と異なり、商業系で 0.6%、住居系で 1.6%地価が高くなるという結果が統計的有意に示された。不適格建築物が多い地域は、従来から建築物の高さに対する需要が高い地域であり、不適格建築物率が低い地域に比べて高さ規制の効力があり、より費用負担が大きいことからマイナスの影響が大きいと想定していたが、逆の結果となった。元々、不適格建築物が多い地域は地価が元々上昇傾向にあるなど、内生性の問題を十分にコントロールできていない可能性がある。

4-5-5　その他の変数

景観地区等の規制に係る変数（美観地区ダミー、美観形成地区ダミー、建造物修景地区ダミー、風致地区ダミー）については、有意な傾向は得られなかった。政策実施前の規制状況に係るデータ入手できなかったことから、規制強化前後の影響を詳細に反映できなかったことが原因と考えられる。

また、眺望規制に係る変数について、眺望景観規制ダミーは、商業系で 2.4%、住居系で 2.6%地価にプラスの影響があることが統計的有意に示された。また、眺望景観保全ダミーは、有意な傾向は得られなかった。サンプル数が不十分だったことが原因と考えられる。これらの規制は、高さ規制との関係も深く、地価への影響も大きいと考えられる。詳細分析は、今後の課題としたい。

4-6　地価の推移

以上の結果及び考察を踏まえ、実例の商業系地域の地価ポイント A（上京区東今小路町）, B（中京区蒔絵屋町）, C（西京区山田庄田町）における地価推移を詳しく見ていく。高さ規制の強化による地価への影響は、各地価ポイントの規制強化の有無、周辺の不適格建築物面積率及び周辺の規制強化面積率により異なる。例えば、A 地点（地価ポイント規制強化なし、周辺不適格建築物率 0%、周辺規制強化面積率 85%）では、「地価ポイントの高さ規制強化による影響はなく」、「地価ポイント周辺の規制強化により+1.36%」、「不適格建築物率による周辺規制強化による影響はなく」、政策実施直後に地価は 1.96%上昇し、「周辺規制による経年変化により年々+0.595％」の便益を受け地価は徐々に上昇する。また、地点 B（地価ポイント規制強化あり、不適格建築物率 20%、周辺規制強化面積率 100%）では、「地価ポイントの高さ規制強化により−3.7%」、「地価ポイント周辺の規制強化により+1.6%」、「不適格建築物率による周辺規制強化により-0.1%」、政策実施直後に地価は 1.38%下落するが、「周辺規制による経年変化により年々+0.7%」の便益を受け地価は上昇し、約 3 年でプラスに転じる。地点 C（地価ポイント規制強化あり、不適格建築物率 5%、周辺規制強化面積率 9%）では、「地価ポイントの高さ規制強化により-3.7%」、「地価ポイント周辺の規制強化により+0.144%」、「不適格建築物率による周辺規制強化により-0.002%」、政策実施直後に地価は 3.46%下落し、周辺ではほぼ規制強化されていないことから周辺規制による経年変化は年々+0.063％しかなく、周辺からの便益をほぼ受けず、規制強化によるマイナスの効果が続くことになる。詳細は、表 4-7、図 4-4 の通りである。

表 4-7

項目	A	B	C
位置	上京区東今小路町	中京区蒔絵屋町	西京区山田庄田町
用途地域	近隣商業地域	商業地域	近隣商業地域
高さ規制強化	20m(強化なし)	31→20m	20→15m
地価ポイント周辺の高さ不適建築物率	0%	20%	5%
地価ポイント周辺の高さ規制強化率	85%	100%	9%
(係数)			
地価ポイントの高さ規制強化	0	-3.7%	-3.7%
地価ポイント周辺の高さ不適建築物率	0	+0.6×20%=0.12%	+0.6×5%=0.03%
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	+1.6×85%=+1.36%	+1.6×100%=+1.6%	+1.6×5%=+0.144%
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率 ×経過年数	+0.7×85%= +0.595%／年	+0.7×100% +0.7%／年	+0.7×9%= +0.063%／年
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率 ×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	0	-0.5×20%=-0.1%	-0.5×5%=-0.002
政策実施直後の影響の合計	+1.96%	-1.38%	-3.46%

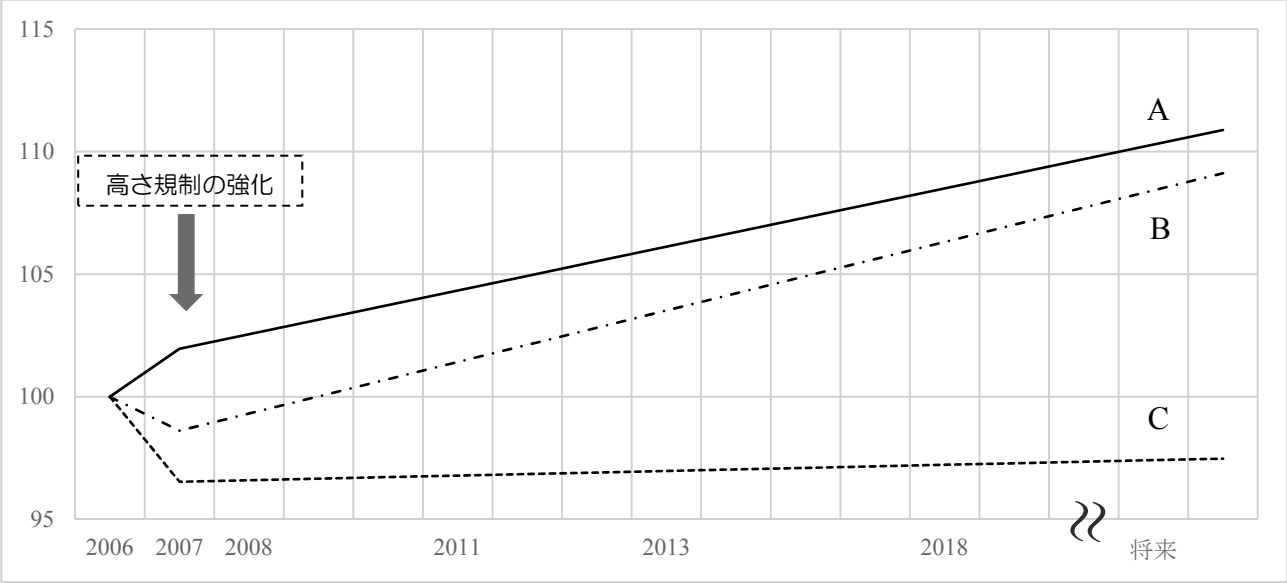


図 4-4　地価推移のイメージ図／政策実施前 2006 年を 100 とする

図 4-4 からも分かるように、まず、B、C のように地価ポイント自体が規制強化されることで、政策実施直後に地価は下落する。また、地価ポイント周辺の規制強化状況により、その後のプラスの影響は異なり、A、B のように周辺の大部分で規制が強化された場合には、徐々にその便益を受け、地価は上昇するが、C のようにほぼ規制強化されない場合には、プラスの影響はほぼない。つまり、規制強化による費用負担で地価ポイント自体にはマイナスの影響があるものの、面的な規制強化により便益をお互いに享受しあうことで、時間の経過と共に全体の価値が向上する。逆に、虫食い状態の規制の場合は、お互いの便益を受けずに費用のみを負担し、マイナスの影響が大きくなる地域が発生しやすく、不公平な規制となる。

4-7　実証分析 2／規制強化度と地価との関係

高さ規制に関して、その規制強化度の違いが地価に与える影響を分析するため、商業系地域の地価ポイントを対象に追加分析を行った。高さ規制強化後ダミーの代替ダミーとして高さ規制強化後ダミー（強）と高さ規制強化後ダミー（弱）を説明変数として導入した。表 4-8 参照。仮説としては、規制強化度が高いほど費用負担がより大きくなることから、地価へのマイナスの影響はより大きくなると考えられる。

表 4-8

変　数	内　容	出　典
高さ規制強化後ダミー（強）	新景観政策により高さ規制が強化された地価ポイントのうち規制強化度が特に高い地価ポイント：1、強化（弱）及び未強化の地価ポイント：0（政策実施前：0） 【該当する地価ポイント：31→15m（規制率 48%）】	京都市都市計画情報等の検索、総括図 2（高度地区/平成 12 年）
高さ規制強化後ダミー（弱）	新景観政策により高さ規制が強化された地価ポイントのうち（強）以外の地価ポイント：1、それ以外の強化及び未強化の地価ポイント：0（政策実施前：0） 【該当する地価ポイント：31→20m、45→31m、20→15m、31→25m、15→12m（規制率 65～81%）】	

推計結果を表 4-9 に示す。高さ規制強化ダミー（強）（弱）については、（強）が-1.4%、（弱）が-3.7%で、共にマイナスの効果であるが、規制強化度が低い方（高さ規制強化後（弱））が、地価へのマイナスの影響は大きいという結果となり、仮設と逆の結果となった。規制強化度は不適格建築物の発生と深く関係し、地価への影響を分析する上では、重要な要素である。容積率規制との兼ね合いによる実質的な費用負担による影響の分析など、今後詳細の分析によりその関係を明らかにすることで、より実効的な政策提言が可能となる。

表 4-9　推計結果（一部省略）

被説明変数　Ln(地価)	商業系地域	
変数名	係数	標準偏差
高さ規制強化後ダミー（強）	-0.014	0.026
高さ規制強化後ダミー（弱）	-0.037 *	0.021
地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	0.007 **	0.003
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率	0.018	0.032
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×経過年数	0.007 ***	0.002
地価ポイント周辺の高さ規制強化面積率×地価ポイント周辺の不適格建築物面積率	-0.006 *	0.003

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

第 5 章　まとめ

5-1　政策提言

高さ規制は、規制によって市街地の環境や景観が保全又は改善される便益があるものの、規制によって土地の有効利用が制限されることによる費用があり、規制内容によっては過度な市民負担を伴うものである。しかし、適正な高さ規制は、一時的には費用負担によるマイナス効果があるものの、長期的にはプラス効果として地価を上昇させる。都市の付加価値を高め、都市の活力と魅力を向上させるために、適正な政策は実施すべきである。

また、周辺で高さ規制が強化されることによる地価へのプラスの効果を考慮すると、規制強化によって費用のみを負担するのではなく、規制強化により便益を享受し合うことでお互いの価値向上が可能となるよう、虫食い状態での規制ではなく、一定の面的規制の実施がより公平な規制となる。

さらに、高さ規制と不適格建築物率との関係について、不適格建築物が多い地域においては、周辺で高さ規制が強化された場合の影響がマイナスであることから、地域に不適切な建築物が多数発生する前の良好な景観が保全されている段階で対策を講じるべきであり、また、不適格建築物があまり発生しないような高さ規制値の設定がより効果的である。ただし、不適格建築物が発生するような規制であっても、周辺規制による便益は当然見込め、適正な規制は有効である。

最後に、高さ規制の強化による景観政策のプラスの効果(便益)は、規制による良好な景観の保全・形成、その景観価値の認識、景観や規制に対する市民意識の向上によって時間の経過と共に徐々に表れ、地価を上昇させる。よって、景観政策の実施にあたっては、短期的な影響だけではなく将来を見据えた長期的視点で実施する必要がある。

5-2　今後の課題

本稿では、景観政策、その中でも特に高さ規制の強化が地価に与える影響について京都市を事例として分析したものである。

今回の分析から、高さ規制の強化によるプラスの影響（便益）とマイナスの影響（費用）による地価への影響と、その効果の経年変化を明らかにした。しかしながら、高さ規制の強化度や高さ規制以外の規制による影響については、データ上の制約と分析能力の限界から十分に分析することができなかった。本稿では、高さ規制の強化による地価への影響に焦点をあてて行ったが、景観政策を総合的に評価するためには、高さ規制以外の景観規制（詳細な景観地区等の指定、屋外広告物規制、伝統的建造物保存地区などの歴史的地区指定、地区計画など）と併せて、政策に係る費用負担と密接に関係する容積率規制なども含め検証することが今後の課題である。

また、本稿では、政策による費用及び便益は地価に帰着するという土地資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより分析を行ったが、やはり、景観の評価には地価には表れにくい要素も多く含まれる側面があり、景観や都市の価値については、地価による評価だけでは言い表すことが困難である。ヘドニック・アプローチと併せて、多角的な方法による分析によって、より精度の高い評価手法を確立することも併せて今後の課題とする。

さらに、本稿では京都市を事例としたが、景観規制の効果は、地域特性によるところも大きいと考えられ、他都市でも同様の効果を及ぼしているとは判断できない。地域特性の異なる他都市においても同様の分析を行い、地域特性とその効果の違いを明らかにすることも意義深いことだと考える。

京都市においても、適正な景観規制は、京都の個性や魅力、言い換えれば「京都ブランド」を確固

たるものとし、都市の価値を高めることは間違いない。唯一無二の歴史都市として、歴史と共に積み重ねてきた都市としての付加価値を高め、将来に渡り引き継いでいくためにも、その政策効果を検証しながら、時代や都市活動、まちの変化に合わせ、景観政策をさらに進化させつづけていくことが求められる。

本稿が、京都市における景観政策の進化のみならず国内の様々な都市で実施される景観政策の充実の一助となれば幸いである。

<謝辞>

本稿の執筆にあたっては、まちづくりプログラム・ディレクターの福井秀夫教授、主査の森岡拓郎専任講師、副査の杉浦美奈准教授、春原浩樹教授、中川雅之客員教授から丁寧かつ熱心なご指導をいただくとともに、三井康壽客員教授、安藤至大客員准教授をはじめとするまちづくりプログラム関係教員から示唆に富んだ大変貴重なご指導、ご意見をいただきました。また、京都市都市計画局都市計画課、景観政策課の職員の皆様には、ご多忙にも関わらず、データや情報提供にご協力いただきました。ここに記して、感謝の意を表します。

最後になりますが、一年間苦楽を共にしたまちづくりプログラム、知財プログラムの同級生の皆様、本学において研究の機会を与えていただいた派遣元、さらに一年間支えてくれた家族に心より感謝いたします。

本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No. 714）による成果である（利用データ： Zmap TOWNII (2013/14 年度 Shape 版) 京都府 データセット（ゼンリン））。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤りについては、全て筆者個人に帰するものであり、筆者の所属機関の見解を示すものでないことを申し添えます。

<引用文献>

・ 青木伊知郎（2013）「高度地区による建築物の高さ規制と緩和規定の適用の効果に関する研究」
・ 大澤昭彦（2010）「京都市における高度地区を用いた絶対高さ制限の変遷～1970 年当初から 2007 年新景観政策による高さ規制の再構築まで～」
・ 金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」
・ 京都市（2013）「京の景観ガイドライン　建築物の高さ編」
・ 京都市（2013）「京の景観ガイドライン　建築物のデザイン編」
・ 国土交通省（2007）「建築物に対する景観規制の効果の分析方法について」
・ 財団法人都市づくりパブリックデザインセンター／国土交通省監修（2007）「景観形成の経済的価値分析に関する報告書」
・ 中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』、日本評論社
・ 西嶋淳（2008）「景観施策が固定資産税に及ぼす影響と課題」
・ 宮脇勝（2007）「景観規制が地価に及ぼす影響に関する研究－金沢市、倉敷市、萩市の伝統的建造物群保存地区周辺のヘドニック・アプローチによる地価関数の推計－」
・ 森岡環（2009）「町家集積景観の経済的価値と保全政策の妥当性に関する考察～京都市都心商業地域における分析～」

防犯カメラの設置による窃盗犯罪の抑止効果について

ー大阪市を事例としてー

〈要旨〉

本研究では、安全で安心して暮らせるまちづくりのため、街頭犯罪抑止等の目的で防犯カメラの設置を推進している大阪市を対象に、防犯カメラの設置による窃盗犯罪抑止効果を分析した。町丁目別犯罪発生件数のパネルデータを用いて固定効果分析を行った結果、防犯カメラの設置は、設置町丁目の窃盗犯罪発生件数を減少させていたことを明らかにした。一方で、周辺町丁目に防犯カメラの設置が多い町丁目では、住宅関連窃盗（空き巣・忍込み）では、犯罪が多く発生しており、路上窃盗（ひったくり・路上強盗）では犯罪が減少していたことを明らかにした。また、防犯カメラを補助金により設置した場合と、直接設置した場合には、直接設置した場合のほうがより窃盗犯罪発生件数を減少させていることもわかった。

これらの結果から、防犯カメラを設置する地域の周囲地域への影響を踏まえた、犯罪種別に応じた防犯カメラの効果的と考えられる設置方法、また補助金で防犯カメラを設置する場合には、犯罪の多い地域の団体が補助金を申請するインセンティブが必要であるとの政策提言を行った。

2017 年（平成 29 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16712　深谷　昌代

目次

1　はじめに……459
1.1　研究の目的……459
1.2　先行研究と本研究の位置付け……460
1.3　研究の構成……460
2　国内及び大阪市における犯罪の現状と防犯カメラの設置……461
2.1　国内における犯罪の現状……461
2.2　公共空間での防犯カメラの増加の背景……461
2.3　大阪市での犯罪発生状況及び防犯カメラ設置概要……461
3　行政による防犯カメラ設置に関する考察……464
3.1　行政が防犯カメラを設置する目的……464
3.2　防犯カメラ設置による便益及び費用……465
4　防犯カメラが設置地域及び周辺地域の窃盗犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析……466
4.1　問題意識……466
4.2　推計式……466
4.3　利用するデータ……467
4.4　推計結果及び考察……469
5　防犯カメラの設置方法の相違が犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析……470
5.1　問題意識……471
5.2　推計式……472
5.3　利用するデータ……472
5.4　推計結果及び考察……474
6　政策提言と今後の課題……475
6.1　政策提言……475
6.2　今後の課題……475
補論　防犯カメラ設置の表示方法について……476
補1.1　防犯カメラ設置の表示方法と犯罪抑止効果……476
補1.2　防犯カメラの表示方法についての整理……477
謝辞……480
参考文献……480

1　はじめに

1.1　研究の目的

核家族化などの家族構成の変化や、都市部では若年層を中心とした人口の流動化、商店街のシャッター街化などにより、街頭犯罪に対する地域の相互監視の力が薄れている。近年、住民による自主防犯活動が盛んな地域もあるが、継続的な活動が難しいなどの問題が指摘されている[1]。一方で、ハード面の整備として、機能の向上やコスト低下に後押しされ、防犯カメラへの期待は高まっており、全国的に設置数が増加している。防犯カメラの設置主体は、警察、自治体、商店街組合、民間警備会社、民間企業など多様化しており、設置場所も道路、公園等の公共空間や商店街、コンビニエンスストア、マンション、個人宅など多岐に渡っている。国内において、民間事業者が設置している防犯カメラの台数は100 万台単位に上るとされている[2]。

防犯カメラを設置することの効果として、犯罪抑止効果が挙げられるが、そのほかにもその場所の利用者に安心感を与え、犯罪に対する不安を緩和する効果、事件発生時には、録画した映像を利用して犯人を特定する犯罪捜査に貢献する効果があると考えられる。

一方で、防犯カメラは地区を限定する犯罪対策であり、その犯罪対策がもたらす地理的・空間的な影響に対する考慮が必要であるとされる。防犯カメラを設置した周辺地区への影響として、「地理的転移（geographic displacement)」と「利益の拡散（diffusion of benefit)」の相反する仮説があり、地理的転移では、犯罪対策を実施していない場所に犯罪者が犯行場所を変更することによって、周辺地区での犯罪が増加し、利益の拡散では、犯罪者にとっては犯罪対策実施地区と未実施地区とを峻別することができないため、周辺地区でも犯罪が減少するといわれている[3]。自治体は、防犯カメラの設置を進める際には、防犯カメラ設置地域への犯罪抑止効果だけではなく、周辺地域にどのような影響を与えるかを含めて設置を行う必要があると考えられる。

そこで、本研究では、防犯カメラは設置地域での犯罪発生件数を減少させる一方で、上記の「地理的転移」により周辺地域に犯罪を移動している可能性がある点に着目し、街頭犯罪が全国的にも多い大阪市を対象地域として、公的機関が設置した防犯カメラが設置地域とその周辺地域の犯罪発生件数に与える影響を分析する。また、公的機関が防犯カメラの設置を補助金で行う場合と直接設置した場合の設置方法の相違による窃盗犯罪発生件数に与える影響を分析する。以上の分析の結果から、今後の自治体による防犯カメラ設置施策のあり方を提言することを目的とする。

---

1 総務省(2014)
2 朝日新聞デジタル(2017 年 1 月 20 日)
3 島田(2012)pp.24，Ronald V Clarke(1994)参照

1.2　先行研究と本研究の位置付け

先行研究として、警察が設置した街頭防犯カメラの効果を新宿の繁華街で分析した前田(2003)の研究、神奈川県川崎市に設置した街頭防犯カメラの効果を「警察が設置する街頭防犯カメラシステムに関する研究会」が分析した報告書(2013)がある。自治体が設置した防犯カメラの効果については、千葉県市川市が設置した街頭防犯カメラがひったくりの発生に与える影響を分析した島田（2013）の研究、杉並区及びコンビニ等の防犯カメラの効果を分析した梅澤（2015）の研究がある。

防犯カメラが設置地区に与える効果として、前田(2003)は、防犯カメラ設置地区において強盗などの凶悪犯の減少、侵入窃盗の減少が認められたとしており、梅澤(2015)も、防犯カメラ設置地区では、凶悪犯、侵入窃盗、非侵入窃盗発生件数の減少が認められたとしている。防犯カメラ設置地域及び周辺地域への影響を分析した結果として、「警察が設置する街頭防犯カメラシステムに関する研究会」（2013）は、防犯カメラの設置地区では刑法犯認知件数が減少し、周辺地域では、設置地域と比較して刑法犯認知件数の減少幅が小さかったため地理的転移が発生した可能性を指摘している。犯罪種別では、ひったくり、自転車盗で地理的転移、車両関連窃盗で利益の拡散の影響があった可能性を示唆している。島田(2013)は、ひったくり発生件数に限定した分析で、防犯カメラの設置地域、周辺地域ともにひったくりの発生件数が減少しており、利益の拡散の可能性を指摘している。

このように、防犯カメラの設置は、侵入盗やひったくりなどの合理的な選択に基づく窃盗犯については、犯罪発生件数を減少する結果が得られている。一方で、国内での防犯カメラの効果検証についての先行研究は少なく、防犯カメラの設置が周辺地域に与える影響については、結果も一様ではない。自治体が防犯カメラの設置を推進するうえでの参考となる研究は不足しているといえる。

本研究では、大阪市を対象として、防犯カメラの犯罪抑止効果を窃盗犯罪の種別ごとに分析するとともに、設置方法の違いによる犯罪抑止効果への影響を検証し、今後の自治体による防犯カメラの設置を検討する際のひとつの判断材料となる政策提言を行う。

1.3　研究の構成

本研究の構成は次のとおりである。まず、第 2 章においては、日本国内の犯罪の現状と公共空間への防犯カメラが増加した背景を示す。次に第 3 章において、行政による防犯カメラ設置の目的、防犯カメラ設置による便益及び費用を整理する。第 4 章及び第 5 章で大阪府警、大阪市及び市内の区が補助、直接設置を行った防犯カメラが犯罪発生件数に与える影響を実証分析し、第 6 章で、政策提言と今後の課題を整理する。

2　国内及び大阪市における犯罪の現状と防犯カメラの設置

本章では、日本国内における犯罪の現状と、防犯カメラ増加の背景及び大阪市における犯罪状況とそれに対する防犯カメラ施策について整理する。

2.1　国内における犯罪の現状

国内における刑法犯の認知件数は、平成 14 年の約 265 万件をピークに減少に転じており、平成 27 年には約 110 万件にまで減少している[4]。平成 15 年以降の犯罪数の大幅な減少は、警察庁を始めとした関係省庁、地方公共団体、関係団体、企業、地域住民等の連携した様々な取組の成果であるといわれている。そのなかでも、犯罪に対応するための防犯技術の革新が犯罪減少の要因のひとつと考えられる[5]。例えば、平成 13 年の約 24 万件から平成 22 年には約 7 万件まで大幅に減少したオートバイ盗は、鍵を抜いた状態でも鍵穴が露出しないようするなどのオートバイ自体のセキュリティ強化をメーカーが行ったことが犯罪数の減少につながったといわれている。また、自動販売機内の金品をねらった犯罪を防止するため、扉のこじ開け、鍵穴破壊等に強い部品を使用した自動販売機の開発・普及により、自動販売機狙いの犯罪数も減少した[6]。防犯カメラの普及の背景にも、情報技術の進歩により、高解像度の映像をより長時間、より低コストで撮影・記録できるようになった点がある[7]。警察白書においても、防犯カメラが公共の安全を確保するために重要な役割を果たすようになっている[8]と指摘している。

2.2　公共空間での防犯カメラの増加の背景

防犯カメラは、私的空間での犯罪抑止を目的として銀行や商業施設などの店内に設置するものだけではなく、公共空間にも多く設置されている。平成 14 年に警視庁によって新宿区歌舞伎町地区に 55 台のカメラを設置した事例を始めとする警察による設置や、東京都[9]、大阪市など防犯カメラに補助金を支出している自治体、千葉県市川市[10]など防犯カメラの直接設置を実施している自治体も少なくない。

防犯カメラの設置を自治体が進めている背景として、先に述べたとおり、防犯カメラ自体の機能向上や低価格化も要因のひとつであるが、社会環境の変化として、自治会や商店街振興組合など地域団体の機能が低下していることが挙げられる。警察、自治体が安全・安心なまちづくりの推進に向けて、地域団体の活動に期待していることは、平成 17 年に

---

4 平成 28 年警察白書
5 Ronald V. Clarke(2015)pp50 参照
6 平成 19 年警察白書
7 島田(2012)pp.20
8 平成 26 年警察白書
9 大東京防犯ネットワークに補助制度掲載
10 島田(2013)、畑中(2016)参照

犯罪対策閣僚会議で策定された安全・安心なまちづくり全国展開プランにおいて、「犯罪情勢の急激な変化は、国民の間に犯罪被害が身近なものとなり、平穏な日常生活を脅かしているとの実感を生み出している。（中略）これに対し、自らの手で状況を改善すべく、全国各地で多くの住民たちが自主的な取組を進めている。そこに共通するものは、警察などによる取締だけに頼るのではなく、自らが知恵を絞り、汗を流そうとする真摯な決意である。ここ数年で多数のボランティア団体が新たに結成され、パトロール活動や地域安全情報の発信を開始した。」とされていることからも明らかである。実際に、防犯ボランティア団体の総数は、平成 15 年末の 3,056 団体（構成員 177,831 名）から、平成 27 年末の 48,060 団体（構成員 2,758,659 名）に増加した[11]。行政からの地域団体への期待は高い一方で、平成 25 年度に総務省が実施した「今後の都市部におけるコミュニティのあり方に関する研究会報告書」内の調査結果では、自治会・町内会加入率の低下、近所付き合いの希薄化、地域活動の担い手不足などにより、自治会・町内会の機能が十分に発揮されなくなっている地域があることが指摘されている。先述の防犯ボランティアに関する統計でも、近年は団体数・構成員数が頭打ちとなり、構成員の高齢化や引継ぎの問題が生じている。

一方で、平成 27 年に静岡市が市内在住の男女 100 人を対象に実施した、「街頭防犯カメラのガイドライン策定に関するアンケート調査」によると、「身近に発生する犯罪の未然防止に有効な方法」に対する回答として、「防犯灯や市街地などに設置されている街頭防犯カメラ等ハード面の整備」が 72 人と最も多く、「地域によるコミュニケーションの強化」は 44 名であった（複数回答）。このアンケート調査結果からも、地域住民による自主防犯活動にも限界があり、公共空間での犯罪抑止のため、防犯カメラ等のハード整備への期待が高まっていると考えられる。

2.3　大阪市での犯罪発生状況及び防犯カメラ設置概要

本節では、分析の対象とする大阪市の犯罪発生状況及び防犯カメラ設置概要を示す。平成 13 年の大阪府の刑法犯発生件数は約 32 万 7 千件で、前年より約 7 万 5 千件増加し、東京都を抜き全国最下位となった。特に、大阪市内での刑法犯発生件数は、約 13 万 6 千件と大阪府内全域の 42%を占めていた。人口 1 万人当たりの犯罪発生件数も、府内全域が 372 件であるのに対し、大阪市内では 523 件であり、全国的にも大阪市は有数の犯罪多発地域であった[12]。

そこで、安全で安心して暮らせるまちづくりのため、大阪市では平成 14 年に大阪市安全なまちづくり条例及び大阪市安全なまちづくり基本計画を策定し、市民、事業者及び警察や府等各関係機関・団体と連携した施策を進めている。基本計画には、市の取組として（1）知識の普及と啓発活動の推進、（2）市民活動への支援、（3）犯罪防止に配慮した都市

11 警視庁(2016)
12 大阪市 HP http://www.city.osaka.lg.jp/shimin/page/0000377689.html

環境づくりの推進、(4) 学校園等における安全(防犯)対策の推進、(5) 高齢者、障害のある人を対象とした施策の検討、(6) 市職員による犯罪被害者の保護及び連絡体制の整備を掲げており、犯罪防止に配慮した都市環境づくりの一環として、防犯カメラの設置を推進している。

大阪市では、平成 21 年度に「大阪市防犯カメラ設置費補助制度」を設けており、平成 27 年度末時点で約 9,500 台の防犯カメラを設置している[13]。補助制度の目的は、街頭犯罪の発生抑止であり、補助対象者は市内の分譲マンション管理組合、賃貸共同住宅の所有者、地域振興町会等、モデル区（東淀川区等）及び北区、中央区、浪速区に所在するコンビニエンスストア、ガソリンスタンド、駐車場の管理者を対象としていた。

この補助制度は平成 25 年度に終了し、現在の市による防犯カメラに対する主要な補助制度は、子どもの安全確保を目的とした「大阪市子どもの安全見守り防犯カメラ設置補助制度」である。大阪市では、市政改革で地域課題の解決につながる業務を区の業務として役割を見直したことにより、平成 26 年度以降は防犯カメラの設置施策は主に区が行っている（表 1 参照)。平成 28 年度に防犯カメラに対する補助制度を設けている区は 24 区中 3 区のみであり、直接設置により防犯カメラを設置している区が多い。

公共空間への防犯カメラの設置は大阪市及び市内の区が中心となって推進しているが、大阪府警察でも、ひったくり等の街頭で行われる犯罪等に対する防犯対策として防犯カメラを設置している。大阪府警察では、府内の犯罪多発地域及び歓楽街の街頭に防犯カメラ 783 台（平成 28 年 3 月末時点）を設置しており、大阪市内には約 500 台[14]を設置している。大阪府警が設置した防犯カメラを犯罪捜査のために活用した件数は、平成 27 年で 832 件あり、窃盗、傷害事件、道路交通法違反事件等に活用されている[15]。

表 1　大阪市と区で設置した防犯カメラ台数（報告分のみ）　　（単位：台）

	H22	H23	H24	H25	H26	H27	H28	合計
市補助金(市民局)		164	691	129	78		1	1063
区直接設置	14	12	2	58	232	348	231	897
区補助設置	35			5	7	87	26	160

上記のとおり犯罪多発地域であり、防犯カメラの設置を推進していること、町丁目当たりの窃盗犯罪発生件数、防犯カメラの設置台数のデータが入手可能であったことから、大阪市を分析の対象地区に選定した。

13 大阪市 HP http://www.city.osaka.lg.jp/shimin/page/000037039.html
14 本研究のため大阪府警より情報提供を受けた台数
15 大阪府警 HP https://www.police.pref.osaka.jp/05bouhan/anzen/cam/

3　行政による防犯カメラ設置に関する考察

本章では、行政が防犯カメラを設置する目的と防犯カメラの便益と費用を整理する。

3.1　行政が防犯カメラを設置する目的

公共空間に設置する犯罪抑止を目的とした防犯カメラは、公共空間の通行人を非排除的、非競合的に犯罪から守る、地方公共財の役割を果たす財であることから、警察及び自治体が設置または補助金を支出している。防犯カメラの設置主体は、自治体に限らず、民間企業も設置をしているが、民間企業が防犯カメラを設置する目的は、多くの場合は私有財産を守るためである。一方で、公共空間に設置される防犯カメラは、犯罪を抑止することで通行人や地域住民にとっては便益があるものの、上記のとおり公共財の性質を持つことから、行政の介入がなければ設置が進まず、結果的に地域の犯罪を抑止できない可能性が高い。

犯罪における合理的選択理論[16]では、犯罪者が犯罪によって得られる利益と、捕まるリスク、捕まった後に被る不利益（刑罰）とを比較し、「利益＞不利益」となるときに犯罪を行うとされる。そこで、犯罪予防には、①犯行の困難さの増加、②犯罪に伴う危険性の増加、③犯罪報酬の減少、と大きく分けると３つの要素が重要だとしている[17]。防犯カメラの設置は、上記②の犯罪に伴う危険性（逮捕リスク）を上げることによる犯罪予防を目的としている[18]。防犯カメラの設置により期待される効果を図解したものが図１である。犯罪者は、犯罪の限界便益が限界費用と正確に等しくなるまで犯罪を行う[19]。防犯カメラ設置前の犯罪企図者の「捕まるリスク×捕まった後に被る不利益（刑罰）」は、限界費用曲線１で表される。防犯カメラの設置により、犯罪に伴う危険性（逮捕リスク）を上げることより、限界費用曲線１が限界費用曲線２に移動する。一方で、上記③の犯罪報酬は防犯カメラの設置の有無には左右されないため、犯罪によって得られる便益を表す限界便益曲線は一定である。そのため、防犯カメラ設置前の犯罪発生件数 Q1 を、防犯カメラ設置の効果により Q2 に減少することが期待される。

16 Cornish&Clark (1986)
17 Ronald V. Clarke(2015)
18 スコット他(2010)
19 ミラーほか(1995)pp.344、福井(2007)第 6 章参照

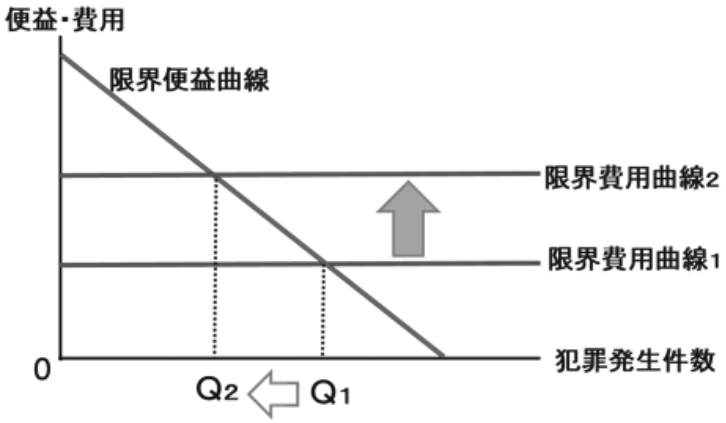


図１　防犯カメラ設置が犯罪発生件数に与える影響

3.2　防犯カメラ設置による便益及び費用

次に、行政が補助、直接設置を行う防犯カメラによって発生する便益と費用について、下記の表２にまとめる。行政が防犯カメラの補助、直接設置を行う場合には、便益と費用のバランスを考慮する必要がある。防犯カメラの便益としては、犯罪抑止効果のほか、設置することで市民に安心感を与えるが、費用として、設置・管理費用のほかにプライバシーへの侵害が考えられるため、行政には適正な運用が求められる。なお、下記に挙げる便益、費用のなかで、本研究では、便益①の犯罪抑止効果に着目して分析を行う。

表２　公共空間に設置する防犯カメラの便益と費用の比較

【便益[20]】
①犯罪を抑止する(潜在的犯罪者に犯行を思いとどまらせる)
②その場所の利用者に安心感を与える(犯罪に対する不安を緩和する)
③犯罪捜査へ貢献する(事件発生時には録画した映像を利用して犯人を特定する)
【費用】
①防犯カメラ設置費、保守管理費
②防犯カメラ設置施策にかかる人件費
③住民が抱く肖像権、プライバシーの侵害への不安

[20] 島田(2012)pp.20

4　防犯カメラが設置地域及び周辺地域の窃盗犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析

本章では、平成 22 年から平成 28 年に大阪府警、大阪市および大阪市内の区が補助、直接設置した防犯カメラが窃盗犯罪発生件数に与える影響の実証分析について述べる。

4.1　問題意識

公共空間に設置する防犯カメラは、犯罪抑止効果を始めとして表 2 に示した便益があると考えられ、行政は補助設置や直接設置を行っている。

そこで、本章では大阪市内に設置された防犯カメラが、設置地域に対する窃盗犯罪抑止効果を発揮しているかを分析する。また、犯罪研究において、防犯カメラ設置地域では犯罪は減る一方でその周辺地域で犯罪が増加する「地理的転移」が起こる可能性が指摘されており、防犯カメラの設置についても、設置地域に対しては犯罪抑止効果を発揮する一方で、周辺地域では犯罪が増加している可能性がある。この仮説に基づいて、防犯カメラ設置町丁目、周辺町丁目への影響を分析する。

4.2　推計式

大阪市における、町丁目当たりの窃盗犯罪発生件数を被説明変数、町丁目当たりの防犯カメラ設置台数及び周辺町丁目当たりの防犯カメラ設置台数を説明変数として、固定効果モデルにより分析を行う。固定効果モデルの利点は、欠落変数バイアスを追加的な変数を観測することなしに避けることができる点であり、欠落変数バイアスをもたらす要素は時間を通じて一定である[21]との仮定のもと、パネルデータを使用することで、防犯カメラの設置が窃盗犯罪発生件数に与える影響を分析することができる。

推計式は、次式のとおりである。

$$(\mathrm{crime})_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\mathrm{camera})_{it} + \beta_2 (\mathrm{aro\_camera})_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　β_1、β_2：パラメータ

(crime)：町丁目 1km^{2}当たりの窃盗犯罪発生件数(住宅関連窃盗、自動車関連窃盗、路上窃盗)

(camera)：町丁目 1km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

(aro_camera)：周辺町丁目１km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

δ：固定効果（固体ごとに固有で観察できない要因）　ε：誤差項

i：町丁目　t：年

[21] 奥井(2015)pp.6

4.3 利用するデータ

平成 22 年から平成 28 年までの、大阪府警による「安まちアーカイブ」の犯罪発生情報、e-Stat の平成 22 年国勢調査データ、大阪府警及び大阪市から情報提供を受けた防犯カメラの設置状況のデータ（約 2,800 台）を使用する。

(1) 被説明変数

大阪市内の町丁目 1km^{2}当たりの窃盗犯罪認知件数を用いる。窃盗犯罪の種別は空き巣、忍び込み、車上狙い、部品狙い、自動車盗、オートバイ盗、ひったくり、路上強盗とした。同じ窃盗犯罪ではあるものの、先行研究でも指摘されているとおり、犯罪種別によって異なる影響が現れる可能性があることから、類似性のある犯罪種別の犯罪件数を合計し、空き巣、忍び込みを「住宅関連窃盗」、車上狙い、部品狙い、自動車盗、オートバイ盗を「自動車関連窃盗」、ひったくり、路上強盗を「路上窃盗」として、3 種類の被説明変数で分析を行う。

各年の町丁目当たりの犯罪発生件数を合算し、町丁目当たりの面積で除して、町丁目 1km^{2}当たりの各犯罪発生件数を算出した。

(2) 説明変数

①町丁目 1 km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

町丁目当たりの防犯カメラの設置累計台数を各年で算出し、町丁目当たりの面積で除したものを用いる。防犯カメラのデータは、大阪府警、大阪市及び市内の区が補助設置または直接設置をしたもので、かつ各団体が設置年度、台数、町丁目を把握しているものに限定される。なお、経済産業省の補助制度[22]により平成 25、26 年に商店街に設置された防犯カメラなど、公的な補助金が入っているが分析対象に入っていない防犯カメラも存在する。

予想される符号は、防犯カメラの設置町丁目では犯罪抑止効果があると考えられるため、負である。

②周辺町丁目 1km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数

各町丁目に隣接する周辺町丁目の、1 km^{2}当たりの防犯カメラ設置累計台数の平均値を算出したものを用いる。

予想される符号は、周辺町丁目に防犯カメラの設置が増加した場合に中心の町丁目に犯罪者が移動すると予想されるため、正である。

③コントロール変数：年次ダミー

窃盗犯罪発生件数が各年の犯罪発生件数である場合に 1 をとるダミー変数を用いる。

[22] 商店街まちづくり補助金

被説明変数及び説明変数については表 3、基本統計量については表 4 のとおりである。

表 3 被説明変数及び説明変数一覧

変数	説明	出典
1km²当たりの窃盗犯発生件数	町丁目別窃盗犯認知件数(下記 3 窃盗の合計)を町丁目面積で除したもの	大阪府警「安まちアーカイブ」HP、e-Stat 平成 22 年国勢調査結果
1km²当たりの住宅関連窃盗発生件数	町丁目別住宅関連窃盗認知件数を町丁目面積で除したもの	同上
1km²当たりの自動車関連窃盗発生件数	町丁目別自動車関連窃盗認知件数を町丁目面積で除したもの	同上
1km²当たりの路上窃盗発生件数	町丁目別路上窃盗認知件数を町丁目面積で除したもの	同上
1km²当たりの防犯カメラ設置台数	町丁目当たりの防犯カメラ設置累計台数を町丁目面積で除したもの	大阪府警 大阪市提供データ
周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	町丁目に隣接する周辺町丁目の1km²当たりの防犯カメラ設置累計台数の平均	同上
年次ダミー	窃盗犯罪認知件数が各年の犯罪認知件数である場合に1をとるダミー変数	―

表 4 基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1km²当たりの窃盗犯罪発生件数	13,328	72.0207	67.8761	0	1757.6
1km²当たりの住宅関連窃盗発生件数	13,328	6.5512	14.6891	0	409.0
1km²当たりの自動車関連窃盗発生件数	13,328	60.0468	60.2233	0	1651.0
1km²当たりの路上窃盗発生件数	13,328	5.4227	11.9169	0	180.8
1km²当たりの防犯カメラ設置台数	13,328	9.2541	26.7640	0	532.6
周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	13,328	9.3702	14.6450	0	266.3
年次ダミー	13,328	0.1429	0.3499	0	1

4.4　推計結果及び考察

防犯カメラの設置が窃盗犯罪発生件数に与える影響についての推計結果は、表5のとおりである。

表5　推計結果

被説明変数	窃盗犯罪 発生件数	住宅関連窃盗 発生件数	自動車関連窃盗 発生件数	路上窃盗 発生件数
説明変数	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)
町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.17656 ***	−0.01838 ***	−0.13530 ***	−0.02288 ***
	(0.02435)	(0.00729)	(0.02254)	(0.00564)
周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数	−0.00732	0.05809 ***	−0.03288	−0.03254 ***
	(0.04777)	(0.01431)	(0.04421)	(0.01107)

***, **, *はそれぞれ１％、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

上段の説明変数である町丁目１km²当たりの防犯カメラ設置台数については、１km²に防犯カメラを１台増加することで、窃盗犯罪を約0.18件（住宅関連窃盗約0.02件、自動車窃盗等0.14件、路上窃盗約0.02件）減少させる。

下段の説明変数である周辺町丁目１km²当たりの防犯カメラ設置台数については、周辺町丁目に１km²当たりに防犯カメラが１台増加することで、住宅関連窃盗が約0.06件多く発生する。一方で、路上窃盗は、同じく周辺町丁目に１km²当たりに防犯カメラが１台増加することで、犯罪発生件数を約0.03件減少させる。自動車関連窃盗でも約0.03件減少させるが、有意ではない。

住宅関連窃盗では防犯カメラ設置地域では犯罪が減る一方で、その周辺地域で犯罪が増加する「犯罪の転移」が発生し、路上窃盗では、防犯カメラ地域の周辺地域まで犯罪発生件数が減少する効果があるという「利益の拡散」が発生した可能性がある。

犯罪の種別によって逆の結果が現れた原因のひとつとして、犯罪企図者（これから犯罪を行うとする者）にとって、住宅関連窃盗（主に空き巣）では、犯行場所の近くに防犯カメラがないことが重要であり、路上窃盗（主にひったくり）では犯行場所の周辺も含めて防犯カメラがないことが重要であると考えられる。空き巣では犯行対象である住宅は移動しないため、犯罪企図者は標的とする住宅の近隣にある防犯カメラに警戒する。ひったくりでは犯罪者も被害者も移動している[23]ことが特徴で、実際の犯行場所だけでなく周囲にも防犯カメラがないことを重視する。島田(2013)も「ひったくりの加害者は、一定範囲内をバイクで流して被害者を見定め追尾し、適した状況で犯行に及ぶとされるため、一連の行動内で街頭防犯カメラに撮影される可能性があれば、犯行を断念する」としている。ま

[23] 大阪府の平成25、26年におけるひったくり犯の9割がバイク、自動車を使用した犯行である。（大阪府警安まちアーカイブより）

た、犯罪企図者は空き巣では目撃者がいないことを想定しているが、ひったくりの場合には被害者や通行人などの目撃者がいることで、目撃情報と防犯カメラの映像から、犯行に使用したバイクのナンバーや犯罪者の外見を特定される可能性があるため、犯行場所だけでなく逃走経路にも防犯カメラがない地域を選択することも考えられる。

また、自動車関連窃盗については、防犯カメラ設置が、設置町丁目では犯罪を減少させていたが、周辺町丁目では犯罪の転移や利益の拡散が有意に起きていることは確認できなかった。有意でなかった理由のひとつとして、自動車関連窃盗のひとつである車上狙いでは、犯行場所が予め特定されておらず、無施錠の車がある路上等で犯行に及ぶ場合も多いことから、自動車の近くに防犯カメラがないことが重要であり、周辺地域の防犯カメラの有無には影響を受けにくいことが考えられる。

なお、説明変数を防犯カメラ設置町丁目のみとした場合の、防犯カメラの設置が窃盗犯罪発生件数に与える影響は表6のとおりであり、表5の結果と同じく、防犯カメラを設置することにより、設置町丁目の犯罪発生件数は減少している。

表6 推計結果(防犯カメラ設置町丁目のみでの分析)

被説明変数	窃盗犯罪 発生件数	住宅関連窃盗 発生件数	自動車関連窃盗 発生件数	路上窃盗 発生件数
説明変数	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)
町丁目 1km²当たりの	−0.17743 ***	−0.01147 *	−0.13921 ***	−0.02675 ***
防犯カメラ設置台数	(0.02367)	(0.00710)	(0.02191)	(0.00549)

***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

以上のとおり、防犯カメラの設置は、設置した町丁目では犯罪抑止効果があること、設置した周辺町丁目への影響は、住宅関連窃盗では防犯カメラ設置した周辺町丁目で犯罪が多く発生していること、路上窃盗では周辺町丁目でも犯罪が減少する結果が確認された。次章では、防犯カメラの設置方法の相違が、犯罪抑止効果に与える影響の有無について、大阪市が補助金によって設置した防犯カメラと大阪市内の区が直接設置した防犯カメラにより検証する。

5 防犯カメラの設置方法の相違が犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析

本章では、防犯カメラの設置方法の違いに着目し、平成22年から平成28年に大阪市が補助設置した防犯カメラ及び大阪市内の区が直接設置した防犯カメラが窃盗犯罪発生件数に与える影響に関する実証分析について述べる。

5.1 問題意識

公共空間に設置する防犯カメラに対する自治体の主な関与は、補助金による設置と直接設置とに分けられる。２つの設置方法による意思決定の違いに着目した場合に、補助設置では、補助金申請団体は、設置地域の私的利益を求めるため、個々の地域では犯罪抑止効果が高い場所に設置できるが、設置、未設置地域のばらつきが大きいことから、周辺地域一体での犯罪抑止効果は減少する可能性がある。一方で、自治体による直接設置の場合には、自治体内の社会的便益を求めるため、計画的、一体的に設置を行う可能性が高く、周辺地域まで犯罪抑止効果が得られると考えられる。

次に、補助設置と直接設置の場合の行政コストを比較したものが表７である。補助設置の場合には、防犯カメラ購入・設置費の２分の１、維持管理コストの全額を地域団体が負担するため、行政コストは削減される一方で、地域団体が修理等のメンテナンスを行わない可能性がある。直接設置の場合には、設置費用及び維持管理費の全額を自治体が負担するものの、防犯カメラの購入を入札で行うことで１台当たりを安価で購入できることや、設置後も一括で保守管理を行うことから、防犯カメラ稼動が保障されるというメリットがある。なお、設置は区が行い、設置後には地域団体に防犯カメラを移譲し、メンテナンスは地域団体が実施するなど、表７に記した以外の運用も行われている。

表７ 防犯カメラを設置した場合の行政コストの比較

	補助設置(大阪市)	直接設置(区)
目的	街頭犯罪発生抑止 安心安全なまちの実現	地域の防犯、犯罪の抑止、防止
設置費用	10万円を上限に経費の1／2を負担	1台7万～9万円
維持費	補助金申請団体負担	1台約5千円／年(電気代＋電柱使用料)
保守管理	補助金申請団体負担	1台約8千円／年(保守管理業務委託)
メリット	行政の維持管理コストが不要	入札により購入するため、安価に購入可能
デメリット	設置後3年間は運用状況を報告させるが、その後は稼動が確認できない	維持費、保守管理費を行政が負担する必要がある

・大阪市防犯カメラ設置費補助制度(平成 21 年制定、平成 25 年に本補助制度は終了)

・直接設置の際の費用は、大阪市内の区への聞き取り結果

上記のとおり、防犯カメラを補助設置と直接設置した場合の意思決定の違い、行政コスト面等のメリット、デメリットがあるなかで、設置方法による犯罪抑止効果の違いを分析する。

5.2 推計式

4章の分析と同様に、町丁目当たりの窃盗犯罪発生件数を被説明変数、町丁目当たりの防犯カメラ設置台数及び周辺町丁目当たりの防犯カメラ設置台数を説明変数として、固定効果モデルにより分析を行う。防犯カメラについては、大阪市市民局が補助設置した防犯カメラと大阪市内の区が直接設置した防犯カメラに分けて分析を行う。

推計式は、次式のとおりである。

$$(\text{crime})_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\text{camera 補助})_{it} + \beta_2 (\text{camera 直接})_{it} + \beta_3 (\text{aro\_camera 補助})_{it} + \beta_4 (\text{aro\_camera 直接})_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　β_1、β_2、β_3、β_4：パラメータ

(crime)：1km^{2}当たりの窃盗犯罪発生件数（住宅関連窃盗、自動車関連窃盗、路上窃盗）

(camera 補助)：町丁目 1km^{2}当たりの補助設置による防犯カメラ設置台数

(camera 直接)：町丁目 1km^{2}当たりの直接設置による防犯カメラ設置台数

(aro_camera 補助)：周辺町丁目 1km^{2}当たりの補助設置による防犯カメラ設置台数

(aro_camera 直接)：周辺町丁目 1km^{2}当たりの直接設置による防犯カメラ設置台数

δ：固定効果（固体ごとに固有で観察できない要因）　ε：誤差項

i：町丁目　t：年

5.3 利用するデータ

前章と同様に、平成22年から平成28年までの、大阪府警による「安まちアーカイブ」の犯罪発生情報、e-Statの平成22年国勢調査データ、大阪市から情報提供を受けた防犯カメラの設置状況のデータ（約1,900台）を使用する。

(1) 被説明変数

前章4.3 (1) の被説明変数と同様であるため、割愛する。

(2) 説明変数

①町丁目 1km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数（補助設置、直接設置）

前章4.3 (2) ①で算出した町丁目 1km^{2}当たりの防犯カメラ設置台数を補助設置、直接設置で2種類の説明変数に分けたものを用いる。

予想される符号は、防犯カメラの設置町丁目では犯罪抑止効果があると考えられるため、負であるが、補助設置の場合には、補助申請団体が私的便益を求めて自地域にとっては有効に設置を行なうことで、設置町丁目での犯罪抑止効果が大きいと考えられるため、直接設置の場合より係数が大きくなると予想する。

②周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置台数（補助設置、直接設置）

前章 4.3（2）②と同様の算出方法で、補助設置、直接設置ごとに各町丁目に隣接する周辺町丁目 1km²当たりの防犯カメラ設置累計台数の平均値を算出したものを用いる。

予想される符号は、直接設置の場合には一体的に防犯カメラを設置している可能性が高いことから周辺町丁目の犯罪も減少させるため、負になると予想する。補助設置の場合には周辺町丁目への影響には配慮せずに設置するため、正となるか、負となる場合でも直接設置の場合より係数が小さくなると予想する。

③コントロール変数：年次ダミー

窃盗犯罪発生件数が各年の犯罪発生件数である場合に１をとるダミー変数を用いる。

被説明変数及び説明変数については表 3 と重複するため割愛し、基本統計量については表 8 のとおりである。

表 8　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1km²当たりの窃盗犯罪発生件数	13,328	72.0207	67.8761	0	1757.6
1km²当たりの住宅関連窃盗発生件数	13,328	6.5512	14.6891	0	409.0
1km²当たりの自動車関連窃盗発生件数	13,328	60.0468	60.2233	0	1651.0
1km²当たりの路上窃盗発生件数	13,328	5.4227	11.9169	0	180.8
1km²当たりの補助設置による防犯カメラ設置台数	13,328	4.2796	15.1662	0	233.4
周辺町丁目 1km²当たりの補助設置による防犯カメラ設置台数	13,328	4.4142	8.5088	0	108.0
1km²当たりの直接設置による防犯カメラ設置台数	13,328	1.6393	11.1544	0	479.3
周辺町丁目 1km²当たりの直接設置による防犯カメラ設置台数	13,328	1.6783	6.0563	0	159.8
年次ダミー	13,328	0.1429	0.3499	0	1

5.4　推計結果及び考察

補助設置、直接設置した防犯カメラが窃盗犯罪発生件数に与える影響についての推計結果は、表9のとおりである。

表9 推計結果

	被説明変数	窃盗犯罪 発生件数	住宅関連窃盗 発生件数	自動車関連窃盗 発生件数	路上窃盗 発生件数
	説明変数	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)	係数(標準誤差)
補助設置	町丁目1km²当たりの防犯カメラ設置台数	-0.18477***	-0.00859	-0.13136***	-0.04482***
		(0.04890)	(0.01476)	(0.04522)	(0.01142)
	周辺町丁目1km²当たりの防犯カメラ設置台数	-0.80690	0.06201**	-0.13420	-0.00850
		(0.09122)	(0.02754)	(0.08436)	(0.02130)
直接設置	町丁目1km²当たりの防犯カメラ設置台数	-0.51205***	-0.02540*	-0.45806***	-0.02858***
		(0.04565)	(0.01378)	(0.04222)	(0.01066)
	周辺町丁目1km²当たりの防犯カメラ設置台数	-0.39125***	-0.00428	-0.44007***	0.05310***
		(0.08760)	(0.02645)	(0.08101)	(0.02045)

***,**,*はそれぞれ１％、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

上段が補助設置した防犯カメラ、下段が直接設置した防犯カメラの犯罪抑止効果である。設置町丁目について、直接設置のほうが窃盗犯罪合計の発生件数、住宅関連窃盗発生件数及び自動車関連窃盗発生件数で、有意に犯罪発生件数を減少させていた。周辺町丁目についても、直接設置では、窃盗犯罪発生件数を有意に減少させていた。路上窃盗については、直接設置の場合に周辺町丁目で犯罪が多く発生している結果になったものの、全体的に直接設置のほうが補助設置の場合よりも窃盗犯罪発生件数を減少させていた。仮説では、設置町丁目では補助設置のほうが直接設置と比較して、犯罪抑止効果があると考えていたが、設置町丁目においても直接設置のほうが窃盗犯罪発生件数を減少させていた。

直接設置のほうが補助設置の場合より犯罪発生件数が減少していた原因として、仮説で想定していたとおり、直接設置では、警察、地域団体と協議して一体的に防犯カメラを設置できていることがひとつの原因として考えられる。また、自治体が補助制度を設ける際に、犯罪発生件数の多い地域団体が申請してくることを前提としていると考えられるが、犯罪が多い地域団体が補助金を申請していない可能性がある。犯罪の多い地域団体が申請しない理由として、①地域団体は相対的な自地域の危険度を知らない、②防犯カメラの効果がわからない、③地域団体が機能しておらず、防犯カメラの維持管理ができない、などが考えられる。防犯カメラの維持管理については、防犯カメラ自体の寿命が平均して6年程度であるため、その際の買い替え、SDカード式の場合には、約2年でのSDカードの交

換、定期的な作動確認や故障の場合には修理が必要となる[24]。

一方で、本分析では、犯罪を減少させる犯罪抑止効果を犯罪発生件数で分析し、犯罪発生件数を減少させることを防犯カメラの効果としているが、表 2 の防犯カメラの便益②として挙げた「その場所の利用者に安心感を与える（犯罪に対する不安を緩和する）」効果を考えた際に、犯罪が多発している地域と、普段は犯罪がほとんど起こらない地域で、犯罪を 1 件抑止することに対する住民の便益が同等ではない可能性がある。

6　政策提言と今後の課題

6.1　政策提言

4 章の分析結果から、大阪市内で大阪府警、大阪市が設置した防犯カメラは、設置町丁目では、窃盗犯罪発生件数を減少させる効果があることがわかった。一方で、住宅関連窃盗では防犯カメラを設置した場合に、周辺町丁目で犯罪が多く発生することが明らかとなった。このことから、防犯カメラの設置目的を住宅関連窃盗とする際には、周辺町丁目も含めて防犯カメラを設置する必要がある。路上窃盗においては、防犯カメラを設置した周辺町丁目でも犯罪発生件数が減少しており、防犯カメラの設置目的をひったくりとする場合には、ひったくりが多い町丁目に設置することで、周辺のひったくりの発生も減少させる可能性がある。自動車関連窃盗については、防犯カメラを設置した町丁目での犯罪発生件数は減少しているが、周辺町丁目への影響については、有意な結果は得られなかった。

次に、5 章の分析結果から、補助設置の場合と比較して直接設置のほうが犯罪発生件数を減少させていることがわかった。直接設置の場合には、より一体的、計画的な設置ができることが原因の一つと考えられる。一方で、補助制度内容や行政の防犯カメラ関連施策の推進により、防犯カメラの犯罪抑止効果を高める可能性がある。補助制度では、犯罪が多い地域の団体に補助金を申請するインセンティブを与える仕組みとして、地域の犯罪率に応じた補助率を決めることなどが考えられる。また、行政の防犯カメラ施策として、警察や自治体が犯罪発生状況を町丁目単位のマップ等で周知するなど、地域団体に対して、自地域の犯罪発生状況を認識できる情報を提供することや、防犯カメラによって逮捕につながった事例を紹介することで、地域団体に防犯カメラの効果を認識してもらう取組が重要である。

6.2　今後の課題

本研究では、4 章において、防犯カメラの設置が、設置町丁目と近接する周辺町丁目の窃盗犯罪発生件数に与える影響を分析した。分析の結果、住宅関連窃盗では、防犯カメラを設置した周囲の町丁目で犯罪が多く発生しており、路上窃盗では、防犯カメラの設置町丁目に近接する周辺町丁目でも犯罪発生件数を減少させることがわかった。そこで、近接する周辺町丁目のさらに周辺の町丁目に対する影響を分析し、それぞれの犯罪でどの距離

[24] 大阪市住吉区役所地域課への聞き取りによる

で犯罪の転移、利益の拡散が発生しているのかを明らかにすることで、より具体的な政策提言につながる可能性がある。

また、大阪市が設置場所を把握していない、国の補助金を活用して設置した防犯カメラや、商店街組合等が自主的に設置した防犯カメラ、コンビニエンスストアなどの店舗や民間の駐車場などで公共空間を映す防犯カメラも分析の対象とはなっていないため、全ての防犯カメラの効果分析を行うためには、データの充実も課題である。

補論　防犯カメラ設置の表示方法について

本論文で分析対象とした防犯カメラは、基本的に「防犯カメラ作動中」と防犯カメラに個別に表示しているため、防犯カメラの存在を個別に表示した場合と、「防犯カメラ設置地域」等とエリアで表示した場合での犯罪抑止効果に与える影響の分析を行うことはできなかったが、防犯カメラ設置の表示方法の違いが犯罪抑止効果に影響を及ぼす可能性があると考えられる。そこで、防犯カメラの表示方法と犯罪抑止効果について、補論として述べる。

補 1.1　防犯カメラ設置の表示方法と犯罪抑止効果

3 章 3.1 で述べたとおり、防犯カメラの設置は、犯罪企図者にとっての「犯罪に伴う危険性の増加」を目的としている。一方で、防犯カメラの位置を個別に表示[25]することにより、犯罪企図者は防犯カメラの位置を容易に把握でき、防犯カメラのない地域に犯罪の転移が生じる可能性がある。警察の設置する防犯カメラについての見解ではあるが、星(2010)も、「カメラの表示方法として、個別のカメラ毎にその設置・運用を明示するという(1)個別表示と、一定の区域・場所においてカメラが設置されていることを告知するという(2)エリア表示とが考えられる。(中略)「警察比例の原則[26]」の具体化という観点に基づく設置表示の意義を考えた場合、(2)エリア表示が妥当であると解することができよう。(中略) 撮影されている可能性がある旨を告知することで一般市民のプライバシーの保護が図られると考えることができ、そうであれば、必ずしも(1)個別表示は必要ではないことになろう。他方で、犯罪予防効果の期待という観点からしても、撮影されている可能性がある旨の告知が有効であると考えられる」としている[27]。

ここで、防犯カメラの設置表示について、大阪市がどのように定めているか整理する。まず「大阪市の防犯カメラの設置及び運用に関するガイドライン」において、「防犯カメ

---

25 個別表示については畑中(2016)参照

26 警察権の発動に際し、目的達成のためにいくつかの手段が考えられる場合にも、目的達成の障害の程度と比例する限度においてのみ行使することが妥当である、という原則

27 警視庁生活安全総務課に問い合わせたところ、「防犯カメラの表示方法については、防犯カメラを柱等に設置しているもので、物理的に可能であれば個別表示をしており、個人商店の壁等に設置している場合にはエリア表示をしている場所もあるが、法的な必要性ではなく、犯罪防止効果のため明示している」との教示をいただいた。(平成 29 年 2 月 9 日)

ラの設置にあたっては、あらかじめ防犯カメラが設置されていることを周知するとともに、犯行を抑止する効果を高めるため、撮影対象区域内又は撮影区域の出入り口付近に防犯カメラを設置していることをわかりやすく表示することが必要」としている。このガイドラインは、設置主体を問わず、商業施設、映画館等不特定多数の者が利用する場所に設置する防犯カメラを対象としている。一方で、「大阪市防犯カメラ設置費補助制度要綱」第6条第2項（2）では、「防犯カメラの設置場所の見えやすい位置に、防犯カメラを設置していること及び当該防犯カメラの設置者の名称を記載したプレート等を設置すること」としており、区が直接設置する防犯カメラを対象とした「住吉区役所防犯カメラ管理規程」でも、「防犯カメラ設置場所の見えやすい位置に、「防犯カメラ作動中」「設置者名」を記載したプレート等を設置する」としている。補助設置や直接設置を行なった防犯カメラには、個別に表示する必要があると解される。

大阪市に限らず、自治体が補助、直接設置をする防犯カメラは、要綱やガイドライン等で個別表示が必要としているものが散見される。しかし、防犯カメラの設置場所の個別表示を行なうことで、犯罪企図者にとっての「犯罪に伴う危険性」を減少させる可能性、防犯カメラを設置していない地域に犯罪が転移する可能性も考える必要がある。

補1.2　防犯カメラの表示方法についての整理

前節では、防犯カメラ設置の表示方法について、防犯カメラへの個別表示ではなく、一定の区域においてカメラが設置されていることを告知するエリア表示を実施すべきとした。本節では、防犯カメラ設置を明示する必要性、表示方法について、日本においては、防犯カメラの設置・運用について規定した法律は存在しないことから、判例及び関連法令等により整理する。

防犯カメラ等の表示方法に関する判例として、オービス3（速度違反自動取締装置）による速度違反の取締が、適正手続きの保障を定めた憲法第31条等に違反するものではないとされた事例（東京簡判昭和五十五年一月十四日判事九五五号二三頁および同三十頁）がある。判決文では、「警告板（「自動速度取締機設置路線」と表示）は、(中略)本件オービス3を使用して速度違反車両を捕捉するためには必ずしも必要不可欠なものではなく、運転者から警告板の文字等が視認できるか否かは制限速度違反罪の成否を左右するものではないことが明らかである。しかしながらオービス 3 による速度違反取締りが主として自動車運転者の速度違反の抑止効果を最大の目的とするものであるとされている以上、弁護人らの主張いわゆる囮捜査類似のものであるとの非難を回避するためにも、走行中の運転者から一目瞭然たるものにすることが捜査機関に果せられた責務である。」としている。

これに対し、星(2016)は、「無制限の保障を受けるわけではないプライバシーの利益の制約原理について、その内実についての統一的理解が確立しているわけではない」としつつも、撮影の許容性判断の枠組みとして「(1) 広い意味の撮影の必要性と、(2) それにより影響を受ける法益侵害の性質・程度とを比較衡量し、(3) 両者に合理的な権衡が保たれているか否

か、という比較原則に基づいた判断によることになる[28]」としている。

また、速度違反自動監視装置による写真撮影の許容性の判断等が問われた東京高判平成五年九月二四日（判時一五〇〇号一九二頁）では、「速度違反自動監視装置による写真撮影が、当該道路の交通に著しい危険を生じさせるおそれのある大幅な速度超過の場合に限って、その違反行為（犯罪行為）に対する処罰のため証拠保全として行なわれることを告知しておく必要はない」とする。この判示からも示唆されるように、オービスによる撮影の許容性は、制限速度違反の取締り・摘発それ自体の必要性という観点を含めた（1）必要性という要素との相関において規定されるものであり、警告板の設置はオービスによる撮影の要件ではないことになる。以上により、警告板の法的意義を判断すると、星(2016)は「警告板の設置はオービスによる撮影の要件ではなく、運転者らにこのような警告を与えることによって、速度違反の行為に出ないという自己抑制の効果が生じることを主たる目的としたものと考えるべきであろう」としている[29]。

また、警察の捜査における写真撮影（ビデオ撮影）の意義に関しての最決平成二〇年四月十五日（刑集六二巻五号一三九八頁）の決定において、「ビデオ撮影は、強盗殺人等事件の捜査に関し、防犯ビデオに写っていた人物の容ぼう、体型等と被告人の容ぼう、体型等との同一性の有無という犯人の特定のための重要な判断に必要な証拠資料を入手するため、これに必要な限度において、公道上を歩いている被告人の容ぼう等を撮影し、あるいは不特定多数の客が集まるパチンコ店内において被告人の容ぼう等を撮影したものであり、いずれも、通常、人が他人から容ぼう等を観察されること自体は受忍せざるを得ない場所におけるものである。」として撮影の適法性が認められており、「撮影の予告」が要件とされているわけではない[30]としている。

上記の判例により、違法行為に関与した可能性の高い者の撮影に際し、予告（撮影していることの表示）は不要であると解釈される。一方で、自治体が公共空間に設置する防犯カメラは、違法行為とは無関係に通行人を撮影する特性を持つ。防犯カメラで撮影した映像は、個人情報とされていることからも[31]、通行人の肖像権・プライバシー権（憲法第 13 条）を侵害しないための適正な取り扱いが求められる。

そこで、個人情報の取得について、個人情報の保護に関する法律では「個人情報取扱事業者は、偽りその他不正の手段により個人情報を取得してはならない[32]。」と定めている。この「不正な手段」とは、「録音していることを隠して本人に個人情報について語らせたり、私的な行為の写真を隠し撮りすること」とされている[33]。ここで、防犯カメラを設置している旨を明示しないことが、「隠し撮り」に該当するとした場合であっても、防犯を

---

28 星(2016)pp.164
29 星(2016)pp.170
30 星(2016)pp.168-169
31 個人情報の保護に関する法律第 2 条（定義）
32 個人情報の保護に関する法律第 17 条（適正な取得）
33 宇賀(2004)pp.89

目的としており、運用自体が適正であれば、明示しないことがすぐに「不正な手段」にはつながらないと考える。一方で、防犯カメラを隠すことのデメリットとして、高橋(2005)は「防犯カメラの存在を隠してはならないであろう。どこで監視されているか分からないということになると、私たちは常に撮られていることを気にかけなければならず、それは人々の行動を萎縮させる危険性を孕むと思われる[34]。」と述べており、プライバシー権の侵害の懸念がある。特に自治体が関与する場合には、あえて防犯カメラを隠して設置することは適切でないと考えられる。

一方で、防犯カメラの個別表示が必要であるかについては、青柳(2006)は、「プライバシー権はどのような場所においても保護されるべきものではあるが、公共の場所においては収縮せざるを得ないのだ。したがって、例えば監視カメラで撮影されることによって侵害されるプライバシー権が受忍の限度を超えるかどうかは、公共の場所にいるかどうかによって大きく影響を受ける[35] 」とあるように、公共空間ではある程度プライバシー権が保護される範囲は狭まるとする。また、高橋(2005)は、「現在では、街中にビデオカメラが溢れており、多くの領域で監視されている。(中略) つまり、カメラによる監視が日常的で自然なものになりつつあるとも思われるのである[36]。」としている。このように、現代では多くの市民が、防犯カメラの犯罪抑止効果や設置してあることの安心感と引き換えに、公共空間ではある程度は撮影されていることを受忍していると考えられ、防犯カメラ自体に個別に明示することと、防犯カメラの設置をエリアで周知することで、市民のプライバシー権への侵害度合いに、大きな違いはないと考えられる。

以上を踏まえて考えると、防犯カメラの個別表示によるプライバシー権の保護と、防犯カメラの設置の個別表示による犯罪の転移については、その便益と費用を比較衡量する必要がある。モデル地区を設定し、防犯カメラを個別表示した場合と、エリア表示をした場合とでの犯罪抑止効果の分析を行うなど、防犯カメラの設置効果を上げるための検証が期待される。

---

[34] 高橋(2005)pp.90
[35] 青柳(2006)pp.129
[36] 高橋(2005)pp.94

謝辞

本研究の執筆にあたっては、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター、副査)、小川博雅助教授（主査)、垂水祐二教授（副査)、鶴田大輔客員教授（副査）から丁寧なご指導をいただくとともに、沓澤隆司教授、塩澤一洋客員教授、中川雅之客員教授、安藤至大客員准教授、森岡拓郎専任講師をはじめとするまちづくりプログラム及び知財プログラムの関係教員の皆様から多くのご意見をいただきました。

また、科学警察研究所島田貴仁室長を始めとし、東京大学高木大資講師、筑波大学雨宮護教授、東京都青少年・治安対策本部金子安全・安心まちづくり課長には、防犯対策を中心とした多くの貴重なご助言をいただきました。警視庁生活安全総務課、大阪府警察本部、大阪市市民局、大阪市住吉区地域課のご担当の方々におかれましては、ご多忙にも関わらず、データ提供やヒアリングにご対応いただきました。

ここに皆様への感謝の意を表するとともに、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えていただいた派遣元と、１年間苦楽を共にしたまちづくりプログラムの同期の皆様に重ねて感謝します。

なお、本研究における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰属します。また、本研究は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

・青柳武彦(2006)『個人情報「過」保護が日本を破壊する』ソフトバンク新書
・宇賀克也(2004)『個人情報保護法の逐条解説第２番』有斐閣
・梅澤明弘(2015)「自動車を使用した防犯パトロール活動及び街頭防犯カメラの設置が犯罪発生件数に与える影響に関する研究-江戸川区、葛飾区及び杉並区を事例として-」
http://www3.grips.ac.jp/~up/pdf/paper2014/MJU14602umezawa.pdf
・奥井亮(2015)「固定効果と変量効果」『日本労働研究雑誌』2015 年 4 月号(No.657)6-9 頁
・警視庁(2007，2015，2016)「警察白書」
・警視庁(2016)「自主防犯活動を行なう地域住民・防犯ボランティア団体の活動状況について」
https://www.npa.go.jp/safetylife/seianki55/news/doc/seianki20160318.pdf
・警察が設置する街頭防犯カメラシステムに関する研究会(2011)「最終とりまとめ（案)」
https://www.npa.go.jp/safetylife/seianki8/7th_siryou_2.pdf
・Cornish,D.B.,&Clarke,R.V(1986)「Reasoning criminal-rational choice persoectives on offending.Reasoning Criminal Choice Perspectives on Offemding」
・静岡市(2015)「該当防犯カメラのガイドライン策定に関するアンケート調査」
http://www.city.shizuoka.jp/000703378.pdf
・島田貴仁(2012)「防犯カメラ-効果ある設置・運用と社会需要に向けて-」『そんぽ予報時報』

vol.251pp20-27
・島田貴仁(2013)「街頭防犯カメラがひったくりの発生に与える影響」地理情報システム学会第 22 回研究発表大会
https://www.gisa-japan.org/conferences/proceedings/2013/papers/D-5-5.pdf
・総務省(2014)「今後の都市部におけるコミュニティのあり方に関する研究会報告書」
http://www.soumu.go.jp/main_content/000283717.pdf
・高橋直哉(2005)「防犯カメラに関する一考察」『法学新法』112 巻 1=2 号 pp.81-110
・畑中頼親(2016)「地方自治体による防犯カメラの管理に関する考察」『都市社会研究』pp.93-114
・犯罪対策閣僚会議(2005)「安全・安心なまちづくり全国展開プラン」
http://www.kantei.go.jp/
・福井秀夫(2007)『ケースからはじめよう　法と経済学』日本評論社
・星周一郎(2010)「写真撮影と防犯カメラの法的性質」『警察学論集第６３巻第１１号』pp.52-103
・星周一郎(2016)「自動速度取締装置（オービスⅢ）による交通取締の法的意義と機能」『法学会雑誌』 56(2), pp159-191
・マイケル・スコット、ジョン・エック、ヨハーンネス・クヌートン、ハマーン・ゴールドスタイン(2010)「目的指向型警察活動と環境犯罪学」『環境犯罪学と犯罪分析』リチャード・ウォートレイ、ロレイン・メイロール編、島田貴仁、渡辺昭一監訳、社会安全研究財団 pp.230-255
・前田雅英(2003)「犯罪統計からみた新宿の防犯カメラの有効性」『ジュリスト』No.1251pp.154-162
・ロジャー・ミラー、ダニエル・ベンジャミン、ダグラス・ノース著、赤羽隆夫訳(1995)『経済学で現在社会を読む』日本経済新聞社
・Ronald V. Clarke 、John E. Eck 守山正（監訳）（2015）『犯罪分析ステップ 60』成文堂
・Ronald V. Clarke(1994)「Diffusion of crime control benefits：observations on the reverse of displacement」

老朽家屋等の外部不経済と行政による対策のあり方について

＜要旨＞

本研究では、外部不経済をもたらす家屋等に対して、管理不全な空き家対策という枠組みにとらわれず、外部不経済の様態そのものに着目し対処すべきではないかという問題意識から出発し、老朽家屋等がもたらす外部不経済について実証分析するとともに、現行の老朽家屋等対策の問題点をふまえ、行政による望ましい対策のあり方について考察した。

実証分析では、老朽家屋等が周辺に与える影響についてヘドニックアプローチによって、地価への影響を推計し、老朽家屋等が周辺 100 メートル以内に存在する場合には、外部不経済により地価が下落していることを示した。また、老朽危険度、集積度が高まるほど外部不経済が大きくなること、そして空き家の老朽家屋等と居住者がいる老朽家屋等では有意な差が生じないことを確認した。さらに老朽家屋等が除却された場合、除却前と比べ地価が上昇することが推計され、外部不経済の解消もまた市場に反映されることを確認した。

以上の分析結果と現行制度による行政の老朽家屋等対策の課題をふまえ、老朽家屋等の外部不経済の様態と大きさに応じたピグー税を賦課することで、外部性を内部化させ、所有者のインセンティブをコントロールすることにより適正管理を促すことを政策提言した。そして、現行制度による直接規制についても、適用要件の明確化を更に進めることにより、実効性を高めるべきであることについても論じた。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16713　藤田　幸夫

目次

1　はじめに 485

1.1　研究の背景と目的 485

1.2　先行研究 486

1.3　論文の構成 486

2　国内における老朽家屋等及び老朽家屋等対策の概要 486

2.1　老朽家屋等の定義 486

2.2　国内における老朽家屋等の現状 487

2.3　行政による老朽家屋等対策について 487

3　老朽家屋等の外部不経済についての理論分析 488

3.1　老朽家屋等の外部不経済の発生 488

3.2　老朽家屋等の外部不経済が周辺地域に及ぼす影響 490

4　老朽家屋等の外部不経済についての実証分析 491

4.1　実証分析の方法と対象 491

4.2　変数及び使用するデータ 493

4.3　実証分析 495

4.3.1　実証分析その１ 496

4.3.2　実証分析その２ 498

4.3.3　実証分析その３ 500

4.3.4　実証分析その４ 502

4.4　推計結果のまとめと考察 504

5　まとめ 505

5.1　現行制度の課題 505

5.2　政策提言 507

5.3　今後の課題 509

謝辞 509

参考・引用文献 510

1　はじめに

本章では、本稿における研究の背景と目的、先行研究、本論文の構成について述べる。

1.1　研究の背景と目的

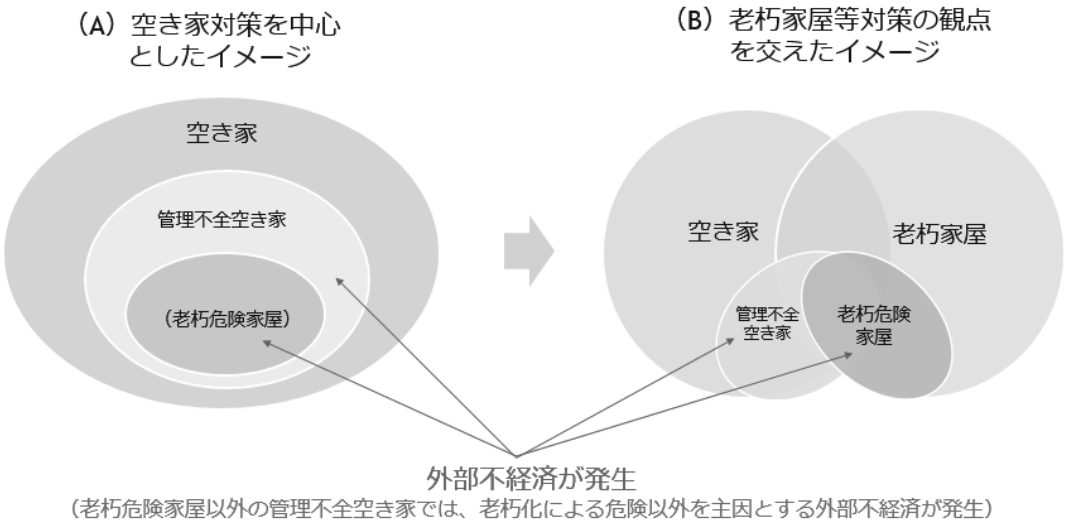
近年、国内における空き家の増大傾向に注目が集まっている。特に賃貸用や二次的住宅以外の用途のない空き家は、老朽化による損壊の危険性、周辺生活環境の悪化、防犯上の問題等が生じる蓋然性が高く問題視されている。

こうした状況を背景に、地方自治体では空き家等の適正管理に関する条例等を策定し対応をしてきた。また、平成 27 年 2 月には、「空家等対策の推進に関する特別措置法（以下、空家対策特措法と称す）」が施行され、全国的に空き家問題の解決を目的とした政策が進められている。

これらの行政の対策姿勢は、管理不全な空き家等がもたらす外部不経済に対する政府介入[1]と見ることができるが、その介入根拠たる外部不経済自体に注目した場合、居住者の有無は外部不経済の大きさそのものには直接影響しないと思われる。居住者の不存在を要件とした対策を行うことは、はたして合理的なのだろうか。

そこで、本研究では、管理不全な空き家等のもたらす問題としても典型的な老朽化による保安上の危険に着目し、その外部不経済の様態を分析することで、老朽家屋等に対する行政の対策の望ましいあり方について考察するものである。

図 1　問題意識のイメージ



[1] 市場への政府介入が正当化されるのは、いわゆる市場の失敗（公共財、外部性（外部経済・外部不経済）、取引費用、情報の非対称、独占・寡占・独占的競争）がある場合に限られる。福井(2007)参照

1.2　先行研究

管理不全空き家等に関する研究としては、自治体の空き家対策について研究した北村(2012)が詳しい。また、空家対策特措法施行以降の空き家問題に対する自治体法務の課題については北村(2016a)がある。老朽家屋等に係る政策法務についての研究としては、建築基準法 10 条 3 項よる除却命令の執行の実際について調査した北村(2016b)がある。

老朽建造物の外部不経済に関する研究としては、老朽マンションの近隣外部性を、築年数と集積度に着目して、ヘドニックアプローチで推計した中川・齊藤・清水（2014）がある。そして管理不全空き家の外部不経済とその対策効果についてヘドニックアプローチにより分析した粟津(2014)がある。また、老朽化以外の管理不全建物を対象とした外部不経済の研究としては、ゴミ屋敷問題に対して行政による規制権限が適切に行使されないことをゲーム理論を用いて実証した長島(2016)がある。

しかし、居住物件を含めた老朽家屋等に対して、実体的な老朽危険度指標を用いて、外部不経済を推計する実証分析を行った研究は、筆者の調査した限りでは見当たらない。

1.3　論文の構成

本論文は全 5 章から構成される。第 1 章では、前述のとおり、本研究の背景と目的を述べた上で、既往研究との差異を提示し、本研究の位置づけと問題意識を明確にする。第 2 章では、国内における老朽家屋等の状況と行政による老朽化屋等対策について概括し、分析対象である老朽家屋等について、その特徴を明らかにする。

第 3 章では、経済学的観点から、老朽家屋等の外部不経済の発生と周辺に与える影響等について理論分析する。第 4 章では、第 3 章での分析をふまえ、実際のデータを用いて老朽家屋等の外部不経済を定量的に分析する。第 5 章では、現行制度による行政の老朽家屋等対策のあり方についての課題を明確化した上で、行政の老朽家屋等対策の望ましいあり方について政策提言するとともに、今後の課題を交え展望する。

2　国内における老朽家屋等及び老朽家屋等対策の概要

本章では、本研究における分析対象である老朽家屋等について定義した上で、国内における老朽家屋等の状況と行政による老朽家屋等対策について概括する。

2.1　老朽家屋等の定義

建築物等の老朽化を測る指標としては、まず建築後経過年数が想定される。減価償却資産の耐用年数[2]は、木造住宅で 22 年、RC 及び SRC で 47 年と定められており、住宅市街地総合整備事業における建築物の老朽度等測定基準での評価項目としても採用されている。しかし、経年変化による劣化は一定ではなく、所有者の管理状況によって大きく異なるため、老朽化による外部不経済を実態的に把握する上では、建築後の経過年数によって

[2] 「減価償却資産の耐用年数等に関する省令」（昭和四十年三月三十一日大蔵省令第十五号）参照

一律に基準を設定するだけでは不十分と考える。

次に、外部不経済の様態により定義するとした場合、各自治体による老朽家屋等対策条例あるいは空き家対策条例等における定義が参考となると考えられるが、こうした条例においての老朽家屋等の定義は一律ではなく、老朽化による問題に限らず管理不全な空き家等への対策を包括的に行うことを企図し、久留米市[3]のように老朽家屋等を管理不全な状態にある建物等と定義しているものも見受けられる。建物等の老朽化と、敷地内での樹木や雑草の繁茂といった管理不全状態とは直接的な因果関係がないため、老朽家屋等を管理不全な家屋等と定義することもまた適当ではないと思われる。

したがって本稿においては、総務省統計局の「住宅・土地統計調査」において腐朽・破損状態を老朽化の指標として使用していることを参考に、老朽家屋等を「建物その他の工作物で腐朽・破損しているもの」として定義する。ただし、建物の築後経過年数についても、国内における住宅事情等マクロな傾向を把握する上では有益であることから、次項で国内における老朽家屋等の状況を概観する際には参考指標として用いる。

2.2　国内における老朽家屋等の現状

総務省統計局「平成 25 年住宅・土地統計調査」[4]によると、国内における居住世帯ありの住宅総数 5210 万戸のうち、旧耐震基準に該当する昭和 55 年以前に建てられた住宅は 1419 万戸で全体の 27.2%にのぼる。また、腐朽・破損ありの住宅総数は 448 万戸となっており、そのうち昭和 55 年以前に建てられた住宅は 227 万戸となっている。一方で空き家の数で見ると、総数は約 810 万戸であり、うち 213 万戸が腐朽・破損あり、また空き家のうち用途のない「その他空き家」が 318 万戸、うち腐朽・破損ありは 105 万戸となっている。

これらのデータからは、建築後経過年数が多いもの全てが老朽化しているわけではなく、また老朽化した住宅の半数は居住者がいる住宅であり、空き家でない老朽家屋が相当数存在することがわかる。そして、老朽化した空き家の約半数は「その他空き家」以外の空き家であり、管理不全空き家の予備軍とみなされている「その他空き家」ばかりが老朽化した空き家とは限らないこともわかる。

2.3　行政による老朽家屋等対策について

老朽家屋等の外部不経済として主なものは、建物の倒壊や建材の飛散などによる保安上の危険と思われるが、その対策の根拠法となるのは、建築基準法及び空家対策特措法であ

3　「久留米市空き家及び老朽家屋等の適正管理に関する条例」第 2 条 4 号における定義

4「平成 25 年住宅・土地統計調査結果」（総務省統計局）
（http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2013/tyousake.htm#1）（平成 29 年 2 月 3 日に参照）

る[5]。両法律の適用要件を比較すると、建築基準法 10 条 3 項[6]では、「著しく保安上危険」としている一方、空家対策特措法では 2 条 2 項において、「そのまま放置すれば倒壊等著しく保安上危険となるおそれのある状態」を指導・是正勧告等の対象となる特定空家等[7]の認定要件としている。

したがって、空き家の老朽家屋等の場合は、現に著しい保安上の危険が認められるほどの緊急的状況に陥る前に、将来的な危険性を根拠として行政が介入し、所有者に適正管理や問題の是正を求めるという予防的対処を可能としているものと解される。

しかし、同程度の保安上の危険が生じるおそれがある状態の物件に対し、居住者の有無により行政の介入の可否が決まるのであれば、空家対策特措法の適用を免れたい所有者に実際は使用していない住宅について空き家ではないと主張された場合には、適用判断が困難になると考えられる。

「空家等に関する施策を総合的かつ計画的に実施するための基本的な指針[8]」では、空家対策特措法における空家等の定義である、「居住その他の使用がなされていないことが常態である」ことについて、「建築物が長期間にわたって使用されていない状態をいい、例えば概ね年間を通して建築物等の使用実績がないことは 1 つの基準となると考えられる」としているが、対象物件が空き家か否かの客観的な判断を行うことは容易ではなく、特に所有者が一定の頻度で訪れている場合にはなお困難である。

以上をふまえると、空き家か否かという判断に老朽家屋等の外部不経済対策が大きく左右されるということには、いささか問題があるように思える。そこで、現実に建材の劣化等として表出している老朽化の程度に基づき、老朽家屋等の外部不経済とそれに対する行政の対策を客観的に評価することが必要と考える。

3　老朽家屋等の外部不経済についての理論分析

本章では、老朽家屋等による外部不経済が発生するプロセスと発生した外部不経済が周辺地域に及ぼす影響を経済学の観点から理論分析する。

3.1　老朽家屋等の外部不経済の発生

老朽家屋等による外部不経済としては、まず自然災害等による建物の倒壊、破損した建

---

5 その他、自治体により、空き家・空き地対策、老朽家屋対策、景観支障対策等の条例を制定し、対策に取り組んでいる。その手法は、規制的措置に限らず、緊急安全措置・寄附・解体助成・空き家バンクによる利活用促進等多岐にわたる。

6 空家対策特措法では、対象を空き家等に限定しているが、建築基準法は居住の有無を要件としていないため、著しく保安上危険な状態の空き家に対しては、建築基準法と空家対策特措法の両法律が適用されうると考えられる。

7 空家等対策の推進に関する特別措置法 2 条 2 項において、「そのまま放置すれば倒壊等著しく保安上危険となるおそれのある状態又は著しく衛生上有害となるおそれのある状態、適切な管理が行われていないことにより著しく景観を損なっている状態その他周辺の生活環境の保全を図るために放置することが不適切である状態にあると認められる空家等」と定義されている。

8 平成 27 年 2 月 26 日付け総務省・国土交通省告示第 1 号

材等の飛散、といった保安上の危険が考えられる。また、老朽化した建築物は外観上も悪印象を与えると考えられるため、景観の悪化や周辺地域のイメージの悪化等をもたらしている可能性がある。

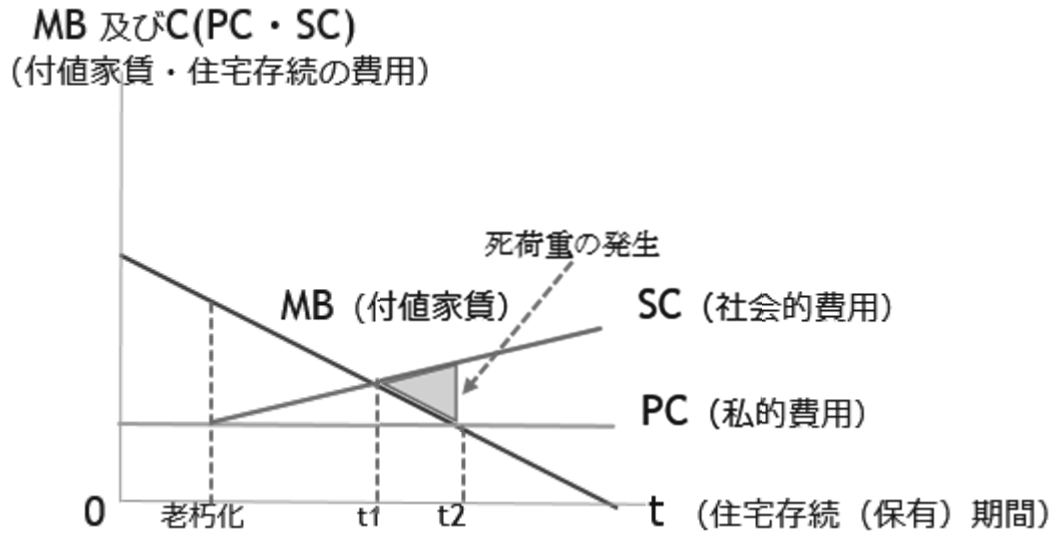
こうした老朽家屋等の外部不経済はどのように発生するかについて理論分析する。ここで都市の特定の区画に住宅を建築し、その住宅に対して同質な都市住民の付値家賃と、その住宅を存続させることの費用を図 2 に記述する。縦軸は、特定の住宅に対する付値家賃とその住宅を存続させることに伴い発生する費用であり、横軸はその住宅の存続（保有）期間 t である。

住宅の付値家賃 MB は、住宅が経年劣化するにしたがって減少するため右下がりの曲線となる。一方で、住宅を所有すること自体に要する私的費用 PC は、建物にかかる固定資産税等と仮定すると基本的に一定である。そして、長期の使用により老朽化が進み、MB=PC となる t_2 の時点を越えると、住宅への付値家賃を費用が上回り損失が生じてしまう状態となるため、そのままの状態で放置するのではなく、解体等により保有をやめるか、改修等により居住環境を改善する等の行動変化が生じると思われる。

ここでさらに、経年劣化が進み老朽化した建物による外部不経済がもたらす費用を加味した社会的費用 SC を想定した場合、社会的費用 SC は私的費用 MC よりも大きく、かつ時間経過とともに老朽化が進むことで外部不経済は大きくなるため、時間により増加していくと考えられる。したがって、社会的費用 SC と付値家賃 MB の交点となる t_1 時点が所有者の便益と社会的費用とがつり合う、所有者の行動変化の最適点となる。

しかしながら、老朽家屋等の所有者はこの社会的費用に直面していないため、$t_2 - t_1$ の分だけ過剰に使用または保有してしまう。その結果、死荷重が発生し社会的厚生を損なう状況に陥ると考えられる。ここで死荷重は、図 2 のグレーの網掛け部分を現在価値に割り引いた合計となる。

図 2　老朽家屋等による外部不経済の発生



3.2　老朽家屋等の外部不経済が周辺地域に及ぼす影響

次に、老朽家屋等の外部不経済が発生、解消された際に周辺地域にもたらす経済的影響について理論分析する。

近隣に老朽家屋等が存在する地域においては、その周辺への居住等を嫌う人間が増えることで土地のアメニティ評価は低くなり、土地需要が減退すると思われる。資本化仮説[9]が成立するとした場合、土地のアメニティ評価の変化は最終的には地代に帰結するため、老朽家屋等の存在は、地価の変化をもたらすと考えられる。

図３は、周辺に老朽家屋等が存在する地域における不動産（土地）市場を表している。縦軸は地価Ｐ、横軸は土地ストック量Ｑである。また、土地の需要曲線は右下がりの曲線Ｄ１として、土地の供給曲線[10]はＳ１として表される。外部不経済の要因が存在しない健全な地域においては、均衡点Ｅにおいて取引が成立し、均衡取引価格（地価）Ｐ１が決定するが、周辺に老朽家屋等が存在する地域の場合は、その外部不経済による需要減のため、需要曲線は下方にシフトする。結果、均衡点はE’となり、均衡取引価格（地価）はＰ２に下落する。

また、先の外部不経済が取り除かれた場合は、逆の現象が生じると考えられる。図４は、老朽家屋等が除却された場合の不動産市場の変化を示している。老朽家屋等の除却によって周辺環境が改善されると、土地需要は高まり、外部不経済により下方シフトしていた需要曲線Ｄ１は、上方にシフトしＤ２となる。そして、供給曲線Ｓとの均衡点は、ＥからE’に移り、均衡取引価格Ｐ１もＰ２に上昇する。

図３　外部不経済による地価の下落

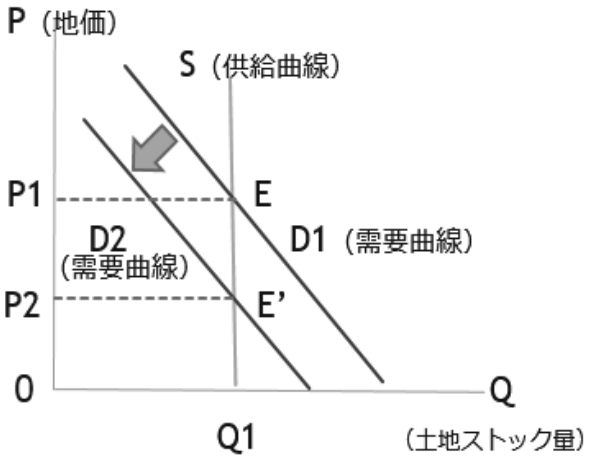
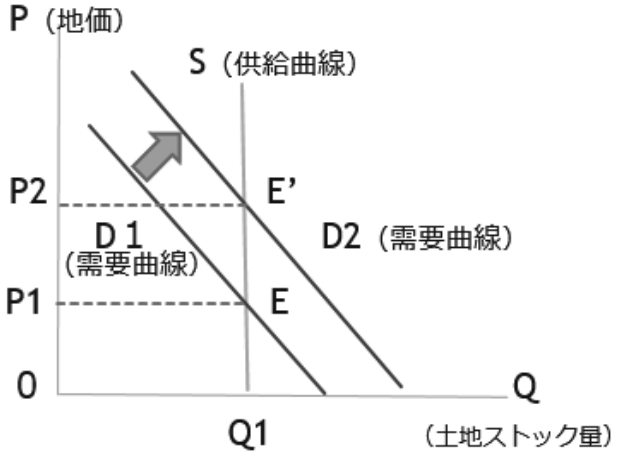


図４　外部不経済の解消による地価の上昇



9　金本(1997) 参照

10　不動産（土地）市場における短期的な不動産（土地）供給量は限られているため、供給曲線Ｓ１は垂直となる

4　老朽家屋等の外部不経済についての実証分析

本章では、前章における理論分析に基づき、老朽家屋等の外部不経済がもたらす影響を推計するための方法と仮説を検討し、現実のデータを用いて実証分析を行い、その推計結果について考察する。

4.1　実証分析の方法と対象

前章の理論分析をふまえ、実際に都市地域を対象として、ヘドニックアプローチ[11]により、老朽家屋等が周辺地域の地価に与える影響及びその要因を分析する。

（1）　対象地域

平成 23 年に「足立区老朽家屋等の適正管理に関する条例」を制定し、老朽危険家屋対策に取り組んでいる東京都足立区を対象とする。なお、足立区は、東京 23 区の北東部に位置し、埼玉県と隣接する人口約 67 万人、面積約 53km^2 の特別区である。

（2）足立区における老朽危険家屋調査と老朽危険家屋対策について

足立区では、平成 23 年度に区内全域において老朽化して危険な建物等を調査している。調査は調査員による外観目視によって行われ、特に危険な老朽家屋等と判定された物件については、技術的観点をふまえて詳細確認を行い、危険度を評価している。

老朽危険家屋等対策としては、平成 23 年度に老朽危険家屋の選任組織を創設、緊急度が高い老朽危険家屋等を中心に、所有者調査の上、指導・勧告を行っている。特に危険な老朽家屋等に対しては、建築構造の専門家や法律家、不動産に関する有識者らによる第三者委員会である老朽家屋等審議会での審議を経て、助成金支出が妥当と答申があった建物について解体助成金を支出する[12]など積極的に老朽危険家屋の除却を進めている。

なお、足立区における老朽危険家屋等は、平成 23 年度調査時点では 63 件確認されていたが、その後の調査や市民からの情報、老朽化の進行による増等により、平成 25 年時点で指定数は 88 件にまで増えている。その後、制度の積極的な活用と所有者への指導・交渉の結果、危険解消が進み、平成 27 年度末月時点で危険状態が解消されていない物件は残り 14 件となっている[13]。

（3）分析対象とする老朽家屋等

平成 23 年に足立区が実施した老朽危険家屋等調査によって確認された老朽家屋等 2133 件と、区民からの情報及び区の追跡調査で確認された老朽家屋等 11 件[14]を対象とする。

---

11 「環境条件の違いが、どのように地価あるいは住宅価格に反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の計測を行う手法」中川(2008)参照

12 足立区からの聞き取り調査及び北村（監修・執筆）ほか（2012）参照

13 足立区平成 28 年度重点プロジェクト事業評価調書（平成 27 年度事業実施分）参照

14 これらの新たに追加された老朽家屋がリストに加えられたのは、平成 23 年以降であるが、平成 23 年時点においても既に老朽化していたと考えられるため分析に用いることとする。

老朽家屋等のデータには、老朽危険度が以下のとおり設定されているほか、同調査において空き家と推定された老朽家屋等にはその属性情報も含まれている。

＜足立区による区分[15]＞
①A+：倒壊や建築材等の飛散など危険が切迫しており緊急度が極めて高いもの
②A　：今すぐに倒壊や建築材料等の飛散の危険性はないが、管理が行き届いておらず損傷が激しいため指導を要するもの
③B　：管理が行き届いておらず損傷もみられるが当面の危険性はないもの
④B+：B判定のうち空き家のもの

上記の区分を基に、分析にあたり筆者が以下のとおり再区分した。
＜筆者による区分＞
①overA[16]：②A+　及び　③A
②A+　　：老朽化による危険があり、かつ緊急度の高いもの
③A　　：老朽化による危険があるもの
④B[17]　　：老朽化が著しいもの

（4）仮説

実証分析にあたり、以下のとおり仮説を設定した。仮説１～４により、外部不経済の様態と性質について質的側面と量的側面からの分析を交えて検証し、仮説５により外部不経済の原因が取り除かれた場合の効果について検証する。

【老朽家屋等の外部不経済の検証】

仮説１　老朽家屋等が周辺に存在することで外部不経済が発生する
↓
仮説２　居住者が居る場合と空き家の場合とでは外部不経済の大きさは異なる
↓
仮説３　老朽危険度が高いほど外部不経済は大きい
↓
仮説４　老朽家屋等の集積度（件数）に応じて外部不経済は大きくなる

【外部不経済の解消効果の検証】

仮説５　老朽危険家屋等の除却によって、外部不経済は解消される

---

[15] 足立区建築安全課提供資料より抜粋

[16] ①overA は、②A+と③Aを統合した区分のため、②A+と③Aは、①overA の内数である。

[17] B+は、空き家であることを除いてはBと特段の差異がないため、Bに統合した

4.2　変数及び使用するデータ

被説明変数には、固定資産税路線価に係る標準宅地[18]の価格（円／㎡）の対数値を用いた。主要な説明変数については、前述の仮説を検証するため、①老朽家屋ダミー、②空き家ダミー、③老朽ランクダミー、④老朽家屋集積数、⑤老朽危険家屋除却数（及び除却率（除却数／集積数））を作成して用いた。

なお、分析に用いる基準年[19]については、外部不経済の計測には平成 23 年のクロスセクションデータを、外部不経済の解消効果の計測には平成 23 年と平成 26 年の 2 時点パネルデータを用いた。これは、環境要因変化の影響を反映し得る固定資産税の評価替えの基準年を用いる必要があり、かつ足立区による調査以前の老朽家屋等のデータは存在しないため、調査時点での老朽家屋等の状況を最も反映していると思われる平成 23 年を採用するのが最も適当と考えたためである。

除却数については、平成 23 年度～平成 25 年度の間に除却された件数[20]を使用している。これは老朽家屋等除却前後の効果を確認するため、平成 23 年の次の基準年である平成 26 年を採用するものである。

また、その他の説明変数として、標準宅地に係る地価に影響すると思われる要因をコントロールするため、用途地域ダミー、葛飾区[21]ダミー、建ぺい率（%）、最寄り駅までの距離（km）、最寄り駅から東京駅までの所要時間（分）、北千住駅[22]までの距離（km）、北千住駅周辺 300m 以内ダミー、人口密度（100 人／ha）を用いた。各変数の説明は表 1 のとおりである。なお、各種変数については、GIS（地理情報システム）を用いて、変数相互間での位置情報に基づき作成した。

各変数についての説明の詳細は、表 1 のとおりである。

図 5 は、GIS により足立区の地図上に老朽家屋等をプロットしたイメージである。

図 6 は、同じく GIS でプロットした老朽家屋等と地価ポイントの配置イメージである。地価ポイントを中心として、半径 100m のバッファ内に存在する老朽家屋等を計測することで、各種老朽家屋ダミーと、老朽家屋集積数等を算出する。

---

18 平成 23 年度と平成 26 年度とで共通する標準宅地ポイント（528 件）を使用した。

19 固定資産税の評価替えは 3 年毎に行われ、その基準年度は平成 20 年度以降では、平成 21 年度、平成 24 年度、平成 27 年度となっている。賦課期日はそれぞれ前の年度の 1 月 1 日であり、評価についても前年度に行われていると推定し、基準年度の 1 年前の年度（平成 23 年、平成 26 年）を分析対象となる基準年と設定している。

20 除却件数の集計にあたっては、所有者の自由意思による自主的除却、指導・勧告を受けての除却の別、また除却後の土地利用の別は考慮しないものとする。

21 足立区の標準宅地の中には、その所在地が葛飾区に位置するものも含まれるため

22 北千住駅は、東日本旅客鉄道・東京地下鉄・東武鉄道・首都圏新都市鉄道が乗り入れる鉄道駅である。同駅における東日本旅客鉄道の 1 日平均利用者は、平成 25 年実績で 209,994 人にのぼる（東日本旅客鉄道 HP http://www.jreast.co.jp/passenger/index.html より）

表１　変数の説明

変数	単位	説明	出典
ln地価	円／㎡	固定資産税路線価標準宅地価格の対数値	A
老朽家屋ダミー	–	地価ポイント周辺に老朽家屋等がある場合1をとるダミー変数	B
空き家ダミー	–	地価ポイント周辺に、空き家の老朽家屋等がある場合1をとるダミー変数	B
老朽ランクダミー（overA、A＋、A、B）	–	地価ポイント周辺に、該当する老朽危険度ランクの老朽家屋がある場合1をとるダミー変数	B
老朽家屋集積数（ALL, overA, B）	件	地価ポイント周辺にある老朽家屋等の数（老朽ランク別）	B
除却数	件	地価ポイント周辺にある老朽家屋等（老朽ランクoverA）のうち除却された数	B
除却率（除却数／集積数）	–	老朽家屋等の除却数を、老朽家屋等の集積数で除したもの	B
用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用 ）	–	地価ポイントが属する用途地域の場合1をとるダミー変数。住居系の用途地域を基準とするため、商業系、工業系のみ設定した。	C
葛飾区ダミー	–	地価ポイントが葛飾区内にある場合1をとるダミー変数	A
人口密度	100人／ha	地価ポイントが属する町丁別人口を町丁面積で除したもの	E,F
平成26年度ダミー	–	平成26年の地価には1をとるダミー変数	–
建ぺい率	%	地価ポイントに該当する指定建ぺい率	C
最寄駅までの距離	km	地価ポイントから最寄駅までの距離	C
最寄駅から東京駅までの所要時間	分	最寄駅から東京駅までの時間距離	D
北千住駅までの距離	km	地価ポイントから北千住駅までの距離	C
北千住駅周辺300m以内ダミー	–	地価ポイントから北千住駅までの距離が300m以内の場合に1をとるダミー変数	C

A：　全国地価マップ（http://www.chikamap.jp/）掲載データにより作成

B：　足立区建築安全課提供データより作成

C：　e-Stat 政府統計の総合窓口(https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL02010101.do)掲載データより作成

D：　Yahoo!路線情報（http://transit.yahoo.co.jp/）を用いて作成

E：　足立区公式ホームページ　統計情報（http://www.city.adachi.tokyo.jp/koseki/ku/aramashi/toke-machichobetsu.html）より

F：　葛飾区公式サイト　統計情報（http://www.city.katsushika.lg.jp/information/1000083/1005977/1005998.html）より

図５　GISによる老朽家屋等のプロット



図６ 地価ポイントと老朽家屋等の位置関係のイメージ

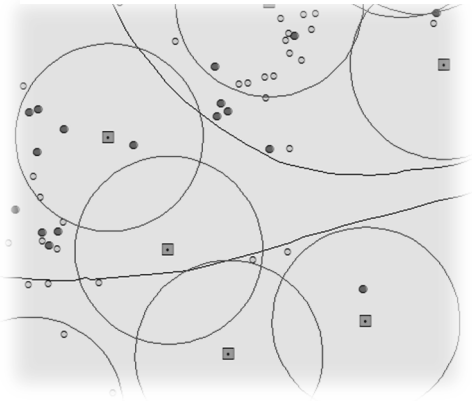


表２及び表３は、分析に用いる変数等の基本統計量である。

表２　推計モデル１～４ に用いる変数等の基本統計量

名称	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価（円／㎡）	528	12.216	0.380	11.503	14.201
老朽家屋ダミー	528	0.633	0.483	0	1
空き家ダミー	528	0.348	0.477	0	1
ランクoverA ダミー	528	0.278	0.449	0	1
ランクA+ ダミー	528	0.059	0.235	0	1
ランクB ダミー	528	0.574	0.495	0	1
ランクoverA ダミー × ランクB ダミー	528	0.220	0.414	0	1
老朽家屋集積数（全老朽家屋）	528	1.862	2.672	0	19
老朽家屋集積数（overA）	528	0.456	0.983	0	6
老朽家屋集積数（B）	528	1.405	2.086	0	14
人口密度（100人/ha）	528	1.404	0.533	0	2.759
葛飾区 ダミー	528	0.008	0.087	0	1
用途地域ダミー（近隣商業）	528	0.269	0.444	0	1
用途地域ダミー（商業）	528	0.114	0.318	0	1
用途地域ダミー（準工業）	528	0.180	0.384	0	1
用途地域ダミー（工業）	528	0.032	0.177	0	1
用途地域ダミー（工業専用）	528	0.002	0.044	0	1
建ぺい率	528	67.140	10.362	50	80
最寄駅までの距離（km）	528	0.616	0.428	0.019	1.910
最寄駅から東京駅までの所要時間（分	528	35.792	5.047	24	45
北千住駅周辺300m以内ダミー	528	0.049	0.217	0	1
北千住駅までの距離(km)	528	3.501	1.956	0.025	8.052

表３　推計モデル５ に用いる変数の基本統計量

名称	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価（円／㎡）	1056	12.216	0.387	11.482	14.346
除却数	1056	0.060	0.291	0	4
除却率（除却数／残存数）	1056	3.515	16.718	0	100
平成26年度ダミー	1056	0.500	0.500	0	1
人口密度（100人／ha）	1056	140.480	53.331	1.767	308.091

4.3　実証分析

4.3.1　実証分析その１

前述のとおり、老朽家屋等データには危険度に応じたランクが設定されているが、まずはベースとなるランク無差別の老朽家屋等データを用いて、外部不経済を推計する。

4.3.1.1 推計モデル

推計モデル１は、地価ポイント周辺 100m 以内に老朽家屋等が存在する場合に１をとるダミー変数（老朽家屋ダミー）を用いて、老朽家屋等に近接する地価ポイントとそれ以外の地価ポイントとで、地価に差異が生じているかどうかを計測するものである。

推計モデル１　老朽家屋等が周辺 100m 以内[23]に存在することによる外部不経済の推計

ln 地価
= β0（定数項）
+β1 老朽家屋ダミー
+β2~β6 用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用）
+β7 葛飾区ダミー +β8 人口密度 +β9 建ぺい率
+β10 最寄り駅までの距離 +β11 最寄り駅から東京駅までの所要時間
+β12 北千住駅までの距離 +β13 北千住駅周辺 300m 以内ダミー
+u（誤差項）

※OLS（最小二乗法）で推計

推計モデル２では、推計モデル１に、100m 以内に空き家の老朽家屋等がある場合に１をとるダミー変数（空き家ダミー[24]）を加えることにより、空き家か否かによって外部不経済の大きさに差異が生じるがどうかを計測する。

推計モデル２　周辺に存在する老朽家屋等が空き家であった場合の外部不経済の推計

ln 地価
= β0（定数項）
+β1 老朽家屋ダミー　+β2 空き家ダミー
+β3~β7 用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用）
+β8 葛飾区ダミー +β9 人口密度 +β10 建ぺい率
+β11 最寄り駅までの距離 +β12 最寄り駅から東京駅までの所要時間
+ β13 北千住駅までの距離 + β14 北千住駅周辺 300m 以内ダミー
+ u（誤差項）

※OLS（最小二乗法）で推計

[23] 老朽家屋等の存在を示す説明変数は、全て地価ポイントから 100m 以内という条件を使用している。
[24] 空き家か否かの判定は、老朽家屋等データに含まれる属性情報を基にしているため、ここでの空き家ダミーに該当するのは、「老朽家屋等かつ空き家」という条件にあてはまるものである。老朽家屋等でない空き家のデータは入手できなかった。

4.3.1.2　推計結果と結果の考察

推計モデル１及び２の推計結果を表 4 に示す。

表 4　推計モデル１、推計モデル２　の推計結果

被説明変数 : ln地価 （標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル1		推計モデル2	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
老朽家屋ダミー	−0.097 ***	(0.019)	−0.083 ***	(0.022)
空き家ダミー			−0.032	(0.023)
人口密度(100人/ha)	0.087 ***	(0.019)	0.088 ***	(0.019)
葛飾区 ダミー	0.102	(0.100)	0.099	(0.100)
用途地域ダミー(近隣商業)	0.169 ***	(0.049)	0.167 ***	(0.049)
用途地域ダミー(商業)	0.529 ***	(0.056)	0.524 ***	(0.056)
用途地域ダミー(準工業)	0.002	(0.025)	0.005	(0.025)
用途地域ダミー(工業)	−0.256 ***	(0.051)	−0.264 ***	(0.051)
用途地域ダミー(工業専用)	−0.558 ***	(0.197)	−0.558 ***	(0.197)
建ぺい率	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)
最寄駅までの距離(km)	−0.220 ***	(0.024)	−0.216 ***	(0.024)
東京駅までの所要時間（分）	−0.004	(0.003)	−0.004 *	(0.003)
北千住駅周辺300m以内ダミー	0.254 ***	(0.045)	0.259 ***	(0.045)
北千住駅までの距離(km)	−0.035 ***	(0.008)	−0.036 ***	(0.008)
定数項	12.407 ***	(0.158)	12.399 ***	(0.158)
自由度調整済決定係数	0.736		0.737	
観測数	528		528	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル１の結果では、100m 以内に老朽家屋等が存在する地域において、他の地域と比べ地価が約 9.7%[25]低いことが統計的に有意に示された。また、推計モデル２の結果では、老朽家屋ダミーは負の係数で統計的に有意であるが、空き家ダミーによる効果については、負の係数であるものの統計的に有意ではなかった。したがって、居住者がいない老朽家屋等の方が、居住者がいる老朽家屋等よりも外部不経済が大きいとは言えないことがわかった。この結果は、空き家か否かという特性の差異が老朽家屋等の外部不経済の大きさを決める確定的な要因ではないことを示唆している。

[25] 本研究における推計モデルは、被説明変数にいずれも対数値（ln）を用い、説明変数には対数値を用いない片対数モデルとなっている。この場合の推計された説明変数のパラメータ（β）は、各種説明変数（X）が１単位変化した場合の被説明変数（lnP）の変化率とみなされるが、厳密な限界効果は、$[\ \Delta \ln P / \ln P = \exp(\ \Delta \beta) - 1]$ である。ただし、本稿においては、推計結果との比較が容易になるように、厳密な限界効果は用いず、推計結果のパラメータを限界効果の近似値とみなして用いている。

4.3.2　実証分析その２

老朽家屋等の外部不経済の大きさが、老朽危険度によって左右されるかどうかを検証するため、老朽ランク別にダミー変数を設定し分析を行う。なお、本事例においては複数の老朽家屋等が地価ポイント周辺に存在するケースが多く[26]、各老朽家屋等による影響を明確に切り分けられないため、前述の推計式２のように老朽家屋ダミーとの交差項を用いて危険度の違いによる効果を検証することができない。

そこで、老朽ランク別のダミーを個別に推計モデルに組み込むことで、各ランクの老朽家屋等が存在することの効果を確認し、その結果を比較することで、老朽危険度による外部不経済の差異を推計する。

4.3.2.1　推計モデル

老朽危険度が高いランク A 以上は、ランク B よりも外部不経済が大きいと想定される。そこで、周辺にランク A 以上の老朽家屋等が存在する場合１をとるダミー変数（ランク overA）を用いてその影響を推計する。また、ランク A＋の効果がランク A の効果と差異が存在するかについても確認するため、ランク A＋ダミーを用いた推計も行う。

推計モデル３－１　老朽危険度の差異による外部不経済の変化の推計

（老朽家屋ランクダミーは、それぞれ１つずつ推計モデルに入れる）

ln 地価

＝　β0（定数項）

＋β1 ランク overA ダミー（, ランク A+ダミー）

＋β2~β6 用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用）

＋β7 葛飾区ダミー ＋β8 人口密度 ＋β9 建ぺい率

＋β10 最寄り駅までの距離 ＋β11 最寄り駅から東京駅までの所要時間

＋β12 北千住駅までの距離 ＋β13 北千住駅周辺 300m 以内ダミー

+u（誤差項）

※OLS（最小二乗法）で推計

推計モデル３－１におけるランク overA ダミーの効果には、前述のようにランク B による影響が混在しており、老朽ランク A 以上の老朽家屋等の効果を純粋に抽出することができない。そこで、混在による影響を取り除くため、ランク overA ダミー、ランク B ダミー、そしてランク overA ダミーとランク B ダミーの交差項を加えた推計モデル３－２により、それぞれの効果を分離することを試みる。

[26] ランク overA ダミーが該当するサンプル数 135 のうち、ランク B ダミーが該当するサンプル数 101 となっている。

推計モデル３－２ 老朽ランクが異なる老朽家屋等が周辺に同時に存在する効果の推計
（ランク overA ダミー、ランク B ダミー、両ダミーの交差項を説明変数として使用する）

ln 地価
= β0（定数項）
+β1 ランク overA ダミー +β2 ランク B ダミー
+β3 ランク overA ダミー × ランク B ダミー
+β4~β8 用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用）
+β9 葛飾区ダミー +β10 人口密度 +β11 建ぺい率
+β12 最寄り駅までの距離 +β13 最寄り駅から東京駅までの所要時間
+β14 北千住駅までの距離 +β15 北千住駅周辺 300m 以内ダミー
+ u（誤差項）

※OLS（最小二乗法）で推計

4.3.2.2 推計結果と結果の考察

推計モデル３－１及び３－２の推計結果を表 5 に示す。

表 5 推計モデル３－１、推計モデル３－２ の推計結果

被説明変数：ln地価 （標準宅地の価格(円／㎡)）

推計モデル	推計モデル3-1						推計モデル3-2		
	(1) A+			(2) overA			(overA_B混合)		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
ランクA+ダミー	-0.030		(0.038)						
ランクoverAダミー				-0.067	***	(0.022)	-0.082	**	(0.039)
ランクBダミー							-0.088	***	(0.021)
overAダミー_Bダミー交差項							0.041		(0.045)
人口密度(100人/ha)	0.074	***	(0.019)	0.076	***	(0.019)	0.086	***	(0.019)
葛飾区 ダミー	0.165		(0.101)	0.151		(0.101)	0.101		(0.100)
用途地域ダミー(近隣商業)	0.165	***	(0.050)	0.169	***	(0.049)	0.170	***	(0.049)
用途地域ダミー(商業)	0.539	***	(0.057)	0.536	***	(0.057)	0.525	***	(0.056)
用途地域ダミー(準工業)	-0.002		(0.026)	0.007		(0.026)	0.008		(0.025)
用途地域ダミー(工業)	-0.268	**	(0.052)	-0.263	***	(0.052)	-0.259	***	(0.051)
用途地域ダミー(工業専用)	-0.511	***	(0.202)	-0.518	***	(0.200)	-0.559	***	(0.197)
建ぺい率	0.001		(0.002)	0.001		(0.002)	0.001		(0.002)
最寄駅までの距離(km)	-0.230	***	(0.025)	-0.220	***	(0.025)	-0.214	***	(0.024)
東京駅までの所要時間（分）	-0.004		(0.003)	-0.003		(0.003)	-0.004		(0.003)
北千住駅周辺300m以内ダミー	0.239	***	(0.047)	0.272	***	(0.047)	0.264	***	(0.046)
北千住駅までの距離(km)	-0.028	***	(0.008)	-0.033	***	(0.008)	-0.038	***	(0.008)
定数項	12.343	***	(0.161)	12.328	***	(0.160)	12.391	***	(0.158)
自由度調整済決定係数	0.723			0.728			0.737		
観測数	528			528			528		

*** ** * は、それぞれ有意水準 1% 5% 10% を示す

推計モデル３－１の結果としては、地価ポイント周辺 100m以内に老朽ランク A 以上の老朽家屋等が存在する場合、地価が約 6.7%下落することが 1%有意水準で示された。

一方、ランク A+ダミーを説明変数とした回帰分析の結果では、負の係数が推計されたものの統計的に有意とはならなかった。その原因[27]としては、老朽化により危険という性質においてはランク A もランク A+も同様であり、両者の違いである緊急度までは地価に反映するほどの評価はなされていないということが考えられる。両ランクを統合したランク overA については統計的に有意であることもそれを裏付けている。

したがって、以降の分析においては、ランク A 以上の老朽危険家屋の外部不経済を推計する指標として、overA の区分を用いることとする。

推計モデル３－２では、ランク overA とランク B が混在する場合の外部不経済の変化を検証した。推計結果としては、ランク overA のみが周辺に存在する場合は約 8.2%、ランク B のみが存在する場合は約 8.8%、地価が下落することが示されている。

そして、両ランクの老朽家屋等が同時に存在する場合は、ランク overA ダミー、ランク B ダミー、両ダミーの交差項の係数の合計を限界効果とみなすと、約 13%地価が下落すると推計される。しかし、両ダミーの交差項の係数は統計的に有意ではないため、正確な限界効果は不明である。また、両ダミーの交差項が有意でなかったため、老朽ランクの異なる老朽家屋等が周辺にあることによる相乗効果や相殺効果[28]は確認されなかった。

さらに、ダミー変数の係数の絶対値に注目すると、老朽危険度が高いランク overA よりも、ランクＢの方がより効果が大きいという結果となっている。これは老朽家屋等の有無のみを基準としたダミー変数では、周辺に老朽家屋等が複数件存在している場合も無差別となってしまうため、その集積効果が反映されていないことが原因と考えられる。

4.3.3　実証分析その３

前述のとおり、老朽危険度が係数値の差として表れていない原因は、複数の老朽家屋等が存在することによる集積効果による可能性がある。そこで、老朽家屋等の件数を説明変数とすることで集積効果を検証するとともに、老朽ランクの違いによる外部効果の違いを検証する。

4.3.3.1 推計モデル

地価ポイント周辺 100m 以内に存在する老朽家屋等の件数を示す老朽家屋集積数を老朽ランクごとに算出し、1 件あたりの外部効果を推計する。

---

[27] ランク A+については、ダミーが該当するサンプル数が少なかった（28 件）ことも原因として考えられる。

[28] 周辺に老朽家屋等が既に存在する場合には、周辺の家屋が老朽家屋となるインパクトは小さくなる（相殺効果）とも考えられる。両ダミーの交差項の係数の値は正のため、こうした影響が存在する可能性はあるが、統計的に有意でないため確証はない。

推計モデル４　老朽家屋等の集積（件数）効果の推計

（老朽家屋集積数（overA）、老朽家屋集積数（B）は、一つずつ推計モデルに入れる）

ln 地価

＝　β0（定数項）

＋β1 老朽家屋集積数（overA）（ , 老朽家屋集積数（B））

＋β2~β6 用途地域ダミー（近隣商業、商業、準工業、工業、工業専用）

＋β7 葛飾区ダミー ＋β8 人口密度 ＋β9 建ぺい率

＋β10 最寄り駅までの距離 ＋β11 最寄り駅から東京駅までの所要時間

＋β12 北千住駅までの距離 ＋β13 北千住駅周辺 300m 以内ダミー

＋u（誤差項）

※OLS（最小二乗法）で推計

4.3.3.2　推計結果と結果の考察

推計モデルの推計結果を表 6 に示す。

表 6　推計モデル４の推計結果

被説明変数 : ln地価 （標準宅地の価格（円／㎡））

推計モデル	推計モデル4			
	(1) 集積数(overA)		(2) 集積数(B)	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
老朽家屋集積数(overA)	−0.023 **	(0.011)		
老朽家屋集積数(B)			−0.014 ***	(0.005)
人口密度（100人／ha）	0.072 ***	(0.019)	0.076 ***	(0.019)
葛飾区 ダミー	0.159	(0.101)	0.145	(0.101)
用途地域ダミー(近隣商業)	0.167 ***	(0.050)	0.164 ***	(0.049)
用途地域ダミー(商業)	0.536 ***	(0.057)	0.523 ***	(0.057)
用途地域ダミー(準工業)	0.001	(0.026)	−0.003	(0.025)
用途地域ダミー(工業)	−0.270 ***	(0.052)	−0.273 ***	(0.052)
用途地域ダミー(工業専用)	−0.519 ***	(0.201)	−0.531 ***	(0.200)
建ぺい率	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)
最寄駅までの距離（km）	−0.224 ***	(0.025)	−0.222 ***	(0.025)
最寄駅から東京駅までの所要時間（分）	−0.004	(0.003)	−0.004 *	(0.003)
北千住周辺300m以内ダミー	0.274 ***	(0.048)	0.234 ***	(0.046)
北千住駅までの距離km)	−0.032 ***	(0.008)	−0.033 ***	(0.008)
定数項	12.340 ***	(0.160)	12.364 ***	(0.160)
自由度調整済決定係数	0.726		0.728	
観測数	528		528	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル４の結果では、周辺にランク overA の老朽家屋が１件存在することにより、地価は約 2.3%下落し、ランク B の老朽家屋が１件存在する場合は、１件につき約 1.4%地価が下落することが判明した。

なお、推計式と推計結果は記載していないが、老朽家屋集積数（overA）と老朽家屋集積数（B）の両方を説明変数に加えたモデルで推計したところ、いずれも係数の値は負となったものの、老朽家屋集積数（overA）が統計的に有意ではないという結果となった。老朽家屋集積数（overA）は、単体で加えたモデルでも元々有意水準が 5%であり、ランク B に比べて、集積効果という見方には当てはまりにくい可能性がある。

4.3.4　実証分析その４

外部不経済をもたらしていた老朽家屋等が除却されると、原因が解消されたことにより、地価は上昇すると考えられる。老朽危険家屋等対策として、自治体によっては助成制度を設けてまで除却を進めているが、本当に外部不経済を解消しているのか、その効果はどの程度あるのかを検証する。

4.3.4.1　推計モデル

推計モデル４で用いた周辺 100m 以内に存在するランク overA[29]の老朽家屋等の数を基に、平成 23～平成 25 年度に除却[30]された老朽家屋等の件数、及び除却数が集積数に占める割合（除却率）を用いて、老朽家屋等除却による外部不経済の解消効果を推計する。

なお、固定効果モデルによる分析では、時点間で変化のない効果は除去されるため、2 時点間で変化のない説明変数は推計モデルから除外している。

推計モデル５－１　老朽危険家屋等の除却による外部不経済解消効果の推計（除却数）

ln 地価 $_{it}$[31]

＝　$\beta 0$（定数項）

＋$\beta 1$ 除却数 $_{it}$

＋$\beta 2$ 平成 26 年度ダミー$_{i}$ ＋$\beta 3$ 人口密度 $_{it}$

＋　ε_{it}（誤差項）

※固定効果モデルで推計

[29]足立区では全ての老朽家屋等について常に動向を把握しているわけではなく、特に危険度の低い老朽家屋等については、除却等が行われた実績、除却時期についての正確な把握は困難である。そこで、本分析においては、より信頼度が高いと思われるランク A 以上の老朽家屋等の除却数を用いた。

[30] 除却には、同一敷地内で老朽家屋等を解体後に新たな建築物を再建築したケースも含む。

[31] 添え字の i は観測個体を、t は時点を表す。

推計モデル５－２　老朽危険家屋等の除却による外部不経済解消効果の推計（除却率）

ln 地価 $_{it}$

＝　$\beta 0$（定数項）

＋$\beta 1$ 除却率 $_{it}$

＋$\beta 2$ 平成 26 年度ダミー$_{i}$ ＋$\beta 3$ 人口密度 $_{it}$

＋ε_{it}（誤差項）

※固定効果モデルで推計

4.3.4.2　推計結果と結果の考察

推計モデル５－１及び５－２の推計結果を表 7 に示す。

表 7　推計モデル５－１、５－２　の推計結果

被説明変数 ：ln地価 （標準宅地の価格（円／㎡））

推計モデル	推計モデル5-1（除却数）		推計モデル5-2（除却率）	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
除却数	0.0086 ***	(0.0025)		
除却率（除却数／集積数）			0.0094 **	(0.0044)
人口密度（100人/ha）	-0.0560	(0.1050)	-0.0189	(0.1059)
平成26年度ダミー	0.0001	(0.0002)	0.0000	(0.0002)
定数項	12.2065 ***	(0.0211)	12.2087 ***	(0.0212)
自由度調整済決定係数	0.023		0.009	
観測数	1056		1056	

*** ** * は、それぞれ有意水準 1%　5%　10%　を示す

推計モデル５－１の結果としては、地価ポイント周辺 100m 以内に存在するランク A 以上の老朽家屋等が 1 件除却されることで、地価が約 0.86%上昇することが判明した。

ただし推計モデル５－２の推計結果によるならば、周辺にある老朽危険家屋等が全て除却された場合には地価が約 0.94%上昇するが、仮に周辺に老朽危険家屋等が 2 件あったうちの 1 件のみが除却されたというような場合では地価の上昇はその半分の約 0.47%にとどまる。この結果は、除却により周辺に老朽危険家屋等が存在しなくなる場合と、除却後も老朽危険家屋等が残存している場合とでは効果が異なる可能性を示唆している。

4.4　推計結果のまとめと考察

（1）老朽家屋等の外部不経済に与える影響は空き家か否かによって異なるとはいえない

推計モデル２での分析により、居住ありの老朽家屋等と空き家の老朽家屋等とで外部不経済の大きさに統計的に有意な差は確認されなかった。したがって居住者の有無は、老朽家屋等の外部不経済の大きさを左右する特性ではない[32]と推察される。

（2）老朽危険度が高い老朽家屋等の方が外部不経済は大きい

推計モデル４での分析により、集積効果を加味するとランク B よりもランク A の方が 1 件あたりの外部不経済が大きいことが確認された。これは、当初の仮説どおり、老朽危険度が外部不経済の大きさにも反映しているものと推察される。

（3）老朽危険度では測りきれない外部不経済の要素が存在する

老朽化による危険度が高くないランク B の物件についても外部不経済が確認されたことで、老朽家屋等の外部不経済は危険度のみによるものではないことが示された。予想される要因としては、例えば老朽化による汚損等が周辺地域に景観上の悪影響をもたらすことで市場に負の評価をされ、地価の下落をもたらしている等が考えられる。

（4）外部不経済の影響範囲と効果

今回の推計ではいずれも 100m 以内に老朽家屋等が存在することを条件としていることから、外部不経済と除却による外部不経済の解消効果はいずれも 100m 程度の広域に及ぶ可能性があることとなる。したがって、老朽家屋等の外部不経済への対策を検討するにあたっては、単に危険の及ぶと推測される近隣周辺の問題ととらえるのではなく、一定程度の広域に影響する問題として認識するのが妥当と考える。

仮に、推計モデル５－１において計測された除却による地価の回復効果が半径 100m 以内に及ぶとすると、単純推計ではあるが、以下の式が示すとおり、その効果は非常に大きいものとなる。

＜老朽危険家屋除却による効果のシュミレーション＞

（27 万円／㎡[33] × 0.86%）×（100×100×π）㎡ ×（2,864ha[34] ／ 5,320ha[35]）[36]

≒ 3,927 万円

---

[32] ただし、本研究は特定時点での外部不経済の大きさを計測しているものであり、居住者がいる場合と比べ、空き家の方が老朽化の進行が早い可能性等について否定するものではない。

[33] 足立区における平成 27 年度地価公示の平均価格（住宅地：269,600 円）より

[34] 足立区における総宅地面積（足立区都市建設部都市計画課「足立区土地利用現況調査（平成 26 年 3 月現在)」より）

[35] 足立区の総面積

[36] 効果の及ぶ範囲から市場取引の生じない道路や公園等の公共施設を除外するため、区内総面積に占める宅地面積の割合を便宜的に用いて推計した。

5 まとめ

前章の実証分析の結果と、現行の老朽家屋等対策の課題をふまえて、行政による老朽家屋等対策について政策提言するとともに、今後の課題を提示する。

5.1 現行制度の課題

（1）建築基準法と空家対策特措法の措置要件の範囲

建築基準法では、特定行政庁は既存不適格建築物に対し、「著しく保安上危険であり、又は著しく衛生上有害であると認める場合」に、「当該建築物又はその敷地の所有者、管理者又は占有者」に、「当該建築物の除却、移転、改築、増築、修繕、模様替、使用禁止、使用制限その他保安上又は衛生上必要な措置をとることを命ずる」ことができる[37]としており、空家対策特措法では、「そのまま放置すれば倒壊等著しく保安上危険となるおそれのある状態又は著しく衛生上有害となるおそれのある状態」そして、「適切な管理が行われていないことにより著しく景観を損なっている状態その他周辺の生活環境の保全を図るために放置することが不適切である状態」にあると認められる空家等に対して、助言・指導（同法 14 条 1 項）、勧告（同法 14 条 2 項）、命令（同法 14 条 3 項）、行政代執行・略式代執行（同法 14 条 9・10 項）の措置をとることができると規定している。

二つの法律を比較すると、空家対策特措法では、「放置すると～おそれのある場合」と将来的な蓋然性を含む状態での措置を可能とする要件を規定している一方、建築基準法では、現に危険が存在している場合に限り是正命令を出すことができると規定している。したがって、居住者（または占有者）が存在する場合は、現在急迫する危険はないが、将来危険が生じるおそれがある老朽家屋に対しては、何ら規制措置は取れないこととなる。

また、保安上の危険以外の外部不経済の要素としては、周囲の景観の毀損等が考えられるが、これについては建築基準法による規制は存在しない。空家対策特措法においては、「適切な管理が行われていないことにより著しく景観を損なっている状態」[38]を特定空家の要件としているが、著しく景観を損なっている状態とは、「『特定空家等に対する措置』に関する適切な実施を図るために必要な指針」によると、「①適切な管理が行われていない結果、既存の景観に関するルールに著しく適合しない状態となっていること」、又は「②その他以下のような状態[39]にあり、周囲の景観と著しく不調和な状態であること」とされており、単に景観を害しているだけでは足らず、著しいと判断されるに足るほどの妥当性を持った根拠が必要である。

---

37 建築基準法 10 条 3 項より抜粋

38 空家等対策の推進に関する特別措置法 2 条 2 項より抜粋

39 状態の例：屋根、外壁等が汚物や落書き等で外見上大きく痛んだり汚れたまま放置されている。多数の窓ガラスが割れたまま放置されている。立ち木等が建築物の全面を覆う程度まで繁茂している等

以上をふまえると、下記のようなケースについては、現行制度下においては措置要件にあてはまらないこととなる。
(A) そのまま放置すれば、保安上危険と思われる老朽家屋等であるが、居住者が居る場合
(B) 老朽家屋等の存在により、著しいとまでは言えないが、周辺の景観を損っている状態

ここで、前章の実証分析で用いた足立区の老朽家屋データにおける老朽ランク区分と照らし合わせてみると、ランクＢはケース(B)に対応する場合があり、ランク overＡではケース(B)に加え、ケース(A)に該当する場合が相当数存在すると思われる。いずれも今回の実証分析において、外部不経済が確認された老朽家屋等であるが、現行法においては規制対象に含まれない可能性が高く、足立区のように独自に条例等を設けない限り、行政による対処は困難と思われる。

（２）建築基準法と空家対策特措法の措置要件の不明確さ

空家対策特措法施行以前に空き家対策条例を制定した自治体の中には、建築基準法 10 条 3 項の要件判断が難しいことを制定理由の一つとして挙げているところがある[40]。また、同条項による是正命令の発出は平成 17 年から平成 25 年までの間でわずか 16 件[41]とされており、要件判断の難しさが実効性を低めている可能性がある。この問題に対して、国土交通省では、特定空家判定のガイドライン[42]を作成するほか、既存不適格建築物に係る是正命令制度に関するガイドライン[43]を取りまとめているが、これらはあくまで「基本的な考え方」、「判断方法の例」、「判断の参考となる基準」を示したものであるため、依然として処分庁による裁量判断の余地が大きいと思われる。また、形式要件が明確であるかどうかは、行政処分を受ける側にとっても予見性を高める上で重要な意味を持つため、行政手続法 12 条[44]の趣旨を鑑みても、形式要件の明確化は重要な課題である。

（３）行政代執行制度の問題

また、前述の是正命令は、義務履行手段として行政代執行を規定していることから、義務の履行がなされない場合に最終的には行政代執行をせざるを得なくなることを恐れ、是正命令の発出が敬遠される[45]ことも危惧される。したがって、福井(1996)において指摘されているように、行政コストの高い行政代執行を義務履行手段とする是正命令等を中心とした直接規制よりも、経済的手段である賦課金制度による政府介入の方がより望ましい。

---

40 北村（監修・著）ほか(2012)、公益財団法人に本都市センター(2015) 参照
41 国土交通省「既存不適格建築物に係る是正命令制度に関するガイドライン」(2015) 参照
42 国土交通省「『特定空家等に対する措置』に関する適切な実施を図るために必要な指針」参照
43 国土交通省前掲(2015)
44 行政手続法 12 条 2 項には、「行政庁は、処分基準を定めるに当たっては、不利益処分の性質に照らしてできる限り具体的なものとしなければならない。」とある。
45 福井(1996)参照

（4）一般住宅用地への固定資産税の課税標準特例

一般住宅用地に対する固定資産税の課税標準特例が存在するため、たとえ老朽化が著しく、住居用途に適さない状態の住宅であっても、解体をできるだけ先延ばしすることで更地化による特例解除がもたらす負担増を回避することができるため、所有者にとってはそのままの状態で放置するインセンティブが存在すると考えられる。

空き家の場合、特定空家に指定され勧告が出されると、この特例は解除されるが、この措置はあくまで、空き家等保持推奨に働くインセンティブが存在するという制度の歪みを解消しているに過ぎず、老朽家屋の外部不経済自体のコントロールができているわけではない。

5.2 政策提言

【老朽家屋の外部不経済に対するピグー税の賦課】

老朽家屋等に対しては、所有者自らが適切な管理を行うことが大前提であり、効率的でもある。そのためには、外部不経済を内在化させることで放置インセンティブをなくすことが有効であり、空き家か否かの別に関わらず、老朽化による外部不経済の大きさに応じて課税するピグー税[46]を設定することを提案する。

また、賦課基準の設定にあたっては、現行制度下では適用対象に含まれていない比較的軽度の老朽家屋等も対象に含めた上で、外部不経済の程度に応じて段階的に税率を引き上げられるように柔軟に課税標準を変更できるようにし、老朽化の深刻化や管理不全状態の解消を反映できるようにする必要がある。

なお、ピグー税導入後の老朽家屋等対策（保安上の危険に関する）における適用関係イメージは、図 7 のとおりである。現行制度下で強制措置による義務履行の適用対象とならない領域にピグー税を適用することにより、これまで不十分であった外部不経済のコントロールを企図するものである。ただし、現行制度において強制措置が可能となっている領域についてもピグー税が賦課されることとなるため、外部不経済の原因である保安上の危険が取り除かれた場合には、すみやかにピグー税の賦課を取りやめる必要がある。

そして、当該ピグー税の賦課徴収にあたっては、外部不経済の原因物への課税という点で整合性があり、既に根拠法と執行体制が確立されている建物の固定資産税徴収手続きにより行うのが妥当と考える。

---

[46] 「負の外部性の影響を矯正するために課される税」N・グレゴリー・マンキュー (2005)参照

図７　政策提言に基づく老朽家屋等対策の適用イメージ（保安上の危険の場合）

	著しい保安上の危険		（著しいとまではいえない）保安上の危険	
	（現に～が存在する）	放置すれば～となるおそれ	（現に～が存在する）	放置すれば～となるおそれ
居住なし(空き家)	**空家対策特措法／建築基準法及び ピグー税**	**空家対策特措法及び ピグー税**	**ピグー税**	
居住あり	**建築基準法及び ピグー税**	**ピグー税**	**ピグー税**	

また、ピグー税を導入した場合、所有者は適正な税を支払うことにより老朽家屋等をそのまま放置することも許容されることとなるため、徴収した税を原資とし、周辺住民への補償に充てることも必要と考える。

加えて、そうした場合でも著しい保安上の危険等が生じている場合には、放置すると周辺住民の生命・財産をおびやかすこととなるため、建築基準法ないし空家対策特措法による是正命令等での解決ルートは依然として重要である。したがって、そうした解決ルートでの実効性を高めるための制度改善や見直し[47]等も必要であろう。差し当たって、現状で必要と思われるのは、両法律の適用要件の明確化である。

前述のとおり、措置要件の判断が難しいという問題があるが、建築主事を置いていない特定行政庁以外の自治体の場合は、要件判断はより困難と考えられる。建築基準法に基づく措置は特定行政庁の権限であるが、空家対策特措法に基づく是正措置の発出にはそうした制限がないため、特定空家等への対策を検討する上で、特定行政庁の支援が重要となること思われる。なお、空家対策特措法８条は、「市町村に対し、都道府県による技術的な助言等必要な援助を行う努力義務」を規定している。これは、地方の包括的自治体かつ特定行政庁としての役割を期待されているものと解される。

したがって、こうした立法趣旨に鑑み、都道府県において特定空家等判定のためのより詳細な判定基準の提示[48]や、ガイドラインの作成、必要な場合に技術職員の派遣や支援が受けられる体制整備等を進めるべきと考える。

---

47 空家対策特措法では、附則２において、「政府は、この法律施工後五年を経過した場合において、この法律の施行の状況を勘案し、必要があると認めるときは、この法律の規定について検討を加え、その結果に基づいて所要の措置を講ずるものとする。」としている。

48 なお、大阪府、福岡県、岡山県では、詳細な特定空家の判定フロー、判定表等を作成している。

5.3　今後の課題

本稿では、老朽家屋等による外部不経済への対策として、ピグー税の賦課を政策提言した。しかし、ピグー税の賦課要件と額の設定にあたっては、老朽家屋の外部不経済を客観的に評価する必要があるため、立地状況等（都市の規模、土地利用状況、通りへの面し方等）による影響も加味した推計モデルの構築等、外部不経済をより精緻に計測する手法を確立する必要がある。

また、空家対策特措法においては、各自治体が空き家についてのデータベースを整備[49]することを努力義務としているが、空き家のみならず、老朽家屋等に関する地理空間情報を含む総合的なデータベースを構築することが適当と考える。また、そうしたデータベースを老朽家屋及び空き家対策部局間で共有し、老朽化の進行や空き家化などのリスクレベルの変化にもより適切な対応をとれる体制とするべきと考える。老朽家屋対策と空き家対策が乖離した縦割り体制とならないよう、部署間の連携を強めて対応していくことが必要であろう。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の中川雅之客員教授、副査の杉浦美奈准教授、村辻義信客員教授、森岡拓郎専任講師から丁寧なご指導をいただくとともに、まちづくりプログラム関係教員の皆様から、たくさんの貴重なご意見をいただきました。心より感謝申し上げます。

また、本稿での実証分析にあたりデータ提供等において、一方ならぬご協力をいただきました足立区都市建設部建築安全課をはじめ、各種情報提供等にご協力をいただきました関係自治体の職員の皆様には、ここに感謝の意を表します。

そして、この一年を共に過ごし、共に学び、苦楽を分かち合った、まちづくりプログラム同期の皆様にも深く感謝申し上げます。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰します。また、本稿における考察・提言等につきましては、筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No.716）による成果である（利用データ: Zmap TOWN II (2013/14 年度 Shape 版) 東京都 データセット（ゼンリン提供)）。

[49] 同法 11 条参照

参考・引用文献

N・グレゴリー・マンキュー（著）足立英之ほか（訳）.(2005).『マンキュー経済学Ⅰ　ミクロ編』. 東洋経済印刷.

栗津貴史.(2014).「管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究」.『都市住宅学』87, 209－217.

金本良嗣.(1997).『都市経済学』. 東洋経済新報社.

北村喜宣.(2012).「空き家対策の自治体政策法務（一）・（二・完）」.『自治研究』88(7),21-47, 88(8), 49-79 .

北村喜宣.(2016a).「空家法の全面施行によってみえてきた法的論点」.『都市＋デザイン』34, 10－13.

北村喜宣.(2016b).「老朽家屋等対策における都道府県と市町村の協働：特定行政庁に着目して」. 著: 磯部力先生古稀記念論文集刊行委員会（編）,『都市と環境の公法学〔磯部力先生古稀記念論文集〕』 (ページ: 103-131). 勁草書房.

北村喜宣（監修・執筆）ほか.(2012).『空き家等の適正管理条例』.（株）地域科学研究会

公益財団法人日本都市センター.(2015).『都市自治体と空き家ー課題・対策・展望ー』. 株式会社　中広　東京支社.

中川雅之.(2008).『公共経済学と都市政策』. 日本評論社.

中川雅之・齊藤誠・清水千弘.(2014).「老朽マンションの近隣外部性ー老朽マンション集積が住宅価格に与える影響ー」.『住宅土地経済』 (93), 20-27.

長島俊明.(2016).「ゴミ屋敷がもたらす負の外部性への対応に関する考察」. 政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文.

福井秀夫.(1996).「行政代執行制度の課題」.『公法研究』 58, 206-219.

福井秀夫.(2007).『ケースからはじめよう　法と経済学』. 日本評論社.

.

生活保護基礎控除額増額による就労促進効果について

～茨城県坂東市を事例として～

（要旨）

生活保護法第 1 条には、「この法律は、日本国憲法第二十五条に規定する理念に基き、国が生活に困窮するすべての国民に対し、その困窮の程度に応じ、必要な保護を行い、その最低限度の生活を保障するとともに、その自立を助長することを目的とする。」とある。

厚生労働省は平成 25 年 8 月 1 日に、就労や自立のインセンティブを強化させるため、勤労控除の種類の 1 つである基礎控除を増額した。

本稿では、厚生労働省が施行した基礎控除額増額は生活保護受給者の就労・自立の助長に効果的に機能しているのか、基礎控除額をいくらに設定すればどれだけの受給者が就労するのかを分析した。しかし、厚生労働省のデータには受給者個人のバックグラウンドデータは含まれておらず、就労にいたっていない受給者の傾向や特性が不明確である。そこで、筆者の派遣元である茨城県坂東市から生活保護受給者の該当者数や就労状況などのデータを提供してもらい(住所や氏名、生年月日といった個人情報は含まれていない)、それらを元に受給者たちのバックグラウンドのうち、就労に影響を与えている要素は何なのかも分析した。

その結果、基礎控除額増額は就労を促すほどの効果は期待できないことを実証した。また、受給者個人のバックグラウンドに注目し、坂東市では性別と 66～75 歳の年代が就労意欲に最も影響を与えることが分かった。

以上のことから、基礎控除増額だけでは自立にいたるまでの就労インセンティブは与えられず、受給者に日常生活が送れる環境を整えた上で、他制度との連携や就労意欲が沸くような環境作りが必須であるとの政策提言を行った。

2017 年（平成 29 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU16714　堀江　和輝

目　次

1. はじめに

1-1　背景……513

1-2　既往研究……513

2. 生活保護の制度と現状

2-1　生活保護制度について ……514

2-2　生活保護の現状(全国) ……514

3. 基礎控除の概要および就労促進効果の現状

3-1　基礎控除とは……516

3-2　平成 25 年 8 月に改正された基礎控除額について ……516

3-3　基礎控除額増額の効果(全国) ……517

3-4　基礎控除額増額の効果(茨城県坂東市) ……518

4. 問題意識

4-1　現在の基礎控除制度の問題点 ……519

5. 基礎控除増額による就労促進効果の実証分析（実証分析１）

5-1　仮説……520

5-2　分析の方法……521

5-3　実証分析……522

5-4　結果の考察……524

6. 生活保護受給者の就労に影響を与えている要件の実証分析（実証分析２）

6-1　分析の目的……524

6-2　分析の方法……524

6-3　実証分析……525

6-4　結果の考察……526

7. 政策提言

7-1　金銭的インセンティブの強化 ……527

7-2　就労促進のためにケースワーカーが果たすべき役割 ……528

8. 就労促進以外の諸問題

8-1　漏給・濫給問題……529

8-2　受給者の医療費問題 ……529

8-3　ケースワーカーのモチベーション ……530

9. おわりに……530

謝辞……530

参考文献……531

1. はじめに

1-1　背景

生活保護とは、「資産や能力等すべてを活用してもなお生活に困窮する方に対し、困窮の程度に応じて必要な保護を行い、健康で文化的な最低限度の生活を保障し、その自立を助長する制度[1]」である。その目的は、「この法律は、日本国憲法第二十五条に規定する理念に基き、国が生活に困窮するすべての国民に対し、その困窮の程度に応じ、必要な保護を行い、その最低限度の生活を保障するとともに、その自立を助長すること[2]」と定められており、最後のセーフティネットと言われている。

しかし、生活保護制度には、生活保護受給決定後、受給者にモラルハザードが生じている可能性がある。受給者は、毎月支給される生活扶助費だけで生活可能なため、自ら仕事を探して自立しようというインセンティブが低下する。仮に就労したとしても、給料の半分以上を収入認定されるため、金銭的な見返りが非常に小さくなってしまう。

さらに生活保護受給中は、固定資産税や保険料、医療費等の支払いも免除される。就労等により生活保護が廃止となれば、それらの支払いが再開することになるので一層自立へのインセンティブが低下する要因となる。

本稿で触れるのは、こういった就労に対するインセンティブの低下を防ぐため厚生労働省が平成 25 年 8 月 1 日に施行した「基礎控除額[3]の増額」の効果についてである。それまでは就労による基礎控除額が 8,000 円であったのに対し、増額後は 15,000 円となった。これによって就労意欲を高め、自立促進につながるとしているが実際はどうなのか、基礎控除額増額は就労促進にどれほどの効果を与えたのか、また、基礎控除額をいくらに設定すればどれだけの受給者が就労するのか、さらに、受給者のバックグラウンドのうち就労に影響を与えている要素は何なのか分析を行った。

その結果、基礎控除額増額は就労を促すほどの効果はないことを実証するとともに、基礎控除額を現行の倍額である 30,000 円に設定しても受給者全体の 7.86%しか就労しないことをシミュレーションにより明らかにした。また、受給者のバックグラウンドで就労に対して影響を与えているのは、性別と 66～75 歳の年代であることが分かった。

これらを踏まえた上で、基礎控除額増額だけでは就労に対するインセンティブは改善できないため、他制度とも連携を取り包括的な支援が必要であるということ、また、就労しやすい環境作りなど重点的な支援が必要との政策提言を行う。

1-2　既往研究

既往研究として、1985 年当時の生活保護制度における基礎控除の問題点と今後のあり方について考察した阿部(1985)、日本の生活保護制度には 3 つの問題点があるとし、それぞれについて

---

1 厚生労働省ホームページより抜粋
http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/seikatsuhogo/seikatuhogo/

2 生活保護法　第 1 章　総則　第 1 条より抜粋

3 就労で得た金額のうち、受給者本人に入る金額のこと

対策を講じている八田(2006)などがある。

しかし、両研究とも 10 年以上前のものであり、本稿で取り上げる基礎控除額増額は平成 25 年(2013 年)に施行されたものであるから、それ以降のデータを使用しての実証分析はほとんど研究されていない。

2. 生活保護の制度と現状

2-1　生活保護制度について

「1-1 背景」でも述べたように、生活保護制度は「最低限度の生活を保障するとともに、その自立を助長することを目的とする」と定められており、最後のセーフティネットと呼ばれている。

生活保護には 8 つの扶助があり、生活扶助、住宅扶助、医療扶助、介護扶助、教育扶助、出産扶助、生業扶助、葬祭扶助に分けられている。受給者の状況や生活するうえで必要と判断されたときに支給される。

また、生活保護法第 4 条および第 60 条にある「保護の補足性」「生活上の義務」に基づき、受給者に対して就労支援が行われている。

2-2　生活保護の現状（全国）

生活保護受給者数は平成 28 年 11 月現在で 2,145,930 人、世帯数は 1,639,525 世帯となっている（表 1）[4]。世帯数の内訳を見ると、65 歳以上の「高齢者世帯」が占める割合は 837,742 世帯で受給者世帯全体の 51.4%となっており、前年 11 月からおよそ 34,000 世帯増加していることが分かる。これは高齢者の就労が困難なことや就労できても低収入で自立できないことが原因と考えられる。高齢化に伴い、今後さらに増加すると予測される。

一方、「母子世帯」が占める割合は、99,316 世帯となっており全体の 6.1%を占めている。母子世帯数は、わずかではあるが年々減少傾向である。しかし、母子世帯にとって最大の問題である「貧困の連鎖[5]」を防ぐためにも決して見過ごせない数値となっている。

さらに「傷病者および障害者世帯」は、431,122 世帯となっており全体の 26.4%を占めている。こちらも母子家庭同様、減少傾向ではあるが、社会復帰の困難さや生活面でのサポートなど様々な課題がある。

そして、上記のどの世帯にも属さない「その他の世帯」が 262,591 世帯あり、全体の 16.1%を占めている。

---

4 厚生労働省ホームページより
http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/hihogosya/m2016/dl/11-01.pdf を元に筆者作成

5 貧困が親から子へ受け継がれること。生活保護を受給していた子が成人になったとき、再び生活保護を受給すること

表 1　生活保護の被保護者調査（平成 28 年 11 月分概数）結果表

被保護実人員(平成28年11月概数)	
総数	2,145,930 人

被保護世帯数(平成28年11月概数)	
総数	1,639,525 世帯

世帯類型別世帯数および割合(平成28年11月概数)		
高齢者世帯	837,742 世帯	51.4%
母子世帯	99,316 世帯	6.1%
傷病者・障害者世帯	431,122 世帯	26.4%
その他の世帯	262,591 世帯	16.1%

世帯類型別世帯数および割合(前年同月)		
高齢者世帯	803,846 世帯	49.2%
母子世帯	104,850 世帯	6.4%
傷病者・障害者世帯	443,629 世帯	27.2%
その他の世帯	271,211 世帯	16.6%

図 1、2 は平成 26 年 11 月から平成 28 年 11 月までの生活保護受給者数と世帯数の推移を表したものである[6]。

図 1 の受給者数を見ると徐々に減少していることが分かるが、図 2 の世帯数を見ると増加傾向にある。このことから、単身世帯の受給者が増加していることが予測される。

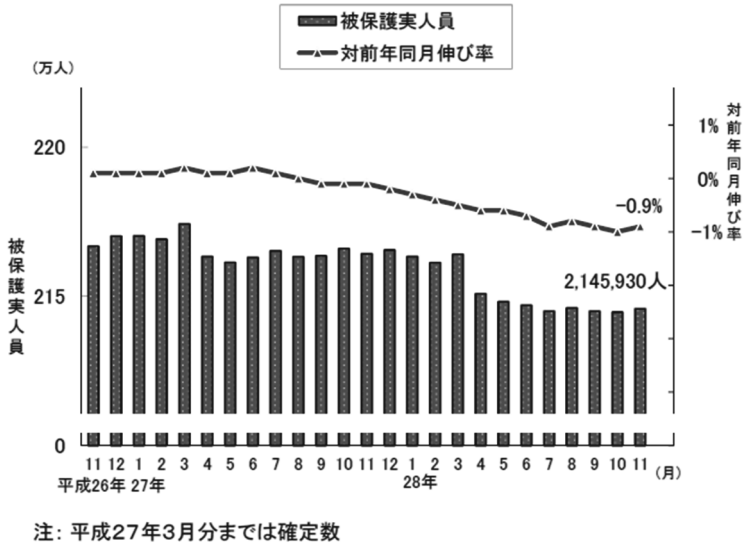


図 1　被保護実人員推移（平成 28 年 11 月分概数）

6 厚生労働省ホームページより http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/hihogosya/m2016/dl/11-01.pdf

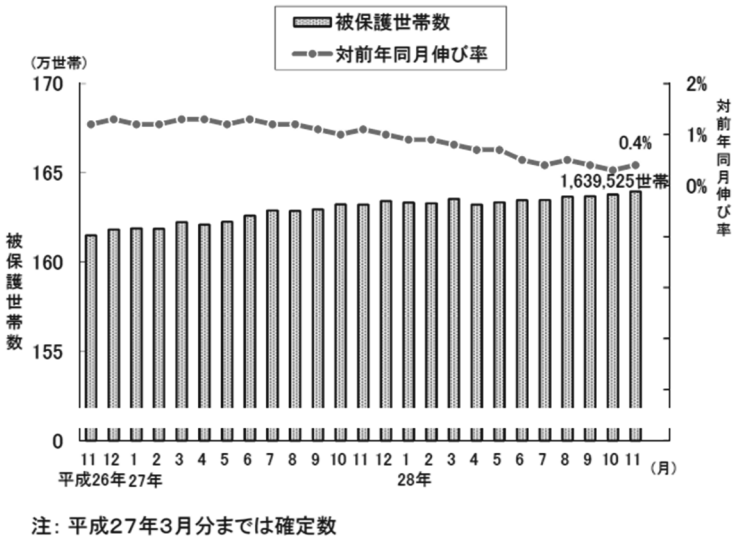


図 2　被保護世帯数推移（平成 28 年 11 月分概数）

3. 基礎控除制度と生活保護受給者の就労について

3-1　基礎控除とは

勤労に伴って必要となる被服、身の回り品、知識・教養の向上等のための経費、職場交際費等の経常的な経費を控除する金額をさす[7]。

よって、基礎控除額とは受給者本人に入る金額のことである。

3-2　平成 25 年 8 月に改正された基礎控除額について

厚生労働省ホームページによると、基礎控除創設の目的は、①勤労に伴う必要経費の補填、②勤労意欲の増進・自立助長とある。

平成 25 年 8 月の改正までは、基礎控除、新規就労控除、未成年者控除のほかに、勤労に伴って必要となる年間の臨時的な経費に対応するために、年間を通じて一定限度額の範囲内で必要な額を控除する特別控除という制度があった。しかし、特別控除には要件が複数あり、対象の要否が不明確であったため、改正においては、そういった控除は廃止し、基礎控除の増額という形で控除のしくみを明確化した。

平成 25 年 8 月 1 日に厚生労働省が示した基礎控除額増額を図 3 に表す。線①が増額前の基礎控除額、線②が増額後の基礎控除額になっている。ある一定金額を超えたところで生活保護廃止となり、生活保護受給中は支払い免除となっていた固定資産税や住民税、医療費などが再開することとなる。そのため、生活保護廃止後は、可処分所得が減少し不連続な線となる（生活保護廃止後の線①②）。

---

7 厚生労働省ホームページ 平成 23 年 7 月 12 日 生活保護制度における勤労控除等について p.2 より抜粋 http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001ifbg-att/2r9852000001ifii.pdf

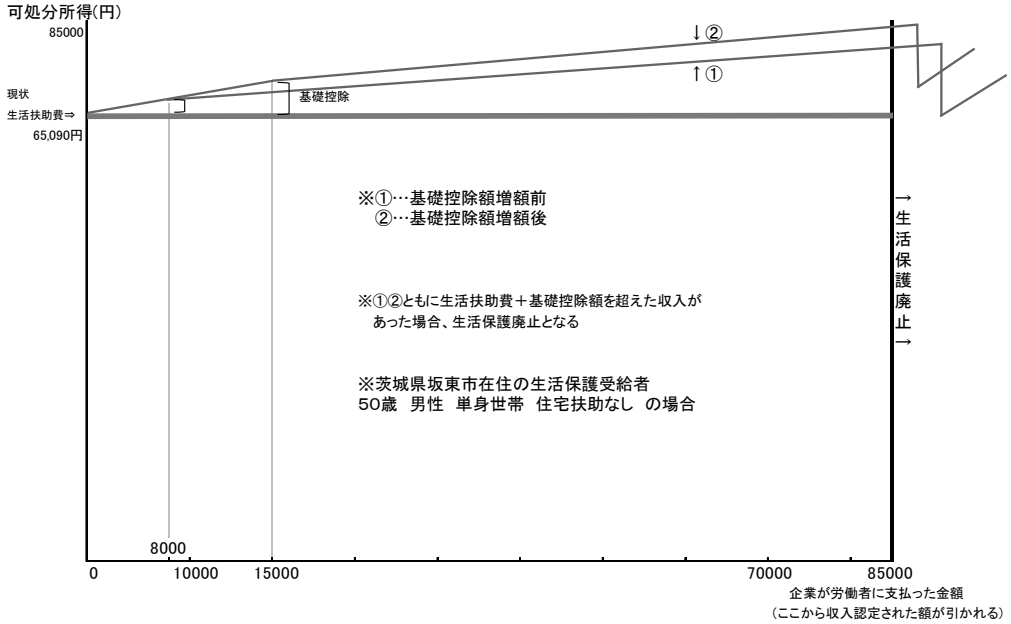


図 3　平成 25 年 8 月の基礎控除増額改正イメージ

3-3　基礎控除額増額の効果（全国）

図 4 の丸で示したとおり[8]、基礎控除額増額前と後で生活保護受給中の就労者数に変化が見られた。これを元に厚労省の全国集計データでは基礎控除額増額は効果的だったとしている。

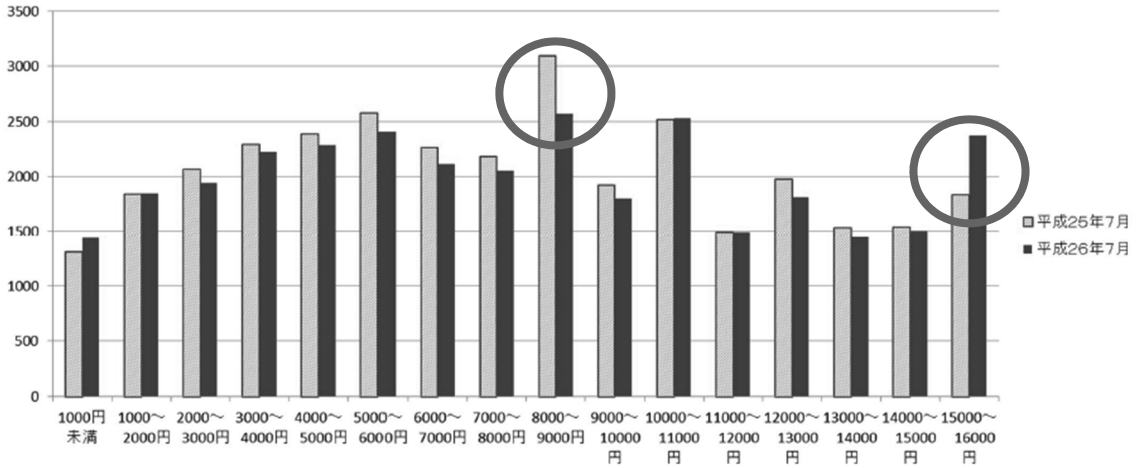


図 4　平成 25 年 7 月、平成 26 年 7 月の両月における就労収入月額階級別就労者数

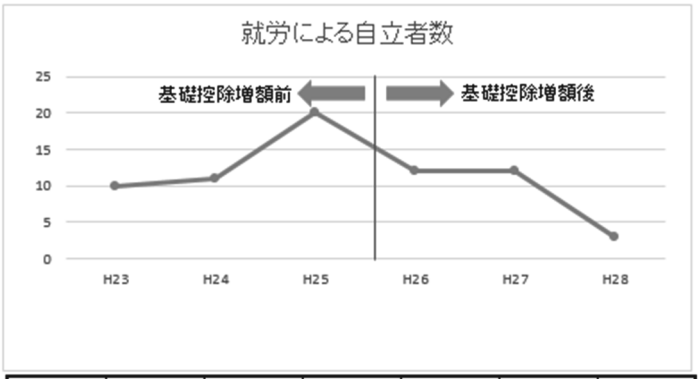
[8] 厚生労働省ホームページから抜粋したものを元に筆者作成
http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/kijun02_3.pdf

3-4　基礎控除額増額の効果（茨城県坂東市）

本稿執筆にあたり、筆者の派遣元である茨城県坂東市に平成 23 年から平成 28 年までの生活保護受給者数や就労状況などのデータを提供してもらった(氏名や住所等の個人情報は含まれていない)。

茨城県坂東市の人口は 55,674 人（平成 29 年 2 月 1 日現在)、生活保護受給者数 448 人（平成 28 年 10 月現在)、生活保護受給世帯数 350 世帯（平成 28 年 10 月現在)、保護率 0.8%となっている。なお、1 ヶ月の保護費（65 歳 男性 独居 持ち家）は平成 28 年 4 月 1 日基準で 63,430 円、保護基準は 3 級地-2 となっている。

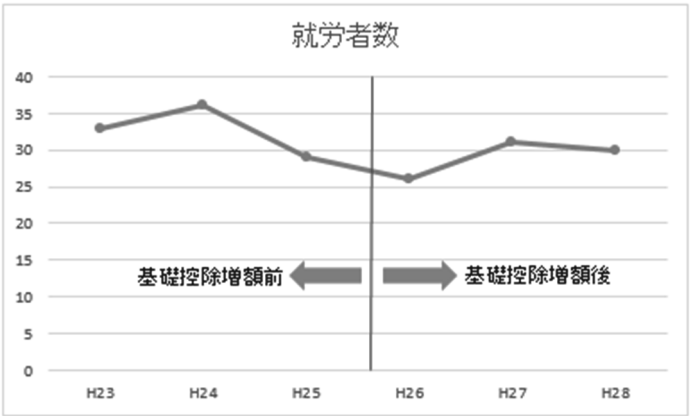
坂東市のデータを集計し、グラフ化したものを図 5、6 および表 2 に示す。



	H23	H24	H25	H26	H27	H28
就労による自立者数	10	11	20	12	12	3

・・・基礎控除増額時期(H25.8.1～)

図 5　就労による自立者数の推移（坂東市）



	H23	H24	H25	H26	H27	H28
就労者数	33	36	29	26	31	30

・・・基礎控除増額時期(H25.8.1～)

図 6　就労者数の推移（坂東市）

表 2【年齢別】働いている受給者の割合（平成 23 年～平成 28 年)【就労可のみ】

男性	実際に就労している人数	全体の人数	就労者の割合
16～25歳	9	27	33.3%
26～35歳	3	13	23.1%
36～45歳	7	47	14.9%
46～55歳	7	74	9.5%
56～65歳	24	168	14.3%
66～75歳	0	95	0%
76歳以上	5	40	12.5%

女性	実際に就労している人数	全体の人数	就労者の割合
16～25歳	5	29	17.2%
26～35歳	3	20	15%
36～45歳	7	46	15.2%
46～55歳	19	50	38%
56～65歳	31	113	27.4%
66～75歳	7	70	10%
76歳以上	2	24	8.3%

65歳以下	実際に就労している人数	全体の人数	就労者の割合
男性	50	329	15.2%
女性	65	258	25.2%
合計	115	587	19.6%

図 5、6 を見ると、基礎控除増額前と後では大きな変化は見られない。むしろ就労に対する意欲が低下しているようにも見え、厚生労働省の全国集計データによる結果とは違う傾向が見られた。

表 2 は、坂東市で生活保護を受給している方を年齢別で分け、どの年代が働いている傾向があるのか集計したものである。男性は 10～30 代、女性は 40～50 代に多いことが分かった。

しかし、65 歳以下でみると男女合計で 19.6%しか就労していないことも分かった。

一般的な労働の意義については、太田・橘木(2012)にもあるように、「生計の維持」が最大の目的であるが、「余暇の充実」「働くこと自体がもたらす満足」「社会への参加」にも意味を見出せるとしている。これらは生活保護受給者にも同様のことが言えると考える。

よって、受給者に対する就労支援は極めて重要で、かつ慎重に扱わなければならない制度であると言える。

4. 問題意識

4-1　現在の基礎控除制度の問題点

厚生労働省が施行した「基礎控除額の増額」における問題点は、3-2 の図 3 に示したとおり増額した金額がごくわずかという点である。8,000 円から 15,000 円に増額したところで、直ちに就労に繋がるほどの就労意欲が湧くだろうか。

また、基礎控除額の上限にも問題がある。表 3 の右側が増額後の基礎控除額（抜粋）を表したものである。例えば、受給者世帯が月に 100,000 円の収入があった場合、受給者本人に入る金額

は 23,600 円となる。つまり、稼いだ金額の約 20%しか手元に残らず、残りの約 80%は収入認定されてしまうため、受給者にとっては就労したという実感が湧きにくいことが予想される。

表 3　新旧基礎控除額一覧表（厚生労働省ホームページを元に筆者作成）

平成25年7月以前

給与収入の総額(円)	基礎控除額(円)
0～8,339	0～8,339
8,340～11,999	8,340
12,000～15,999	9,030
16,000～19,999	9,720
20,000～23,999	10,410
24,000～27,999	11,100
28,000～31,999	11,780
32,000～35,999	12,470
36,000～39,999	13,160
40,000～43,999	13,850
44,000～47,999	14,540
48,000～51,999	15,220
52,000～55,999	15,910
56,000～59,999	16,600
60,000～63,999	17,290
64,000～67,999	17,980
68,000～71,999	18,660
72,000～75,999	19,350
76,000～79,999	20,040
80,000～83,999	20,730
84,000～87,999	21,420
88,000～91,999	22,100
92,000～95,999	22,570
96,000～99,999	22,940
100,000～103,999	23,220

平成25年8月1日以降

給与収入の総額(円)	基礎控除額(円)
0～15,199	0～15,199
15,200～18,999	15,200
19,000～22,999	15,600
23,000～26,999	16,000
27,000～30,999	16,400
31,000～34,999	16,800
35,000～38,999	17,200
39,000～42,999	17,400
43,000～46,999	17,600
47,000～50,999	18,400
51,000～54,999	18,800
55,000～58,999	19,200
59,000～62,999	19,600
63,000～66,999	20,000
67,000～70,999	20,400
71,000～74,999	20,800
75,000～78,999	21,200
79,000～82,999	21,600
83,000～86,999	22,000
87,000～90,999	22,400
91,000～94,999	22,800
95,000～98,999	23,200
99,000～102,999	23,600

5. 基礎控除額増額による就労促進効果の実証分析（実証分析 1）

5-1　仮説

実証分析にあたり、以下の仮説を設定した。

仮説 1

・平成 25 年 8 月に改正された基礎控除増額により、受給者が就労することで得られる効用は増えていないのではないか。

仮説 2

・基礎控除額をいくらに設定すれば、受給者たちの就労意欲を高めることが出来るのか。

5-2　分析の方法

平成 28 年 10 月 28 日に厚生労働省ホームページで公表された「就労・自立インセンティブの強化を踏まえた勤労控除等の見直し効果の検証」の統計データを用いて、多項ロジット推計を行う。この推計により受給者の効用の変化を見る。

増額前と後で基礎控除額の幅が大きいのは表 4 の 11,000 円～60,000 円の部分である。多項ロジット推計は、選択肢が多数ある場合の意思決定を分析できるという特徴があるため、この部分を選択する受給者がどれだけいるのか調べるのに適している。なお、この推計の選択肢は就労収入の階級となる。

表 4　基礎控除増額前後の金額の変化[9]

就労収入	基礎控除額(H25)	基礎控除額(H26)
0円	0	0
1000円	500	500
1000-2000円	1500	1500
2000-3000円	2500	2500
3000-4000円	3500	3500
4000-5000円	4500	4500
5000-6000円	5500	5500
6000-7000円	6500	6500
7000-8000円	7500	7500
8000-9000円	8340	8500
9000-10000円	8340	9500
10000-11000円	8340	10500
11000-12000円	8340	11500
12000-13000円	9030	12500
13000-14000円	9030	13500
14000-15000円	9030	14500
15000-16000円	9030	15200
16000-20000円	9720	15200
20000-40000円	11780	16400
40000-60000円	15220	18400
60000-80000円	18660	20400

また、基礎控除額を x 円に設定したとき、就労意欲がどう変化するかというシミュレーションも行う。

厚生労働省のデータは、日本全国の集計データをまとめて作られたものであるため、都心部も郊外地域も混合してしまっている。当然、都心部と郊外地域では特色や傾向が異なるが、本稿では統一データとして扱うとする。

5-2-1　作成した変数

各変数の基本統計量は、表 5 の通りである。なお、被説明変数は、受給者の効用である。

[9] H25、H26 の基礎控除額は、表 4 に記載されている就労収入の中間の金額を基準として算出した

表 5　厚生労働省データ分析　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
ID	882	21.5	12.1278	1	42
年	0	−	−	−	−
選択肢	0	−	−	−	−
階級の幅	882	3809.524	6648.632	0	20000
人数	882	100587.9	426350.5	1314	2008404
勤労ダミー	882	0.952381	0.2130797	0	1
就労収入	882	14095.24	16651.06	0	70000
就労収入*2	882	475.619	1126.811	0	4900
基礎控除額	882	8451.429	5341.719	0	20400
H26ダミー	882	0.5	0.5002837	0	1
H26ダミー*勤労ダミー	882	0.4761905	0.4997162	0	1
H26ダミー*就労収入	882	0.7047619	1.372422	0	7
H26ダミー*基礎控除額	882	0.4716667	0.6318981	0	2.04

5-3　実証分析

5-3-1　推計式

上記で示したデータを用いて、多項ロジット推計により実証分析を行った。

仮説 1 の推計式

$U_{ij} = \alpha$ 就労収入
$+ \beta$ 基礎控除額 j
+階級の幅
$+ \gamma$ 勤労ダミー
+H26 ダミー*勤労ダミー
+H26 ダミー*就労収入
+H26 ダミー*基礎控除額
$+ \varepsilon_{ij}$

仮説 2 の推計式

【働かない人の割合】

$Vj = \alpha$ 就労収入
$+ \beta$ 基礎控除額 j
+階級の幅
$+ \gamma$ 勤労ダミー
$V1 = 0$ (働かない場合の平均効用)
働かない割合 $= expV1/\Sigma jexpVj$

【平均収入金額】

選択肢 j を選ぶ確率 $(Pj) = expVj/\Sigma jexpVj$
Xj を選択肢 j の収入金額とする
平均収入金額 $= \Sigma jPjXj$

5-3-2　実証分析の結果

仮説 1 の推計結果は、表 6 のとおりである。

表 6　厚生労働省のデータ　推計結果

変数	係数	標準誤差
選択肢		
就労収入	−0.00000817 ***	5.35E−07
基礎控除額	0.0000406 ***	2.59E−06
階級の幅	0.0001243 ***	4.49E−07
勤労ダミー	−7.147045 ***	0.0143765
H26ダミー*勤労ダミー	0.597827 ***	0.0178825
H26ダミー*就労収入	0.0524553 ***	0.0059484
H26ダミー*基礎控除額	−0.262561 ***	0.0281881

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

表 6 の変数にある「就労収入」は労働時間の代理変数である。

ここで注目すべきは、「就労収入」および「勤労ダミー」の結果である。

就労収入は、収入が 1 円入ると、効用が 0.00000817 下がる。また、勤労ダミーも-7.147045 と大きくマイナスとなっており、働くことの効用はかなり低いものであることが分かった。

仮説 2 のシミュレーション結果を表 7 に示した。これは基礎控除増額前と後、また、基礎控除額がいくらだったらどれだけの受給者が何円分働くようになるかをシミュレーションしたものである。

表 7　【参考】基礎控除額増額による就労者数、収入金額の変化[10]

	働かない人の割合	働く人の割合	平均収入金額
増額前基礎控除	94.88%	5.12%	35,423
増額後基礎控除	94.28%	5.72%	35,460
基礎控除30,000円	92.14%	7.86%	38,443
基礎控除40,000円	90.50%	9.50%	42,330
基礎控除50,000円	88.14%	11.86%	46,030
基礎控除60,000円	86.59%	13.41%	49,180
基礎控除70,000円	84.36%	15.64%	52,610

表 7 から分かったことは、基礎控除増額前と後で就労者の割合が 0.6%増加し、平均収入金額も 37 円増加したということである。

また、基礎控除額を 30,000 円～70,000 円に増額した場合をシミュレーションした結果、基礎控除額を増額すればするほど就労者の割合や平均収入金額も増加することが分かった。しかし、

[10] 推計した結果は 8,000 円～16,000 円という少額の基礎控除額で推計したものであるため、それが 40,000 円～70,000 円に妥当するかは不明だが、参考までに示しておく

仮に、現行の倍額である 30,000 円まで増額したとしても、受給者全体の 7.86%しか就労しないことが分かった。

5-4　結果の考察

仮説１の結果として、5-3-2 から受給者の就労に対する効用は大きなマイナスであることが分かった。つまり、現在就労している受給者は、金銭的インセンティブによって働いているというよりは生活保護法第 60 条の規定によって働いているという可能性が高い。

また、仮説２の結果として、基礎控除増額により就労者の割合が 0.6%増加し、平均収入金額も 37 円増加したことが分かった。どちらも増加はしているが、就労促進に大きな影響は与えられておらず、今回厚生労働省が行った基礎控除額の増額は効果的なものとは言いがたい。

さらに、基礎控除額を 30,000 円～70,000 円に設定したときに就労者の割合や収入金額の変化にどのような影響を与えるかを見ると、金額を上げれば上げるほど就労者も金額も増加することが分かった。しかし、仮に 30,000 円に設定したとしても就労者は受給者全体の 7.86%までしか増えないことが分かった。

よって、受給者は金銭収入に対するインセンティブが極めて低く、生活保護制度に従って働いている可能性が高いということ、また、基礎控除の増額だけで受給者に対して就労促進効果を期待することは非常に困難であることが分かる。基礎控除増額だけでなく、それと連携する他制度(就労自立給付金や就労活動促進費など)も活用し、包括的に受給者を支援する必要がある。

6. 生活保護受給者の就労に影響を与えている要件の実証分析（実証分析 2）

6-1　分析の目的

実証分析 1 では、受給者のバックグラウンドの情報が一切なく、どのような受給者が就労するのか、またはしないのか不明であった。さらに、就労不可と診断されている受給者もサンプルに入っているため、実証分析 2 では、それに対応するため就労可のサンプルのみを用いる。どのような受給者が働いて、どのような受給者が働かないのか、受給者のバックグラウンドのデータを用いて詳細を推計する。

6-2　分析の方法

茨城県坂東市から提供してもらったデータを元にロジット推計を行う。説明変数には世帯数や男性ダミー、母子家庭ダミーなどを入れ、受給者のバックグラウンドを調整する。なお、被説明変数は就労の有無（就労していれば 1、そうでなければ 0）である。

6-2-1　作成した変数

各変数の基本統計量は表 8 の通りである。

表８　坂東市データ分析　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
世帯ID	816	950.1838	261.8008	146	1405
世帯員ID	816	1.356618	0.671254	1	6
year	816	25.59191	1.716433	23	28
就労有無	816	0.1580882	0.3650475	0	1
収入金額	816	6438.901	20052.02	0	171402
就労可	816	1	0	1	1
年齢	816	56.22794	15.61459	16	84
age1625	816	0.0686275	0.2529746	0	1
age2635	816	0.0404412	0.1971124	0	1
age3645	816	0.1139706	0.3179704	0	1
age4655	816	0.1519608	0.359203	0	1
age5665	816	0.3443627	0.4754514	0	1
age6675	816	0.2022059	0.4018913	0	1
age76	816	0.0784314	0.2690141	0	1
世帯員数	816	1.780637	1.17109	1	7
資産ダミー	816	0.2573529	0.4374436	0	1
男性ダミー	816	0.5686275	0.4955716	0	1
子ども有ダミー	816	0.1789216	0.3835217	0	1
子どもの数	816	0.3002451	0.7359647	0	4
母子家庭ダミー	816	0.0857843	0.280217	0	1
H23d	816	0.1556373	0.3627334	0	1
H24d	816	0.1593137	0.3661928	0	1
H25d	816	0.1617647	0.3684607	0	1
H26d	816	0.1691176	0.3750857	0	1
H27d	816	0.1691176	0.3750857	0	1
H28d	816	0.185049	0.3885755	0	1

被説明変数…就労の有無（就労していれば1、そうでなければ0）

6-3　実証分析

6-3-1　推計式

上記で示したデータを用いて、ロジット推計により実証分析を行った。

$$
\begin{aligned}
Uit = {} & \alpha\,0 + \beta 1 X age2635 + \cdots + \beta 6 X age76 \\
& + \beta 7 X 世帯員数 \\
& + \beta 8 X 資産ダミー \\
& + \beta 9 X 男性ダミー \\
& + \beta 10 X 子ども有ダミー \\
& + \beta 11 X 子どもの数 \\
& + \beta 12 X 母子家庭ダミー \\
& + \gamma 1 H24d + \cdots + \gamma 5 H28d
\end{aligned}
$$

6-3-2　実証分析の結果

推計結果は表９のとおりである。

表 9　坂東市データ分析結果

変数	係数	標準誤差
age2635	−0.168507	0.6223633
age3645	−0.4517033	0.4879744
age4655	0.0055775	0.4781678
age5665	−0.455537	0.4663516
age6675	−1.761493 ***	0.6029359
age76	−0.7117221	0.5946566
世帯員数	0.141099	0.1643664
資産ダミー	−0.0848919	0.2505581
男性ダミー	−0.6527748 ***	0.2160875
子ども有ダミー	0.4875174	0.5141355
子どもの数	−0.3812261	0.3111362
母子家庭ダミー	−0.126596	0.4056157
H24d	0.3228667	0.3392591
H25d	0.0347184	0.3540871
H26d	0.0804559	0.3545778
H27d	0.2277874	0.3471737
H28d	0.0316019	0.3511177

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す

推計の結果、66～75 歳ダミーおよび男性ダミーが 1%で有意となった。係数がマイナスになっているため、坂東市では、66～75 歳の受給者は働かない傾向が強く、また、就労意欲は女性よりも男性の方が低いということが分かった。

6-4　結果の考察

まず、男性ダミーが 1%有意でマイナスになっている点について触れる。

坂東市では、男性よりも女性の方が就労する傾向があることが実証された。この結果から分かることは、男性が働く環境が影響している可能性があるということである。この点については、実証できていないため憶測でしかないが、人件費が安く抑えられる外国人労働者が増えたことにより、日本人男性が就労する機会が失われているということも考えられる。よって、坂東市の場合、男性に対してより就労促進活動を強化していく必要がある。

もう 1 つの結果は、66～75 歳の年齢層の受給者は他の年齢層よりも働かない傾向があることがわかった。この年代の方々は年金生活を送っている人が多数か、または、定年を迎えても健康なうちは働こうとする人もいるだろう。しかしながら、現在の全生活保護受給者のうち半数以上は 65 歳以上が占めていることを見ると、十分な年金が得られていないか、または、働けるような健康状態ではないことが推測される。

ここで、年金未納問題と生活保護の関係についても触れておきたい。3-4 の表 2 にあるように、坂東市の集計データからも生活保護を受給中の若年層は、一般世帯と比較すると就労意欲が低いことが分かる。生活保護を受給することで、毎月生活扶助費が支給され、さらに各種税金や保

険料の支払が免除されるため就労や貯蓄へのインセンティブが低くなりやすく、生活保護でい続けようとする傾向があると推測される。

それによって、若いうちから年金を納めない人が増えるという年金未納問題がさらに深刻化し、そういった人々は年老いたときに年金が受給できないため、65 歳以上になっても生活保護を受給し続けることにつながる。さらに、年金受給者の中でも最低額を受給している人と比べた場合に、現在の生活保護費は高い水準にあり、年金受給者と生活保護受給者に逆転現象が起きてしまっていることも、この問題の深刻化に拍車をかけている。

年金を受給しながら生活している高齢者と、生活保護を受給しながら生活している高齢者を比較したとき、生活保護費の方が高い水準にあることは不公平感を生む要因となる。それを放置すると、年金だけでは苦しい生活を送っている高齢者が、一気に生活保護に流れてくる可能性が高くなってしまう。生活保護受給者が受けられる様々な援助を考慮したうえで、不公平にならないよう細心の注意を払わなければならない。

なお、これら以外のバックグラウンドについてはどの変数も有意になっておらず、世帯員数や資産の有無などは、就労に対してそれほど影響を与えないということが分かった。

7. 政策提言

7-1　金銭的インセンティブの強化

これまでは、図 7 の線①②のように、生活扶助費として毎月 65,090 円が支給されるため、仕事をしなくてもある程度生活ができる環境にあった。このような環境の場合、いかに仕事をして可処分所得を増やすかではなく、支給された金額をいかに節約して生活するかの方にインセンティブが働きやすい。仮に就労して給料が支払われても、現在の基礎控除額では、その半分以上は収入認定されてしまうため、就労に対するインセンティブは極めて上がりにくいと言える。

そこで、図 8 の線③のような基礎控除制度を提案する。

「健康であって、就労可能と判断された働ける若年層の受給者」に対しては、生活扶助費を現在の水準から徐々に減少させ、基礎控除額を徐々に増加させる。そうすることで、働いて得た給料のほとんどを受給者本人の手元に残すことができ、働くことへのインセンティブが高まると考えられる。

しかし、この制度を設けるにはいくつか問題点もある。

まず、「健康である就労可能な受給者」を誰がどう判断するのか、という点である。現在は、医療機関の医師が受給者の体調や障害の有無などを診て判断しているが、この点を受給者が受給しやすいように操作されてしまうという指摘もある。信頼できる第三者機関を設けて、的確な診断が行えるようにするなど、適正な対策を取らなければならない。

また、生活扶助費の削減となると憲法第 25 条に抵触する恐れがあるため、それに反することがないよう慎重な議論が必要である。

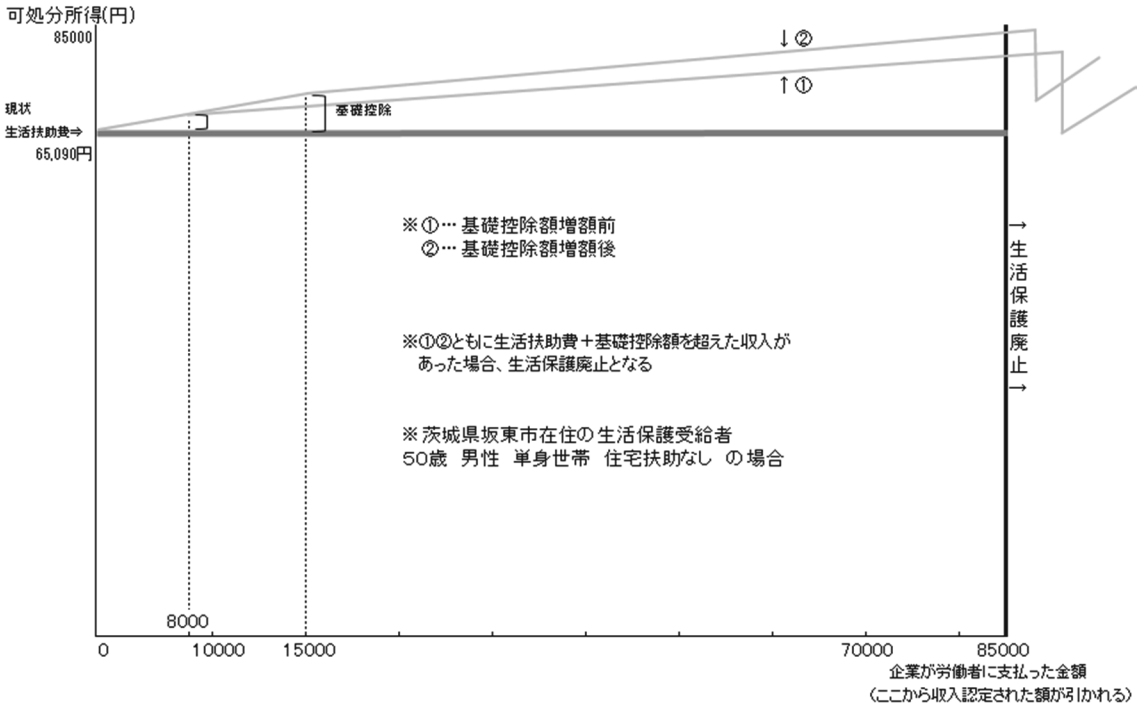


図 7　政策提言　基礎控除制度の改善案 1

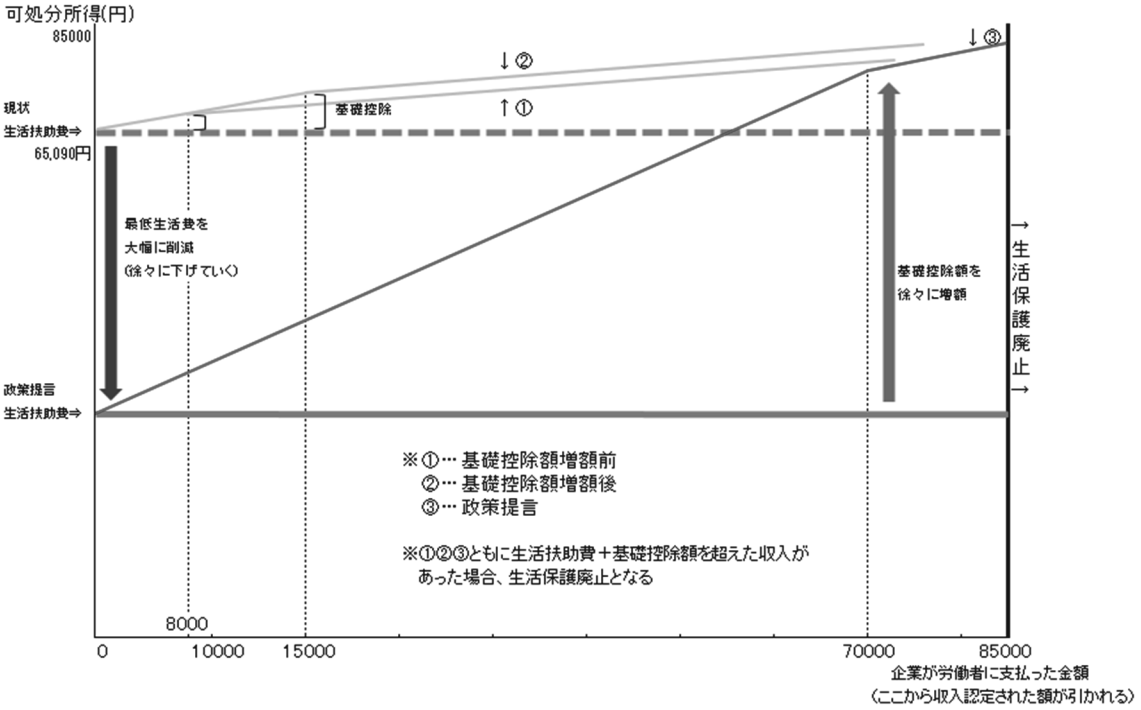


図 8　政策提言　基礎控除制度の改善案 2

7-2　就労促進のためにケースワーカーが果たすべき役割

現状では、担当ケースワーカーは就労支援員とともに、受給者の就労に関する相談や悩み事に耳を傾け、協力して解決していく体制を取っている。受給者が興味のある仕事や職種などがあれば、極力実現できるよう調整し、地域の職業安定所とも連携を取りながら支援している。一部地域では、職業安定所へ同行し一緒に仕事を探したり、企業からの求人票を受給者宅へ郵送し自分に合いそうな仕事がないか探してもらったりしている。また、履歴書の書き方等も教えている。

しかし、こういった支援を行っても、結局受給者本人に働く意思がないために就労に結びつかないケースもある。そのような結果になってしまうのは、受給者に金銭的動機がないためであるから、ケースワーカーは「金銭的な見返り」よりも「仕事のやりがい」に重点を置き、就労支援を行う方が良いと考える。

生活保護制度を心理的に見るならば、「心の問題」が重要になってくる。人間には「生きがい」が必要である。それは家族や趣味だけでなく、仕事も当てはまると考える。

そこで、就労＝金銭的動機と位置づけるのではなく、働くことの楽しさと生きがいを結び付けられるような施策があればいいと考えられる。地域のボランティアやコミュニティ活動に参加し、他者とコミュニケーションを図ることで就労が楽しくなり、生活リズムの改善や積極性向上につながるのではないかと考える。

生活上の何もかもを制度で縛って、半強制的に就労させ一定金額を稼いだら生活保護を廃止するという流れではなく、受給者自らが率先して就労や自立を目指すような体制を整えなければならないと考える。

8. 就労促進以外の諸問題について

最後のセーフティネットである生活保護の質を高めるため、特に改善が望まれる点を以下に 3 点挙げる。

8-1　漏給[11]・濫給[12]問題

昨今、よくニュースで取り上げられるのは濫給の方であるが、セーフティネットという分野に関しては漏給の方が重要な問題である。

現代において餓死などあってはならないし、孤独死も増加傾向にあり、日本の福祉のあり方について改めて見直す必要がある。もちろん不正受給も重大な問題であるため、濫給への対策も必要である。

8-2　受給者の医療費問題

生活保護受給中は、医療費の支払が全額免除になるため、体調不良になればすぐに医療機関を受診するインセンティブが働く。もちろんインフルエンザのような感染症など、治療が必要な場

11 漏給：本来生活保護を受給すべき困窮者が受給できないこと
12 濫給：本来生活保護を必要としない者が保護を受給すること

合はすぐに受診すべきであるが、ごく一部の受給者は、本来放置していれば治るような軽い擦過傷や筋肉痛などでも受診するため、医療費負担は大きくなる一方である。受診すること自体を拒んでいるわけではなく、受給者は適切な判断で医療機関を受診する必要がある。

8-3　ケースワーカーのモチベーション

昨今のニュースでも騒がれているように、担当ケースワーカーが受給者から暴力、暴言を振るわれることも少なくない。また、定期訪問の際に受給者が病死していたりすると、ケースワーカーが第一発見者になることもあるため、ケースワーカーの精神的な負担は計り知れない。希望者には定期的にメンタルケアを受診したり、各自治体に社会福祉士などの専門員を最低１人は設置したりするなど、職員側にも配慮、対策が必要である。また、ケースワーカー同士で情報交換をするなど、受給者との不要な揉め事を起こさないよう管理を徹底すべきである。

その結果、受給者に対する支援が隅々まで行き渡り、より一層受給者たちを就労や自立へ結びつけることができると考える。

9. おわりに

本稿では、基礎控除額の増額によってどれだけ就労意欲が促進されたかを分析し、その結果、生活保護を自立させるほどの促進効果はなかったということが分かったが、基礎控除額だけでなく、生活保護上の他制度(就労活動促進費や就労自立給付金)の該当者数も変数に加えて調査する必要がある。

また、今回の分析は、筆者の派遣元である茨城県坂東市のみのデータを使用したため、全国規模で見たとき、今回の結果と同じことが言えるかというと、いささか信憑性に欠ける。しかし、地域の傾向や属性を知ることで、それにあった対策が可能となるため、本論文の分析結果を他の自治体の方々にも参考までに活用してもらいたい。

今後の課題は、基礎控除増額だけでなく、他制度の効果も見る必要がある。基礎控除増額と同時期に施行された「就労自立給付金」や「就労活動促進費」などの該当数や、それによって実際に自立できた受給者数なども調査し、変数に組み込む必要がある。その結果によって、受給者にとって、どの制度が最も就労を促す効果があるのか知ることが出来る。

さらに、坂東市の分析結果で、男性の方が女性よりも働かない傾向があることが分かったが、その原因について調査する必要がある。

謝辞

本稿の作成にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター)、森岡拓郎専任講師（主査)、杉浦美奈准教授（副査)、三井康壽客員教授（副査)、戸田忠雄客員教授（副査）をはじめ、まちづくりプログラムの教員の皆様には、ご多忙の中、熱心なご指導をいただきましたこと、また、各種データの照会に関して、ご多忙の中、茨城県坂東市役所保健福祉部の皆様、厚生労働省生活保護担当部署の皆様より多大なるご協力をいただきましたことを改めてここに深く御礼申し上

げます。
また、政策研究大学院大学での１年間の学生生活を共にした同期生の皆様、および研究の機会を与えていただいた派遣元に改めて深く感謝いたします。
なお、本稿は個人的な見解を示すものであり、誤りはすべて筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

・阿部實(1985)「生活保護制度における勤労控除制度に関する一考察－「基礎控除」制度を中心としてー」日本社会事業大学社会事業研究所年報 21 P.87-117
・太田聰一、橘木俊詔(2012)「労働経済学入門(新版)」有斐閣 P.6-7
・厚生労働省（2016)「就労・自立インセンティブの強化を踏まえた勤労控除等の見直し効果の検証」社会保障審議会(生活保護基準部会）第 26 回
・「生活保護手帳(2015 年度版)」中央法規
・八田達夫(2006)「就労意欲促す生活保護に」日本経済新聞 経済教室に掲載(2006.11.28)

環境性能表示義務はマンションの環境性能を上げるか？

～広告時の性能見える化と企業の行動変容に関する実証分析～

＜要旨＞

近年、住宅等の環境性能や省エネ性能の見える化が関心を集めている。これまでも、性能に優れた住宅が市場で適切に評価され、消費者に選択されるような環境整備を図る仕組みとして、表示制度の整備・充実が図られてきた。一方で、表示は任意であるため、消費者は物件間の性能を一律に比較できない等の課題が指摘されてきた。

これに対し、イギリスなどにおいては、既存住宅の売買・賃貸の取引時にエネルギー証明書の交付及び広告表示が義務付けられ、物件間で容易に性能を比較できる市場が整備されつつある。日本でも、東京都や川崎市などにおいて、新築マンションの広告時に環境性能の表示を義務付ける取組みが始まっている。

しかしながら、環境性能に係る広告表示義務の政策効果については、明らかになっていない。例えば、任意表示制度と広告表示義務の政策効果の違いや広告表示義務が企業にもたらす行動変容及び環境性能の向上効果等については十分に検証されていない。

本稿は、環境性能の広告表示義務の政策効果について、企業の行動変容に着目し、理論的考察をもとに実証分析により明らかにした研究である。自治体版 CASBEE（建築環境総合性能評価システム）の届出制度を導入している横浜市や神戸市など大都市８市の新築分譲マンションを対象に実証分析を行い、環境性能に係る５段階評価の広告表示義務導入後のマンションについては、導入前のマンションに比べて、環境性能が高い傾向があることを明らかにした。

これらの結果から、環境性能に係る広告表示義務は、売主・買主間の情報の非対称性を緩和するとともに、地球温暖化対策等にも寄与する有効な政策ツールとなる可能性があり、より効率的な表示制度とするために、評価・表示等のコストを抑えつつ、消費者にとってより情報価値の高い、分かりやすい表示方法等に改善する必要がある。

2017 年（平成 29 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16715　宮森　剛

目次

第１章　はじめに 535
1.1　研究の背景・目的 535
1.2　先行研究 536
1.3　研究の構成 537
第２章　住宅の環境性能に係る広告表示義務制度の現状 538
2.1　住宅の環境性能表示に係る関連制度 538
2.1.1　不動産広告等に係る一般的なルール 538
2.1.2　住宅の環境性能関連の任意表示制度 539
2.1.3　住宅の環境性能関連の広告表示義務制度 540
2.2　自治体版 CASBEE を活用した環境性能に係る広告表示義務制度の現状 541
2.2.1　自治体版 CASBEE（建築環境総合性能評価システム） 541
2.2.2　自治体版 CASBEE を活用した環境性能に係る広告表示義務制度 542
2.2.3　自治体版 CASBEE のその他関連施策 546
2.3　まとめ 547
第３章　環境性能に係る広告表示義務の政策効果に関する理論的考察 547
3.1　環境性能に係る情報の非対称性、逆淘汰の発生及びその緩和策 548
3.1.1　新築マンション市場における環境性能に係る情報の非対称性と逆淘汰 548
3.1.2　逆淘汰の緩和策について 549
3.1.3　環境性能に係る広告表示義務がもたらす企業の行動変容について 553
3.2　仮説 553
第４章　広告表示義務の政策効果に関する実証分析 554
4.1　実証分析の方法 555
4.1.1　分析方法 555
4.1.2　使用するデータ 555
4.2　推計モデル 558
4.2.1　実証分析１（被説明変数を BEE 値とする OLS モデル） 558
4.2.2　実証分析２（被説明変数をランクとする順序プロビットモデル） 558
4.3　実証分析の結果と考察 561
4.3.1　実証分析１（被説明変数を BEE 値とする OLS モデル）の結果 561
4.3.2　実証分析２（被説明変数をランクとする順序プロビットモデル）の結果 564
4.3.3　実証分析結果のまとめ 565
第５章　まとめ 569
5.1　政策提言 569
5.2　今後の研究課題 571
補論　高品質企業が任意表示制度を活用しないのはなぜか 574

第１章　はじめに

1.1　研究の背景・目的

近年、住宅やビル等の環境性能や省エネ性能の見える化が関心を集めている。

2015 年 9 月には国連サミットで持続可能な開発目標（SDGs）が採択され[1]、同年 12 月にフランス・パリで開催された国連気候変動枠組条約第 21 回締約国会議（COP21）で、温室効果ガス削減のための新たな国際枠組みとしてパリ協定が採択された[2]。民間企業の取組みにおいても ESG 投資[3]が話題となり、不動産投資分野でも GRESB[4]などが関心を集めている。

政府は、こうした地球環境問題やエネルギー問題等をめぐり、規制的手法（届出・指導等）[5]、経済的手法（税・補助金・融資等）[6]、情報提供的手法（表示制度、情報公開等）により、その対策を進めてきた。2015 年の建築物のエネルギー消費性能の向上に関する法律（平成二十七年七月八日法律第五十三号）に係る法案の国会審議においては、市場機能を活用した誘導方策として表示制度の重要性が指摘され、衆議院及び参議院の附帯決議において「建築物の広告等における性能の掲載や、売買、賃貸等の契約における性能の説明などの促進により、性能に優れた建築物が市場において適切に評価される環境を整備すること。」旨決議された[7]。こうした動きを踏まえ、2016 年４月より住宅の省エネルギー性能表示制度（BELS）が開始された。

これまでも、性能に優れた住宅が市場で適切に評価され、消費者に選択されるような環境整備を図る仕組みとして、住宅性能表示制度など、表示制度の整備・充実が図られてきた[8]。一方で、こうした表示は任意であり、その普及率は必ずしも高くないため、消費者は物件間

---

[1] 日本政府では 2016 年 12 月に持続可能な開発目標（SDGs）実施指針を決定。8つの優先課題を設定し、具体的施策として「持続可能な都市」「省・再生可能エネルギーの導入」「気候変動対策」などが挙げられている。

[2] 日本政府の目標は、全体では、2030 年度に 2013 年度比▲26.0%（2005 年度比▲25.4%）の水準（約 10 億 4,200 万 t-CO2）だが、内訳としての「業務その他部門」と「家庭部門」の温室効果ガス排出削減目標は、それぞれ 2030 年度に 2013 年度比約 40%削減することとなっており、住宅・ビル等での省エネ対策の抜本強化が求められている。

[3] 日本では、2015 年に、年金積立金管理運用独立行政法人（GPIF）が、資産運用において ESG（環境・社会・ガバナンス）の取り組みに優れた企業へ投資を行う ESG 投資の推進の一環として、国連責任投資原則（PRI）に署名したことで話題となった。

[4] CSR デザイン環境投資顧問株式会社 HP によれば、「グローバル不動産サステナビリティ・ベンチマーク（GRESB）」は、不動産会社・運用機関のサステナビリティ配慮を測るベンチマークで、欧米・アジアの主要機関投資家が投資先を選定する際などに活用されている。約 55 社の投資家メンバーや約 120 社以上の不動産会社・運用機関メンバーなどから構成される(2017 年 1 月)。個々の環境不動産認証制度としては、日本の CASBEE、米国の LEED、英国の BREEAM などがあるが、不動産会社・運用機関単位（ポートフォリオ単位）のベンチマークとしては GRESB が事実上唯一のものとなっている。

5 一般には、最低基準を定める方式では、より性能の高い技術開発等へのインセンティブが生じにくい、レベルが低い事業者の意向が反映され低い水準が設定されやすい等の課題が指摘される。また、市場構造によっては、一律の最低基準規制は、経済的に非効率な結果をもたらす可能性があることが知られている。

[6] 少子高齢化による財政逼迫、国と地方の累積赤字等により、厳しい財政制約に直面していることが課題。

[7] 住宅以外の新築大規模建築物について省エネ基準への適合を義務化することが主な法案の内容であったが、「建築物のエネルギー消費性能について、統一的かつわかりやすい表示の方法を早期に確立するとともに、建築物の広告等における性能の掲載や、売買、賃貸等の契約における性能の説明などの促進により、性能に優れた建築物が市場において適切に評価される環境を整備すること。併せて、建築物の設計者に対し、建築主へのエネルギー消費性能の適切な説明を促すこと。」と附帯決議されている（2015.6.3 衆議院、2015.6.30 参議院）

[8] 2.1.2 参照

の性能を一律に比較できない等の課題が指摘されてきた[9]。

これに対し、イギリスなどにおいては、既存住宅の売買・賃貸の取引時にエネルギー証明書の交付及び広告表示が義務付けられ、物件間で容易に性能を比較できる市場が整備されつつある[10]。また、日本でも、近年、地方自治体における独自の取組みとして、東京都の環境性能表示制度（2005.10～）や自治体版 CASBEE（建築環境総合性能評価システム）に基づく環境性能表示制度（2006.10～川崎市など）などにより、新築マンションの広告時に環境性能の表示を義務付ける取組みが始まっている。

しかしながら、環境性能に係る広告表示義務の政策効果については、必ずしも明らかになっていない。例えば、任意表示制度と広告表示義務の政策効果の違いや広告表示義務が企業にもたらす行動変容及び環境性能の向上効果等については十分に検証されていない。

環境性能に関する買主と売主の間の情報の非対称性問題は、住宅市場の構造を歪め、国民の厚生水準を低下させている可能性があることが問題であり、その対応策としての表示制度の政策効果を明らかにすることは重要な課題である。また、環境性能の向上は、地球温暖化対策などの外部性対策[11]にも寄与するため、表示制度が住宅の環境性能をどの程度上げるのか（外部効果）について定量的に明らかにすることは、重要な意義をもつ。

本稿は、新築分譲マンション市場を対象として、環境性能の広告表示義務の政策効果について、企業の行動変容に着目し、理論的考察をもとに実証分析により明らかにした研究である。

まず、任意表示制度のもとでは、売主と買主の間で環境性能に係る情報の非対称性があるために、高品質住宅が締め出されるという逆淘汰が発生し、広告表示義務はこれを緩和する可能性があることを理論的考察により示した。次に、自治体版 CASBEE を導入している横浜市や京都市などの大都市８市の新築分譲マンションの市場を対象として、環境性能に係る５段階評価の広告表示義務がある物件は、それがない物件に比べて、高品質住宅の割合が多く、低品質住宅の割合が少ないことを実証分析により明らかにした。多段階評価の広告表示義務は、環境性能を意識する企業の行動を変え、環境性能を向上させる可能性があることを示した。

1.2　先行研究

これまで、環境認証取得や表示制度が住宅価格等に与える影響について考察を行った研究はいくつかある。吉田ほか（2012）は、東京都のマンション売り出し価格と取引価格を用いて、環境配慮建築物（東京都環境性能表示）が住宅価格に与える影響を分析し、売主は環境性能を価格にプレミアムとして反映しているが、環境対応の中身でプレミアム価格が大

[9] 藤澤ほか(2006)は、既存マンションの広告チラシにおいては、「建物質情報」「維持管理情報」がほとんど伝えられておらず、既存住宅性能表示制度が真に稼動すれば、情報格差を埋め、検索費用の減少につながることが期待できるが、任意制度ゆえ比較可能な登録数がないという問題を指摘している。

[10] 藤澤(2011)、Fuerst, F.ほか(2013)、藤澤(2013)など

[11] 福井(2007)では、資源配分の効率性の観点から、政府の市場介入が正当化されるのは、「公共財」、「外部性」、「取引費用」「情報の非対称」「独占・寡占・独占的競争」の5つの市場の失敗がある場合に限られるとしている。また、外部性とは市場取引を通じないで、他者にもたらす利益又は不利益のことをいい、緑や景観の利益の場合を外部経済といい、公害のような不利益を外部不経済という。

きく異なることを実証している[12]。梅田（2009）では、東京23区内の新築分譲マンションの販売価格を用いて、耐震偽装問題以降、表示制度は住宅価格を上昇させる機能を有すること、建築基準法改正後に大企業と比較して、ブランド価値の低い中小企業において住宅性能表示の効果が有意に働くこと等を実証している。また、Fuerst,F.ほか(2013)は、英国における販売・賃貸時のエネルギー証明交付義務制度のランクと住宅価格の関係等を分析し、エネルギー性能評価が高い住宅は、そうでない住宅に比較して、市場において高い価格で取引されていることを統計的に有意に立証している。これらの分析は、住宅の品質の見える化が住宅性能を上げる可能性を示唆している。

また、藤澤（2016）では、実験経済学の手法を用いて、既存住宅市場における品質の情報開示量と価格に関する分析を行い、情報開示量が成約率や売出利得、成約利得に大きな影響を与えるとし、情報が一部でも非開示な時は売主がそのことを利用して住宅の質を高く見せるような価格提示をすることから、逆選択による市場の縮小があり、住宅の質に関する評価を分かりやすい形で全開示する工夫が必要であると指摘している。

本稿が分析対象とする自治体版 CASBEE の制度分析[13]を行っているものとして、榊原ほか（2015）がある。自治体によるインセンティブ施策の違いが環境性能のスコア（CASBEE ランク等）に与える影響について実証分析を行い、総合設計制度の許可要件化、環境性能表示制度、金利優遇制度が有効であることを提案している。しかしながら、環境性能表示制度については、任意表示制度と広告表示義務の違い、事業者特性による違い、高品質（高ランク）と低品質（低ランク）への影響の違いなどの分析は行われていない。

このように、表示制度についてはその有効性が明らかにされつつあるものの、広告表示義務と任意表示制度の違いや広告表示義務が企業にもたらす行動変容などについて、そのメカニズムを理論的に考察した上で、その効果を定量的に実証した研究は見当たらない。

1.3 研究の構成

本稿の構成は以下のとおりである。

第２章では、自治体版 CASBEE の広告表示義務制度をとりまく現状について整理する。

第３章では、環境性能の情報の非対称性とその緩和策について経済学的な視点から理論的考察を行い、広告表示義務の政策効果等に関する仮説を設定する。まず、新築分譲マンション市場における環境性能に係る情報の非対称性及び逆淘汰の発生とその緩和策について考察する。その上で、多段階評価による広告表示義務がもたらす企業の行動変容について、任意表示制度と比較しつつ、理論的に考察する。これらの分析をもとに、「①新築分譲マンション市場においては環境性能に関して逆淘汰が発生している」「②多段階評価の広告表示義務は高品質住宅の供給を増加させる」、「③多段階評価の広告表示義務は低品質住宅の供給を減少させる」の３つの仮説を設定した。

第４章では、これら仮説について、横浜市、神戸市等の大都市８市を対象に、新築分譲マ

[12] 断熱はプレミアムが認められた（二つ星はあるが三ツ星はなし）が、省エネはプレミアムは認められていないなど

[13] 制度分析としては、行政法学的視点からその実効性を評価した(財)電力中央研究所(2010)や近年の自治体の制度・基準及び運用実態の動向を分析した中田(2015)などがあるが、環境性能の向上効果等の実証分析は行われていない。

ンションの CASBEE 届出データを用いて、実証分析により検証を行う。OLS モデル及び順序プロビットモデルを用いて、広告表示義務導入有無の違いが、環境性能の指標である５段階評価の CASBEE ランク等にどの程度の影響を与えているか、事業者特性にも着目しつつ定量的に分析を行う。

最後に、第５章において、より効率的な表示制度とするための政策提言を行うとともに、今後の研究課題を整理する。

第２章　住宅の環境性能に係る広告表示義務制度の現状

本章では、住宅の環境性能に係る広告表示義務制度の現状について簡単に整理する。法律に基づく重要事項説明や業界自主ルールにより不動産広告のルールが定められているものの、環境性能の表示ルールについては定められていない。日本では 2000 年以降表示制度が充実しつつあり、一部自治体では新築分譲マンションの広告時の環境性能表示の義務付けが始まっている。

2.1　住宅の環境性能表示に係る関連制度

本節では、不動産広告等に係る一般的なルールを簡単に整理した上で、住宅の環境性能に関してどのような任意表示制度と広告表示義務制度があるかについて概観する。

2.1.1　不動産広告等に係る一般的なルール[14]

不動産広告については、宅地建物取引業法（昭和二十七年六月十日法律第百七十六号）[15]及び不当景品類及び不当表示防止法（昭和三十七年五月十五日法律第百三十四号）により、誇大広告などの不当表示が禁止されている。

さらに、不動産広告の業界ルールとしては「不動産の表示に関する公正競争規約（表示規約）」[16]がある。これは、消費者の利益と不動産業界の公正な競争秩序を守るために、公正取引委員会の認定を受けて昭和 38 年に設定された自主規制基準である。この中で、文字は原則として７ポイント以上、徒歩時間は 80ｍにつき１分として表示するなど、必要な表示事項[17]や 50 の表示基準などを定めている。一方で、住宅の耐震性能や環境性能といった品質に関する表示ルールは特に定められていない。

宅地建物取引業法第 35 条では、いわゆる「重要事項説明」の義務が定められている[18]。重

[14] 不動産公正取引協議会連合会「不動産広告あらかると」を参考にして整理している。

[15] このほか、宅地建物取引業法では、青田売り物件の広告開始時期の制限（同法第33条）や取引態様の明示義務（同法第34条）を定めている。

[16] 表示規約は、各地区の不動産公正取引協議会で構成する「不動産構成取引協議会連合会」が内閣総理大臣及び公正取引委員会の認定を受け、それぞれが運用しており、会員事業者がルール違反をしたときは、警告や違約金の課徴などの措置がある。

[17] 「所在地、規模、形質」「価格その他の取引条件」「交通その他の利便及び環境」などである。

[18] 宅地建物取引業者は、宅地若しくは建物の売買、交換若しくは貸借の相手方若しくは代理を依頼した者又は宅地建物取引業者が行う媒介に係る売買、交換若しくは貸借の各当事者に対して、その者が取得し、又は借りようとしている宅地又は建物に関し、その売買、交換又は貸借の契約が成立するまでの間に、宅地建物取引士をし

要事項説明は、消費者トラブル抑制の観点から、財産権に関わるような法律上の制限や取引条件等など、それを知らないことで重大な不利益を被るようなものに項目が絞られているのが現状である。住宅の品質に関係する事項としては、「建築物の耐震改修の促進に関する法律に規定する耐震診断を受けたものであるときは、その内容」や「住宅の品質確保の促進等に関する法律に規定する住宅性能評価を受けた新築住宅であるときは、その旨」などがあるが、いずれも診断や評価を義務付けるものではなく、診断・評価を受けていない場合は住宅性能の説明が行われることはない。

また、重要事項説明は、①契約前に、②書面を交付して、③宅地建物取引士により行われることが法律で担保されているものの、広告や営業担当者による初期の説明時点において説明がなされることは法律上担保されていない。筆者の経験からは、重要事項説明は、実態として契約書にサインする直前に説明されることが一般的であり、住宅の環境性能など、（建築制限等とは異なり）財産権を大きく制約・毀損する可能性が低いものについては、多くの購入者にとって購入の絶対条件とならないため、購入する物件を決めて契約する時点で説明されても、わざわざ購入をやめて、またコストをかけて別の物件の探索行動を再開することは考えにくい。そのため、住宅の選択行動に影響を与えつつも、必ずしもそれを知らないことで重大な不利益を被るとは認識されない住宅品質情報については、契約時点ではなく、広告時点での情報提供が鍵となる[19]。本稿が「広告表示義務」と広告時の表示についてこだわるのはそのような理由からである。

2.1.2　住宅の環境性能関連の任意表示制度

住宅の環境性能に関して、物件間で性能を比較できる代表的な表示制度としては、住宅性能表示制度、CASBEE（建築環境総合性能評価システム）、BELS（建築物省エネルギー性能表示制度）がある。

住宅性能表示制度[20]は、良質な住宅を安心して取得できる市場を形成するためにつくられた制度であり、特徴は、「①住宅の性能（構造耐力、省エネルギー性、遮音性等）に関する表示の適正化を図るための共通ルール（表示の方法、評価の方法の基準）を設け、消費者による住宅の性能の相互比較を可能にする[21]」、「②住宅の性能に関する評価を客観的に行う第三者機関を整備し、評価結果の信頼性を確保する」及び「③住宅性能評価書に表示された住宅の性能は、契約内容とされることを原則とすることにより、表示された性能を実現する」である。評価項目によって、２段階か５段階など異なるが、等級１～等級５など多段階評価の表示がされるのも特徴である[22]。住宅性能表示制度（設計性能評価書）の 2016 年 11 月ま

て、少なくとも次に掲げる事項について、これらの事項を記載した書面を交付して説明をさせなければならない。

[19] 藤澤(2011)では、ドイツのエネルギー証明書制度は、イギリスやフランスとは異なり、広告による開示が法で規制されていないため、必ずしも開示されないことを課題として指摘している。

[20] 「住宅の品質確保の促進等に関する法律(住宅品確法)」に基づく表示制度で 2000 年4月に施行された。

[21] 表示事項は 10 分野 35 項目(新築は 33)となっており、このうち必須項目は 4 分野 9 項目となっている。

[22] この点は、長期優良住宅の普及の促進に関する法律(平成二十年十二月五日法律第八十七号)に基づく長期優良住宅認定制度、都市の低炭素化の促進に関する法律(平成二十四年九月五日法律第八十四号)に基づく低炭素住宅認定制度、建築物のエネルギー消費性能の向上に関する法律(平成二十七年七月八日法律第五十三号)に基づく省エネ基準適合認定制度など、税制優遇や補助金等のインセンティブ措置とあわせて一定水準以上の優良住宅のみを認定する制度とは異なっている。

で累計実績[23]は、一戸建ての住宅で 1,095,870 戸、共同住宅等で 1,765,740 戸（61,245 棟）と着実に実績を積み重ねているが、取得は任意となっており、新築住宅着工戸数を母数とする普及率は近年においてもいずれも約２割に留まっているのが現状である。

建築物の環境性能を総合的に評価する仕組みとして CASBEE（建築環境総合性能評価システム）がある。なお、10 分野 35 項目それぞれの評価のみ表示する住宅性能表示制度とは異なり、CASBEE は個別性能毎に一定の重み付けを設定した上で総合評価を算定し５段階のランク付けを行っている点が特徴として挙げられる。次節で詳しく紹介するが、一部の地方自治体においては、2,000 ㎡以上の建築物の新築等について CASBEE の評価結果の届出を義務づけるとともに、HP において公表している。また、新築マンション等における広告表示として、環境性能表示制度を導入している自治体もある（任意表示と表示義務の両方がある）。

また、建築物の省エネルギー性能を比較するツールとして、採用する建材・設備・設計内容等をもとに一次エネルギー消費量を計算し、５段階の星で表示する BELS（建築物省エネルギー性能表示制度）[24]がある。非住宅建築物で 306 件（2014.4～2016.12）、住宅 11,456 件（2016.4～2016.12）の実績[25]があるが、これは任意表示制度である。

2.1.3　住宅の環境性能関連の広告表示義務制度

日本においては、国の制度で住宅の環境性能について広告時に表示を義務付ける制度はない。一方で、東京都[26]においては、2005 年 10 月より 1 万㎡以上の分譲マンションを対象に、販売広告へのマンション環境性能表示の義務付けが始まった。その後、制度改正により、2010 年 1 月に賃貸住宅の対象追加、2010 年 10 月に 2,000 ㎡以上に拡大された。表示対象は、建築物環境計画書の提出を行った分譲マンションと賃貸マンションにおける間取り図の表示のある広告（新聞折込、ダイレクトメール、インターネットを含む）で、表示義務期間は、賃貸又は販売の広告が終了するか、工事完了日の翌日から１年を経過するか、いずれか早い時期までとされている。「建物の断熱性」「設備の省エネ性」「太陽光発電・太陽熱」「建物の長寿命化」「みどり」の５項目の評価について、星印（★）の数３つで表示するが特徴となっている。現在は、都民の健康と安全を確保する環境に関する条例に基づく制度として運用されている。

また、自治体版 CASBEE 制度を活用した広告表示義務制度としては、川崎市が 2006 年 10 月より開始したのを皮切りに現在 10 の自治体で運用されている。これについては、次節で詳しく述べる。なお、自治体版 CASBEE は５段階評価となっており、その基準・評価方法は東京都のそれとは異なる[27]。

また、海外ではイギリスなどにおいて、戸建住宅を含む既存住宅においても、省エネ性能について販売・賃貸時の広告表示が義務付けられている。なお、イギリスやドイツのエネル

---

[23] (一社)住宅性能評価・表示協会ホームページ(https://www.hyoukakyoukai.or.jp/)より

[24] 建築物省エネ法第 7 条において販売・賃貸事業者は省エネ性能の表示をするよう努めなければならないことが位置づけられ、「建築物のエネルギー消費性能の表示に関する指針」を告示として制定。BELS はこの指針告示に基づく第三者評価制度として位置づけられる。

[25] (一社)住宅性能評価・表示協会ホームページ(https://www.hyoukakyoukai.or.jp/)より

[26] 東京都環境局 HP より

[27] 本稿は、広告表示義務の効果について、制度導入前後や自治体間の導入有無の違いに着目して実証分析で明らかにしようとするものであるため、独自の運用を行っている東京都については分析対象としない。

ギー証明書制度[28]については、Fuerst, F.ほか(2013)、藤澤（2011)、藤澤（2013）に詳しいので、本稿では触れない。なお、2002 年に、エネルギー証明書制度に関する EU 指令が制定されているが、EU 委員会ではエネルギー証明書が建築物のエネルギー性能を向上させるための有効な手段であると認識していたようである。また、ドイツにおいては、2002 年にエネルギー証明書の発行義務が新築建築物に課せられるようになったが、居住用建物については、2007 年に発行義務化、2008 年に既築の販売・賃貸契約時の発行義務化（1965 年以前竣工、1977 年以前竣工かつ４部屋以下）し、2009 年に対象を拡充（1977 年レベルに達している住宅、1978 年以降の建物）している。藤澤（2011）は「規制のかけやすい新築からスタートしているものの、その次に省エネ改修による CO2 削減効果の大きい築年の古いものから取り組んだことは注目すべき点である」としている。

2.2　自治体版 CASBEE を活用した環境性能に係る広告表示義務制度の現状

本節では、まず、2001 年より産官学で開発が進められた CASBEE の概要に触れた上で、2004 年に名古屋市で開始され、現在 24 の地方自治体で運用されている自治体版 CASBEE の届出制度について紹介する。次に、2006 年より川崎市で開始され、現在 10 の地方自治体により導入されている自治体版 CASBEE を活用した環境性能に係る広告表示義務制度について制度分析を行う。最後に、自治体版 CASBEE を活用したその他の関連インセンティブ措置（容積率緩和、金利優遇等）について簡単に整理する。

2.2.1　自治体版 CASBEE（建築環境総合性能評価システム）[29]

（１）　CASBEE とは

CASBEE（建築環境総合性能評価システム）[30]とは、建物を環境性能で評価し、格付けする手法である。省エネルギーや環境負荷の少ない資機材の使用といった環境配慮はもとより、室内の快適性や景観への配慮なども含めた建物の品質を総合的に評価する。2001 年より国土交通省の支援のもと、産官学共同プロジェクトとして設置された研究委員会において開発が進められたもので、現在は 24 の自治体で届出制度等として活用されているが、「環境設計の実施内容の詳細評価や第三者認証の取得」と「建築物の環境性能水準や設計目標の設定、地方公共団体への届出書類の作成」の二つの目的で使用することが可能となっている。

評価は、建築物の環境品質 Q（Q1 室内環境、Q2 サービス性能、Q3 室外環境（敷地内）により構成）と建築物の環境負荷 L（L1 エネルギー、L2 資源・マテリアル、L3 敷地外環境により構成）の両側面から評価するのがコンセプトで、環境効率の考え方を用いて BEE[31]（建築物の環境効率）で評価する。BEE 値は Q（環境品質）÷L（環境負荷）で計算され、Q が大きく L が小さいほど、数値は大きくなり、環境効率が高いことを意味する。この BEE の値に応じて、「S ランク」「A ランク」「B+ランク」「B-ランク」「C ランク」の５段階の格付けが与

[28] 省エネルギー性能については、設計値(設計情報に基づく評価)か実績値(光熱費等に基づく評価)については、ドイツでも日本でも議論があるところだが、本稿では、新築分譲マンションを対象に分析を行っており、設計値を念頭に議論を進めている。

[29] (一社)建築環境・省エネルギー機構(2016)及び各地方自治体 HP をもとに記載している

[30] Comprehensive Assessment System for Built Environment Efficiency の略。キャスビーと読む。

[31] Building Environment Efficiency

えられる。BEE 値とランクの関係をまとめたものが表１である。

表１　CASBEE の BEE 値とランクの対応関係

ランク	BEE 値ほか	ランク表示	（参考）本稿での表記※
S	BEE＝3.0 以上かつ Q=50 以上	★★★★★	ランク５
A	BEE＝1.5 以上 3.0 未満	★★★★	ランク４
B＋	BEE＝1.0 以上 1.5 未満	★★★	ランク３
B－	BEE＝0.5 以上 1.0 未満	★★	ランク２
C	BEE＝0.5 未満	★	ランク１

※第４章の実証分析では、CASBE ランクを被説明変数とする順序プロビットモデルによる分析を行っているが、上記表の対応関係で被説明変数「１」～「５」を整理している。

（２）　自治体版 CASBEE とは

2004 年 4 月より、名古屋市は、延床面積 2,000 ㎡を超える建築物（住宅含む）の新築・増築・改築をする建築主に対して工事着工前に CASBEE 名古屋による評価結果の届出を義務付ける「建築物環境配慮制度」を開始した。2016 年４月現在で 24 の地方自治体で同様に、CASBEE を活用した届出制度が導入されている。基本的な仕組みは、名古屋市と同様である。また、届出内容については HP で公表されるものの、その内容を担保する手段は基本的には指導・助言のみであり、建築基準法のように基準をクリアしなければ建築着工・建物使用ができないという性質のものではない。また、自己評価であること、評価書は HP 等で公開されるなど、企業の自主的な取組みを促す仕組みであることも大きな特徴となっている。また、地方自治体が地域性に配慮して、自治体独自の重点項目等を設定し、評価・表示する点も自治体版 CASBEE の特徴といえる。

2.2.2　自治体版 CASBEE を活用した環境性能に係る広告表示義務制度

（１）概要

自治体版 CASBEE を導入している 24 の地方自治体のうち、川崎市、横浜市、京都市、神戸市、柏市等の 10 の地方自治体においては、新築分譲マンション等の販売等の広告に、CASBEE の評価結果の表示を義務付けている[32]。導入状況は表２のとおりである。

川崎市は HP でその目的を①購入者に環境に配慮した建築物に関する選択肢を提供すること、②建築主の自主的な環境配慮の取組や販売受託者の協力を促すこと、③環境に配慮した分譲共同住宅が高く評価される市場の形成を図ること、としている。

（２）条例の主な構成

各地方自治体は、環境条例等において、環境性能の広告表示義務制度を位置づけている。ここでは、第４章の実証分析対象である、横浜市、川崎市、柏市、京都市、神戸市の条例を分析し、その制度の骨子をまとめた。主に以下のような項目を条例・規則等で定めている。

[32] 熊本県と福岡市においても環境性能表示制度が導入されているが、任意表示であり、広告時の表示は義務付けられていない。

表２　自治体版ＣＡＳＢＥＥの導入自治体と広告表示義務制度の有無

	広告表示義務あり（１０）	広告表示義務なし（１４）
三大都市圏（１６）	横浜市、川崎市、柏市、京都市、神戸市、大阪市、堺市、埼玉県、神奈川県、大阪府	名古屋市、さいたま市、千葉市京都府、愛知県、兵庫県
三大都市圏以外（８）	－	札幌市、新潟市、広島市、福岡市、北九州市、静岡県、鳥取県、熊本県

※下線が第４章の実証分析対象自治体

＜参考：環境性能の広告表示義務制度の条例骨子＞

①　環境性能表示基準の設定・公表

※　告示において、表示のマークや大きさ等を規定

②　2,000 ㎡以上の共同住宅の新築等における建築主・販売受託者等の販売広告時の環境性能の表示義務付け

※　規則において、対象広告を価格・間取りが表示される新聞・雑誌・ビラ・パンフ等の紙媒体（Ａ４以上）及びＨＰ等と規定

※　横浜市及び神戸市では条例上、販売広告時に加え賃貸広告時も含んでいる。

※　京都市及び神戸市では、工事現場の板塀・仮囲い等への表示の義務付けの規定あり

③　表示した旨の市長への届出

④　建築主・販売受託者等の購入者への環境性能の説明の努力義務

※　柏市では、条例上、購入者への説明の努力義務規定なし

⑤　市長の建築主・販売受託者等に対する指導・助言（表示・環境性能説明）

⑥　指導・助言に従わなかった場合の勧告及び氏名の公表

※　神戸市では、条例上、勧告に従わなかった場合の氏名の公表規定なし

（３）表示ラベルについて

表示するラベルのデザインについては、各自治体でバラバラであるが、表示内容をもとに分類すると大きく４つのタイプがある。

①　総合評価内訳表示型

CASBEE の総合評価 BEE 値を算出するベースとなる内訳の性能である６つの項目である Q1 室内環境（居住性）、Q2 サービス性能（機能性・耐用性）、Q3 室外環境[敷地内]（緑・まちなみ）、LR1 エネルギー（省エネルギー）、LR2 資源・マテリアル（省資源・リサイクル）、LR3 敷地外環境（周辺への配慮）をレーダーチャートとして表示したものである。



②　自治体重点項目表示型

自治体が地域特性を踏まえ独自に定めた重点項目を表示するタイプである。





③　自治体重点項目＋再生エネ設備表示型

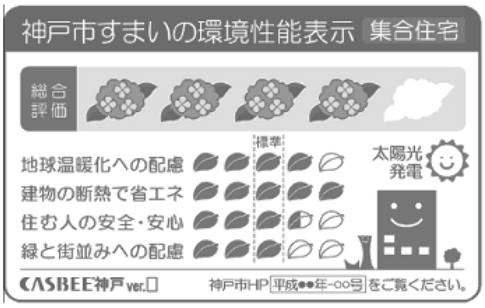
②のタイプに太陽光発電や太陽熱利用などの再生エネルギーの採用の有無を追加表示するタイプである。













④　CO2 削減率等＋採用建材・設備表示型

緑化率や CO２削減率など定量的な数値と、環境に配慮した建材・設備等の採用状況を表示するタイプである。



近年の表示ラベルの主な改正動向としては、太陽光発電設備等の再生可能エネルギー設備等の有無の追加（2012 年横浜市等）とエネルギー消費量（削減率）の追加（2016 年横浜市）が挙げられる。

総合評価内訳表示型は、総合評価の中身、バランスを分かりやすく表示しており、消費者の選好にあわせた物件選びに向いている表示といえる。一方で、自治体重点項目表示型は、地域性を出すという点では優れているが、総合評価との関係が分かりづらく、また、隣接市含めて物件探索する消費者にとっては、比較が容易でないという課題が指摘される。住宅供給事業者、ゼネコン、住宅情報誌の方へのいずれのインタビューでも、デザインがバラバラな点は、消費者に分かりづらくさせているという指摘があった。行政区によって基準等が大きく異なる場合はラベルを区別する必要があるかもしれないが、広告表示義務制度の主要目的が消費者の物件比較を容易にすることであることから、同一都市圏においては評価基準の統一についても検討すべきと考える。

また、太陽光発電等の設備設置有無について表示を義務付けているケースがあるが、売主と買主との間に情報の非対称性があり逆淘汰が発生しているか、情報の探索コストが大きいか、表示により情報の非対称が緩和されるかなど、検証が必要である。また、広告表示の義務付けは、別の広告をする機会を奪うことになる（機会費用が発生）ため、必要最小限の情報に絞る必要がある。また、住宅情報誌の方へのインタビューでも、情報量が多すぎると見づらくなって、かえって消費者に伝わりにくくなるため、余白が少しあった方が目立つ、重要な情報を伝えやすくなる等の指摘もあった[33]。

また、横浜市では、2016 年より、重点項目について「地球温暖化対策」等を「省エネルギー性能」等に変更するとともに、「エネルギー消費量○％削減[34]」の表示を追加した。なお、野田冬彦(2013)[35]によれば、英国では建築物のエネルギー性能証明書では、よりユーザーフ

[33] ラベルにおいて、「○○県」「○○市」等の情報や「分譲マンション」等の文字を掲載するケースがあるが、広告を手にしている消費者にとっては自明であり不要との意見もある。

[34] 建築物のエネルギー消費性能の向上に関する法律の基準に基づく一次エネルギー消費量の評価結果

[35] 英国ではエネルギー性能証明書を参考に住宅を購入している消費者は18％に過ぎないと報告され、ナッジ・ユニットにより光熱費表示などユーザーフレンドリーな表示方法に変更された。英国では伝統的手法（規制的手法、経済的手法）を補完する行動経済学など行動科学に基づいた政策ツールを考案するために内閣府の下にナッジ・ユニット（Behavioural Insights Team）が設立されている。

レンドリーな表示とするために、投資費用や省エネ効果を光熱費等により簡潔明瞭に方法に変更されている。今後、日本でも光熱費表示[36]などより消費者にとって分かりやすい表示のあり方の研究が求められる[37]。

一方で、どのような表示が望ましいのか、消費者に分かりやすい内訳の表示方法や地域独自の重点項目との関係等については、消費者ニーズ、消費者の認知・行動等を踏まえて決定すべきものであることから、本稿では論じず、今後の研究課題とする。

（４）任意表示制度について

2,000 ㎡以上等の新築分譲マンションにおいて、広告表示義務を導入している自治体において、2,000 ㎡未満の共同住宅や戸建て住宅についても、同様のラベルで広告表示を任意制度としてできる規定をもつ自治体がある。なお、横浜市との協定に基づき CASBEE の A ランク以上を標準としている特定の企業を除き、活用はあまり進んでいない。

2.2.3　自治体版 CASBEE のその他関連施策

各自治体は、CASBEE ランクを向上させるため、様々な独自のインセンティブ措置を行っている。ここでは、第４章の実証分析対象の対象となる８市（さいたま市、千葉市、柏市、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、神戸市）の 2,000 ㎡以上の共同住宅に関連する制度を整理する。

（１）総合設計制度による容積率緩和

下表の６市において、総合設計制度（建築基準法）等において、CASBEE の高ランクを取得した環境配慮建築物等について容積率緩和を行う仕組みがある。CASBEE ランク B+以上又は A 以上等を総合設計制度の許可要件とするケースと、S の場合に更なる容積率割増を認めるケースがある。８市の地方自治体の導入状況と容積率緩和の要件及び第４章の実証分析対象となる 2,000 ㎡以上の共同住宅における実績をまとめたものが表３である。

表３　総合設計制度による容積率緩和の CASBEE ランク要件等と実績[38]

	CASBEE ランク要件等と実績（2,000 ㎡以上の共同住宅）
名古屋市	2005.6～ S の容積割増。実績なし。
横浜市	2006.4～ 45m 以上又は 2 万㎡以上は A 以上を要件。その他は B 以上を要件。実績 28 棟。
川崎市	2006.10～ B+以上を要件。2012.10～A 以上を要件。実績11棟。
さいたま市	2009.7～ A 以上を要件。1棟。
神戸市	2012.4～。一般型B＋以上、市街地住宅型A以上。環境配慮型はSで割増。実績25棟。
柏市	2012.4～ S で容積割増。実績なし。

[36] エアコン、冷蔵庫、テレビ等使用で使用されている統一省エネラベルは、5段階評価、省エネ基準達成率（○%）、エネルギー消費効率に加え、年間の目安料金を表示しているが、早井(2010)によれば平成 20 年度のラベル浸透度調査の結果、製品購入時にラベル情報が役立ったと回答した消費者が9割いたことから、ラベルによる情報提供等有効性を確認している

[37] リチャード・セイラーほか(2009)では、「ラベリング制度は環境対策として大きな可能性を秘めている」「大半の人にとって環境問題はあまりにも抽象的で理解しにくい」「数字、商品比較を使えば、わかりやすく説明して明確化するのに役立つ」「狙いは省エネ化は環境に良いだけでなく、大幅なコスト削減にもつながる点を示すこと」と言及。

[38] 各自治体の HP（総合設計許可要綱等）、届出情報、自治体へのヒアリングにより作成

（２）金融機関との連携による金利優遇制度

千葉市を除く７市では、金融機関と連携し、CASBEE のランク３又は４以上等で住宅ローンの金利優遇を行う制度を導入している。なお、地方自治体へのヒアリングでは、金融機関も消極的[39]なこともあり、ほとんど活用されていないとの指摘があった[40]。また、過去の地方自治体へのヒアリング調査[41]でも、「大手マンションデベロッパーの提携ローンの方が金利が低く、意味が無いのでは」等の指摘がある。

（３）その他

そのほか、地方自治体独自の取組みとして、柏市[42]と京都市[43]の表彰制度がある。また、神戸市では、エネルギー会社等と連携し、ランク４以上の場合の料金値引きなどの制度がある。

2.3　まとめ

住宅の性能表示については、国レベルでは不動産広告のルールはないものの、近年、様々な表示制度が用意され、物件ごとの性能を比較するためのものさしが充実しつつあることが分かった。また、2005 年以降、一部の自治体において、広告時の環境性能表示を義務付ける仕組みが導入されていることが分かった。

こうした広告表示義務は、どのような効果があるのか。任意表示制度では不十分なのだろうか。次章では、広告表示義務が企業（住宅供給事業者）に対してどのような行動変容を促すか等について、理論的に考察する。

第３章　環境性能に係る広告表示義務の政策効果に関する理論的考察

新築マンション市場においては、環境性能に係る情報の非対称性が発生していると推察される。そこで、本章では、情報の非対称性が新築マンション市場の取引において、どのような問題を引き起こすか、その対策としてはどのような方策が考えられるか、広告表示義務は任意表示制度と比してどのような企業の行動変容をもたらすか等について、経済学視点から理論的な考察を行う。

---

[39] 複数の金融機関の HP(2016.1.13 時点)を見たが、CASBEE 高ランク取得による金利優遇についての案内は見つけることができなかった。また、金融機関の HP で紹介している一般の優遇金利が、自治体の HP 等で紹介している CASBEE の優遇金利よりも優遇されているケースもあった。今回調査した地方自治体の多くが、実態を把握していなかったため、当該金利優遇制度については今後実態調査が必要である。

[40] 例えば、柏市は、2011 年 1 月より制度を開始しているが、2013 年 8 月時点の調査では、5機関全て実績ゼロであった。また、名古屋市は、2009.10～より制度を開始しているが、2014 年 3 月末時点で実績ありと回答あったのは7機関中1機関（戸建住宅か共同住宅か不明）のみとのことであった。

[41](財)建築環境・省エネルギー機構(2008.3)「地方自治体における建築物の環境性能評価の状況を踏まえた LCOO2 提言効果の推計手法の検討業務」

[42] 2012 年 3 月より最高ランク（S ランク）の表彰制度を始めている。表彰プレートが贈られると共に、評価 S ランク★★★★★（5 つ星）の紹介として HP で公表されている。

[43] 2015 年より、環境配慮建築物懸賞制度により、2年に1回、京都にふさわしい環境に配慮した建築物を、「京（みやこ）環境配慮建築物」として表彰している。また、高い評価を取得した建築物に対しては、高評価表示プレートを交付している。

3.1　環境性能に係る情報の非対称性、逆淘汰の発生及びその緩和策[44]

3.1.1　新築マンション市場における環境性能に係る情報の非対称性と逆淘汰

浅見（2006）が指摘しているように、一般的に、不動産については、売主と買主の間に、情報の非対称性（情報格差）があるといわれている[45]。また、中川（2007）などが指摘するように、特に既存住宅市場において、耐震性などの住宅の品質についての情報の非対称性が大きいといわれている。売主は自分が供給する住宅の品質を熟知しているものの、買主は自分が購入しようとしている住宅の品質に関して十分な情報が得られない状態がある。買主は、自分の選好に合致した住宅を探しだすために、住宅情報誌や不動産業者をこまめにまわったり、ポータルサイトで物件条件を検索比較したりするサーチ行動を行う。広さ、間取り、駅からの距離などについてはある程度明らかになる一方で、耐震性能、耐久性能や環境性能など、専門的な知識を持たない人間にとっては、理解できない項目も少なくない。

既存住宅市場の耐震性の問題など比べるとあまり取り上げられていないが、本稿においては、新築マンション市場において環境性能の情報の非対称性の問題が存在するとの問題意識にたっている。つまり、買主は、購入しようとしているマンションについて、広さや間取り等についての情報は売主とほぼ差異なく入手できるが、環境性能については十分な情報を持ちえておらず売主との間に情報の格差があると考えている。

なお、第４章の実証分析により、実際の市場でそのような情報の非対称性が存在し、広告表示義務がそれを緩和する可能性があることについて示したが、本節では、情報の非対称性がもたらす影響や対応策等について理論的に考察したい。

まず、新築分譲マンション市場を対象に、環境性能に係る情報の非対称性がある場合と無い場合では、マンションの取引時の価格や性能にどのような影響を及ぼすか考察する。

マンキュー（2013）や中川（2008）にあるように、売主と買主の間に財・サービスの品質に対する情報の非対称性がある市場では、「逆淘汰（adverse selection。逆選択ともいう）」が発生する可能性があることが知られている。典型的には中古車市場の欠陥車（レモン）問題として知られるように、消費者が財の品質についての情報を持ち合わせていない場合に、適切な価格付けがなされず、低品質財が高品質財を市場から締め出すという状態が発生することになる。

これを、新築分譲マンション市場の環境性能にあてはめて考察する。図１にあるとおり、環境性能について情報の非対称性がない場合には、環境性能に買主が価値を見出せば、それ相当の価格プレミアムがつけられ、性能に応じた価格付けがなされる。一方で、情報の非対称性がある場合は、買主は物件毎の性能の違いを認識できない。この場合、買主は、売主の企業ブランドイメージや類似物件の口コミなど様々な情報を用いてその市場での平均的な品質水準を想定し、付け値を設定する。

---

[44] 本節の経済学的な視点からの理論的考察については、一般論についてはマンキュー(2003)、住宅市場については中川(2008)を参考にしている。

[45] 浅見(2006)は、不動産のもつ特徴として以下の点を挙げている。不動産は差別化された財であり、財の特性が重要な意味を持つ一方で、多岐にわたるその特性情報を個人ですべて正確に把握することは極めて困難である。また、売り手は、取引を不利にしてしまいかねない情報をあえて公表するインセンティブはない。その結果、不動産取引において、需要側と供給側には特性情報についての非対称がある。

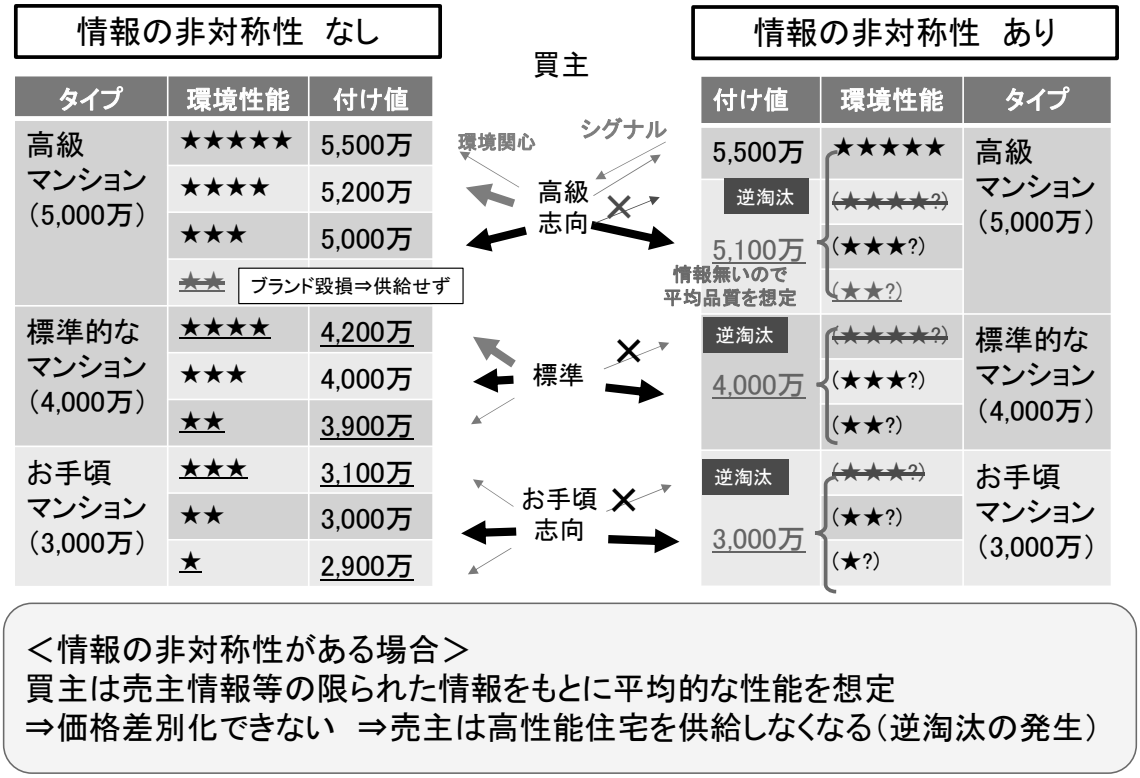


図１　情報の非対称性と逆淘汰の発生

図１の例では、ランク４（環境高品質）、ランク３（標準）、ランク２（環境低品質）の区別がつかないため、企業ブランドイメージ等をもとに荒い評価を行い 5,100 万円といった付け値をつける。その場合、売主側は 5,100 万円の価格ではランク４の住宅はコストに見合わないため供給せず、ランク３以下の住宅を供給することになる。このように、売主・買主間に情報の非対称性が存在する市場では、高品質住宅の供給が少なく、低品質住宅の供給が多くなる可能性がある。

3.1.2　逆淘汰の緩和策について

先に述べた逆淘汰への対策としては、マンキュー（2013）や中川（2008）によれば、民間側の対策と政府の介入がある。前者としては、情報を持っていない側（消費者）の対策（スクリーニング）と情報を持っている側（企業）の対策（シグナリング）がある。ここでは、新築分譲マンション市場を想定して考察を行う。

まず、情報を持っていない買主側の対策としては、第三者による性能調査を行うこと等が考えられる。なお、近年、中古住宅市場においてはインスペクションなどが実施されることがあるが、新築分譲マンション市場においては、建物完成前に契約がなされることが多く、販売前に消費者がそのような調査を行うことは想定しづらい。

次に、情報を持っている売主側の対策としては、買主に信頼してもらうためのシグナリング（情報発信）を行うことがある。性能に見合った価格での取引を確保するために、買主側に品質に関する情報を伝え、情報の非対称性を緩和しようとする行動である。例えば、通常は採用されない高性能設備の採用や通常は行わないような実証実験等によるアピール行動

である。また、低品質住宅ではコストが見合わないような第三者評価や公的認証制度を活用する方法も考えられる。低品質であれば通常そこまでコストはかけないはずだから、高品質なはずだと買主に認識・信頼させようとシグナルを発するのである。

これら消費者や企業の任意の民間側の対策に対し、政府が市場介入を行うケースがあり、広告表示義務制度等がこれに該当する[46]。国や地方自治体などが定めた方法により、情報開示を強制するのである。

ここでは、新築分譲マンションにおける逆淘汰の緩和策として代表的なアプローチといえる、①企業独自のシグナリング、②公的任意表示制度、③多段階評価の広告表示義務制度の３つについて、その特徴を整理する。

（１） 企業独自のシグナリング

環境性能を売りにする企業は、高断熱サッシや高効率給湯器、太陽光発電設備等の高品質建材・設備の採用等を広告等でうたう。しかしながら、消費者は、これらの建材・設備がどの程度のメリットをもたらすのか分からない。そこで、特に環境性能に力を入れている企業は、低品質企業ではコストに見合わず行えないような独自開発の光熱費シミュレーションや実証実験等によりその品質の確からしさをアピールし、差別化を図ろうとする。

しかし、消費者は、企業独自のものさしによる性能アピールについては、企業は都合よい情報しか出さないと考え、その信頼性は必ずしも高くない[47]。ゼネコンへのヒアリング[48]でも、独自シミュレーションツールを開発したものの、消費者に説明しても信頼してもらえないため営業現場では使えないとの結論になり、結局お蔵入りになったとの話もあった。なお、一定程度消費者の信頼を得ている企業においては、当該シグナルは信頼性が高く有効なものと考えられ、実際に行われている。一方で、企業によってものさしが違うため、消費者からすると他の物件との比較は困難であるといえる。

以上により、企業独自のシグナリングは、一定の情報の非対称性の緩和には寄与する可能性はあるものの、信頼性及び比較容易性の観点から、後述する仕組みと比して、消費者にとっての情報価値は小さいものと考えられる。

（２） 公的任意表示制度

---

[46] 最低限の構造安全性基準等を定めた建築基準法の単体規定も、情報の非対称性対策を目的とした政府介入に位置づけることができるが、住宅の省エネルギー性能等の基準は建築基準法には含まれていない。

[47] 清水(2013)によれば、近年、インターネットの急速な普及により、「消費者はクチコミサイトの情報、消費者発信型メディア(CGM)を重視していることが明らか」になっており、その理由として「消費者が実体験に基づく評価情報を必要としていること、商品にネガティブな情報も含まれていること」などを指摘している。また、デジタルカメラを例に、「消費者発信情報が消費者の購買意思決定プロセスに及ぼす影響が強い」一方で、「企業発信情報はほとんど影響を及ぼしていない」としている。

なお、本稿で扱う新築分譲マンションにおいては、カメラ等の製品と異なり供給される財が同一ではないこと、中古と異なり新築においては(同じマンションブランド等のクチコミは存在するものの)建物完成前には実体験者のクチコミは存在しない、等の特徴が挙げられよう。高価な買い物であり、ネガティブ情報に対するニーズが重視される一方で、消費者発信情報による市場淘汰機能が働きにくい市場であるといえる。なお、商品に対する正確な情報が得られない場合は、消費者はブランドを重視することが想定される。

[48] ゼネコンへのインタビュー(2016.10.12)。企業が独自で評価手法や指標を開発するのは時間・費用がかり、公的なものさしがあるのは消費者のみならず当該性能を重視する企業にとってもメリットが大きいとの指摘もあった。

企業独自のシグナリングの問題を解決する方法として、公的な任意表示制度がある。例えば、第２章で触れた住宅性能表示制度、CASBEE（建築環境総合性能評価システム）、BELS（建築物省エネルギー性能表示制度）などである。国や地方自治体が統一的な基準（共通のものさし）を定めていることから、物件比較の容易性及び信頼性の問題については、企業独自のシグナリングからは改善される。また、公的任意表示制度の特徴として、ブランド力はないが、技術力ある中小事業者にとってはその性能アピール、差別化の手段として有効な制度であるといえる[49]。

一方で、公的任意表示制度の課題は、その取得が任意であるため、購入者のサーチ対象物件において、当該制度が活用されていない物件が含まれると、一律に性能を比較できないことである。公的任意表示制度については、その普及率は必ずしも高くない。例えば、住宅性能表示制度の評価実績の年間着工戸数に対する普及率は、2000 年４月の導入以降伸びて 2007 年度に 21%と 20%の大台を超えたものの、その後は横ばいで推移しており、2015 年度実績においても21.8%に留まっている[50]。また、2016年１月の国土交通省調査[51]によれば、建築物省エネ法に規定された省エネ性能表示努力義務（2017.4～）への今後の対応方針として、約半数の住宅事業者は、「一部の物件」のみで表示を行うとし、その「一部の物件」の内容として、分譲マンション事業者は「省エネ性能に優れている物件」「自社の CSR 活動の一環として PR する物件」等と回答している。

なお、全ての物件で表示されている必要はなく、性能が高い物件をシグナルとして表示できれば、売主にとっても買主にとっても不都合ないとの見方もできるが、これには大きく２点課題がある。

１点目は、高品質なのに表示しない企業が多いと、購入者にとっては当該表示の価値が低いものとなってしまう点である。例えば、購入者が環境性能が高いだろうと想定する大手企業が当該表示制度を活用せず、中小事業者だけが当該表示制度を活用している場合、消費者は同じものさしで大手企業と中小企業の比較ができない。公的表示制度を利用していることから当該中小企業の性能の信頼性は増したとしても、それが大手企業よりも高いか認識できないということが起こりうる。なお、高品質企業にもかかわらず、当該表示を使わないということが起きる原因については、「補論」で考察している。

２点目は、任意表示制度においては、企業はネガティブ情報は出さないことである。企業は低品質であるなど自分にとって不都合なことは表示しない[52]。現状の任意表示制度では、

---

[49] 1.2 で紹介したように、梅田（2010）では、住宅性能表示制度の効果に係る実証分析において、大企業と比較してブランド価値の低い中小企業において住宅性能表示の効果が有意に働くことを実証している

[50] 2015 年度の設計性能評価交付戸数は 200,236 戸（全体着工戸数 920,537 戸）。（「住宅の品質確保の促進等に関する法律に基づく住宅性能表示制度の実施状況について」（平成28年8月26日国土交通省報道発表資料）より）。戸建住宅は 21.6%、共同住宅等は 22.9%（2014 年度データ。（一社）住宅性能評価・表示協会 HP）

[51] 国土交通省が 2016 年1月に事業者向けに行った住宅・建築物省エネラベリング制度アンケート調査結果（住宅事業者145社）によれば、省エネ性能表示努力義務への今後の対応方針として、約27%の事業者が全ての物件での表示を検討し、約53%の事業者（分譲マンション事業者では約46%）は「一部の物件」のみで表示を検討するとしている。分譲マンション事業者の表示する「一部の物件」の内容として、「省エネ性能に優れている物件」が7社と「自社の CSR 活動の一環として PR する物件」が4社となっている（有効回答10社）。「建築物の省エネ性能表示制度に関するシンポジウム」参考資料より
http://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/jutakukentiku_house_tk4_000115.html

[52] なお、住宅品確法の住宅性能表示制度は、表示に関して必須項目、選択項目を設けており、耐震性や省エネ性などの消費者にとって分かりづらい項目等については、必須項目となっており、この制度を利用しようとすると必

高品質は求めないものの低品質は避けたいといった消費者のニーズには対応できていない可能性がある。

以上を踏まえれば、公的任意表示制度において、高品質なのに表示しない企業が多いマーケットの場合、消費者にとっては、当該表示の情報価値は必ずしも高くないといえる。依然として消費者にとっては物件比較が困難な状態が残り、情報探索コストが大きくなり、探索行動をやめて当該性能で比較することあきらめてしまうケースが想定される。

また、近年、新築分譲マンションについても、インターネットによるポータルサイトで物件比較を行う購入者が増えてきている[53]。消費者にとって、住宅の品質を容易に比較できるツールの充実は、消費者の探索コストを削減するため社会的にも望ましいことである。今後の AI 技術等の進歩を前提とすれば、ますます消費者の志向にあった物件検索が容易になる可能性があり、住宅の品質等に関する情報整備・充実が必要となってきている。

そのような中、2016 年にREINSの入稿項目が改正され、「BELS/省エネ基準適合」が追加されるなど、消費者への住宅性能の情報提供が充実しつつある。一方で、BELS（2.1.2 参照）等については、ポータルサイトの検索項目には入っておらず、消費者は積極的に省エネ性能の高い住宅を検索することはできない。当該情報を有する物件の数が少ない場合には、ポータルサイトとしては検索項目には入れられないという。例えば、○○市○○駅周辺で検索しても１件もヒットしないような項目であれば、ユーザーにとってかえって不便を強いるため、検索項目に入れるためには一定程度の実績・普及が前提となる。一方で、ポータルサイトの検索項目に入らなければ、企業側としてその項目に関する性能評価や認証制度を取得するインセンティブは生じなくなり、当該制度が普及しないということが課題として挙げられる。

（３） 多段階評価の広告表示義務制度

（１）（２）のような課題を克服するため、政府が市場に介入して強制的に性能表示を義務付けるものとして多段階評価の広告表示義務制度がある。この仕組みにより、消費者は、低品質物件も含め相互比較可能となる。任意表示制度の下では表示しない企業の物件情報について自ら探索する必要がなくなるため消費者にとっての情報探索コストは大幅に削減されるとともに、全物件比較可能になるため消費者にとっての情報価値が大きいといえる。

一方で、広告表示義務の課題としては、当該性能に関心の無い売主と買主の取引においても、広告が強制されることである。広告物はスペースが限られることから、本来表示されるはずであった情報が表示できなくなることによるコストが発生する。つまり、表示できなくなってしまった情報に係る消費者の情報探索コストが逆に増えてしまう。こうした見えな

ず省エネ性能を表示しなければならないことから、低品質情報の開示を促す仕組みであるといえる（省エネ性能は低くてよいと考える企業が、耐震性を売りにするために評価を取得する場合、省エネ性能については低品質情報が開示される）が、当該制度の普及率が新築住宅の約2割である現状を踏まえれば、消費者に十分な情報が提供されているとはいえない。また、企業は都合の悪い情報は出さないため、広告においては「耐震性能最高等級取得！」とアピールする一方で、性能が悪い項目については積極的には広告には表示されない。

[53] 大手ポータルサイト運営事業者へのヒアリング（2016 年 12 月 14 日）による。また、小間（2007）においても、住宅購入者の媒体活用は、多段階で行われるとし、情報収集スタート段階、各候補物件の比較検討段階、一つに絞込み契約した段階のいずれもインターネット（住宅情報）の活用率が最も高い結果がでている（2位は新聞折みチラシ、3位が住宅展示場・モデルルーム、4位が住宅情報誌、5位が住宅メーカー営業マン）。

い費用（広告の機会費用）に留意する必要がある。消費者の多くが関心の無い情報について広告表示を義務づけた場合は、総費用が総便益より大きくなってしまい、全体として非効率な表示制度となる恐れがある。

（1）～（3）でみてきた特徴をまとめたものが、表４である。

表４　逆淘汰の緩和策に係る比較表

		企業独自のシグナリング	公的任意表示制度	多段階評価の広告表示義務
	表示物件	環境関心物件の取引 （表示の便益＞費用）	環境関心物件の取引 （表示の便益＞費用）	全ての取引
特徴	信頼性	大手企業△ その他企業　×	高品質企業表示⇒○ 高品質企業非表示⇒△	○
	物件比較容易性	×	普及率高い⇒○ 普及率低い⇒△	○
	低品質情報 （ネガティブ情報）	×	×	○
消費者の情報価値	環境関心者	△	△～○	◎
	環境無関心者	― （表示なし）	― （表示なし）	× （他情報減少）

3.1.3　環境性能に係る広告表示義務がもたらす企業の行動変容について

広告表示義務は、先に述べたように、企業に品質情報を強制的に表示させることで、消費者が物件間の比較を容易にできるようにし、売主と買主の間の情報の非対称性を緩和しようとするものである。図１「情報の非対称性と逆淘汰の発生」についていえば、政府が介入し、表示を強制することで、右側の「情報の非対称性あり」状態から、左側の「情報の非対称性なし」状態に極力近づけ、性能に応じた価格付けを促し、高品質住宅の供給過小を是正しようとするものである。現実の市場でこのような行動変容が行われていれば、広告表示義務の導入の効果としては、逆淘汰を緩和し、高品質住宅の供給を増やす行動が観察されるはずである。

また、低品質情報の強制表示は、当該マンションの消費者の付け値を下げるため、これを嫌う企業は、品質を上げようとするはずである。つまり、低品質情報を含む多段階評価の広告表示義務の導入の効果としては、低品質住宅の供給を減らす行動が観察されるはずである。

3.2　仮説

前節までで、新築分譲マンション市場において、公的任意表示制度の普及率が高くない場合には、依然として物件比較が困難であり、逆淘汰が発生する可能性があることについて、理論的に考察した。

なお、そもそも、消費者のニーズがない品質情報については、当然ながら当該情報に係る任意表示制度は使われない。このような場合に、広告表示を義務づけてしまうと、厚生上の

損失が大きくなり、むしろ非効率な表示制度になるので注意が必要である。なお、仮に、消費者にとって情報価値のない性能について広告表示義務を課した場合は、企業は性能向上を図らない（そもそも逆淘汰が生じていない）と考えられるため、広告表示義務の政策効果を検証するには、環境性能が向上しているかについて実証分析を行う必要がある。

前節までの理論的考察から以下の３つの仮説を導きだし、次章で実証分析により検証することとする。

① 新築分譲マンション市場においては、公的任意表示制度が存在しても、全ての事業者が表示しているわけではないため、売主と買主の間で環境性能に係る情報の非対称性が存在し、環境高品質住宅の供給過小という逆淘汰が発生していると考えられる。

⇒仮説①「新築分譲マンション市場においては環境性能に関して逆淘汰が発生している」

② 多段階評価の広告表示義務は、こうした情報の非対称性を緩和し、性能に応じた価格付けがなされるようになるため、企業に性能向上のインセンティブを与え、高品質住宅の供給を増やすことが考えられる。

※ 大手事業者は、総合ブランド力といったあいまいなブランド価値を利用することができなくなり、当該ものさしにおいても、競合他社よりも優れていることを示す必要があり、性能を向上させることが予想される。

※ 技術力のある中小事業者においては、大手と同じものさしで比較されることで消費者アピールが容易になり、環境性能を向上させることが予想される（環境を売りにしない事業者の行動は変わらない）。

⇒仮説②「多段階評価の広告表示義務は高品質住宅の供給を増加させる」

③ さらに、多段階評価の広告表示義務は、低品質というネガティブ情報を消費者に提供することになるため、これを嫌う企業の行動変容をもたらし、低品質住宅の供給を減少させる。特に、ブランドの毀損を恐れる大手事業者においては、低品質住宅の供給を大きく減少させることが予想される。

⇒仮説③「多段階評価の広告表示義務は低品質住宅の供給を減少させる」

第４章　広告表示義務の政策効果に関する実証分析

前章では、環境性能に係る広告表示義務が住宅供給者の行動変容を促し、逆淘汰を緩和する効果について理論的な考察を行い、３つの仮説を導いた。

本章では、これらの仮説について、横浜市などの大都市の新築分譲マンション市場を対象に、実証分析により検証するとともに、広告表示義務の政策効果について定量的に明らかに

する。

4.1　実証分析の方法

4.1.1　分析方法

新築分譲マンションについては、同一物件で広告表示義務の有無の違いによる効果を直接比較することは不可能である。また、マンションは同一財ではないため、単純に広告表示義務がある物件と広告表示義務が無い物件で環境性能の違いを比較したとしても、その他の条件の違いが影響している可能性があり、広告表示義務の効果とは言えない。そこで、今回の推計モデルにおいては、環境性能に大きな影響を与えると予想される物件の規模、建築主特性、地域性、年次、その他政策変数等をコントロールした上で、広告表示義務導入の効果について、検証する。横浜市、京都市及び神戸市では広告表示義務の導入前物件と導入後マンションが存在する一方で、さいたま市、千葉市及び名古屋市では全てのマンションで広告表示義務を導入していないこと等に着目し、新築された年度の影響等を年次ダミー等によりコントロールした上で、広告表示義務導入後のマンションは、広告表示義務導入前のマンションよりも、環境性能が高い傾向があるかどうかを検証する。

具体的には、自治体版 CASBEE の届出情報をもとに、環境効率の値を表す「BEE 値」及び５段階評価の「CASBEE ランク」のそれぞれを被説明変数とするモデルを構築し、広告表示義務導入の有無の違いがこれらにどの程度の影響を与えるかを定量的に分析する。「BEE 値」と「CASBEE ランク」のそれぞれに対する影響を観察するため、「実証分析１」と「実証分析２」の二つのモデルを構築し分析を行う。

「実証分析１」では、連続変数である BEE 値（環境効率）を被説明変数とする OLS モデル（最小二乗法）を構築し、広告表示義務がある物件について、BEE 値が有意に高いかどうかについて検証する。広告表示義務がある物件とない物件で、事業者特性により BEE 値がどの程度違うのかについても定量的に明らかにする。

「実証分析２」では、離散変数である CASBEE ランク（５段階評価）を被説明変数とする順序プロビットモデルモデルを構築し、広告表示義務がある物件について、ランクが有意に高いかどうかについて検証する。また、どのランクが増え、どのランクが減るかを把握するため、広告表示義務がある場合とない場合のそれぞれについて、ランクの分布の予測値がどう変わるか定量的に分析する。

なお、広告表示義務で消費者が認識するのはランクであり、その影響を分析するには実証分析２の方がより適切である。一方で、政策の費用対効果分析において環境性能向上の定量評価を行うにあたっては、BEE 値の方が有益であり、実証分析１の結果も重要な意義をもつ。

説明変数については、両分析で同じとした。

4.1.2　使用するデータ

2.2.2 の表２にあるとおり、広告表示義務を導入している地方自治体は 10 あるが、いずれも三大都市圏のため、比較的マンション市場構造が近いと思われる大都市である川崎市、横浜市、京都市、柏市、神戸市、名古屋市、さいたま市、千葉市の８市を分析対象と

して選んだ。なお、大阪市はBEE値の算出方法が大きく異なるため除外した。また堺市は平成27年度以降のデータがＨＰで公表されていないため除外した。

使用するデータは、各市及び各市HPより入手した自治体版CASBEEの評価結果の届出情報とする。対象建築物は、延床面積2,000㎡以上の共同住宅の新築物件[54]とする。対象年度は、各自治体における届出制度開始日から2016年９月までに届出されたものとする。サンプルサイズは3,434棟となった（表５）。

CASBEE届出情報をもとに、マンション毎のBEE値（環境効率）、CASBEEランク、延床面積、建築主氏名、所在地（行政区）、届出年度を把握し、データの作成を行った。説明変数の説明は表６に掲載している。

（１）政策変数

各市において、広告表示義務が施行されて以降の届出物件を「１」とし、それ以外の物件について「０」とする「広告表示義務導入ダミー変数」を作成した（表５参照）[55]。川崎市及び柏市においては、届出開始日と広告表示義務導入日が同じであるため、全物件が「１」をとる。また、横浜市、京都市、神戸市においては、届出開始時には広告表示義務を導入していなかったため、導入前の物件は「０」とし、導入後の物件は「１」としている。名古屋市、さいたま市及び千葉市においては、広告表示義務を導入していないため、全物件が「０」をとる。この結果、「広告表示義務導入ダミー」が「１」をとる物件は 1,267 棟となった。

表５　サンプルサイズと「広告表示義務導入ダミー」

		うち広告表示義務導入なし（ダミー変数「０」）	うち広告表示義務導入あり（ダミー変数「１」）
川崎市	３３０棟	－	３３０棟（2006.10-2016.9）
横浜市	７３７棟	２２２棟（2005. 7-2010.3）	５１５棟（2010. 4-2016.9）
京都市	４０８棟	２０８棟（2005.10-2012.3）	２００棟（2012. 4-2016.9）
柏市	４７棟	－	４７棟（2011. 1-2016.9）
神戸市	４４３棟	２６８棟（2006. 8-2012.6）	１７５棟（2012. 7-2016.9）
名古屋市	１，２３０棟	１，２３０棟（2004. 4-2016.9）	－（　導入なし　）
さいたま市	１８０棟	１８０棟（2009. 4-2016.9）	－（　導入なし　）
千葉市	５９棟	５９棟（2010. 4-2016.9）	－（　導入なし　）
合計	３，４３４棟	２，１６７棟	１，２６７棟

（２）その他の政策変数のコントロール

新築分譲マンションの環境性能には、広告表示義務以外にも国や地方自治体による様々な施策が影響する可能性がある。第２章で概観したように、地方自治体独自の施策として、新築分譲マンションの環境性能に相当の影響を与える可能性があるものとして、総合設計制度による容積率緩和がある。そこで、８市へのヒアリング等をもとに具体的に総合設計制度が活用された物件を特定[56]し、「容積率緩和ダミー」を作成した。

[54] 増築等の物件は除外している。

[55] データ上、分譲住宅か賃貸住宅か識別困難であるため、広告表示義務対象となっていない賃貸住宅も含めて分析している。

[56] 2.2.3の表3参照

なお、新築分譲マンションの環境性能に影響を与える国の施策については、低炭素住宅認定制度（都市の低炭素化の促進に関する法律）、長期優良住宅認定制度（長期優良住宅の普及の促進に関する法律）、フラット３５S（住宅金融支援機構）、住宅エコポイントなどがあるが、これらは全国一律の制度であり、導入年度も同じであるため、年次ダミーを導入することでその影響をコントロールすることとした[57]。

（３）建物属性のコントロール

次に、建築主の属性が環境性能に与える影響が大きいと思われることから、建築主の属性を分類した。建築主が大手不動産会社７社であるメジャー７[58]（住友不動産株式会社、株式会社大京、東急不動産株式会社、東京建物株式会社、野村不動産株式会社、三井不動産レジデンシャル株式会社、三菱地所株式会社）の物件について「１」とし、それ以外の建築主の物件を「０」とする「メジャー７ダミー」を作成した。同様に、建築主が県、市、公社又は都市再生機構の物件、建築主が個人名の物件についてそれぞれ「地方政府等ダミー」、「個人建築主ダミー」を作成した。

また、マンションの延床面積が大きいほど設計上環境性能に配慮しやすい（規模の経済が働く）可能性があるため、「ln（延床面積（㎡））」を作成した。

（４）地域性のコントロール

地域特性が環境性能に与える影響が大きいと思われることから、まず、各市の自治体ダミーを作成した。なお、分析対象８市の BEE 値の基準・算出方法は同じものの、細かい運用・解釈は異なる可能性があるため、自治体ダミーによりこれをコントロールしている。

また、同じ自治体内でも、地域性は大きく異なる。例えば、同じ横浜市でも西区と金沢区ではマンションの分譲価格（円/坪）が大きく異なる。また西区と旭区ではマンションの分譲価格（円/坪）はそれほど変わらない一方で、地価は大きく異なる。こうした地域性は環境性能に影響を与える可能性があることから、マンションの住所地データをもとに、当該物件が立地する行政区の特性をコントロールした。具体的には、「ln（行政区平均新築分譲マンション坪単価（円/坪））」、「ln（行政区平均地価（円/坪））」、「ln（行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積（㎡））」、「ln（行政区分譲マンション新築戸数（戸））」のダミー変数を作成した。「ln（行政区平均新築分譲マンション坪単価（円/坪）））」「ln（行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積（㎡））」及び「ln（行政区分譲マンション新築戸数（戸））」は、インターネットサイト「マンションエンジン（http://www.manen.jp/）」（2011.1.1 ～ 2016.11.30 集計）のデータをもとに当該物件所在行政区（○○市○○区）の数値を使用した。「ln（行政区平均地価（円/坪））」は、インターネットサイト「土地価格相場が分かる土地代データ（http://www.tochidai.info/）」より、平成２８年度の公示地価と基準地価の総平均をもとに、当該物件所在行政区（○○市○○区）の数値を使用した。なお、柏市は行政

[57] なお、新築マンションの環境性能に特に大きな影響を与えるものとしては低炭素認定建築物が挙げられるが、2,000 ㎡以上の共同住宅の実績（2011.12-2015.3）は多くなく、名古屋市7棟、川崎市3棟、さいたま市2棟、京都市1棟（千葉市、柏市、横浜市、神戸市は実績なし）【国土交通省調べ】

[58] メジャー7ホームページによれば、メジャー7が 2013 年に全国で供給した新築分譲マンションは、32,260 戸であり、同年に全国で供給された民間マンション戸数 105,282 戸の約 30.6%を占める。

区ではなく全市のデータを使用している。

（５）年次のコントロール

マンションの環境性能は、建材・設備・設計等の技術の進歩、国のインセンティブ措置導入や基準強化等、景気その他の社会経済情勢等の影響を受け、建築した年によって性能が異なる可能性があるため、これを「年次ダミー」でコントロールすることとする。

4.2 推計モデル

本節では、広告表示義務の導入の有無が、BEE 値や CASBEE ランクに与える影響を分析するため、以下の２つの推計モデルを設定する。

4.2.1 実証分析１（被説明変数を BEE 値とする OLS モデル）

実証分析１では、被説明変数をＢＥＥ（環境効率）の値とするＯＬＳモデルを構築する。推計式は以下のとおりである。説明変数の説明を表６に、基本統計量を表７に示す。

実証分析１の推計式

BEE　＝α＋β1（広告表示義務導入ダミー）＋β2（広告表示義務導入×メジャー７ダミー）＋β3（容積率緩和ダミー）＋β4（メジャー７ダミー）＋β5（地方政府等ダミー）＋β6（個人建築主ダミー）＋β7（ln(延床面積(㎡))）＋β8（京都市ダミー）＋β9（神戸市ダミー）＋β10（横浜市ダミー）＋β11（名古屋市ダミー）＋β12（柏市ダミー）＋β13（川崎市ダミー）＋β14（千葉市ダミー）＋β15（ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪))）＋β16（ln(行政区平均地価(円/坪))）＋β17（ln(行政区新築分譲マンション平均戸当たり床面積(㎡))）＋β18（ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))）＋β19（2005 年度ダミー）＋・・・＋β32（2018 年度ダミー）＋ε

※ε は誤差項である。

4.2.2 実証分析２（被説明変数をランクとする順序プロビットモデル）

実証分析２については、被説明変数を CASBEE ランク（５段階評価）の値とする順序プロビットモデルで分析を行う。被説明変数が離散的な値をとるときは、量的変数の分析を目的とする重回帰分析を使わず、説明変数がある値をとったときのダミー変数が１になる確率を予測するロジスティックス分析を用いる。なお、CASBEE ランクは、離散的な値をとるが、ランク１（C)、ランク２（B-)、ランク３（B+)、ランク４（A)、ランク５（S）の順序尺度になっていることから、本稿では順序プロビットモデルを用いて分析することとする。説明変数は実証分析１と同じである。

表６　説明変数の説明

名前	内容	出典
広告表示義務導入ダミー	広告表示義務導入後の届出物件は「1」を、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	A
広告表示義務導入×メジャー7ダミー	「広告表示義務導入ダミー」と「メジャー7ダミー」の交差項ダミー	A
容積率緩和ダミー	一定以上の CASBEE ランクを要件とする総合設計制度の容積率緩和を活用した物件は「1」を、それ以外は「0」ととるダミー変数	B
メジャー7ダミー	建築主がメジャー7の物件は「1」を、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	A
地方政府等ダミー	建築主が県、市、都市再生機構の物件は「1」を、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	A
個人建築主ダミー	建築主が個人の物件は「1」を、それ以外の場合は「0」をとるダミー変数	A
ln（延床面積（㎡））	延床面積を対数変換したもの	A
京都市ダミー	所在地が京都市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
神戸市ダミー	所在地が神戸市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
横浜市ダミー	所在地が横浜市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
名古屋市ダミー	所在地が名古屋市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
柏市ダミー	所在地が柏市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
川崎市ダミー	所在地が川崎市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
千葉市ダミー	所在地が千葉市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
さいたま市ダミー	所在地がさいたま市の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
ln(行政区新築分譲マンション平均坪単価(円/坪)))	所在地が属する行政区の新築分譲マンションの平均坪単価（円/坪）を対数変換したもの	C
ln(行政区平均地価(円/坪))	所在地が属する行政区の平均地価（円/坪）を対数変換したもの	D
ln(行政区新築分譲マンション平均戸当たり床面積(㎡))	所在地が属する行政区の新築分譲マンションの平均戸当たり床面積（㎡）を対数変換したもの	C
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	所在地が属する行政区の新築分譲マンションの新築戸数（戸）を対数変換したもの	C
2004 年度ダミー	届出年度が 2004 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2005 年度ダミー	届出年度が 2005 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2006 年度ダミー	届出年度が 2006 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2007 年度ダミー	届出年度が 2007 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2008 年度ダミー	届出年度が 2008 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2009 年度ダミー	届出年度が 2009 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2010 年度ダミー	届出年度が 2010 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2011 年度ダミー	届出年度が 2011 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2012 年度ダミー	届出年度が 2012 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2013 年度ダミー	届出年度が 2013 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2014 年度ダミー	届出年度が 2014 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2015 年度ダミー	届出年度が 2015 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A
2016 年度ダミー	届出年度が 2016 年度の場合に「1」、それ以外の場合に「0」をとるダミー変数	A

A　CASBEE 届出情報
B　CASBEE 届出情報及び自治体へのヒアリング
C　インターネットサイト「マンションエンジン」（2011.1.1～2016.11.30 集計）
D　インターネットサイト「土地価格相場が分かる土地代データ」（平成 28 年度分）

表7 基本統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ランク	3,434	2.959	0.720	1	5
BEE 値	3,434	1.181	0.405	0.3	4.3
広告表示義務導入ダミー	3,434	0.369	0.483	0	1
広告表示義務導入＊メジャー7ダミー	3,434	0.073	0.260	0	1
容積率緩和ダミー	3,434	0.019	0.136	0	1
メジャー7ダミー	3,434	0.185	0.388	0	1
地方政府等ダミー	3,434	0.062	0.241	0	1
個人建築主ダミー	3,434	0.038	0.190	0	1
ln(延床面積(㎡))	3,434	3.680	0.302	3.065	5.077
京都市ダミー	3,434	0.119	0.324	0	1
神戸市ダミー	3,434	0.129	0.335	0	1
名古屋市ダミー	3,434	0.358	0.480	0	1
横浜市ダミー	3,434	0.215	0.411	0	1
柏市ダミー	3,434	0.014	0.116	0	1
川崎市ダミー	3,434	0.096	0.295	0	1
千葉市ダミー	3,434	0.017	0.130	0	1
さいたま市ダミー	3,434	0.052	0.223	0	1
ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪))	3,434	2.270	0.084	2.070	2.488
ln(行政区平均地価(円/坪))	3,434	5.995	0.275	5.289	6.620
ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡/戸))	3,434	1.864	0.050	1.716	2.122
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	3,434	3.181	0.354	1.176	3.757
2004 年度ダミー	3,434	0.023	0.150	0	1
2005 年度ダミー	3,434	0.062	0.242	0	1
2006 年度ダミー	3,434	0.086	0.281	0	1
2007 年度ダミー	3,434	0.098	0.298	0	1
2008 年度ダミー	3,434	0.067	0.250	0	1
2009 年度ダミー	3,434	0.043	0.202	0	1
2010 年度ダミー	3,434	0.093	0.291	0	1
2011 年度ダミー	3,434	0.101	0.301	0	1
2012 年度ダミー	3,434	0.108	0.310	0	1
2013 年度ダミー	3,434	0.116	0.320	0	1
2014 年度ダミー	3,434	0.094	0.292	0	1
2015 年度ダミー	3,434	0.067	0.251	0	1
2016 年度ダミー	3,434	0.041	0.198	0	1

4.3　実証分析の結果と考察

4.3.1　実証分析１（被説明変数を BEE 値とする OLS モデル）の結果

推計結果は表８のとおりである。

ここで、メジャー７以外のマンションとメジャー７のマンションそれぞれの場合において、広告表示義務導入の有無の違いを分析する。分析の結果得られた推計式において、広告表示義務導入ダミー等のみを「０」又は「１」で変動させ、その他の変数を平均値で固定することで、その比較を行うこととする。具体的には「広告表示義務導入ダミー」「広告表示義務導入ダミー＊メジャー7ダミー」「メジャー7ダミー」には、組み合わせに応じて「０」又は「１」を代入し、それ以外の説明変数には、それぞれサンプルの平均値（表７の基本統計量で示す平均値）を代入して BEE 値を推計した。その結果をあらわしたのが、図２と図３である。

また、「広告表示義務導入ダミー」「広告表示義務導入ダミー＊メジャー7ダミー」及び「メジャー7ダミー」の係数の結果をまとめたのが表９である。

まず、広告表示義務があるケースとないケースのそれぞれについて、事業者による BEE 値の違いについて考察する（図２）。広告表示義務がないマンションについて、メジャー７のマンションはメジャー７以外のマンションよりも BEE 値が 0.119 高い傾向がある。これにより、メジャー７は、他の事業主体と比べて、環境性能に力を入れている企業であることが伺える。また、広告表示義務があるマンションにおいては、メジャー７は他の事業主体に比べて、BEE 値が 0.300 高い傾向があり、広告表示義務があるマンションの方がその差は大きくなっている（いずれも１%有意水準)。

次に、見方を変えて、メジャー７とその他事業者それぞれの広告表示義務の影響の大きさについて考察する（図３）。メジャー７以外のマンションにおいては、広告表示義務導入マンションは広告表示義務未導入マンションよりも BEE 値が 0.078 高い傾向がある。また、メジャー７のマンションにおいては、広告表示義務導入マンションは広告表示義務未導入マンションよりも BEE 値が 0.259 高い傾向がある（いずれも１%有意水準)。

これらの結果から、広告表示義務は、企業の行動を変え、環境性能を上げる可能性があることが示された。また、特に環境性能に力を入れているメジャー７においてその効果が大きく、広告表示義務の導入によりメジャー７とその他事業者の環境性能の差が顕著なものになっている可能性が示されたと考えられる。

なお、その他のコントロール変数を分析すると、以下の点が確認された。

- 地方政府等の住宅（公営住宅、都市再生機構住宅等）は、BEE 値が 0.226 高く、個人が建築主のマンション（そのほとんどは賃貸住宅と推察される）は、BEE 値が 0.219 低い傾向（いずれも有意水準１％）
- 新築分譲マンションの坪単価が高い地域(行政区)では、BEE 値が高く(有意水準 10%)、地価が高い地域（行政区）では BEE 値が低い傾向（有意水準５％)。新築分譲マンションの戸当たり床面積が大きい地域（行政区）では BEE 値が高い傾向（有意水準１％）
- 延床面積が大きいマンションほど BEE 値が高くなる傾向（有意水準１％）

などである。

表８　実証分析１の推定結果

被説明変数：BEE 値（環境効率）

変数名	係数		標準誤差
広告表示義務導入ダミー	0.078	***	(0.024)
広告表示義務導入＊メジャー7	0.181	***	(0.031)
容積緩和ダミー	0.043		(0.044)
メジャー7ダミー	0.119	***	(0.020)
地方政府等ダミー	0.226	***	(0.025)
個人建築主ダミー	−0.219	***	(0.031)
ln(延床面積(㎡))	0.349	***	(0.022)
京都市ダミー	−0.245	***	(0.034)
神戸市ダミー	−0.206	***	(0.031)
名古屋市ダミー	−0.200	***	(0.034)
横浜市ダミー	−0.152	***	(0.034)
柏市ダミー	−0.118	*	(0.062)
川崎市ダミー	−0.030		(0.041)
千葉市ダミー	−0.024		(0.053)
ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪))	0.219	*	(0.125)
ln(行政区平均地価(円/坪))	−0.083	**	(0.037)
ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡/戸))	1.049	***	(0.168)
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	0.081	***	(0.023)
2005 年度ダミー	0.049		(0.045)
2006 年度ダミー	0.046		(0.044)
2007 年度ダミー	−0.016		(0.044)
2008 年度ダミー	0.049		(0.045)
2009 年度ダミー	0.082	*	(0.049)
2010 年度ダミー	0.091	**	(0.044)
2011 年度ダミー	0.133	***	(0.044)
2012 年度ダミー	0.119	***	(0.044)
2013 年度ダミー	0.080	*	(0.044)
2014 年度ダミー	0.055		(0.044)
2015 年度ダミー	0.045		(0.046)
2016 年度ダミー	0.039		(0.049)
定数項	−2.287	***	(0.415)
観測数		3,434	
補正決定係数		0.2962	

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す

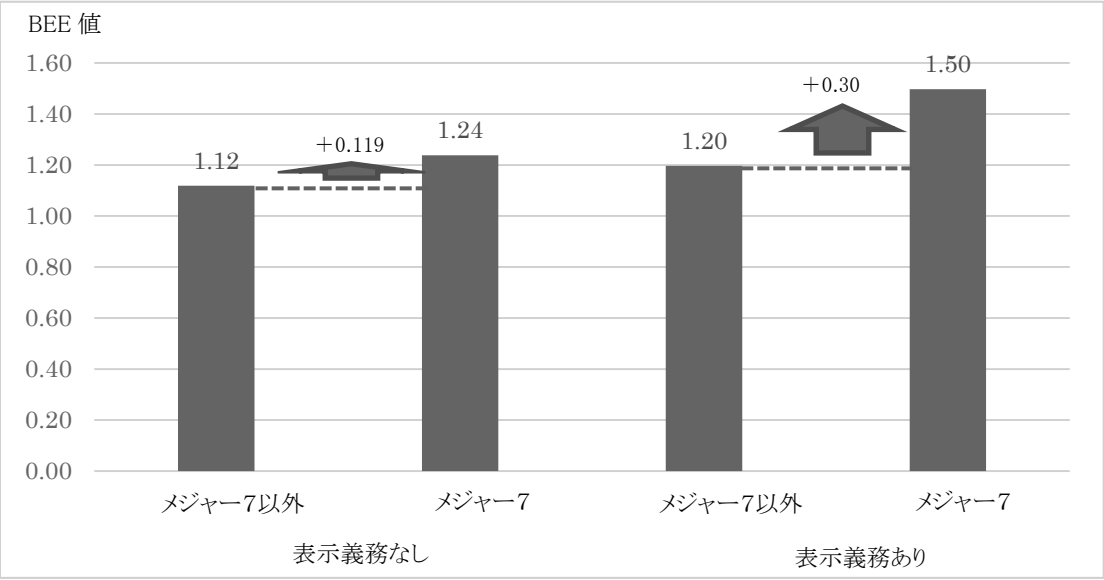


図２　広告表示義務の有無の違いでみた事業者による BEE 値の違い

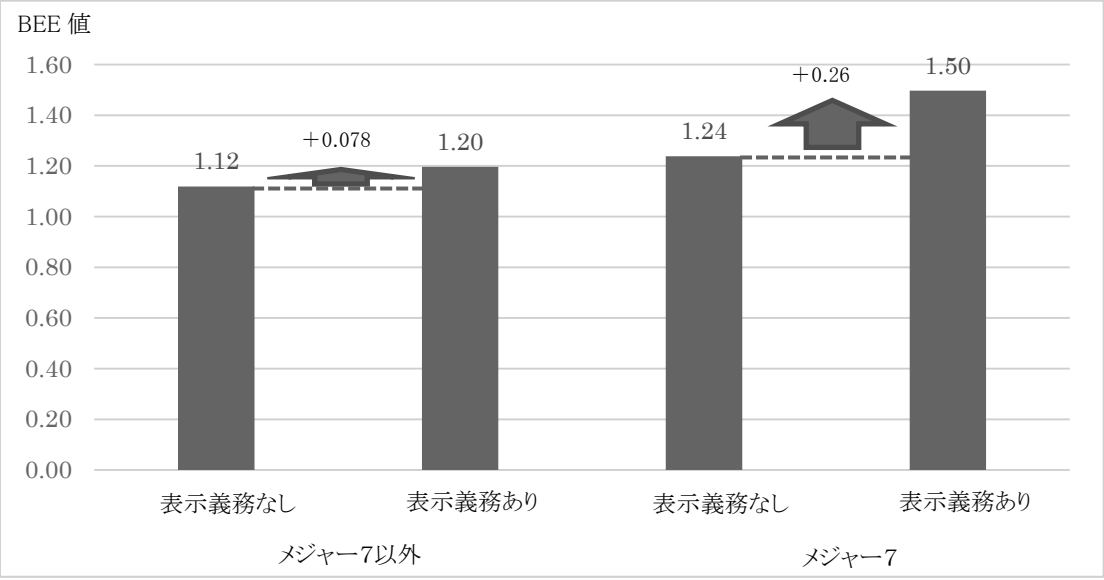


図３　事業者属性による広告表示義務導入効果の違い

表９　広告表示義務導入の効果（BEE 値の違い）

	メジャー７	メジャー７以外
広告表示義務　あり	＋０．３７９ (=0.119+0.078+0.181)	＋０．０７８
広告表示義務　なし	＋０．１１９	ベースライン

4.3.2　実証分析２（被説明変数をランクとする順序プロビットモデル）の結果

実証分析１の結果、地方政府等と個人建築主等の建築主属性が環境性能に大きく影響を与えることが分かった。実証分析２では、メジャー７とメジャー７以外の事業者の比較を行う際に、メジャー７以外の事業者から地方政府等や個人建築主等を除いて比較することとし、メジャー７以外の株式会社のサンプルデータを抽出し分析も行った。

実証分析２では、サンプルを変えて、以下の３つの分析を行っている。

分析２－①　全物件（サンプルサイズ 3,434）

実証分析１と同じサンプル及び説明変数。

分析２－②　メジャー７以外の株式会社（サンプルサイズ 2,327）

建築主がメジャー７以外の株式会社のサンプル。実証分析１の説明変数から「地方政府等ダミー」、「個人建築主ダミー」、「広告表示義務導入＊メジャー７ダミー」及び「メジャー７ダミー」を除外。

分析２－③　メジャー７（サンプルサイズ 634）

建築主がメジャー７のサンプル。実証分析１の説明変数から「地方政府等ダミー」、「個人建築主ダミー」、「広告表示義務導入＊メジャー７ダミー」「メジャー７ダミー」を除外。

推計結果は表 10 及び表 11 のとおり。順序プロビットモデルによる係数値は直接解釈することができないが、「広告表示義務導入ダミー」及び「広告表示義務導入ダミー＊メジャー７」の係数の正負の符号については、実証分析１と同じくプラスとなった（１％有意水準）。

次に、事業者特性による広告表示義務導入によるランクの変化を分析するため、メジャー７以外の株式会社（分析２－②）及びメジャー７（分析２－③）のそれぞれについて、ランクの予測値計算を行った。ランクの予測値の分布は表 12 のとおり。これは、説明変数が指定された値[59]をとったときに、被説明変数が指定したカテゴリであるランク１からランク５のそれぞれに入る確率の予測値である。表 13 は各ランクにおいて、広告表示義務導入あり物件の分布割合（%）を広告表示義務導入なし物件の分布割合（%）で除したものである。これらの結果をグラフで簡単にまとめたのが図４である。

メジャー７以外のマンションにおいては、ランク２は、広告表示義務がない場合に 30.1%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 21.6%と 8.5 ポイント少ない結果となった。また、ランク４は、広告表示義務がない場合に 11.0%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 16.7%と 5.7 ポイント多い結果となった（いずれも有意水準１%）。

メジャー７のマンションにおいては、ランク２は、広告表示義務がない場合に 9.4%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 3.6%と 5.8 ポイント少ない結果となった。また、ランク４は、広告表示義務がない場合に 34.0%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 51.2%と 17.2 ポイント多い結果となった（いずれも有意水準１%）。

なお、ランク５の予測については、メジャー７のマンションでは広告表示義務がない場合に 0.57%であるのに対し、広告表示義務がある場合は 2.0%と大きくなっているものの極

[59]広告表示義務導入ダミーを「1」又は「0」とし、その他の変数は全て平均値として計算。

めて小さい割合である（有意水準５％）。なお、メジャー７以外のマンションは、レベル５の予測について統計上有意な結果は得られなかった。

これらの結果から、広告表示義務はランクを上げる効果があり、高品質住宅（ランク４）を増加させる効果と低品質住宅（ランク２）を減らす効果の両方あることが分かった。

また、表 13 の増加率でみると、高品質住宅（ランク４）の増加率はメジャー７とそれ以外でともに約５割と特に変わらなかったが、低品質住宅（ランク２）の減少率は、メジャー７以外の約３割減に対して、メジャー７では約６割減と減少率が大きかった。これは、メジャー７の方が、ブランドの毀損を恐れて低品質評価を避けるインセンティブが大きいことが理由として考えられるのではないか。

なお、広告表示義務導入ケースでも、ランク５の割合は小さいが、これは設計者へのヒアリングでも指摘されたとおり、コストが高いためと思われる。

4.3.3 実証分析結果のまとめ

今回のモデルにおいては、環境性能に大きな影響を与えるであろう物件の規模、建築主特性、地域性、年次、その他政策変数等をコントロールした上で、広告表示義務導入の効果について、統計的に有意に検証することができた。

最後に、実証分析の結果を踏まえ、第３章で理論的に導きだされた３つの仮説の検証結果についてまとめる。

まず、実証分析１及び実証分析２の両方において、広告表示義務があるマンションの方が環境性能が高い傾向があることが実証された。特に環境性能がもともと高いメジャー７ではその違いが顕著で、BEE 値が平均的に 0.26 高い（1.25 倍）傾向があり、逆淘汰が緩和されていることが確認された。このことから、仮説①「新築分譲マンション市場においては環境性能に関して逆淘汰が発生している」については支持されたと考えられる。

CASBEE ランクの分析では、ランク４（高品質）の割合は、広告表示義務がある場合に、それがない場合と比べてメジャー７以外において５割増（11.0%→16.7%）、メジャー７においても５割増（34.0%→51.2%）という結果となったことから、仮説②「多段階評価の広告表示義務は高品質住宅の供給を増加させる」も支持された。

また、実証分析２において、ランク２（低品質）の割合は、広告表示義務がある場合に、それがない場合と比べてメジャー７以外において４割減（30.1%→21.6%）、メジャー７において６割減（9.4%→3.6%）という結果となったことから、仮説③「③多段階評価の広告表示義務は低品質住宅の供給を減少させる」も支持された。

なお、ランクを被説明変数とする実証分析２では、メジャー７以外もメジャー７も共に、大きくランクを向上させる効果が認められた一方で、BEE 値（平均値 1.181、標準偏差 0.405）を被説明変数とする実証分析１では、BEE 値の向上効果は、メジャー７では 0.26 であるのに対して、メジャー７以外では 0.078 と小さい値になった。メジャー７以外については、ランクを意識して BEE 値を上げてはいるものの、BEE 値（環境効率）自体の向上効果としては限定的なものとなっている可能性があり、ランクの BEE 値要件（ランク３は BEE 値 1.0 以上、ランク４は BEE 値 1.5 以上等）の設定が政策上重要な課題であることを示唆している。

表 10　実証分析２の推計結果　（分析２―①全物件）

被説明変数：CASBEE ランク

説明変数	係数		標準誤差
広告表示義務導入ダミー	0.215	***	(0.080)
広告表示義務導入＊メジャー7	0.436	***	(0.106)
容積率緩和ダミー	0.340	**	(0.152)
メジャー7ダミー	0.362	***	(0.068)
地方政府等ダミー	0.697	***	(0.084)
個人建築主ダミー	−0.931	***	(0.111)
ln(延床面積(㎡))	1.100	***	(0.075)
京都市ダミー	−0.789	***	(0.115)
神戸市ダミー	−0.627	***	(0.104)
名古屋市ダミー	−0.419	***	(0.114)
横浜市ダミー	−0.308	***	(0.116)
柏市ダミー	−0.348	*	(0.208)
川崎市ダミー	−0.034		(0.138)
千葉市ダミー	−0.126		(0.178)
ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪))	1.244	***	(0.424)
ln(行政区平均地価(円/坪))	−0.399	***	(0.127)
ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡/戸))	2.563	***	(0.566)
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	0.146	*	(0.076)
2005 年度ダミー	0.054		(0.153)
2006 年度ダミー	0.019		(0.149)
2007 年度ダミー	−0.235		(0.148)
2008 年度ダミー	0.044		(0.153)
2009 年度ダミー	0.309	*	(0.163)
2010 年度ダミー	0.287	*	(0.147)
2011 年度ダミー	0.312	**	(0.148)
2012 年度ダミー	0.323	**	(0.148)
2013 年度ダミー	0.268	*	(0.147)
2014 年度ダミー	0.176		(0.150)
2015 年度ダミー	0.198		(0.154)
2016 年度ダミー	0.105		(0.165)
/cut1	6.218		(1.403)
/cut2	8.843		(1.400)
/cut3	10.566		(1.403)
/cut4	12.713		(1.411)
観測数	3,434		
Log likelihood	−3105.9		
LR chi2	1182.77		
Prob > chi2	0.000		
Pseudo R2	0.160		

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す

表 11　実証分析２の推計結果（分析２―②、分析２―③）

被説明変数：CASBEE ランク

説明変数	メジャー7以外株式会社			メジャー7		
	係数		標準誤差	係数		標準誤差
広告表示義務導入ダミー	0.265	***	(0.093)	0.478	**	(0.190)
容積率緩和ダミー	0.353		(0.224)	0.418	*	(0.244)
ln(延床面積(㎡))	1.186	***	(0.095)	0.786	***	(0.161)
京都市ダミー	−0.858	***	(0.150)	−0.753	**	(0.292)
神戸市ダミー	−0.551	***	(0.142)	−0.894	***	(0.207)
名古屋市ダミー	−0.346	**	(0.150)	−0.403		(0.266)
横浜市ダミー	−0.302	*	(0.155)	−0.149		(0.237)
柏市ダミー	−0.517	*	(0.280)	0.595		(0.606)
川崎市ダミー	0.031		(0.179)	−0.042		(0.298)
千葉市ダミー	−0.147		(0.220)	0.229		(0.437)
ln(行政区平均新築分譲マンション坪単価(円/坪))	2.023	***	(0.510)	0.268		(1.126)
ln(行政区平均地価(円/坪))	−0.555	***	(0.153)	0.019		(0.366)
ln(行政区平均新築分譲マンション戸当たり床面積(㎡/戸))	2.205	***	(0.696)	6.437	***	(1.610)
ln(行政区分譲マンション新築戸数(戸))	0.057		(0.093)	0.300		(0.203)
2005 年度ダミー	−0.025		(0.213)	0.533		(0.324)
2006 年度ダミー	0.076		(0.209)	0.316		(0.325)
2007 年度ダミー	−0.254		(0.209)	0.229		(0.301)
2008 年度ダミー	0.025		(0.212)	0.232		(0.339)
2009 年度ダミー	0.433	*	(0.232)	0.282		(0.331)
2010 年度ダミー	0.340		(0.210)	0.493	*	(0.292)
2011 年度ダミー	0.337		(0.208)	0.785	***	(0.294)
2012 年度ダミー	0.371	*	(0.210)	0.916	***	(0.295)
2013 年度ダミー	0.307		(0.208)	0.743	**	(0.294)
2014 年度ダミー	0.186		(0.211)	0.766	**	(0.309)
2015 年度ダミー	0.220		(0.214)	0.558	*	(0.316)
2016 年度ダミー	−0.037		(0.227)	0.978	***	(0.356)
/cut1	6.466		(1.722)	15.603		(4.289)
/cut2	9.092		(1.719)	17.317		(4.295)
/cut3	10.841		(1.723)	19.447		(4.312)
/cut4	13.302		(1.742)			
観測数	2,327			634		
Log likelihood	−2076.8			−573.5		
LR chi2	590.77			226.42		
Prob > chi2	0.000			0.000		
Pseudo R2	0.125			0.165		

***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す

表 12　順序プロビットモデルによるランクの予測値の分布（%）

ランク	メジャー7以外株式会社		メジャー7	
	表示義務なし	表示義務あり	表示義務なし	表示義務あり
1	0.08% *	0.03%		
2	30.1% ***	21.6% ***	9.4% ***	3.64% ***
3	58.9% ***	61.6% ***	56.0% ***	43.1% ***
4	11.0% ***	16.7% ***	34.0% ***	51.2% ***
5	0.01%	0.03%	0.57% **	2.02% **
観測数	2,327		634	

＊＊＊、＊＊、＊はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す

表 13　広告表示義務がある場合とない場合で比較した各ランクの割合の増加率（※）

	メジャー７以外株式会社	メジャー７
ランク１	（０．３９倍）	—
ランク２	０．７２倍	０．３９倍
ランク３	１．０５倍	０．７７倍
ランク４	１．５３倍	１．５１倍
ランク５	（２．７４倍）	３．５２倍

※括弧の数字は推計結果（表 12）が統計上有意でないもの

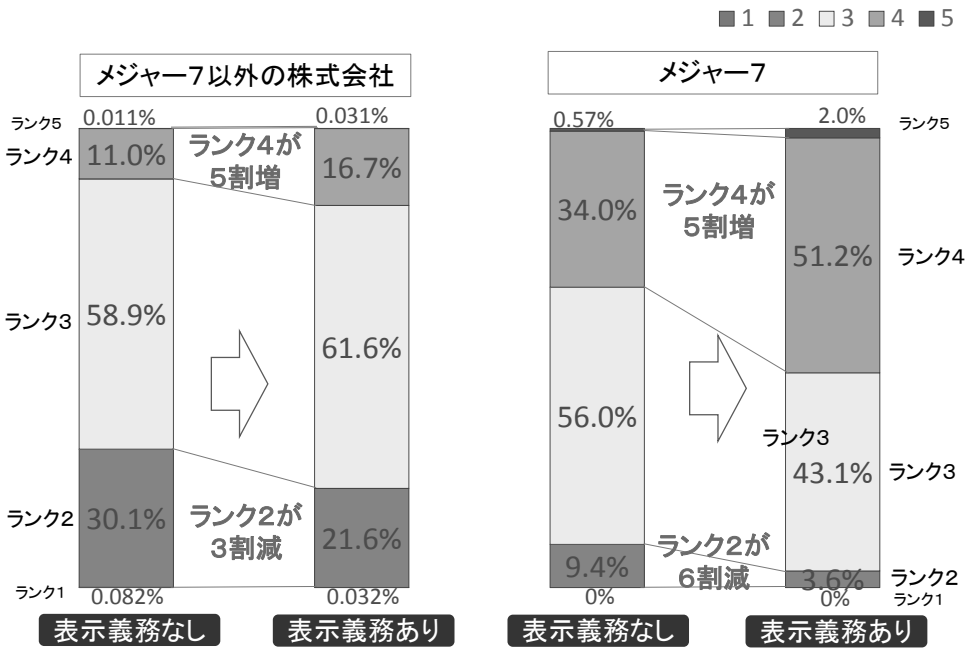


図４　順序プロビットモデルによるランクの予測値の分布（%）

第５章　まとめ

前章までで、環境性能に係る多段階評価の広告表示義務は、新築分譲マンション市場における売主と買主の間の環境性能に係る情報の非対称性を緩和し、企業の行動変容を促し、マンションの環境性能を上げることを確認した。

一方で、企業によってその行動変容に違いがあり、環境性能に関心のある企業の行動を変える一方で、低品質住宅が完全に淘汰されることがないことも確認された。このように、広告表示義務は、個々の事業者の費用便益分析を踏まえた合理的な行動を前提とする制度であり、事業者に過度な負担を与えず、経済効率的な仕組みであるともいえる。

また、広告表示義務は、環境性能の高い住宅の供給を増やし環境性能の低い住宅の供給を減らすことから、副次的効果として、地球温暖化対策やヒートアイランド対策などの外部性対策にも寄与するといえる。

このように、環境性能の広告表示義務は、情報の非対称性を緩和するのみならず、外部性対策にも寄与する有効な政策ツールとなりうることから、未導入自治体においては費用便益分析（B/C）を踏まえ、制度導入を検討する意義があると考える。導入の検討に当たっては、強制表示による「消費者にとっての情報価値の向上（B)」（厚生上の損失改善）及び「環境性能向上による地球温暖化対策等の社会的便益の向上（B)」（外部効果）と「制度導入がもたらすコストの増加（C)」を比較考慮する必要がある。

任意の表示制度であれば、コストが見合わなければ、当該表示は使われないだけだが、表示義務とした場合には、総費用が総便益を上回り非効率な制度となっていても気づかない可能性があるため、留意が必要である。また、今回の実証分析では、広告表示義務の効果が大きくでた形となったが、モデルの精緻化含め、更なる検証が必要である。最後に、広告表示義務制度導入にあたっての留意点、制度改善の方向性及び今後の研究課題について言及したい。

5.1　政策提言

提言１　消費者にとっての情報価値を高める

広告表示義務制度では、義務付けられることとなる表示内容（例：環境性能等の情報）に関心のない売主・買主にとっては、当該表示による便益がない（情報探索コスト削減にもつながらない）ばかりか、コスト増（ラベルの表示義務により、広告スペースが削減され表示されなくなった情報の価値減少分含む）でしかない。そのため、消費者の多くが関心低い項目を表示義務にすると、総費用が総便益を上回り、非効率な制度になる恐れがあることから注意が必要である。

表示制度は、基本的には情報の非対称性対策として位置づけられるため、まずは売主と買主の間に情報の非対称があり、それを緩和する内容になっているかを確認して実施する必要がある。例えば、省エネ建材・設備や再生可能エネルギー設置の有無を表示義務としている自治体があるが、そもそも当該情報について売主と買主との間に情報の非対称性があり逆淘汰が発生しているのか、当該表示により情報の非対称性が緩和されるのか等について検証が必要である。情報を増やすことのデメリット（かえって分かりづらくなる）とコスト

（広告の機会費用含む）を勘案して、必要最小限の表示とする必要がある。広告スペースには限度があり、義務付けられる表示により、表示の機会が奪われることになる情報の価値減少分を勘案する必要がある。

消費者にとって情報価値を高める具体的な方策として２点提案する。

１点目として、「原則、都市圏レベルでは、基準及び表示内容・方法の原則統一化」を検討すべきである。2.2.3（３）で指摘したように、消費者は行政区域を限定せずに物件比較を行うケースがあるにもかかわらず、現状では、行政区域により表示内容等が異なるため、消費者にとっては物件比較が容易でない可能性がある。なお、基準や表示の統一化は、行政区域をまたいで展開する不動産事業者・設計者、住宅情報誌や物件検索サイトのオペレーションコストを減少させる効果もある。一方で、断熱が特に重要な北海道と日射遮蔽が特に重要な沖縄などでは気候風土が大きく異なる一方で、沖縄と北海道で物件比較する消費者は少ないと思われることから、基準や表示方法を変えることのほうが望ましい場合もある。そのため、「原則、都市圏レベル」としている。

２点目として、「消費者にとって直接的なメリットが伝わりやすい表示とすること」を検討すべきである。現状では、環境性能の内訳表示として、「地球温暖化対策」や「省エネルギー性能」など様々な表示を義務付けているが、どちらが消費者にとって情報価値高いか、今一度考える必要がある。例えば、指標同士で相関が非常に高いケースでは、「地球温暖化対策」と「光熱費」の表示ではどちらが消費者の情報ニーズが高いかを踏まえ、表示内容を検討すべきだろう。また、消費者にとっての情報価値を高めるには、等級やランクの違いがどのようなことを意味するのか、定量的に示せるものは示し、消費者がその費用と便益を認識しやすい形で示すことが重要である。一部の自治体において行われているが、ランク等の統計的分布状況などのデータを公表するのも消費者にとっては参考になる。自分が購入を検討している物件が、同種同規模同地域の物件で比較して、その水準が上位１％か上位３０％か、あるいは下位１％の水準か下位３０％かといった情報は、不動産価値を図る一つの指標として関心事項といえる。

なお、どのような表示方法が消費者にとって分かりやすく、情報価値が高いか等については今後の研究課題とする。

提言２　制度導入によるコストの増加を抑える

制度導入によるコストの増加を抑える方策として２点挙げたい。

１点目は、性能計算・評価・設計や性能向上等に係るコスト増を抑えるために、対象建築物の特性に応じて「評価項目の絞り込みや簡易評価を検討すること[60]」である。例えば、戸建てや既存住宅での広告表示義務を課す場合には、評価・表示項目が多い場合は便益よりも費用が上回り非効率な制度となる恐れがあることから、省エネ性能・光熱費のみの表示とすること等も検討すべきである[61]。

２点目として、環境性能の向上効果を一層高めるため、「市場動向等を踏まえたランクの

[60] なお、その際、消費者にとっての情報価値を大きく損ねることがないよう留意が必要である。

[61] EU のように既存住宅などにおいて導入を検討する際、既存住宅においては、建材や設備の性能等を把握することが容易ではないことから、新築同様の評価項目とした場合は、コストが莫大なものとなる恐れがある。

水準見直し」を検討すべきである。実証分析２で示したように、広告表示義務導入物件においてもランク５の割合は少なかったが[62]、設計者へのヒアリングでも指摘があったとおり、最高ランク５の取得には多大な費用がかかるためである。５段階という多段階評価を用いているにもかかわらず、ほとんどがランク２～ランク４に分布しており、消費者の連続的な志向を必ずしも反映していない可能性がある。なお、そもそも、３段階評価がよいか、５段階評価がよいかについても議論があるが、いずれにせよ消費者の志向・ニーズを実態把握した上で検討する必要がある。

メジャー７以外ではランクの向上効果に比して BEE 値の向上効果は必ずしも大きくなかった等も課題も踏まえ、より適切な段階基準の水準設定のあり方について総合的に検討する必要がある。

提言３　外部性対策と情報の非対称性対策は、目的と効果が違うことを意識して制度検討

環境性能の広告表示義務は外部性対策にも寄与する可能性があることが分かったが、一方で、地球温暖化対策やヒートアイランド対策などの外部性が存在する場合には、広告表示義務だけでは社会的に望ましい水準は達成できないことに留意する必要がある。外部性があるから政府介入必要として、消費者にとって情報価値が低い品質項目や、消費者は十分な情報を持ちうる品質項目など、そもそも情報の非対称性がない場合に表示を義務付けしたとしても、政策効果は期待できない。外部性対策（インセンティブや最低基準規制等）と情報の非対称性対策（表示制度等）は目的と効果が違うのできちんと区別して考える必要がある[63]。

外部性対策は、正の外部性と負の外部性の大きさと影響範囲を勘案して実施する必要がある[64]。一方で、表示制度は、基本的には情報の非対称性対策として位置づけられるため、提言１で述べたように、売主と買主の間にどのような情報の非対称があるかを確認して実施する必要がある。

5.2　今後の研究課題

制度導入検討にあたっては、費用便益分析が重要と指摘したが、ここで費用と便益の定量化が課題となる。また、本稿は 2,000 ㎡以上の新築分譲マンション市場を分析対象としたが、賃貸住宅、戸建て住宅や既存住宅等を対象にする際等には、性能計算・評価・設計や性能向上等に係るコスト増を抑えるため、EU のように省エネ・光熱費のみとするなど、評価項目の絞り込みや簡易評価を検討することも必要になろう。そのためにも、対象建築物の特性に応じた費用と便益の定量分析等の研究の蓄積が重要となる。

---

[62] 実証分析2におけるメジャー7の広告表示義務ありの物件の予測値の分布（%）において約2%。なお、今回実証分析を行ったサンプル 3,434 件のうちランク5は 26 物件で0．7%に過ぎなかった。

[63] 一方で、外部性対策と情報の非対称性対策は互いに影響を及ぼすので総合的に考える必要があることにも留意が必要である（例えば、ピグー税等により社会的費用を内部化する際、広告表示義務等により情報の非対称性が緩和された状態を前提とするかどうかで、外部性対策に求められる水準は異なる）

[64] 多くの地方自治体で導入されている金利優遇や容積率緩和などは外部性対策として位置づけられる。要件等を環境効率（BEE 値）の水準で判断しているが、BEE 値と外部性の大きさやその影響範囲等については検証が必要である。

このため、広告表示義務による消費者の購買行動への影響分析や環境不動産の価値の定量化（環境性能と不動産価格の関係に係る実証分析の蓄積等）、住宅の性能ごとの情報の非対称性の程度把握、住宅の断熱化等による副次的便益（知的生産性、健康増進等）、広告表示義務に係る費用の定量化（特に広告の機会費用の算定）等の研究を蓄積していくことが必要である。また、消費者にとって情報価値の高い分かりやすい表示内容・方法のあり方（光熱費表示の追加など）や表示制度の信頼性を高めるためのモニタリングの方法（第三者による評価や抽出検査など）も、今後の研究課題である。

住宅品質に係る情報の非対称性は既存住宅市場において特に大きいことからも、今後、戸建住宅含めた既存住宅の売買・賃貸時の効率的な表示制度のあり方について、研究を進化させる必要がある。

＜参考文献＞

・Fuerst, F., McAllister, P., Nanda, A., and Wyatt, P.(2013)“An investigation of the effect of EPC ratings on house prices” Department of Energy & Climate Change
・浅見泰司(2006)「不動産情報整備の意義」日本不動産学会誌/第 19 巻第4号・2006.4,pp10-15
・安藤至大(2015)「不動産の環境対策：経済学の視点から」『日本不動産学会誌』第 29 巻第 3 号,pp5-10
・井出多加子(2004)「情報の非対称性と住宅市場の活性化」『都市住宅学』44 号,pp20-24
・梅田利孝「住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について」政策研究大学院大学修士論文 http://www3.grips.ac.jp/~up/pdf/paper2009/MJU09054umeda.pdf
・榊原美月、畑中宏仁、神戸麻希、杉山寛幸、鈴木創也、竹中一真、寺田日菜(2015)「環境不動産の普及に向けて～自治体版 CASBEE を用いた実証分析～」ISFJ2015 最終論文
・金本良嗣、藤原徹(2016)「都市経済学(第2版)」東洋経済新報社、第5章「住宅市場」
・(財)建築環境・省エネルギー機構(2008)「地方自治体における建築物の環境性能評価の状況を踏まえた LCOO2 提言効果の推計手法の検討業務」
・(一社)建築環境・省エネルギー機構(2016)「建築環境総合性能評価システム CASBE-建築(新築) 評価マニュアル(2016 年版)」2016.7
・N・グレゴリー・マンキュー(2013)『マンキュー経済学Ⅰミクロ編(第3版)』(足立英之ほか訳)東洋経済新報社
・国土交通省土地・水資源局土地市場課(2010)「不動産投資市場における環境不動産の普及推進に向けた検討調査」平成 22 年 3 月,pp17-95
・小間幸一(2007)「住宅購入者ウェブ調査報告書(上巻)より 住宅購入検討者の媒体活用について--媒体活用率による合理的な広告・販促・営業展開の可能性」住・生活研究 pp47-64
・早井佳世(2010)「ラベリングによる省エネの国際的見える化～持続可能性への展望～」『日本エネルギー学会誌』vol89,no7,pp609-614
・清水千弘(2008)「不動産市場の情報不完全性と価格形成要因に関する研究」東京大学学位(博士)取得論文
・清水麻衣(2013)「CGM が消費者の購買意思決定プロセスに及ぼす影響～消費者発信情報と企業発信情報の比較～」『商学論集』第81巻第3号,pp93-121
・杉野誠(2012)「低炭素型建物の実現における経済学的考察」『日本不動産学会誌』第 26 巻第1号,pp86-91
・(財)電力中央研究所(2009)「省エネルギー政策理論のレビュー～省エネルギーの「ギャップ」と「バリア」～」電力中央研究所報告
・(財)電力中央研究所(2010)「地方自治体における建築物環境配慮計画書制度の実効性の分析」

電力中央研究所報告
・(財)電力中央研究所(2013)「省エネルギー・節電促進策のための情報提供における「ナッジ」の活用 ―米国における家庭向けエネルギーレポートの事例―」電力中央研究所報告
・中田雅陽(2015)「地方自治体における建築物環境計画書制度とCASBEEの動向」法政大学大学院紀要 (74), 149-165, 2015
・中川雅之(2007)「情報の非対称性問題と既存住宅流通市場」『日本不動産学会誌』第21巻第2号,pp79-86
・中川雅之(2008)「公共経済学と都市政策」日本評論社,pp63-79
・野田冬彦(2013)「英国『ナッジ・ユニット』における省エネ行動変容の取組み」IEEJ 2013.7
・早川佳世(2010)「ラベリングによる省エネの国際的見える化」日本エネルギー学会誌,89.609-614,2010
・福井秀夫(2007)「ケースからはじめよう 法と経済学」日本評論社,pp1-19
・不動産公正取引協議会連合会「不動産広告あらかると」http://www.rftc.jp/
・藤澤美恵子、中西正彦、中井検裕(2006)「中古住宅市場の売出段階の情報開示のあり方についての一考察」『都市住宅学』第55号,pp144-149
・藤沢美恵子、中西正彦、中井検裕(2004)「住宅性能表示制度が分譲マンション価格に与える影響と役割」『都市住宅学』No.47,pp83-88
・藤澤美恵子(2011)「住宅流通時のエネルギー証明施策の是非～ドイツエネルギー証明書の我が国への導入について～」一般社団法人不動産流通経営協会研究報告書,pp1-91
・藤澤美恵子(2013)「既存住宅と省エネ対策:住宅流通時におけるエネルギー証明施策の効果」一般社団法人不動産流通経営協会研究報告書,pp1-50
・藤澤美恵子(2016)「既存住宅市場における質の情報開示量と価格に関する実験」『行動経済学』第9巻,pp1-11
・吉田二郎、清水千弘(2012)「環境配慮型建築物が不動産価格に与える影響～日本の新築マンションのケース～」『住宅土地経済』no.83,pp18-29
・リチャード・セイラー、キャス・サンティーン、遠藤真美訳(2009)「実践行動経済学～健康、富、幸福への聡明な選択～」日経BP社

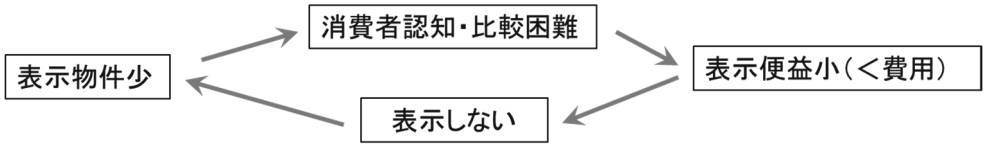
補論　高品質企業が任意表示制度を活用しないのはなぜか

3．1では、高品質企業が同じ表示制度を活用しない場合には、当該表示制度は消費者にとって情報価値が低いものとなってしまう可能性を指摘した。では、なぜ高品質企業が当該表示をしないことが起きるのかについて考察する。

そもそも個々の企業の行動から考えると、任意の表示制度を活用するのは、それによって、高品質であることを消費者に示して、当該物件の付加価値をつけるのが狙いである。当然、品質を向上させ、表示を行うことには費用が発生する。企業は、品質を向上させ、表示を行うことにより発生する「限界便益」が、それにより発生する「限界費用」を上回れば、品質向上及び表示を行うことになる。一方で「限界便益」が「限界費用」を下回れば、品質向上や表示を行わないことになる。

ここで重要なのは、個々の企業によって、その「限界便益」と「限界費用」は異なる点である。企業は差別化戦略において、消費者に対して異なるものさしで差別化を図ろうと試みるが、その際、そのものさしを消費者が信頼するかどうかが鍵になる。技術力のある中小企業では、企業独自のシグナリングが信頼されない場合、公的なものさしが重要な価値を持つ。こうした企業が環境性能で差別化を図ろうとする場合、公的表示による「限界便益」が大きく、表示を選択する可能性が大きい。一方で、消費者から高品質企業と予想されているような大手企業であれば、総合的な評価や消費者からの信頼度で十分に差別化可能であるため、環境性能の公的表示による「限界便益」は必ずしも高くない。大手企業は、ブランドが確立されているが、そのブランドは環境性能に関して内容、レベルともにあいまいなものに留まる。あいまいな内容でも消費者から信用されている大手はあえて環境性能の表示をすることはない。その結果、大手不動産会社は公的表示制度を積極的に活用しなくなる可能性がある[65]。消費者が、高品質マンションと認識する物件において当該表示制度が活用されていないと、消費者は当該表示制度を認知する機会も減り、信頼性も高まらない。そして、そもそも、消費者は表示しない大手企業の物件と同じものさしで性能を比較できない。

このケースでは、大手企業以外においてもその行動に影響を及ぼす可能性がある。つまり、高品質住宅市場において表示制度が一定程度普及しないと、消費者は性能を比較することが依然として困難（情報探索コストが大きい）であり、表示の便益が小さい。表示の便益が小さいと結果として表示制度は活用されなくなる。表示物件が少ないと、物件比較も困難となる。このような状況下では、必ずしも自主的な表示の取組みが期待できないことが考えられる。



⇒必ずしも自主的な表示の取組みが期待できない状況？

[65] また、最高級ブランドを自負する企業においては、最高等級（ランク5）以外の評価（ランク4など）は、競合他社より優れていたとしてもブランドを毀損する恐れがあるとして、積極的に表示をしない。現状では、CASBEE の S ランク（最高等級）はハードルが高いこともあり、ブランドの維持・形成や CSR としてパイロットプロジェクト以外ではあまり取得されていない。なお、最高等級を取得したマンションは、企業のプレスリリースや HP 等で「○○マンションは、○県初の建築物総合環境性能評価システム「CASBEE」の最高ランク S で評価認証を取得しました」などと、積極的にアピールされることが多い。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター)、中川雅之客員教授（主査)、金本良嗣特別教授（副査)、植松丘客員教授（副査)、森岡拓郎専任講師（副査）から丁寧なご指導をいただくとともに、安藤至大客員教授、鶴田大輔客員教授、小川博雅准教授、杉浦美奈准教授をはじめとするまちづくりプログラムの先生方から貴重なご意見をいただきました。心から感謝申し上げます。

また、貴重な社会人学生としての一年間をともに過ごし、切磋琢磨した同期の皆様からは多くの励ましをいただきました。

さらに、ご多忙中にも関わらず、各種の情報提供にご協力くださいました、さいたま市、千葉市、柏市、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、神戸市、（一社）建築環境・省エネルギー機構、国土交通省住宅局の皆様、そしてインタビューにご協力頂きました住宅供給事業者、ゼネコン、住宅情報誌・検索ポータルサイト等の企業の方々には、ここに感謝の意を表します。

最後に、研究に追われ、息子達と遊ぶ時間が減っても、文句ひとつ言わずに温かく見守り続け、そして常に励ましてくれた家族に、この場を借りてお礼を伝えたいと思います。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰します。また、本稿における考察や提言は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響について

＜要旨＞

単身高齢者世帯などの増加、プライバシー意識の高まりなどによる地域の支え合い機能の低下に伴い、近年、高齢者が誰にも看取られずに自宅で死亡したり、死亡後何日も周囲から気付かれずに放置されたりするという、いわゆる孤独死が社会問題化している。そこで、地域コミュニティによる互助機能の再構築として、定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ、住民ボランティア等などが訪問するなど、担当を決めて定期的に行う見守り活動が各地で実施されている。

本稿では、このような地域コミュニティによる見守り活動が孤独死の発生件数及びやむを得ず孤独死が発生した場合の遺体の発見時間に与える影響を分析した。パネルデータを用いて変量効果分析を行った結果、地域コミュニティによる見守り活動は、孤独死の発生件数及び遺体の死後経過時間を減少させる一定の効果があることが示唆された。

これらの結果から、地域コミュニティという貴重な人的リソースをより有効に活用するために、近年普及しているスマートメーターを用いたライフラインの計測機能と、地域コミュニティによる見守り活動とを組み合わせた見守り体制の構築について提言を行った。

2017 年（平成 29 年）２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
ＭＪＵ16716　村里　亮

目次

１　はじめに 579
２　孤独死の背景と実態 580
2.1　孤独死の歴史 580
2.2　孤独死の背景と実態 580
2.3　孤独死による社会的損失 581
2.4　孤独死対策 582
2.5　見守り活動の効果 585
３　地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響についての実証分析 586
3.1　分析の説明 586
3.2　使用するデータ 587
3.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について） 589
3.3.2　推計結果 590
3.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について） 591
3.4.2　推計結果 591
3.5　考察 592
4　その他の主な孤独死対策の効果の分析 593
4.1　分析の説明 594
4.2　使用するデータ 594
4.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について） 598
4.3.2　推計結果 599
4.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について） 599
4.4.2　推計結果 600
4.5　考察 601
５　まとめと政策提言 601
６　今後の課題 606

補論 606
謝辞 607
参考文献 607
附録「地域コミュニティによる高齢者等の見守りに関する質問調査」 609

１　はじめに

高齢化が急速に進展する中、近年、高齢者が誰にも看取られずに自宅で死亡したり、死亡後何日も周囲から気付かれずに放置されたりするという、いわゆる孤独死が主に都市部を中心に社会問題化している。病院や、家庭等で家族に看取られながら死亡する場合と異なり、孤独死が発生した場合は、警察、消防の出動、医師による死亡の診断、検死、戸籍等役所の手続きや親族等の捜索、遺体の処理、遺品の整理等経済的かつ人的な負担が発生する[1]。また、隣近所、管理人等にも負担が生じ、特に遺体の腐乱、異臭等は死後発見までの期間が長期化するほどより深刻になり、公衆衛生上も問題がある。さらに、マンション等の孤独死が発生した住まいの資産価値が低下するだけではなく、その周囲の住宅の資産価値にも悪影響を及ぼす[2]。よって、孤独死へのリスク回避から高齢者への入居を断る「貸し渋り」が増加する恐れもある[3]。

かつては、「向こう三軒両隣」といった濃密な近隣関係の中で、気遣い合いや気付き合いが行われてきた。しかし、急速な高齢化の中、地域におけるつながりの減少や家族関係の希薄化が進み、地域の支えあい機能が低下しつつあると言われている。国においても、孤独死を未然に回避するためには、孤立した生活をしている人に、その地域で何らかの社会関係や人間関係が築かれ、孤独に陥らないようにしなければならず、そのためには地域の低下したコミュニティ意識を掘り起こし、活性化することが最重要であるとしている[4]。

このような地域で支えあう「互助」の再構築の取り組みとして、現在、定期的な安否確認や声掛けが必要な人に対して、住民ボランティア、自治会、老人クラブなどが、定期的にその自宅を訪問し、安否確認等を行う見守り活動が行われている。

本研究ではその見守り活動に着目する。見守り活動により、孤独死の発生の減少に寄与しているのか、また、やむを得ず孤独死が発生した場合でも、死亡した後の遺体の早期発見につながっているのかを実証的に分析する。なお、これまでの高齢者の見守りに関する研究は、例えば、市田ほか(2012)、斉藤(2009)、前原ほか(2011)、桝田ほか(2009)、舛田ほか(2011)などいくつか存在するが、筆者の把握する限り、見守り活動の効果を実証的に分析した研究はない。

本研究の構成は次のとおりである。まず、第２章においては、孤独死の背景と実態を明らかにしたうえで、現在、孤独死対策として行われている地域コミュニティによる見守り活動について述べる。第３章においては、地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響を実証分析により明らかにする。第４章においては、見守り活動以外に、各自治体が孤独死対策として行っている主な事業についての効果を実証分析により明らかにする。そして第５章では、実証分析を踏まえた政策提言を行う。第６章では、今後の課題を整理する。

---

[1] 厚生労働省(2008)「高齢者等が一人でも安心して暮らせるコミュニティづくり推進会議（「孤立死」ゼロを目指して）報告書」p5

[2] 前掲脚注１ p7

[3] 一般社団法人 日本少額短期保険協会(2016)「孤独死の現状レポート」p14

[4] 前掲脚注１ p11

２　孤独死の背景と実態

2.1　孤独死の歴史

孤独死がメディア等で注目されはじめ、社会的な問題であると認識されたのは 2000 年代以降の最近のことであると受けとられていることが多いと思われる。しかし、小辻ほか(2011)によると、独居者が誰にも看取られることなく死亡し、死後何日も経ってから発見されるという事例は、少ないながら明治時代以降の新聞紙面にも散見され、「孤独死」という言葉自体が新聞紙面上に登場するのは、実は 1970 年代初頭までさかのぼるという[5]。1970 年代初頭といえば、高度経済成長が終焉して安定成長期に入り、社会の歪みとして公害をはじめとする生活問題が大きく取り上げられていた時期である。また、高齢化率の上昇が議論されはじめ、福祉政策においては、一人暮らしの高齢者に関心が寄せられており、特に都市部においては、一人暮らしの高齢者のみならず「一人暮らし」という状態が問題として認識されていった[6]。その後、1995 年に発生した阪神・淡路大震災により、孤独死が大きくメディアで取り上げられるようになった。大震災後には多くの被災者が仮設住宅に入居したが、そこで多くの孤独死が発生した。これまでの孤独死が都会でいわば散発的に起こっていたのに対し、災害により極めて限定的な範囲で発生した多数の孤独死は、都会と地方を問わず地域のコミュニティの重要性が改めて問い直される契機となった[7]。さらに、2005 年に放映された、千葉県松戸市の常盤平団地での孤独死問題や地域住民の取り組みについて取り上げたテレビ番組[8]などにより、高齢者の孤独死問題に対する社会的な関心はさらに高まっている[9]。

2.2　孤独死の背景と実態

我が国の総人口は、平成 27（2015）年 10 月 1 日現在、１億 2,711 万人となっている[10]。このうち、65 歳以上の高齢者人口は、3,392 万人で、総人口に占める割合（高齢化率）は、国連が超高齢社会とする 21％を超える 26.7％となっている。昭和 25（1950）年には総人口の５％に満たなかったが、45（1970）年に７％を超え、さらに、平成６（1994）年には 14％を超えた。高齢化率はその後も上昇を続け、現在の 26.7％に達している[11]。

また、65 歳以上の高齢者のいる世帯は、平成 26（2014）年現在、23,572 千世帯と、全世帯（50,431 千世帯）の 46.7％を占めている。昭和 55（1980）年では世帯構造の中で三世代世帯の割合が一番多く、全体の半数を占めていたが、平成 26（2014）年では夫婦のみの世

[5] 小辻寿規ほか(2011)「孤独死報道の歴史」Core Ethics Vo.7 pp123-125
[6] 中沢卓実ほか(2012)「孤独死を防ぐ-支援の実際と政策の動向-」p155-が詳しい
[7] 持丸文雄(2015)「孤独死なんてあたりまえだ」p110
[8] NHK スペシャル(2005)「ひとり団地の一室で」
[9] 前掲脚注６ p159
[10] 総務省「人口推計（平成 27 年国勢調査人口速報集計による人口を基準とした平成 27 年 10 月 1 日確定値)」
[11] 内閣府(2016)「高齢社会白書」pp2-3

帯が一番多く約３割を占めており、単独世帯と合わせると半数を超える状況である[12]。

65 歳以上の一人暮らし高齢者の増加は男女ともに顕著であり、昭和 55 年（1980）には男性約 19 万人、女性約 69 万人、高齢者人口に占める割合は男性 4.3%、女性 11.2%であったが、平成 22（2010）年には男性約 139 万人、女性約 341 万人、高齢者人口に占める割合は男性 11.1%、女性 20.3%となっている[13]。

こうした人口構成及び世帯構成の変化などに伴い、高齢者が誰にも看取られずに自宅で死亡したり、死亡後何日も周囲から気付かれずに放置されたりするという、いわゆる孤独死が主に都市部を中心に多く発生している。孤独死について全国の自治体間で明確に統一された定義はまだなく、国や自治体、メディアによって「孤独死」、「孤立死」などと呼び方にも違いが見受けられるが、厚生労働省の老人保健健康増進等事業[14]により実施されたニッセイ基礎研究所の調査によると、「全国の 65 歳以上高齢者の孤立死数の推計（死後２日以上[15]経過）」は、年間約２万 6,821 人（男性約１万 6,616 人、女性約１万 204 人）と公表されている。この数は、東京都 23 区における孤独死発生確率を前提として、全国の 65 歳以上の高齢者の数に当てはめて推計したものである[16]。

一方、その東京都 23 区の孤独死については、東京都福祉保健局 東京都監察医務院によると、東京都 23 区で発生した 65 歳以上の孤独死（単身世帯の者が自宅住居で死亡したこと、あるいはそのような死亡の態様）は、平成 27 年においては 3,116 人（男性 1,973 人、女性 1,143 人）となっている。平成 15 年の 1,441 人と比べて２倍以上増加しており[17]、単身高齢者の増加に伴い、孤独死も増加していることがわかる。

2.3　孤独死による社会的損失

孤独死は個人の死であり、自らの最後をどう迎えるかは、ご本人が決めれば良いこととともいえ、病院のベッドの上で亡くなるより、住み慣れた自宅で、誰にも看取られなくても、気を使わずに最後を迎えるほうが幸せであり、ご本人にとっては納得のいく最期であるとの意見もある[18]。

確かに孤独死は個人の死であるが、孤独死が発生した場合には様々な社会的コストが発生する。厚生労働省の「高齢者等が一人でも安心して暮らせるコミュニティづくり推進会議（「孤立死」ゼロを目指して）報告書」などでは、主に次のようなコストを挙げている[19]。

---

12 前掲脚注 11 p13
13 前掲脚注 11 p14
14 高齢者の介護、介護予防、生活支援、老人保健及び健康増進等に関わる先駆的、試行的な事業に対して補助を行い、老人保健福祉サービスの一層の充実や介護保険制度の基盤の安定化に資することを目的とする補助事業（厚生労働省 HP http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000083671.html）
15 本報告書では死後１日目までの発見は「孤立」とは言えないとしている。
16 ニッセイ基礎研究所(2011)「セルフ・ネグレクトと孤立死に関する実態把握と地域支援のあり方に関する調査研究報告書」p22
17 東京都福祉保健局 東京都監察医務院 HP「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」（http://www.fukushihoken.metro.tokyo.jp/kansatsu/kodokushitoukei/index.html）
18 結城康博(2014)「孤独死のリアル」pp184-185
19 前掲脚注 1 pp5-7

まず、我が国では、死亡するときは、病院、家庭等において家族や医師など誰かに看取られながら亡くなるものと一般的に考えられているので、孤独死という事態は例外的な事態と認識されがちである。そして、このような事態が発生した場合には、警察、消防の出動、医師による死亡の診断、検死、戸籍等役所の手続き、親族等の捜索、遺体の処理、遺品の処理等経済的かつ人的な負担が発生する。また、孤独死が発生した場合、隣近所や、マンション等の場合は管理人等にもコストや負担をかけることになる。特に死後発見までの時間が長期化すればするほどより深刻になり、公衆衛生上問題がある。さらには、マンション等の集合住宅の場合、その住まいは一定の処理を終えた後、転売や転貸することとなるが、孤独死が発生した場合は、その住まいの資産価値が低下するだけでなく、その周囲の住宅の資産価値にも悪影響を及ぼすこととなる。よって、孤独死へのリスク回避から、高齢者への入居を断る「貸し渋り」が増加する恐れがある[20]。

このように、孤独死が発生すると、各方面に様々な影響を与える。よって、このような孤独死が発生しないようにするための取り組みが求められていると言うことができる。

2.4　孤独死対策

かつては「向こう三軒両隣」といった濃密な近隣関係の中で、気遣い合いや気付き合いが行われてきた。しかし、急速な高齢化の中、プライバシー意識の高まり、地域のつながりの減少や家族関係の希薄化が進み、地域の支え合い機能は低下しつつあると言われている。持丸（2015）は、孤独死の問題は、戦後に進行した「大家族制度や地域共同体の崩壊と軌を一つにする。少子高齢化ばかりではなく、価値観の変容とともに砂粒のごとき個人（浮遊する個）が拡大し、社会的な求心力の衰退と遠心力の増大が同時進行し、社会基盤が弱体化したことが、その主な要因」としている[21]。

厚生労働省は、今後「孤立生活」が一般的なものとなるとしたうえで、孤独死を回避するためには、「「孤立生活」をしている人に、その地域で何らかの社会関係や人間関係が築かれ、「孤独」に陥らないようにしなければならない。そのためには、地域の低下したコミュニティを掘り起こし、活性化することが最重要である」としている[22]。

こうした地域コミュニティによる互助機能の再構築として、近年、定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ、住民ボランティアなどが定期的にその自宅を訪問し安否確認等を行なうなど、担当を決めて定期的に行う見守り活動が各地で実施されている。結城(2014)は、孤独死に対する見守り活動の機能を、①「孤独死させない」ことと、②「早く発見する」ことの２つに分類し、①は「予防的視点」（孤独死を未然に防ぐ対策）、②は「事後的視点」（やむを得ず孤独死しても、早期に発見する対策）という考え方に立脚していると述べている[23]。①の「予防的視点」とは、命を救うことが主

[20] 前掲脚注３ p14
[21] 前掲脚注７ p5
[22] 前掲脚注１ p11
[23] 前掲脚注 18 pp138-139

な目的とされる。この場合、一人暮らし高齢者が急病になった際に、助けを自ら呼べずに自宅で亡くなってしまうことを防ぐことが重要視される。②の「事後的視点」とは、やむなく孤独死してしまい、命を救えなかったとしても、可能な限り早く遺体を発見できるようにしようという考え方である。早く発見されなければ、遺体は腐ってしまい、公衆衛生上の問題も生じてしまう。亡くなった方や遺体に対して畏敬の念を持ち、早く供用する責務が社会にあるということである。

見守り活動で重要なことは、異変への気付きである。地域の様々な主体が高齢者の異変に気付き、専門機関へつなぐ（相談・連絡する）。連絡先として、行政の担当窓口や地域包括支援センター[24]、民生委員などがあり、緊急時の場合は消防や警察などへ対応を依頼することもある。その見守りを行うにあたっての異変察知の例として、以下が挙げられる。

[24] 地域住民の心身の健康の保持及び生活の安定のために必要な援助を行うことにより、地域住民の保健医療の向上及び福祉の増進を包括的に支援することを目的として、包括的支援事業等を地域において一体的に実施する役割を担う中核的機関として設置されたもの。市町村は責任主体である。詳しくは厚生労働省 HP(http://www.mhlw.go.jp/topics/2007/03/dl/tp0313-1a-01.pdf)

表１：異変察知の例

①心身の病気について
以下の状態が見られる場合は、病気であることが疑われる。外見だけでなく、本人との会話や、行動の変化などからも、心身の病気について気付くことができる。
【心身の状況】
・元気がない。
・痩せてきている。
・体調が悪そうに見える。
・歩き方がおかしいなど、怪我をしているように見える。
・家の中を歩く姿があぶなっかしい、いつもよりドアを開けるのに時間がかかる（動きが遅い感じ、つかまりながら歩くなど)。
・家事や買い物が辛い、食欲がない、知り合いがなく寂しい等と本人が言っていた。
【行動の変化】
・家に引きこもりがちである。
・日頃と反対で、家から出ることがなくなった。

②自宅で倒れている可能性がある場合
以下のような状態が確認されれば、家の中で倒れていたり、長期間にわたる場合は孤独死なども疑われる。
【訪問時】
・訪問したが応答がない(約束した時間に行ったが応答がない､数日間会えないなど)。
・いつもはドアを開けてくれるのに、今日は開けてくれない（いつもと様子、雰囲気が違う、など)。
【住まいの状況】
・家から悪臭、異臭がする。
・郵便受けに郵便や新聞が溜まっている（数日間、３日以上など)。
・同じ洗濯物が何日も干してある、夜になっても洗濯物が取り込まれない。
・鍵がかかり、中の状態が分からない状況が数日続いている。
・植物への水やりができていない。
・ごみがたまっている。
・昼間なのに電気がついたままになっている、夜間に電気がつかない。
・雨なのに窓が開けっ放しである。
・昼間晴れているのに雨戸が閉まったままになっている、カーテンが閉まったままになっている。

出典：東京都福祉保健局「高齢者等の見守りガイドブック」

このような地域住民等による見守り活動は様々な地域で行われており、各自治体も、それらの体制の構築・維持のために一定の公的支出をしている場合が多い。例えば、東京都墨田区において行われている「地域支えあい事業」は、おおむね 65 歳以上のひとり暮らしの高齢者及び高齢者世帯を対象に、地域住民からの登録制のボランティアである見守り協力員が主体的に地域の高齢者の見守りを行っている。また、講演会の開催、公募による見守り協力員養成研修及びリーフレットの作成・配布などを通じて地域全体で高齢者を見守り、支えていき、高齢者が地域で孤立することなく、安心して生活できる仕組みづくりの構築を図っている。本事業への墨田区の支出は約 8,186,000 円（平成 27 年度歳出決算額）である[25]。

[25] 墨田区 HP「平成 28 年度行政評価」
（https://www.city.sumida.lg.jp/kuseijoho/gyousei_hyouka/gyouseihyouka28.html）

一方で、地域コミュニティの見守り活動の支障になっていると言われているのが、2005 年の個人情報保護法の全面施行である。自治体が、地域のマンパワーに見守り対象者となる高齢者についての情報提供を控えるような風潮が広まったからである[26]。例えば、自治会や民生委員の見守り活動のためだからと、それまでは高齢者の安全を優先して暗黙のうちに行われていた個人情報の提供が、法制化により一切できなくなってしまったのである[27]。これにより自治会の役員や民生委員らは、高齢者が一人暮らしかどうかといった情報の名簿などを、独自に作成しなければならなくなった。しかし、近年のプライバシー意識の高まりなどもあり、本人が情報提供を拒む場合も多く、見守り活動が難しくなっているのが現状である[28]。

そこで、自治体によっては個人情報の活用に関して柔軟性をもたせる意味で、条例等を制定し、個人情報の提供を可能としているところもある。例えば東京都足立区の「足立区孤立ゼロプロジェクト推進に関する条例」（平成 25 年 1 月 1 日施行）は、高齢者の孤立や孤独死を防止するため、自治会などに対して、区が持つ高齢者情報の提供を可能とするものである[29]。具体的には「70 歳以上の単身世帯と 75 歳以上の高齢者のみの世帯」の高齢者については、本人同意を必要とせずに、住民基本台帳をもとに、町会・自治会の役員や民生委員などに対して、住所、氏名、年齢、性別といった情報を提供することができるとしている。この条例より、見守り活動の担い手となる自治会役員や民生委員などは、「どこに、どのような高齢者がいるのか」ということを知ることができ、地域の見守り活動をスムーズにできるようになると思われる。

2.5　見守り活動の効果

2.4 においては、孤独死対策としての見守り活動について述べてきたが、本節では、地域コミュニティによる見守り活動が孤独死の発生件数の減少及びやむを得ず孤独死が発生した場合にも遺体の早期発見につながることに関する考察を行う。

見守り活動を通じて、高齢者の異変を察知し、必要なサービスにつなげる。例えば、以前より痩せてきている、体調が悪そうに見える、怪我をしているように見える、などのように、病気であることが疑われたり、外見だけでなく、本人との会話や行動の変化などから、心身の病気に気付くことで、病院や介護保険サービスなどにつなげ、結果的に孤独死を未然に防ぐことができる。また、訪問したが応答がない、郵便受けの新聞等がそのままである、昼間なのに電気がついたままになっている、夜間に電気がついていない等の場合は自宅で倒れている可能性が高い。そのような状況に気付き、そのまま亡くなる前に早期に発見し、孤独死を防ぐことができる。実際に、見守り活動で体調を崩した高齢者を見つけ、地域包括支援

[26] 前掲脚注６ p22
[27] 前掲脚注 18 pp175-176
[28] 前掲脚注６ p22
[29] 足立区 HP(https://www.city.adachi.tokyo.jp/chiiki/korituzero.html)が詳しい

センターに連絡して命が助かったケースもあるという[30]。

以上述べたのは2.4で言及した「予防的視点」である。「事後的視点」については、予防的視点とやや共通する部分もあるが、見守り活動により、例えば、同じ洗濯物が何日も干してある、夜になっても洗濯物が取り込まれない、植物への水やりができていない、ごみがたまっている、雨なのに窓が開けっ放しである、家から悪臭、異臭がする（この場合は死後比較的期間が経過している場合が多い）等の異変に早期に気付き、遺体を早期に発見することができる。

また、個人情報保護法の特例を設けて、高齢者の情報を見守り活動の担い手へ提供することについても、見守り活動の担い手にとって、提供される高齢者の情報が多いほど、地域に住む高齢者を把握する網の目が細かくなる。これにより見守り活動がスムーズになり、高齢者の孤立を防ぐことができるため、見守り活動の効果がより現われると考えられる。

このように、地域コミュニティによる見守り活動は、高齢者が地域から孤立することを防止し、孤独死の予防及びやむを得ず孤独死が発生した場合でも遺体の早期発見につながると考えられる。次章以降において、これらを実証分析により明らかにする。

3　地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響についての実証分析

本章では、地域コミュニティによる見守り活動が、孤独死の発生件数、やむを得ず孤独死が発生した場合の遺体の死後経過時間に及ぼす影響に関する実証分析を行う。

なお、本実証分析で用いる用語の定義は以下のとおりである。

・孤独死
　自宅で死亡発見された単身者の死亡（東京都福祉保健局監察医務院の定義に依拠）
・地域コミュニティ
　町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ、その他ボランティア団体・個人などで、見守り協力員や見守りサポーター等として見守り活動に従事している者で各自治体が把握している者
・見守り活動
　定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、上記の者がボランティアなどとして自宅を訪問し安否確認等を行なうなど、担当を決めて定期的に行う活動

3.1　分析の説明

前述のとおり、地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響を推計するために、パネルデータを用いたモデルを採用する（推計式は後述する）。個別効果と説明変数との相関に関する検定が必要なため、固定効果モデル（Fixed effect model）、変量効果モ

[30] 東京都福祉保健局（2011）「東京都における高齢者見守り活動・事業事例集～高齢者を地域で見守る50のヒント～」が詳しい

デル（Random effect model）により推計しハウスマンテストを行った結果、変量効果モデルを採用することとする。

3.2 使用するデータ

本研究の分析に使用するデータは、見守り活動の実態等を把握するために、筆者が東京都23 区各区に対して行ったアンケート調査の結果と、東京都監察医務院資料「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」の「各区別の世帯分類別異状死数」及び「各区別の死後経過時間・世帯分類別異状死数」等を用いる。なお、アンケート調査の概要については表２のとおりである。

表２：アンケート調査の概要

○調査期間：平成 28 年 11 月 24 日～平成 29 年 1 月 16 日
○調査対象：東京都 23 区
○回 答 数：23 自治体
○回 答 率：100%
○調査内容：全９問（平成 18(2006)年度～平成 27(2015)年度実績）
・問１　見守り活動の担い手について
・問２　見守り対象者について
・問３　見守り活動の実績について
・問４　見守り活動に関する補助金について
・問５　民間事業者等との連携・協定等について
・問６　安否確認を兼ねた定期的な電話連絡について
・問７　配食サービス及び緊急通報システムについて
・問８　民生委員の数について
・問９　町会・自治会について

※アンケート様式は巻末に示す。

使用するデータの一覧を表３に示す。なお、本データ中の「死後４日以上の割合(%)」で「死後４日以上」としているのは、結城(2014)の、孤独死を防ぐことが最優先としつつ、仮に発生した場合に「その遺体が遅くとも２～３日以内で発見されるような社会にしていくことが（中略）ミッションだと筆者は考えている」という見解を参考にしたものである[31]。また、65 歳以上に限らず全ての単身者を対象としているのは、データ上では年齢別の死後経過時間が不明であったためである。

[31] 前掲脚注 18 p17

表３：使用するデータの一覧

変数	説明	出典
孤独死割合(%)	各区別65歳以上の高齢者の孤独死数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	東京都監察医務院「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」、東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
死後4日以上の割合(%)	各区別死後4日以上経過していた孤独死数を全体の孤独死数で除して100を乗じたもの	東京都監察医務院「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」から算出
一人あたりの年間訪問(見守り)回数(回／人)	各区の地域コミュニティによる年間延べ見守り回数を見守り対象者数で除したもの	各区へのアンケートの結果より筆者算出
個人情報提供割合(%)	各区の個人情報を提供された者の人数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	各区へのアンケートの結果、東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
高齢化率(%)	各区の総人口に占める65歳以上の者の割合	東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」
第1号要介護認定者の割合(%)	各区の第1号要介護(要支援)認定者数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	東京都「福祉・衛生統計年報」、「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」から筆者算出
年間死者数(人)	各区の年間死者数	東京都「人口動態統計」
生活保護被保護者の割合(‰)	各区の総人口に占める生活保護被保護者の割合	東京都「福祉・衛生統計年報」
地域ダミー(一人あたりの個人都民税額上位区)	平成27年度の各区の個人都民税(現年課税分)調停税額を件数で除したものの額が30,000円以上の場合は1、それ以外は0となるダミー変数	東京都「東京都税務統計年報」から筆者算出
地域ダミー(一人あたりの個人都民税額下位区)	上記額が30,000円未満の場合に1、それ以外は0となるダミー変数	東京都「東京都税務統計年報」から筆者算出
年次ダミー(2015～2008)	孤独死が各年のものである場合に1、それ以外は0となるダミー変数	―

次に各変数の基本統計量を以下に示す（なお、アンケートの回答のうち、有効回答であったもののみを抽出しサンプリングした)。

表４：基本統計量

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数	孤独死割合(%)	48	0.1662827	0.03358	0.1012543	0.2294802
	死後4日以上の割合(%)	48	47.96075	4.565284	34.05797	58.61027
説明変数	一人あたりの年間訪問回数(回／人)	48	20.99232	20.57252	0.279976	69.24242
	個人情報提供割合(%)	48	0.7115209	2.924972	0	16.99815
	一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合	48	0.2336214	0.8711753	0	4.838561
	高齢化率(%)	48	21.44583	1.806514	18.78	25.4
	第1号要介護認定者の割合(%)	48	18.53899	1.018818	16.1337	20.15512
	年間死者数(人)	48	3749.167	1517.182	1544	6598
	生活保護被保護者の割合(‰)	48	27.42708	7.351443	11.4	38.4
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額上位区)	48	0.4583333	0.5035336	0	1
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額下位区)	48	0.5416667	0.5035336	0	1
	年次ダミー(2015)	48	0.1875	0.3944428	0	1
	年次ダミー(2014)	48	0.1875	0.3944428	0	1
	年次ダミー(2013)	48	0.1875	0.3944428	0	1
	年次ダミー(2012)	48	0.1666667	0.3766218	0	1
	年次ダミー(2011)	48	0.125	0.3342187	0	1
	年次ダミー(2010)	48	0.625	0.244623	0	1
	年次ダミー(2009)	48	0.0416667	0.2019409	0	1
	年次ダミー(2008)	48	0.0416667	0.2019409	0	1

3.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

[推計式１]

Ｙ（孤独死割合）it

＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（高齢化率）it＋
β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋
β5（生活保護被保護者の割合）it＋β6（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋
β7（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋
β8～β15（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

[推計式２]※高齢者の個人情報を見守り活動の担い手に提供した場合

Y（孤独死割合）it

＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋

β2（一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合）it＋β3（高齢化率）it＋

β4（第１号要介護認定者の割合）it＋β5（年間死者数）it＋

β6（生活保護被保護者の割合）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋

β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋

β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

3.3.2　推計結果

［推計式１］及び［推計式２］の推計結果を表５に示す。

［推計式１］において、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数が１回増えると、65 歳以上の高齢者のうち、孤独死で亡くなる割合が約 0.0009%減少することが、５%の水準で統計的に有意に示された。

［推計式２］においては、個人情報提供（１%）を所与とし、対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やしても、孤独死割合に対して統計的に有意な効果は現われなかった。

表５：［推計式１］、［推計式２］の推計結果

	孤独死割合(%)		孤独死割合(%) (個人情報を提供した場合)	
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
一人あたりの年間訪問回数(回／人)	-0.0009043 **	0.0004253	-0.000902 **	0.0004305
一人あたりの年間訪問回数 ×個人情報提供割合	-	-	0.0015691	0.0036672
高齢化率(%)	0.0056656 **	0.0028679	0.0055223 *	0.0029222
第1号要介護認定者の割合(%)	0.0098746	0.006692	0.00998	0.0067784
年間死者数(人)	-0.0000137 ***	0.00000224	-0.000014 ***	0.00000224
生活保護被保護者の割合(‰)	0.0015207 *	0.0009068	0.0014906	0.0009206
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額上位区)	0.0237575	0.0184386	0.0232614	0.0187001
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額下位区)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	-0.1153089	0.1133926	-0.1116777	0.1150932
決定係数	0.2075		0.2072	
観測数	48		48	

※***、**、* はそれぞれ１%、５%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。
※年次ダミーは省略している。

3.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について）

次に、見守り活動が、やむを得ず孤独死が発生した場合の死後発見時間に影響を及ぼすのかについての効果を推計する。推計式は、次式のとおりである。

[推計式３]

Ｙ（死後４日以上の割合）it

＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋β2（高齢化率）it＋

β3（第１号要介護認定者の割合）it＋β4（年間死者数）it＋β5（孤独死割合）it＋

β6（生活保護被保護者の割合）it＋β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋

β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋

β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

[推計式４]※高齢者の個人情報を見守り活動の担い手に提供した場合

Ｙ（死後４日以上の割合）it

＝β0（定数項）＋β1（一人あたりの年間訪問回数）it＋

β2（一人あたりの年間訪問回数×個人情報提供割合）it＋β3（高齢化率）it＋

β4（第１号要介護認定者の割合）it＋β5（年間死者数）it＋β6（孤独死割合）it＋

β7（生活保護被保護者の割合）it＋β8（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋

β9（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋

β10～β17（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

3.4.2　推計結果

[推計式３]及び[推計式４]の推計結果を表６に示す。

[推計式３]について、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数が１回増えても、発生した孤独死のうち死後４日以上の孤独死の割合に対して統計的に有意な効果は現われなかった。

[推計式４]については、個人情報提供（１％）を所与とし、対象者１人あたりの年間訪問回数が１回増えると、発生した孤独死のうち死後４日以上の孤独死の割合が約 1.7%減少する（約 1.7%分３日以内に早期発見される）ことが５％の水準で統計的に有意に示された。

表６：[推計式３]、[推計式４]の推計結果

	死後4日以上の割合(%)		死後4日以上の割合(%) (個人情報を提供した場合)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
一人あたりの年間訪問回数(回／人)	-0.0634142	0.104752	-0.0604694	0.099334
一人あたりの年間訪問回数 ×個人情報提供割合	-	-	-1.729028 **	0.7971274
高齢化率(%)	-0.0832331	0.700699	0.0402307	0.6668291
第1号要介護認定者の割合(%)	1.649516	1.597383	1.473346	1.516798
年間死者数(人)	0.0010221	0.0007495	0.0015309 **	0.0007484
孤独死割合(%)	38.3499	39.68567	44.4294	37.73377
生活保護被保護者の割合(‰)	-0.3974338	0.2183524	-0.3734682 *	0.207334
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額上位区)	-3.729463 *	4.36971	-3.327288	4.147459
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額下位区)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	16.95514	26.63568	13.65495	25.30145
決定係数	0.456		0.4566	
観測数	48		48	

※**、* はそれぞれ５%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。
※年次ダミーは省略している。

3.5　考察

3.3.2 の推計結果から、地域コミュニティの見守り活動は孤独死の未然防止に関して一定の効果があることが示唆された。一方で、個人情報を提供した場合について有意な効果がでなかったのは、個人情報を提供された高齢者の属性によるものと考えられる。個人情報を提供されて初めて、見守り活動の担い手が把握することができるような高齢者の方は、近隣との関わりを持とうとしない方が比較的多い傾向にあるのではないかと思われる。例えば、見守りを行っても、非協力的な態度を示される場合などである。その結果、統計上は見守り活動の有意な結果が出なかったと考えられる。

ここで、東京都北区を例に、見守り活動による孤独死発生件数減少の効果を考察する[32]。北区における平成 27 年の 65 歳以上の高齢者人口は 85,885 人[33]である。

[32] ここで北区を例に用いたのは、後述する金銭的な費用の算出のための利用可能な公表データがあったためである。
[33] 東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口（平成 27 年)」

3.3.2 の推計結果より、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やすと、区内在住の高齢者のうち、孤独死に至る割合が約 0.0009%減少する。つまり、対象者１人あたりの訪問回数を１回増やすことで、約 0.7 人（85,885 人＊0.000009）の孤独死を防ぐことができる。

よって、孤独死を１人減らすために必要な年間の訪問回数は約 3,421 回（2,395[34]回／0.7 人）である。

また、3.4.2 の推計結果より、見守り活動が、死後経過時間に対して統計上有意な効果を示さなかった一方で、個人情報を提供した場合に一定の効果が示された。これは、個人情報提供により、前述した属性の高齢者の方を把握することができ、見守り活動を行うことにより、やむを得ず孤独死を防ぐことはできなかったが、普段から見守っていることにより比較的早期に異変に気付き、遺体を発見することができるということが、統計上示唆されたものだと考えられる。

ここで、孤独死の発生件数減少の場合と同様に、北区を例に、見守り活動による死後経過時間減少の効果を考察する。

3.4.2 の推計結果より、個人情報提供（１%）を所与とし、区内の見守り対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やすと、発生した孤独死のうち、死後４日以上の孤独死が約 1.7%減少する（約 1.7%分３日以内に早期発見される）。表４の基本統計量より、個人情報提供割合を平均値の約 0.7%であると仮定し、見守り対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やすと、発生した孤独死のうち、死後４日以上の孤独死が約 1.19%（1.7＊0.7）減少する。

平成 27 年の北区における孤独死は 238 人[35]である。つまり、区内の見守り対象者一人あたりの年間訪問回数を１回増やすと、発生した孤独死 238 人のうち、約 2.8 人（238 人＊1.19／100）を３日以内に発見することができる。

よって、発生した孤独死のうち、１人を３日以内に早期発見するための訪問回数は約 855 回（2,395 回／2.8 人）である。

4　その他の主な孤独死対策の効果の分析

前章までは、地域コミュニティによる見守り活動が孤独死に与える影響について分析した。本章では、自治体が他に孤独死対策として主に実施している、配食サービス、電話訪問（福祉電話）、緊急通報システムが、孤独死発生件数及びやむを得ず孤独死が発生した場合の死後経過時間に与える影響に関する実証分析について述べる。なお、各サービスの概要は以下のとおりである。

・配食サービス

安否確認を兼ねて、食事（昼、夕）を高齢者の自宅まで届けるサービス

[34] 本実証分析における各区の見守り対象者の平均値
[35] 前掲脚注 17

・電話訪問（福祉電話）
安否確認を兼ねて、高齢者に定期的に電話連絡を行うサービス
・緊急通報システム
緊急時に押しボタンやペンダント等を押すと、電話回線等を通じて自動的に通報される機器

4.1 分析の説明

パネルデータを用いたモデルを採用する（推計式は後述する）。個別効果と説明変数との相関に関する検定が必要なため、固定効果モデル（Fixed effect model）、変量効果モデル（Random effect model）により推計しハウスマンテストを行った結果、変量効果モデルを採用することとする。

4.2 使用するデータ

使用するデータの一覧を表７に示す。

表７：使用するデータの一覧

変数	説明	出典
孤独死割合（%）	各区別65歳以上の高齢者の孤独死数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	東京都監察医務院「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」、東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
死後4日以上の割合（%）	各区別死後4日以上経過していた孤独死数を全体の孤独死数で除して100を乗じたもの	東京都監察医務院「東京都監察医務院で取り扱った自宅住居で亡くなった単身世帯の者の統計」から筆者算出
配食サービス利用者の割合（%）	各区の配食サービスの利用者数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	各区へのアンケート結果、東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
一人あたりの年間電話回数（回／人）	各区の年間総電話連絡回数を電話訪問サービス利用者数で除したもの	各区へのアンケート結果より筆者算出
緊急通報システム利用者の割合（%）	各区の緊急通報システム利用者数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	各区へのアンケート結果、東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
高齢化率（%）	各区の総人口に占める65歳以上の者の割合	東京都「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」
第1号要介護認定者の割合（%）	各区の第1号要介護（要支援）認定者数を高齢者人口で除して100を乗じたもの	東京都「福祉・衛生統計年報」、「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」より筆者算出
年間死者数（人）	各区の年間死者数	東京都「人口動態統計」
生活保護被保護者の割合（‰）	各区の総人口に占める生活保護被保護者の割合	東京都「福祉・衛生統計年報」
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額上位区）	平成27年度の各区の個人都民税（現年課税分）調停税額を件数で除したものの額が40,000円以上の場合に1、それ以外は0となるダミー変数	東京都「東京都税務統計年報」より筆者算出
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額中位区）	上記額が30,000円以上40,000円未満の場合に1、それ以外は0となるダミー変数	東京都「東京都税務統計年報」より筆者算出
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額下位区）	上記額が30,000円未満の場合に1、それ以外は0となるダミー変数	東京都「東京都税務統計年報」より算出
年次ダミー（2015～2008）	孤独死が各年のものである場合に1、それ以外は0となるダミー変数	―

次に各変数の基本統計量を以下に示す（なお、アンケートの回答のうち、有効回答であったもののみを抽出しサンプリングした)。

表８：基本統計量（配食サービス）

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数	孤独死割合(%)	156	0.1535612	0.0348295	0.0747145	0.2610839
	死後4日以上の割合(%)	156	46.56813	6.374217	15.38462	72
説明変数	配食サービス利用者の割合(%)	156	1.508516	2.917053	0	20.99861
	高齢化率(65歳以上)(%)	156	20.3066	2.01931	16.1	25.4
	第1号要介護認定者の割合(%)	156	18.46089	1.830939	13.04684	21.47783
	年間死者数(人)	156	3219.013	1701.407	376	6598
	生活保護被保護者の割合(‰)	156	21.14872	9.583807	6.9	48.2
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額上位区)	156	0.2692308	0.4449886	0	1
	地域ダミー(一人あたりの個人都民税額中位区)	156	0.3461538	0.4772751	0	1
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額下位区)	156	0.3846154	0.4880711	0	1
	年次ダミー(2015)	156	0.1474359	0.3556818	0	1
	年次ダミー(2014)	156	0.1410256	0.3491689	0	1
	年次ダミー(2013)	156	0.1410256	0.3491689	0	1
	年次ダミー(2012)	156	0.1346154	0.3424115	0	1
	年次ダミー(2011)	156	0.1282051	0.3353948	0	1
	年次ダミー(2010)	156	0.1025641	0.3043658	0	1
	年次ダミー(2009)	156	0.1025641	0.3043658	0	1
	年次ダミー(2008)	156	0.1025641	0.3043658	0	1

表９：基本統計量（電話訪問（福祉電話））

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数	孤独死割合(%)	162	0.1551501	0.0354973	0.0747145	0.2767892
	死後4日以上の割合(%)	162	46.23427	6.285517	15.38462	72
説明変数	一人あたりの年間電話回数(回／人)	162	24.65292	26.86587	0	103.2289
	高齢化率(%)	162	24.65292	26.86587	0	103.2289
	第1号要介護認定者の割合(%)	162	18.17549	1.885699	13.04684	21.47783
	年間死者数(人)	162	3378.753	1708.599	376	6598
	生活保護被保護者の割合(‰)	162	21.86543	10.19546	6.9	48.2
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額上位区)	162	0.2098765	0.408483	0	1
	地域ダミー(一人あたりの個人都民税額中位区)	162	0.3950617	0.4903798	0	1
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額下位区)	162	0.3950617	0.4903798	0	1
	年次ダミー(2015)	162	0.1296296	0.336937	0	1
	年次ダミー(2014)	162	0.1296296	0.336937	0	1
	年次ダミー(2013)	162	0.1296296	0.336937	0	1
	年次ダミー(2012)	162	0.1296296	0.336937	0	1
	年次ダミー(2011)	162	0.1296296	0.336937	0	1
	年次ダミー(2010)	162	0.117284	0.322756	0	1
	年次ダミー(2009)	162	0.117284	0.322756	0	1
	年次ダミー(2008)	162	0.117284	0.322756	0	1

表 10：基本統計量（緊急通報システム）

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数	孤独死割合(%)	165	0.155627	0.0358347	0.0747145	0.2767892
	死後4日以上の割合(%)	165	46.13482	6.344699	15.38462	72
説明変数	緊急通報システム利用者の割合(%)	165	0.9594063	0.6745061	0.0570567	2.899778
	高齢化率(%)	165	20.38509	2.059543	16.1	25.4
	第1号要介護認定者の割合(%)	165	18.33577	1.889592	13.04684	21.47783
	年間死者数(人)	165	3141.915	1652.535	376	6598
	生活保護被保護者の割合(‰)	165	21.5303	10.16909	6.9	48.2
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額上位区)	165	0.245455	0.4369314	0	1
	地域ダミー(一人あたりの個人都民税額中位区)	165	0.3636364	0.4825101	0	1
	地域ダミー(一人当たりの個人都民税額下位区)	165	0.3818182	0.4873113	0	1
	年次ダミー(2015)	165	0.1393939	0.3474115	0	1
	年次ダミー(2014)	165	0.1393939	0.3474115	0	1
	年次ダミー(2013)	165	0.1393939	0.3474115	0	1
	年次ダミー(2012)	165	0.1393939	0.3474115	0	1
	年次ダミー(2011)	165	0.1272727	0.3342928	0	1
	年次ダミー(2010)	165	0.1090909	0.3127023	0	1
	年次ダミー(2009)	165	0.1030303	0.3049239	0	1
	年次ダミー(2008)	165	0.1030303	0.3049239	0	1

4.3.1　推計式（孤独死割合に及ぼす影響について）

推計式は、次式のとおりである。

［推計式５］

Ｙ（孤独死割合）it

＝β0（定数項）＋

β1（配食サービス利用者の割合 or 一人あたりの年間電話回数 or 緊急通報システム利用者の割合）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋

β4（年間死者数）it＋β5（生活保護被保護者の割合）it＋

β6（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋

β7（地域ダミー：個人都民税額中位区）it＋

β8（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋

β9～β16（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

4.3.2　推計結果

［推計式５］の各サービスが孤独死割合に与える影響に関する推計結果を以下に示す。いずれのサービスについても、孤独死割合に対して統計的に有意な効果は示さなかった。

表 11：［推計式５］の推計結果

	配食サービス利用者の割合(%)		一人あたりの年間電話回数(回／人)		緊急通報システム利用者の割合(%)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
配食サービス利用者の割合(%)	-0.0010257	0.0008776	-	-	-	-
一人あたりの年間電話回数(回／人)	-	-	-0.0001678	0.0001614	-	-
緊急通報システム利用者の割合(%)	-	-	-	-	-0.0032635	0.0056139
高齢化率(%)	0.0016903	0.0023924	0.0026276	0.0025865	0.0024536	0.0026575
第1号要介護認定者の割合(%)	0.0012102	0.0024242	-0.0001641	0.0027294	0.0003698	0.0025999
年間死者数(人)	-0.00000596 ***	0.00000199	-0.00000735 ***	0.0000026	0.00000729 ***	0.00000269
生活保護被保護者の割合(‰)	0.0019723 ***	0.0005841	0.0015094 **	0.0007007	0.0018268 ***	0.000685
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額上位区）	-0.0128525	0.0167168	-0.0137832	0.0208909	-0.0115389	0.0193072
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額中位区）	0.0065694	0.0102851	0.0070953	0.0125332	0.008343	0.0121866
地域ダミー（一人当たりの個人都民税額下位区）	0	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	0.0703558	0.0492586	0.0886234	0.0541546	0.0760294	0.532305
決定係数	0.3654		0.3967		0.3638	
観測数	156		162		165	

※***、** はそれぞれ１％、５％の水準で統計的に有意であることを示す。
※年次ダミーは省略している。

4.4.1　推計式（死後４日以上の割合に及ぼす影響について）

次に、やむを得ず孤独死が発生した場合の死後経過時間へ及ぼす影響に関する推計を行う。推計式は、次式のとおりである。

［推計式６］

Ｙ（死後４日以上の割合）it

＝β0（定数項）＋

β1（配食サービス利用者の割合 or 一人あたりの年間電話回数 or 緊急通報システム利用者の割合）it＋β2（高齢化率）it＋β3（第１号要介護認定者の割合）it＋

β4（年間死者数）it＋β5（孤独死割合）it＋β6（生活保護被保護者の割合）it＋

β7（地域ダミー：個人都民税額上位区）it＋

β8（地域ダミー：個人都民税額中位区）it＋

β9（地域ダミー：個人都民税額下位区）it＋

β10～β17（2015 年度ダミー～2008 年度ダミー）it＋δ（固定効果）i＋ε（誤差項）it

4.4.2　推計結果

［推計式６］の推計結果を以下に示す。いずれのサービスについても、死後４日以上の割合に対して統計的に有意な効果は示さなかった。

表 12：［推計式６］の推計結果

	配食サービス利用者の割合(%)		一人あたりの年間電話回数(回／人)		緊急通報システム利用者の割合(%)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
配食サービス利用者の割合(%)	-0.1344591	0.1863509	-	-	0.0450898	1.111323
一人あたりの年間電話回数(回／人)	-	-	0.0101611	0.0207246	-	-
緊急通報システム利用者の割合(%)	-	-	-	-	-	-
高齢化率(%)	-0.0772496	0.4598254	-0.2116501	0.3815091	-0.2483348	0.5246681
第1号要介護認定者の割合(%)	0.1876012	0.4963132	0.3369536	0.3898333	0.2119779	0.5256587
年間死者数(人)	0.0006703 *	0.0003783	0.000712 **	0.000333	0.0008363 *	0.0005017
孤独死割合(%)	27.34983	22.21001	21.66234	20.39865	25.17662	22.54951
生活保護被保護者の割合(‰)	-0.1605597	0.1181323	-0.2130254 **	0.0904737	-0.166958	0.1284663
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額上位区)	-5.311708	3.229702	-9.017087 ***	2.715354	-5.507923	3.670549
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額中位区)	-2.564867	1.882073	-4.064236 ***	1.485565	-2.611526	2.162397
地域ダミー (一人当たりの個人都民税額下位区)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)
定数項	42.61227 ***	9.929072	43.96564 ***	8.44302	44.52314 ***	11.04386
決定係数	0.2097		0.2477		0.2256	
観測数	156		162		165	

※***、**、* はそれぞれ１％、５％、10％の水準で統計的に有意であることを示す。
※年次ダミーは省略している。

4.5　考察

今回は各区の事業として行われている上記３つのサービスの利用者数のデータをもとに実証を行った。しかし、民間でも類似のサービスがあり、本来であれば、①各区の事業としてサービスの利用率、②民間で行われている類似サービスの利用率、③利用なし　の３つを把握したうえで推計を行うべきであるが、②のデータが収集できなかったため、各サービスの効果が統計上薄まってしまったためであると考えられる。

５　まとめと政策提言

これまで、地域のコミュニティ意識の活性化が叫ばれ、住民同士で支え合う互助の取り組みとして見守り活動が行われてきた。今回の実証分析により、大都市である東京都 23 区のような地域において、地域コミュニティによる見守り活動は、当該地域の孤独死の発生の防止及びやむを得ず孤独死が発生した場合の遺体の早期発見に一定程度寄与していることが示唆された。

一方で、地域コミュニティによる見守り活動でも、その体制の構築・維持などに一定の費用がかかること、また、定期的に訪問することから多くの見守り回数が必要となり、多くの人的リソースが必要であることということも、同時に示唆された。

このため、孤独死を減らすことと、やむを得ず孤独死が発生した場合でも遺体を早期に発見するという目的に立った場合、これらの地域コミュニティという貴重なリソースをいかに有効に活用するかという視点が必要である。

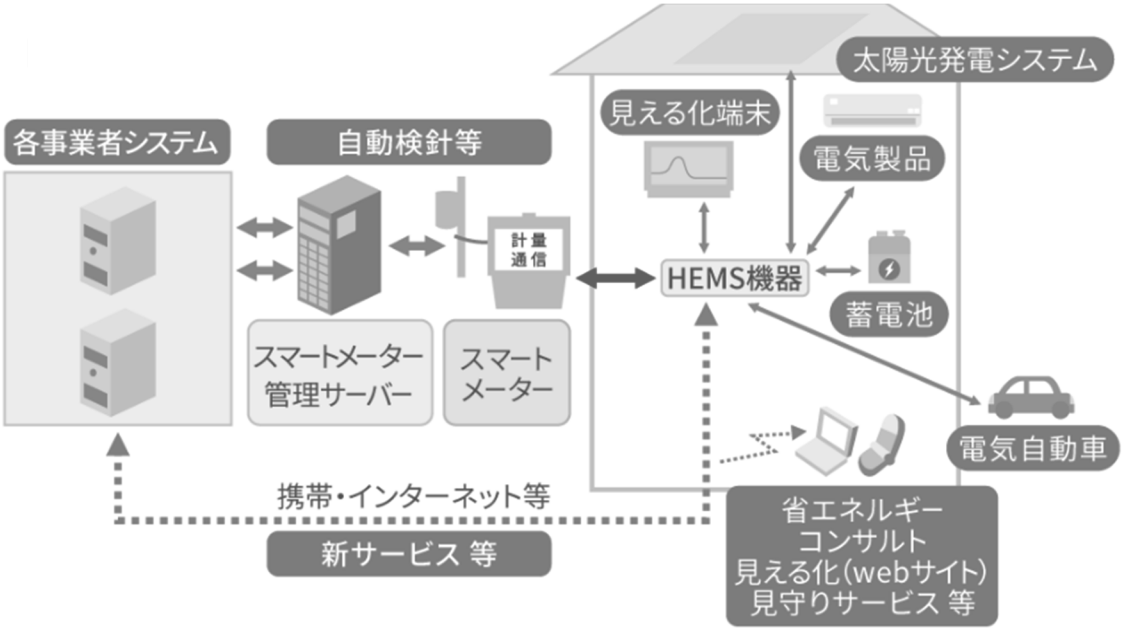
そこで、将来的には、地域コミュニティによる見守り活動と、今後ユニバーサル化されるスマートメーターによる電力計測を組み合わせた見守り体制を構築することを提言したい。

スマートメーターとは、電気使用量検針業務の自動化や電気使用状況の見える化を可能にする電力量計のことである[36]。政府のエネルギー基本計画（平成 26 年４月 11 日閣議決定）において、「2020 年代の早期に、スマートメーターを全世帯・全事業所に導入する[37]」とされており、国策としてユニバーサル化が進められている。東京電力管内では 2020 年度末までの全数設置を目標に計画が進められている[38]。スマートメーターの主な機能[39]として、①使用量を 30 分ごとに計測することができること、②通信機能を搭載していることが挙げられる。①については、従来は月１回の検針により１か月間の総使用量を計測していたが、スマートメーターは日々30 分ごとに電気の使用量を計測することが可能となる。②については、従来は検針員による目視検針が必要であり、現地の状況によっては利用者の立ち会いが

[36] 東京電力エナジーパートナーズ HP
（http://www.tepco.co.jp/ep/private/smartlife/smartmeter.html）
[37] 資源エネルギー庁（2014）「エネルギー基本計画」p36
[38] 東京電力パワーグリッド HP（http://www.tepco.co.jp/pg/technology/smartmeterpj.html）
[39] 以下前掲脚注 36 参照

必要であったが、スマートメーターの設置により遠隔での検針が可能となる。

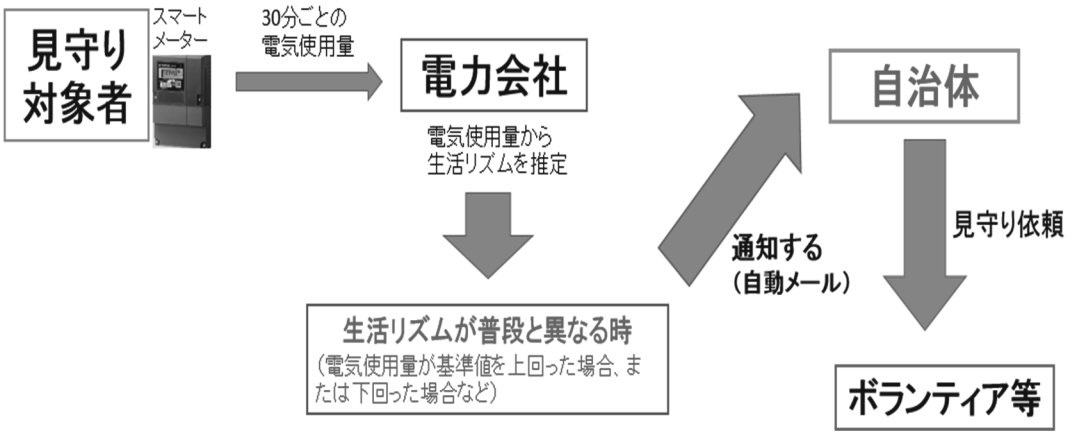
表 13：スマートメーターイメージ図



出典：東京電力エナジーパートナーズ HP
http://www.tepco.co.jp/ep/private/smartlife/smartmeter.html

スマートメーターを見守り活動に導入し、見守り対象者を定期的に訪問して安否確認等をするのではなく、電力使用量が普段と異なるなどと感知された場合に地域のボランティアなどが訪問し様子を見に行く。そうすることで、対象者の中でも比較的元気な方に対する見守りを減らし、より危ないと予想される方に対する見守りに特化することができると考えられる。以下は具体的な体制のスキームである。

表 14：体制のスキーム



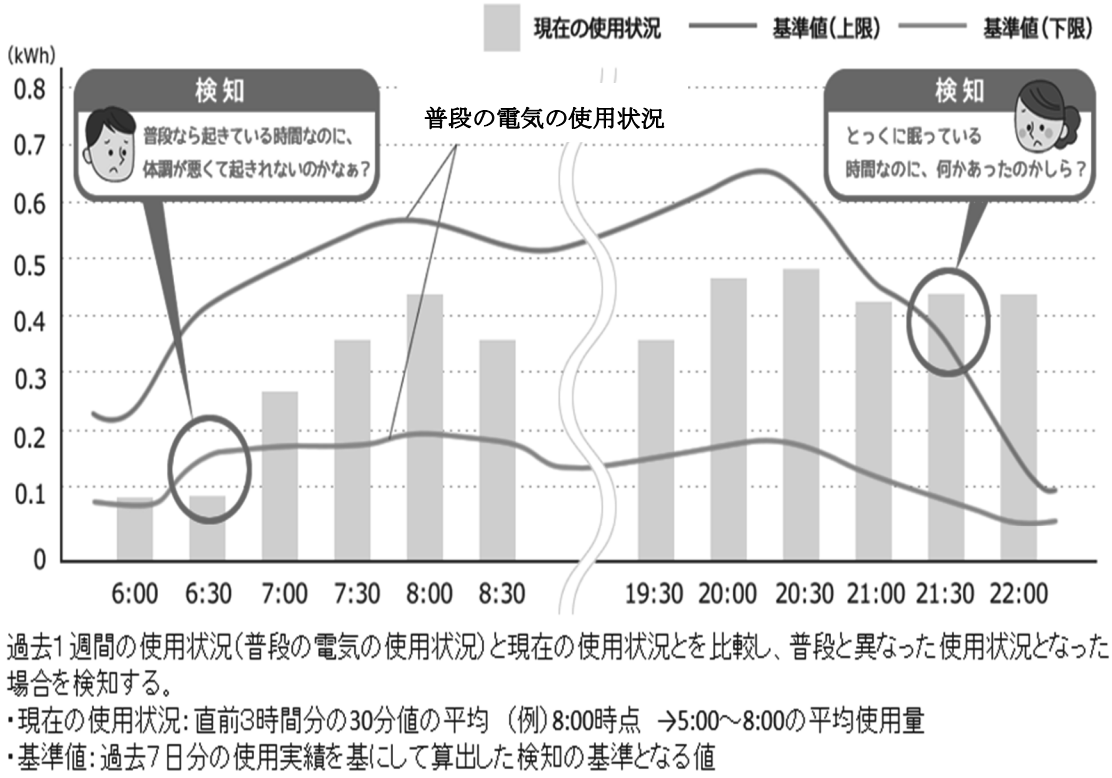
30分ごとの電気の使用量は、対象者の生活と密接に関わる数値。その数値を計測・分析して、見守り対象者の生活リズムを推定する。
あらかじめ推定した生活リズムと、当日の電気の使用量で確認した生活リズムとが異なる際や、使用量が一定割合変化した際に自動通知する。

出典：関西電力「はぴｅまもるくん」
（http://www.tepco.co.jp/pg/technology/smartmeterpj.html）を参考に筆者作成

このような電力使用量から普段の生活リズムを推定し、それが異なる場合にメールにて通知が来る仕組みは、現在電力会社でもサービスとして実施しており、中には無料で実施している電力会社もある。よって、これらを自治体の見守り体制に応用することは可能であると考える。

電力使用量により異変を検知する仕組みは、例えば以下のようなイメージである。これは、九州電力が提供している見守りサービスにおける電力使用量検知の仕組みである。

表 15：検知の仕組み



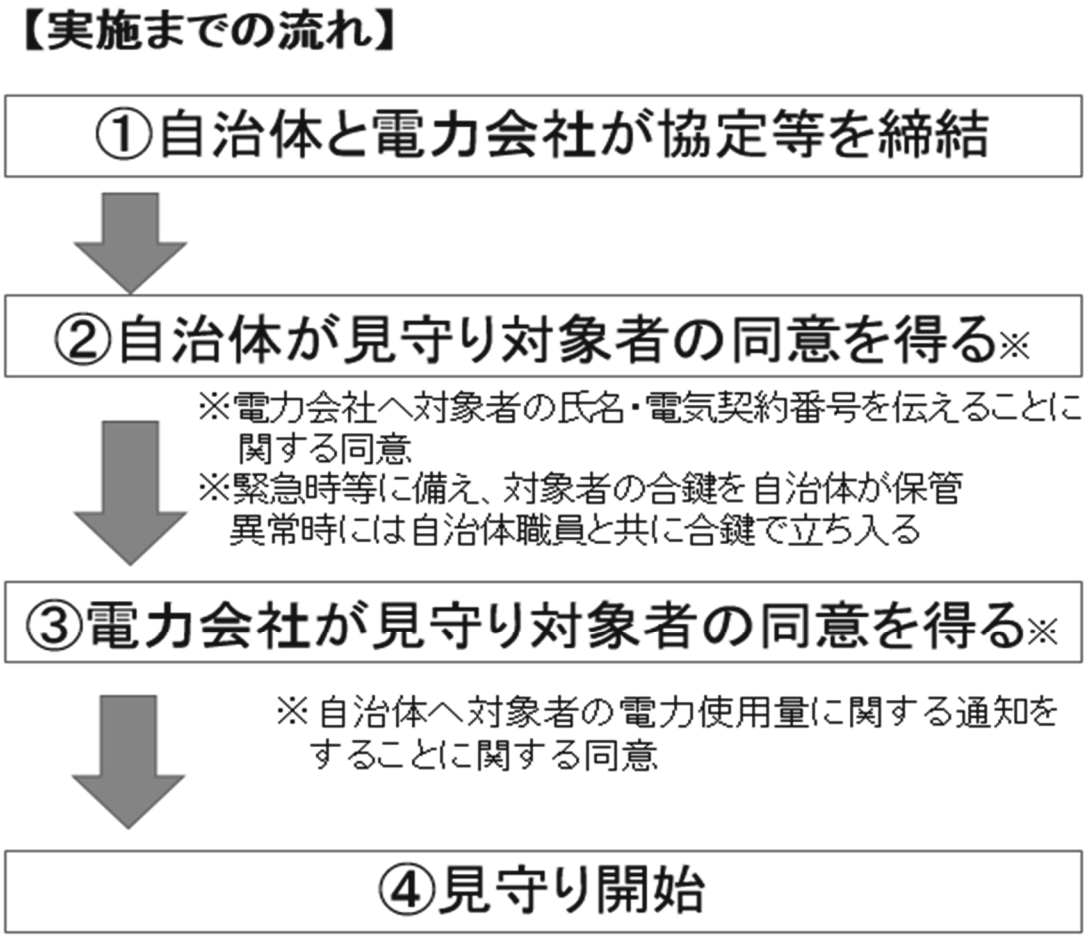
過去1週間の使用状況(普段の電気の使用状況)と現在の使用状況とを比較し、普段と異なった使用状況となった場合を検知する。
・現在の使用状況：直前3時間分の30分値の平均（例）8:00時点 →5:00～8:00の平均使用量
・基準値：過去7日分の使用実績を基にして算出した検知の基準となる値

出典：九州電力「見守りサポート」HP
(https://www.kireilife.net/contents/mimamori/)

この仕組みについて、先述の「予防的視点」と「事後的視点」の観点から述べると、本来望ましいのは「予防的視点」を重視し、孤独死自体を発生させないことである。この場合は、少しの異変でも自治体側にメール通知が来るようにプログラムを設定することが可能であるならば、孤独死を未然に防ぐことができる可能性が高まると考えられる（ただしその分、ボランティアなどの方の出動回数が増え、負担が増えることにもなる）。この点は、今後の先進技術や医学的な視点を取り入れたうえで、より詳細な検討をするべきである。

このような見守り体制を構築するまでの流れは以下のとおりである。自治体と電力会社が協定や契約を締結し、お互いに対象となる高齢者の方の同意を得たうえで見守りを開始する。自治体側は、電力会社へ対象者の氏名や電気契約番号を伝えることや、緊急時に鍵がかかっていてボランティア等が中に入れない場合に備えて自治体が合鍵を預かり、場合によっては中に入ることもあり得ることに関する同意をもらう。電力会社側は、自治体へ電力使用量に関する通知をすることに関する同意をもらう。

表 16：実施までの流れのイメージ



この仕組みのメリットとして、異変時に特化した効率的な見守りが期待できること、将来的にユニバーサル化されるメーターを用いるため新たな機器などの設置が不要であること、異変時に自動でメールが届くためモニタリングコストがかからないこと、等を挙げることができる。

一方で課題もある。電力の使用量変化時にすぐ様子を見に行く対応可能な近隣のボランティア等の方がいない場合である。この場合は自治体や地域包括支援センターの職員が様子を見に行くことで対応するしかない。また、通知メールを自治体職員等が見逃す場合もある。この点は、メールの通知先を自治体内部で複数設定することで、このような事態は極力防ぐことができると考える。また、今回は電力のスマートメーターを例に提言を行ったが、水道など電力以外のライフラインについても、生活リズムを把握する上で重要なものであると考えられる。ただし、現状スマートメーターについては、電力が先行して導入が進んでいることもあり、今回は電力を例に挙げた。一方で、経済産業省は、スマートメーターについて「ガス使用量等の電力以外の情報と合わせて、エネルギーの使用情報として一元的に把握・管理することで、エネルギーの種別にとらわれない総合的な（中略）サービスの提供が

期待される[40]」としており、今回挙げた電力による見守り体制の仕組みを応用する形で、将来的には水道等と合わせた総合的な見守り体制を築くことが可能であると考える。

６　今後の課題

本研究では、見守り活動の孤独死への影響という観点に限定して分析を行った。しかし見守り活動には、孤独死対策としての側面だけでなく、見守られる側の孤独感や不安を軽減したり、安心感を与える等の効果もあると考えられる。よって、見守り活動の意義は様々な観点から述べられるべきであり、本研究により一概にその意義を断定することは筆者の意図するところではない。

また、本研究では見守り活動の回数のデータを基に、孤独死への影響についての実証分析を行ったが、見守り活動には、普段の日常生活の中でのさりげない緩やか見守り等、数字として把握困難なものも多く、本研究を通じて、自治体が全ての見守り活動をデータとして把握することができているわけではないということがわかった。今回は、孤独死の統計データの都合上、研究対象が大都市である東京都 23 区にとどまり、さらにその中でも見守り活動のデータが収集可能であった自治体を基に分析を行った。よって、本研究結果はあくまでも現時点で成し得る範囲内での分析であることを申し添える。孤独死について全国的に統一された明確な定義がなく、孤独死の実態について把握していない自治体も多い中[41]、今後は、孤独死に関する対策を進めるためにも全国的に統一されたデータの整備を行い、より多くのデータを用いた検証を行なうことが重要であると考える。

提言として挙げたスマートメーターを活用した見守り体制について、費用便益分析を行うことも今後の課題である。

補論

3.5 において、東京都北区を例に、見守り活動による孤独死発生件数減少の効果を考察した。本章では、概算ではあるが、北区の「一人ぐらし高齢者定期訪問」の事業[42]を例に、見守り活動による孤独死発生件数減少の効果と、おおよその金銭的な費用を比較する[43]。本事業は、区内在住の 65 歳以上の一人暮らし高齢者を対象に、区内の民生委員がおおむね週 1 回（年間で換算すると約 52 回）の訪問を行うというものである。平成 27 年度に定期訪問を受けた高齢者は 340 人で、事業費は約 4,834,000 円（決算額）である[44]。

3.5 での考察より、孤独死を 1 人減らすために必要な年間の訪問回数は約 3,421 回であ

---

40 経済産業省(2011)「スマートメーター制度検討会報告書」p19

41 福川ほか(2011)「孤独死の発生ならびに予防対策の実施状況に関する全国自治体調査」日本公衛誌第 11 号 p961
野村総合研究所(2013)「「孤立死」の実態把握のあり方に関する調査研究事業報告書」p60

42 北区 HP(http://www.city.kita.tokyo.jp/korefukushi/kenko/koresha/shien/sien-04.html)

43 ここで北区を例に用いたのは、金銭的な費用を算出するのに利用可能な公表データがあったためである。

44 北区事務事業評価 HP
(http://www.city.kita.tokyo.jp/keieikaikaku/kuse/shisaku/hyoka/h28/documents/28kanihyouka.pdf)

る。

1回の訪問を行うために必要な金銭的費用は、約273円[45]（4,834,000円／17,680回（340人＊52回））である。

このため、孤独死を追加的に1人減らすために必要な金銭的な費用は約933,933円（273円＊3,421回）である。

また同様に、見守り活動による死後経過時間減少の効果と、おおよその金銭的な費用も比較する。

3.5より、発生した孤独死のうち、1人を3日以内に早期発見するための訪問回数は約855回である。

このため、区内で発生した孤独死237人のうち、1人を3日以内に早期発見するためにかかる費用は、約233,415円（273円＊855回）である。

謝辞

本稿の執筆にあたり、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター）、小川博雅助教授（主査）、鶴田大輔客員教授（副査）、垂水祐二教授（副査）、細江宣裕准教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導をいただいたほか、三井康壽客員教授、塩澤一洋客員教授、安藤至大客員准教授など、まちづくりプログラム関係教員の皆様からも示唆に富んだご意見をいただくとともにご指導いただきました。この場を借りて、深く感謝を申し上げます。

さらに、東京都23区の各自治体のご担当の皆様におかれましては、ご多忙のなか、アンケートやヒアリング等に真摯にご協力くださいました。心より感謝を申し上げます。

また、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えていただき、研究生活を支えてくださった派遣元に深く感謝申し上げます。そして、同じ大学院生として一年間苦楽を共にした18名のまちづくりプログラム同期生に厚く感謝いたします。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解及び内容に関する誤り等は、全て筆者の責任にあることを申し添えます。

参考文献

・市田登・三浦朋恵・佐藤栄治・本庄宏行・三橋伸夫・藤本信義（2012年）「高齢者の生活実態に即した見守り体制構築に向けた基礎的研究」日本建築学会計画系論文集 第77巻 第672号 pp369-375

・一般社団法人 日本少額短期保険協会（2016）「孤独死の現状レポート」

・金涌佳雅，谷藤隆信，阿部伸幸，野崎一郎，青柳美輪子，落合恵理子，森晋二郎，舟山眞人，福永龍繁．東京都23区における孤独死統計（平成15～19年）：世帯分類別異状死

[45] 1回見守りを行うための金銭的な費用は、本来、限界費用で算出するべきであるが、データ上の制約などにより便宜的に平均費用で算出した。

統計調査．東京都監察医務院編，2011
・金涌佳雅，谷藤隆信，阿部伸幸，野崎一郎，森晋二郎，舟山眞人，福永龍繁．東京都 23 区における孤独死統計（平成 20～23 年）：世帯分類別異状死統計調査．東京都監察医務院編，2012
・経済産業省（2011）「スマートメーター制度検討会報告書」
・厚生労働省（2008）「高齢者等が一人でも安心して暮らせるコミュニティづくり推進会議（「孤立死」ゼロを目指して）報告書」
・小辻寿規・小林宗之（2011）「孤独死報道の歴史」Core Ethics Vol.7 pp121-130
・斉藤千鶴（2009）「高齢者を「支え合う」地域見守り活動の課題」関西福祉科学大学紀要第 13 号 pp175-188
・資源エネルギー庁（2014）「エネルギー基本計画」
・東京都福祉保健局（2011）「東京都における高齢者見守り活動・事業事例集～高齢者を地域で見守る 50 のヒント～」
・東京都福祉保健局（2016）「高齢者等の見守りガイドブック」
・内閣府（2016）「高齢社会白書」
・中沢卓実・結城康博（2012）「孤独死を防ぐ-支援の実際と政策の動向-」ミネルヴァ書房
・ニッセイ基礎研究所（2011）「セルフ・ネグレクトと孤立死に関する実態把握と地域支援のあり方に関する調査研究報告書」
・野村総合研究所（2013）「「孤立死」の実態把握のあり方に関する調査研究事業報告書」
・福川康之・川口和美（2011）「孤独死の発生ならびに予防対策の実施状況に関する全国自治体調査」第 58 巻 日本公衛誌 第 11 号 pp956-966
・前原なおみ・津村智恵子・金谷志子（2011）「高齢者見守り組織構築における専門職の役割」甲南女子大学研究紀要第 5 号 看護学・リハビリテーション学編 pp173-178
・桝田聖子・大井美紀・川井太加子・臼井キミカ・津村智恵子（2009）「A 市における地域住民を主体とした地域見守りネットワーク活動の現状」甲南女子大学研究紀要第 3 号 看護学・リハビリテーション学編 pp111-120
・舛田ゆずり・田髙悦子・臺有桂・糸井和佳・田口理恵・河原智江（2011）「住民組織からみた都市部の孤立死予防に向けた見守り活動におけるジレンマと方略に関する記述的研究」第 58 巻 日本公衛誌 第 12 号 pp1040-1048
・持丸文雄（2015）「孤独死なんてあたりまえだ」文芸社
・結城康博（2014）「孤独死のリアル」講談社現代新書

附録「地域コミュニティによる高齢者等の見守りに関する質問調査」

地域コミュニティによる高齢者等の見守りに関する質問調査　　貴自治体名（　　）区

１．貴自治体内で見守り活動※の担い手となっている方の人数及び団体数の推移

貴自治体において、町会・自治会、老人クラブ、ＮＰＯ法人、その他ボランティア団体・個人等で、見守り協力員や見守りサポータ、見守りボランティアとして登録されている方・団体をはじめ、見守り活動に取り組まれている方の人数（総数）の推移についてご記入をお願いいたします。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
人数										
団体数										

※定期的な安否確認や声かけが必要な人に対して、ボランティア等が自宅へ訪問するなど、担当を決めて定期的に行う見守り活動

２．貴自治体内の見守り対象者（見守りが必要と判断されている方等の数（総数））の推移について

貴自治体内において、ボランティア等による定期的な見守りが必要とされている方や、定期的な見守りを受けていらっしゃる方の人数（総数）の推移についてご記入をお願いいたします。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
対象者数										

３．見守り活動の実績について

１．の担い手の方々の、２．の対象となる方々に対する**年間訪問実績（延べ訪問件数）**の推移をご記入ください。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
件　数（延べ件数）										

４．見守り活動に関する補助金について

（１）貴自治体において、**見守り活動に対する補助金制度**はありますか。またはかつてありましたか。

（はい・いいえ）※いずれかを○でお囲みください。

（2）（1）で「はい」のご回答の場合、その**補助金（事業）名、実施開始年度**とその**交付実績総額、件数**の推移をご記入ください。

（補助金名：　　）　実施開始年度：平成（　　）年度

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
交付実績総額（円）										
件数										

※複数の補助金（事業）制度がある場合は、お手数ですが行をご追加ください。

５．民間事業者等との連携・協定等について

（1）貴自治体において見守りネットワークの構築のために**民間事業者等との連携・協定締結**を行っていますか。（例えば、水道・電気・ガス、新聞配達、郵便、宅配などの事業者は、定期的に高齢者等の自宅を訪問することから、配達や集金など自宅を訪問した際に異変を感じた場合に貴自治体が定めた連絡先・相談先に連絡する。同様に地域住民が日常的に利用する商店、スーパー、コンビニ、銀行なども、来店の際に異変を感じたら相談する、といった内容の連携・協定等のことを指します。）

（はい・いいえ）※いずれかを○でお囲みください。

（2）（1）で「はい」のご回答の場合、その事業者数（総数）の推移をご記入ください。また、連携・協定締結先として、**地域の事業所ごと**なのか、**組合や連合会、業界団体ごと**なのかも合わせてご記入ください。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
事業者数										

（地域の事業所ごと・組合や連合会、業界団体ごと）※いずれかを○でお囲みください。

６．安否確認を兼ねた定期的な電話連絡について

（1）貴自治体において、安否確認を兼ねた定期的な電話連絡の取組みを行っていますか。

（はい・いいえ）※いずれかを○でお囲みください。

（2）（1）で「はい」の回答の場合、**実施開始年度**及び電話連絡の**頻度と対象者数（総数）**をご回答ください。（※頻度については、“週○回、”や“月○回”といった形でのご記入をお願いいたします。頻度により難い場合は、年間総連絡回数（延べ連絡回数）の推移をご記入ください。）

実施開始年度：平成（　　）年度

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
対象者数										
頻度										

７．配食サービス及び緊急通報システムについて

貴自治体において、高齢者等の安否確認を兼ねた**配食サービス**や、高齢者または身体障がい者等を対象とした**緊急通報システム**（緊急時に押しボタンやペンダント等を押すと電話回線等を通じて自動的に通報される機器）を導入している場合、その対象者数（総数）の推移をご記入ください。

・配食サービス

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
対象者数										

・緊急通報システム

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
対象者数										

８．民生委員の数の推移

貴自治体内における**民生委員の人数**の推移についてご記入ください。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
人数										

９．町会・自治会について

（１）貴自治体内における**町会・自治会の加入率**の推移についてご記入ください。

（担当部署が異なりましたら、大変お手数ですがお伺いしてご記入していただけると大変助かります。）

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
加入率(%)										

（２）町会・自治会への個人情報の提供について

貴自治体において、見守り活動の担い手となる町会・自治会に対して、その活動に資するために貴自治体が**保有する個人情報の提供**を行っていますか。

（はい・いいえ）※いずれかを〇でお囲みください。

（３）（２）で「はい」の場合、**提供先の町会・自治会数（総数）**の推移と提供している**個人情報の総数（何人分の個人情報を提供しているか）**の推移をご記入ください。

	Ｈ１８	Ｈ１９	Ｈ２０	Ｈ２１	Ｈ２２	Ｈ２３	Ｈ２４	Ｈ２５	Ｈ２６	Ｈ２７
町会・自治会総数										
個人情報の総数（人）										

アンケートの質問は以上です。お忙しい中、ご協力ありがとうございました。

これからのまちづくりに「大街区化」をどう活かすか

― 現状分析と政策提言 ―

＜要旨＞

大街区化とは、複数の街区に細分化された土地を集約・整形して大型の街区を創出することにより、敷地の一体的利用と公共施設の再編を図るものである。既存の公共用地の有効利用を図りつつ、民間投資を誘発することで都市機能の更新を図る方策であり、大都市の国際競争力の強化や地方都市の再生に資することが期待されている。

政府は大街区化による外部経済を期待して導入推進しており、2011 年に「大街区化ガイドライン」を公表したものの、以降の導入実績は伸びていない状況である。

本稿では、大街区化の導入が進まない要因に関する定性分析を行い、市場の失敗に対する政府の介入には相応の貢献度があるものの、依然として阻害要因が残存することおよびその低減策の方向性を示した。また、大街区化が事業街区および周辺街区の地価にどのような影響を及ぼしているかについて、先行事業の実証分析を行い、大都市においては概ね地価は上昇する傾向があるものの、地価上昇率が低い若しくは地価下落が生じる場合もあることを示した。また、地方都市においては概ね地価が下落する傾向があり、都市規模等によって差異があることを示した。

以上の現状分析を踏まえ、仕組み・体制および手続等に係る政策提言を行った。

2017 年（平成 29 年）２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16717　森　浩光

目次

第１章　はじめに 615
第２章　大街区化の概要等 616
　２－１　概要 616
　２－２　効果等 617
第３章　大街区化に関する定性分析 618
　３－１　市場の失敗と政府の対応 618
　３－２　阻害要因およびその低減策 619
第４章　大街区化が周辺地価に与える影響についての実証分析 622
　４－１　実証分析の対象 622
　４－２　使用するデータ 623
　４－３　推計モデル 624
　４－４　分析結果と考察 626
第５章　政策提言 632
第６章　おわりに 635
謝辞 636

第1章　はじめに

我が国の主要都市中心部は、江戸時代の町割りや、明治時代後期以後の土地改良・耕地整理事業により形成された区画割に加え、震災復興土地区画整理事業、戦災復興土地区画整理事業等により市街地が形成されている。しかしながら、時間の経過とともに土地に関する資源配分が不適切となり、狭小な建物敷地、建物の老朽化、狭隘な区画道路、歩車道の未区分等により、土地の有効高度利用やエネルギー・防災・交通安全等の機能に関して非効率が発生している。

このため、2010 年５月に策定された「国土交通省成長戦略」において、「細分化された土地を集約・整形して一体的敷地として活用するため、国・公有地等の有効活用（例：細街路の再編）などによる大街区化を推進する」としている。

国土交通省資料[1][2]によると、大街区化とは、複数の街区に細分化された土地を集約・整形して大型の街区を創出することにより、敷地の一体的利用と公共施設の再編を図るものであり、既存の公共用地の有効利用を図りつつ、民間投資を誘発することで都市機能の更新を図る方策であり、大都市の国際競争力の強化や地方都市の再生に資することが期待されている。

政府は大街区化による外部経済[3]を期待して、導入推進しているが、2011 年以降の導入実績は伸びていない。

本稿では、以下に示す問題意識を基に、現況分析および政策提言を行う。研究フローを図１－１に示す。

政府は大街区化による外部経済を期待して導入推進しているが、2011 年以降の導入実績が伸びていないのはなぜかという問題意識を持ち、その理由として、

（１）外部経済が大きい（地価上昇等）ので導入したいが、阻害要因がネックとなっている

（２）外部経済の大小が掴めず保留状態となっている

と考えた。

（１）について、定性分析により、市場の失敗および政府の介入等を整理し、阻害要因およびその低減策の方向性を示した。また（２）について、先行事業の実証分析により、大街区化が外部経済にいかに寄与するかを明らかにした。

なお、本稿において、大都市＝三大都市圏の都市、地方都市＝三大都市圏以外の都市とする。

---

[1] 「大街区化ガイドライン（第 1 版）」2011 年（平成 23 年）3 月　国土交通省都市・地域整備局、住宅局

[2] 「まちづくり推進のための大街区化活用にかかる執務参考資料」2014 年（平成 26 年）3 月　国土交通省都市局市街地整備課、住宅局市街地建築課

[3] 市場取引を通じないで、他者にもたらす利益のこと（出典：福井秀夫「ケースからはじめよう法と経済学」）

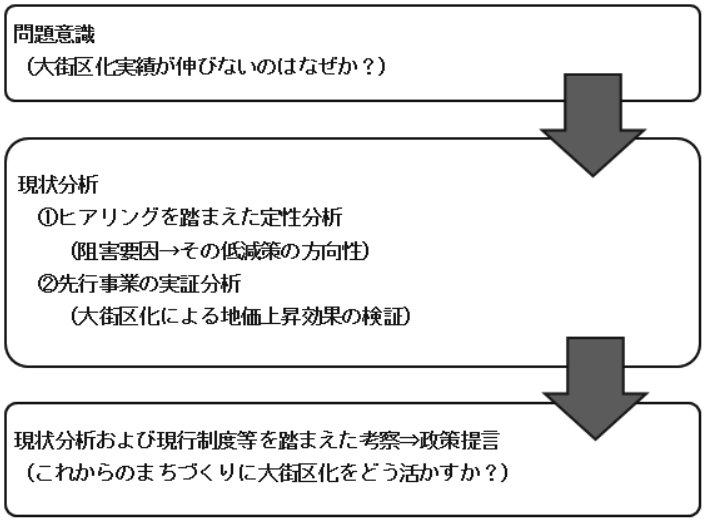


図 1- 1　研究フロー

本稿の構成は以下のとおりである。まず第２章において大街区化の概要等について整理し、第３章において定性分析を行う。第４章では実証分析およびその考察を行い、第５章では第３章および第４章の現状分析を踏まえて政策提言を行う。最終章の第６章では今後の課題等について言及する。

第2章　大街区化の概要等

本章では、大街区化の概要およびその効果等について経済学的な視点から整理する。

2－1　概要

国土交通省により、2011 年３月に「大街区化ガイドライン」（以下、ガイドライン）が示され、地方公共団体や民間事業者に対して、大街区化の推進を促すと同時に、大街区化の事業実施の道筋を開いた。さらに、2014 年３月には「まちづくり推進のための大街区化活用にかかる執務参考資料」（以下、執務参考資料）が公表された。

大沢(2015)[i]によると、大街区化は、街区レベルでの宅地空間と公共空間の再配分を行う必要がある地区において有用な手段であり、手法としては従来の土地区画整理事業や市街地再開発事業を用いるものの、あえて事業手法を前面に出さず、「大街区化」としている点をポイントとして挙げている。例えば過去に土地区画整理事業を行った地区で再度土地区画整理事業を行うこととなった場合、減歩を再び受けるといったネガティブイメージが先行し、地権者の合意を得る上で障害となることが考えられ、事業手法名が事業推進に与える影響は大きいとしている。

大街区化の最大の特徴は、公共施設や公共用地の取り扱いであり、土地区画整理事業等によって宅地空間と公共空間の再配分を行う場合、公共用地の減少を伴うことがあることを許容しており、量よりも質（機能）を重視することを示している点は画期的であるといえる。

執行参考資料によると、完了地区および事業中地区を含め、30 地区の事例が紹介されている。うち大都市は 21 地区、地方都市は 9 地区である。表２－１に総括表を示す。

表 2- 1　事例総括表

（単位：件）

		地区数	進捗状況		事業手法			施行主体			都市再生特区	公共用地増減		
			完了	実施中	区画整理	再開発	その他	個人	組合	UR		増加	増減なし	減少
大都市		21	15	6	10	5	6	12	6	3	8	9	8	3
	東京都心	12	8	4	5	4	3	5	6	1	5	4	7	1
	大阪、名古屋	9	7	2	5	1	3	7		2	3	5	1	2
地方都市		9	7	2	2	7		3	6			1	3	5
計		30	22	8	12	12	6	15	12	3	8	10	11	8

平成27年度末時点

２－２ 効果等

大街区化の概念およびその効果は、街区単位の集約化と比較すると、表２－２および図２－１に示すとおりであり、街区単位の集約化を上回る外部経済が期待できるが、表２－３および図２－２に示すとおり、正と負の効果があると考える。

表 2- 2　街区単位の集約化と大街区化の効果の比較

（国交省 執務参考資料より）

	街区単位の集約化	大街区化
敷地の一体利用による効果	○敷地の集約による高度利用やエネルギー効率の向上	◎敷地規模拡大による一層の高度利用やエネルギー効率の向上
公共施設の再編による効果	▲狭隘道路の残存	○狭隘道路や危険な交差点の解消 ○地域に必要な新たな公共・公益施設の配置 （環境配慮：例 風の道、緑のﾈｯﾄﾜｰｸ） （景観形成：例 統一感のあるｽｶｲﾗｲﾝ）

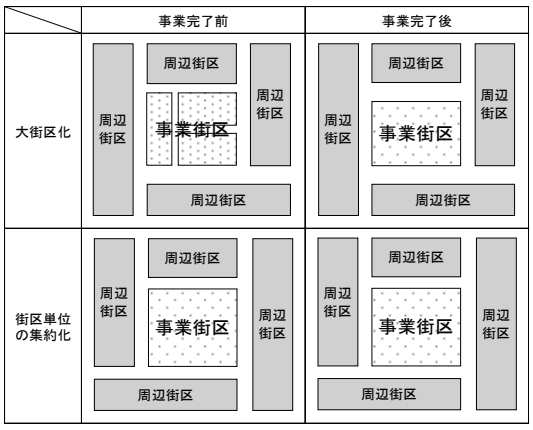


図 2- 1　大街区化と街区単位の集約化の概念図

表 2- 3　大街区化による正・負の効果例

【正の効果例】	【負の効果例】
①土地の高度利用実現⇒ホテル、オフィス、店舗、集合住宅の導入（定住人口の回復、集積の経済） ②道路・駐車場形状の改善⇒防災性向上、安全性向上、インフラ維持管理の効率性向上 ③歩行者専用道路・広場の整備⇒来訪者の回遊性向上、景観向上	④費用がかかる・・・地権者の合意形成に関する取引費用、事業費 ⑤従前の価値喪失・・・細街路ならではの賑わい、アクセスの手軽さ、従前コミュニティの維持困難（零細地権者・借家人は戻って来られない（事業後、賃料大幅増））



図 2- 2　大街区化による正・負の効果イメージ（執行参考資料より抜粋）

第3章　大街区化に関する定性分析

本章では、政府や民間事業者へのヒアリングを踏まえ、法と経済学[4]の観点から定性分析を行うこととする。

3－1　市場の失敗と政府の対応

第２章でも触れたように、現存する大半の街区・街路形状は震災・戦災復興事業により整備されたものであり、現在の土地利用ニーズに適合していないエリアが多い。市場の意向としては、特に大都市においては、大街区化によって得られるメリットは大きいため、実施したいと考える。しかしながら、民間事業者にとって、大街区化の取引費用[5]が厖大なため、現状放置もしくは過小整備となり、市場の失敗[6]が起こると考えられる。

[4] 法や判例がもたらす社会経済的な影響を分析する学問。社会経済的な影響には、資源配分の効率性と所得分配の公正の双方の影響を含む（出典：福井秀夫「ケースからはじめよう法と経済学」）
[5] 当事者たちが契約に合意し、それを遂行する過程で負担する費用（出典：N・グレゴリー・マンキュー「マンキュー経済学Ⅰ　ミクロ編（第３版）」）
[6] 完全競争市場の前提条件が満たされていないために、人々が取引を円滑に行うことが難しい状況であること。不完全競争のとき、外部性があるとき、公共財のとき、情報の非対称性があるとき、取引費用が大きいときという５種類がある（出典：安藤至大「ミクロ経済学の第一歩」）

金本(1997)[ii]によると、都市政策を考える際には、それを正当化する市場の失敗が存在するかどうかを最初に検討しなければならないが、たとえ市場の失敗が存在したとしても、ただちに政策的介入を行うべきであるとはいえない。どの分野を市場機構にまかせ、どこまで政府が規制したり補助したりすべきか、種々の問題点を考慮して決定されなければならないとしている。

この市場の失敗に対して、外部不経済の低減と外部経済の内部化を図るため、政府の対応（介入）が行われている。具体的には、

・ガイドライン・執行参考資料の策定・公表、事前明示（マスタープラン等）
【取引費用の低減】
・従前公共用地の取り扱いの柔軟化（計画の自由度向上）【取引費用の低減】
・公共貢献へのインセンティブ付与（容積率割増）【外部性[7]、（地域）公共財[8]】

が行われ、一定の効果が得られているところである。

公共貢献とは、本来政府が整備すべき（地域）公共財を民間事業者が事業と一体的に整備することである。国土交通省資料[9]によると、主なメニューは表３－１のとおりであり、大街区化においても、交通施設や公共空地を中心に多様かつ効果的な整備が期待されているといえる。

表 3- 1　公共貢献の主なメニュー

施設区分	具体的施設
交通施設	道路、歩行者通路、ペデストリアンデッキ、地下通路、交通広場、公共駐車場、駐輪場
公共空地	広場（屋内、屋外、屋上）、公園、緑地
公益施設	社会福祉施設、文化施設、交流施設、コミュニティ施設、集会施設
防災施設	備蓄倉庫、防火貯水槽
歴史・文化的資産保存	歴史的建造物、重要文化財指定建築物
供給処理施設	地域冷暖房施設、中水道施設、雨水貯留施設

３－２ 阻害要因およびその低減策

しかしながら、依然として阻害要因が生じているといえる。これらを基礎自治体、合意形成および公共貢献の観点で挙げていくこととする。

[7] ある人の行動が周囲の人の経済的厚生に与える影響のこと
[8] 排除可能でなく、かつ消費において競合的でない財（7～8 の出典：N・グレゴリー・マンキュー「マンキュー経済学Ⅰ ミクロ編（第 3 版）」）
[9] 国土交通省(2012)「公共・公益施設の整備等の評価による容積率特例制度の活用状況」

基礎自治体においては、

・事業内容に関する十分な情報を持たないため、適切な判断ができない。

民間事業者提案の事業内容について、地域特性等の情報は持ち合わせていても、事業の外部性等に係る十分な情報を持っておらず、事業認可基準として各都市の上位計画（都市計画マスタープランや都市再開発方針等）に合致しているか、補助金・交付金要件を充たしているか、地権者の事業合意が得られているかといった観点で判断を行い、費用便益分析結果を参照するものの、その中身の妥当性や実現性を事前審査することは困難だといえる。

・前例にない新規的取組に対して消極的となりやすい。

例えばガイドラインにおいて、機能が十分に確保されるのであれば、公共用地面積を減らすことも可としているものの、依然として公共用地面積を減らすことに慎重な基礎自治体が少なくない。また、新規的取組について積極的に動きすぎると、特定の民間事業者に肩入れしているのではないかと批判されるリスクもある。また、前例にないことをしようとすると組織内外への説明が求められることになり、取引費用が厖大となってしまう。以上のことから、基礎自治体は新規的取組には消極的となりやすい。

合意形成においては、

・事業のＱ（品質＝事業効果）とＣ（コスト）・Ｄ（期間）のトレードオフが生じる。

民間事業者としては、地権者の合意形成が難航すると事業区域を縮小しようとする（難航地権者の土地を除外する）インセンティブが働く。事業区域が縮小されてしまったり、いびつな地区境界になってしまったりすると、事業効果が十分に発揮されないこととなってしまい、政府（基礎自治体）としては望ましくない状態となる。

公共貢献においては、

・都市再生特区において、容積率割増と公共貢献の評価のメカニズムが非開示となっており、事前明示性、透明性および公平性が確保されていない。

民間事業者としては、公共貢献をどのメニューにおいてどの程度行えば、どれだけの容積率割増が得られるのかが事前に分からない状態である。

東京都(2014)[iii]によると、一律的な基準によらない１件ごとの個別審査としていることについて、都内全域に共通する汎用的かつ詳細な運用基準を策定し、これに基づく制度運用を行うことは、制度の透明性や公平性を確保し、審査の事前明

示性を高める上では効果があるといえるが、都市再生特区は地域固有の立地条件や整備課題を踏まえた独創的で都市再生効果の高い事業計画の実現を目指すものであり、一律的な基準に基づき審査することは適当ではないとしている。また、民間事業者等の提案内容に対する評価の透明性、公平性および公正性を確保するため、都市計画決定権者としての最終的な評価結果とその理由や都市計画決定権者と計画提案者との間で締結された協定等について、公開できるようにするとともに、計画提案者や利害関係者との打合せ記録等について、事前相談の段階から記録を作成しておくこととしている。

これに対して、林(2015)[iv]によると、都市再生特区における公共貢献は、計画提案の自由度の高いことが制度的特徴であり、実際に民間事業者の提案によって多様な公共貢献が実現しているという良い面がある一方、行政裁量が大きく、割増容積率と公共貢献の評価値には定型的な傾向が見られないこと、数値目標が設定されておらず事後評価が困難であることを指摘している。

・公共貢献に係る官民の役割分担（詳細）が不明確で、民の負担が想定以上となるケースがある。

公共貢献による容積率割増は、民間事業者にとって大変魅力的であることは確かだが、公共貢献に関する協議や課題解決を民間に任せられることもあり、ホールドアップ問題[10]が発生する可能性があるといえる。

公共貢献の整備内容およびそれに伴う容積率割増が官民の協議により確定し、これによって公共貢献を含んだ施設整備計画が確定する。公共貢献に係る官民の役割分担については、事前に明確に定めた契約等がないため、民間事業者が当初想定したよりも厖大な取引費用となることがあり得る。このようなことが起こってしまうと、次回以降、民間事業者は公共貢献を求められるような事業の実施をためらうようになり、事業効果の発揮が阻害されてしまう。

以上に示した阻害要因について、その低減策の方向性を考えることとする。

まず基礎自治体においては、十分な情報や新規的取組を共有・活用するとともに、基礎自治体の消極性を改善できる手立てが必要である。

大沢(2015)[v]によると、大街区化の普及がまだ不十分な理由として、ガイドラインが示されてまだ間もないともいえ、生みの苦しみ期間であるとしており、大街区化の普及と展開には、大街区化推進を支える技術的支援と技術者の育成、そして事業への資金的援助が必要であるとしている。

[10] ホールドアップ問題とは、実施されたあとに元に戻すのが難しく、しかも交渉相手の強さを増してしまうような投資に関して発生する問題のことであり、主に不完備契約で、かつ資産の特殊性がある状況において発生する（出典：証券投資用語辞典 http://secwords.com/）今回のケースにおいては、契約の不完備性とサンクコスト（埋没費用；事業や行為に投下した資金・労力のうち、事業や行為の撤退・縮小・中止によっても戻って来ない投下資金または投下した労力）により発生するといえる。

合意形成においては、外部経済のある事業については、地権者等との合意形成促進策を充実させることが必要である。

公共貢献においては、容積率割増に係る公共貢献の評価の関連性を事前開示することが望まれる。また、官民の役割分担を事前に確定させ（コミットメント）、ホールドアップ問題を防ぐ必要がある。

事前に協力的投資（公共貢献）が必要な場合は、契約（コミットメント）若しくは合併等での投資直接管理が必要であり、ここがうまく行かないと、民間事業者は公共貢献を最適化・最大化しようとするインセンティブ（誘引）が働かなくなる。よって、官民の役割分担について事前契約することが必要である。

第4章　大街区化が周辺地価に与える影響についての実証分析

本章では、大街区化が事業街区及び周辺街区の地価に与える影響について検証を行う。その実証分析の方法、結果およびその考察について以下に述べる。

実証分析にあたっては、大街区化の便益は地価の上昇に反映されることを前提とし、パネルデータ[11]を用いたヘドニックアプローチ[12]による地価関数の推計に基づいて行うこととする。

4－1　実証分析の対象

対象としては、大都市および地方都市における、大街区化事業地区と街区単位の集約化事業地区とし、主に国土交通省資料（執務参考資料および市街地再開発 2016 データ）より 2007～2015 年に完了した事業地区を抽出した。街区単位の集約化の地区を加えた理由は、大街区化との比較を行うためである。表４－１に対象地区総括表、表４－２に対象地区の概要を示す。

表 4- 1　対象地区総括表　（単位：件）

	大街区化	街区単位の集約化	計
大都市（東京都心）	8	5	13
大都市（大阪市）	2	1	3
地方都市	6	9	15
計	16	15	31

[11] クロスセクション・データ（１時点において複数の対象の情報を横断的に集めたデータ）と時系列データ（１つの対象についての時間を通じた変化を記録したデータ）のハイブリッド版データ（出典：田中隆一「計量経済学の第一歩」）

[12] 環境条件の違いがどのように地価に反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の計測を行う手法（出典：中川雅之「公共経済学と都市政策」）

表 4-2　対象地区の概要

事業方針	都市規模	地区名	所在地	地区面積（ha）	事業費（百万円）	施行主体	事業種別等
大街区化	大都市（東京都心）	銀座四丁目6地区	東京都中央区	0.9	非公表	民間事業者	任意の再開発、都市再生特区
		京橋二丁目16地区	東京都中央区	0.7	非公表	民間事業者	任意の再開発、都市再生特区
		京橋三丁目1地区	東京都中央区	1.3	非公表	民間事業者	任意の再開発、都市再生特区
		赤坂四丁目地区（薬研坂南）	東京都港区	1.1	35,200	都市再生機構	再開発
		東池袋四丁目第2地区	東京都豊島区	1.09	29,918	都市再生機構	再開発
		平河町二丁目東部南地区	東京都千代田区	0.66	19,808	組合	再開発
		御徒町駅北口西地区	東京都台東区	0.2	55	個人	区画整理
		御徒町駅南口西地区	東京都台東区	1.1	430	組合	区画整理
	大都市（大阪市）	東野田町一丁目地区	大阪市都島区	0.2	92	個人	区画整理
		上本町六丁目地区	大阪市天王寺区	0.67	65	個人	区画整理
	地方都市	勝田駅東口地区	茨城県ひたちなか市	1.5	5,745	都市再生機構	再開発
		新潟駅南口第二地区	新潟県新潟市	1.11	13,263	組合	再開発
		武蔵ヶ辻第四地区	石川県金沢市	0.9	5,660	組合	再開発
		大門中央通り地区	長野県塩尻市	0.59	5,138	組合	再開発
		JR久留米駅前第一街区地区	福岡県久留米市	0.7	10,474	組合	再開発
		中町地区	鹿児島県鹿児島市	1.2	221	個人	区画整理
街区単位の集約化	大都市（東京都心）	飯田橋駅西口地区	東京都千代田区	2.5	93,300	組合	再開発
		新川二丁目地区	東京都中央区	0.2	5,000	個人	再開発
		六本木一丁目南地区	東京都港区	0.4	15,600	組合	再開発
		新宿三丁目東地区	東京都新宿区	0.6	7,100	個人	再開発
		西新宿六丁目西第6地区	東京都新宿区	1.7	50,500	組合	再開発
	大都市（大阪市）	淀屋橋地区	大阪市中央区	0.78	15,068	都市再生機構	再開発、都市再生特区
	地方都市	郡山駅前一丁目第一地区	福島県郡山市	0.5	9,847	組合	再開発
		宇都宮駅西口第四B地区	栃木県宇都宮市	0.3	4,892	組合	再開発
		宇都宮馬場通り西地区	栃木県宇都宮市	0.43	7,761	組合	再開発
		西大和地区	栃木県那須塩原市	1.2	1,932	組合	再開発
		豊田市駅前通り南地区	愛知県豊田市	1.6	18,105	組合	再開発
		岡山市平和町一番地区	岡山県岡山市	0.38	4,950	組合	再開発
		南殿町地区	島根県松江市	0.38	2,990	組合	再開発
		東桜町地区	広島県福山市	1	12,546	再開発会社	再開発
		中央町22・23番街区地区	鹿児島県鹿児島市	0.49	4,830	組合	再開発

注：事業種別等において、再開発＝市街地再開発法に基づく市街地再開発事業、区画整理＝土地区画整理法に基づく土地区画整理事業、任意の再開発＝市街地再開発法に基づかない任意の民間再開発事業を指す。

4－2　使用するデータ

大街区化による効果を実証するにあたり、国税庁ホームページ等にて公開されている 2006～2016 年の地価（相続税路線価[13]）を被説明変数としたパネルデータを作成し、固定効果[14]モデルによる推計を行うこととする。国土交通省資料（執務参考資料および市街地再開発 2016 データ）より 2007～2015 年に完了した事業地区を抽出した。

相続税路線価はほぼ全ての路線において設定されており、事業街区および周辺街区に接している相続税路線価を用いた。事業街区と周辺街区の両方に接する路線価については事業街区のみの路線価として使用し、周辺街区の路線価として使用しないこととした。

[13] 宅地の評価額の基準となる価格。道路に面する標準的な宅地の１㎡当たりの価格。国税庁が公表し相続税・贈与税の算定基準となる財産評価基準書の路線価（相続税路線価）と、市町村（東京都 23 区は東京都）が公表し固定資産税・不動産取得税などの課税に使用される固定資産税路線価がある。相続税路線価は国土交通省の土地鑑定委員会が公示する地価公示価格の 8 割程度、固定資産税路線価は 7 割程度に評価されている（出典：小学館デジタル大辞泉）

[14] 時間を通じて変化しない個別効果のこと。説明変数と相関していても良い（出典：田中隆一「計量経済学の第一歩」）

単年度の地価を被説明変数とした分析を行った場合、その結果は大街区化による効果なのか、路線価がもともと有している特性によるものであるかの区別が困難といった問題が生じる。今回の分析は、大街区化による効果を見ることが目的であるため、事業完了後の効果を抽出する必要がある。そこで景気変動等全国的な社会経済情勢が地価に与える影響を除外するため、事業街区最寄りの公示地価街区の相続税路線価をコントロールデータとした。なお今回対象地区において、公示地価街区は事業街区に近接していない。

４－３ 推計モデル

事業完了後（after）における事業街区＋周辺街区（pjperi）、事業街区（project）および周辺街区（periphery）の地価に与える影響を把握するため、推計モデルを以下のとおり設定した（図４－１参照）。

推計モデル１（事業街区と周辺街区を一体として推計）

$$Ln(Price)=\beta_0+\beta_1 after+\beta_2 pjperi+\beta_3 after*pjperi$$
$$+\beta_4 y3\_ago*\ pjperi+\beta_5 y2\_ago*\ pjperi+\beta_6 y1\_ago*\ pjperi$$
$$+\beta_7 y1\_later*\ pjperi+\beta_8 y2\_later*\ pjperi+\beta_9 y3\_later*\ pjperi+\varepsilon$$

推計モデル２（事業街区と周辺街区を別々に推計）

$$Ln(Price)=\beta_0+\beta_1 after+\beta_2 project+\beta_3 periphery+\beta_4 after*project+\beta_5 after*periphery$$
$$+\beta_6 y3\_ago*project+\beta_7 y2\_ago*project+\beta_8 y1\_ago*project$$
$$+\beta_9 y1\_later*project+\beta_{10} y2\_later*project+\beta_{11} y3\_later*project$$
$$+\beta_{12} y3\_ago*periphery+\beta_{13} y2\_ago*\ periphery+\beta_{14} y1\_ago*\ periphery$$
$$+\beta_{15} y1\_later*project+\beta_{16} y2\_later*\ periphery+\beta_{17} y3\_later*\ periphery+\varepsilon$$

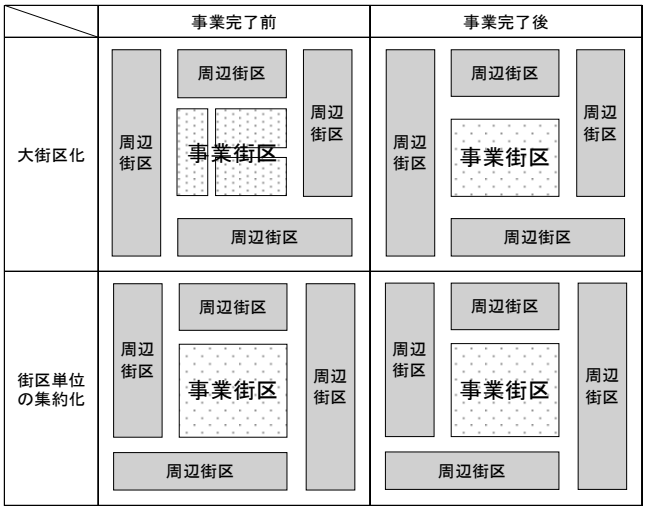


図 4- 1　事業完了前後および事業街区・周辺街区の概念図

被説明変数については、相続税路線価（円／㎡）の対数値とした。本来であれば、事業完了前後における商業者等全体の売上高等を用いた方が精度のより高い分析が可能と考えられるが、情報収集にかかる制約が大きいことから、代理変数として相続税路線価を用いることとした。

説明変数については、事業完了後であることを表す事業完了後ダミー（after）、事業街区若しくは周辺街区であることを表す事業・周辺街区ダミー（pjperi）、事業街区であることを表す事業街区ダミー（project）、周辺街区であることを表す周辺街区ダミー（periphery）のほか、事業後の事業街区および周辺街区の地価増減をみるため、事業後ダミーと事業・周辺街区ダミーの交差項、事業後ダミーと事業街区ダミーの交差項および事業後ダミーと周辺街区ダミーの交差項を作成して用いた。なお、事業完了直前・直後の地価の乱高下の影響等を差し引くために、事業完了３年前～３年後ダミーと事業街区・周辺街区ダミー、事業完了３年前～３年後ダミーと事業街区ダミーおよび事業完了３年前～３年後ダミーと周辺街区ダミーの交差項も作成して用いた。

なお、通常のヘドニックアプローチにおいては、街区面積や前面道路幅員などの様々な説明変数を入れるものの、今回採用する固定効果モデルでは時間を通じて変化しない要因については変数に加えることができないため、時間を通じて変化のあった変数のみ説明変数として採用した。説明変数の説明を表４－３に、基本統計量を表４－４に示す。

表 4-3　説明変数の説明

変数	説明
ln（路線価）（円/㎡）	相続税路線価の対数を用いた。
事業完了後ダミー	事業完了年以降の場合に1を取るダミー変数。
事業・周辺街区ダミー	事業街区若しくは周辺街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
事業街区ダミー	事業街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
周辺街区ダミー	周辺街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
大街区化ダミー	大街区化が行われた地区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
大都市ダミー	大都市の地区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
都市再生特区ダミー	都市再生特区に指定された地区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
事業完了ダミーと事業街区・周辺街区ダミーの交差項	事業完了年以降かつ事業街区若しくは周辺街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
事業完了ダミーと事業街区ダミーの交差項	事業完了年以降かつ事業街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
事業完了ダミーと周辺街区ダミーの交差項	事業完了年以降かつ周辺街区に接続する路線の場合に1を取るダミー変数。
事業完了前後年数ダミー	事業完了3年前～3年後のダミー

表 4-4　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（路線価）	8,548	6.2044	1.5190	3.0445	10.4306
事業完了後ダミー	8,591	0.5820	0.4933	0	1
事業・周辺街区ダミー	8,591	0.8361	0.3702	0	1
事業街区ダミー	8,591	0.1882	0.3909	0	1
周辺街区ダミー	8,591	0.6402	0.4800	0	1
大街区化ダミー	8,591	0.5890	0.4920	0	1
大都市ダミー	8,591	0.5480	0.4977	0	1
都市再生特区ダミー	8,591	0.1524	0.3594	0	1
事業完了3年前ダミー	8,591	0.0748	0.2632	0	1
事業完了2年前ダミー	8,591	0.0880	0.2833	0	1
事業完了1年前ダミー	8,591	0.0909	0.2875	0	1
事業完了年ダミー	8,591	0.0909	0.2875	0	1
事業完了1年後ダミー	8,591	0.0937	0.2914	0	1
事業完了2年後ダミー	8,591	0.0870	0.2818	0	1
事業完了3年後ダミー	8,591	0.0870	0.2818	0	1
事業完了後ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.4849	0.4998	0	1
事業完了後ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.1113	0.3145	0	1
事業完了後ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.3702	0.4829	0	1
事業完了3年前ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0630	0.2429	0	1
事業完了2年前ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0736	0.2611	0	1
事業完了1年前ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0760	0.2650	0	1
事業完了1年後ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0782	0.2685	0	1
事業完了2年後ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0725	0.2594	0	1
事業完了3年後ダミー＊事業･周辺街区ダミー	8,591	0.0725	0.2594	0	1
事業完了3年前ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0171	0.1297	0	1
事業完了2年前ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0166	0.1279	0	1
事業完了1年前ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0143	0.1188	0	1
事業完了1年後ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0177	0.1318	0	1
事業完了2年後ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0166	0.1279	0	1
事業完了3年後ダミー＊事業街区ダミー	8,591	0.0166	0.1279	0	1
事業完了3年前ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0582	0.2341	0	1
事業完了2年前ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0562	0.2304	0	1
事業完了1年前ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0480	0.2137	0	1
事業完了1年後ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0598	0.2372	0	1
事業完了2年後ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0552	0.2283	0	1
事業完了3年後ダミー＊周辺街区ダミー	8,591	0.0552	0.2283	0	1

4－4　分析結果と考察

まず、全体データを大都市・大街区化、大都市・街区単位の集約化、地方都市・大街区化、地方都市・街区単位の集約化の４つに分けて、推計モデル１，２の推計を行った。

推計モデル１の推計結果を表４－５に示す。事業後ダミーと事業・周辺街区ダミーの交差項の係数は事業後の地価上昇率を示す。

表 4-5　推計モデル１の結果

被説明変数	ln（路線価）							
	大都市				地方都市			
	大街区化		街区単位の集約化		大街区化		街区単位の集約化	
説明変数	係数 ［標準誤差］		係数 ［標準誤差］		係数 ［標準誤差］		係数 ［標準誤差］	
事業後ダミー＊事業・周辺街区ダミー	0.0997	***	0.0932	***	−0.0453	***	−0.0256	
	[0.0138]		[0.0255]		[0.0120]		[0.0113]	
事業完了3年前＊事業・周辺街区ダミー	0.0856	***	0.0395		−0.0543	***	−0.0478	***
	[0.0100]		[0.0234]		[0.0095]		[0.0096]	
事業完了2年前＊事業・周辺街区ダミー	0.1113	***	0.0556	**	−0.1172	***	−0.0517	***
	[0.0100]		[0.0195]		[0.0092]		[0.0088]	
事業完了1年前＊事業・周辺街区ダミー	0.0661	***	0.0550	**	−0.1462	***	−0.0790	***
	[0.0100]		[0.0179]		[0.0092]		[0.0088]	
事業完了1年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0697	***	0.0024		0.0207	**	0.0160	
	[0.0091]		[0.0172]		[0.0074]		[0.0072]	
事業完了2年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0684	***	0.0066		−0.0123		−0.0079	
	[0.0091]		[0.0192]		[0.0074]		[0.0076]	
事業完了3年後＊事業・周辺街区ダミー	−0.0397	***	−0.0079		−0.0302	***	−0.0236	**
	[0.0091]		[0.0183]		[0.0074]		[0.0076]	
誤差項	7.4274	***	6.9139	***	4.7463	***	5.2423	***
	[0.0051]		[0.0132]		[0.0055]		[0.0048]	
観測数	3,080		1,597		1,958		1,913	
自由度調整済決定係数	0.1268		0.3412		0.4876		0.4445	
※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。								

表４－５より、事業・周辺街区の地価上昇率は以下のとおりである。

大都市		地方都市	
大街区化　＞	街区単位の集約化	街区単位の集約化　＞	大街区化
0.0997***	0.0932***	−0.0256	−0.0453***

※***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

大都市においては、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価上昇率が高い結果が得られた。地方都市においては、いずれも地価下落しており、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価下落率が高い結果が得られた。

次に、推計モデル２の推計結果を表４－６に示す。

事業後ダミーと事業街区ダミーの交差項の係数は事業後の事業街区の地価上昇率を示す。また、事業後ダミーと周辺街区ダミーの交差項の係数は事業後の周辺街区の地価上昇率を示す。

表 4-6　推計モデル２の結果

被説明変数	ln（路線価）							
	大都市				地方都市			
	大街区化		街区単位の集約化		大街区化		街区単位の集約化	
説明変数	係数		係数		係数		係数	
	[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]	
事業後ダミー＊事業街区ダミー	0.1228	***	0.1550	***	−0.0166		0.0031	
	[0.0191]		[0.0372]		[0.0179]		[0.0179]	
事業後ダミー＊周辺街区ダミー	0.0926	***	0.0782	**	−0.0543	***	−0.0328	*
	[0.0143]		[0.0262]		[0.0127]		[0.0118]	
事業完了3年前＊事業街区ダミー	0.0874	***	0.0730		−0.0424		0.0282	
	[0.0205]		[0.0541]		[0.0213]		[0.0304]	
事業完了2年前＊事業街区ダミー	0.1295	***	0.0643		−0.1159	***	0.0412	
	[0.0205]		[0.0425]		[0.0212]		[0.0277]	
事業完了1年前＊事業街区ダミー	0.0777	***	0.0493		−0.1154	***	0.0546	
	[0.0205]		[0.0405]		[0.0215]		[0.0277]	
事業完了1年後＊事業街区ダミー	−0.0678	***	−0.0040		−0.0346		−0.0254	
	[0.0185]		[0.0334]		[0.0168]		[0.0165]	
事業完了2年後＊事業街区ダミー	−0.0615	***	0.0258		−0.0407		−0.0297	
	[0.0185]		[0.0357]		[0.0164]		[0.0187]	
事業完了3年後＊事業街区ダミー	−0.0325	***	0.0094		−0.0313		−0.0359	
	[0.0185]		[0.0352]		[0.0163]		[0.0187]	
事業完了3年前＊周辺街区ダミー	0.0851		0.0351		−0.0753	***	0.0236	
	[0.0114]		[0.0247]		[0.0135]		[0.0156]	
事業完了2年前＊周辺街区ダミー	0.1057	***	0.0561	**	−0.1440	***	0.0405	
	[0.0114]		[0.0210]		[0.0133]		[0.0143]	
事業完了1年前＊周辺街区ダミー	0.0626	***	0.0575	*	−0.1396	***	0.0465	***
	[0.0114]		[0.0193]		[0.0135]		[0.0143]	
事業完了1年後＊周辺街区ダミー	−0.0705	***	0.0053		−0.0285	*	−0.0130	
	[0.0104]		[0.0186]		[0.0109]		[0.0091]	
事業完了2年後＊周辺街区ダミー	−0.0708	***	0.0012		−0.0397	***	−0.0287	**
	[0.0104]		[0.0210]		[0.0105]		[0.0101]	
事業完了3年後＊周辺街区ダミー	−0.0421	***	−0.0142		−0.0393	***	−0.0391	***
	[0.0104]		[0.0201]		[0.0101]		[0.0101]	
誤差項	7.4273	***	6.9134	***	5.0777	***	5.3639	***
	[0.0051]		[0.0132]		[0.0088]		[0.0083]	
観測数	3,080		1,597		1,958		1,913	
自由度調整済決定係数	0.1286		0.3474		0.4897		0.4475	

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

表４－６より、事業街区および周辺街区の地価上昇率は以下のとおりである。

◎事業街区

大都市		地方都市	
街区単位の集約化	大街区化	街区単位の集約化	大街区化
0.1550***	0.1228***	0.0003	−0.0166

◎周辺街区

大都市		地方都市	
大街区化	街区単位の集約化	街区単位の集約化	大街区化
0.0926***	0.0782**	−0.0328*	−0.0543***

※***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

大都市において、事業街区では街区単位の集約化のほうが大街区化よりも地価上昇率が高いが、周辺街区では逆に、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価上昇率が高い結果が得られた。

地方都市においては、事業街区では街区単位の集約化は地価上昇しているが、大街区化では地価下落している。周辺街区ではいずれも地価下落しており、大街区化のほうが街区単位の集約化よりも地価下落率が高い結果が得られた。

以上の推計モデル１，２より、全体の傾向としては、大都市においては大街区化の外部経済が期待できるが、地方都市では期待できないことが分かる。

この理由として、大都市では新規需要（外資系企業等（大規模床面積））の受け皿となりうるが、地方都市では大規模床面積の新規需要がほとんどないことや、従前の価値が更に失われたことが影響していると考えられる。

また、大都市において、民間事業者にとっては大街区化よりも街区単位の集約化を選好する可能性があるといえる。

続いて、全体データを地区別に分けて、各地区の推計モデル１，２を行った。地区ごとの事業・周辺街区、事業街区および周辺街区の地価上昇率を表４－７に示す。これをグラフ化したものが図４－１～４である。

表 4-7　推計モデル１，２の結果（地区別）

整備手法	都市規模	地区名	所在地	事業街区＋周辺街区係数	事業街区係数	周辺街区係数
大街区化	大都市（東京都心）	銀座四丁目6地区	東京都中央区	0.0926	0.1020	0.0894
		京橋二丁目16地区	東京都中央区	−0.1572 ***	−0.1520 ***	−0.1584 ***
		京橋三丁目1地区	東京都中央区	0.1486	0.2378	0.1298
		赤坂四丁目地区（薬研坂南）	東京都港区	0.1891 **	0.2473	0.1784 *
		東池袋四丁目第2地区	東京都豊島区	0.2106 ***	0.2401 ***	0.2029 ***
		平河町二丁目東部南地区	東京都千代田区	0.0247	0.0877 *	0.0247
		御徒町駅北口西地区	東京都台東区	−0.0405	−0.0343	−0.0428
		御徒町駅南口西地区	東京都中央区	0.2518 ***	0.2769 ***	0.2339 ***
	大都市（大阪市内）	東野田町一丁目地区	大阪市都島区	0.0704 ***	0.0518	0.0834 ***
		上本町六丁目地区	大阪市天王寺区	0.2470 ***	0.2594 ***	0.2448 ***
	地方都市	勝田駅東口地区	茨城県ひたちなか市	0.0830 *	0.2593	−0.0679
		新潟駅南口第二地区	新潟県新潟市	0.0942 **	0.1683 ***	0.0207
		武蔵ヶ辻第四地区	石川県金沢市	0.0046	0.0634	0.0087
		大門中央通り地区	長野県塩尻市	−0.0883 ***	−0.0757 ***	−0.0908 ***
		JR久留米駅前第一街区地区	福岡県久留米市	0.1121 ***	0.1292 ***	0.1130 ***
		中町地区	鹿児島県鹿児島市	−0.0744 ***	−0.0784 ***	−0.0720 ***
街区単位の集約化	大都市（東京都心）	飯田橋駅西口地区	東京都千代田区	0.0566	0.0901	0.0516
		新川二丁目地区	東京都中央区	0.0300	0.3380	0.0288
		六本木一丁目南地区	東京都港区	0.1236	0.2263 **	0.0966
		新宿三丁目東地区	東京都新宿区	−0.1700	0.0107 *	−0.2140
		西新宿六丁目西第6地区	東京都新宿区	0.1836	0.2230	0.0500
	大都市（大阪市内）	淀屋橋地区	大阪市中央区	0.0323	−0.0119	0.1218
	地方都市	郡山駅前一丁目第一地区	福島県郡山市	−0.0075	0.0114	−0.0148
		宇都宮駅西口第四B地区	栃木県宇都宮市	0.0889 ***	0.1087 ***	0.0843 ***
		宇都宮馬場通り西地区	栃木県宇都宮市	−0.0704 ***	−0.0791	−0.0687 **
		西大和地区	栃木県那須高原市	0.0381 **	−0.0148	0.0449 ***
		豊田市駅前通り南地区	愛知県豊田市	−0.0133	0.0182	−0.0133
		岡山市平和町一番地区	岡山県岡山市	0.1101 ***	0.1336 ***	0.1057 ***
		南殿町地区	島根県松江市	−0.0760	−0.1031	−0.0810 ***
		東桜町地区	広島県福山市	−0.0364	−0.0360	−0.0364
		中央町22･23番街区地区	鹿児島県鹿児島市	0.0853 **	0.0933	0.0826

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

図４－１～４において、このグラフの右上に行くほど、事業街区および周辺街区とも地価上昇率が高く、事業を行う価値が高いといえる。一方で、左下に行くほど、地価下落率が高く、事業を行う価値が低いといえる。

まず、図４－１および図４－２において、大街区化と街区単位の集約化を見比べてみることとする。大街区化は街区単位の集約化に比べて、周辺街区の地価上昇率に与える影響が大きいといえ、事業街区が地価上昇すれば、それに伴って周辺街区も地価上昇するが、逆に事業街区が地価下落する場合はそれに伴って周辺街区も地価下落するといえる。

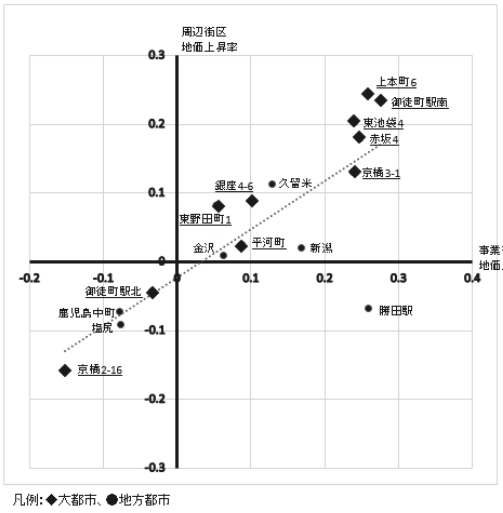


図 4- 1　地区別地価上昇率（大街区化）

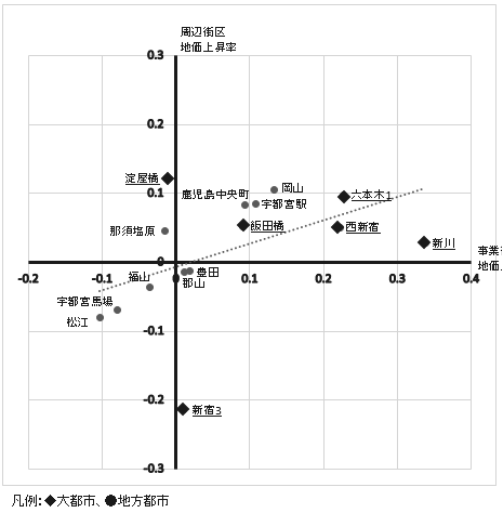


図 4-2　地区別地価上昇率（街区単位の集約化）

次に図４－３および図４－４において、大都市と地方都市を見比べてみることとする。大都市は地方都市に比べて、事業街区、周辺街区とも地価上昇している地区の割合が高く、地価上昇率も高いといえる。また大都市では大街区化のほうが街区単位の集約化よりも周辺街区の地価上昇率が高いのに対して、地方都市では、久留米を除いて街区単位の集約化のほうが大街区化よりも周辺街区の地価上昇率が高いといえる。

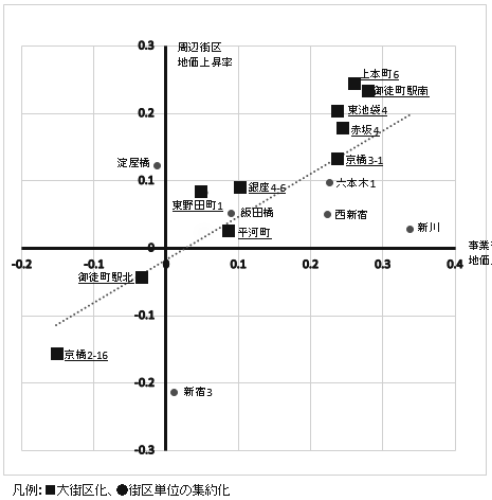


図 4-3　地区別地価上昇率（大都市）

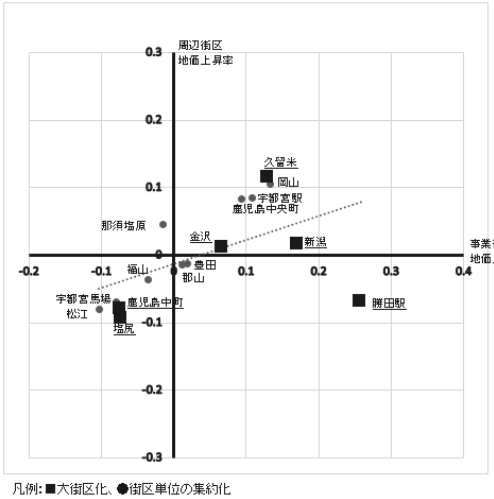


図 4-4　地区別地価上昇率（地方都市）

大街区化 16 地区（大都市 10 地区、地方都市６地区）において、事業街区および周辺街区の地価上昇率が高い(0.1%以上)地区は大都市５地区、地方都市１地区となっている。大都市において地価上昇率が高い地区に共通している事項としては、いずれも

CBD[15]に近接し、周辺街区に都市機能等が集積していて、正の相乗効果が発生していると考えられる。地方都市において地価上昇している地区（久留米）においては、主要駅近接および政令市（福岡市、熊本市）と近距離であり、新幹線開業効果に伴う新規需要の受け皿となっていると考えられる。それ以外の地価上昇率が低い（0.1%未満）若しくは地価下落している地区の特性としては、CBD から離れていたり、周辺街区に都市機能等が集積していなかったりしていると考えられる。特に大都市においては、土地の高度利用および公共貢献の効果が他地区に比べて見劣りしている印象を受ける。

なお、大街区化で地価下落している地区は、大都市２地区、地方都市２地区となっている。（該当地区数が少ないが、）いずれも個人施行若しくは民間事業者による任意の再開発であり、比較的少人数の施行者のみの選好で土地・床利用が定まっていることが一因とも考えられる。

このことを踏まえ、図４－５において、都市再生特区[16]に含まれている地区を見ることとする。都市再生特区とは、民間事業者等の創意工夫を活かすことを狙った都市計画の特例制度であり、都市再生効果が高く発揮されることが期待されているところであるが、（該当地区は４地区と少ないが、）都市再生特区以外の地区を比べて地価上昇率に大きな差異が見られない。４地区のうち（淀屋橋を除く）３地区が民間事業者による任意の再開発事業によるものであり、施行者のみの選好で土地・床利用が定まり、公共貢献も最適化されていない可能性があることが一因とも考えられる。

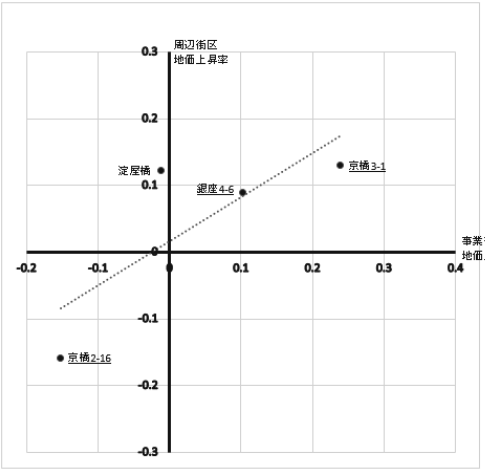


図 4-5　地区別地価上昇率（都市再生特区）

以上の実証分析から得られた結果をまとめると以下のとおりである。

大都市では、地価上昇率は総じて高いといえる。しかし一部の地区においては、地価が下落していたり、街区単位の集約化地区よりも地価上昇率が低かったりする。
地方都市では、地価上昇率が低い若しくは地価下落している。

この原因としては、CBD から離れていて、周辺に都市機能等が十分集積していないことや、地方都市においては、土地高度利用の新規需要が少ないこと、従前の価値が更に失われた可能性があることが考えられる。

---

[15] Central Business District の略で、中心業務地域と訳される。多数の人口が集中する都市において形成される官庁、企業本社、大規模商店などが集積した地区を指す。

[16] 都市再生緊急整備地域内において、既存の用途地域等に基づく用途、容積率等の規制を適用除外とした上で、自由度の高い計画を定めることができる特別区域 http://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/seido/kisei/60-2toshisaisei.html

以上のことから、大街区化を行うべきエリアとそうでないエリアを見極める必要があるといえる。

また、大街区化を取り巻く現行制度について、大街区化の事業手法である再開発や区画整理において、実証分析からもいえるように地価下落することもあり、主に地方都市において、事業自体が失敗・破綻した事例もある。

遠藤（2013）[vi]によると 2000 年以降、地価の低い都市ほど事業に対してより手厚い公的支援（補助金、第３セクターによる土地・床取得）がなされている実態を示しており、公的支援により市場メカニズムに反した土地・床供給がなされてしまっていることを示唆している。

このことを踏まえ、政府の改善取組が進められているところではあるが、公的支援制度をより良いものに改善していくことで、政府の失敗を抑え、市場の機能を高めることが期待できるといえる。

第5章　政策提言

本章では、第３章および第４章で行った現状分析および考察を踏まえ、以下のとおり政策提言を行う。

（１）仕組み・体制の改善

①大街区化導入の適切な選定基準を設定し、外部経済が期待できるエリアで行い、そうでないエリアでは当面控える。

これまでも再開発や区画整理においては費用便益分析を行った上で事業化が図られてきているところであるが、このような科学的分析手法に加えて、今回の実証分析を参考とした事業認可判断を行う。

具体的には、大都市においては、CBD に近接し、周辺街区を含めて都市機能等の集積が十分に見込めるエリアに導入する。また、民間事業者等は街区単位の集約化を選好する可能性も高いため、外部経済を最適化するためにピグー補助金[17]や、より効果的な公共貢献に伴う容積率割増を付与する等、政府の適切な介入を行う。

地方都市においては、より慎重に行う。拠点エリアにおける都市機能の集約化を推進する中で、まずは既設施設等の利活用（リノベーション、コンバージョン）を検討し、拠点エリアの都市機能の集積が進み、都市機能等の集積が充実した段階で大街区化を検討する。

[17] 理想的な矯正補助金のこと。経済学者アーサー・ピグーは、理想的な矯正補助金は正の外部性を有する活動から生じる外部性の便益に等しいと提唱している（出典：N・グレゴリー・マンキュー「マンキュー経済学Ⅰ　ミクロ編（第3版）」）

② 公的支援のあり方の見直しを行い、より効果的なものとする。

事業の資金調達において、公的支援（補助金、第三セクターによる土地・床取得）は最小限とし、最大限の民間資金を誘導させることで、市場性チェックを機能させることとし、外部経済が期待できる事業に対してピグー補助金を交付する。

③ 従来のイニシャル単独ではなく、ランニングも含めた事業体制を構築する。

従来の施行者は事業完了後解散しているが、運営・維持管理（エリアマネジメント[18]）を含めた事業体制とすることで、外部性の内部化[19]が可能となる。

上述の提案に関連して、矢ケ部[vii]は今後の市街地再開発事業の方向性として表５－１のとおり提案しており、特に地方都市の今後の大街区化検討において留意すべき重要な示唆であるといえる。

表 5- 1 今後の市街地再開発事業の方向性

従来型	低容積型の実態	今後の方向性
高容積	低容積 公共公益施設整備	逆算開発方式で設定した 市場性ある低容積
第三者保留床処分 補助金投入	第三セクター床取得 補助金算定	民間資金を誘発する公民合築
（イニシャル重視）	身の丈割り増し （イニシャル重視）	開発運営一貫の事業主体 （ランニング重視）

ゲーム理論のベイジアン仮説[20]に基づくベイジアン・ゲーム[21]（図５－１）を用いて補足説明する。

図５－１の、行政および民間事業者等の利得の設定は以下のとおりとする。

外部経済のある事業の場合、両者の利得はそれぞれ＋３とし、事業が行われない場合、両者の利得は±０とする。外部不経済の事業を行った場合、行政は外部不経済のダメージ－２を被る。

現状において、民間事業者等が交付金等条件をクリアするためのコストは、外部経済の事業の場合は０、外部不経済の事業の場合は－２とする。外部不経済の事業を認可した場合、民間事業者等の利得は＋１（＝３－２）となる。民間事業者等が交付金等条件をクリアした上で認可を受けられなかった場合、先行投資を回収できなくなるため、利得は－３とする（交付金等条件クリアのコスト－２、先行投資回収できなくなることによる損失－１）。

[18] 地域における良好な環境や地域の価値を維持・向上させるための、住民・事業主・地権者等による主体的な取り組み http://tochi.mlit.go.jp/tocsei/areamanagement/web_contents/shien/index_01.html

[19] これまでは考慮していなかった外部性を人々が費用としてきちんと認識するようになること（出典：安藤至大「ミクロ経済学の第一歩」）

[20] 不確実な事象に直面する意思決定者は事象の確率を主観的に予想し、主観的確率による期待効用が最大となる選択対象を選択するとする仮説

[21] ベイジアン仮説を用いた情報不完備ゲーム（ゲームのルールがプレイヤー全員の共有知識でないゲーム）

今後において、民間資金等調達コストを、外部経済の事業の場合は±０、外部不経済の事業の場合は－４とする。民間事業者等が民間資金等調達をクリアした上で認可を受けられなかった場合、先行投資を回収できなくなるため、利得は－５とする（民間資金等調達のコスト－４、先行投資回収できなくなることによる損失－１）。

大街区化に関する民間提案において、X%は外部経済が見込まれるが、(100-X)%は外部不経済が見込まれるとする（X＞40 とする）。行政としては外部経済が見込まれる大街区化提案のみを認可したいが、行政が交付金条件のクリアの有無のみを判断材料にしている現状では、その有無から外部経済があるかを判定できるような分離均衡が存在せず一括均衡[22]に陥っており、政府は民間事業者等の大街区化提案について、外部経済か外部不経済かの正しい見極めができず、交付金条件等を満たしてさえいれば、外部不経済となってしまう大街区化事業を認可させてしまう可能性がある。

そこで行政は、例えば、民間資金調達が可能であること、最適かつ十分な公共貢献を行うとともに開発・運営一体とした事業主体となり得ることといった認可条件を付し、民間事業者等に対して、事業認可を得るためのシグナリング[23]・コストを発生させることとする。

このことにより、外部不経済となる事業の場合は、民間事業者の利得を０未満とすることが可能となる。民間事業者等は利得が得られない事業の認可を得ようとする行動はとらないため、分離均衡[24]の実現が可能となる。これにより、政府は民間の行動によって大街区化の事業認可の可否を判断することが可能になるといえる。

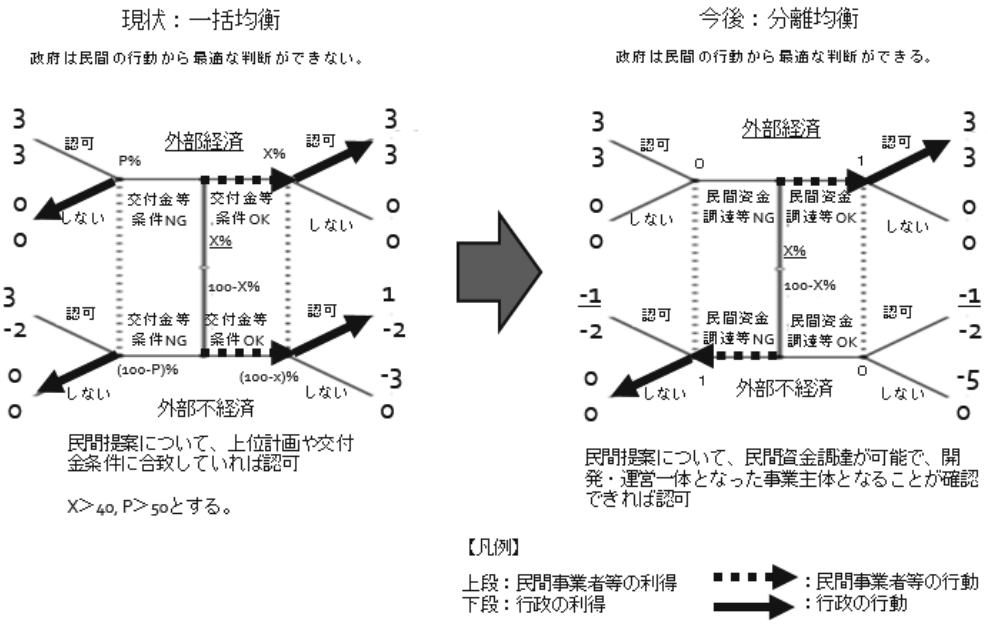


図 5- 1　ベイジアン・ゲーム（一括均衡→分離均衡）

[22] 行政が民間事業者等の行動から（民間事業者等の提案が）外部経済があるかどうか判定できない状態であること
[23] 相手にシグナル（合図）を送って自分のタイプ（能力）を知らせる行為
[24] 行政が民間事業者等の行動から（民間事業者等の提案が）外部経済があるかどうか判定できる状態であること（20～24 の出典：岡田章「ゲーム理論・入門」）

（２）手続等の改善

①　十分な情報や新規的取組の共有・活用、基礎自治体の消極性の改善を図る。

具体的には、既存の会議体や情報媒体等を有効利用して、基礎自治体や民間事業者等との十分な情報や新規的取組を共有・活用する場（プラットフォーム）を設けたり、新規的取組およびその共有・公表へのインセンティブとして、表彰・奨励金制度を拡充したりする。

②　合意形成促進策をさらに充実させる。

具体的には、科学的知見に基づいた先行事業の効果的なPR（事業効果の「見える化」、例：大街区化による一層の高度利用やエネルギー効率向上度や、狭隘道路や危険な交差点の解消による安全性・防災性向上度を科学的に示す）や、基礎自治体や都市再生機構が用地先買等を行うことで合意形成リスクを低減する。

③　公共貢献の最適化を図るとともに、容積率割増の評価との基本的なメカニズムを開示する。

具体的には、公共貢献の最適化に向け、現状のフォローアップを行った上で、公共貢献と容積率緩和の評価の基本的なメカニズム（関連性）をできるだけ開示し、時点更新を行う。また、官民の役割分担を事前に確定させ（コミットメント）、ホールドアップ問題を防ぎ、官民の役割分担の明確化および事前確定を行う。

第6章　おわりに

これからの持続可能なまちづくりに向けて、大街区化は非常に効果的なツールの一つといえるが、大街区化はあくまで「手段」であり、それ自体が「目的」ではないことに留意する必要がある。

本稿では、大都市（東京都心、大阪市内）および地方都市を対象とし、大まかな傾向を明らかにすることに注力したが、今回の研究の対象外とした、大都市郊外や政令指定都市における実証分析を行うことも、よりきめ細かい検討を行う上で有意義であると考える。

また、大街区化における公共用地の増減（率）や公共貢献の質・量が地価に与える影響や、各基礎自治体等の大街区化に係る事前明示が事業期間に与える影響について取り上げてみることも大変有意義であると考える。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、主査の沓澤隆司教授、副査の金本良嗣特別教授、杉浦美奈准教授、森岡拓郎専任講師から懇切丁寧なご指導をいただきました。また、プログラムディレクターの福井秀夫教授をはじめ、まちづくりプログラムの、中川雅之客員教授、鶴田大輔客員教授、安藤至大客員准教授、小川博雅助教授から貴重なご指導を頂くとともに、橋本博之客員教授、塩澤一洋客員教授からも貴重なご助言をいただきました。それから、この一年間、家族およびまちづくりプログラムの友人各位からは多くの励まし・助言をいただきました。さらに国土交通省、東京都、港区をはじめとする行政機関、民間事業者の方々および派遣元である UR 都市機構には、ご多忙中にもかかわらず、ヒアリングやデータの提供にご協力いただきました。ここに記し、感謝の意を表します。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰します。また、本稿は筆者の個人的見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

引用文献

[i] 大沢昌玄(2015)「大街区化：市街地整備の老舗「土地区画整理事業」が贈る新たなメニュー」（区画整理 2015 年 3 月 P7-12）
[ii] 金本良嗣(1997)「都市経済学」（東洋経済新報社）
[iii] 東京都(2014)「東京都における都市再生特別地区の運用について」
[iv] 林裕二郎(2015)「都市再生特別地区における公共貢献の評価と分析に関する研究－東京都の都市再生特別地区に着目して－」
[v] 大沢昌玄(2015)「大街区化：市街地整備の老舗「土地区画整理事業」が贈る新たなメニュー」（区画整理 2015 年 3 月 P7-12）
[vi] 遠藤薫（2013）「低容積型再開発の可能性と活用のあり方」（市街地再開発第 515 号 P42-50）
[vii] 矢ケ部慎一「市街地再開発事業の公的支援策に関する課題と今後の方向性」

検査済証の有無が住宅市場に与える影響について

〈 要　旨 〉

建築基準法では、その実効性確保のため建築確認検査制度等について規定しており、建築物の設計段階で建築確認申請、完了時には完了検査の受検を義務付けている。しかし、過去には完了検査の受検率が低かったことから、完了検査に合格すると交付される検査済証を取得していない建築物が多く存在する。様々な社会的背景から中古不動産流通市場の活性化が求められる中、国土交通省では 2014 年にこれら検査済証を取得していない建築物についても、その活用を目指し、「検査済証のない建築物に係る指定確認検査機関を活用した建築基準法適合状況調査のためのガイドライン」を策定した。

これらを踏まえ、本研究では、建築基準法における確認検査制度が市場でどのように評価されているかについて、検査済証に着目して分析、考察を行った。東日本不動産流通機構が保有する戸建住宅売買の成約データ及び建築確認の情報等をもとに作成したデータを用いた計量分析手法により、検査済証の有無が戸建住宅成約価格及び周辺地価に与える影響を分析した結果、検査済証は情報を適正に反映するシグナルとしては市場で評価されていない可能性が高いことがわかった。

これらを踏まえ、確認検査制度のあり方と住宅市場の活性化に向けた政策について提言を行った。

2017 年２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU16718　四辻香織

目　次

1　はじめに 639

2　建築基準法と政府介入の合理性について
　２－１　建築基準法の概要と建築規制の合理性について..... 640
　２－２　建築確認検査制度について..... 641

3　検査済証の有無が住宅市場に与える影響に関する実証分析
　３－１　建築基準法の単体規定（情報の非対称性対策）が戸建住宅成約価格に与える
　　影響について 644
　３－２　建築基準法の集団規定（外部性対策）が周辺の地価に与える影響について..... 651
　３－３　実証分析のまとめ..... 655

4　分析結果等に基づく政策提言..... 656

5　今後の課題 659

謝辞
参考文献

1　はじめに

現在、我が国の総人口は減少し、高齢化率は上昇の一途をたどっている。人口減少や高齢化の進行に伴い、空き家等の問題が深刻化してきた。住宅市場においては団塊ジュニア世代が今後住宅の一時取得層から退出し、若年層を対象とした新築住宅市場の規模拡大は想定しにくい。そのため、既存ストックの資産価値を高め、住み替えや住宅需要の拡大を維持することが必要になってきている。しかし、既存ストックは安全性等が不透明なことにより、その価値が正しく評価されていない現状もあり、欧米諸国等と比較すると、建築物の寿命が著しく短く、中古住宅をリフォームして資産価値を維持、さらには向上させ、住み替えを行っていくような意識はあまり持たれていない。日本特有の事情、地震の頻発や木造建築物の文化などの違いがあるため、一概に欧米諸国と比較できないことは確かである。しかし、不動産市場を取り巻く環境を考えると、既存ストックや現在新築として売買され、将来中古市場に出回ることになる建築物の安全性や適法性が適切に維持され、正当に評価されるような流通のあり方を考えることは非常に重要であり、国の政策も住宅市場について「量」から「質」への転換を目指し、既存ストックの資産価値の向上を目指している。

既存ストックに対する維持管理に関する規定として、建築基準法には定期報告制度というものがあり、一定規模、用途のものについてはその維持管理について定期的に報告する義務が生じる。しかし、その報告制度の対象でない場合には、完了時に行う検査の後は維持管理状態について報告する義務はなく、完了検査後に未申請で増築を行うような事例も少なくない。

一方で、完了検査の受検率が低かった時代があり、そもそも完了検査を受検していない既存ストックが数多く存在することも事実である。これに対して、既存ストックの活用を目指し、国土交通省は 2014 年 7 月「検査済証のない建築物に係る指定確認検査機関を活用した建築基準法適合状況調査のためのガイドライン」を策定した。これは検査済証のない建築物、つまり完了検査を受検していない建築物は実態上の違反の有無が不明であり、「耐震化促進にあたり多大な時間と費用を要する場合があり、耐震化に支障をきたしている」、「増改築、用途変更の際に法適合確認のために多大な労力を強いられる場合がある」、「中古住宅の流通促進において、融資の判断が検査済証の有無に左右されることがある」などの状況を受けて策定されたものである。

建築基準法の規定とその実効性を確保するための確認検査制度は専門家によって建築物の安全性、適法性を証明する手段の一つであり、建築物の適法性や安全性を維持しつつ、既存ストックを流通させていく上で建築基準法に関する議論は避けて通れない。

以上を踏まえ、中古不動産の流通活性化ニーズが高まる中、特に中古住宅市場における情報の非対称性を解消するための手段としての役割、また負の外部性対策としての役割、これら２つの観点から建築基準法及び建築確認検査制度の在り方について実証分析を行い

考察、政策提言を行っていく。

なお、完了検査実施率の向上に関する先行研究としては、増渕、高田（2011）（2012）などが行っているが、これらは実施率向上についての研究であり、その結果交付される検査済証が市場でどのように評価されているかについての定量的な研究はこれまでに行われていない。

２　建築基準法と政府介入の合理性について

本章では、建築基準法の概要と建築規制を行う根拠について、経済学的視点から整理した上で、建築確認検査制度の概要と問題意識について述べる。

２－１　建築基準法の概要と建築規制の合理性について

建築基準法（昭和二十五年五月二十四日法律第二百一号）は、その第１条において、「建築物の敷地、構造、設備及び用途に関する最低の基準を定めて、国民の生命、健康及び財産の保護を図り、もつて公共の福祉の増進に資することを目的とする。」と定めており、その実効性確保のため、建築確認検査制度及び工事監理に関する規定等が設けられている。その規制内容は大きく分類すると、①建築物の構造、防火、避難、衛生などを規定するいわゆる単体規定と②接道、用途、容積率、建蔽率、高さなどを規定するいわゆる集団規定がある。つまり、単体規定は主に安全に関する基準であり、集団規定は主に周辺環境に関する基準であるということができる。

建築基準法では以上のように性質の異なる規制が建築に関する規制という点で一つにまとめられている。松本（2004）では、他の生産物と比較した場合に建築物が持つ３つの主たる特徴を挙げており、そこから建築規制の根拠と規制の内容について詳しく説明している。ここでいう３つの特徴と根拠は①は主に単体規定による規制、②、③は主に集団規定による規制について述べていると考えられる。まず、その特徴について、①重要な品質または性能は目に見えないものが多い、②様々な影響を内外に及ぼす、③環境およびライフラインの負荷となるという３点を挙げた上で、①においては、安全性を例にすると、建築物の利用者は危険な建築物を避けることができず、市場で評価されない性能を低下させてもそれを見ることができない。そのような機能を低下させて利益を増加させるインセンティブが生産者等に常に働いている。②においては、建築物は建築物そのものだけではなく、そこで行われる活動においても、良い影響も悪い影響も周辺に与えることになる。建築物は容易に撤去できないことからも、立地や用途について全てを自由に委ねると影響を調整することができない。③においては、建築物やその中で行われる活動はライフラインへの負荷量は計画された能力と調和することが望ましく、さらに自然環境についても一度破壊されると回復は容易ではない。建築物及びそのなかで営まれる活動が、都市施設や環

境と適切な均衡を実現することが必要であると述べ、建築行為を単に自由な選択に委ねただけでは、安全で快適で効率的な生活空間を実現できないという典型的な市場の失敗があることから建築規制には合理性があると考えられるとしている。

また、住宅性能についての記述の中で、八田（1997）は建築基準法にはいわゆる単体規定と集団規定があることを述べた上で、規制の根拠について、建築物が環境に及ぼす影響に関しては建築主とその周囲に住む人の利害が対立する。したがって、集団規定を公的に強制することには明らかに根拠があるとする一方、安全基準を公的に強制する根拠については、安全性に悖る建物を建てれば結局持ち主が損をすることから、安全性の基準の遵守は自己責任に任せればすむように見えると述べた上で、それでも公的に規制する理由について、一般に施工者のみが安全性が確保されているかの情報を持っているために、買い手が自力で安全性を確保できないこと、さらに外部コンサルタントに検査を依頼しても、その施工者の能力等についても同様に建築主がわからないことを挙げている。

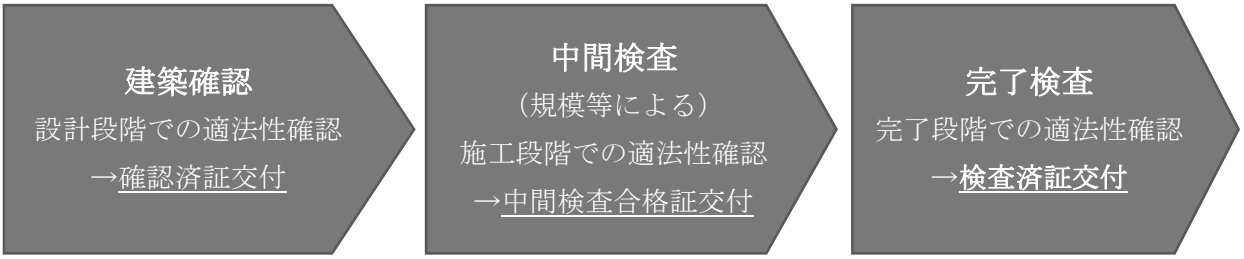
以上からもわかるように、建築の安全性に関しては情報の非対称性があり、建築物とそこで行われる活動による周辺の環境へ及ぼす影響には負の外部性が存在する。そこに公的な関与の必要性、建築基準法による建築規制と建築基準法が遵守されているか否かについて確認するための建築確認検査制度の根拠があると考えられる。

２－２　建築確認検査制度について

建築基準法では第６条で建築物の建築等に関する申請及び確認、第７条で建築物に関する完了検査及び第７条の３で建築物に関する中間検査について定めている。簡単に説明すると、以下が建築物の計画段階から完了時までの流れである。

（１）新築時

新築時においては、計画段階で建築確認を特定行政庁または指定確認検査機関に申請する。審査の結果、建築基準法及び建築基準関係規定に適合している場合は確認済証の交付を受けて着工、規模等によっては中間検査を受け、中間検査合格証の交付を受ける。最後に工事完了後、所定期間内に完了検査申請を行い、検査を受検、合格すると検査済証の交付を受けるというのが大まかな流れである。



（2）既存ストック段階（使用開始後）

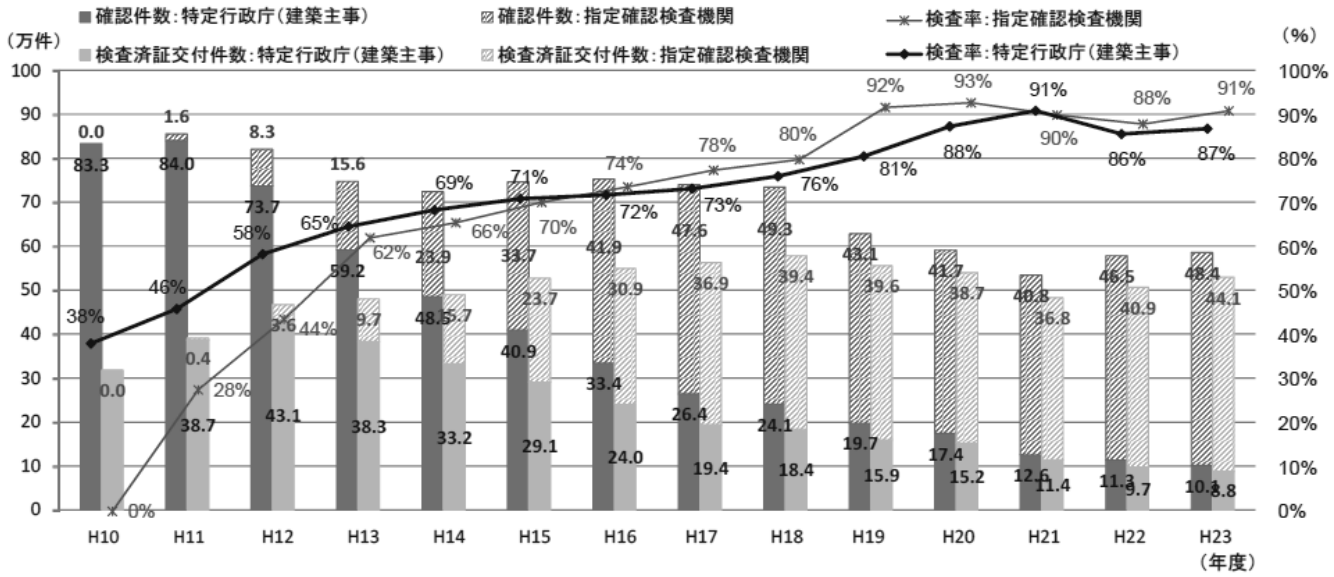
建築確認申請が必要になる増改築、大規模の修繕・模様替の場合は原則、前述の新築時と同様の流れで最終的に検査済証の交付を受けることになるが、特殊建築物への用途変更等で建築確認申請が必要なものについては、検査は行われず、完了時に工事完了を届け出るのみである。そのため、建築確認申請が必要とされる用途変更を行った場合にも、増改築時の様に最終的に検査済証の発行を受けることはない。

以上のように、建築基準法では設計段階から工事完了時までの適法性確認のため建築確認検査制度について規定しており、これらは平成 10 年の改正により民間開放され、指定確認検査機関でも確認検査業務を行っている。また、建築基準法には建築確認、検査のほかに工事監理についても規定されており、施工段階においても設計図書通りに工事が実施されているかについて確認が行われ、これらが相互にうまく機能することによって違反建築物の発生が防がれるという体制になっている。つまり、これらの制度が確実に運用されていれば、建築物の適法性、安全性等は確保されるはずである。

冒頭にも述べたように、これら建築確認検査制度は法律に決められた義務であり、建築物の建築後、使用開始前に完了検査を受検し、検査済証の交付を受けなくてはいけない。しかし、過去には様々な理由から検査済証の交付を受けていない建築物が多く、既存ストックの多くがこの検査済証を取得していない建築物であると言われている。これらの建築物については手続きに違反した建築物なのか、そもそも建築基準法の基準に適合していない実態的な違反を伴う建築物なのかを判別することが難しい。

1999 年の建設省住宅局長通達第 163 号によると、「阪神・淡路大震災で違反建築物が被災した」という認識のもとに、中間検査の導入や人員確保のための指定確認検査機関の創設など、建築確認検査制度の強化や体制整備が行われた。さらには融資の際に検査済証を確認することを金融機関に求めるなど国による取締りが強化されたことにより、完了検査実施率は飛躍的に向上し、現在では検査済証の取得率は９割程度まで上昇している。

図１　特定行政庁（建築主事）・指定確認検査機関における検査済証交付件数・完了検査の推移（国土交通省調べ）[1]



一方で、検査済証がありさえすればその建築物は適法であり安全性の高い建築物といえるのかどうかという点に着目したときに、以下のような問題点があると考えられる。①現在では新築であれば、基本的に検査済証を取得しているものの、その後申請をせずに増改築等を行ってしまっている建築物が多数存在すると言われていること。建築基準法には第12条に定期報告制度が設けられているが、この対象以外では特に維持管理状態について報告する義務がないため、検査済証の持つ情報が更新される機会がほとんどない。②中間検査がある場合を除き、工事完了後に現場検査で確認できることは目視できる範囲に限られており、書類上で最低基準である建築基準法の規定が満たされているであろうことを確認しているにすぎないこと。もちろん、検査があることによって確認された通りに建築しようという強制力が働くことになるため、一定の意味はあるが全てを確認できるものではない。③特に木造２階建ての戸建住宅においては、その大部分が特例として、建築士の責任の下に審査の簡略化が行われているため、建築確認及び検査で確認している部分は限定的であることなどである。②、③においては、特定行政庁等による完了検査で確認できない部分については、建築士等の資格者の工事監理により、その適法性・安全性は担保されるという制度にはなっているが、施工者等に意図的な手抜き等を行うインセンティブが働いているという点を考慮すると、このような制度は確実に機能するといいがたい。

これらの問題点から、検査済証がある場合にも、図２のようにその建築物が本当に安全なのかどうか不明であり、危険な建築物が存在する可能性もある。つまり、検査済証が適法性や安全性を担保しているとはいえない可能性があるということである。

[1]　2013年10月社会資本整備審議会建築分科会第９回建築基準制度部会　国土交通省作成資料「効率的かつ実効性ある確認検査制度等のあり方の検討」から抜粋

このような問題意識から今回の分析では検査済証に着目した。まず、次章において建築基準法と建築確認検査制度が市場でどのように評価されているのかについて、検査済証の有無という観点から実証分析を行っていく。さらにその結果に基づき、今後、より安全で快適な建築物や都市を増やしていくため、さらに中古住宅流通市場を活性化していくために、建築基準法と建築確認検査制度はどのような役割を果たしていくべきかについて考察していきたい。

図２　検査済証の性質　検査済証の有無と適法性・安全性の関係

検査済	完了検査時			完了検査後		
	集団規定	単体規定（目視可）	単体規定（目視不可）	集団規定	単体規定（目視可）	単体規定（目視不可）
有	適	適	不明（中間検査時除く）	不明	不明	不明
無	不明	不明	不明	不明	不明	不明

３　検査済証の有無が住宅市場に与える影響に関する実証分析

これまで論じてきたように建築基準法には主に単体規定と集団規定があり、それぞれがもたらす効果は性質が異なる。単体規定は主に情報の非対称性対策、集団規定は主に外部性対策であるという前提でそれぞれの影響を分離し、３－１では建築基準法の単体規定（情報の非対称性対策）が戸建住宅成約価格に与える影響について、３－２では建築基準法の集団規定（外部性対策）が周辺の地価に与える影響について、それぞれ分析を行った。

３－１　建築基準法の単体規定（情報の非対称性対策）が戸建住宅成約価格に与える影響について

単体規定はその多くが建築物とそれを利用する人の安全性に関する規制であることから、それは建築主の利益となるものと考えられる。そのため、安全性を確保することは価格へと反映されるはずである。多数の者が利用する用途や倒壊による周囲への影響が大きい規模の建築物については、外部性についても考慮する必要があることから本研究では戸建住宅を分析対象とした。

（1）仮説

検査済証を取得している住宅は安全性が担保されているとすると、住宅価格の上昇をもたらす。しかし、その後の維持管理状態等が情報に反映されないため、中古住宅の取引については、その価格上昇効果が減少していくのではないか。

仮説の前提として、検査済証の性質には以下のような部分があると考える。完了検査は工事完了時の検査であることから、中間検査がある場合を除き、書類上の検査は行われるにしても、現場での検査は目視できる部分に限られる。そのため、検査済証を取得している建築物の場合においても、目視できない部分についてはその適法性や安全性ははっきりとはわからないという性質がある。また、建築基準法第 12 条に規定されている定期報告の義務がない場合、その後の維持管理状態について把握できないことから、完了検査後の状態については検査済証によっては担保されないこととなる。実際、完了検査後に未申請で増築等を行っている場合は少なくない。逆に、検査済証を取得していない建築物がすべて違反かどうかという点については、必ずしもそうとは言い切れない。完了検査を申請しない理由として、増渕（2011）が行ったヒアリングによると、完了検査を不要とする意識と既存の違反や既存不適格建築物の存在があるとあり、違反の場合も存在するが、建築主等の意識の問題から単に受検をしていないということもあることが伺える。

また、検査済証がないことによる影響が出るのは主に売買時と増改築・用途変更時だと考えられる。完了検査時点での適法性を証明していることから、その後の増改築や用途変更時に当初建築時の適法性について調査を行う必要がない。その他、コンプライアンスの面から金融機関や不動産業者が検査済証のない建築物を取扱いにくいという問題がある。もちろん、完了検査を受検することは義務であることから、当然のことであるが、過去の受検率の低さから既存ストックの多くが検査済証を取得していないという現状を鑑みると、市場での流通を禁止していない以上、より安全で適法な状態で流通を促進することが得策と考える。つまり、検査済証を取得していない建築物を流通させることが違法でなく、現実に売買が行われているのであれば、コンプライアンスを遵守するような優良な企業による流通を促進させることが多くの人々の利益となると考えられる。

（2）分析方法

①データ内容

計測データは東京都多摩地域 7 市（多摩市、稲城市、狛江市、国立市、昭島市、東大和市、武蔵村山市）における戸建住宅を対象とした。東京都は人口も多く、商業活動も活発であることから全国的に見ても個別性の強い都市であるといえる。今回の研究においては、建築基準法という全国的に一律の法律についての研究であることから、個別性のより強い区部ではなく、多摩地域におけるデータを用い分析を行うこととした。また、戸建住宅とその他用途の建築物では、利用者、規模という面でその性質が違うた

め、安全性の確保等の在り方は当然異なる。また、それら戸建住宅以外の建築物については、倒壊時の周辺への影響等を考えた場合の外部性対策なども考慮しなくてはならない。以上から、今回は戸建住宅以外の建築物については分析対象からはずし、定期報告制度の対象外であるため維持管理状態についての情報がないことや情報の非対称性解消に建築主が自己の責任で主体的に関わりやすいことなどから戸建住宅のみを分析の対象とした。

②データの入手と加工方法

売買の成約に関しては、東日本不動産流通機構が保有する 2001 年４月から 2016 年８月までに登録された情報、検査済証の取得の有無については、東京都多摩建築指導事務所が保有する建築計画概要書等をもとに確認を行い、これら２つの情報を所在地等から統合してデータを作成した。建築物の価格は約 20 年でゼロになると一般的に言われている。検査済証の有無の効果を計るためには、土地だけではなく、建築物の価格が売買価格に反映されている必要があるため、今回の分析では約 15 年分のデータを用いて分析を行うこととした。

建築確認申請を行うと、その情報は所管の特定行政庁に保管される。民間の指定確認検査機関に申請を行った場合にも、設計図書については各機関で一定期間保管されるが、建築計画の概要を示した建築計画概要書等は所管の特定行政庁に送付され、所管の特定行政庁の窓口にて閲覧が可能である。建築計画概要書の内容は建築主、設計者等の情報から敷地面積や建物面積、高さといった建築物についての情報の一部、案内図・配置図等の建築計画の概要について記載されたものであり、窓口で建築物を特定した上で閲覧申込みをすると閲覧できる。本来は、周辺との紛争予防や違反建築物の未然防止等を目的とするものであるが、検査済証の紛失等も多いため、建築物の売買時等に建築確認の有無や検査済証の有無を確認するための一つの手段となっている。一部、建築年次が古いものについては、台帳上に同様の情報が記載されており、台帳に記載されている内容を台帳記載事項証明の発行を受けることで確認できる。検査済証の有無については交付を受けている場合、これらの情報に検査済証取得日が記載されており、完了検査を受検していない場合等、検査済証を取得していない場合にはその欄は空欄となる。

前述した日本不動産流通機構が保有するデータには成約年月、建築年月、成約価格のほか、所在地、敷地面積、建物面積、都市計画情報等が記載されているが、建築確認の有無等については情報がない。そのため、それら一件ずつについて、所在地、敷地面積、建物面積といった情報を建築確認に関する情報と照合していくことで、データの統合を行った。

③推計モデル式

戸建住宅成約価格を被説明変数として、検査済証の取得の有無やその他住宅価格に影響を与えると考えられる要素を説明変数として推計モデル式を設定した。

戸建住宅成約価格（対数値）

$= \beta_0 + \beta_1$（検査済証有無ダミー）$+ \beta_2$（検査済証有無ダミー×新築ダミー）
$+ \beta_3$（築年数）$+ \beta_4 \sim \beta_9$（地域ダミー）$+ \beta_{10} \sim \beta_{13}$（用途地域ダミー）
$+ \beta_{14}$（防火指定有無ダミー）$+ \beta_{15}$（建物構造ダミー）$+ \beta_{16}$（敷地面積）
$+ \beta_{17}$（最寄り駅までの時間）$+ \beta_{18}$（建蔽率）$+ \beta_{19}$（中央線沿線ダミー）
$+ \beta_{20}$（京王線沿線ダミー）$+ \beta_{21}$（小田急線沿線ダミー）
$+ \beta_{22}$（駐車場有無ダミー）$+ \beta_{23} \sim \beta_{24}$（売買年次ダミー）$+ \varepsilon$

表１　使用する変数について

被説明変数	説明
戸建住宅成約価格	戸建住宅価格に対して検査済証の有無が与える影響を分析するため戸建住宅成約価格とする（対数値）

説明変数	説明
検査済証有無ダミー	検査済証を取得している場合は１、検査済証を取得していない場合は０となるダミー変数
検査済証有無ダミー×新築ダミー	検査済証の有無が新築売買時と中古売買時において与える影響の違いを確認するため、検査済証有無ダミーと新築（建築後１年以内に売買が成約した物件）の場合１、それ以外は０となるダミー変数との交差項
築年数	建築年次と売買成約年次から売買時点での築年数を算出（年）
稲城市ダミー	所在地が稲城市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
国立市ダミー	所在地が国立市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
狛江市ダミー	所在地が狛江市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
昭島市ダミー	所在地が昭島市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
多摩市ダミー	所在地が多摩市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
武蔵村山市ダミー	所在地が武蔵村山市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
低層ダミー	用途地域が第一種・第二種低層住居専用地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
中高層ダミー	用途地域が第一種・第二種中高層住居専用地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
商業系ダミー	用途地域が近隣商業・商業地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
工業系ダミー	用途地域が準工業地域・工業地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
防火指定有無ダミー	防火指定がない場合１、それ以外を０とするダミー変数
建物構造ダミー	木造建築物以外の場合１、それ以外を０とするダミー変数
敷地面積	敷地面積（㎡）の対数値

最寄り駅までの時間	最寄り駅までの徒歩による所要時間（分）の対数値
建蔽率	建築物の敷地面積に対する割合（%）の対数値
中央線沿線ダミー	最寄り駅が中央線の駅の場合１、それ以外を０とするダミー変数
京王線沿線ダミー	最寄り駅が京王線の駅の場合１、それ以外を０とするダミー変数
小田急線沿線ダミー	最寄り駅が中央線の駅の場合１、それ以外を０とするダミー変数
駐車場有無ダミー	敷地内に駐車場がある場合１、ない場合を０とするダミー変数
2002 年度ダミー	売買が 2002 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2003 年度ダミー	売買が 2003 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2004 年度ダミー	売買が 2004 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2005 年度ダミー	売買が 2005 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2006 年度ダミー	売買が 2006 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2007 年度ダミー	売買が 2007 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2008 年度ダミー	売買が 2008 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2009 年度ダミー	売買が 2009 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2010 年度ダミー	売買が 2010 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2011 年度ダミー	売買が 2011 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2012 年度ダミー	売買が 2012 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2013 年度ダミー	売買が 2013 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2014 年度ダミー	売買が 2014 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2015 年度ダミー	売買が 2015 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数
2016 年度ダミー	売買が 2016 年度に成約した場合１、それ以外を０とするダミー変数

（３）分析結果と考察

①分析結果

表２　推計結果（被説明変数　戸建住宅成約価格）

変数名	係数		標準誤差
検査済証有無ダミー	-0.03889	**	0.01673
検査済証有無ダミー×新築ダミー	0.04290	**	0.01675
築年数	-0.01783	***	0.00217
稲城市ダミー	0.14688	***	0.02116
国立市ダミー	0.21212	***	0.02337
狛江市ダミー	0.38454	***	0.02892
昭島市ダミー	-0.00994		0.02076

多摩市ダミー	0.14662	***	0.02232
武蔵村山市ダミー	-0.15029	***	0.02347
低層ダミー	0.14930	***	0.03077
中高層ダミー	0.09234	***	0.02859
商業系ダミー	0.05733		0.04156
工業系ダミー	0.04676		0.03332
防火指定有無ダミー	-0.07723	***	0.01844
建物構造ダミー	0.19861	***	0.03142
敷地面積	0.66570	***	0.02513
最寄り駅までの時間	-0.16061	***	0.01136
建蔽率	0.42238	***	0.04571
中央線沿線ダミー	0.21647	***	0.02644
京王線沿線ダミー	0.06862	***	0.01956
小田急線沿線ダミー	0.04848	*	0.02543
駐車場有無ダミー	0.03578	**	0.01467
2002 年度ダミー	-0.12066		0.10100
2003 年度ダミー	-0.20751	**	0.09060
2004 年度ダミー	-0.24046	***	0.09150
2005 年度ダミー	-0.18331	**	0.09002
2006 年度ダミー	-0.16576	*	0.08989
2007 年度ダミー	-0.13974		0.08993
2008 年度ダミー	-0.18494	**	0.09021
2009 年度ダミー	-0.22351	**	0.08995
2010 年度ダミー	-0.19858	**	0.09042
2011 年度ダミー	-0.21823	**	0.09000
2012 年度ダミー	-0.24723	***	0.08912
2013 年度ダミー	-0.19163	**	0.08900
2014 年度ダミー	-0.20982	**	0.08941
2015 年度ダミー	-0.20408	**	0.08954
2016 年度ダミー	-0.16298	*	0.08993

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

②分析結果についての考察

新築住宅売買時では検査済証の有無によって価格に影響がなかった。これは、国土交通省による取締り強化等により、不動産業者や金融機関等において新築住宅の検査済証の有無がコンプライアンスの面から重要視されるようになった結果、検査済証の取得率が上昇したためと考えられる。また、構造計算偽装事件等の発生を受け、建築確認検査制度に対する注目が高まる一方で、その信頼性が低下したことも一つの要因と考えられる。

中古住宅売買時においては、検査済証を取得していない建築物は検査済証を取得した建築物よりも価格が高い傾向があるという仮説に反する結果がでた。これについては、検査済証は完了検査時点での適法性の証明であり、その後の履歴が不明であることから、新築時と比較しその価格上昇効果が薄れていることと、検査済証がないことにより、逆にその時点での適法性の証明が必要とされる場合があることによる影響が大きいのではないかと考えられる。

前提として、検査済証がない場合にはコンプライアンス上の問題から金融機関からの融資が受けにくくなるが、過去の受検率の低さから、中古住宅の取引の場合においては検査済証のない建築物だからという理由だけで金融機関の融資が受けられないわけではないということはヒアリング等からわかった。また、違反の場合でも担保評価が低くなることはあっても、絶対に融資を受けられないということではなく、売買価格についても同様に価格査定が著しく不利になるということは無いようである。

以上から、検査済証を取得していないことにより、金融機関からの融資を受ける等のために売買時点での適法性証明が成されたこと、つまり、情報が新しく更新されたことによる価値が価格に反映されたと考えることが可能である。

ただし、実際にどのような法適合証明が行われたのかなど、個別の建築物についての追加調査などは行っていないため、さらなる追加調査や金融機関への詳細なヒアリングをする必要性は残っていると考えられる。また、情報の欠落などから全ての情報を統合できたわけではないことも今後の課題として残る。サンプル自体はランダムに欠落が起こっていると考えられるため、検査済証の有無とサンプル収集には大きな相関はないと考えられるが、より多くのサンプルで再度分析を行うことが必要である。さらに、今回は情報の非対称性という観点から、戸建住宅に限定し分析を行ったが、前述したように用途や規模が異なる場合、特に中間検査を受検している場合など同じ結果になるとは考えにくいため、用途や規模等に応じた詳細な分析についても今後の課題としたい。

３－２　建築基準法の集団規定（外部性対策）が周辺の地価に与える影響について

集団規定はその多くが建築物及びそこでの活動が周辺環境に及ぼす影響に関する規制であることから、建築基準法を遵守している建築物は違反建築物と比較して、周辺に与える負の外部性が小さいはずである。また、完了検査では目視可能な部分について検査を行っていることから、意図的に検査を受けていない場合には目視できる部分での違反の可能性が高い、つまり集団規定に違反している可能性が高いと考えられる。以上から、検査済証の有無を負の外部性の大小の代理変数として、検査済証の取得率が周辺地価へ与える影響について分析を行った。

（１）仮説

検査済証を取得している建築物は取得していない建築物に比べて、負の外部性が小さいため、検査済証取得率が高い地域は検査済証取得率が低い地域より地価が高くなる傾向がある。

（２）分析方法

①データ内容

計測データは東京都多摩地域３市（多摩市、稲城市、狛江市）における 2014 年度の公示地価を利用した。分析対象地域の選択は、３－１の分析と同様であるが、さらに多摩地域の南側に位置し、地域特性がそれほど異ならないと考えられる３市に限定し、これら３市における 2014 年度の公示地価ポイントからバッファ 100m以内における全建築物について、検査済証の有無を調査することにより、外部性対策の影響の分析を行った。

②データの入手と加工方法

公示地価ポイントからバッファ 100m以内の全建築物数をゼンリンの地図とバッファをＧＩＳ上で重ね合わせることにより算出し、それら建築物について 1991 年度から 2014 年度における検査済証の有無を東京都多摩建築指導事務所が保有する建築確認計画概要書等をもとに確認した。

具体的には以下のとおりである。まず、東京大学空間情報科学研究センターから提供を受けたゼンリンの地図と国土交通省が提供する国土数値情報から得た公示地価データ情報を GIS 上で重ね合わせることでバッファ内の建築物数を算出した。その上で、それら建築物の検査済証の有無については、多摩建築指導事務所が保有するプロット図（年度ごとに建築確認番号をプロットした地図）から、公示地価ポイント見つけ、その上でバッファ 100m以内の建築物について、古い年代から順を追って建築確認番号を拾い出すという作業を行った（建替え等が行われている場合には新しい方の情報を使用)。その後、それぞれの建築物について建築確認番号から建築計画概要書等（３－１②におい

て説明）で検査済証の有無を照合してデータ作成を行った。年代が古くなっていくと、地図上で建築物を特定することが困難であることから、1990 年度以前に建築された建築物（1991 年度以降に建築確認申請がされていない建築物）については、国土交通省がまとめている過去の検査済証取得率をもとに取得率を一律３割とした。これらの情報から公示地価ポイントからバッファ 100m以内の全建築物数のうち検査済証を取得している建築物の割合を算出し分析に用いた。その他地価に影響を与えると考えられる変数については、前述の国土数値情報データから入手した。

図３　GIS 上のゼンリン地図データと地価ポイント及びバッファ 100m



図３のように GIS 上でデータを重ね合わせた上で、図４のような各バッファ内の建築物について、一軒ずつ検査済証の有無を確認し、バッファ内建築物に対して検査済証がある建築物の割合を分析に用いた。

図４　バッファ内地価ポイントと建築物の例

③推計モデル式

2014 年度の公示地価を被説明変数として、検査済証の取得の有無やその他公示地価に影響を与えると考えられる要素を説明変数として推計モデル式を設定した。

公示地価（対数値）
= β_0＋β_1（検査済証取得率）＋β_2（最寄り駅からの距離）＋β_3（人口密度）
＋β_4（道路幅員ダミー）＋ β_5（京王線沿線ダミー）＋β_6（多摩市ダミー）
＋β_7（稲城市ダミー）＋β_8 ～ β_{10}（用途地域ダミー）＋β_{11}（防火指定有無ダミー）
＋β_{12} ～ β_{14}（接道方位ダミー）＋β_{15}（建蔽率）＋β_{16}（地積×容積率）
＋β_{17}（渋谷駅までの距離）＋β_{18}（間口長さ）＋ ε

表３　使用する変数について

被説明変数	**説明**
公示地価(対数値)	建築基準法に適合していない建築物の周辺環境への影響をはかるため、公示地価を説明変数とする
説明変数	**説明**
検査済証取得率	地価ポイントからバッファ 100 内における検査済証を取得した建築物／全建築物
最寄り駅からの距離	最寄り駅までの距離の対数値（m）
人口密度	地価ポイントを含む町の人口密度の対数値
道路幅員ダミー	土地が接している道路の幅員が 10m以上の場合１、それ以外を０とするダミー変数
京王線沿線ダミー	最寄り駅が京王線の駅の場合１、それ以外を０とするダミー変数
多摩市ダミー	所在地が多摩市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
稲城市ダミー	所在地が稲城市の場合１、それ以外は０となるダミー変数
低層ダミー	用途地域が第一種・第二種低層住居専用地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
住居ダミー	用途地域が第一種・第二種住居地域、準住居地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
その他地域ダミー	用途地域が近隣商業、商業、準工業、工業地域の場合１、それ以外は０となるダミー変数
防火指定有無ダミー	防火指定がない場合１、それ以外は０となるダミー変数
西向きダミー	接道方位が西向きの場合１、それ以外は０となるダミー変数
東向きダミー	接道方位が東向きの場合１、それ以外は１となるダミー変数
南向きダミー	接道方位が南向きの場合１、それ以外は２となるダミー変数
建蔽率	都市計画で定められた建蔽率
地積×容積率	土地の面積と都市計画で定められた容積率の交差項
渋谷駅までの距離	渋谷駅までの距離の対数値
間口長さ	土地の間口長さ

（3）分析結果と考察

①分析結果

表４　推計結果（被説明変数　公示地価）

変数名	係数		標準誤差
検査済証取得率	-0.3244174	**	0.1488433
最寄り駅からの距離	-0.1059851	***	0.0186144
人口密度	0.1120958	***	0.0313479
道路幅員ダミー	-0.0322084		0.0505013
京王線沿線ダミー	0.1185178	***	0.0399363
多摩市ダミー	-0.7312124	***	0.2150664
稲城市ダミー	-0.4972281	***	0.1390899
低層ダミー	0.0353803		0.0757144
住居ダミー	0.1065842		0.0644789
その他地域ダミー	0.2500857	**	0.1128419
防火指定有無ダミー	-0.2251770	**	0.0917252
西向きダミー	-0.0434000		0.0444159
東向きダミー	-0.0922834	*	0.0515687
南向きダミー	0.0028660		0.0151992
建蔽率	-0.0078943		0.0050273
地積×容積率	0.0000022	***	0.0000005
渋谷駅までの距離	0.3155981		0.2978914
間口長さ	0.0473345		0.1063795

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

②分析結果の考察

分析結果によると検査済証取得率が高い地域ほど地価が低い傾向があることがわかった。仮説では、検査済証の有無が負の外部性の大小の代理変数と考えられれば、検査済証の取得率が高い地域ほど地価にプラスの影響があると考えたため、仮説とは反対の結果が出たことになる。

これらは、元々地価が高いような地域は、容積率を大きくすること等、建築基準法に違反するメリットが大きい地域であるからという可能性が高い。一方で、このような結果になっていることは、検査済証の有無が負の外部性の大小を表す代理変数としてふさわしくなかった可能性も示唆している。つまり、検査済証を取得した後、未申請で増改

築等を行ってしまうような事例も実際にあることから、単体規定に関する分析と同様、情報の劣化により、負の外部性の大小を適切に反映できていない可能性が考えられる。

ただし、今回の分析対象地域は住宅が多い地域であることから、負の外部性が元々大きくなく、地価に反映されにくかったことなども考えられるため、地域性等を考慮したより詳細な分析をする必要があることは今後の課題として残っている。

３－３　考察のまとめ

戸建住宅成約価格に与える影響と周辺地価に与える影響を建築基準法における検査済証に着目して分析した。どちらの考察においても共通して言えることは、以下のような理由から情報の質、その正確性や新しさという点において、検査済証が建築基準法の建前である安全性と適法性を表す適正なシグナルとして機能していない可能性が高いということである。

つまり、建築基準法では検査が義務付けられていることから、一般の消費者にとってみれば、検査済証は完成した建築物は安全で適法であるというシグナルとなるはずである。そもそも建築基準法が保証しているのは最低基準であるが、それさえも建築物という商品の特性上、本当に基準に適合した品質が備わっているかについて判断することが著しく困難である。検査済証は本来、この目に見えない品質を保証するシグナルとしての機能を持つはずであるが、検査制度で確認できる部分には限界があることや情報が劣化していくことによって、適正なシグナルとして市場で評価されていない可能性が高いといえる。一般の消費者には区別しにくいが、安全性、適法性を担保することは検査済証のみで行うことが難しいことを専門家は知っており、価格査定や金融機関の融資等ではコンプライアンスの面から重要視されているに過ぎないという可能性が分析結果から考えられる。しかし、一方で市場の失敗を根拠に建築基準法が整備されている以上、法を遵守して設計、施工を行うことは必要であり、その実効性を確保するための建築確認検査制度と検査済証には一定の意味がある。これらを踏まえた上で、次章以降で考えられる政策の方向性について提案を行いたい。

４　分析結果等に基づく政策提言

実証分析の結果、考察とこれまで述べてきた建築基準法、建築確認検査制度の現状等に基づき、以下のような提案を行いたい。

（１）確認検査制度のあり方について

単体規定については最低基準を遵守しているかを確認していること、さらに確認できることに限界があることを明確にした上で、さらに安全性を高め、それを証明したい場合には、任意検査を行いその履歴を残す制度にしていく必要があると考える。義務化された検査制度には情報の非対称性を行政が最低限は解消していくという点で意味がある。しかし、それ以上については任意の検査制度とした上でその結果を確実に公表することが、より安全性の高い建築物がより適正な価格で市場で評価されることになるのではないだろうか。

一方、集団規定については、近隣との相互に関連する問題を含んでいるため、相隣関係の維持や合意形成という点で行政が介入する必要がある。建築確認制度のあり方について、単体規定と集団規定の性質の違いから、これらについて官民の役割分担について整理していく必要があると考える。

徹底して行政が建築物検査をするべきだと考え、実行している国も海外には存在する。しかし、現在の日本においてはマンパワーの問題と建築物のもつ性質から建築確認検査制度には限界があるといわざるを得ない。確認検査制度による最低基準の厳守というのは設計図上可能であるが、一度建築されてしまったものの事後評価を行うことは難しい。岩井（2009）は建築基準法が安全を保証しているという幻想が一般国民を支配している限り、基準以上に安全な建物に対する需要は起きない。また、需要がなければ供給もなく、「安全ブランド」の市場が成立しないと述べている。建築基準法で定めている最低基準を守っていることは最低限の安全であり、検査で確認できることにも限界があるということを明確にすることが必要であると考える。

（２）検査済証にかわる証明書の発行について

現状の建築基準法では工事完了から所定期間内のみ完了検査の受検が可能であるが、すでに建築されている建築物について、法的な位置付けを持たせた再検査制度と検査済証にかわる証明書の発行を時限的に認める制度を提案する。増改築を伴わない場合においても、その適法性を目視できる範囲において再検査し、情報更新と安全性、適法性確保の機会を提供した上で流通を促進していくべきではないか。

2014 年 7 月に国土交通省は「検査済証のない建築物に係る指定確認検査機関を活用した建築基準適合状況調査のためのガイドライン」を策定した。既存建築物の増改築や用途変更など既存ストック活用に関するニーズが高まる中、既存建築物の有効活用の円滑化を図

ることを目的として、指定確認検査機関を活用した検査済証のない建築物の適合状況を調査するための方法等を示したガイドラインである。

これまでも述べてきたように、検査済証は完了検査時点での適法性の証明であり、それがない場合には増改築･用途変更時や金融機関の融資の際などに大きな影響がある。しかし、既存ストックでは検査済証のない建築物が多く存在することも事実であり、これらを安全かつ適法に流通させることが社会的にも重要な課題である。

現在では、検査済証のない建築物のある敷地において増改築等を行う場合、建築確認時に建築士による適法性等の調査が行われ、その内容の審査を経た上で増改築が行われる。特定行政庁によりその対応には差があるものの、申請を受け付けないということはなく、必要であれば是正した上で増改築を行い、最終的に完了検査を行い検査済証が発行されることとなる。コンプライアンス上の問題から、最終的な検査済証を取得したいがために、別棟で増築を行うようなケースも見受けられ、ガイドラインによって調査等を行っただけの場合にはそれがどういう位置づけのものなのかが不明確であるという声もある。

そこで、冒頭に述べたような法的な位置付けをもつ再検査制度とそれに合格した場合の証明書の発行を行ったらよいのではないかと考える。過去に手続き違反を行っているという事実があるため、法的な整理は必要になるが、再検査の機会を設けることで適法性や安全性の情報更新を行った上で適正な価格で既存ストックの流通促進を図っていく。その際に目視できない部分等についての調査は任意検査市場に任せ、その情報を公表することによって、任意検査利用を同時に促進していくことが可能ではないだろうか。分析結果からも、その時点での適法性や安全性を証明することは価格上昇に効果をもたらしている可能性が高いため、情報更新の機会を設けることで維持管理へのインセンティブ向上も期待できる。

（3）任意検査市場の充実

日本と諸外国においてはそもそも住宅に対する意識が違うことから、行政主導で行うべきかどうかなどの議論の余地はあるが、中古住宅市場の活性化、また新築市場においても買い手が住宅の質の判断に主体的に関わっていけるような検査制度整備が必要だと考える。

すでに国土交通省などが取組んでいるが、インスペクション市場の充実を図る必要があると考える。前述したように、確認検査制度のみではその安全性の確保が十分とは言えないとすると、安全性を売りにしたブランドが確立していくためには、消費者が自分でその透明性を確認できるようにする必要がある。最低限で良いという消費者は価格が安い住宅を自己責任で購入すればよい。

通常、買い手は安全性の確認に売り手よりも強いインセンティブがあるため、海外では中古住宅売買時に買い手がインスペクションを行うことが一般的である。買い手が自ら第三者的な立場で検査者を選定でき、その結果を信頼できるようにするためには、インスペ

クターを資格制度として確立し、その実績等を目に見える形で消費者に示すことができるといいのではないだろうか。一棟（2007）は、日本の中古住宅に対する需要が低い理由として、①購入者から見て、対象物件の情報が少なく、重要事項説明でも建物の現状を示す項目が少ないこと、特に購入前に建物の不具合などを検査することができず、価格の妥当性を判断する材料がないこと、②必要な情報を適切に収集し、判断を下すために相談できる支援体制が乏しく、身近な専門家の不在も購入意欲をそぐという点を指摘しており、また、アメリカやオーストラリアでの既存住宅検査制度体制の研究を通じて、既存住宅検査制度の普及について提案を行っている。

（4）建築物に関する情報開示

建築時、施工時、完了時、そして維持管理状態までの情報の透明性、正確性を高め開示することは、情報の非対称性を少なくし消費者が価格の妥当性を判断するため、また、検査を容易にするためにも非常に重要である。そのため、行政の情報整備体制を見直すことから始め、その後、各法令に基づく情報の統合とその他個々の建築物の検査やリフォーム履歴などについての情報も蓄積・開示していくことが必要だと考える。

これらは情報の透明性確保と維持管理や検査受検へのインセンティブになっていくと考えられ、行政が基本的に情報を蓄積して開示している海外の事例もある。情報が蓄積されていくことにより、人々がその情報に意義を感じるようになれば、一定程度の情報開示に対する料金を徴収することで、一元的に情報を管理するようなシステムを運営していけるのではないだろうか。今回の分析においても、住宅の成約価格等の情報と建築基準法に関する情報について、一元的に管理されていないことにより、情報を統合することが困難であった。建築基準法による検査制度が安全性の最低限の担保として義務付けられている以上、不動産売買時点でその情報をもっと容易に得られるべきである。

（5）保険制度について

具体的な保険制度設計等については、今後の検討課題として残るが、買主が安心して住宅購入、特に中古住宅を購入できるよう保険制度設計を促進していくべきだと考える。保険会社は建築物の安全性の確保や証明について強いインセンティブを持つため、保険会社が関わりモニタリング機能が働くことにより、検査制度等の向上や瑕疵発生の抑制も期待できる。

齊藤（2012）は中古住宅流通市場における消費者保護体制が新築住宅流通市場と大きく異なることがあることを日本の住宅取引形態が売主責任型体制であるという点から説明している。つまり、中古住宅の売買においては、通常、売主が個人であることが多いが、消費者保護体制は宅地建物取引業者を売主とする新築住宅を前提とした体制になっているということである。ここでいう、売主責任型体制とは、①売主（業者）に住宅に関する情報開示を義務付け（重要事項説明）、引渡し後に問題があれば、②売主に瑕疵担保責任があ

る。現実には瑕疵であることを証明するのが困難であることから売主自らアフターサービスを実施することが多い。こうした体制のもと、中古住宅流通では売主は一般消費者であることが多く、この場合には売主に宅地建物取引業法や消費者契約法、住宅の品質確保の促進等に関する法律が適用されない。ゆえに民法の規定に従うことになり、契約で売主の瑕疵担保責任を免除することが可能となり、実際に多くの取引でこの形態がとられる。これは売主に上記の①情報開示責任と②瑕疵担保責任がない取引形態となる。つまり中古住宅流通においては、住宅に瑕疵があった場合にも買主が保護されにくい状態となっていると述べている。これらは、中古住宅を購入する上での大きなリスクである。

また、先述した国土交通省が策定したガイドラインに基づいて指定確認検査機関が法適合調査を行った場合については、調査結果に対してどこまで責任を持つべきかなど、責任の所在を懸念する声があったようである。福井（2007）は構造計算偽装事件を例に損害負担のあり方、責任の所在について述べているが、法適合調査についても責任の所在についてあらかじめ明らかにすること等の検討が必要なのではないかと考える。

５　今後の課題

本研究では建築基準法における確認検査制度について検査済証の有無という点に着目して分析を行った。現在ではその取得率は９割程度に達し、取得しているのが当然になっている。しかし、法適合証明である検査済証を取得していることと実際の建築物が安全であることとは異なる。建築物の性質上、その品質を事後に確認することは容易ではなく、中古住宅の検査と一言で言ってもその方法は様々であり、技術的にも全てを把握することは極めて難しい。また、建築基準法に適合するように設計し、その通りに施工しているつもりでも、施工技術の差などの問題も存在する。現在の最低基準を定めている建築基準法の水準の妥当性も含め、住宅性能表示制度等、他の制度の効果等についても検証した上で、確認検査制度のあり方について引続き検討を行っていく必要がある。特に既存建築物においては、今後の検査技術の向上、検査項目の整備や既存不適格の遡及適用なども重要な課題として残されている。

また、平手（2005）は、建築基準法は最低基準を定めているものであるが、それらの規定が設計目標になり、最低基準に従った建築・都市しかできていないことを指摘する。単体規定については、最低基準を守ることが最も労力が不要かつ容易であり、集団規定についても最低基準を目指すことが容積の確保など経済的効率の面で有利な場合が多い。最低基準に依存するのではなく、ある程度の裁量と責任をもたせることで、よりよい建築や都市が形作られるよう市場原理とまちづくりという双方の観点から建築基準法のあり方について議論を続けていくことが必要であると考える。

謝辞

本稿の作成に際し、森岡拓郎専任講師（主査)、プログラムディレクターである福井秀夫教授（副査)、中川雅之客員教授（副査)、橋本博之客員教授（副査）をはじめ、学内及び客員の先生方から多くの貴重なご意見を賜りましたことに心から感謝申し上げます。

東京都多摩建築指導事務所の皆様にはお忙しい中、調査へのご協力及び場所の提供等、様々な面で大変お世話になりました。また、東日本不動産流通機構、東京大学空間情報科学センターから研究に必要となる貴重な情報をご提供いただけましたことを深くお礼申し上げます。

さらに、政策研究大学院大学での研究機会を与え、温かく見守ってくださった派遣元と楽しくも苦しかったこの一年を互いに励まし助け合いながら過ごした同期の皆様にも改めて感謝いたします。新たな知見のみならず、素晴らしい友人までも得ることができた大変貴重な日々でした。最後に、忙しい日々の中、娘の世話を引き受けてくれた家族と寂しい気持ちを抱えながらも応援してくれた娘に深く感謝いたします。

なお、本稿は、筆者個人の見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではなく、また本稿の内容及び見解に関する錯誤は、すべて筆者の責任に帰することを申し添えます。

参考文献等

一棟宏子（2007）「既存住宅検査制度の普及に向けて　既存住宅検査に関する基本的な考え方の検討」（日本不動産学会誌第 21 巻第 2 号）
岩井克人ほか（2009）「建築基準法の本質的欠陥と改正提言」（ＪＡＢＳ・建築雑誌 2009 年５月号）
小幡純子（2006）「建築基準法と耐震構造偽装事件」（学術の動向 2006 年６月号）
齊藤広子（2012）「中古住宅流通活性化に向けての不動産業者の役割の再編と課題　契約時の情報開示のあり方からみて」（日本不動産学会誌第 26 巻第２号）
八田達夫（1997）「建築基準法と性能保証保険制度」（都市住宅学第 20 号）
平手小太郎（2005）「建築基準法はだれのためにあるのか」（建築雑誌 2005 年 11 月号）
広畑義久（2006）「建築基準法改正の法的な論点について」（日本不動産学会誌第 20 巻第１号）
福井秀夫（2007）「ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る」（株式会社日本評論社）
増渕昌利ほか（2011）「建築基準法に基づく完了検査実施率の向上に関する研究」（日本建築学会計画系論文集第 76 巻第 660 号）
増渕昌利ほか（2012）「１号建築物の完了検査実施率の向上に関する研究」（日本建築学会計画論文集第 77 巻第 673 号）
松本光平（2004）「建築規制等の意義について」（建築雑誌 2004 年 12 月号）
松本光平ほか（1999）「住宅に関する情報提供と保証・保険制度についてー表示・保証・保険の可能性と限界を考えるー」（都市住宅学第 30 号）
丸山英氣（2006）「構造偽装マンションの法学的課題」（日本不動産学会誌第 20 巻第１号）
吉田護ほか（2007）「住宅品質の事後確認の困難性と性能照査型契約の役割」（土木計画学研究・論文集第 24 巻）
国土交通省住宅局（2014）「検査済証のない建築物に係る指定確認検査機関を活用した建築基準法適合状況調査のためのガイドライン」
国土交通省住宅局　規制改革会議資料（2016）「検査済証のない建築物の流通促進について」