

平成22年度
まちづくりプログラム論文集

Master's Thesis

2011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

有井 美由紀 (神戸市)	修士(公共経済学)	ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する研究 ～東京都区部における分析～	2
安西 崇博 (東京都)	修士(公共経済学)	オフィスビルの大型化が業務交通に与える影響	6
安東 幸恵 (岡山県)	修士(公共政策)	医師誘発需要対策としての病床規制がもたらす弊害について	10
伊藤 晃子 (福井市)	修士(公共経済学)	公的信用保証制度におけるモラルハザードに関する一考察	14
小川 充彦 (荒川区)	修士(公共政策)	指定管理者制度導入の効果の検証について	18
小野寺 容資 (衆議院法制局)	修士(政策法学)	平成14年血液法改正における献血者数の変化についての研究	22
笠間 毅 (仙台市)	修士(公共政策)	都市部の火葬場改築が地価に与える影響について	25
鎌田 泰広 (川崎市)	修士(公共政策)	総合設計制度における容積率緩和と公開空地の効果に関する考察	29
清瀬 麻美 (堺市)	修士(公共経済学)	ニュータウンにおける若年層転入促進のための 家賃補助政策の効果に関する考察	33
椎名 大介 (国土交通省)	修士(公共政策)	都市周辺のスギ人工林とスギ花粉症に関する経済分析	37
嶋 英二 (独立行政法人都市再生機構)	修士(公共政策)	過疎地域における「道の駅」整備効果に関する分析 —北海道を対象として—	41
田中 克典 (岐阜市)	修士(公共政策)	罰金刑が犯罪抑制に与える効果に関する研究 —軽微な事案の窃盗犯を対象にして—	45
田淵 俊郎 (高松市)	修士(公共政策)	郊外大規模店舗の立地規制が出店動向に与えた影響に関する研究	49
田村 和彦 (高知県)	修士(公共経済学)	自動車運転代行業における法の制定・改正に関する考察	53
富岡 晃	修士(公共経済学)	「家庭ゴミ有料化」の実証研究 ～その東京23区への適用について～	57
長谷川 正之	修士(公共政策)	耕作放棄地問題と農業生産性 —都道府県データに基づく実証分析—	62
丸岡 浩二 (独立行政法人住宅金融支援機構)	修士(公共経済学)	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—	66
三輪 徹 (海老名市)	修士(公共政策)	消防団員の配置に関する実証研究	70

概 要 目 次

矢ヶ崎 洋子 (山梨県)	修士(公共政策)	新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察 74
成田 佳奈子 (国土交通省)	修士(公共政策)	放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察 77

概 要 目 次

有井 美由紀 (神戸市)	修士(公共経済学)	ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する研究 ～東京都区部における分析～ 2
安西 崇博 (東京都)	修士(公共経済学)	オフィスビルの大型化が業務交通に与える影響 6
安東 幸恵 (岡山県)	修士(公共政策)	医師誘発需要対策としての病床規制がもたらす弊害について 10
伊藤 晃子 (福井市)	修士(公共経済学)	公的信用保証制度におけるモラルハザードに関する一考察 14
小川 充彦 (荒川区)	修士(公共政策)	指定管理者制度導入の効果の検証について 18
小野寺 容資 (衆議院法制局)	修士(政策法学)	平成14年血液法改正における献血者数の変化についての研究 22
笠間 毅 (仙台市)	修士(公共政策)	都市部の火葬場改築が地価に与える影響について 25
鎌田 泰広 (川崎市)	修士(公共政策)	総合設計制度における容積率緩和と公開空地の効果に関する考察 29
清瀬 麻美 (堺市)	修士(公共経済学)	ニュータウンにおける若年層転入促進のための 家賃補助政策の効果に関する考察 33
椎名 大介 (国土交通省)	修士(公共政策)	都市周辺のスギ人工林とスギ花粉症に関する経済分析 37
嶋 英二 (独立行政法人都市再生機構)	修士(公共政策)	過疎地域における「道の駅」整備効果に関する分析 —北海道を対象として— 41
田中 克典 (岐阜市)	修士(公共政策)	罰金刑が犯罪抑制に与える効果に関する研究 —軽微な事案の窃盗犯を対象にして— 45
田淵 俊郎 (高松市)	修士(公共政策)	郊外大規模店舗の立地規制が出店動向に与えた影響に関する研究 49
田村 和彦 (高知県)	修士(公共経済学)	自動車運転代行業における法の制定・改正に関する考察 53
富岡 晃	修士(公共経済学)	「家庭ゴミ有料化」の実証研究 ～その東京23区への適用について～ 57
長谷川 正之	修士(公共政策)	耕作放棄地問題と農業生産性 —都道府県データに基づく実証分析— 62
丸岡 浩二 (独立行政法人住宅金融支援機構)	修士(公共経済学)	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— 66
三輪 徹 (海老名市)	修士(公共政策)	消防団員の配置に関する実証研究 70

概 要 目 次

矢ヶ崎 洋子 (山梨県)	修士(公共政策)	新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察 74
成田 佳奈子 (国土交通省)	修士(公共政策)	放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察 77

概 要

ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する研究 ～東京都区部における分析～

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10044 有井 美由紀

1. はじめに¹

ワンルームは都心部に居住する単身者の住まいとして広く普及している。しかし、このワンルームに対しては、近隣住民から問題視されることも多く、東京都区部を中心に建築規制が実施されてきた。一方で、ワンルームに対し建築規制で対応すべき問題なのかという意見もあり、ワンルーム規制のあり方については様々な議論がなされている。そこで、本稿ではワンルーム規制によって弊害が生じているのではないかと考え、その一つとして規制がワンルーム家賃に与える影響に着目して分析を行う。

2. ワンルーム規制の現状

(1) ワンルーム規制の背景

ワンルームは、地方から東京への人口流入、晩婚化による単身者の増加等の影響を受け増加してきた。ワンルームが急増した1980年代後半、ワンルームは生活環境を乱すとして近隣住民からの反発が広がり、各地で紛争が起き、東京都の各区では、管理の徹底等を規定した指導要綱を定め、各事業者に指導を行ってきた。その後、バブル経済の崩壊に伴い、ワンルームの供給数は一時減少したが、近年再び増加傾向にあり、行政側では指導要綱の条例化や内容強化などの規制を強める動きが出ている。規制の理由としては、居住者のマナー、住宅ストック・世帯構成のアンバランス、地域コミュニティの希薄化等が挙げられている。

(2) 規制内容・方法

ワンルームの規制の内容としては、大きく分けると次のようになる。現在の東京都区部での導入状況は表1のとおりである。

- ・課税（豊島区のみ）

新築時、建築主に50万円/戸が課税される。

- ・ファミリー付置義務

ワンルームの一定割合（例：墨田区 総戸数の30%以上）にファミリータイプ（以下「ファミリー」という）を確保させるものである。

- ・最低面積規定

一戸の最低専有面積を定めるもので、全区が何らかの下限を定めている。本稿では近年引き上げが相次いだ「25㎡以上」を拘束力のあるものとみなし、今回の研究の対象とする。

表1 各区の規制状況

	千代田区	中央区	港区	新宿区	文京区	台東区	墨田区	江東区	品川区	目黒区	大田区	世田谷区
課税	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ファミリー付置	○	○	○	○	○	○	○	-	○	○	○	○
最低面積 (25㎡以上)	○	○	○	○	○	○	○	○	△ 20㎡以上	○	○	○

	渋谷区	中野区	杉並区	豊島区	北区	荒川区	板橋区	練馬区	足立区	葛飾区	江戸川区
課税	-	-	-	○	-	-	-	-	-	-	-
ファミリー付置	○	○	○	-	○	○	○	-	○	○	○
最低面積 (25㎡以上)	△ 20㎡以上	△ 20㎡以上	○	△ 20㎡以上	○	○	○	△ 20㎡以上	○	○	○

3. ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する理論分析

ワンルーム規制が導入されると、供給者は、規制に従って建設する、規制対象外となる規模のものを作るか戸数を抑える、建築しない、のいずれかに行動を変えようと思われる。規制に従って建設する場合、課税の場合は規制前よりも供給コストが増加する。また、ファミリー付置義務の場合、収益性の良いワンルームを数個あきらめて収益性の悪いファミリーを付置せねばならない、又は、ワンルームとファミリーの導線を分けるなどの工夫を行うため、供給コストが増加する。また、最低面積規定についても、それまでそれぞれの事業者の条件に応じた最適な面積の住宅を供給していたところ、最低面積規定により、一部の事業者にとって最適面積での住宅供給を阻害されることになり、一部企業の単位面積当たり供給コストを増加させる。その結果、ワンルーム市場全体では、供給量が減少するため、供給曲線が左にシフトし、家賃が上昇し、余剰が減少すると思われる。

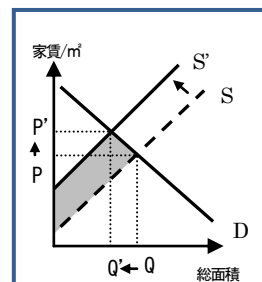


図2 規制がワンルーム家賃に与える影響

4. ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する実証分析

本章では、東京都区部内を対象とし、ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響について、規制実施区と未実施区抽出による分析(DID)と東京都区部全域による分析(OLS)の、2つの方法での検証を行う。

(1) 規制実施区と未実施区抽出による分析(DID)

まず、ワンルームへの各種規制の導入によりワンルーム家賃がどのような影響を受けたかを検証するため、規制実施区と未実施区を用いた Difference-in-difference (以下DIDという)の手法による分析を行う。2004～2005年に規制を導入・強化した区のうち、課税実施区を豊島区、

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。

ファミリー付置義務(多)実施区を文京区、ファミリー付置義務(少)実施区を新宿区・港区、最低面積規制実施区を港区として抽出した。そして規制導入前を2002年、規制導入後を2009年とし、株式会社CHINTAI発行の賃貸住宅情報誌の10月第一週目号に掲載された30㎡未満の賃貸住宅を対象とし、家賃等のデータを入手した。ファミリー付置義務は区によって付置すべき戸数が異なり、その影響も異なると思われるため、2段階に分けた。

①推計モデル

$$\ln P = \alpha + \beta_1 DT + \beta_2 DF_1 + \beta_3 DF_2 + \beta_4 DM + \beta_5 DA + \beta_6 DT * DA + \beta_7 DF_1 * DA + \beta_8 DF_2 * DA + \beta_9 DM * DA + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ワンルーム家賃(万円/月)と共益費(万円/月)の和を対数にしたものを用いる。 DT 、 DF_1 、 DF_2 、 DM は、各規制実施区であることを示すダミー変数であり、 DT は課税実施区ダミー、 DF_1 はファミリー付置義務(多)実施区ダミー、 DF_2 はファミリー付置義務(少)実施区ダミー、 DM は最低面積規定実施区ダミーである。 DA は、規制年後であることを示すダミー変数であり、規制後の2009年なら1、規制前の2002年なら0をとる。 $DT*DA$ 、 DF_1*DA 、 DF_2*DA 、 $DM*DA$ は、規制効果を表す変数として、各規制実施区ダミーと規制年後ダミーの交差項を設定したものである。係数が有意に正となった場合、規制の影響を受けて家賃が上昇したと解釈できる。 X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを用いた。 α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

②推定結果

推計結果は、表4のとおりである。

表4 DID推計結果

被説明変数: $\ln(\text{ワンルーム家賃} + \text{共益費})$	係数	標準誤差
課税実施区ダミー	0.0317	(0.0195)
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー	0.0689	(0.0261) ***
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー	0.1447	(0.0206) ***
最低面積規定実施区ダミー	0.1523	(0.0500) ***
規制後年ダミー	-0.0680	(0.0172) ***
課税実施区ダミー × 規制後年ダミー	0.0441	(0.0232) *
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー × 規制後年ダミー	0.0471	(0.0255) *
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー × 規制後年ダミー	0.0199	(0.0239)
最低面積規定実施区ダミー × 規制後年ダミー	-0.0455	(0.0544)
専有面積	0.0224	(0.0014) ***
当該住戸階数	0.0128	(0.0034) ***
建物階数	0.0027	(0.0028)
建築年数	-0.0042	(0.0006) ***
最寄駅までの時間距離	-0.0033	(0.0014) **
東京駅までの時間距離	-0.0039	(0.0008) ***
構造ダミー		yes
設備ダミー		yes
定数項	1.4603	(0.0505) ***
自由度調整済み決定係数		0.7364
サンプル数		868

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

規制効果変数として設定した規制実施区ダミーと規制年後ダミーの交差項の係数を見ると、課税実施区では、規制後にワンルーム家賃が約4%上昇したことが10%水

準で統計的に有意に示された。ファミリー付置義務実施区では、付置義務戸数が多い区は、ワンルーム家賃が約4%程度上昇したことが10%水準で統計的に有意に示された。付置義務戸数が少ない区は、統計的に有意な影響は示されなかった。付置義務割合により影響が異なることが示された。最低面積規定実施区では、統計的に有意な影響は示されなかった。

(2) 東京都区部全域による分析(OLS)

次に、東京都区部全域を対象として、各規制が家賃に与える影響の分析を行う。ワンルーム家賃を被説明変数とし、家賃の特性を表す変数に加えてワンルーム規制の導入状況を変数として加え、最小二乗法(以下OLSという)にて分析を行う。株式会社リクルートのインターネットの賃貸住宅検索サイトにて2009年12月時点で公開されていた東京都区部内の30㎡未満の賃貸住宅を対象とし、家賃等のデータを入手した。

①推計モデル

$$\ln P = \alpha + \beta_1 AT + \beta_2 AF + \beta_3 AM + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ワンルーム家賃(万円/月)と共益費(万円/月)の和を対数にしたものを用いる。 AT 、 AF 、 AM は、規制導入後建設ダミーであり、各規制が導入された年以降に建てられた場合に1をとる。 AT は課税導入後建設ダミー、 AF はファミリー付置義務導入後建設ダミー、 AM は最低面積規定導入後建設ダミーである。係数が有意に正となった場合、規制の影響を受けて家賃が上昇したと解釈できる。 X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを用いた。 α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

②推定結果

推計結果は、表5のとおりである。

表5 OLS推計結果

被説明変数: $\ln(\text{ワンルーム家賃} + \text{共益費})$	係数	標準誤差
課税導入後建設ダミー	0.0090	(0.0042) **
ファミリー付置導入後建設ダミー	0.0080	(0.0016) ***
最低面積導入後建設ダミー	-0.0114	(0.0021) ***
専有面積	0.0281	(0.0008) ***
専有面積 ²	-0.0001	(0.00002) ***
当該住戸階数	0.0203	(0.0006) ***
当該住戸階数 ²	-0.0010	(0.0001) ***
建物階数	-0.0029	(0.0005) ***
建物階数 ²	0.0002	(0.00002) ***
建築年数	-0.0084	(0.0002) ***
建築年数 ²	0.0001	(0.000004) ***
最寄駅までの時間距離	-0.0044	(0.0003) ***
最寄駅までの時間距離 ²	-0.000006	(0.00002) ***
バスダミー	-0.0497	(0.0126) ***
東京駅までの時間距離	-0.0038	(0.0003) ***
東京駅までの時間距離 ²	-0.00003	(0.000009) ***
マンションダミー	0.0248	(0.0034) ***
構造ダミー		yes
設備ダミー		yes
路線ダミー		yes
区ダミー		yes
定数項	1.5257	(0.0092) ***
自由度調整済み決定係数		0.8367
サンプル数		59,459

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

規制の効果を示す規制導入後建設ダミーの係数を見ると、課税導入後に建設された物件は、ワンルーム家賃が

約1%上昇したことが5%水準で統計的に有意に示された。ファミリー付置義務導入後に建設された物件は、ワンルーム家賃が約1%上昇したことが1%水準で統計的に有意に示された。最低面積規定導入後に建設された物件は、ワンルーム家賃が約1%低下したことが1%水準で統計的に有意に示された。

(3) 考察

規制実施区と未実施区抽出による分析(DID)と、東京都区部全域による分析(OLS)の結果より、ワンルーム規制がワンルーム家賃に影響を与えていたことが明らかとなった。課税とファミリー付置義務は、両分析とも共通の結果が出ており、規制により家賃を上昇させたという頑健性が高い。最低面積規定は、DIDでは有意ではなくOLSでは家賃を低下させたという結果となり、頑健性は低いが、家賃への影響はないか低下させたことが示された。

最低面積規定がOLSでは家賃が低下したという結果となったのは、次のような可能性が考えられる。規制がなければ25㎡未満市場の物件に住むのが最適であった消費者は、規制後、一人暮らしを諦め実家に住み続けるなどの選択をとり、ワンルームの需要がシフトしたことが考えられる。また、本来25㎡未満が最適な場所であったところへ、規制を満たすために25㎡以上のワンルームを建設している場合もあると考えられ、そうした建物ではただ室内廊下を少し広げただけで実際に有効利用できる面積はあまり拡大していないなど、質が下がって価格を引き下げている可能性もある。また、最低面積規定は、「25㎡以上」に引き上げられてからまだ1～2年しか経過していない区が多く、規制前の駆け込み供給の影響があることも一つの要因だろう。いずれにせよ、OLSでは家賃低下で有意となっているものの1%程度であり、規制から短期間しか経過していないことから規制の影響が定まっていないとも思われ、長期的な調査を試みることで市場の変化や規制の副作用をさらに精緻に分析できると考えられる。

5. ワンルームが周囲に与える影響に関する実証分析

ワンルーム規制を行う自治体は、ワンルームの数を減らすことで居住者マナーや住宅ストック、世帯構成バランスといった問題を解決しようとしていると思われる。本節では、そのようにワンルームが追い出されるべき理由があるのか、外部不経済を周囲に与えているのかを検証するため、ヘドニックアプローチを用い、地価とファミリー家賃を被説明変数とした2種類の分析を行う。便益は地価に帰着するという資本化仮説に基づくと、ワンルームが何らかの負の影響をもたらしているとする、その周辺地域の居住需要が減少し、住宅供給量が減少し、土地需要も減少し、地価が下落していくという現象につながることになる。

(1) 単身世帯割合が地価に与える影響の分析

まず、単身世帯割合が及ぼす地価への影響を分析するために、地価公示価格を被説明変数に、単身世帯割合をはじめ観測地点の属性を表すいくつかの変数を説明変数として用い、OLSによる推計を行った。分析対象区域は、東京都区部における住居系地域とし、国勢調査のあった2000年、2005年のクロスセクションデータを用いる。

①推計モデル

$$\ln P = \alpha + \beta_1 TR + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln P = \alpha + \beta_1 TR * DY_1 + \beta_2 TR * DY_2 + \beta_3 TR * DY_3 + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (4)$$

被説明変数 $\ln P$ は、地価公示価格による住宅地地価を対数にして用いた。 TR は、地点の属する丁目別の単身世帯割合であり、国勢調査の世帯人員別世帯数のデータより、各地点における一般世帯総数を分母に、単身世帯数を分子として算出した。この値が大きくなるとその地域での単身世帯の集中居住の度合いが高いと考えられる。単身者の集中居住に何らかの負の影響があるとすれば、係数の符号が有意に負になると考えられる。(4)式の $TR*DY_1$ 、 $TR*DY_2$ 、 $TR*DY_3$ は、単身世帯割合と用途地域の交差項であり、ワンルームがあまり立地していないと思われる低層住居専用地域と、ワンルームが立地していると思われる中高層住居専用地域、住居地域とを分けた分析を行うために用いた。 X_k はその他の説明変数であり、地点の特徴や時点を示すものを採用した。また、単身世帯割合と地域の所得水準とは相関があると推測され、その影響をコントロールするため、地域の所得水準の代理指標として非オフィスワーカー比率を用いた。 α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

②推定結果

推計結果は、表6のとおりである。

表6 地価への影響 推計結果

被説明変数:ln(地価)	単身世帯割合		単身世帯割合×用途地域	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
単身世帯割合	0.0136	(0.0335)		
単身世帯割合×低層住居専用地域			0.0540	(0.0424)
単身世帯割合×中高層住居専用地域			-0.0633	(0.0476)
単身世帯割合×住居地域			0.0256	(0.0499)
非オフィスワーカー比率	-1.0362	(0.0488) ***	-1.0423	(0.0489) ***
2005年ダミー	-0.1146	(0.0050) ***	-0.1147	(0.0050) ***
東京駅までの時間距離	-0.0117	(0.0007) ***	-0.0117	(0.0007) ***
最寄駅までの道路距離	-0.0001	(0.000007) ***	-0.0001	(0.000007) ***
地積	0.0002	(0.00002) ***	0.0002	(0.00002) ***
指定容積率	0.0001	(0.0001) *	0.0001	(0.0001) *
前面道路幅員	0.0153	(0.0012) ***	0.0151	(0.0012) ***
用途地域ダミー		yes		yes
区部地域ダミー		yes		yes
路線ダミー		yes		yes
定数項	14.2046	(0.0377) ***	14.1897	(0.0390) ***
自由度調整済み決定係数		0.9068		0.9069
サンプル数		1958		1958

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

単身世帯割合が増えても地価は有意に負の影響を受けていないことが示された。また、用途地域別に検証した場合でも統計的に有意な影響はなく、ワンルームが多く立地していると思われる中高層住居専用地域、住居地域においても、単身世帯割合が増加しても地価に負の影響

は与えていないことが示された。これにより単身世帯割合の増加による周辺への負の影響はないといえる。

(2) 近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響の分析

次に、近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃へ及ぼす影響を分析するために、ファミリー家賃を被説明変数に、近隣ワンルーム戸数割合をはじめ物件の属性を表すいくつかの変数を説明変数として用い、OLS による推計を行う。株式会社リクルートのインターネットの賃貸住宅検索サイトにて 2009 年 12 月時点で公開されていた東京都区部内の賃貸住宅を対象とし、家賃等のデータを入手して分析を行った。

①推計モデル

$$\ln P = \alpha + \beta OR + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (5)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ファミリー家賃（万円/月）と共益費（万円/月）の和を対数にしたものを用いる。 OR は、物件の属する丁目別の近隣ワンルーム戸数割合であり、各地点における一般世帯総数を分母に、ワンルーム戸数を分子として算出した。この値が大きくなるとその地域でのワンルームの集中居住の度合いが高いと考えられる。近隣にワンルームが多いことがファミリー家賃を低下させているとすると、係数の符号は負になることになる。 X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを採用した。 α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

②推定結果

推計結果は、表 7 のとおりである。

表7 ファミリー家賃への影響 推計結果

被説明変数:ln(ファミリー家賃+共益費)	係数	標準誤差	
近隣ワンルーム戸数割合	-0.1913	(0.0448)	***
専有面積	0.0170	(0.0001)	***
専有面積 ²	-0.00003	(0.0000003)	***
当該住戸階数	0.0102	(0.0004)	***
当該住戸階数 ²	-0.0001	(0.00001)	***
建物階数	0.0030	(0.0003)	***
建物階数 ²	-0.00004	(0.000006)	***
建築年数	-0.0161	(0.0002)	***
建築年数 ²	0.0002	(0.000006)	***
最寄駅までの時間距離	-0.0053	(0.0005)	***
最寄駅までの時間距離 ²	-0.0001	(0.00002)	***
バスダミー	-0.0769	(0.0119)	***
東京駅までの時間距離	-0.0018	(0.0004)	***
東京駅までの時間距離 ²	-0.0001	(0.00001)	***
構造ダミー		yes	
路線ダミー		yes	
区ダミー		yes	
定数項	2.1399	(0.0084)	***
自由度調整済み決定係数		0.9251	
サンプル数		37,460	

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

近隣ワンルーム戸数割合の増加がファミリー家賃に負の影響を与えていることが1%有意水準で示された。ワンルームが近くに多く存在すると、周辺のファミリー家

賃が下がる、つまりファミリー層の効用が下がるということが示された。

(3) 考察

単身世帯割合が地価に与える影響の分析と、近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響の分析の結果を合わせて考えると、ワンルームはファミリー層に選別的に負の影響を与えている、外部不経済を与えている可能性があるが、全体的には負の影響がないということが示された。

6. まとめ

本稿では、近年、東京都区部で強化が相次ぐワンルーム規制を取り上げ、規制による弊害の一つであるワンルーム家賃への影響についての分析を行った。

まず、ワンルームへの各種規制がワンルーム家賃に与える影響について実証分析を行い、各規制の影響を定量的に明らかにした。「課税」「ファミリー付置義務」は、家賃を上昇させていたことが分かり、「最低面積規定」は、影響がないか低下させている可能性があることが分かった。生産者側から見れば最適なものを作ることができず、消費者側から見れば最適な選択ができない、という弊害を与えているものだと言える。

次に、ワンルームが負の影響を周囲に与えているのかを検証するため、被説明変数を地価またはファミリー家賃としたヘッドニックアプローチによる実証分析を行い、ワンルームは、ファミリー層に選別的に負の影響を与えており、外部不経済を与えている可能性があるが、全体的には負の影響がないということが分かった。ファミリー層への負の影響が外部不経済であれば、外部不経済の問題に対処するにはその外部不経済の発生要因に対して直接規制を行うことが望ましいと思われる。ワンルームの存在は外部不経済の問題を間接的には生じさせる可能性はあるものの、全体的には負の影響が無いため、外部不経済の観点からワンルーム規制を正当化することはできないだろう。

以上より、ワンルーム規制は、ファミリー層への負の影響の軽減に間接的に寄与する可能性はあるものの、外部不経済の対応政策としては望ましくない。同時に、最適ではない住宅供給を強制し、ワンルーム家賃へ影響を及ぼすといった多くの弊害を生み出しているため、課税、ファミリー付置義務、最低面積規定といったワンルーム規制は、非効率な政策と言わざるを得ないだろう。

なお、ワンルームがファミリー層に及ぼす外部不経済の可能性については、その要因やメカニズムの特定、実際の住環境の違いによる分析等、詳細な検討が必要だと思われる。また、規制の家賃への影響は導入されてからの期間によって変わる可能性があると思われるため、今後の長期的な影響も検証していく必要があると思われる。

オフィスの大型化が業務交通に与える影響

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10045 安西 崇博

1. はじめに

都心のオフィスの容積率を緩和すると、集積の経済を大きくする一方で、交通混雑に代表される外部不経済をもたらす可能性が高まる。特に、自動車交通混雑は時間損失をもたらすことから、その制御は容積率規制の主目的の1つと考えられる。東京の交通特性をみると、都心5区¹への通勤の約9割は鉄道が担っており、自動車交通量の約半数は業務目的が占める²。このため、オフィス容積率の緩和がもたらす自動車交通量の増大効果を検証するためには、業務目的に着目する必要がある。

都市集積の原動力である集積の経済は、フェイス・トゥ・フェイスのコミュニケーションが大きな役割を果たしている。なぜなら、人の移動には自身の輸送費用に加えて時間費用がかかるためである。このため、企業間交流の重要性が大きい企業は、これらの交通費用を削減するために、ある程度の規模の企業同士が隣接しているところに立地しようとする。しかし、企業の立地選択においては、自らの交通費用の削減は認識できても、他者に与える便益は考慮しないので、過小な集積しかもたらされない。これは集積の外部性といわれ、容積率規制は企業集積をさらに過小にする³。

近年、東京都区部では、大型オフィスの供給が進んでいるが、業務目的の自動車交通量は減少傾向にある。これは、大型オフィスには周辺企業に交通費用の削減を認識させる近接性の利益があり、集積の外部性を改善するため、短距離移動を増加させ、自動車から徒歩への代替を促進させている可能性がある。また、大型オフィスは主に鉄道駅周辺に立地していることから、自動車から鉄道への代替が生じている可能性もある。

そこで本研究では、東京都区部のデータを利用して、大型オフィスの供給と業務目的の交通量との関係に着目し、オフィスの大型化が業務目的の交通に与える影響について実証分析を行う。なお、本研究では通勤交通を扱わないが、間接的には東京のCBD機能の再検討に資することを本研究の目的としており、この目的とは齟齬がない

とあってよいだろう。

オフィス容積率と自動車交通量との関係については、八田・唐渡(2007)、浅田(2007)の先行研究がある。八田・唐渡(2007)は、容積率緩和による生産性上昇の便益を測定する一方、オフィス容積率を説明変数とする自動車交通量関数を同時方程式モデルにより推定し、走行距離一定のもとで時間損失による機会費用を測定している。一方、浅田(2007)は、容積率の高い地域では自動車の平均走行距離が短いことを実証し、都心の容積率を緩和して従業者を移転させると自動車の総走行距離が減少する可能性について言及している。これら2つの先行研究は、自動車交通に限定して分析しており、容積率緩和による集積の外部性の改善や交通手段選択の代替性については考慮していない。

また、菊池(2009)は、超大型オフィスビルに隣接する地区では、超大型オフィスビルに立地する企業の関連産業の集積により従業者数が増加していることを指摘している。これは、大型オフィスビルには近接性の利益があり、企業集積を促進する効果を持つことを示唆している。

本研究の構成は次の通りである。2.では、オフィスの大型化が業務目的の交通量に与える影響を分析する。近接性の利益があるオフィスの規模についてヘドニック・アプローチにより特定し、特定した規模の大型オフィスの密度がオフィス従業者1人当たりの交通量に与える影響を分析する。3.では多項選択ロジットモデルを用いて、オフィスの大型化が交通手段選択の代替性に与える影響を分析する。

2. オフィスの大型化が業務目的の交通量に与える影響

2.1. 近接性の利益があるオフィスの規模の特定

2.1.1. 推定モデル

周辺企業が交通費用の削減を認識する規模のオフィスビルが供給されると、その周辺に立地している企業には、取引や情報交換を容易にさせる近接性の利益があると考えられる。競争的なオフィス市場では、立地場所の利便性がオフィス賃料に反映され、それは地価に反映されるため、大

型オフィスビル⁴への近接性の利益を式(1)の商業地地価関数により推定する。

$$\ln PL = \beta_0 + \sum_i \beta_{1i} X_i + \sum_k \beta_{2k} \ln AG_k + \sum_l \beta_{3l} \ln DS_l + \sum_m \beta_{4m} \ln Z_m + \sum_n \beta_{5n} DUM_n + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、PL：商業地地価、 X_i ：地価ポイントから半径500m以内に含まれる大型オフィスビルの棟数(棟数密度)、 AG_k ：集積指標、 DS_l ：都心への近接性指標、 Z_m ：地点特性、 DUM_n ：ダミー変数、 ε ：誤差項、 β ：パラメータ、である。大型オフィスビルの供給は1990年代末から急増しているため、プールド・クロスセクションデータを構築し、当該年次固有の影響を年ダミーにより、観察できない地域固有の影響を区ダミーによりそれぞれコントロールする。

2.1.2. 推定結果

商業地地価関数の推定結果を表1に示す。Model Iは、大型オフィスビル棟数密度を除外した推定結果である。用途地域ダミーを除き、いずれの係数も統計的に有意であり、符号も合理的なものとなっている。Model IIは、大型オフィスビルの棟数を延床面積の閾値以上で集計して説明変数としたものである。閾値とする延床面積が大きいほど係数が大きくなることから、オフィスビルの規模が大きいほど近接性の利益が大きくなることを示している。ただし、延床面積1万㎡以上の推定結果は、Model Iと比較して従業者密度の係数が小さく、有意水準も10%にまで低下している。これは、延床面積1万㎡程度の建物棟数が多いことによる従業者密度との多重共線性の問題を示唆している。このため、延床面積1万㎡程度のオフィスビルがもたらす近接性の利益は、頑健なものとは考えにくい。

Model IIIは、大型オフィスビルの棟数を延床面積の閾値以上と未満で区分して集計し、それぞれを説明変数としたもの⁵である。各モデルともに、閾値以上の係数は閾値未満の係数を上回っており、Model IIの推

定結果と整合的である。これらの係数の有意差をF検定した結果が表2である。延床面積5万㎡以上を閾値とした場合、1%水準で係数に有意な差があることがわかる。

以上の結果、オフィスビルの延床面積が大きくなるほど近接性の利益は大きくなり、延床面積5万㎡以上のオフィスビルへの近接性の利益は、延床面積5万㎡未満のオフィスビルより大きいことがわかった。2.2.では、近接性の利益があるオフィスビルの規模を延床面積5万㎡以上に特定して分析を進める。

表2 帰無仮説： $\beta_{11} - \beta_{12} = 0$ のF検定

	大型オフィスビルの延床面積の閾値		
	3万㎡	5万㎡	10万㎡
F値	0.75	12.58	1.97
P値	0.3861	0.0004	0.1601

2.2. 大型オフィスビルが業務目的の交通量に与える影響

2.2.1. 推定モデル

大型オフィスビルの密度の変化は、オフィス従業者の交通行動に最も大きな影響を与えるものと考えられる。本研究で用いるPT調査⁶の業務目的交通には、オフィス従業者に多いと考えられる打合せ、会議といったものから、販売・配達・仕入れ、集金、作業・修理といったものまで幅広い移動目的を含んでいるため、当該ゾーンの全従業者数

表1 商業地地価関数の推定結果

大型オフィスビルの延床面積の閾値		-	1万㎡	3万㎡	5万㎡	10万㎡	3万㎡	5万㎡	10万㎡
説明変数	パラメータ	Model I	Model II			Model III			
大型オフィスビル棟数密度 (閾値未満)	β_{11}					0.0169 ***	0.0148 ***	0.0170 ***	
大型オフィスビル棟数密度 (閾値以上)	β_{12}		0.0177 ***	0.0245 ***	0.0424 ***	0.0590 ***	0.0194 ***	0.0300 ***	0.0287 ***
			[0.0011]	[0.0023]	[0.0036]	[0.0079]	[0.0023]	[0.0037]	[0.0080]
従業者密度 (対数)	β_{21}	0.0290 ***	0.0173 *	0.0286 ***	0.0287 ***	0.0226 **	0.0178 *	0.0190 **	0.0165 *
小売業年間商品販売額単価 (対数)	β_{22}	0.105 ***	0.100 ***	0.105 ***	0.104 ***	0.105 ***	0.100 ***	0.101 ***	0.100 ***
銀座地区ダミー	β_{51}	0.686 ***	0.645 ***	0.643 ***	0.637 ***	0.697 ***	0.642 ***	0.634 ***	0.649 ***
			[0.051]	[0.049]	[0.050]	[0.050]	[0.049]	[0.049]	[0.049]
東京駅までの直線距離 (対数)	β_{31}	-0.360 ***	-0.157 ***	-0.293 ***	-0.294 ***	-0.356 ***	-0.159 ***	-0.166 ***	-0.165 ***
新宿駅までの直線距離 (対数)	β_{32}	-0.171 ***	-0.151 ***	-0.153 ***	-0.145 ***	-0.140 ***	-0.149 ***	-0.144 ***	-0.145 ***
渋谷駅までの直線距離 (対数)	β_{33}	-0.164 ***	-0.208 ***	-0.191 ***	-0.199 ***	-0.175 ***	-0.209 ***	-0.213 ***	-0.208 ***
			[0.021]	[0.020]	[0.021]	[0.021]	[0.020]	[0.020]	[0.020]
地積 (対数)	β_{41}	0.128 ***	0.0950 ***	0.103 ***	0.100 ***	0.119 ***	0.0939 ***	0.0902 ***	0.0945 ***
前面道路幅員 (対数)	β_{42}	0.0502 ***	0.0757 ***	0.0678 ***	0.0696 ***	0.0566 ***	0.0764 ***	0.0785 ***	0.0759 ***
最寄駅までの距離 (対数)	β_{43}	-0.0550 ***	-0.0562 ***	-0.0551 ***	-0.0560 ***	-0.0559 ***	-0.0562 ***	-0.0564 ***	-0.0564 ***
実効容積率 (対数)	β_{44}	0.868 ***	0.801 ***	0.821 ***	0.820 ***	0.856 ***	0.799 ***	0.794 ***	0.801 ***
用途地域ダミー	β_{52}	-0.0636	-0.0897 **	-0.0626	-0.0575	-0.0633	-0.0884 **	-0.0833 *	-0.0886 **
			[0.0462]	[0.0445]	[0.0454]	[0.0452]	[0.0445]	[0.0444]	[0.0445]
区ダミー			千代田区を基準						
年ダミー			2007年を基準						
定数項	β_0	14.5 ***	13.4 ***	14.3 ***	14.4 ***	14.4 ***	13.5 ***	13.6 ***	13.5 ***
		[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]
F値		617.03	656.75	625.09	632.52	613.35	640.30	643.05	640.59
自由度修正済み決定係数		0.8838	0.8912	0.8863	0.8875	0.8844	0.8912	0.8916	0.8913
サンプル数		3122	3122	3122	3122	3122	3122	3122	3122

[]内は標準誤差を示している。***は1%で、**は5%で、*は10%で有意であることを示している。

をコントロールしたうえで、大型オフィスビルの密度がオフィス従業者1人当たりの交通手段別交通量に与える影響を式(2)の交通量関数により推定する。

$$Q_{jtm} = \gamma_{0tm} + \gamma_{1m} Eofc_{jt} (1 + \sum_i \gamma_{2im} X_{ijt}) + \gamma_{3m} Elogi_{jt} + \gamma_{4m} Eoth_{jt} + \gamma_{5m} ST_{jt} + \varepsilon_{jtm} \quad (2)$$

ここで、 Q_{jtm} ：業務目的発生集中交通量、 X_{ijt} ：大型オフィスビル棟数密度、 $Eofc_{jt}$ ：オフィス従業者数、 $Elogi_{jt}$ ：物流関係従業者数、 $Eoth_{jt}$ ：その他の従業者数、 ST_{jt} ：駅密度、 ε_{jtm} ：誤差項、 γ ：パラメータ、である。なお、添え字は、 j ：ゾーン、 t ：期、 m ：交通手段である。

()内の項は、大型オフィスビル棟数密度がオフィス従業者の1人当たり交通量に与える影響を表そうとしたものである。なぜなら、近接性の利益がある規模のオフィスビルの密度が増加すると、オフィス従業者1人当たりの交通量に影響を与えるものと予想されるからである。

大型オフィスビル棟数密度は、2.1.で特定された延床面積5万㎡で区分して建物棟数を集計し、当該ゾーンにおける事務用途の宅地面積で除してそれぞれ算出する。観察できない地域固有の影響は、2時点のパネルデータを構築し、変量効果モデル⁷により推定することによってコントロールする。

2.2.2. 推定結果

業務目的の発生集中交通量の推定結果を表3に示す。オフィス従業者数とその他の従業者数の係数はすべて有意に正となっている。また、物流関係従業者数の係数は、自動車については有意に正となっており、徒歩と鉄道については負になっているものの有意ではない。

注目すべきは、オフィス従業者数と大型オフィスビル棟数密度との交差項の係数である。延床面積5万㎡未満の係数は、合計を含むすべての交通手段において有意にならないのに対し、延床面積5万㎡以上の係数は、合計、徒歩、鉄道が有意に正となり、自動車が有意に負となっている。

徒歩が増加して自動車が減少するのは、延床面積5万㎡以上のオフィスビルには近接性の利益があり、集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加するためと考えられ、2.1.で特定された結果と整合する。また、鉄道が増加して自動車が減少するのは、大型オフィスビルの多くが駅周辺に立地していることによるものと考えられる。

表3 交通量関数の推定結果

説明変数	パラメータ	合計	自動車	徒歩	鉄道
オフィス従業者数	γ_{1m}	0.587 *** [0.025]	0.133 *** [0.015]	0.0864 *** [0.0067]	0.335 *** [0.018]
オフィス従業者数×大型オフィスビル棟数密度 (延床面積1~5万㎡)	$\gamma_{1m} \times \gamma_{21m}$	0.0181 [0.0308]	0.0200 [0.0190]	0.00542 [0.00828]	0.00122 [0.02150]
オフィス従業者数×大型オフィスビル棟数密度 (延床面積5万㎡~)	$\gamma_{1m} \times \gamma_{22m}$	0.170 *** [0.050]	-0.0807 *** [0.0315]	0.0385 *** [0.0135]	0.266 *** [0.035]
物流関係従業者数	γ_{3m}	0.557 *** [0.125]	0.713 *** [0.076]	-0.0488 [0.0337]	-0.128 [0.088]
その他の従業者数	γ_{4m}	0.490 *** [0.051]	0.172 *** [0.030]	0.0819 *** [0.0136]	0.163 *** [0.036]
駅密度	γ_{5m}	10400 [15000]	-14600 [9100]	4420 [4040]	22900 ** [10600]
1998年ダミー	γ_{01998m}	1390 ** [565]	3980 *** [385]	-255 * [153]	-1560 *** [380]
定数項	γ_{02008m}	1070 [1430]	2570 *** [864]	-1130 *** [384]	-2150 ** [1010]
Waldχ ²		4846.36	1039.66	1726.42	3376.20
自由度修正済み決定係数		0.5546	0.7113	0.1472	0.6900
サンプル数		230	230	230	230

[]内は標準誤差を示している。***は1%、**は5%、*は10%で有意であることを示している。

3. オフィスビルの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響

3.1. 推定モデル

オフィスビルの大型化が交通手段選択の代替性に与える影響を分析するため、個人の効用最大化理論を基礎とする多項選択ロジットモデルを用いて分析する。

個人*i*の交通手段 $m \in M$ に対する観察できない選好 ε_{ijtm} が極値分布に従っているとすると、ゾーン*j*、*t*期、交通手段 $n \in M$ の選択確率 P_{jtn} は、

$$P_{jtn} = \frac{\exp(\alpha_{tn} + X_{jtn} \beta_n + \xi_{jtn})}{\sum_{m \in M} \exp(\alpha_{tm} + X_{jtm} \beta_m + \xi_{jtm})}$$

となる。ここで、 M ：選択可能な交通手段の集合、 X_{jtn} ：属性ベクトル、 ξ_{jtn} ：交通手段 m に関する観察できない特性、 α, β ：パラメータ、である。徒歩の選択確率を P_{jtw} 、自動車の選択確率を P_{jtc} とすると、選択確率比の対数値は、

$$\ln\left(\frac{P_{jtw}}{P_{jtc}}\right) = (\alpha_{tw} - \alpha_{tc}) + X_{jtw}(\beta_w - \beta_c) + (\xi_{jtw} - \xi_{jtc}) \quad (3)$$

となるので、2種類の交通手段の効用関数パラメータの差を式(3)によりOLS推定できる。これは、当該ゾーンのある属性を変化させたとき、2種類の交通手段のうちどちらの選択確率を高めるのかを推定できることを示している。

選択確率比が被説明変数となるため、説明変数は宅地面積や従業者数を用いて基準化する。注目する変数である大型オフィスビルの集積度は、当該ゾーンのオフィス容積率を用いる。観察できない地域固有の影響については、2.2.と同様に、2時点のパネルデータを構築し、変量効果モデルにより推定することでコントロールする。

3.2. 推定結果

業務目的の交通手段選択確率比の推定結果を表4に示す。注目する変数であるオフィス容積率の増加は、自動車に対する徒歩と鉄道の選択確率を上昇させる結果となり、

2.2.の推定結果と整合的になった。従業者密度の増加は、自動車と鉄道に対する徒歩の選択確率を上昇させる。これは、従業者密度の増加が従業者相互の空間距離を短くする結果と解釈できる。オフィス従業者比率のパラメータ推定結果から、オフィス従業者は、鉄道を選択する傾向にある一方、自動車を選択しない傾向にあることがわかる。物流施設面積比率の増加は、鉄道と徒歩に対する自動車の選択確率を高める結果となり、2.2.の推定結果と整合的になった。駅密度の増加は、当然のことながら徒歩と自動車に対する鉄道の選択確率を上昇させる。加えて、自動車に対する徒歩の選択確率を上昇させることから、徒歩と鉄道を組み合わせたチェーントリップが一定程度存在することを示唆しているものと考えられる。

表 4 交通手段選択確率比(対数)の推定結果

説明変数	徒歩 / 自動車	鉄道 / 自動車	徒歩 / 鉄道
オフィス容積率	0.148 ** [0.061]	0.195 *** [0.040]	-0.0738 [0.0486]
従業者密度	3.20 ** [1.44]	-0.462 [1.010]	4.58 *** [1.11]
オフィス従業者比率	0.991 ** [0.452]	2.33 *** [0.30]	-1.39 *** [0.35]
物流関係施設面積比率	-1.19 *** [0.36]	-0.953 *** [0.259]	-0.267 [0.272]
駅密度	2.62 * [1.47]	4.75 *** [1.04]	-2.64 ** [1.11]
1998年ダミー	-0.439 *** [0.059]	-0.390 *** [0.035]	-0.0665 [0.0553]
定数項	-2.93 *** [0.21]	-2.29 *** [0.15]	-0.569 *** [0.158]
Waldχ ²	372.38	1001.46	39.04
自由度修正済み決定係数	0.4575	0.7836	0.0676
サンプル数	226	230	226

[]内は標準誤差を示している。***は1%で、**は5%で、*は10%で有意であることを示している。

4. おわりに

本研究では、オフィスの大型化が集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加し、自動車から他の交通手段への代替を促進するという仮説を設定し、以下の実証分析を行った。

まず、近接性の利益があるオフィスの規模は、ヘドニック・アプローチにより延床面積5万㎡以上に特定され、延床面積5万㎡以上のオフィスの増加がオフィス従業者1人当たりの業務目的交通量を増加させることを示した。これを交通手段別にみると、徒歩と鉄道を増加させ、自動車を減少させることがわかった。すなわち、延床面積5万㎡以上のオフィスの増加は、集積の経済を大きくする一方で、集積の不経済である自動車交通混雑を引き起こす可能性は低いことが実証された。さらに、オフィスの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響について、多項選択ロジットモデルを用

いて分析し、オフィス容積率の増加によって他の交通手段に対する自動車の選択確率が低下することを明らかにした。

これらの分析結果から、以下の政策的含意が導かれる。オフィスの大型化により、自動車交通混雑という外部不経済は交通手段選択を通じて抑制されるので、容積率緩和による大型オフィスビル供給に対する懸念は和らぐ。加えて、大型オフィスの供給促進のためには、容積率緩和と同時に、敷地の共同化・大規模化が有利となる制度設計も必要となるだろう。

いずれにせよ、業務集積地における容積率が交通需要の実態に照らして過剰な規制となっていないか検証する必要があるだろう。

【主な参考文献】

- 1) 金本良嗣(1997)「都市経済学」, 東洋経済新報社, pp.152-156
- 2) 中川雅之(2008)「公共経済学と都市政策」, 日本評論社, pp.109-113
- 3) 八田達夫・唐渡広志(2007)「都心ビル容積率緩和の便益と交通量増大効果の測定」, 運輸政策研究, Vol.9, No.4, pp.2-16
- 4) 浅田義久(2007)「都市の容積率と交通需要」, 季刊 住宅土地経済, 2007年秋号, pp.22-28
- 5) 菊池慶之(2009)「オフィスの大型化が都市内部構造に及ぼす影響」, 日本不動産学会誌, 第23巻第3号, pp.125-134
- 6) 明石達生・西澤明・鈴木聡・對木揚・滝井恵(2003)「東京都区部における土地利用と交通負荷に関する基礎資料」, 都市計画報告 2号, pp.1-7

【使用データ一覧】

変数	単位	説明	出所
商業地価	円/㎡	【被説明変数】東京都区部	A,B
大型オフィスビル棟数密度	棟	標準地又は基準地周辺500m以内の建物棟数(GISで測定)	C
従業者密度	人/㎡	従業者数/宅地面積(町丁目別)	C,D
小売業年間商品販売額単価	百万円/㎡	小売業の年間商品販売額/宅地面積(町丁目別)	C,E
銀座地区ダミー	-	中央区銀座のとき1とするダミー変数	-
主要駅までの直線距離	m	標準地又は基準地から主要駅までの直線距離(GISで測定)	F
実効容積率	%	前面道路幅員による低減を考慮した指定容積率	A,B
用途地域ダミー	-	住宅系の用途地域のとき1とするダミー変数	A,B
業務目的発生集中交通量	トリップ/エンド	【被説明変数】東京都区部(115ゾーン), 交通手段別	H
オフィス従業者数	人	事務所・営業所の従業者数(事業所の形態別)	D
物流関係従業者数	人	工場・作業所・鉱業所・輸送センター・配送センター・これらの倉庫、自家用倉庫・自家用油槽所の従業者数(事業所の形態別)	D
その他の従業者数	人	従業者数(全産業) - オフィス従業者数 - 物流関係従業者数	D
大型オフィスビル棟数密度	棟/ha	建物棟数/事務所宅地面積	C
駅密度	駅/ha	鉄道駅数/宅地面積	C,F,G
業務目的交通手段選択確率比	-	【被説明変数】東京都区部(115ゾーン)	H
オフィス容積率	-	事務所延床面積/事務所宅地面積	C
従業者密度	万人/ha	従業者数/宅地面積	C,D
オフィス従業者比率	-	事務所・営業所の従業者数/従業者数	D
物流関係施設面積比率	-	専用工場・倉庫運輸関係施設の宅地面積/宅地面積	C

A: 地価公示('97,'02,'07), B: 都道府県地価調査('96,'01,'06), C: 東京都土地利用現況調査('96,'01,'06), D: 事業所・企業統計調査('96,'01,'06), E: 商業統計調査('97,'02,'07), F: 国土数値情報ダウンロードサービス G: 都市交通年報('98~'08), H: 東京都圏パーソントリップ調査('98,'08)

1. はじめに

1.1 医師誘発需要とは

医療サービスの市場においては、需要者である患者と供給者である医師の間に必要な医療サービスに関して情報の非対称が存在する。

情報の非対称の存在は、医師に不必要な検査、手術、投薬を行うインセンティブを生じさせる。医師が情報の非対称性を利用して自分の利益のために患者の医療需要を誘発するこうした行動を「医師誘発需要」と呼ぶ。

医師誘発需要が発生すると、健康状態の改善には寄与しない不必要な医療サービスが供給され、社会的な非効率が発生する。

医療サービスは、入院医療と入院外医療に区分されるが、入院医療に関する医師誘発需要としては、不必要な検査、投薬、手術や入院日数の引き延ばしと考えられる。

1.2 病床規制の概要

厚生労働省は、各都道府県の病床数と入院医療費に強い相関が認められ、人口あたりの病床数が多いところほど1人あたりの入院医療費が高くなると主張しており、病床の供給を規制することによって増え続ける入院医療費を削減できると考えている。

1985年の第一次医療法改正により、都道府県が医療提供体制の計画を作成する医療計画制度が創設された。医療計画では、都道府県が2次医療圏を設定して、その2次医療圏で必要とされる病床数（基準病床数）を算定し、基準病床数以上となる場合には増床や新規病院の開設を実質的に認めない。この制度を一般的に「病床規制」と呼んでいる。

2次医療圏は、主に入院医療を提供する体制を確保する区域であり、都道府県ごとに4～21、全国で348の圏域が定められている。（平成21年4月1日現在）

なお、2次医療圏ごとの病床規制の対象は、療養病

床及び一般病床であり、高度医療、救急医療などの病床は、病床規制の対象外である。

また、医療計画公示前に既に持っている病床（既存病床）を基準病床数まで減らす必要はなく、減らさないことに対する罰則規定もない。

病床規制は、療養病床及び一般病床の基準病床数を合計した総量規制である。

基準病床数の算定方法は、医療法施行規則で定められているが、使われている値は、全国一律またはブロック別の数値であり、地域の医療需要を無視したもので、妥当な数値とは言い難い。

1.3 本研究の位置づけ

本論文では、病床あたりの医師数を利用し、2次医療圏における入院医療費を推定することにより、医師誘発需要の存在を確認するとともに、病床規制には医師誘発需要を抑制する効果があるのか、病床の供給にどのような影響を与えているのかを分析する。

また、病床の供給が制限されることにより発生する弊害についても分析する。

1.4 先行研究

医師誘発需要及び病床規制について論じた研究はそれぞれ多数存在するが、いずれも医師誘発需要及び病床規制の相関については言及していない。

2. 理論分析

病床規制が医師誘発需要を抑制する効果並びに入院医療費及び病床の供給に与える影響について理論分析する。

まず、特定の2次医療圏に注目し、医師誘発需要が入院医療費及び病床数に与える影響並びに最適な量の入院医療サービスについて分析する。

2.1 情報の非対称がない2次医療圏

図 1に、情報の非対称がない2次医療圏における入院医療費と病床数の関係を表し、病院及び患者の行動、社会的に望ましい病床数を考察する。

縦軸に1病床1日あたり入院医療費をとり、最も症状が重く1病床1日あたり入院医療費が高い患者の入院費を1とする。また、横軸に延べ病床数（病床数×日数）をとり、病気にかかっている患者全員が必要としている延べ病床数を、この2次医療圏全体で1とする。患者の1日あたり入院に対する支払意思額は、0から1の間に一様に分布していて、需要曲線 $D(x)$ で表される。cは、1病床1日あたりに実際に発生する人件費などの費用であり、 $c < 1$ とする。

1病床1日あたり入院医療費は、病気の重さにより異なり、 x' に位置する患者の入院医療費は $D(x')$ で、政府は病院に $D(x') - c$ を支払い、患者はcを支払うとする。このとき病院の利潤は、 $D(x') - c$ である。

病院の利潤の合計は、政府からの収入の合計から費用cの合計を引いたものである。また、自己負担cを考慮して、0から $1 - c$ の間に位置する患者だけが入院しようとする。

病院は利潤を最大化しようとするので、このときのこの2次医療圏の病院の利潤の合計は $\frac{(1-c)^2}{2}$ である。

社会的に望ましいのは、便益が費用cを上回る範囲で病床が提供されることであり、0から $1 - c$ の間に位置する患者が入院することである。

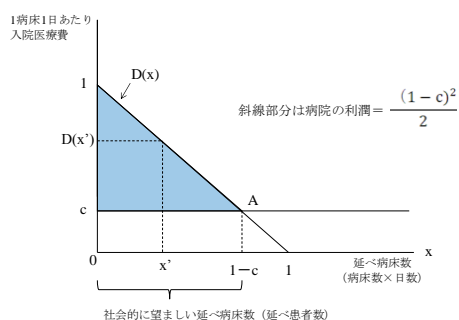


図 1 情報の非対称がない2次医療圏における入院医療費と病床数

2.2 情報の非対称がある2次医療圏

図 2に情報の非対称がある2次医療圏における入院医療費と病床数の関係を表す。

本来必要な入院医療サービス（需要曲線 $D(x)$ ）を医師だけが知っていて、政府と患者にはわからない場合、医師はその情報の非対称を利用し、患者に不必要な検査・処置、入院日数の延長などをアドバイスする。そして、患者は本来の入院医療費より $(1 + \alpha)$ 倍多く入院医療費を払っても良いと考えていると仮定する。

1病床1日あたり入院医療費は、需要曲線 $D(x)$ を $(1 + \alpha)$ 倍した額であり、患者はcを支払うとする。

このとき、cと $(1 + \alpha) D(x)$ が交わる点Bまでの患者が入院する。点Bのときの延べ患者数は、次のように求められる。

$$c = (1 + \alpha) - (1 + \alpha) x$$

$$(1 + \alpha) x = (1 + \alpha) - c$$

$$x = 1 - \frac{c}{1 + \alpha}$$

$$\alpha > 0 \text{ であれば, } 1 - c < 1 - \frac{c}{1 + \alpha}$$

よって、延べ入院患者は情報の非対称がない場合に比べ増加する。

また、この2次医療圏の病院の利潤の合計は

$$\frac{(1 + \alpha - c) \left(1 - \frac{c}{1 + \alpha}\right)}{2} = \frac{(1 + \alpha - c)^2}{2(1 + \alpha)} \text{ であり,}$$

$$\alpha > 0 \text{ のとき, } \frac{(1 - c)^2}{2} < \frac{(1 + \alpha - c)^2}{2(1 + \alpha)} \text{ となり,}$$

情報の非対称がない場合に比べ増加する。

しかし効率性の観点から考えると、真の問題は病院の利潤増加ではなく、AからBの間にいる患者が、入院から受ける真の便益 $D(x)$ がcを下回っているにも関わらず入院し、社会的損失が発生していることである。

なお、病床あたり医師数が異なるので、それぞれの2次医療圏で医師誘発需要に強弱がある。病床あたりの医師数が多いほど、1病床1日あたり入院医療費を上げようとするインセンティブが働くと考えられる。

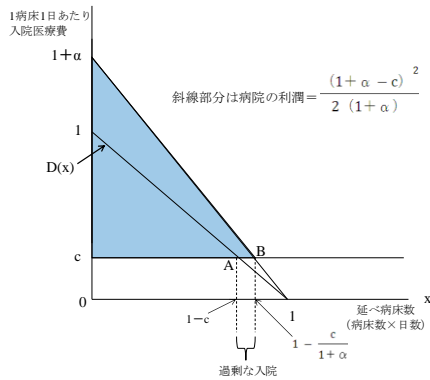


図 2 情報の非対称がある2次医療圏における入院医療費と病床数

2.3 病床規制の効果

2.2 のように、情報の非対称がある2次医療圏において、病床規制が入院医療費及び病床数に与える影響を考察する。

基準病床数または既存病床数のうち、大きい方を r とする。

① $0 < r < 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数 $1-c$ より病床数が少ないので、本来入院するべき患者 (r と $1-c$ の間に位置する患者) が入院できない。(図 3)

② $r = 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数となり、入院が必要な患者が過不足なく入院する。

③ $r > 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数 $1-c$ より病床数が多いので、入院する必要のない患者 ($1-c$ から $\min\{r, 1-\frac{c}{1+\alpha}\}$ の間に位置する患者) が入院する。(図 4)

政府が、2次医療圏ごとに病床の最適な供給量を把握するのは困難であり、適切ではない基準病床数が設定されると考えられる。

(ほとんどの2次医療圏が、 $0 < r < 1-c$ または、 $r > 1-c$ の状態である。)

また、病床規制に拘束力があるのは、 $1-\frac{c}{1+\alpha}$ より少ない病床数が基準病床数として設定されている場合であり、症状の重い患者から入院するので、このとき1病床1日あたり入院医療費の平均は、病床規

制に拘束力がない2次医療圏に比べて高くなると考えられる。

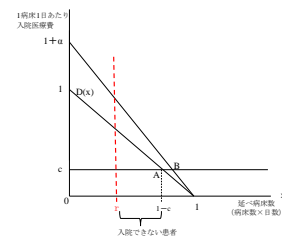


図 3 $0 < r < 1-c$ のとき

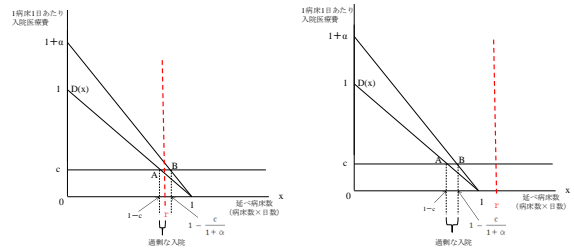


図 4 $r > 1-c$ のとき

3. 医師誘発需要及び病床規制が入院医療費に与える影響 (実証分析)

病床あたり医師数が多いほど、また、病床規制に拘束力がある方が、1病床1日あたりの入院医療費が高いという理論分析の結果に基づき、平成20年度の2次医療圏別データを用い、実証分析を行う。

3.1 推定モデル

医師誘発需要及び病床規制の拘束力の有無が1病床1日あたりの入院医療費に与える影響について、平成20年度の国民健康保険医療費(入院)を用いて、次のとおりOLS推計で分析した。

$$\ln(\text{Bill}) = \alpha + \beta_1(\text{Doctor}) + \beta_2(D_R) + \beta_3(\text{Doctor} \times D_R) + \beta_4(X) + \varepsilon$$

Bill : 1病床1日あたり入院医療費

α : 定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$: パラメータ

Doctor : 病床あたり医師数

D_R : 拘束力ダミー

X : その他説明変数

ε : 誤差項

3.2 推定結果

推定結果は、次のとおりである。

表 1 推定結果

被説明変数 : ln(1病床1日あたり入院医療費)			
説明変数	係数		標準誤差
ln(病床あたり医師数)	0.119	***	0.033
拘束力ダミー	0.103	*	0.057
ln(病床あたり医師数) × 拘束力ダミー	0.048	*	0.028
ln(高齢者10万人あたり介護施設定員)	-0.085	***	0.031
ln(平均在院日数)	-0.093	***	0.022
ln(県内総生産)	0.043	***	0.006
ln(人口10万人あたり診療所数)	-0.132	***	0.021
ln(延べ病床数)	-0.018	***	0.007
療養病床割合	0.001	**	0.001
定数項	11.479	***	0.335
サンプル数	343		
補正R ²	0.691		

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

病床あたり医師数の増加が1病床1日あたり入院医療費を増加させる、すなわち医師誘発需要が存在することが示され、病床規制が1病床1日あたり入院費の平均を引き上げていることが示唆される。また、医師誘発需要は病床規制に拘束力がある場合により強く働くことが示された。

4. 病床規制が死亡率に与える影響（実証分析）

社会的に望ましい病床数が供給されなければ、入院したくても入院できない患者や、まだ入院しておく必要があるのに退院させられる患者が発生する可能性がある。そのようなことが起こった場合、患者の健康水準が悪化し、死亡率が高まる可能性があると考えられる。よって、社会的に望ましい病床数が供給されていないことの指標として死亡率を用い、実証分析を行う。

4.1 推定モデル

平成16年度及び平成20年度の都道府県別データを用いて、次のとおりOLS推計で分析した。

$$\text{Mortality} = \alpha + \beta_1 (D_R) + \beta_2 (X) + \varepsilon$$

Mortality : 死亡率

α : 定数項

$\beta_1 \sim \beta_2$: パラメータ

D_R : 拘束力ダミー

X : その他説明変数

ε : 誤差項

4.2 推定結果

推定結果は、次のとおりである。

表 2 推定結果

被説明変数 : 死亡率			
説明変数	係数		標準誤差
拘束力ダミー	0.017	**	0.008
年度ダミー	-0.020	**	0.008
老年人口割合	0.039	**	0.003
年少人口割合	-0.009	*	0.005
ln(県内総生産)	-0.019	**	0.008
ln(病院・診療所密度)	-0.011		0.007
定数項	0.460	**	0.232
サンプル数	94		
補正R ²	0.948		

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

病床規制が拘束力を持つ2次医療圏では死亡率が上がることで、すなわち病床規制が死亡率を引き上げていることが示唆される。病床規制が拘束力を持つ2次医療圏では、社会的に望ましい病床数が供給されていない、つまり病床規制が社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていることが示された。

5. 政策提言

本研究では、入院における医師誘発需要の存在を確認し、病床規制が入院医療費に与える影響を分析した。分析の結果、医師誘発需要の存在が確認でき、病床規制には医師誘発需要を抑える効果はなく、医師誘発需要及び1病床1日あたり入院医療費を増加させる傾向があることが明らかになった。

また、死亡率を用いて分析した結果、病床規制は社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていることも示された。

この結果、医師誘発需要対策としての病床規制は効果がなく、弊害をもたらしていることが明らかになった。よって、病床規制は撤廃すべきである。

医師誘発需要対策としては、カルテの電子化などの医療の標準化、医療情報の開示など、さまざまな提言がなされている。情報の非対称を解消するためのこのような対策を検討するべきだと考える。

公的信用保証制度におけるモラルハザードに関する一考察

まちづくりプログラム MJU10047 伊藤 晃子

1. はじめに一研究の背景・目的

日本の公的信用保証は、貸出先企業がデフォルトした場合における信用保証協会の金融機関に対する債務保証割合が長らく 100%であったことが、主要先進国と比較する上で特徴的な事項である。即ち債務保証割合の側面からは金融機関にリスク負担を求めない制度設計となっていることから、貸出先企業に対するモニタリングを行わないなどの金融機関におけるモラルハザードが生じる可能性が指摘できる。また、信用保証協会への公的支援が手厚いことから、保証先企業に対する審査・モニタリングを適切に行うインセンティブが欠如することにより、保証協会自身によるモラルハザードが生じる可能性も考えられる。

そこで本稿では、金融機関から信用保証協会への出捐金が、金融機関におけるモラルハザードを抑止する効果があるのか、次に公的信用保証の付保状況が社会全体の生産性にどのような影響を与えたか、また 1990 年代後半に貸し渋り・貸し剥がし対策として行われた特別信用保証制度の付保状況が、同じく社会全体の生産性にどのような影響を与えたかについて、信用保証協会毎のパネルデータを用いて分析を行った。

2. 信用保証制度の概要

2.1. 中小企業の間接金融市場における情報の非対称性

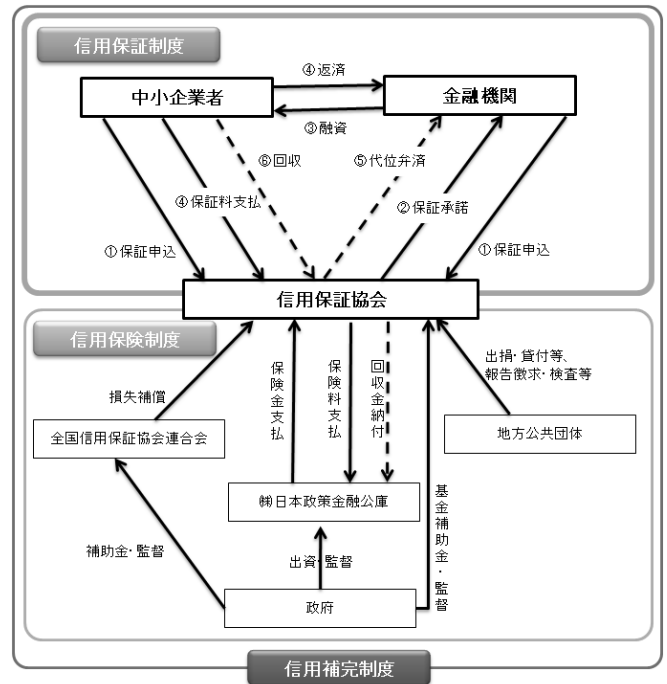
そもそも中小企業の間接金融市場では、中小企業と金融機関との間に情報の非対称性が存在し、金融機関が情報劣位にあることから、資金供給が過少となることが懸念される。また、リスクに応じた金利を設定することができないことにより、低リスク企業はその融資を利用せず、高リスク企業だけが利用するという逆選択が発生することも懸念される。

ここで信用保証制度が介在すると、保証付き融資が焦げ付いた場合、公的機関である信用保証協会が金融機関に対して債務保証を行うので、金融機関に中小企業への融資を促すインセンティブを与えることができる。

2.2. 信用保証制度とは

信用保証付き融資の流れを参考図により簡単に示す。まず、中小企業は信用保証協会の窓口、もしくは金融機関を通じて

信用保証の申込みを行う (①)。信用保証協会は、保証の申込みを受けると企業の信用調査を行い、保証が承諾されれば (②)、保証付き融資の実行となる (③)。実行後は、中小企業は通常の融資と同様に金融機関へ返済を行うほか、信用保証協会に対して保証料を支払う (④)。万一、中小企業が金融機関から受けた融資の返済が不能になった場合、最終履行期限から一定期間経過したのち、信用保証協会が、金融機関に対して元金・利息の債務を肩代わりする。これを代位弁済 (⑤) という。代位弁済後は、信用保証協会が中小企業の状況を見ながら資金回収を行う (⑥)。



参考図 信用補完制度のしくみ

2.3. 信用保険制度とは

各信用保証協会は、株式会社日本政策金融公庫と保険関係を結んでおり、代位弁済を行った信用保証協会に対しては、日本政策金融公庫から代位弁済額の一定割合 (70~90%) をカバーする保険金が支払われることになる。この再保険制度を含めた信用保証協会の経営を支援するしくみを信用保険制度という。各信用保証協会は、保険の種類に応じて日本政策金融公庫に保険料を支払い、また信用保証協会が代位弁済後に企業から資金を回収することができれば、日本政策金融公

庫へ納付することになる。しかし資金の回収率は非常に低い。

2.4. 特別信用保証制度とは

1997年の金融危機発生に伴い、1998年10月から2001年3月にかけて、貸し渋り・貸し剥がし対策として特別信用保証制度が実施された。この制度は、ネガティブリスト10項目に該当しない限りは保証が受けられるという、これまでにならぬ審査形態であった。

3. 金融機関のモラルハザードの可能性

3.1. モニタリングを行うインセンティブの欠如及び逆選択が生じる可能性

日本の信用保証に類する制度は各国で行われているものの、創業支援などの特別な保証を除き、保証割合が100%である国は近年他に類をみない。日本の信用保証付き融資の場合は、貸出先企業がデフォルトに陥っても金融機関はリスクを負わないため、貸出先企業に対するモニタリングを行うインセンティブが削がれる可能性があるばかりか、デフォルトしそうな企業への融資を引き上げるインセンティブもまた削がれるといったモラルハザードが生じる可能性があると考えられる。また、金融機関と信用保証協会との間にも情報の非対称が存在することから、優良企業に対しては金融機関のプロパー融資を、より信用リスクの高い企業に対しては信用保証付き融資を選択するという逆選択が起こる可能性も考えられる。

ここで、信用保証協会の運営は、地方自治体や金融機関からの出捐金により支えられている。前述のように、信用保証付き融資の個別案件に関しては、金融機関はリスクを負わないことにより十分なモニタリングを行わない可能性が指摘できるが、仮に金融機関のモラルハザードが顕在化し、信用保証協会の代位弁済が大幅に増加、破産に陥り解散することになった場合、金融機関に出捐金が戻らない可能性がある。このことから、金融機関の出捐割合が高ければ、信用保証協会が経営の危機に直面すると金融機関自身の負うリスクも高まるので、前述のモラルハザードが起こる可能性は低く、個別の信用保証付き融資案件に関しても金融機関のモニタリングが十分機能し、信用保証付き融資の貸出先企業がデフォルトに陥る確率は低く抑えられるとも考えられる。

3.2. 出損によるモラルハザード抑止効果に関する検証

ここで、注目する説明変数を金融機関出損率とし、この変

数が代位弁済率に与える影響について、信用保証協会別パネルデータを用い、固定効果モデル又は変量効果モデルにより、次のとおり推計を行う。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1it} + \gamma_2 X_{2it} + \gamma_3 X_{3it} + \gamma_4 X_{4it} + \gamma_5 X_{5it} + \gamma_6 X_{6it} + \gamma_7 YD_t + e_{it}$$

Y_{it} : 代位弁済率 γ_0 : 定数項 $\gamma_1 \sim \gamma_7$: パラメータ

X_{1it} : 金融機関出損率 X_{2it} : 地域GDP

X_{3it} : 第2次産業就業者率 X_{4it} : 第3次産業就業者率

X_{5it} : 人口 X_{6it} : 倒産件数 YD_t : 年次ダミー e_{it} : 誤差項

i : 信用保証協会 t : 年

推計結果は表1のとおりである。また、Hausman testの結果、ここでは固定効果モデルによる推計結果に着目する。注目する変数である金融機関出損率は、係数がマイナスであるものの、統計的に有意ではなかった。即ち金融機関の出捐比率が高くと、十分にモニタリング機能が働いているとはいえない状況にあると考えられる。

表1 推計結果

被説明変数	OLS		FE		RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
代位弁済率	0.0002	0.09	-0.0007	-0.26	-0.0052 **	-2.02
金融機関出損率	-7.24E-08 ***	-7.79	-9.54E-08 **	-2.55	-6.87E-08 ***	-4.54
地域GDP	0.0192 **	2.39	-0.1481 ***	-4.16	-0.0456 ***	-2.78
第2次産業就業者率	0.0503 ***	5.7	-0.3526 ***	-6.52	-0.0148	-0.81
第3次産業就業者率	1.48E-07 ***	4.43	1.44E-06 ***	3.04	2.48E-07 ***	3.32
人口	0.0014 ***	7.58	0.0008 ***	2.98	0.0012 ***	5.00
倒産件数	yes		yes		yes	
年次ダミー	-2.5111 ***	-3.56	22.8505 ***	5.68	3.2325 **	2.31
定数項	682		682		682	
サンプル数	0.0000		0.0000		0.0000	
F値	0.5520		0.6674		0.6338	
決定係数						

***, **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。

ここで、モニタリングが機能しない理由について考えてみる。信用保証協会は概ね各都道府県に1か所しか存在しない。このため、仮に経営の危機に直面しても、破綻させてしまった場合の地域に与えるリスクが多めで、政府が積極的に救済せざるを得ないものと考えられる。信用保証制度は、信用保険制度を含めた信用補完制度の中に構築されており、保証協会の経営を手厚く支えるシステムが整っていることから、金融機関は保証協会が倒産しないという前提の下で行動することになると考えられる。その結果、出捐による金融機関のモニタリングも機能せず、また、信用保証協会自身の保証先企業に対する審査を適切に行うインセンティブを削ぐとも考えられる。

4. 信用保証付き融資はどのような企業に実行されているのか

4.1. 付保状況が生産性に与える影響の検証

3節の結果及び債務保証が100%であることから、実質的な審査を行うのは信用保証協会となると考えられる。このような状況においては、保証協会は少なくとも金融機関以上に企業情報を収集する必要があるが、実際には困難であることが予想される。

以上のことを踏まえて、信用保証付き融資が実行される企業はどのような企業であり、その結果社会全体にどのような影響を与えるのかを分析する。

ここで、本来融資すべき企業を融資後に生産性を高める潜在性を持つ企業とし、付保状況が増大するほど社会全体の生産性は低下傾向になるという仮説に関する実証分析を行う。

$$\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_1 + \beta_1 X_{7it} + \beta_2 MI_{it} + \beta_3 HW_{it} + \beta_4 YD_t + u_{it}$$

$\exp(\hat{\epsilon}_{it})$: 全要素生産性 (TFP) α_1 : 定数項 $\beta_1 \sim \beta_4$: パラメータ
 X_{7it} : 保証承諾件数, 保証承諾金額,

1件あたりの保証承諾額, 信用保証利用率

MI_{it} : 製造業就業率 HW_{it} : 高速道路実延長

YD_t : 年次ダミー u_{it} : 誤差項 i : 信用保証協会 t : 年

保証状況を示す説明変数として、保証承諾件数、保証承諾金額、1件あたりの保証承諾額、信用保証利用率の4つを用い、これら4つの変数をそれぞれ別の式に加えて推計を行った。また、保証承諾件数及び保証承諾金額については、そのままの値を用いると単純に都市圏では大きく、地方では小さくなってしまふと考えられるので、分析の際には地域GDPで除して基準化した値を用いた。分析方法については、信用保証協会別パネルデータを用いて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推計を行った。

結果は表2のとおりである。また、Hausman testの結果、4つの推計式はすべて変量効果モデルによる推計結果に着目する。付保状況を示す4つの変数の係数の符号は全て負であり、かつモデル(a), (d)においては、1%、モデル(b)においては5%の水準で統計的に有意となった。即ち、付保状況が高まるにつれて、モデル(a),(b),(d)においては生産性が有意に低下、またモデル(c)についても生産性が高まるとはいえないということになる。

表2 推計結果

被説明変数	(a) RE		(b) RE		(c) RE		(d) RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
生産性								
保証承諾件数/GDP	-19.3942 ***	-2.77						
保証承諾金額/GDP			-1.1988 **	-1.97				
1件あたりの保証承諾額					-0.0005	-0.75		
信用保証利用率							-0.0009 ***	-2.73
製造業就業率	0.0005	0.79	0.0003	0.5	0.0001	0.15	0.0004	0.55
高速道路実延長	0.0000199	0.65	0.0000175	0.56	0.0000217	0.7	0.0000137	0.44
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	0.9982 ***	61.82	0.9969 ***	61.52	0.9998 ***	57.65	1.0077 ***	59.83
サンプル数	884		884		884		884	
決定係数	0.1523		0.1483		0.1457		0.1536	

***, **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。

4.2. 特別保証制度が生産性に与える影響の検証

特別信用保証制度は、1997年の金融危機に伴い行われた経済対策の中でも規模の大きなものである。この時期に貸し渋りが横行したのであれば、本来融資を受けるべき生産性の高い企業も融資を受けることができない状況にあったといえ、そのような状況下で特別信用保証制度の実施により資金制約が緩和されれば、生産性は押し上げられると考えられる。しかし本制度については、期待された効果を生まないのはいかという懸念もあった。これを踏まえて、4.1.でみた生産性に信用保証が与える影響に関するモデルに、特別信用保証制度のダミー変数を加えて、再度推計を行うこととする。ここで推計するモデルは次のとおりである。

$$\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_2 + \beta_5 X_{7it} + \beta_6 X_{7it} * EX_t + \beta_7 MI_{it} + \beta_8 HW_{it} + \beta_9 YD_t + u_{2it}$$

$$\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_3 + \beta_{10} X_{7it} + \beta_{11} X_{7it} * EX_t + \beta_{12} MI_{it} + \beta_{13} HW_{it} + \beta_{14} EX_t + u_{3it}$$

$\exp(\hat{\epsilon}_{it})$: 全要素生産性 (TFP) $\alpha_2 \cdot \alpha_3$: 定数項

$\beta_5 \sim \beta_{14}$: パラメータ X_{7it} : 4.1.1.と同様

EX_t : 特別保証制度ダミー MI_{it}, HW_{it}, YD_t : 4.1.1.と同様

$u_{5it} \sim u_{12it}$: 誤差項 i : 信用保証協会 t : 年

変数、分析方法は4.1.1.と同様であるのに加えて、特別信用保証制度が実施された1998~2000年度を1、それ以外を0とする特別保証ダミー、及びこのダミー変数と付与状況を示す変数との交差項を推計式に含めた。また年次による要因をコントロールする変数として、年次ダミー及び特別保証ダミーを用いている。

推計結果は表3・4のとおりである。また、Hausman testの結果、モデル(e)~(h), (i)~(j)においては変量効果モデル、モデル(k), (l)においては固定効果モデルによる推計結果に着目する。モデル(e)~(h)については、付保状況を示す4つの変

数の係数の符号は全て負であり、かつモデル(e)及び(h)についてはそれぞれ 1%及び 5%水準で統計的に有意である。ここで注目すべき特別保証ダミーと付保状況を示す 4 つの変数との交差項の結果をみると、5%水準で統計的に有意であるモデル(h)を除くと、有意ではないものの係数の符号は全て負である。モデル(i), (j), (l)についても、付保状況を示す変数の係数の符号は負で、統計的にも 1%, 5%, 1%の水準で有意である。モデル(k)については係数の符号が正であるものの、t 値がかなり低い値である。また、特別保証ダミーと付保状況を示す変数との交差項の結果をみると、モデル(j)~(l)においては係数の符号が負で、かつ(l)においては 5%の水準で統計的に有意である。モデル(i)では係数の符号が正であるも、統計的に有意ではない。これらの結果から、特別信用保証制度についても、付保状況が高まるにつれて生産性が高まるとはいえないということになる。

表 3 推計結果 (モデル(e)~(h))

被説明変数: 生産性	(e) RE		(f) RE		(g) RE		(h) RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
保証承担保件数/GDP	-19.3549 ***	-2.66						
保証承諾金額/GDP			-1.1177	-1.55				
1件あたりの保証承諾額					-0.0004	-0.65		
信用保証利用率							-0.0008 **	-2.39
保証承担保件数/GDP*特別保証ダミー	-0.0993	-0.02						
保証承諾金額/GDP*特別保証ダミー			-0.1344	-0.21				
1件あたりの保証承諾金額*特別保証ダミー					-0.0003	-0.4		
信用保証利用率*特別保証ダミー							-0.0008 **	-2.22
製造業就業者率	0.0005	0.8	0.0003	0.47	0.0001	0.12	0.0003	0.44
高速度路実延長	0.0000197		0.0000173	0.56	0.0000215	0.7	0.0000105	0.34
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	0.9982 ***	61.75	0.9969 ***	61.71	0.9990 ***	57.55	1.0076 ***	59.76
サンプル数	884		884		884		884	
F値	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
決定係数	0.1523		0.1483		0.1459		0.1586	

***, **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。

表 4 推計結果 (モデル(i)~(l))

被説明変数: 生産性	(i) RE		(j) RE		(k) FE		(l) FE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
保証承担保件数/地域GDP	-29.8878 ***	-4.54						
保証承諾金額/地域GDP			-1.426 **	-2.26				
1件あたりの保証承諾額					0.00000178	0.00		
信用保証利用率							-0.0009 ***	-3.59
保証承担保件数/地域GDP*特別保証ダミー	1.8856	0.32						
保証承諾金額/地域GDP*特別保証ダミー			-0.1187	-0.19				
1件あたりの保証承諾金額*特別保証ダミー					-0.0008	-1.09		
信用保証利用率*特別保証ダミー							-0.0008 **	-2.24
製造業就業者率	-0.0016 ***	-3.4	-0.0022 ***	-4.89	-0.0029 ***	-5.44	-0.0038 ***	-6.81
高速度路実延長	0.0001 ***	3.03	0.0001 ***	3.22	0.0001 ***	2.75	0.0001 ***	3.34
特別保証ダミー	-0.0063	-1.33	-0.0041	-0.81	-0.0000183	-0.00	0.0184	1.62
定数項	1.0444 ***	84.31	1.0462 ***	82.79	1.0535 ***	65.30	1.0936 ***	64.70
サンプル数	884		884		884		884	
決定係数	0.1079		0.0939		0.0834		0.1032	

***, **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。

5. 実証分析結果のまとめと政策提言

3・4節で行った実証分析の結果から、現在の制度においては、市場に歪みをもたらすことなく信用保証付き融資を行うことは困難であり、金融機関や保証協会のモラルハザードを抑止するには、“保証協会は経営破綻しない”というしくみを改める必要があると考えられ、そのための方策としては、日本公庫による再保険の填補率を引き下げること検討する余地があると考えられる。

6. おわりに

本稿では、信用保証制度を支える信用保険制度を考慮した上で、信用保証付き融資の実行において生じる可能性のある、金融機関及び信用保証協会のモラルハザードについて着目し、分析を行った。その結果、信用保証付き融資実行先へのモニタリングの欠如といった金融機関のモラルハザードについて、出損による抑止効果は見出せず、また、金融機関のモラルハザードが防げない状況下で、保証承諾は本来融資すべき企業のみに行われているとはいえないということが明らかとなった。これらの原因は、信用保証協会を支える公的支援が手厚いことから生じていると考えられ、現実的に“信用保証協会は経営破綻しない”というしくみを改めることを検討する必要があるということを示唆してきた。

しかし、中小企業自身が公的信用保証付き融資に対してモラルハザードを引き起こす可能性など、信用保証制度の重要な当事者である中小企業の姿勢については触れてこなかった。バブル崩壊後の中小企業金融円滑化を目的として、信用保証制度における無担保保証の限度額が度々引き上げられるなど、支援を強化する方向での制度改正が繰り返し行われており、このことにより代位弁済額の増加や代弁後の資金回収の困難などを指摘することもできるため、これらについて研究を深める余地は十分にある。

また、新規に起業する場合や、既存企業においても全く新たな事業を立ち上げる場合には、情報の非対称性を解消すべき政策として公的信用保証が一定の効果を挙げる可能性も否定できない。よってこのようなケースにおける信用保証制度の効果の検証は、今後取り組みたいところである。

指定管理者制度導入の効果の検証について

政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU10048 小川充彦

1 研究の背景と目的

平成 15 年の地方自治法改正により、指定管理者制度が導入された。この制度は、普通地方公共団体が住民の利用に供するために設置した公の施設の管理を法人その他の団体に行わせることで、その目的のひとつとして、当該施設で提供されるサービスの質を向上させることが挙げられる。八田(2008)によれば、「競争にさらされていない企業」には非効率が生じるというが、公の施設の管理を競争にさらされる民間等が行った場合に、サービスの向上効果はあったのであろうか。本稿では、指定管理者制度導入が施設で提供されるサービスの向上に与える効果について、東京 23 区の公立図書館を対象に実証分析を行うことでその効果を検証し、どのような場合に、よりサービス向上効果が高いかを提言することを目的とする。

2 指定管理者制度の概要

指定管理者制度は、平成 15 年の地方自治法の改正により導入され、公の施設の管理を、法人その他の団体に行わせることができるというものである。法改正以前においても、管理委託制度により、当該施設を設置した団体以外の団体にも管理を行わせることは可能であったが、管理委託制度は、処分に該当する使用許可等は委託できなかった。また、管理の受託は、普通地方公共

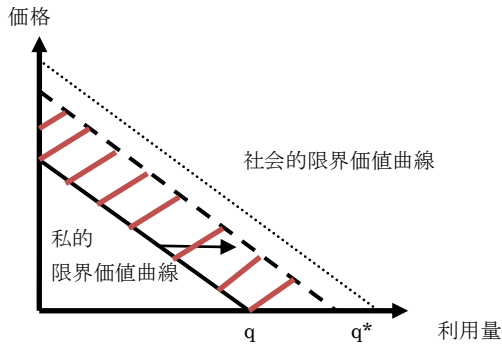
団体が出資している法人で政令で定めるもの又は公共団体若しくは公共的団体に限定されていた。指定管理者制度が導入されたことにより、受託者に処分に該当する使用許可を行わせること及び民間企業等が受託者になることが可能になった。

3 指定管理者制度導入に関する理論分析

3-1 指定管理者制度導入の理論分析

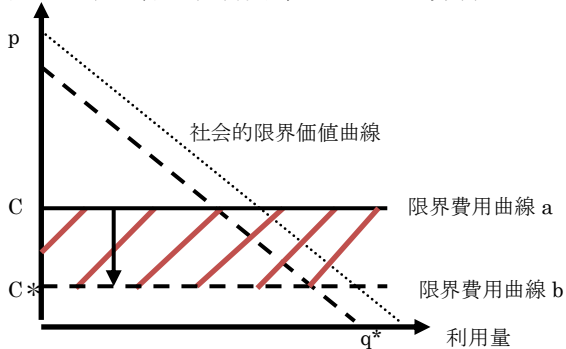
本稿においては、図書館に指定管理者制度が導入された場合に、来館者、貸出点数及び登録者がどのように変化しているかを分析する。これらが増加している場合の効果を図 1 で表している。図書館の利用は原則無料であるため、消費量は q となる。また、図書館は教育効果があると考えられることから、正の外部性があるといえるため、通常、社会的に望ましい消費量よりも過小な消費になっていると考えられる。なお、社会的に望ましい需要曲線を、社会的限界価値曲線として表している。指定管理者制度が導入され、来館者等が増加すると、私的限界価値曲線が右にシフトし、消費量は q^* となり、斜線部だけ余剰が増加するとともに、社会的に望ましい消費量に近づくことになる。

図1 指定管理者制度導入の余剰分析



一方、図書館サービスの供給は無料で行われているものの、実際には人件費等がかかる。これが指定管理者の導入で下がることを、図2で示している。図2中の限界費用曲線 a が制度導入前のコストで、制度導入後のコストが限界費用曲線 b であり、斜線部がコスト削減分である。これらのことから、社会全体でみると指定管理者の導入により余剰が増加していることが予想されるため、指定管理者制度は正当化することができる。

図2 指定管理者制度導入のコスト分析



3-2 インセンティブ契約の理論分析

指定管理者制度においては、「エージェンシー問題」が発生すると考えられ、何らかの形で依頼人（普通地方公共団体）が、代理人（受託業者）の行動を観察しないと、モラルハザードが発生し、代理人が自身の利害のみを考慮することになると考えられ

る。これに対処する方法として、インセンティブ契約があり、インセンティブ契約は、結果と指定の指標に報酬を連動させることで依頼人が望んだ行動を代理人がとるようにインセンティブを持たせることである。したがって、本稿で対象とする図書館においても、この契約があることにより、利用がより増加することが予想される。

4 指定管理者制度導入に関する実証分析

指定管理者制度の導入により施設の利用が増加しているか、また、インセンティブ契約（本稿では誘因契約という。）があると、より質の向上効果があるか否かについて、平成17年度から平成21年度の年度ごとのデータを用いて、被説明変数を各区の人口一人当たり来館者数、貸出点数及び登録者数として、最小二乗法により分析する。なお、本稿の分析における誘因契約とは、「モニタリングの結果を翌年度以降の委託料に反映できる」といった、受託者により強いサービスの向上のインセンティブを与える契約のことを指す。

(1) 来館者数及び貸出点数の分析結果

被説明変数	ln来館者数/人口		ln貸出点数/人口	
	OLS		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
指定管理誘因契約ダミー	0.237 ***	0.082	0.001	0.082
指定管理誘因なしダミー	0.025	0.065	-0.056	0.056
高齢者割合	0.146 *	0.079	-0.068	0.049
保護率	-0.066 ***	0.009	0.037 ***	0.013
ln所蔵資料数	0.341 ***	0.067	0.310 ***	0.069
座席数	0.001 ***	0.0004	-0.0005	0.0003
ln開館日数	0.891 ***	0.119	0.532 ***	0.161
ln専有面積	0.245 ***	0.064	0.315 ***	0.056
ln開館時間	0.824 ***	0.226	0.788 ***	0.167
改築ダミー	0.142 **	0.060	0.163 **	0.074
縮小ダミー	-1.077 **	0.454	-1.177 ***	0.332
併設施設ありダミー	0.128 ***	0.036	0.059 **	0.023
年度ダミー		yes		yes
区ダミー		yes		yes
定数項	-15.040	1.686	-10.244	1.230
サンプル数	643		1078	
F値	184.000		158.430	
修正済み決定係数	0.870		0.8108	

※ ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

来館者数については、誘因契約がある場合のみ統計的に有意な増加を示している。これは、指定管理者制度の導入により、図書館で開催されるイベントがより工夫されたものになったことが要因ではないかと推測される。一方、他のケースでは有意な変化は示していない。貸出点数については、選書は基本的に区に関わっており、資料の内容自体には大きな変化が無いこと、また施設の管理等が良くなれば、資料を持ち帰らずに、その場で利用する人が増えること等が考えられ、サービス向上の影響を十分に捉えられていない可能性がある。ただし、有意な減少はみられないことから、無料施設であったとしてもコスト削減のため指定管理者制度を導入することには一定の効果があるといえるだろう。

(2) 登録者数の分析結果

被説明変数	ln登録者数/人口	
	OLS	
	係数	標準誤差
指定管理誘因ありダミー×導入図書館割合	0.139	0.085
指定管理誘因なしダミー×導入図書館割合	0.345	0.386
高齢者割合	-0.105	0.080
保護率	-0.002	0.024
ln合計所蔵資料数	0.759	0.981
ln平均座席数	0.053	0.101
ln平均開館日数	-0.154	0.522
ln平均専有面積	0.062	0.161
ln平均開館時間	0.443	0.411
ln図書館数	-0.149	0.870
改築館数	0.082 **	0.038
縮小館数	0.109	0.141
併設施設図書館割合	-0.202	0.322
年度ダミー		yes
区ダミー		yes
定数項	-10.172	12.697
サンプル数	115	
F値	141.140	
修正済み決定係数	0.8142	

※ ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

登録者数の分析については、統計的に有意変化がみられない。この分析においてはサービスの向上の指標として適切でなかった可能性がある。また、多くの説明変数で誤差が大きくみられる。説明できていない。これは、サンプル数の少なさというデータの制約とともに、他の大きな説明力を持つ変数が抜けていること等が原因と考えられる。

5 まとめ

本稿では指定管理者制度導入の効果、特に誘因契約の有無が公共施設のサービスの向上に寄与するか否かの分析を行ったが、本章ではこれらの分析をまとめ、それを踏まえた提言を行う。

(1) 指定管理者制度導入の効果

指定管理者制度が導入された図書館では、多くの場合で、統計的に有意ではないもののその係数は正であった。したがって、サービスの向上を明確に示すことはできないものの、少なくとも利用が減少していることは示されなかった。普通地方公共団体川にコスト削減のメリットがあれば、指定管理者制度の導入は意義があると考えられる。また、例え無料の施設であっても、その施設の管理には民間業者が適さないということはないものと考えられる。

(2) 誘因契約の効果

来館者数の分析結果から、誘因契約があることで来館者数は統計的に有意に増加を示した。したがって、このような契約があった方が、サービスの向上効果はより得やすいものと考えられる。

(3) 残された課題

本稿では、指定管理者制度導入の効果について分析を行ったが、次のような課題が残されている。

まず、図書館の登録者数の分析結果については、多くの変数で説明できていない。

また、経費、指定管理者導入前後での具体的な変化、他の施設との比較、モニタリングの指標の他、普通地方公共団体と受託事業者の役割分担等については分析の対象としていないため、今後はこれらを加味した詳細な分析を行い、より踏み込んだ提言を行う必要があると考える。

平成 14 年血液法改正における献血者数の変化についての研究

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10049 小野寺 容資

1 研究の目的

本稿では、無償であるとされている献血であっても、実は献血時に配布される処遇品（おまけ）の価値が重要であると考え、人々は献血の処遇品の金銭的インセンティブに有意に反応していることを証明する。そこで平成 14 年の血液法改正に着目する。この制度改正によって、処遇品のうち図書券等の金券の配布が中止されたことで、献血者が感じる処遇品の価値が低下したと考えられるからである。

したがって、平成 14 年の制度改正によって、献血者数が減少したという仮説を設定した。そして、この仮説を証明するための実証分析を行った。実証分析では、平成 12 年から平成 18 年までの都道府県のパネルデータを用い、平成 15 年以降を 1 とする制度改正ダミーの効果を推計することを試みた。分析は、基本的分析と応用的分析の 2 つを行った。

2 実証分析 1 基本的分析

まず、基本的分析として、制度改正が原因で献血者全体が減少したことを証明するための実証分析を行う。

基本的分析の推計式モデルは以下のとおりである。

$$\ln(\text{献血者数}) = \alpha$$

$$\begin{aligned} & + \beta_1 \times \ln(\text{15-64 歳人口})_{it} \\ & + \beta_2 \times \ln(\text{1 人当たり都道府県民所得})_{it} \\ & + \beta_3 \times \ln(\text{生活保護受給者割合})_{it} \\ & + \beta_4 \times \ln(\text{採血バス数})_{it} \\ & + \beta_5 \times (\text{制度改正ダミー})_{it} \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

α : 定数項, $\beta_1 \sim \beta_5$: パラメータ,
 ε : 誤差項, i : 都道府県, t : 年

分析は最小二乗推定法 (OLS) 及び固定効果モデル (FE) により行い、分析の解釈は固定効果モデルによって行う。分析結果は、表 1 のとおりである。

【表1】基本的分析結果
被説明変数:ln(献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(15-64歳人口)	0.773 ***	0.022	2.622 ***	0.291
ln(1人当たり都道府県民所得)	-0.073	0.071	-0.342 ***	0.127
ln(生活保護受給者割合)	0.042 ***	0.014	-0.042	0.054
ln(採血バス数)	0.212 ***	0.032	0.108 ***	0.028
制度改正ダミー	-0.078 ***	0.014	-0.035 ***	0.011
切片	6.013 ***	0.540	-4.785 **	2.430
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	ajdR ² = 0.969		within = 0.594 between = 0.968 overall = 0.960	

(注)***, **, *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 1 より、制度改正ダミーの係数の符号は、OLSとFEのどちらの分析においても 1%の水準で統計的に有意にマイナスとなり、予想どおりの結果が得られた。より望ましいと思われる固定効果モデルに着目すると、制度改正が原因で献血者が 3.5%減少したことが示された。

この分析の結果から、献血者は処遇品の金銭的なインセンティブに反応していることが示された。処遇品が金券から金券以外のもので変化するという差によって、これだけの差が生じていることから、献血者は、処遇品の価値の変化に敏感に反応するものと考えられる。また、この結果から、処遇品としての金券の配布を再開することにより、献血者数を増加させることが可能なのではないかと考えられる。

3 実証分析2 応用的分析

次は、応用的分析として、献血者を世代別・男女別に分けて実証分析を行う。

応用的分析の推計式モデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \ln(\text{世代別・男女別献血者数}) \\ = \alpha \\ + \beta_1 \times \ln(\text{世代別・男女別人口})_{it} \\ + \beta_2 \times \ln(\text{1人当たり都道府県民所得})_{it} \\ + \beta_3 \times \ln(\text{生活保護受給者割合})_{it} \\ + \beta_4 \times \ln(\text{採血バス数})_{it} \\ + \beta_5 \times (\text{制度改正ダミー})_{it} \\ + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

α : 定数項, $\beta_1 \sim \beta_5$: パラメータ,
 ε : 誤差項, i : 都道府県, t : 年

分析は最小二乗推定法及び固定効果モデルにより行い、分析の解釈は固定効果モデルによって行う。分析結果の概略は、表2のとおりである。表2は、各世代別・男女別の推計モデルを分析し、その結果から固定効果モデルの制度改正ダミーの係数と標準誤差を抜き出してまとめたものである。

【表2】応用的分析結果概要

	制度改正ダミー係数	標準誤差
10代男性	-0.044 *	0.267
20代男性	-0.092 ***	0.012
30代男性	-0.022	0.028
40代男性	0.014 *	0.008
50代男性	0.026	0.027
60代男性	0.043 ***	0.015
10代女性	-0.182 ***	0.036
20代女性	-0.161 ***	0.035
30代女性	-0.024	0.019
40代女性	-0.045 **	0.019
50代女性	-0.039 **	0.018
60代女性	0.014	0.023

(注)***, **, *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。

固定効果モデルによる推定の結果、制度改正が原因で献血者が減少したと統計的に有意に示された層は、10代男性献血者、20代男性献血者、10代女性献血者、20代女性献血者、40代女性献血者及び50代女性献血者の6つの層であった。

10代男性献血者については、制度改正ダミーが10%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により4.4%の減少が見られた。

20代男性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により9.2%の減少が見られた。

10代女性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により18.2%の減少が見られた。

20代女性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により16.1%の減少が見られた。

40代女性献血者については、制度改正ダミーが5%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により4.5%の減少が見られた。

50代女性献血者については、制度改正ダミーが5%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により3.9%の減少が見られた。

その他の層では、制度改正が原因で献血者数が減少したことは統計的に有意に示さ

れなかった。

この分析の結果から次の2つのことが考えられる。まず一点目として、処遇品としての金券の配布を再開することで、献血者数を増加させることが可能であると考えられる。二点目として、献血者の属性によって、処遇品の金銭的インセンティブの効果が異なるものと考えられる。

また、応用的分析の結果、制度改正ダミーが10%以上の水準で統計的に有意にマイナスとなるのは、10代男女、20代の男女、40代女性及び50代女性の献血者であったが、これらの層が処遇品の金銭的インセンティブが有意に働く原因としては、推察にとどまるが、これらの層は、全体的に所得が低いものと考えられるため、処遇品の価値の変化に敏感に反応しているものと思われる。

4 政策提言

以上の分析結果を踏まえて次の2つの政策提言を行いたい。

まず一点目は、献血者1人当たりの処遇品のコストを変えずに、より効率的に献血者を集めたいのであれば、日本赤十字社は、処遇品としての金券の配布を再開した方がいいのではないかということである。日本赤十字社へのヒアリングの結果、制度改正の前後によって、献血者1人当たりの処遇品のコストにはほとんど変化がないとのことである。したがって、同じコストをかけても処遇品を金券に変えることで、より多くの献血者を集めることが可能である。

二点目は、本稿によって、献血者の属性によって処遇品の金銭的インセンティブへの反応が異なることが実証されたので、日

本赤十字社は、地域ごとや職業ごとなどさらに献血者の属性を細かく分類して分析を行った方がいいのではないかということである。現在の献血の処遇品は献血ルームごとに独自に決めており、その決め方は各地の来場者や献血候補者である地域住民等の属性に合わせたものであるとは言い難い。そこで、限られた処遇品の財源をより効率的に使用するという意味でも、まずは献血者の属性をさらに細かく分析することが必要であると考えられる。

5 今後の課題

本稿の研究は、データ上の制約から個票データが利用できないために、どのような人が制度改正により献血に行かなくなったのかを分析することができず、また同様にデータ上の制約から世代別・男女別の献血者の分析時に献血申込者数を被説明変数とした分析が行えなかった。それらは今後の課題となろう。さらに、今回の研究は献血者の数に限定した分析を行ったが、献血者の質の変化についての分析も行うことが必要であると考えられる。これらの分析を積み重ねることで献血に関する施策の改善へとつなげていくことが期待される。

都市部の火葬場改築が地価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
MJU10050 笠間 毅

第1章 はじめに

急速な高齢化社会の進行が声高に叫ばれて久しいが「人の死」について取り上げられることは稀である。日本の葬祭は火葬率がほぼ100%と世界的に見て特異な性格を有している。しかし、その火葬場が危うい状態に陥っていることはあまり知られていない。急速な高齢化に伴い火葬需要の急増が見込まれる一方で、火葬場の総数は減少している。火葬場の多くは地方自治体により供給されているが、なかには火葬需要の増加を見越して郊外移転や新築等を実施又は検討を行っているところもある。しかし、火葬場特有の外部性故にほぼ例外なく周辺住民による反対運動に直面し、建設が遅々として進まない事態に陥ることも少なくない。火葬場の外部性には典型的なものとして臭気をあげることが出来るが、それ以外にも象徴的な煙突や寺社風の建築様式、喪服を着た参列者の姿なども人の死や穢れを連想させるものとして外部性を構成するものと考えられる。このような課題に直面する火葬場であるが、大都市はより深刻な状況にある。大都市は高度且つ広範に都市化しているため、そもそも火葬場建設用地の選定が困難であることも多い。地方都市であれば郊外移転の可能性も残されるところ、大都市では現在地での改築を選択せざるを得ないことも多い。しかも、周辺住民による反対運動等の発生は避けがたいのが実態である。

ところで、このような深刻な問題がある一方で、近年の外部性対策には見るべきものも多い。近年建設された火葬場は、新たな技術を取り込んだ高性能燃焼炉や集塵機等を導入していることが多い。建築技術にも大きな進歩があり、寺社風建築様式から現代建築への移行、大規模なランドスケープ活用なども積極的に実施されている。中には、着実な計画遂行を担保するため、火葬場に図書館を併設する事例や周辺に公園や集会場などの公共施設を新たに設置させる事例も見受けられる。

しかし、これらの対策が経済的効率性の観点からどのような意味を持つのか、という点が論じられていることは寡聞にして聞かない。特に公共施設を併設する事例は、建設問題の早期決着を図ることだけに問題意識が偏り過ぎ、結果として過剰な公共投資を推し進めている可能性があり、却って資源配分の非効率を招いていると考えることも出来る。

そこで本稿では、このような問題に直面する大

都市圏の火葬場改築案件を対象に改築が地価に与える影響を分析し、その効果について検証を行うこととする。

第2章 火葬場を巡る規制と現状

2-1. 法規制等

(1) 法規制

火葬場を規制する主だった法令は都市計画法（昭和43年6月15日法律第100号）、建築基準法（昭和25年5月24日法律第201号）、墓地埋葬等に関する法律（昭和23年5月31日法律第48号）である。都市計画法第11条に「都市施設として都市計画区域については、都市計画に次に掲げる施設で必要なものを定めるものとする」とあり、都市施設に火葬場が含まれていることを明示している。建築基準法では、法第2条2項に特殊建築物として火葬場が定義されている。また、同法第51条には「都市計画区域内においては、卸売市場、火葬場又と畜場、汚物処理場、ごみ焼却場その他政令で定める処理施設の用途に供する建築物は、都市計画においてその敷地の位置が決定しているものでなければ、新築し、又は改築してはならない」とされている。墓地法では、法第2条2項で「火葬とは死体を葬るためにこれを焼くことを言う」と火葬の定義しており、又法第2条7項では「火葬場とは火葬を行う施設として都道府県知事の許可を得たものを言う」と定めている。法第7条では火葬施設以外での火葬行為を禁止し、さらに法第10条では「火葬場の経営、施設の変更及び廃止には都道府県知事の許可が必要である」旨を定めている。また、火葬場の計画ならびに運営には高度な公共性が求められるとして、旧厚生省環境衛生局環境衛生課長発各道府県衛生主管部長宛昭和43年4月5日環衛第8058号通知に「墓地、納骨堂又は火葬場の経営の許可の取扱について」による行政指導を通じて、火葬場の計画・運営は専ら市町村等の公共団体によることが望ましい旨を示唆している。近年は環境規制についての示唆もなされている。平成12年に厚生省より提示された「火葬場から排出されるダイオキシン類削減対策指針」がそれである。

(2) 規制の効果

一般に火葬場は住宅地から離れた場所に建設されることが要求される。東京都が定める「墓地等の構造設備及び管理の基準等に関する条例」には

人家等から概ね 250m 離すことや衛生上支障が無いことなどが火葬場建設の条件とされている。しかし、これらの条項には外部性をどの水準にコントロールすべきかを示す直接的且つ明示的な規定は見当たらない。ダイオキシン類削減対策指針は辛うじてその点を知ることが出来るものであるが、その内容は排ガス濃度としてダイオキシン類濃度の指針値や残骨灰・集じん灰の処理の適正化などについて触れられている程度に過ぎない。

参入規制としては、墓埋法第 10 条で経営の許可制度を規定しているが、中でも昭和 43 年に実施された行政指導は大きな意味を持つ。当該指導は「火葬場の計画・経営には極めて高度な公共性が求められる」ということに依拠して行われたものであるが、その結果(1)火葬場の計画・経営を地方自治体が主体的に行わざるを得なくなった、(2)地方自治体が提供する火葬の価格はコストを度外視した極めて低廉なものとなったこと、(3)経営許可の抑制ならびに地方自治体の価格政策により民間企業の新規参入は一層困難なものになった、と考えることが出来る。また、純粋公共財ではない火葬場について、どこまで政策介入すべきかについては慎重な検討を要すると考えられる。

2-3. 火葬場が直面する現状

(1)超高齢化社会と火葬需要の急増

厚生労働省発表の人口動態調査(平成 23 年 1 月 1 日発表)によれば、表 2-1 のとおり平成 17 年の時点で既に人口減少社会が到来したことを示している。

表 2-1 人口動態の年次推移

年次	出生数	死亡数
1989 平成元年	1 246 802	788 594
2000	1 190 547	981 853
2001	1 170 882	970 331
2002	1 153 855	982 379
2003	1 123 610	1 014 951
2004	1 110 721	1 028 802
2005	1 082 530	1 083 798
2006	1 082 874	1 084 450
2007	1 089 813	1 108 334
2008	1 081 156	1 142 407
2009	1 070 035	1 141 865
2010	1 071 000	1 194 000

表 2-2 は厚生労働省社会保障・人口問題研究所による将来推計人口(出生中位・死亡中位)から抜粋したものであるが、このデータから死亡者数は今後急速に増加することが予測される。2010 年現在、年間死亡者数は約 120 万人であるが平成 31 年には 140 万人を超え、その 5 年後の平成 36 年には 150 万人を超える見通しとなっており、火葬率の高さを考えると、死亡者数の増加がそのまま火

葬需要に直結する構造になっている。

表 2-2 出生、死亡及び自然増加の実数ならびに率:出生中位(死亡中位)推計

年次	実数(1,000人)		率(人口1,000対)	
	出生	死亡	出生	死亡
平成 18 (2006)	1,090	1,103	8.5	8.8
22 (2010)	935	1,192	7.3	9.4
32 (2020)	773	1,429	6.3	11.6
33 (2021)	763	1,450	6.3	11.9
34 (2022)	754	1,471	6.2	12.1
35 (2023)	746	1,481	6.2	12.3
36 (2024)	739	1,509	6.2	12.6
37 (2025)	731	1,526	6.1	12.8
38 (2026)	725	1,542	6.1	13.0
39 (2027)	718	1,557	6.1	13.2
40 (2028)	711	1,571	6.1	13.4
41 (2029)	703	1,585	6.1	13.7
42 (2030)	695	1,597	6.0	13.9
43 (2031)	687	1,609	6.0	14.1
44 (2032)	677	1,620	6.0	14.3
45 (2033)	667	1,630	5.9	14.5
46 (2034)	656	1,639	5.9	14.7

(2)現在の火葬能力供給

表 2-3 厚生労働省発表の衛生行政業務報告書(平成 21 年度版)によれば、全国には恒常的に稼働している火葬場は 1,715 箇所存在する。内訳を見ると、地方自治体によるものが 1,440 箇所、民間事業者によるものが 58 箇所、宗教法人によるものが 6 箇所、その他(地域団体等を含む)によるものが 211 箇所となっている。現在の火葬場は 80%以上を地方自治体が供給している。表 2-4 は大都市部の地方自治体が供給する火葬場数の推移を示したものである。平成 18 年度以前は恒常的に稼働している火葬場の実数が統計上は明らかでないため、やや正確性を欠くが総数は微減の状態になっていることが窺える。

表 2-3 都道府県別の火葬場の経営主体

都道府県	総数		地方公共団体		民法法人		宗教法人		その他	
	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用
全国	5149	1715	2490	1440	58	58	49	6	2552	211
北海道	177	146	176	146	-	-	-	-	1	-
青森	39	39	38	38	-	-	-	-	1	1
岩手	34	29	31	28	-	-	3	1	-	-
宮城	27	21	25	19	-	-	-	-	2	2
秋田	28	16	28	16	-	-	-	-	-	-
山形	27	20	27	20	-	-	-	-	-	-
福島	26	25	26	25	-	-	-	-	-	-
茨城	32	31	31	31	-	-	-	-	1	-
栃木	13	11	13	11	-	-	-	-	-	-
群馬	19	15	19	15	-	-	-	-	-	-
埼玉	21	21	20	20	1	1	-	-	-	-
千葉	29	29	29	29	-	-	-	-	-	-
東京	28	26	21	19	-	-	-	-	7	7
埼玉	21	21	19	19	-	-	-	-	2	2
新潟	171	37	38	37	-	-	-	-	133	-
富山	18	17	17	16	-	-	-	-	1	1
石川	438	42	18	12	-	-	-	-	420	30
福井	830	15	169	15	-	-	1	-	660	-
山梨	12	12	12	12	-	-	-	-	-	-
長野	27	27	27	27	-	-	-	-	-	-
岐阜	294	68	154	65	-	-	2	-	138	1
静岡	37	37	37	37	-	-	-	-	-	-
愛知	177	36	177	36	-	-	-	-	-	-
三重	886	110	426	100	-	-	21	-	439	10
滋賀	29	14	18	14	-	-	-	-	11	-
京都	23	11	22	11	-	-	-	-	1	-
大阪	191	44	40	40	-	-	-	-	151	4
兵庫	65	51	57	57	-	-	-	-	8	4
近畿	148	148	26	25	-	-	-	-	122	122
和歌山	228	33	130	30	-	-	11	-	3	87
鳥取	149	77	32	5	53	53	11	-	53	18
島根	28	25	28	25	-	-	-	-	-	-
岡山	279	38	79	38	-	-	-	-	200	-
広島	189	71	97	67	-	-	-	-	92	4
山口	49	39	49	39	-	-	-	-	-	-
徳島	19	8	18	8	-	-	-	-	1	-
香川	46	32	29	29	-	-	-	-	17	9
愛媛	47	43	45	42	1	1	-	-	1	-
高知	14	11	14	11	-	-	-	-	-	-
福岡	46	46	46	46	-	-	-	-	-	-
佐賀	17	15	17	15	-	-	-	-	-	-
長崎	36	36	36	36	-	-	-	-	-	-
熊本	31	27	31	27	-	-	-	-	-	-
大分	34	27	33	27	-	-	-	-	1	-
宮崎	12	9	12	9	-	-	-	-	-	-
鹿児島	35	34	35	34	-	-	-	-	-	-
沖縄	24	22	19	17	3	3	-	-	2	2

¹ 武田至(2006年)参照。

表 2-4 地方自治体（大都市圏）が供給する火葬場数

	火葬場数の変化							
	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H21	H21
東京都	19	19	19	19	19	19	19	19
神奈川県	19	18	19	19	19	19	19	19
埼玉県	21	20	19	19	19	20	20	20
千葉県	29	29	24	23	23	29	29	29
愛知県	185	180	43	43	37	36	36	36
京都府	23	23	23	5	14	11	11	11
大阪府	43	43	43	57	40	40	40	40
兵庫県	55	48	48	55	56	57	57	57
小計	393	380	238	239	233	231	231	231

(4)火葬場の新設・改築

地方は郊外移転に適した用地選定が比較的容易なこともあり、公園・スポーツ施設等の公共施設を併設する事例も多い。民間企業の発想を活かすPFI (Private Finance Initiative) を用いた事例²も見受けられる。一方、大都市部は全市的に都市化しているため、郊外移転は困難である場合が多く、現在地において改築を選択する事例が多い。ほぼ例外なく地域住民による反対運動等に直面するだけでなく、交渉の道具として各都道府県が定める墓理法施行細則に定める距離規定が持ち出されることが多く、その結果、地方自治体は火葬場用地を縮小し、周辺に緑地を設ける等の対応を迫られることも多い³。しかも、火葬場の建設はその計画立案から 20 年、30 年単位で建設に漕ぎ着ける事例も多く、取引費用の大きさが際立っている。

第3章 火葬場改築が地価に与える影響(理論分析)

火葬場の外部性のうち、臭気等については法規制によりコントロールがなされている。火葬場の建設は住宅地から 250m 離すことを定めたもののほか、火葬場の四囲を柵や樹木等で目隠しすること等が求める意匠上の規定も存在する。しかし、これらの規制が外部性をどの程度コントロールしているのかという点については詳らかではない。

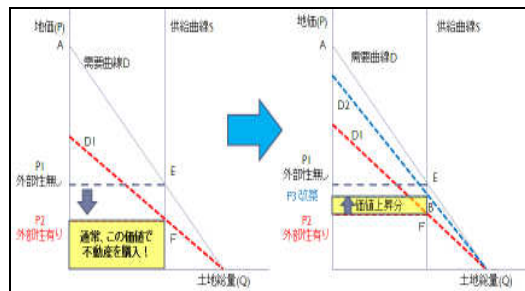
図 3-1 は火葬場周辺に住まう住民が当該土地を取得した際のモデルを示したものである。縦軸には地価(P)を、横軸には土地の総量(Q)を置いている。土地の供給曲線は一般に非弾力的とされるため、供給曲線は S を取るものと仮定する。このとき、外部性が存在しない場合の需要曲線を D とすると均衡点は E となり均衡価格は P1 となる。一方、外部性が存在するときの需要曲線を D1 とすると均衡点は F となり、均衡価格は P2 となる。この P2 が火葬場の存在を前提とした取引価格となる。

図 3-2 は火葬場を改築した際の地価動向を示したものである。適切な改築によって外部性コント

ロール水準が上昇すると、その効果は均衡価格 P1 から P2 の間に収まることになる。改築後の需要曲線を D2 とし均衡点を B とすると、その時の均衡価格は P3 となる、P3 から P2 の価格差が火葬場改築による地価の改善効果とすることが出来る。

図 3-1

図 3-2



なお、このことから派生的に言えることがある。多くの火葬場は地方自治体が提供しており、外部性コントロールのための費用は税金によって賄われている。つまり、外部性の改善費用は全市民が広く分担し、その改善効果は火葬場周辺の不動産所有者に集中するという効果を生み出しているということが出来る。また法規制が住民の活動に影響を与えている可能性も考えられる。福井 (2007) によればコースの定理の含意は以下の 3 点にあるとする⁴。(1)法は権利の内容を明確に定めるべきである。(2)法は取引費用を極小化するように、訴訟法・執行法をはじめとする手続法を定めるべきである。(3)法は取引費用の総和の極小化するように、即ち、権利を配分されないときに権利の実現をするための費用が大きくなる者に初期権利配分をするよう、実体法を定めるべきである。このコースの定理の含意から改めて現行の法規制を概観すると、火葬場立地に関する距離規制は専ら墓理法で定義されているが、一般に「衛生上、風致上、公共の福祉に反しないなどが知事によって認められればこの限りでない」と規定するに留まり、その具体的基準値は言及されていない。このため明示的な距離規制を根拠に周辺住民には反対運動を行うインセンティブが働きやすい条件が整っているということが可能である。

第4章 火葬場改築が地価に与える影響(実証分析)

4-1. 推定モデル

実証方法は最小二乗推定法 (OLS) により、大都市部を中心とした計測地点 163 箇所の平成 5 年

² 内閣府ホームページ <http://www8.cao.go.jp/pfi/iinkai7.html> 参照
³ 武田至 (2006) P79

⁴ 福井秀夫 (2007) P9

から平成22年までの地価ならびに火葬場改築時期の情報をを用いて、次の推計式と変数を設定し、推計を行った。

推計式 (ε =誤差項 r =地域 t =年)

$$P = \alpha + \beta 1X1r.t + \beta 2X2r.t + \dots + \beta 30X8r.tX9r.t + \beta 31X8r.tX9r.tX29r.t + \varepsilon r.t$$

地価を被説明変数としているため、主要な説明変数には地価関数に用いられる代表的な説明変数を採用している。なお、本稿は特に火葬場改築の効果を見ることを目的としているため、幾つかの説明変数を追加した。

(1)火葬場 500m 圏内ダミー

火葬場の外部性伝播範囲は明示的ではないため、都市供給処理施設計画標準(案)記載の数字を採用し、500m圏内に対象地がある場合は「1」、無い場合は「0」とするダミー変数を加えた。なお、同時に同心円状1,000m以上1,500m未満の公示価格ならびに調査価格地点を火葬場の有無を除き同質性を有する対照群として採用した。

(2)火葬場改築後ダミー

火葬場改築による影響を見るため、火葬場の改築後を「1」、改築前を「0」とした。

4-2. 推計結果

推計結果は表4-2のとおりである。火葬場から500m圏内にある地価は外部性の影響を強く受けていることが1%水準で有意であることが確認された。また、当該地点における火葬場改築効果も1%水準で有意に働き、係数ならびに符合も予想されたとおりの結果が得られた。一方、火葬場に墓地が隣接することによる影響は有意に計測することが出来なかった。

表4-2 推計結果

地価(円/m ²)	係数(円)	標準誤差	t値	
地積(m ²)	7.876921	3.387094	2.33	**
都市ガスダミー	64313.09	20338.94	3.16	***
下水道ダミー	123903.9	24936.48	4.97	***
最寄駅からの距離(m)	-17.90788	8.018006	-2.23	**
防火区画ダミー	63643.93	16506.28	3.86	***
容積率	2057.885	74.64968	27.57	***
全面道路幅員	-18859.58	1798.094	-10.49	***
都市16m以上の道路幅員ダミー	277964.7	36728.85	7.57	***
1993年	(dropped)			
1994年	-134249.7	35959.61	-3.73	***
1995年	-200657.2	36075.39	-5.56	***
1996年	-252806.3	36271.28	-6.97	***
1997年	-287033.7	36438.26	-7.88	***
1998年	-305551.1	36495.06	-8.37	***
1999年	-326145.4	36731.01	-8.88	***
2000年	-355016.8	36980.87	-9.6	***
2001年	-355227.6	37983.98	-9.35	***
2002年	-373648.3	38103.6	-9.81	***
2003年	-391308.2	38104.37	-10.27	***
2004年	-401702.8	38321.45	-10.48	***
2005年	-395636.1	39024.68	-10.14	***
2006年	-382952.9	39574.36	-9.67	***
2007年	-357927.1	39574.2	-9.04	***
2008年	-333021.2	39806.42	-8.37	***
2009年	-354898.1	39817.07	-8.91	***
2010年	-372784.3	39817.14	-9.36	***
火葬場から500m圏内ダミー	-171485.6	32582.04	-5.26	***
火葬場隣接ダミー	-145051.9	19638.18	-7.39	***
墓地隣接ダミー	341.0559	32826	0.01	
500m×建替後ダミー	136778.6	44170.22	3.1	***
500m×建替後ダミー×墓地隣接	6855.817	48951.03	0.14	
定数項	109200.1	43796.27	2.49	**

*は10%有意水準、**は5%有意水準、***は1%有意水準を示す。

第5章 考察

5-1. 考察

推計結果から火葬場の改築が周辺地価に改善効果をもたらすことが確認されたが、現実には地方自治体は住民対策と称して、公園や集会場などの公共施設の建設を実施又は検討することが多い。しかし、このような対応は理論分析の項で示したとおり問題が多い。現行規制が実証分析で明らかにされた地価改善効果と相俟って、取引費用を一層大きなものにしてしている可能性が高く、資源配分に歪みを生じさせていると考えられる。

5-2. 政策的インプリケーション

以上の考察結果を踏まえ、以下の提言を行う。

提言1：火葬場立地に関する距離規制ならびに距離規制緩和条項は、新技術等の外部性コントロール能力を考慮したものに改めるべき。

今後の火葬需要の急増を考えると、取引費用の抑制は至上命題である。そのためには、火葬場を構成する技術が持つ外部性コントロール能力に関する情報の非対称を解消し、合理的見地からの交渉が行えるよう素地を形成することが極めて重要な意味を持つ。

提言2：火葬場建設等に際し別の公共施設を併設する際は、別途に費用便益分析を行うべき。

公園等の設置に際しても、便益の最大化を図ることは当然の要請である。経済的効率性の観点に加え、機会費用の面からも費用便益分析が行われることが望ましい。

第6章 結びに代えて

本論で得た結論には幾つかの点が発展的課題として残されている。第一には外部性の伝播範囲ならびに強度の計測である、第二には火葬需要急増への当面の対処である。

外部性伝播については継続的調査を必要とするため、その手法確立等も含め継続的課題と言える。政府が推進するGISの活用等も1案として考えられる。火葬需要急増については火葬場が純粋公共財で無いことに力点を置けば市場開放を、地方自治体による独占的供給体制に変更を加えない前提であれば特定時間帯に需要が集中することへの対処策として混雑税導入が望ましいと考えられる。

また、その前提として現行の価格政策見直しについての議論が大きな意味を持つと考えられる。

総合設計制度における容積率緩和と公開空地の効果に関する考察

政策研究大学院大学

まちづくりプログラム

MJU10051 鎌田泰広

1. はじめに

現在、我国では土地利用に関する規制が数多く課されおり、それらの根拠としては、社会的に適切ではない土地利用を制限することや都市環境を保全するための配慮であるとされている。土地利用を制限する規制の成立過程や変遷を概観すると、規制の算定基準は必ずしも明快ではないものの、近隣外部不経済や混雑外部不経済といった市場の不完備性によってもたされる市場の失敗の是正を目標にした規制であると予想できる。しかし、これらの規制は主に都市計画の立場から実施されているため、経済学的視点等に立ったときに、様々な矛盾や問題点が見えてくる。

容積率規制もそのうちの一つであり、その根拠は主に都市環境や交通環境の悪化を抑制するためとされている。その容積率規制を緩和する手法の中に総合設計制度がある。本稿では、当該制度の活用によって創出される公開空地は混雑外部不経済する機能は小さく、また、近隣外部不経済に対して、どの程度の効果があるのか非常に不透明であるという立場で、分析を行い、考察を行うものである。

2. 総合設計制度の概要

総合設計制度とは、一定規模以上の敷地面積及び一定割合以上の空地を有する建築計画について、その計画が交通上、安全上、防災上及び衛生上支障がなく、かつ、市街地環境の整備改善に資すると認められた場合に、各行政庁の許可により、容積率、斜線、絶対高さの各制限を緩和する制度である。

なお、東京都では図1の通り、1976年～2010年にかけて674件実施されている。

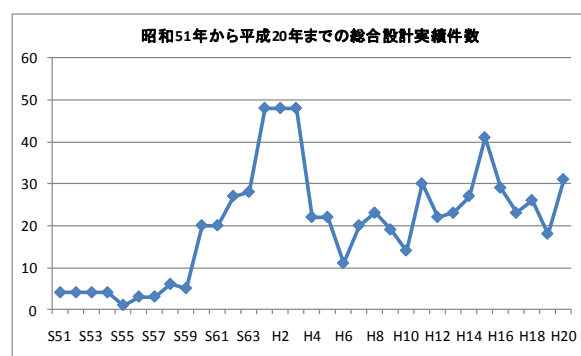


図1 東京都における総合設計制度の実績

3. 総合設計制度が周辺地価に与える影響に関する理論分析等

1) 容積率緩和と公開空地との関係性

容積率規制は前述の通り、交通環境と周辺環境への影響を考慮した上での規制であるが、総合設計制度で定める容積率規制の緩和に対する公開空地の創出は、容積が増加することによる周辺環境の悪化を公開空地の創出により相殺する意味合いが期待されている。周辺環境の悪化等の効果が周辺地価に反映されるものとする、総合設計制度が行われることにより期待される地価の変動を、図2及び図3のように表すことができる。容積率増加は、周辺環境の悪化により、P1からP2に周辺地価を下げる(図2)。一方、公開空地の創出により周辺環境の悪化を改善することにより、周辺地価を再びP2からP1に戻す(図3)。総合設計制度が効率的に機能しているのであれば、上記の反応が見られ、結果的に周辺地価の変動は見られないことが期待される。

なお、周辺環境の悪化としては、周辺へ与える建物の圧迫感や景観的な要素が考えられる。また、交通環境への影響については、公開空地の性質上、考慮されていないものと捉える。

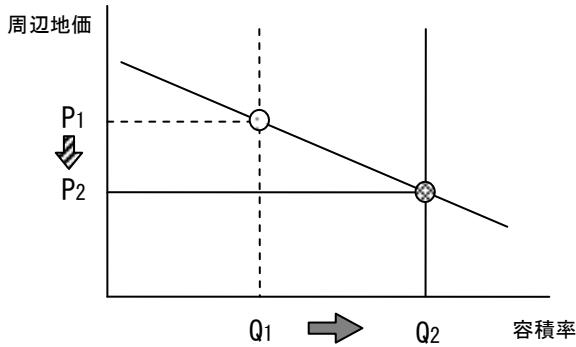


図2 総合設計制度活用建築物の容積率増加に伴う周辺地価の変動

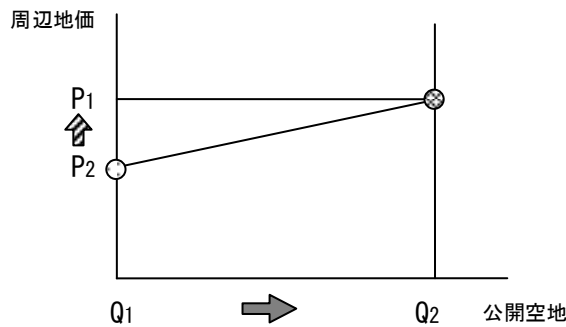


図3 総合設計制度活用による公開空地増加に伴う周辺地価の変動

2) 用途地域による効果の差異

総合設計制度は、どの用途地域においても活用することができ、その実績を重ねてきた。元々高い容積率が設定されている業務・商業施設が中心の商業地域と、低い容積率が初期設定されている居住施設を中心とした住宅地域とでは、総合設計制度が周辺地域へ与えている影響は異なることが予想される。商業地域における容積率に関する先行研究では、主に交通に関する影響やオフィス需要などに関連した内容の先行研究が行われており、商業地域における容積率規制の緩和については正当化されるべきとするものが多く見受けられる。総合設計制度を活用している物件についても、容積率緩和について上記と同様の傾向が見られるのであれば、図4に示すとおり、容積率の増加により商業地域においては、周辺地価を上げることが予測される。

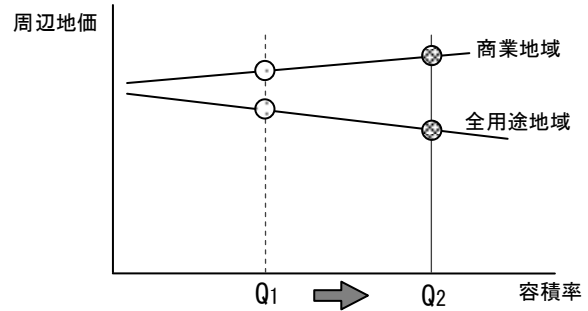


図4 総合設計制度活用建築物の容積率増加に伴う周辺地価の変動

3) 住宅系用途地域について

住宅系用途地域においては、図5に示す通り、都市計画法上7つに分類される。いずれも居住環境を維持することを目的とし、地域に合わせて建築用途の制限が設けられているが、中でも第1種低層住宅専用地域においては、「低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するため定める地域（都市計画法第9条第1項）」としており、建築用途が他の住宅系用途地域に比べて厳しく制限されている。一方、準住居地域や第1種・第2種住居地域においては、一定規模を超えない事務所・店舗や大学・病院、ホテルなどの用途が許容されているため、比較的柔軟な活用が行われている。

住宅地域において総合設計制度が活用された際の周辺地価へ与える効果は、商業地域とは異なり、さらに、低層住宅専用地域においては、他の住宅地域に比べて厳しい用途制限が設けられていることから、総合設計制度の活用による周辺環境への影響が大きいことが予測される。

主な建築物の用途		住宅系用途地域の種類						
		第1種 低層住宅 専用地域	第2種 低層住宅 専用地域	第1種 中高層住宅 専用地域	第2種 中高層住宅 専用地域	第1種 住居地域	第2種 住居地域	準住居地域
店舗飲食店	床面積の合計150㎡以下							
	床面積の合計500㎡以下							
	上記以外の物品販売行を営む 物品販売店舗・飲食店					(1)	(2)	(3)
上記以外の事務所等						(1)	(2)	
大学、病院等								
ボーリング場、スケート場、水泳場等							(2)	
ホテル、旅館							(2)	
カラオケボックス等								
営業用車庫								
料理店等								

- (1) 当該用途に供する部分が2階以上、かつ1500㎡以下の場合に限る。
(2) 当該用途に供する部分が3,000㎡以下の場合に限る。
(3) 延べ面積が1万㎡を超える大規模施設（店舗・遊技場・映画館等）は禁止されている。

図5 用途地域別の建築物の用途制限

4. 総合設計制度が周辺地価に与える影響に関する

実証分析等

総合設計制度が周辺地価に与える影響について、以下2つの仮説を基に実証分析を行う。

《仮説1》

総合設計制度が周辺地価に与える影響は、その用途地域により異なるのではないかと？

東京23区内の総合設計制度実施建築物が周辺地価に与える影響について、実証分析を行うことにより、仮説の検証を行う。東京23区内の平成22年度の公示地価1664箇所の地価を用いて、総合設計制度実施建築物から200m以内の公示地価の変動を実証した。総合設計制度が活用されたことによる効果、総合設計制度による容積率増加及び公開空地創出が周辺地価に与える影響を分析した。

【推計方法】最小2乗法（OLS）により推計

【分析結果】

ln(公示地価)	係数		標準誤差
ln(敷地面積)	0.330	***	0.016
ln(指定容積率)	0.247	***	0.037
ln(最寄駅距離)	-0.102	***	0.008
ln(東京駅距離)	-0.406	***	0.025
住宅地域ダミー(公示地価)	-0.075	***	0.017
工業地域ダミー(公示地価)	-0.299	***	0.021
商業地域ダミー(総合設計制度)	-0.044		0.033
工業地域ダミー(総合設計制度)	0.302		0.209
住宅地域ダミー(総合設計制度)	-0.090		0.557
ln(総合設計容積率×商業地域ダミー(公示地価・総合設計))	0.070	*	0.042
ln(総合設計容積率×工業地域ダミー(公示地価・総合設計))	-0.169		0.112
ln(総合設計容積率×住宅地域ダミー(公示地価・総合設計))	0.102	*	0.056
ln(総合設計容積率×商業地域ダミー(公示地価・総合設計))	-0.027		0.035
ln(総合設計容積率×工業地域ダミー(公示地価・総合設計))	0.026		0.054
ln(総合設計容積率×住宅地域ダミー(公示地価・総合設計))	0.183		0.160
定数項	6.332	***	0.180

修正済み決定係数 0.702 サンプル数 1664

注) ***, **及び*は、それぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

- ① 商業地域においては、総合設計制度による容積増加に伴い周辺地価は上昇している。一方、公開空地については、その面積が広がることによる周辺地価への有意な影響が見られなかった。
- ② 住宅地域においては、総合設計制度による容積率増加に伴い周辺地価に有意な影響を与えている結果は得られなかったが、微弱に周辺地価を下げている傾向が見られた。また、公開空地については、その面積が広がることによる周辺地価への有

意な影響が見られなかった。

《仮説2》

低層住居専用地域においては、総合設計制度による周辺地価に与える影響が異なるのではないかと？

東京23区内の住居系用途地域を対象を限定し、総合設計制度実行建築物の周辺200m以内の公示地価ポイントを抽出し、建築物の施工前後3年間の地価を用いて、Difference-in-difference(以下「DID」という)により、その効果を確認すると共に、総合設計制度が周辺地価へ影響を及ぼす範囲(距離)についても分析を行う。

【推計方法】DIDにより推計

【分析結果】

ln(公示地価)	係数		標準誤差
ln(敷地面積)	0.250	***	0.023
ln(指定容積率)	0.301	***	0.059
ln(最寄駅距離)	-0.126	***	0.035
ln(前面道路幅員)	0.055		0.039
奥行/間口	-0.074	***	0.019
(0m-100m)ダミー	3.523	*	2.105
(100m-200m)ダミー	1.949		1.439
(0m-100m)ダミー×低層住宅専用地域ダミー	-0.082	*	0.047
(100m-200m)ダミー×低層住宅専用地域ダミー	0.027		0.114
(0m-100m)ダミー×ln(増加容積率)	-1.766	**	0.745
(100m-200m)ダミー×ln(増加容積率)	-0.995		0.705
(0m-100m)ダミー×ln(公開空地面積)	-0.222		0.270
(100m-200m)ダミー×ln(公開空地面積)	-0.012		0.270
定数項	4.632	***	0.211
年度ダミー		yes	
地域ダミー		yes	
総合設計制度実施ダミー		yes	

修正済み決定係数 0.697 サンプル数 438

注) ***, **及び*は、それぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

- ① 住宅地域においては総合設計制度が活用された場合、0-100mの範囲の地価は有意に減少している。100mを超えたエリアについては有意でない。
- ② 低層住宅専用地域と0-100mダミーとの交差項は有意にマイナスであることから、他の住宅地域に比べて、低層住宅専用地域では、総合設計制度が実施されることにより、マイナスの作用があることが分かる。ただし、低層住宅専用地域で総合設計制度が活用された際に、周辺地価を下げているか否かについては、0-100mダミーが有意にプラスであること、容積率の増大に関しては0-100mダミーとの交差項が有意にマイナスであることを加味した上で評価する必要がある。

③公開空地については、どのエリアの地価に対しても有意な効果が得られていない。

5. まとめ

1) 容積率緩和の効果

商業地域においては、総合設計制度実施建築物付近の公示地価は、容積率が増加する程地価が増加することがわかった。これは、商業地域においては、総合設計制度の活用による容積率増加が周辺に対してマイナスの影響を発生させていないことを示し、公開空地創出を義務化させる意味を希薄にしている。

また、住宅地域においても、総合設計制度実施建築物付近の公示地価は、上昇していることがわかった。しかし、住宅地域の中でも低層住宅専用地域においては、その上昇は有意に低い。

これらから、容積率緩和の効果は用途地域により顕著に異なる上、とりわけ低層住宅専用地域に関しては、容積率の増加率により、周辺公示地価下げている可能性がある。

2) 公開空地創出の効果

いずれの公開空地であっても、周辺地価に対して有意な効果を示さなかった。これは、公開空地が周辺の地価に対して影響を与えないのか、又は、プラスの影響を及ぼす公開空地とマイナスの影響を及ぼす公開空地が混在している可能性を示している。

3) 総合設計制度に関する政策提言

提言1：総合設計制度においては、用途地域等に合わせた詳細な制度設計が必要である。

容積率緩和の効果が用途地域により異なることから、総合設計制度は用途地域ごとに詳細な制度設計が必要となる。また、公開空地が周辺地域に与える影響について詳細な検証を行い、効果的な公開空地の規模や形状について適切な制度を設ける必要がある。

提言2：総合設計制度の活用が望ましくない地域の設定が必要である。

低層住宅専用地域のように、緩和する容積率により、周辺地価に対してマイナスの影響を及ぼす可能性のある地域においては、総合設計制度の活

用自体を見直すことも含めて詳細に検討する必要がある。

提言3：特定行政庁の裁量による指導の改善が必要である。

総合設計制度が活用されることによる事後評価等を適切に行い、指導に反映させる必要がある。

4) 本研究の課題

- ・本研究では、用途地域により総合設計制度が周辺地価に与える影響について実証したが、適正な制度設計を行うためには、用途地域以外の詳細な条件を加味した実証分析が必要となる。
《考えられる詳細な条件公開空地の形状、総合設計制度の建築物の形状及び用途、周辺住宅地の特性など》
- ・総合設計制度を行った土地自体の地価は上昇することを加味した上で、B/C等の検証が必要となる。また、現行の用途地域及び容積率規制が適正か否かの確認も併せて考慮する必要がある。

《主要参考文献》

- ◆福島隆司(1999)『経済学から見た都心居住促進論』総合都市研究70号
- ◆和泉洋人(1998)『容積率緩和型都市計画』信山社
- ◆肥田野登・亀田未央(1997)『ヘドニック・アプローチによる住宅地における緑と建築物の外部性評価』第32回日本都市計画学会学術研究論文集, 457-462頁
- ◆谷下雅義・長谷川貴陽史・清水千弘(2009)『景観規制が戸建住宅価格に及ぼす影響—東京都世田谷区を対象としたヘドニック法による検証—』計画行政32巻2号71-79頁
- ◆高峯路・浅見泰司(2000)『戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果』住宅土地経済2000年秋季号, 28-35頁
- ◆東京都都市整備局市街地建築部建築企画課 HP
- ◆N.G.マンキュー(2005)『マンキュー経済学ミクロ編』東洋経済新報社
- ◆高木任之(2002)『イラストレーション都市計画法』学芸出版社

ニュータウンにおける若年層転入促進のための 家賃補助政策の効果に関する考察

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10052 清瀬 麻美

1. はじめに

高度経済成長期に人口の都市集中による住宅不足を解消するために建設された全国のニュータウンは、「良好な住環境をもつ理想的な都市」をめざして計画的に建設されたが、ファミリー世帯を主な対象とする画一的な住宅が大量に供給されたことから、同世代の住民が短期間に大量に入居し、年月の経過とともに人口減少や高齢化、戸建住宅地における空き家の増加といった問題が発生している。これらの問題を解決するため、行政による再生指針の策定や、さまざまな政策が実施されている。大阪府堺市にある泉北ニュータウン（以下、泉北 NT）においても、全国のニュータウンと類似の問題を抱えている。そこで、堺市では、泉北 NT における少子高齢化・人口減少の問題に対応するため、泉北 NT への若年世帯の誘導策として、家賃補助を実施することになった。多様な世代が居住するまちの実現のため、新たに泉北 NT に居住する若年世帯に家賃補助を行い、若年世帯の転入増や定住促進を図るものである。このような家賃補助を実施した場合、ニュータウンへ若年世帯をどの程度誘導することができるのか、そして、多様な世代が居住することに外部経済はあるのかという点について検証を行う。

2. ニュータウンの特長・問題点

2.1 ニュータウンの特長・問題点

泉北 NT の特長は、商業・サービス施設などが徒歩圏内に配置されている、多様な住宅ストックを有している、公共交通が整備されているといった点であり、全国の大規模 NT においても同様の特長が見られる。また、開発から長期間が経過し、社会経済状況の変化とともに、少子高齢化・人口減少、住宅の空き家率増加、近隣センターの商業機能の低下といった問題が出ている。

2.2 ニュータウンにおける家賃補助制度

ニュータウンにおけるこれらの問題に対応するため、堺市は、平成 22 年 5 月に『泉北ニュータウン再生指針』を策定した。再生の理念に基づき再生の基本方針を定め、多様な世代が居住するまちをめざすため、若年世帯の流入・定住を促進する必要があるとした。そこで、ニュータウンにおける少子高齢化・人口減少に対応するため、ニュータウンへの若年世帯の誘導策として、家賃補助を実施することになった。多様な世代が居住するまちの実現のため、新たに泉北 NT に居住する若年世帯に家賃補助を行い、若年世帯の転入増や定住促進を図るものである。制度の概要としては、泉北 NT 内に新たに居住する新婚・若年・子育て世帯の家賃負担を軽減するため、これらの世帯に対して家賃補助を行うというものである。泉北 NT 内の民間賃貸住宅を対象とし、1 世帯につき最長 5 年間、月額最大 2 万円を上限に補助するものである。年間募集戸数は 100 世帯である。

3. 家賃補助政策についての理論分析

3.1 家賃補助導入に関する考察

開発当初の泉北 NT においては、住宅の需要と供給が均衡価格 P 、住宅数 Q でつり合っていたと考えられる。(図 1)

開発から 40 年以上が経過したニュータウンにおいては、社会経済状況の変化とともに需要が減ってしまった。需要の減少により均衡価格は P_1 となるはずであるが、ニュータウン内での平均家賃が P_1 まで下がらなかったことにより、空き住宅が増加する事態となってしまうと考えられる。平均家賃が P_1 まで下がらない理由として、供給者側の余剰について $\square P_1 B Q_0$ より $\square P A Q_1 O$ のほうが大きい場合、空き家が出て家賃を引き下げようというインセンティブが働かないからだ

推測される。その結果、図1のとおり、住める場所があるのに空いているという状態が起きてしまい（社会的余剰の減少）、死加重 $\square ABQ_1$ が発生していると考えられる。よって、自治体としては、死加重を少しでも減少させ、最適な状態に戻すために、新たにニュータウンに居住する人を増やす政策として、家賃補助制度を実施することにしたと考えられる。そして、世代構成のバランスをとるために、つまり高齢化率を少しでも下げるために、若年層に限定した家賃補助政策となった。

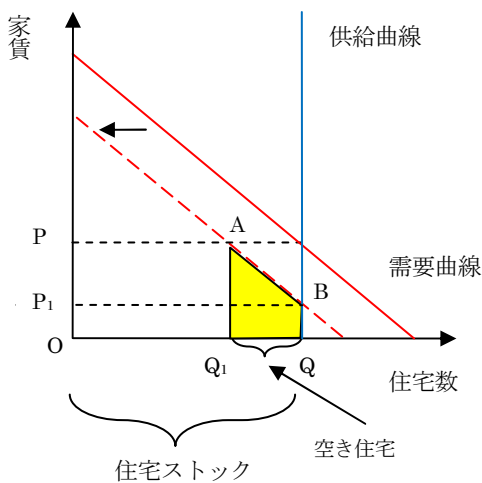


図1 家賃と住宅数の需給関係

3.2 住宅補助がもたらす資源配分の歪み

住宅への補助は市場に対する介入であるが、市場の失敗が存在していなければ正当化されない。市場の失敗が存在する場合でも、ただちに政府の介入が正当化されるわけではない。

住宅補助は、資源配分の歪みをもたらす。家賃補助においては、非効率をもたらす。消費者の効用を考えた時、所得補助の方が住宅補助より効用が高くなるからである。また、住宅補助については、政治的な公約として取り上げられやすいことから、政府の失敗が存在していることは明らかであるが、住宅に関しては市場の失敗が発生していることもある。若年世帯への家賃補助について正当化できる市場の失敗はあるか。

公平性の観点から、補助を正当化する考えがある。市場は、効率性を確保するためには有効であるが、富の分配の公平性を確保するものではない。よって、裕

福な人々から貧しい人々への所得の再分配を行うことは、公共政策の重要な役割である。しかし、若年世帯への家賃補助については、公平性の観点からは正当化できない。若年世帯だからといって、『貧しい人々』というわけではないので、富の分配を行う必要はない。

効率性の観点からの住宅補助の正当化の理由は、近隣外部性によるものである。外部経済を発生させる財・サービスにはピグー補助金を支出するべきであるが、若年世帯が増加すれば、外部経済が発生するのだろうか。確かに、高齢世帯だけでなく、若年世帯が定住し多様な世代が居住すれば、まちとして活気が出るかもしれないので、外部経済が発生する可能性もある。よって、多様な世代が居住するまちにすることに外部経済はあるのかについては、計量経済学の分析手法を用いて検証する必要がある。

4. 家賃補助政策についての実証分析

4.1 分析方法

堺市をモデルケースとし、2005年から2009年のパネルデータを用い、集計ロジットモデルによる居住地選択行動の分析を行う。家賃が下落すると居住地選択確率がどの程度変化するか検証する。また、多様な世代が居住していることは人々の居住地選択に影響はあるのかを合わせて検証する。分析結果をもとに、泉北NT地域に家賃補助が実施された場合の当該地域の人口変化についてシミュレーションを行う。

4.2 推計モデル

①居住地選択モデル

本研究では、家賃補助の効果を分析するため、家計の居住地選択モデルを定式化する。家計*i*が*j* = 1, 2, ..., *J*を居住地として選択した時に得られる効用 U_{ij} は、以下のように表す。

$$U_{ij} = \alpha + x_j\beta + \xi_j + \epsilon_{ij}$$

x_j は地域属性、 ξ_j は地域*j*の観察できない属性、 ϵ_{ij} は個人の選好とする。

ただし、各家計が堺市以外を居住地として選択することも可能である。選択肢*j*=0をアウトサイドオプションとし、その場合の家計*i*が得る効用 U_{i0} は、以下のように表す。

$$U_{i0} = \alpha_0 + \epsilon_{ij}$$

ϵ_{ij} は、第一種極値分布に従うと仮定し、各家計はもっとも高い効用を生み出す居住地を選択する場合、家計*i*が居住地*j*を選択する確率*P_j*は、以下のように表すことができる。

$$P_j = \frac{e^{\alpha + x_j \beta + \xi_j}}{e^{\alpha_0 + \sum_{k=1}^J e^{\alpha + x_k \beta + \xi_k}}} \quad \dots \textcircled{1}$$

このとき、家計の選択確率は市場全体でみた場合、各地域の居住者割合と一致するため、*P_j*は地域*j*の居住者割合*s_j*に一致する。ここで、*q_j*は*j*地域の居住者数（対象地域の20～70代の人口）、*M*は潜在的市場規模として大阪府内の居住者数（府内20～70代の人口）とすると、*s_j*は以下のように表すことができる。

$$s_j = \frac{q_j}{M}$$

なお、アウトサイドオプションのシェアは、以下のとおりになる。

$$P_0 = s_0 = \frac{e^{\alpha_0}}{e^{\alpha_0 + \sum_{k=1}^J e^{\alpha + x_k \beta + \xi_k}}} \quad \dots \textcircled{2}$$

ここで、 $\alpha_0 = 0$ と基準化すると、①及び②より以下の推計式を導くことができる。

$$\frac{P_j}{P_0} = e^{\alpha + x_j \beta + \xi_j}$$

$$\Leftrightarrow \ln \left(\frac{P_j}{P_0} \right) = \alpha + x_j \beta + \xi_j$$

②推計式

個人*i*が*j*を居住地として選択した時の効用を観察するため、次の推計式を用いてOLSによる推計を行う。

$$\ln \left(\frac{P_j}{P_0} \right) = \alpha + \beta_1 R + \beta_2 \text{HHI} + \sum_n \beta_n X_n + \xi_j$$

被説明変数は、以下のとおりである。

$$\ln \left(\frac{P_j}{P_0} \right) = \ln \left(\frac{\text{居住地 } j \text{ のシェア}}{\text{アウトサイドオプションのシェア}} \right)$$

本分析においては、堺市内から13地域を設定し、対象居住地とした。各設定地域は、中心駅から徒歩10～15分程度の圏内までのエリアとした。

説明変数について、*R*は平均家賃（円／月・㎡）であり、各地域における単位面積あたりの平均家賃（家賃＋共益費）を用いた。平均家賃の導出は以下のとおりとした。

$$\frac{[(\text{単身者用物件の平均家賃}) + (\text{ファミリー向け物件の平均家賃})]}{2}$$

HHI（Herfindahl-Hirschman Index）は世代割合HHIであり、各地域における世代割合の集中度を表す指標として用いた。政策目標は多様な世代が居住することに外部経済があるかのような建前をとっている。そこで、世代割合HHIを説明変数として加え、多様な世代が居住することに外部経済があるかの検証を行う。

$$\text{世代割合 HHI} = \left[\frac{j \text{ 地域の } 20 \text{ 代の人口}}{j \text{ 地域の } 20 \sim 70 \text{ 代人口}} \times 100 \right]^2 + \dots + \left[\frac{j \text{ 地域の } 70 \text{ 代の人口}}{j \text{ 地域の } 20 \sim 70 \text{ 代人口}} \times 100 \right]^2$$

③推計結果

表1 推計モデルの推計結果

ln(P _j / P ₀)	係数	標準誤差	t値
平均家賃	-0.000193 ***	0.0000704	-2.74
世代割合HHI	-0.000379	0.0008588	-0.44
南海難波駅までの直線距離	-0.000167 ***	0.0000384	-4.36
乗り継ぎ駅ダミー	0.834549 ***	0.0561500	14.86
大規模店舗数	0.006637	0.0092360	0.72
保育園数	-0.000208	0.0181682	-0.01
都市公園数	0.008332 ***	0.0021045	3.96
病院数	0.307860 ***	0.0558276	5.51
年次ダミー		yes	
年代ダミー		yes	
区ダミー		yes	
定数項	-4.063265 ***	1.322331	-3.07
自由度修正済み決定係数		0.9445	
サンプル数		390	

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意

4.3 シミュレーション分析

①家賃下落による人口増加率

推計結果をもとに、2009年度を例として泉北NT地域において平均家賃が1%下落した時の人口増加率 δ_j を計算した。*j*地域に住む人のシェアを*P_j*、*j*地域の平均家賃を*R_j*とすると、以下のように表すことができる。

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial R_j} \cdot \frac{R_j}{P_j} = \text{推計された家賃係数} \times R_j \times (1 - P_j)$$

表2 20代30代人口増加率

		2009年度
泉ヶ丘地区20代	P _j	0.004468
	R _j	1605.55
	δ_{ij} (人口増加率%)	0.308
泉ヶ丘地区30代	P _j	0.005193
	R _j	1605.55
	δ_{ij} (人口増加率%)	0.308

②家賃補助実施を想定したシミュレーション

表2の結果をもとに、泉北NT地域において、家賃補助が実施されたと想定した時の泉北NT地域の家賃下落率及び20代30代人口の人口増加率を計算した。すべての人に補助を与えるという想定のもとに計算し

たものであるので、過大に見積もったの試算結果である。

表3 試算結果

	2009年度
家賃(円/㎡)	1605.546
補助後の家賃(円/㎡)	1439.266
家賃下落率(%)	10.357
補助後の20代30代人口増加率%	3.19
増加人口(人)	362

ここで、家賃補助をもらう人には2パターンあることに注目した。

- A) 家賃補助があるから泉北ニュータウンに住もうと思った人 (=家賃補助の効果で泉北ニュータウンに移住してきた人)
- B) 家賃補助がなくても泉北ニュータウンに住もうと思った人

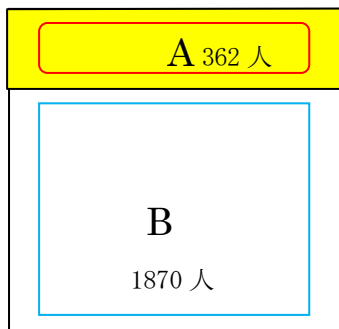


図2 2009年度転入状況

2009年度を例にとると、家賃補助がなくても1870人が転入している。試算結果の362人というのは、家賃補助があれば泉北ニュータウンに来る人である。

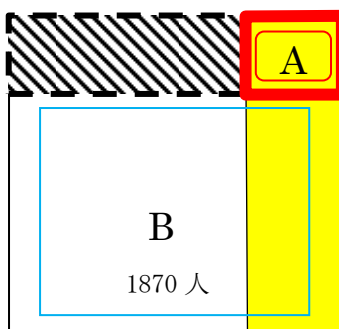


図3 家賃補助の効果

しかし、実際は、図3のとおり家賃補助はAグループとBグループ両方に渡ってしまい、非効率の問題が発生し、家賃補助の効果による増加人口は362人より

小さいものとなる。太線で囲まれた部分のみが家賃補助の効果として増加した人口となり、斜線部分は家賃補助がないことにより泉北NTを選択しないことを表す。よって、家賃補助の効果としての増加人口は、仮に抽選であるとすれば以下のとおりになる。

$$362 \times 200 / (1870 + 362) \approx 32 \text{人}$$

5.まとめと課題

家賃補助により家賃を下落させれば、その地域に人を誘導できるので、一見すると自治体の目標は達成できるように思われる。しかし、人口減少が続いているとはいえ転入者のある地域で、新たに転入してくれば家賃補助をするという政策は、情報の非対称による非効率の問題を発生させる。つまり、家賃補助がなくても転入してくる予定だった人にも補助が渡ってしまうという無駄が生じる。そして、シミュレーション結果のとおり、家賃補助の効果として移住してくる人数が非常に小さいものになってしまう。また、再生指針では、多様な世代が居住することに外部経済があるかのような建前をとっていることより、各地域における世代割合の集中度を表す指標を説明変数として加え、人々の居住地選択に世代構成のバランスが影響するのかを検証したが、有意な結果は得られなかった。よって、多様な世代がバランスよく居住することに外部経済があるかどうかは明らかでない。以上のことを踏まえると、この家賃補助政策は問題点が多いので再考する必要があるのではないかと考える

本研究においては、ニュータウンにおける家賃補助の効果を検証したが、ニュータウン自体のあり方と言った点までは研究を進めることはできなかった。再生指針等を制定して、再生ありきで話が進んでいる傾向があるが、長期的には衰退に向かっているところを無理に再生させる必要はないのではないかとと思われる。しかしながら、さまざまな再生指針が実施されているので、その効果をもっと広く総合的に見ていく必要があると考える。

<主な参考文献>

金本良嗣 (1997) 『都市経済学』 東洋経済新報社
 佐藤建正 (2000) 「ニュータウンの40年とその今後」 『都市住宅学』 30号 pp.34-42

都市周辺のスギ人工林とスギ花粉症に関する経済分析

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10053 椎名 大介

1. はじめに

スギ花粉症は、推定患者数が日本の総人口の2割を超える程にまで増加しており、今ではスギ花粉症にかかる年間費用は5,000億円を下らないものとなっている。もしスギ人工林に花粉症という負の外部性が存在するのであれば、外部効果を内在化した場合、スギ人工林の森林としての価値は消失するのではないかと考えられる。

スギ花粉症の増加要因についてはこれまで様々な研究がなされているが、スギ人工林の外部性について着目した研究はこれまでのところなされていない。そこで、本稿では、スギ人工林における負の外部性の存在を検証することを目的として、スギ人工林の周辺の市街化の度合いとスギ花粉症の発症率について正の相関を有しているとの仮説を立て、実証分析及び幾つかの試算を行った。

2. スギ人工林とスギ花粉症をめぐる状況

我が国では、戦後にスギ等植林が進められた結果、現在ではスギ人工林は450万ヘクタールにまで拡大している。これに呼応する形でスギ花粉症の推定発症率は毎年着実に増加しており、今では少なくとも国民の約20%（約2,500万人）がスギ花粉症に罹患しているものと推定されている。旧科学技術庁が2000年にまとめた「スギ花粉症克服に向けた総合研究」によると、発症率を10%とした場合の花粉症にかかる費用は年間2,860億円（内訳：医療費1,171億円、医療関連費1,088億円（うちマスク代等253億円）、労働損失601億円）とされていることから、現在においては、スギ花粉症にかかる年間費用は少なくとも5,000億円を下らないものと考えられる。

また、森林の価値については、2001年の日本学術会議答申において、森林の多面的機能についての評価額について、以下のとおり試算がなされている。

○経済資源としての機能：約6,700億円／年間

- 【内訳】 ・木材生産：約3,800億円
- ・食料生産（キノコ等）：約2,900億円

○環境資源としての機能：約70兆円／年間

- 【内訳】 ・水資源貯留・洪水緩和等：約66兆円
- ・二酸化炭素吸収：約1兆円
- ・その他（レクリエーション等）：約3兆円

3. スギ人工林の外部性に関する理論分析

(1) スギ人工林の外部性に関する仮説

検証する仮説として、以下の都市化説を採用することとする。すなわち、都市の開発が進むにつれて、建物や舗装された道路が増えた結果、土壌の露出面が減ること

となるため、飛散してきた花粉が土地に吸着されにくくなる。土壌に吸着されない花粉は、土壌面や水面、人体等に吸着されるまで、風や自動車交通等により何度でも巻き上げられることとなるため、人口被覆率の高い都市化された空間では、飛散してきた花粉が人体に吸着する確率が飛躍的に高められることとなる。スギ花粉症の発症率と、スギ花粉の暴露の度合いについては正の相関を有しているものと考えられることから、スギ人工林の周辺の市街化の度合いと、スギ花粉症の発症率についても正の相関を有している、という仮説を検証する。

(2) スギ人工林の外部性の影響

スギ人工林にスギ花粉症に関する負の外部性が存在する場合、社会的に望ましい量よりもスギの供給（植林）は過剰となり、死荷重が発生する。政府はこのような場合、スギの植林を抑制する政策をとるべきであるが、政府は逆にスギの植林を補助してしまったため、図1のとおり、死荷重はさらに増大することとなった。

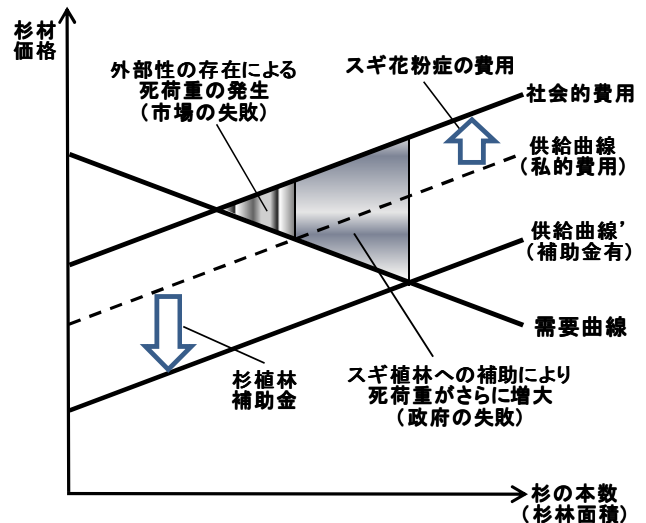


図1 スギ植林への補助による死荷重の増大

政府は同時期に外材の輸入自由化もすすめており、1970年以降、安価な外国産木材（外材）の輸入量が年々拡大した結果、図2のとおり、国産材の需要が著しく低下する事態となった。この時の均衡供給量はRであるのに対し、スギ人工林は実際はQまで植林されてしまっているため、結果として、(Q-R)本分のスギは以後放置されることとなる。スギ人工林が伐採されないまま放置され、その後もスギ花粉が発生し続けることによって、スギ人工林の社会的費用曲線はさらに上にシフトし、結果としてスギ花粉症の被害はさらに拡大することとなる。

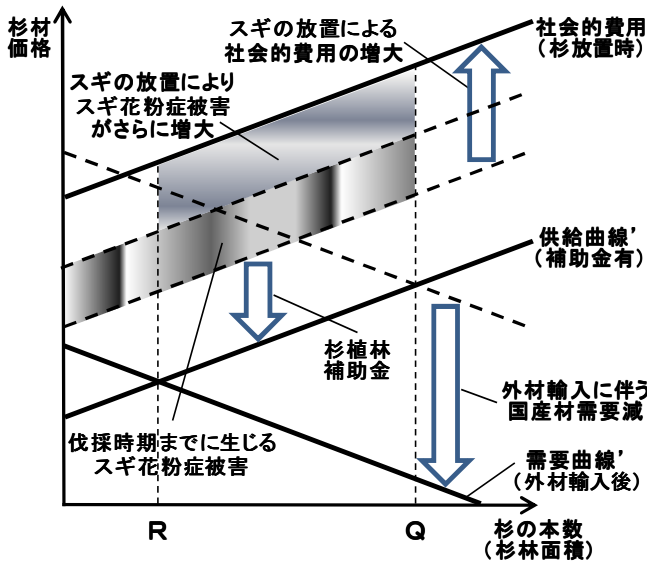


図2 外材輸入増加の影響

(3) スギ人工林の森林としての価値

スギ人工林の森林の経済資源としての機能について見ると、木材生産については、国内生産木材の約半分をスギが占めていることから、経済資源としての機能のうち、木材生産機能の半分、約2,000億円をスギ人工林の評価額とみなすことができる。一方で、環境資源としての機能のうち約66兆円分については、水資源貯留機能や洪水緩和機能といった広葉樹林が優位性を有する機能への評価で占められており、針葉樹林が優位性を有する二酸化炭素吸収機能は年間約1兆円に過ぎないことから、針葉樹林の環境資源としての機能は、広葉樹林と同等か、広葉樹林よりもむしろ低い評価となるものと考えられる。

スギ花粉症にかかる年間費用は最低でも5,000億円と推計されており、実際は労働効率の低下等、他にも様々な社会的費用が存在していると考えられるため、潜在的には毎年5,000億円を大きく上回る費用が発生しているものと考えられる。

以上の分析結果より、スギ人工林に負の外部性が存在する場合、スギ花粉症にかかる費用は経済資源としての評価額を大きく上回り、環境資源の点からみても、スギ等の針葉樹林よりも、広葉樹林の方が優位性を有していることから、都市周辺のスギ人工林については、機会費用の観点から見ると、広葉樹林であった場合と比較して、その価値は明らかにマイナスとなると考えられる。

4. 都市周辺のスギ人工林に関する実証分析

(1) 分析方法

①推計式

都市周辺のスギ人工林における負の外部性の存在を検証するため、以下の推計式に基づきOLSによる推定を行い、係数 β が統計的に有意に正となるか分析を行った。

$$(\text{スギ花粉症発症率}) = \alpha + \beta (\text{スギ人工林面積} \times \text{可住地宅地化率}) + \gamma (\text{コントロール変数}) + \varepsilon$$

α : 定数項 β, γ : 係数 ε : 誤差項

②被説明変数及び説明変数

1) スギ花粉症発症率<被説明変数 (単位: %)>

都道府県別の花粉症の発症率データについては、1998年及び2008年に日本アレルギー協会が行ったスギ花粉症に関する疫学調査結果を用いた。当該調査は、全国の耳鼻咽喉科医とその家族15,673名の花粉症罹患状態を調査したものであり、スギ花粉患者の判別に関する測定誤差はほとんどないものと考えられる。

2) スギ人工林の面積<説明変数 (単位: 百ha (=km²))>

都道府県別のスギ人工林のデータについては、林野庁HPに掲載されているスギ人工林の年齢別面積を用いた。

3) 可住地宅地化率<説明変数 (単位: %)>

都市化の度合いの指標として、ここでは人工被覆率の代理変数として可住地宅地化率を用いることとした。

4) 14歳以下人口率<説明変数 (単位: %)>

スギ花粉症の発症は主に20~30代以降からであることから、ここではコントロール変数として、国勢調査の現在推計人口より14歳以下人口率を用いることとした。

表1 各変数の基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
スギ花粉症発症率	94	19.93	0.97	0.60	44.50
スギ人工林面積	94	960.93	72.54	2.48	3680.43
可住地宅地化率	94	19.59	0.90	8.72	51.66
スギ人工林面積×可住地宅地化率	94	15966.26	943.07	39.45	45418.42
14歳以下人口率	94	14.50	0.14	11.55	20.52

③スギ花粉の飛散状況等を反映したモデルの設定

スギ花粉の発生量や飛散等の状況を反映させたモデルとするために、推計にあたっては以下の4つのケースを設定して、それぞれのケースについて分析を行った。

【ケースA】林齢に応じたスギ花粉の飛散量について、3種類のパターン(パターン①~③)を設定した。

【ケースB】ケースAに加えて、飛散距離に応じたスギ花粉の拡散(距離ベースの重み付け)を反映させたモデルを設定した。

【ケースC】ケースBに加えて、北風による越境飛散の影響を反映させたモデルを設定した。

【ケースD】ケースCに加えて、花粉量(抗体)の蓄積効果を反映させたモデルを設定した。

(2) 推定結果

各ケースにおけるパターン②のモデル(スギ人工林面積について、林齢30年以上のスギ人工林面積のみをカウントしたモデル)の推計結果を表2~5に掲げる。

ケースAの推定結果においては、係数 β は1%の水準で統計的に有意に正となったが、「スギ人工林面積」の係数は有意に負の結果となった。これは、スギ花粉の越境飛散の影響が反映されていなかったためと考えられる。

ケースBでは、ほぼケースAと同様の結果が得られた。

ケースCの推定結果においては、分析の1つにおいて、係数 β が10%の水準で統計的に有意に正となるとともに、「スギ人工林面積」の係数も10%の水準で統計的に

有意に正となった。

ケースDにおいては、係数β及び「スギ人工林面積」の係数は5%又は10%の水準で統計的に有意に正となり、修正済み決定係数も全てのモデルで最も高い値を示した。

表2 【ケースA・パターン②】の推定結果

被説明変数 スギ花粉症発症率	(1)			(2)		
	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
切片	64.36126	***	9.66604	16.96365	***	1.98455
スギ人工林面積	-0.01227	***	0.00353	-0.01077	***	0.00395
スギ人工林面積× 可住地宅地化率	0.00078	***	0.00025	0.00088	***	0.00029
14歳以下人口率	-3.11487	***	0.62454			
サンプル数	94			94		
F値	12.29 ***			4.75 **		
補正R ²	0.267			0.075		

表3 【ケースB・パターン②】の推定結果

被説明変数 スギ花粉症発症率	(1)			(2)		
	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
切片	58.64595	***	10.07849	15.23001	***	2.10899
スギ人工林面積	-0.79675	***	0.29164	-0.68816	**	0.31841
スギ人工林面積× 可住地宅地化率	0.05822	***	0.01907	0.06952	***	0.02071
14歳以下人口率	-2.81132	***	0.64060			
サンプル数	94			94		
F値	11.25 ***			6.04 ***		
補正R ²	0.249			0.098		

表4 【ケースC・パターン②】の推定結果

被説明変数 スギ花粉症発症率	(1)			(2)		
	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
切片	48.89635	***	9.86833	11.23765	***	2.50810
スギ人工林面積	0.04457		0.03346	0.06348	*	0.03564
スギ人工林面積× 可住地宅地化率	0.00162		0.00105	0.00198	*	0.00112
14歳以下人口率	-2.44633	***	0.62292			
サンプル数	94			94		
F値	11.61 ***			8.38 ***		
補正R ²	0.255			0.137		

表5 【ケースD・パターン②】の推定結果

被説明変数 スギ花粉症発症率	(1)			(2)		
	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
切片	36.87853	***	10.33671	10.40675	***	1.82246
スギ人工林面積	0.003179	*	0.001788	0.004617	**	0.001753
スギ人工林面積× 可住地宅地化率	0.000112	*	0.000060	0.000118	*	0.000062
14歳以下人口率	-1.679275	**	0.646070			
サンプル数	94			94		
F値	15.86 ***			19.20 ***		
補正R ²	0.324			0.281		

(注) ***, **, *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。また、上記の推定結果は本研究において行った各ケースの推定結果の一部である。

以上の結果より、少なくとも林齢30年以上のスギ人工林については、スギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在しており、その外部効果は可住地宅地化率（≒市街化の度合い）に比例して増大することが確認された。

また、スギ花粉は主に北風に運ばれる形で広範囲に飛散するが、飛散してくるスギ花粉の量は、スギ人工林からの距離に概ね反比例して減少することが確認された。

さらに、過去に飛散してきた累積花粉量に比例して、スギ花粉症の発症率が増加していくことも確認された。

(3) 推定結果に基づく試算

①スギ人工林を放置した場合の今後のスギ花粉症発症者数の予測

実証分析の結果を踏まえて、まず、スギ人工林をこのまま放置した場合、今後どの程度までスギ花粉症の発症者数が増加するのかについて試算を行った。人口が変わらないと仮定して、最も決定係数が高かった【ケースD・パターン②】(1)の推定結果を用いて試算すると、花粉症の患者数は、最終的には7000万人超、発症率は全国民の約57%にまで増加し、これにより、毎年少なくとも1兆6千億円以上のスギ花粉症にかかる費用が発生するほか、労働効率の低下等による社会的費用の増大等も考慮すると、潜在的には毎年数兆円規模の社会的費用が発生する可能性も考えられる。

②スギ人工林の伐採コスト等と比較した費用便益分析

次に、一定の仮定を置いた上で、各都道府県におけるスギ人工林の伐採及び植林コストと比較した費用便益分析を行ったところ、結果は表6のとおりとなった。

表6 各都道府県におけるスギ人工林の伐採による社会的便益の増加額

	1ha当たり 社会的便益 (万円)	B/C		1ha当たり 社会的便益 (万円)	B/C
北海道	111.4	0.51	滋賀	327.4	1.49
青森	142.6	0.65	京都	453.3	2.06
岩手	154.0	0.70	大阪	619.0	2.81
宮城	243.9	1.11	兵庫	424.9	1.93
秋田	166.4	0.76	奈良	84.8	0.39
山形	219.7	1.00	和歌山	54.1	0.25
福島	230.4	1.05	鳥取	218.8	0.99
茨城	403.2	1.83	島根	167.4	0.76
栃木	425.1	1.93	岡山	105.8	0.48
群馬	423.1	1.92	広島	114.3	0.52
埼玉	1139.9	5.18	山口	90.1	0.41
千葉	400.0	1.82	徳島	45.6	0.21
東京	1208.7	5.49	香川	85.8	0.39
神奈川	581.8	2.64	愛媛	67.7	0.31
新潟	248.7	1.13	高知	28.2	0.13
富山	303.6	1.38	福岡	182.9	0.83
石川	280.8	1.28	佐賀	63.7	0.29
福井	296.4	1.35	長崎	46.7	0.21
山梨	261.5	1.19	熊本	53.2	0.24
長野	326.7	1.48	大分	46.9	0.21
岐阜	372.6	1.69	宮崎	30.8	0.14
静岡	150.4	0.68	鹿児島	28.4	0.13
愛知	387.3	1.76	沖縄	46.1	0.21
三重	197.1	0.90			

(注) B/Cのうち費用の額については、伐採及び植林に要する費用として一律220万円とした。

B/Cの値が1.0を超えている21都府県においては、伐採等のコストに見合う以上の社会的便益が得られることから、B/Cの高い地域から順次スギ人工林の伐採及び広葉樹への転換植樹を促進する施策を進めていくことが効率的であると考えられる。

③スギ人工林の外部効果についての定量的評価

最後に、スギ人工林にピグー税を課すこととした場合の、各都道府県におけるスギ人工林1ヘクタールの1年あたりの外部効果について定量的評価を行った。スギ人工林にピグー税が課せられることにより、林地所有者にスギ人工林を伐採するインセンティブが働くため、ここでは、現在のスギ人工林全体の5%ずつ毎年伐採が進み、伐採率に比例して、花粉症発症者の対策費用が減少するとの前提を置くと、各都道府県のスギ人工林の1年あたりの負の外部効果は、表7のとおりとなる。

スギ人工林の毎年の伐採率をどの程度見込むのかによっても異なるが、地域毎のスギ人工林の負の外部効果に応じたピグー税を課していくことにより、社会的な効率性が達成されていくこととなる。

表7 各都道府県におけるスギ人工林の1年あたりの負の外部効果

	1ha当たり 外部効果 (万円/年)		1ha当たり 外部効果 (万円/年)		1ha当たり 外部効果 (万円/年)
北海道	2.1	石川	5.3	岡山	2.0
青森	2.7	福井	5.6	広島	2.2
岩手	2.9	山梨	5.0	山口	1.7
宮城	4.6	長野	6.2	徳島	0.9
秋田	3.2	岐阜	7.1	香川	1.6
山形	4.2	静岡	2.9	愛媛	1.3
福島	4.4	愛知	7.4	高知	0.5
茨城	7.7	三重	3.7	福岡	3.5
栃木	8.1	滋賀	6.2	佐賀	1.2
群馬	8.0	京都	8.6	長崎	0.9
埼玉	21.7	大阪	11.8	熊本	1.0
千葉	7.6	兵庫	8.1	大分	0.9
東京	23.0	奈良	1.6	宮崎	0.6
神奈川	11.1	和歌山	1.0	鹿児島	0.5
新潟	4.7	鳥取	4.2	沖縄	0.9
富山	5.8	島根	3.2		

5. まとめ

スギ人工林には花粉症という負の外部性が存在しており、その外部効果は周辺の地域の市街化の度合いに応じて増大することから、市街化の進んだ地域の周辺のスギ人工林から順次伐採を行っていくことにより、社会的な効率性が達成されていくこととなる。

また、負の外部性を内部化するための方策としては、行動を直接規制する指導・監督政策と、ピグー税や汚染許可証にみられるような市場重視政策とがあるが、スギ人工林の場合、伐採しないことにより外部性が発生することから、取締りコスト等の観点から見て、伐採を強制する直接規制よりも、ピグー税を固定資産税等に乗せする等の形で課していく方が望ましいものと考えられる。

以上の考察を元に、スギ人工林の今後のあり方について以下のとおり政策提言を行った。

スギ人工林のうち、国有林については、スギ伐採に係る費用便益分析を詳細に行い、B/Cの値が1.0を上回る地域については、B/Cの値の高い地域から順次伐採を行い、広葉樹林への転換を図っていくべきである。

また、民有林については、スギ人工林の今後の伐採シナリオを適切に設定した上で、地域毎のスギ人工林の1年あたりの負の外部効果について厳密な定量評価を行い、外部効果に応じたピグー税を適切に課していくことで、林地所有者に伐採を行うインセンティブを与え、社会的余剰の最大化が達成されることとなる。

なお、民有林においては、スギ人工林にピグー税を課した場合、スギ人工林の伐採のみが行われ、再植林が行われないことも考えられるが、この場合、洪水緩和機能等の森林の環境資源としての機能が失われるおそれがあることから、政府は、環境資源としての森林の正の外部効果について厳密な定量評価を行い、広葉樹への転換植樹についてはピグー補助金を交付していくことなども考慮すべきであるとする。

今後の課題として、政策の具体的検討のためには、スギ人工林の外部効果のより精緻な計量が必要である。本稿では、データの制約上、都道府県レベルでの2カ年のクロスセクションデータ（プーリングデータ）を用いた分析にとどまったが、今後は市町村レベルのデータや、年齢階層別、男女別等のデータを蓄積してより精緻な分析を行うことや、或いは個人レベルでのサンプル調査及び追跡調査を行い、長期のパネルデータを用いた分析を行っていくことが望まれる。

また、スギ人工林の伐採等に係る費用便益分析においては、スギの伐採に伴い大量のスギ材が発生することとなるので、少なくとも処分あたり売却益以上の追加コストが発生することのないように、伐採したスギ材の処分方策についても幅広く検討を行っておく必要がある。

広葉樹林への転換植樹にあたっては、広葉樹林の持つ森林の価値（正の外部効果）について、その数値を地域毎に再度厳密に計量するとともに、低密度植林の場合や伐採後放置した場合（自然復元林）の外部効果についても検証し、地域の状況に応じてより効率的なスギ伐採後のシナリオを選択できるようにしていくことが望ましい。

<主な参考文献>

- ・科学技術庁（2000）「スギ花粉症克服に向けた総合研究成果報告書」
- ・日本学術会議答申（2001）「地球環境・人間生活にかかわる農業及び森林の多面的な機能の評価について」
- ・馬場廣太郎・中江公裕（2008）「鼻アレルギーの全国疫学調査2008（1998年との比較）-耳鼻咽喉科医およびその家族を対象として-」Prog Med 28巻8号, 2001-2012
- ・堀口中作・斎藤洋三（1964）「栃木県日光地方におけるスギ花粉症 Japanese Cedar Pollinosis の発見」アレルギー13巻1,2号, 16-18, 74-75

過疎地域における「道の駅」整備効果に関する分析 —北海道を対象として—

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10054 嶋 英二

第1章 はじめに

我が国では戦後、高度成長期に都市部へ急激に人口流出し地方（農山村）では、一定の生活水準が困難になり過疎や限界集落として社会問題化している。近年、人口の流動化は減少しているものの人口減少・少子高齢化により、過疎化が進行し平成22年4月現在、全国の1,727市町村の約4割以上（776市町村）が過疎市町村となっている。過疎市町村の人口は約1,123万人余（平成17年国調人口・全国の人口の約9%）でありその面積は日本国土の半分以上を占めている。また、平成22年時点では非過疎地域の人口減少率は0%であるのに対し、過疎地では6.1%減少している。

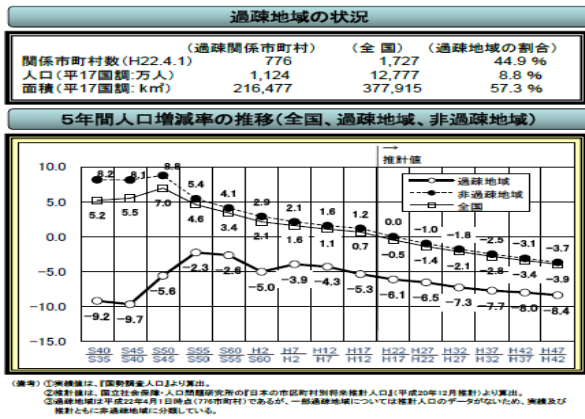


図-1 過疎地域の状況出典：総務省HP

このような状況の中、政府は平成22年4月過疎地域自立促進特別処置法（以下、過疎法）を改正し平成28年3月まで期限の延長と内容の拡充を行った。

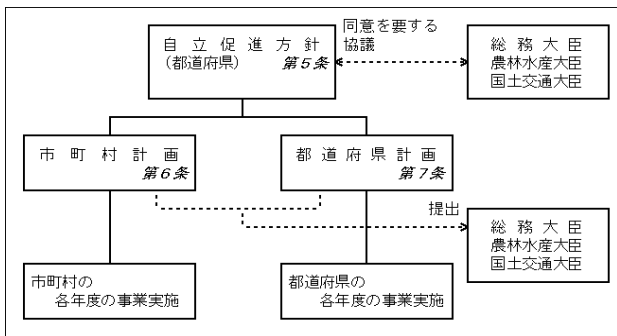


図-2 過疎地域自立促進計画のスキーム 出典：総務省HP

過疎法に基づく施策として過疎地自治体は過疎地域自立促進計画（以下、促進計画）を策定できることになっている。（図-2）この対象事業は過疎対策事業債（以下、過疎債）を財源とすることができ、その元利償還金の70%は普通交付金の基準財源需要額に算入されることから一種の再分配政策と言える。予算額は平成10年以降減少していたが、平成18年から増加に転じている。（図-3）平成23年度計画額で2,690億円となっており、過疎対策では主に過疎債による事業支援の他に学校や消防施設に対する建設費補助率のかさ上げ、所得税・法人税など税制上の優遇措置等を

行っている。このように固定費の負担が小さいために、その地方にとって効率性の低いものであっても、できるだけ多く公共投資を行うインセンティブが生まれる。過疎債の対象事業は①産業振興施設、②厚生施設、③交通通信施設、④教育文化施設に分類されている。本稿では「産業振興施設」に着目し全国各地で整備されている「道の駅」を研究対象としている。「道の駅」について観光や農業振興などからアプローチした研究は多くある。例えば、羽島・藤井・住永（2010）は千葉県の道の駅について「ピーク時には年間5千台もの観光バスが訪れ、12万人ものツアー誘致に成功し、地元農家の重要な収入源にもなる等、著しい経済波及効果をもたらされることとなる」としている。また、櫻井・斎藤（2002）は、「東京湾アクアラインの開通により南房総地域全体の入込客数が急増した1998年には約18万人のツアー客を受け入れた。」としている。しかしながらこれらの研究は東京近郊の道の駅について効果を示しており元々潜在需要の大きい可能性がある立地特性がある。さらに、地域への波及効果は一過性の内容で実証性のない結論となっている。一方で、熊田は「どこの道の駅でも3年間は成功するが問題はそれからである」と持続的な経営の難しさを示している。このような中、「道の駅」について経済効果をパネルデータにて実証分析した論文は見当たらない。

本稿ではその経済波及効果についてパネルデータにて実証分析を行い、地域経済へ与える影響を示し、現状の政策に対して提言を行うことを目的としている。北海道を対象として分析を実施した結果、主な波及効果の対象である「農産物市場」及び「観光市場」に対して影響を与えているとはいえないことが確認された。

また、本稿は以下のように構成される。第2章では道の駅についての概要を述べ、第3章では「道の駅」の公共財としての位置付けをその設置目的から考察する。次に、設置目的からその期待される効果を理論分析する。第4章では、分析対象地の概要を述べるとともに、前章で記載した期待される効果について影響を与えているのか公表されているデータを用い実証分析を行っている。第5章では、結果を踏まえ現行の政策に対して提言した。最後に、分析における今後の課題とこれからの過疎地域対策の在り方について述べている。

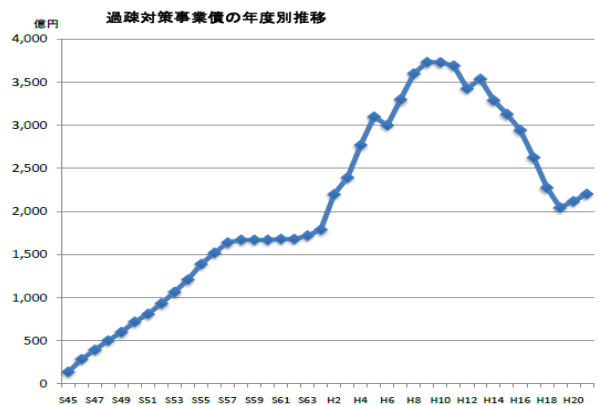


図-3 過疎対策事業債の年度別推移 出典：総務省HP

第2章 道の駅の概要

「道の駅」における地域振興施設は観光レクリエーションの核施設として、平成5年より全国で整備されている。国土交通省道路局では道の駅の概要について道路利用者のための「休憩機能」、道路利用者や地域の方々のための「情報発信機能」、「道の駅」をきっかけに町と町とが手を結び活力ある地域づくりを共に行うための「地域の連携機能」の3つの機能を併せ持つ休憩施設と位置づけている。平成22年8月現在、全国で952駅が整備（図-4）され、その約7割が過疎地域に整備されている。主に過疎自治体で整備する範囲（図-5）は地域振興施設である。この施設の機能は大きく2つあり、その1つの「情報発信機能」は情報端末機や案内人により周辺の観光情報、地域の歴史・文化を紹介している。もう1つは「地域の連携機能」であり、郷土の特産品、農産物、伝統工芸品などを販売しPRしている。また、温浴施設・キャンプ場・グリーンツーリズム推進のための農業体験施設を併設し都市と地域の交流イベントなど開催し地域の魅力向上に寄与することを期待されている。

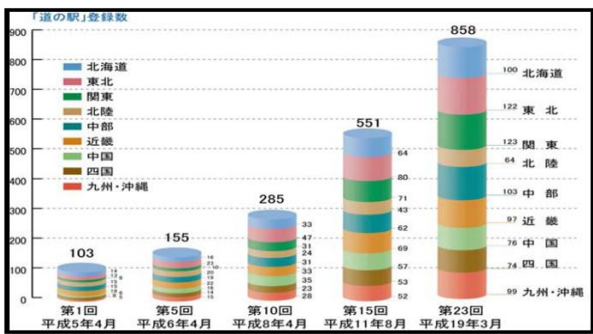


図-4 道の駅の登録数 出典：国土交通省 HP

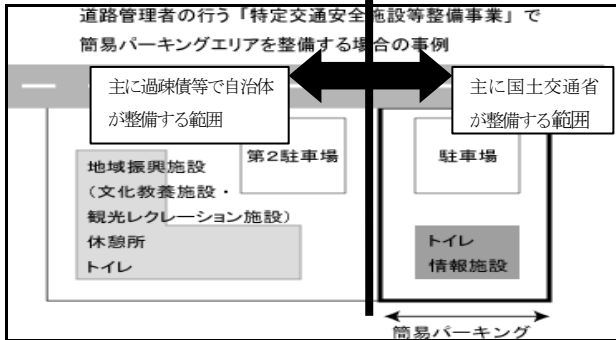


図-5 「道の駅」整備イメージ 出典：国土交通省 HP

第3章 道の駅整備による過疎地域自立支援政策の理論分析

この章では、「道の駅」の公共財としての位置付けをその設置目的から考察する。次に、設置目的からその期待される効果を理論分析する。

3-1 地方公共財としての役割

政府が、市場に介入するには市場の失敗とされる5つの要因(公共財・外部性・取引費用・情報の非対称性・独占寡占)が存在している場合に限られる。市場の失敗がないのに介入すると死荷重を招き「政府の失敗」になる。

地域振興施設は地域の農産物特産品や観光地等をPRすることを目的にして地域経済への波及効果を期待されている施設である。地域PR施設(効果)は排除可能でも競合的でもないのが公共財ということになる。公共財としての「道の駅」におけるPR効果は、その地域外のただ乗り(フリーライダー問題)を排除することができないため民間では過少供給になってしまう。公共財は、その

便益の及ぶ地理的範囲に着目して区別することができる。全国的公共財(national public goods)と地方公共財(local public goods)である。全国的公共財は国防、外交サービスなど便益が全国に及ぶ公共財のことである。一般の生活道路、消防などは便益が狭い地域にとどまるので地方公共財となる。「道の駅」のPR効果は便益の及ぶ範囲が限られているため地方公共財としての性格が強い。

3-2 地域経済に期待される影響

平成22年9月現在、過疎対策事業における費用便益分析マニュアル等が未作成のため、過疎地域における基幹産業である「農産物市場」と、「道の駅」に期待される市場としての「観光市場」に対する期待される影響について述べることにする。

3-2-1 過疎地域の農産物市場に期待される影響

道の駅には農産物直売所が併設されており、買い手は安価で新鮮な地域の農産物を購入することができる。しかしながら地域の情報発信機能からも言えるように、地場ブランドのPR効果も担っている。このことから他の地域からの買い手を呼び込み需要を増大し、需要曲線は右にシフトする可能性を期待されている。また、供給側も後継者の増加や生産性の向上により供給曲線は右にシフトする可能性を期待される。(図-6)

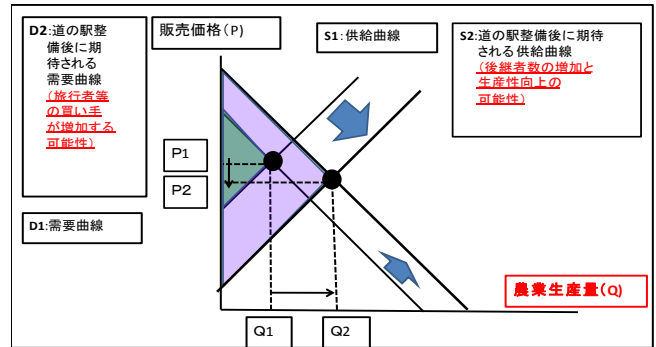


図-6 道の駅に期待される効果 (過疎地域における農産物市場)

3-2-2 過疎地域の第三次産業労働市場に期待される影響

道の駅自体は主な観光目的と成りづらいものであったが、近年では温浴施設やグリーンツーリズムの拠点としてそれ自体が観光目的となりつつある。このことから図-6が示すように観光客数の増加に伴う第3次産業の求人が増加し需要曲線が右のシフトする可能性を期待している。(図-7)

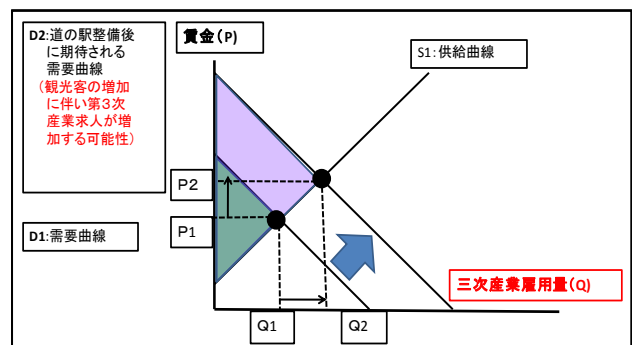


図-7 道の駅に期待される効果 (過疎地域における第3次産業労働者市場)

第4章 道の駅整備による過疎地域自立支援政策の実証分析

この章では、分析対象地の概要を述べるとともに、前章で記載した期待される結果について影響を与えているのか公表されているデータを用い実証分析を行った。

4-1 分析対象地

実証分析を行うにあたり、北海道を対象地として選定した。選定理由は以下の通りである。

- ・全国市町村で一番多く 道の駅 (110 駅) が整備されている。(2位岐阜 52 駅)
- ・過疎市町村面積の割合が高い。(全国5位 75.2%)
- ・農業算出額 全国1位 (全国シェア 12.2%)
- ・自動車輸送の割合 90%と高い(全国平均 75%)

図-8 は北海道における過疎地域市町村を示したものである。札幌市を中心とする道央の地域や旭川市、帯広市とその周辺を除き、道内に広く分布しており平成22年4月1日現在179団体の内、8割近くの143団体が過疎地域市町村となっている。

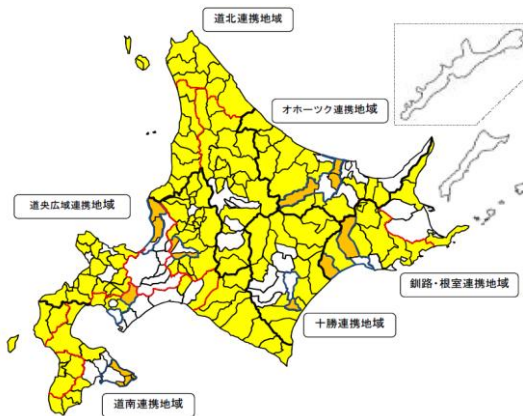


図-8 北海道における過疎地 出典：北海道庁 HP

4-2 分析データの説明

過疎自治体における「農産物市場」に対する「道の駅」の影響を分析するため、被説明変数を「農業総算出額」「生産農業所得額」とした。

「農業総算出額」は地域における生産量の増減に影響を与えているか推計する目的で被説明変数とした。価格を乗じる算出額となっているが、消費者物価指数によると1990年から2005年まで野菜の価格変動殆どないことから、生産量の増減について把握できると判断した。農林業センサスによると市町村毎に農業生産活動による最終生産物の品目ごとの生産量(全国計)に、品目ごとの農家庭先販売価格(全国平均、消費税を含む。)を乗じた額を合計して求めたもの(数値は千円単位)と定義している。

「生産農業所得額」は過疎自治体の農家が農業に対する所得額の増減に影響を与えているか推計する目的で被説明変数とした。農林業センサスによると市町村毎に農業総産出額から物的経費(減価償却費及び間接税を含む。)を控除し、経常補助金等を加算して求めたもの(数値は千円単位)を定義している。

「第三次産業従事者数」は過疎自治体における「観光市場」に対する「道の駅」の影響を与えているか推計する目的で被説明変数とした。本来であれば、「観光客入込数」を被説明変数にするところであるが、データの制約により代替することにした。国勢調査の定義によると市町村の「第三次産業従事者数」は飲食店、宿泊

業・電気・ガス・熱供給・水道業・情報通信業・運輸業、卸売・小売業・金融・保険業・不動産業 医療、福祉・教育、学習支援業・サービス業・公務に従事する人数であるとしている。

説明変数として農業に関する過疎自治体毎の販売農家数・自給農家数・専業農家率・経営耕地面積と自治体個別のコントロール変数として人口・課税対象所得額・乗用車保有台数を説明変数とした。以下に概要を示す。

- ・道の駅ダミー
各自治体における道の駅の有無を示す。自治体にある「道の駅」がある場合は「1」、無い場合は「0」とした。
- ・販売農家数
各自治体において経営耕地面積30a以上または農産物販売金額が年間50万円以上農家数の合計を指す。
- ・自給農家数
各自治体において経営耕地面積が30a未満かつ調査期日前1年間の農産物販売金額が50万円未満農家数の合計を指す。
- ・専業農家率
各自治体において販売農家に対する世帯員のなかに兼業従事者が1人もいない農家の割合(専業農家/販売農家)
- ・経営耕地面積
各自治体における農家が経営する耕地の面積(数値はha)の合計を指す。
- ・人口
各年度末日(3月31日)時点の自治体人口の合計を指す。
- ・課税対象所得額
各自治体における年間課税対象所得額の合計を指す。
- ・乗用車保有台数
各自治体における乗用車保有台数の合計を指す。(小型車含まず)

4-3 推計モデルと分析方法の説明

「過疎地域における道の駅の地域振興施設は地域経済に影響を与えていないのではないか」という仮説を実証するためにパネルデータを用い政策評価する。北村(2007)によれば、「パネルデータはクロスセクション・データに比べて統計的な情報量の多さによってもたらされる推定量の効率性、不偏性の上昇が期待できる。」とし、さらに「パネルデータ分析では、他の観察可能な変数による変動要因は全てコントロールした上で、観察不可能な変数を固定効果として捉えることで、観察不可能な変数を逆に抽出することができるようになる。」としている。つまり、他の説明変数へのバイアスをコントロールすることにもなる。

個別効果と説明変数の相関の有無に関する検定が必要なために固定効果モデル(Fixed effect model)、変量効果モデル(Random effect model)により推計レハウスマンテストにより採用モデルを決定する。分析地域として北海道全体と連携地域毎に分析を行うこととする。1993年(平成3年)より開設している「道の駅」の開設前後を分析するために1990年・1995年・2000年・2005年の4年分のデータを用いた。以下に推計モデル式を示す。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

(Y_{it} : 農業算出額・生産農業所得額・第3次産業従事者数
 D_{it} : 道の駅ダミー Z_{it} : その他コントロール変数
 ε_{it} : 誤差項)

4-4 推計結果

以下に推計結果を示す。

「農業総算出額」、「生産農業所得額」、「第三次産業従事者数」ともに「道の駅」に対して影響があるとはいえない結果(表-1・表-2・表-3)となった。地域別の推計結果(表-4)では一部有意な結果となったが、全体からすると軽微な影響しか与えていないといえる。このことから、「道の駅」は地域経済に対して影響を与えているとは言えない結果となった。

[表-1 農業総算出額の推計結果]

	農業総算出額(千万) FE		ln農業総算出額 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	-12.7455200	-1.36	0.0114740	0.45
販売農家数(戸)	0.4616728	10.31 ***	0.0001466	1.03
自給農家数(戸)	0.0096735	0.07	-0.0001823	-0.44
専業農家率	17.8756500	0.83	-0.0904583	-1.40
経営耕地面積(ha)	0.0543244	12.68 ***	0.0001491	8.23 ***
人口(人)	-0.0017751	-0.98	0.0000072	1.24
課税対象所得額(千円)	0.0003738	0.25	-0.0000018	-0.43
乗用車保有台数(台)	0.0051962	1.19	0.0000092	0.73
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-12.5170000	-0.19	4.5728200	13.74 ***
F値	951.91		355.84	
観測数	544		537	
修正済決定係数	0.3656		0.4093	

注: ***は1%で統計的に有意であることを示す。

[表-2 生産農業所得額の推計結果]

	生産農業所得額(千万) RE		ln生産農業所得額 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	-3.8102330	-0.76	0.0180806	0.59
販売農家数(戸)	0.3356429	17.15 ***	0.0000881	0.53
自給農家数(戸)	0.0501701	0.76	-0.0004445	-0.91
専業農家率	15.4838500	1.34	-0.0328102	-0.42
経営耕地面積(ha)	0.0172267	10.88 ***	0.0001640	8.30 ***
人口(人)	-0.0012246	-1.31	0.0000077	1.17
課税対象所得額(千円)	-0.0000506	-0.06	-0.0000032	-0.66
乗用車保有台数(台)	0.0028291	1.23	0.0000078	0.53
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-39.8379100	-1.66 *	3.2824970	9.53 ***
F値	1499.45		488.00	
観測数	544		534	
修正済決定係数	0.4704		0.5226	

注: ***, *はそれぞれ1%, 10%で統計的に有意であることを示す。

[表-3 第三次産業従事者数の推計結果]

	第三次産業従事者数 RE		ln第三次産業従事者数 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	4.8212810	0.15	0.0181838	1.01
販売農家数(戸)	0.6503458	-4.68 ***	0.0001164	1.24
自給農家数(戸)	-1.1808610	-2.64 ***	0.0003208	1.14
専業農家率	-125.9925000	1.74 *	0.0123884	0.30
経営耕地面積(ha)	-0.0155293	-1.27	0.0000156	1.51
人口(人)	0.2368727	39.81 ***	0.0000298	8.05 ***
課税対象所得額(千円)	0.0715773	14.13 ***	-0.0000031	1.00
乗用車保有台数(台)	0.0428094	2.95 ***	0.0000505	-1.09
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-440.9505000	-2.35 **	7.0343910	41.04 ***
F値	19821.66		389.69	
観測数	544		544	
修正済決定係数	0.6939		0.0792	

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

[表-4 北海道連携地域別の推計結果]

道の駅ダミー	農業総算出額		生産農業所得額		第3次産業従事者数	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
道央	-18.2990200	-0.99 FE	-1.0121170	-0.12 RE	32.4019500	0.64 FE
道北	-19.9136300	-1.74 * FE	-8.4266140	-1.14 FE	-41.9505000	-0.66 FE
道南	7.1916190	0.40 RE	17.1067000	2.12 ** RE	-22.6092300	-0.38 RE
十勝	10.5415400	0.28 RE	0.3830686	0.03 FE	76.9399100	2.23 ** RE
オホーツク	-24.9145300	-0.75 FE	-47.1708800	-1.73 * RE	4.8433080	0.11 FE
釧路	-25.7884400	-0.49 RE	-8.6385570	-0.53 RE	273.9170000	0.95 RE

注: ***, *はそれぞれ5, 10%で統計的に有意であることを示す。

第5章 政策提言

全国一律に整備を進めている「道の駅」事業であるが、地域毎に過疎地域振興政策として純便益が最大化を事業主体は常に分析する必要がある。そのために制度づくりとして政府は「道の駅整備における費用便益分析のマニュアルを作成するべきである。そして過疎自治体は策定している過疎地域自立促進計画で「道の駅」整備による地域振興を挙げているが実施にあたりそのマニュアルに従い費用対効果を明らかにした上で設置すべきである。その上で事業途中で継続的評価を行い波及効果がマイナスの場合は施設を用途転用するなど柔軟に検討するべきである。このような柔軟な事業変更の為に特に初期段階においては極力固定費用を抑える工夫(過疎地の廃校を利用するなど)を検討するべきである。

過疎事業債や地方交付税制度を見直し、地方負担分の割合を実質的に高め、受益と負担のメカニズムを働くようにすることである。すなわち公共投資を行うにあたって、地方が負担をしてでも行う価値があるかどうかの検討をすることによって公共投資が効率化を目指すべきである。

第6章 おわりに

6-1 今後の分析課題

今後の課題として買い手の属性(来訪元や利用目的)データなどが入手できれば、その地域のトレンドや買い手のニーズをより正確に把握することもできる。また、「観光市場」を分析する上で被説明変数として自治体毎の「観光客入込数」を用い、説明変数として「観光振興予算」や「ホテル・旅館の収容人数」などのデータを用いることが有効である。

さらに、より推計精度を高めるためにサンプル数を増やし全国を地域毎に分析することで、より精緻な分析となる。

6-2 まとめ

かつては地方において公共事業が地方の需要創出の一翼を担ってきたが、財政再建や非効率な公共事業の見直しによって、公共事業が地方の需要を下支えする役割や機能を失っている。一方で、公共事業に変わり過疎事業債による事業に衣替えしているだけではないのかとの疑問が残る。

地域の実情に見合った効果的な地域支援の実施が求められる中で今年度(平成22年度)には過疎法が改正し、新たにソフト事業(地域医療の確保・住民の日常的な移動のための交通手段の確保など)が新設されるなど下支えの仕組みも変化しつつある。今後は住民集団移転政策などによる抜本的な政策にシフトし「集積の利益」を期待することも大事である。

地域の魅力を高めるための施策の実行は、補助金や交付金に依存せず既存の施設を用途転用するなど固定費を最大限に抑える努力をし、需要を創出するノウハウを蓄積する必要がある。地域の創意工夫により人を呼び込む施策の策定と実行が期待される。地域の活性化に向けて、各地域が知恵を絞り地域間での競争が活発化することを期待したい。

以上

罰金刑が犯罪抑制に与える効果に関する研究 —軽微な事案の窃盗犯を対象にして—

政策研究大学院大学まちづくりプログラム
mju10055 田中 克典

1. はじめに

我が国の刑法犯の認知件数は、平成14年の369万3,928件をピークに平成15年から減少に転じ、平成21年の239万9,702件まで減少傾向を示している。しかしながら、急激な増加傾向に入る前の状態に戻ったにすぎず、国民の治安に対する不安感とともに、その件数は依然として高水準にあるといえる。そこで、警察・司法当局では、様々な刑法の改正を行っており、近年、刑罰の引き上げを伴う改正がみられている。平成18年の窃盗罪に対する罰金刑の新設も、犯罪の多発に対処するための一種の厳罰化といえるが、窃盗犯にはかねてより、従来の量刑が懲役刑のみであったことから、犯罪被害額が軽微な事案においては公訴されないなど、実質的に刑罰が与えられていないことの弊害が指摘されており、これに対処する形で罰金刑が加えられた。しかし、窃盗犯は平成21年の刑法犯の認知件数中、約54.1%と最も多くを占める犯罪であって、129万9,294件もの件数となっており、依然として件数は高い水準にとどまっている。このように、現行の罰金刑は犯罪の抑制に法改正の意図するおりの効果が示されていない可能性がある。

そこで本稿では、罰金刑が軽微な事案の窃盗犯に与えた犯罪抑制の効果について、平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、同時に罰金刑が新設された公務執行妨害等犯との比較から実証分析を行った。結論から先に述べると、現行の罰金刑は軽微な事案の窃盗犯に対しては犯罪抑制の効果がないことが示された。その結果を踏まえ、今後の量刑の在り方について考察するとともにその改善について提言した。

2. 犯罪の現状と法改正の背景

公務執行妨害等罪においては犯罪件数の急増とともに比較的影響の大きくない事案も数多くみられたが、一方で、法定刑が懲役刑又は禁固刑に限られていたことから刑罰の適用に困難が生じていた。また、窃盗罪は安易な気持ちから行われ、かつ、被害額が僅小である上、被害回復も速やかになされるといった比較的軽微な事案が急増する一方で、法定刑が懲役刑に限られていたことから刑罰の適用に困難が生じていた。

そこで、平成18年の刑法の改正では、比較的軽微な事案の犯罪であっても早い段階で相応の刑罰を科し、刑罰が有する一般予防機能及び特別予防機能の効果により、同種事犯の再発を防止し、常習化や他のより重

い犯罪への発展を食い止める必要があるとの判断によって、事案に対応した適正な事件処理・科料を可能とするべく、両罪に対し、50万円以下の罰金刑が漸設されるに至った。

3. 罰金刑の効果に関する理論分析

本稿では、合理的な意思決定者である一般的潜在犯罪者の行動モデルを考える。犯罪者は犯罪から得られる限界便益 MB と犯罪に要する限界費用 MC に直面し、 MB が MC を上回る範囲で犯罪を実行することになる。

ここで、法改正の意図する窃盗罪に対する罰金刑の新設は、他の条件を一定とすると、従来、実質的に刑罰が科されていなかった軽微な事案の窃盗犯が直面する限界費用曲線を、 MC_1 から MC_2 へ刑罰の重さ（罰金支払い）分引き上げることになり、犯罪の件数は Q^* から Q' へ減少することになる（図1）。

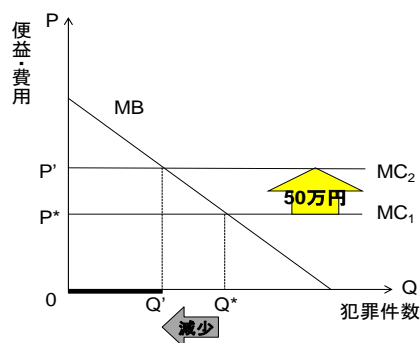


図1 法改正の意図する犯罪者の直面する限界便益・限界費用曲線

しかし、犯罪者が直面する限界費用（期待刑罰）は、刑罰の重さに刑罰の執行確率を乗じたものであり、軽微な事案の窃盗は、刑罰の執行確率が元々低いため、同一の罰金刑による刑罰の重さであっても刑罰の執行確率によって犯罪者が直面する「真の」刑罰の重さ（限界費用）には差異が生じると考えられる。

したがって、刑罰の執行確率が低い軽微な事案の窃盗犯については、法改正による罰金刑（上限50万円）の新設がもたらした限界費用の引き上げ幅が、他の条件を一定としたとき、法改正の意図するほどの効果は生じず、限界費用曲線を MC_1 から MC_2 へ押し上げるにとどまり、軽微な事案の窃盗件数は Q^* から Q' への移動が示すとおり減少しない若しくは若干の減少にとどまると考えられる（図2）。

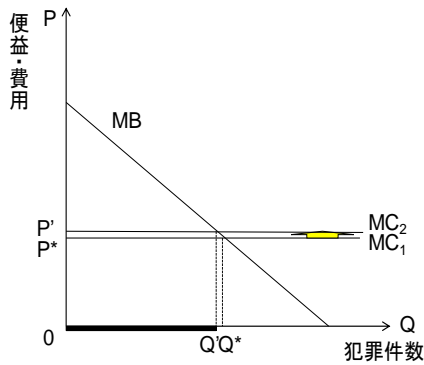


図2 実際の犯罪者が直面する限界便益・限界費用曲線

4. 罰金刑の効果に関する実証分析の手法

本章では、刑罰執行確率によって罰金刑の犯罪抑制効果が異なることを示した前章の理論分析を検証するために実証分析を行う。まず、4.1.節で刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯についての推計モデルを示し、4.2.節で刑罰執行確率の高い公務執行妨害等犯についての推計モデルを示す。

4.1. 軽微な事案の窃盗犯に関するモデル

本節では「窃盗罪に対する罰金刑の新設（上限50万円）は、刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯に対しては効果が示されない」との仮説について実証分析を行うため、自転車盗及び万引きの犯罪認知件数を対象として平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、次のモデルを推計する。

$$(a) \ln(\text{自転車盗認知件数}/\text{人口})_i = \alpha_1 + \beta_1 \text{LowDummy}_i + \beta_2 X_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(b) \ln(\text{万引き認知件数}/\text{人口})_i = \alpha_2 + \beta_3 \text{LowDummy}_i + \beta_4 X_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

4.2. 公務執行妨害等犯に関するモデル

本節では「公務執行妨害等罪に対する罰金刑の新設（上限50万円）は、刑罰執行確率の高い同犯に対しては効果が示された」との仮説について実証分析を行うため、平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、次のモデルを推計する。

$$(c) \ln(\text{公務執行妨害等犯認知件数}/\text{人口})_i =$$

$$\alpha_3 + \beta_5 \text{LowDummy}_i + \beta_6 X_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\alpha_1 \sim \alpha_3$: 定数項 $\beta_1 \sim \beta_6$: パラメータ

LowDummy : 平成18年刑法改正ダミー X : コントロール変数

δ : 固定効果（個体ごとに特有で観察できない要因） ε : 誤差項

i : 都道府県 t : 年

※固定効果モデル(FE)及び操作変数法(2SLS)により推計を行う。

5. 罰金刑の効果に関する実証分析の推計結果

前章のモデル(a)～(c)の推計結果は表①～表③のとおりである。

表① モデル(a)の推計結果

被説明変数 推計モデル 説明変数	ln(人口10万人当たりの自転車盗認知件数)	
	FE 係数 [標準誤差]	2SLS-FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)	-0.118 [0.11]	-0.125 [0.11]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)	-1.593 *** [0.49]	-1.951 *** [0.59]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	1.620 *** [0.58]	1.587 *** [0.58]
ln(大学進学率)	-0.916 ** [0.37]	-0.849 ** [0.37]
ln(生活保護率)	-0.038 [0.16]	0.013 [0.16]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	0.223 [0.14]	0.224 [0.14]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.039 [0.05]	0.042 [0.05]
ln(人口100人当たりの自転車保有台数)	0.044 [0.12]	0.041 [0.12]
ln(鉄道駅数)	0.107 ** [0.05]	0.105 ** [0.05]
法改正ダミー	0.013 [0.06]	0.017 [0.06]
定数項	2.328 [5.24]	4.046 [5.47]
地域ダミー*年次ダミー	YES	YES
F 又は Waldy ²	10.96	432339.85
R ²	0.449	0.448
観測数	423	423

(注) ***, **, * 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。また、上記の分析結果は本研究において行った分析のうちの一部である。以下推計結果の表において同じ。

表② モデル(b)の推計結果

被説明変数 推計モデル 説明変数	ln(人口10万人当たりの万引き認知件数)	
	FE 係数 [標準誤差]	FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)	-0.008 [0.07]	-0.136 [0.09]
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)	0.141 [0.17]	-0.197 [0.24]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	0.666 [0.42]	0.659 [0.44]
ln(大学進学率)	-1.172 *** [0.23]	-0.802 *** [0.29]
ln(生活保護率)	0.807 *** [0.12]	0.728 *** [0.13]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	-0.212 ** [0.10]	-0.173 [0.11]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.311 *** [0.03]	0.302 *** [0.03]
法改正ダミー	-1.466E-04 [0.03]	0.030 [0.05]
定数項	3.526 [3.37]	3.557 [3.64]
地域ダミー*年次ダミー	NO	YES
F 又は Waldy ²	32.47	12.29
R ²	0.414	0.456
観測数	423	423

表③ モデル(c)の推計結果

被説明変数 推計モデル 説明変数	ln(人口10万人当たりの公務執行妨害等犯認知件数)	
	FE 係数 [標準誤差]	2SLS-FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)	-0.157 [0.18]	-0.161 [0.18]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)	2.834 *** [0.81]	2.621 *** [0.97]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	1.626 * [0.95]	1.604 * [0.95]
ln(大学進学率)	1.078 * [0.61]	1.117 * [0.61]
ln(生活保護率)	0.070 [0.26]	0.099 [0.27]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	0.021 [0.23]	0.022 [0.23]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.345 *** [0.07]	0.346 *** [0.07]
法改正ダミー	-0.171 * [0.10]	-0.169 * [0.10]
定数項	-31.537 *** [8.64]	-30.510 *** [9.02]
地域ダミー*年次ダミー	YES	YES
F 又は Waldy ²	6.91	1148.92
R ²	0.320	0.320
観測数	423	423

モデル(a), (b)の推計の結果、法改正ダミーの係数は、統計的に有意な減少が観測できなかった。したがって、軽微な事案の窃盗犯に対して、上限50万円の罰金刑を新設した平成18年刑法改正は犯罪件数に影響を与えていないことが示された。

また、モデル(c)の推計の結果、法改正ダミーの係数は、他の条件を一定として、刑法改正（罰金刑の新設）後、公務執行妨害等犯の認知件数が平均16.9%から17.1%減少したことが、10%の水準で統計的に有意な観測がみられた。したがって、公務執行妨害等犯に対して、上限50万円の罰金刑を新設した平成18年刑法改正は犯罪件数を減少させたことが示された。

6. 考察

前章までの分析により、同じ罰金刑でも、刑罰執行確率の高い犯罪に対してはその抑制効果が示され、刑罰執行確率の低い犯罪に対してはその抑制効果が示されないことが明らかになった。

したがって、犯罪の種別にもよるが、犯罪者は刑罰執行確率に依存した行動を選択するとともに、軽微な事案の窃盗犯が直面する現行法の量刑による期待刑罰では犯罪の抑制に効果がないと考えられる。

そこで、本章においては、刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯を抑制するために、彼らが直面する現状と望ましい量刑の在り方について、経済学的分析を用いて考察する。

6-1. 刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性における分析

図3は、軽微な事案の窃盗犯が直面する刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性を示している。合理的な軽微な事案の窃盗犯は、刑罰の執行可能性を確率的な計算として考慮するため、彼らの直面する現行の期待刑罰は、刑罰曲線に低い刑罰執行確率を乗じた結果、引き下げられた状態になっていると考えられ、犯罪からの便益が現行の期待刑罰曲線を上回るA₁点からA₂点の範囲で犯罪のインセンティブが働くと考えられる。

次に、上限x万円まで刑罰を引き上げた場合、刑罰曲線は現行よりも傾きを大きくしながら上方に移動し、同様に、期待刑罰曲線も現行よりも傾きを大きくしながら上方に移動する。この結果、犯罪からの便益が刑罰引き上げ後の期待刑罰曲線を上回る点がない水準に到達すると、犯罪のインセンティブは働かないと考えられる。

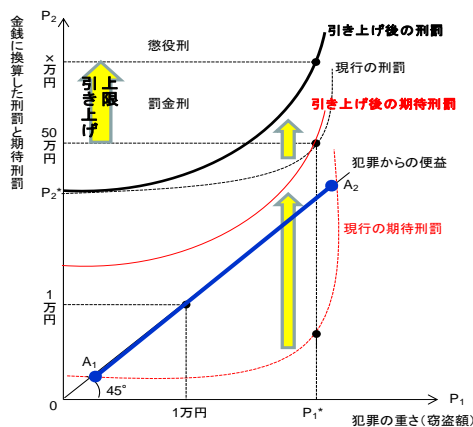


図3 引き上げ後の刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性

6-2. 犯罪抑制の社会的効用水準における分析

図4は、軽微な事案の窃盗犯を抑制するため、罰金刑又は自由刑のいずれかを選択して刑罰を引き上げた後の資源配分量と社会的効用水準との関係性を示している。

現行の犯罪抑止の達成から得られる社会的効用水準をあるA₁点とした場合に、予算制約を不変として、罰金刑による刑罰の引き上げを選択した場合、刑罰を与えられる量はQ₁*からQ₁'まで刑罰の引き上げ分増やすことができる。その一方、罰金刑に要する費用は発生しないため、1人当たりの犯罪者に刑罰を与えるための費用（価格P₁）は下落し、等費用曲線の傾きは-P₁/P₂から-P₁'/P₂'へと小さくなる。したがって、社会的効用水準は新たな犯罪抑止等量線(U₂)が接するA₃点に右上シフトしているため、社会にとっての効用は増加すると考えられる。一方で、自由刑による刑罰の引き上げを選択した場合に罰金刑と同じ社会的効用水準A₃点を実現しようとする、刑罰を与えられる量はQ₁*からQ₁'まで増加する一方、その執行費用の増加も伴うため、等費用曲線の傾きは-P₁/P₂のままであり、Q₁'とQ₂'を結ぶ新たな等費用曲線まで予算を増やさないと実現できない。

したがって、同じ刑罰の引き上げで社会的効用を増加させるには、自由刑よりも罰金刑の方が予算の増額を伴わない分、社会にとって効率的な刑罰であると考えられる。

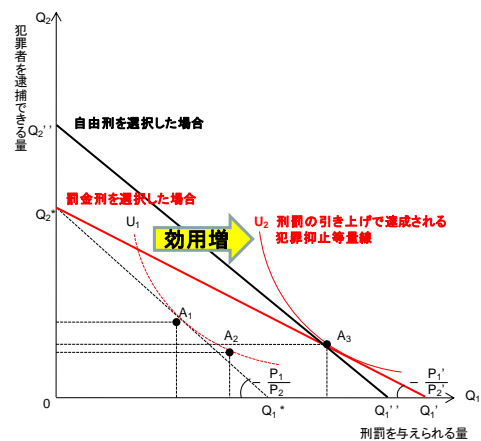


図4 刑罰引き上げ後の犯罪抑制の社会的効用水準

6-3. 罰金刑の引き上げにおける分析

罰金刑の引き上げ水準を検討する際には、犯罪者の行動の変化に注意が必要である。

軽微な事案の窃盗に対する罰金刑を著しく引き上げた場合、犯罪者にとってその犯罪の価値は急激に下がり、犯罪者が付ける犯罪の値付け価格（価格P₂'）は急上昇するため、図5が示すとおり、等費用曲線の傾きは-P₁/P₂から-P₁'/P₂'へと相当小さくなる。すると、犯罪者の効用水準はB₁'点からB₃'点に大きく左下シフトす

るため、犯罪者の効用は減少し軽微な事案の窃盗件数は大きく減少するものの、一方で、より重大な窃盗に移行するインセンティブを犯罪者に与えてしまう。

このように、かえってより重大な犯罪件数を増やしてしまい、社会にとって望ましくない状態を招きかねない事態があることも考慮しておく必要がある。

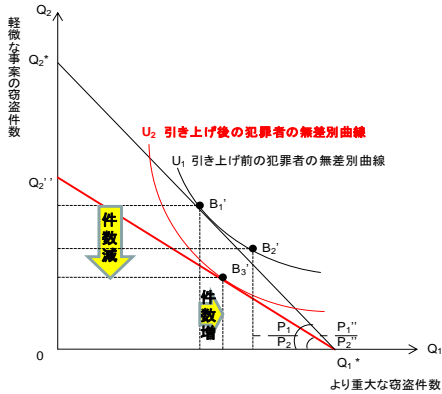


図5 罰金刑を著しく引き上げた場合の犯罪者の行動の変化

6-4. 刑罰執行確率における分析

合理的な犯罪者が計算する刑罰執行確率は、犯罪を行った後に逮捕される確率と逮捕された後に起訴等されて有罪となる確率の2つに分けることができるが、まず、逮捕確率を際限なく高めていくことは社会的効率の観点からみれば困難である。政府による最適な犯罪抑止の水準は、社会が受ける犯罪からの損失を最小化する水準であり、逮捕確率を高めることが社会にとって望ましいのは疑いもないが、その一方、警察官や警備員の増員等による予防費用からの損失も増え続けることになるため、社会にとって最も効率的なのは、警察官や警備員等の配置人数が犯罪の予防による限界便益と限界費用が一致する点に決定されることである。

次に、逮捕された後に起訴等される確率は、平成18年の刑法改正以降、窃盗犯の起訴率は若干上昇しているものの、まだ半数以上が起訴されていない。また、微罪処分率についてもほとんど変化が見られない。さらに、窃盗罪の略式罰金刑の件数は翌年に急増したものの、以降は緩やかな増加にとどまっている。したがって、軽微な事案の窃盗犯にとって、法改正後においても実際に刑罰を科せられる手続きが厳しくなっているとはまだ言えない状況といえる。

7. 政策提言

前章までの分析の結果、現行法の罰金刑の量刑では軽微な事案の窃盗犯が直面する期待刑罰は犯罪からの便益を上回るものではないことが示され、今後も現状のままでは犯罪の抑制は困難であると考えられた。そこで本章では、軽微な事案の窃盗犯を抑制するため以下の2点について提言する。

(1) 罰金刑の上限を引き上げること

第一に、量刑を決定する際には、犯罪者が直面する刑罰執行確率から期待刑罰を積算し、その犯罪から得る便益との比較・分析をする必要性について提言したい。重要なのは刑罰量ではなく期待刑罰量である。

第二に、軽微な事案の窃盗の刑罰執行確率は他の犯罪と比較しても相当低いものであることを考慮すると、期待刑罰の引き上げにはまず刑罰の引き上げが必要である。この引き上げの方策については罰金刑によるべきである。

それでは、際限なく罰金刑を引き上げることが可能かといえばそうではない。より重大な窃盗への移行がないように罪刑均衡の配慮も必要である。

今後の量刑選択枝の変動範囲と犯罪が軽微な事案であることを考慮すれば、軽微な事案の窃盗のみ罰金刑を引き上げ、順次データを蓄積していくことを提言したい。

(2) 刑罰執行確率を運用改善すること

刑罰の引き上げとともに犯罪者の期待刑罰を引き上げることができるのは刑罰執行確率の改善である。そこで、逮捕後も一定程度が罪に問われていない現状の改善を提言したい。

まず、第一に、軽微な事案の窃盗でも被害者の心構えとして被害は必ず警察に届け出ることを徹底し、さらに届け出された犯罪者の記録は再犯の心理的圧力となるようにデータベース化等により整備していくべきである。

第二に、逮捕後の罪に問う運用制度の現状を改善し、微罪処分・不起訴処分にとどめることのない運用にしていける必要がある。罰金刑の新設によって、司法当局の人員・資源利用の効率化や刑罰執行の効率化が進み、逮捕確率の向上も今後期待できる。したがって、罰金刑への積極的なスライド・活用によって、罰金の徴収を進めていくべきである。

8. おわりに

本稿では、罰金刑が新設された平成18年の刑法改正に着目してその犯罪抑制効果を実証分析した。その結果、同じ罰金刑でも刑罰執行確率の大小によって犯罪抑制効果は異なることが分かった。しかし、犯罪の抑制には罰金刑以外にも行政、地域サイドで様々な取り組みが行われている。これらによる影響を除いたうえで一層精緻に分析することについては今後の課題とする。また、本稿では集計データによる分析を行ったが、今後個別データを入手し、犯罪者の属性を反映させたより緻密な分析結果の提示に努めたい。

主な参考文献

- 四方光 (2007) 『社会安全政策のシステム論的展開』 成文堂
- 渡瀬啓之 (2006) 『犯罪原論 - 犯罪行動の経済学的考察 - 』 新風舎

郊外大規模店舗¹の立地規制が出店動向に与えた影響に関する研究

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10056 田淵 俊郎

1 はじめに

1-1 本研究の目的

近年、モータリゼーションの進展等を背景として、特に地方都市では都市機能の無秩序な拡散が進むとともに、中心市街地の居住人口やいわゆる「シャッター通り」となった商店街が増えるなど中心市街地の空洞化が進んでいる。政府はこのような拡散型の都市は、暮らしにくく非効率であるとして集約型都市へ転換する様々な政策を実施している。

このような中、政府は2006年5月に都市計画法および建築基準法の一部を改正（以下改正都市計画法等）し、中心市街地衰退の大きな要因とされる床面積が1万㎡超の郊外大規模店舗について立地規制を行った。

これまでも、大型店舗²の立地に関する規制等は、戦前の第1次百貨店法からはじまり、大店法（改正）、まちづくり三法（大店立地法）など制定、改正、廃止を繰り返してきたが、これらの改正に加え、今回の改正都市計画法等の効果を検証しておく必要があると考えた。

本論文は、改正都市計画法等による郊外大規模店舗の立地規制が出店動向（規模・場所・件数）にどのような影響を与えたかに焦点を当て、定量的に実証分析するとともに立地規制の副作用を考察する。

1-2 先行研究と本研究の位置づけ

地方都市における中心市街地活性化に関する研究は多く存在する。福士（2010）³は、公共施設の設置と中心市街地の売上げの関係について実証し、中心市街地小売総売上増減率と中心市街地昼間人口増減率の関係には強い相関関係があり、昼間人口の増加に資するとは言えない「文化観光施設」や「交流施設」などの公共施設の設置は中心市街地の売上の増加につながるケースは少ないことを指摘している。また赤松（2010）⁴は、中心市街地に対する補助金が増加する中で中心市街地人口の増加のみを目的とした補助事業については、支出に見合う効果がないことを実証し、投資効果の小さい中心市街地への補

助金は見直す必要があるとしている。

また、坂上ら（2009）⁵は大型店 VS 中小規模店という構図の中で中小小売店舗を守るために実施した大型店舗の出店調整は政府の思い通りには機能してこなかったことを示し、松浦ら（2006）⁶は、大規模店舗の参入（退出）は、当該地域の「商業の活性化」に対して正（負）の影響があることを実証し、現在は「大型店 VS 中小規模店」から「市街地 VS 郊外」に転換されているとしている。この「市街地 VS 郊外」の構図の中で、2006年の都市計画法等の改正は、中心市街地を活性化させるために、大規模店舗を中心部へ誘導するものであるが、法改正が店舗の出店動向にどのような影響を与えたかについて全国的な調査・分析を行っている研究は見当たらない。そのため研究テーマとして取り上げ、その効果を分析するものである。

1-3 2006年都市計画法等の改正内容

床面積が1万㎡超の店舗、映画館、アミューズメント施設、展示場などの大規模集客施設について、商業地域、近隣商業等の用途地域を除いて原則立地不可とし、これにより大規模店舗を中心市街地に誘導するものである。

2 規模規制の理論分析

2-1 大型店舗の出店規制について

一般的に競争市場で参入規制をすると市場供給曲線を構成する個別の供給曲線が少なくなり、自由参入の場合と比べて市場供給曲線が左方ヘシフトし死重の損失が発生する⁷が、第1次百貨店法～大店法時代の大型店舗の出店規制も同様な考え方で説明できる。企業は総費用として固定費用と可変費用が必要となるが、規模規制をした場合、最適規模に近づけようと店舗を細分化するものと考えられる。この場合、店舗の開設費用などの固定費用が増えるとともに供給曲線（限界費用曲線）も左ヘシフトする。これにより、販売価格が上昇し、取引数量が減少する。生産者余剰の増減は需要曲線および供給曲線の弾力性によって異なるが、消費者余剰は減少し、社会全

体としては非効率となる。(図1)

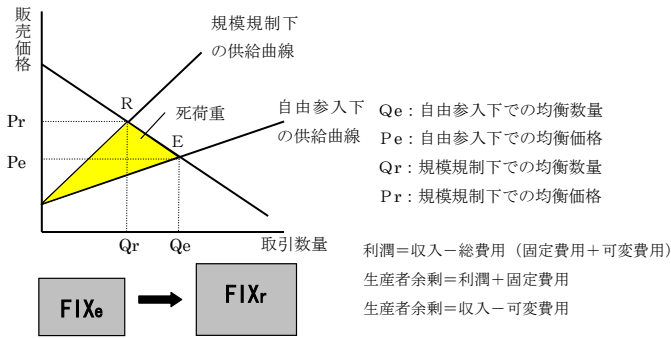


図1 規模規制下の需要供給曲線

3 郊外大規模店舗の規模規制が出店動向(場所・規模・件数)に与えた影響の検証

3-1 郊外店舗の出店状況について

郊外大規模店舗は法改正が行われた2006年から法施行の2007年までの2年間は増加しているが、法施行後の2008年には減少に転じ、その後は横ばいである。(図2)

一方店舗面積でみてみると2006年~2007年の間に急増する傾向は、店舗数と同じであるが、法施行後は1万㎡超店舗より5千~1万㎡の中規模店舗⁸の割合の方が大きくなっている。(図3)

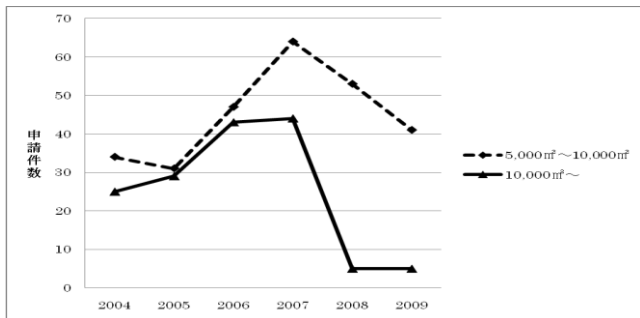


図2 郊外店舗申請件数

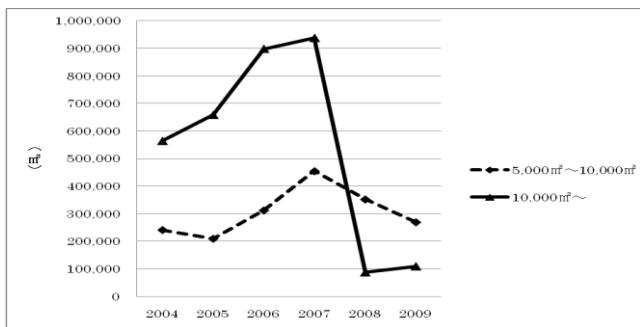


図3 郊外店舗数(面積)

3-2 仮説

図1より次の仮説を立て、法改正等の影響を分析する。
仮説1 法改正から法施行まで間に郊外大規模店舗の申請件数が増加した。

仮説2 法施行後は、立地規制により郊外大規模店舗の申請件数は減少した。

仮説3 法施行後は1万㎡超店舗が規制されることによって5千~1万㎡の中規模店舗にシフトする。

3-3 推定式及び推定方法

実証方法は2004・2005年を法改正前、2006・2007年を法改正時、2008・2009年を法改正後として、県別のパネルデータを用いて計量分析を行ない、法改正が郊外大規模店舗等の申請件数に与えた影響を実証する。対象地区は東京都および政令指定都市のある都道府県を除く全国の地方都市32県とし、推定式は以下のとおりである。なお、分析にあたってはhausman検定を行い最小二乗法、固定効果モデル、変量効果のうちいずれかを採用した。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i X_{it} + \gamma D_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon : \text{誤差項}$$

3-4 検証結果

【仮説1 推定結果】

郊外大規模店舗申請件数	O L S			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.0000714	0.0001203	0.59	0.554
1世帯当たり乗用車保有台数	0.4758663	0.6868212	0.69	0.490
一人あたりの既存店舗面積	0.24112	1.317094	0.18	0.855
可処分所得	0.5619352	0.9842884	0.57	0.569
大型小売店年間販売額	2.566008 ***	0.6644628	3.86	0.000
法改正ダミー	0.5193194 **	0.2369906	2.19	0.030
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1795				

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

大型小売店年間販売額が1%、法改正が5%で統計的に有意であり、前年の年間販売額が新規出店に影響を与え、法改正により一県あたり約0.5店舗の駆け込み申請があったと認めることができる。

【仮説2 推定結果】

郊外大規模店舗申請件数	O L S			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.000299	0.0000775	0.39	0.700
1世帯当たり乗用車保有台数	0.3624284	0.439078	0.83	0.411
一人あたりの既存店舗面積	-0.669109	0.800067	-0.84	0.405
可処分所得	0.7911335	0.7191618	1.10	0.273
大型小売店年間販売額	1.14975 ***	0.4265279	2.70	0.008
法改正ダミー	-0.5933394***	0.1703385	-3.48	0.001
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1991				

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

年間販売額と法改正ダミーが1%で統計的に有意であり、立地規制の影響を受け、新規出店件数が減少したものと認められる。

【仮説3 推定結果】

郊外中規模店舗申請件数	O L S			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.0000865	0.000131	0.66	0.510
1世帯当たり乗用車保有台数	0.8405297	0.7424109	1.13	0.260
一人あたりの既存店舗面積	0.1559733	1.352786	0.12	0.908
可処分所得	-0.2409115	1.215988	-0.20	0.843
大型小売店年間販売額	2.169225 ***	0.7211906	3.01	0.003
法改正ダミー	0.4920754 *	0.2680153	1.71	0.090
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1991				

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

年間販売額が1%、法改正ダミーが10%で統計的に有意であり、法改正ダミーと中規模店舗の出店数に強い相関関係があるとは言えないものの、法施行により、中規模店舗にシフトしたことが確認された。

以上の結果より地方都市部では法改正から法施行までの2年間に郊外大規模店舗の申請件数が増加し、法施行後は立地規制により郊外大規模店舗の申請件数は減少した。また法施行後は1万㎡超店舗が規制されることにより5千~1万㎡の中規模店舗にシフトしたことが明らかとなった。

4 法改正の副作用について

4-1 店舗の撤退動向分析

中心部の大型店舗総数は2008年までは増加しているが、2009年を境に減少に転じている。(図4) また中心大型店舗数の増減率を立地形態別に見るとターミナル型では増減はなく、駅前・駅近辺型で2.4%、商店街型で13.2%の店舗が減少しており、さらに法改正のあった2006年から2007年までの2カ年分を加えると商店街型店舗は23.3%と大幅に減少していた。(図5)

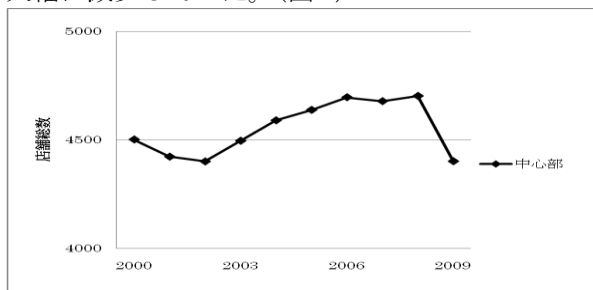


図4 大型店舗総数 (中心部)

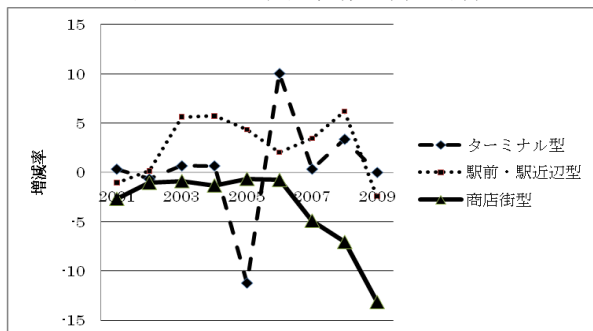


図5 大型店舗総数増減率 (中心・立地形態別)

中心部の店舗が撤退する理由にはさまざまな要因があると思われるが、法改正による郊外大規模店舗のかけ込み申請が中心大型店舗の撤退に影響を与えたことは否定できない。そのため、郊外大規模店舗の立地と中心大型店舗数の関係についても計量的に分析を行った結果、郊外大規模店舗の出店は中心大型店舗数にマイナスの影響を与えることが、1%で統計的に有意であった。本分析はデータの制約上、1千㎡超店舗を対象にしているが、零

細店舗等はさらに大きい影響をうけたものと考えられる。

$$\text{推定式 } Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i X_{it} + \Delta N_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon : \text{誤差項}$$

	固定効果モデル			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
中心大型店舗数	4.044098	7.046062	0.57	0.567
一人あたりの既存店舗面積	-0.0640511	3.336692	-0.02	0.985
可処分所得	14.9222	10.42824	1.43	0.154
大型小売店年間販売額	-0.6309668 ***	0.1727917	-3.65	0.000
サンプルサイズ 192 within=0.1899 between=0.3606 overall=0.3174				

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

また大手S C 1社に焦点を絞り、撤退状況について調査を行った結果、2006年から2010年の5年間に撤退した店舗は39店舗あり、このうち29店舗(約75%)が中心市街地からであった。その中には郊外に出店しているものも関わらず、同時期に中心市街地から撤退しているものもあり、企業は採算のとれない中心市街地から戦略的に撤退しているとも推測できる。

4-2 大規模店舗の出店動向分析

(1) 法施行後の申請の変化

法施行後に本来立地が規制される郊外1万㎡超店舗の出店動向の調査を行った。改正都市計画法等では、郊外大規模集客施設の立地を完全に抑制するものではなく、第二種住居地域、準住居地域、工業地域では用途地域の変更又は用途を緩和する地区計画決定、また白地地域では用途地域の指定等により立地が可能となっている。つまり、2006年の法改正により、全く1万㎡超の店舗が郊外立地できなくなったというわけではなく、手続き方法や形状を変え立地するようになったとすることができる。

図6は法施行後において、本来立地が規制される1万㎡超の店舗について、その立地が認められた理由を個別に調査した結果であり、分割申請⁹、区画整理事業、跡地利用、地区計画、用途変更の5ケースが確認された。(図6) この中でも分割申請については、所在地、建物設置者、届出日が同じで、店舗の合計面積が1万㎡超のものであるが、これらの店舗は個々の店舗が一体のもの(駐車場の共有など)として営業している。これらは、法の抜け道とも言える申請である。

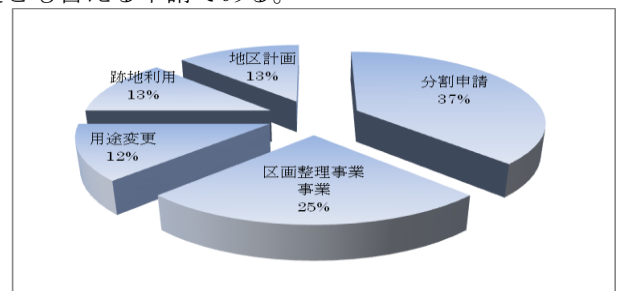


図6 郊外1万㎡超店舗の立地状況 (施行後)

(2) 分割立地の非効率性

通常、店舗が新規出店する場合、計画・設計費用、用地取得・周辺調整（交渉費用）、本工事費用・関連工事費用（インフラ整備費用）等の経費が必要となるが、これらの経費は規模が大きくなるほど、単位面積当たりのコストは安くなる。規模規制があり、社会的に必要な店舗面積に近づけようと分割立地した場合は、企業にとって余分なコストが発生し、非効率になると考えられる。（図7）

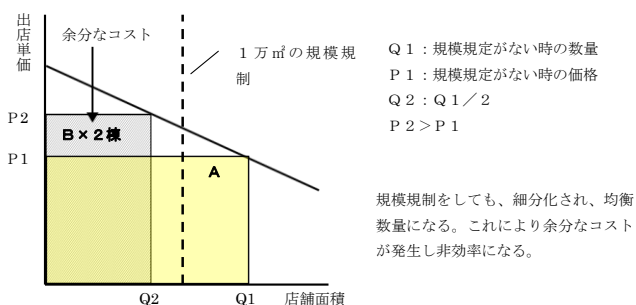


図7 分割立地の非効率モデル

4-3 中小規模店舗の出店動向分析

法施行後の中小規模店舗¹⁰の出店動向について四国地方の中心市街地活性化区域を指定している3都市を対象に分析した。分析手法は、法施行前（～2007年）の既存店舗および法施行後（2008年～）に出店した店舗を地図上にプロットし、エリア内における店舗の立地状況および商業施設の集積傾向を分析したものである。高松市（図8）は、地形上平地が多く、広範に大型店舗が広がっており、法改正以前から郊外化が進んでいるのが特徴である。法施行後の新規出店件数は11件あったが、このうち中心市街地への出店は無く、国道193号線、県道10号線などの郊外幹線道路沿いに出店する傾向にある。また、新規出店場所の周辺には既存店舗も多く、郊外部での新たな商業集積地を形成していることが確認された。



図8 大型店舗の立地状況（高松市）

このように新設店舗は郊外部の幹線道路沿いでかつ周辺に既存店舗が多い場所に立地する傾向にあり、特に新設バイパス道路は、中小規模店舗が連なりロードサイド商店街と化している状況である。このため、法改正以前から既に郊外化が進んでいる地方都市では、都市計画規制の強化のみにより郊外化を抑制することは困難であると考えられる。

5 まとめ

店舗の最適な規模を導くことは困難であるにもかかわらず、規模規制が実施されたことによる影響を分析、考察した。また、規制の副作用の例示を行い、分割申請や規制値未満の店舗が集積するのであれば本来の政策目的を果さないことも示した。これらの分析結果を踏まえ、都市計画規制の強化が中心市街地の再活性化をもたらす可能性は低く、改正都市計画法等は政府の目的どおりには機能していなと言える。また効果が明確でなく、副作用がある規模規制は廃止したほうがよいことを提言する。

最後に、先行研究では中心市街地の住宅政策等の補助金については、支出に見合う効果がないことが指摘されて、本研究では都市計画規制の強化が中心市街地にプラスに働く可能性は低いと結論づけた。そのため既に郊外化が進んだ地方都市において、政府が介入して郊外化を抑制し、中心市街地を再活性化させることは困難な状況である。

今後は中心市街地を守る政策を継続的に実施していくかどうか、各自治体の判断が重要になるう。

¹ 大規模店舗とは床面積が1万㎡超の店舗をいう。

² 大型店舗とは百貨店法、大店法、大店立地法等の対象となる大型の店舗全般をいう

³ 富士竜司(2010)「中心市街地活性化政策における公共施設設置・移転の効果に関する研究」(政策研究大学院大学政策研究科平成21年度まちづくりプログラム論文集, 2010年3月)

⁴ 赤沼孝昭(2010)「地方都市における中心市街地居住推進事業に関する考察」(政策研究大学院大学政策研究科平成21年度まちづくりプログラム論文集, 2010年3月)

⁵ 阪上貴紀(2009)「大規模小売店舗に対する規制緩和と中心市街地の衰退」一橋経済学, 3(2): 117-141

⁶ 松浦寿幸, 元橋一之(2006)「中・大規模店の参入・退出と中心市街地の活性化に関する計量分析」RIETI Discussion Paper 2006/7 06-J-051

⁷ 八田達夫(2008)『ミクロ経済学I』東洋経済 p.98

⁸ 中規模店舗とは床面積が5千～1万㎡の店舗をいう

⁹ 大店立地法届出状況を同住所のもので並べ替えることによってピックアップし、担当者への調査を行い作成した。

¹⁰ 小規模店舗とは床面積が1千～5千㎡の店舗をいう

自動車運転代行業における法の制定・改正に関する考察

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10057 田村 和彦

1. はじめに

今日、自家用自動車を使用した移動をすることの多い地方都市において、自動車運転代行業が発展している。従前は提供されるサービスの質について、利用者が十分な情報を得ることができず、市場において情報の非対称が生じていた。その後、2002年に自動車運転代行業の業務の適正化に関する法律(以下、「運転代行業法」)が施行され、2004年には改正道路交通法が施行された。

本稿では、これら一連の法の制定及び改正が運転代行業の市場に与えた影響について、理論分析及び実証分析を行い、情報の非対称の解消に対する政策の効果を分析した。

2. 運転代行業をめぐる状況と一連の法の制定、

改正の概要等

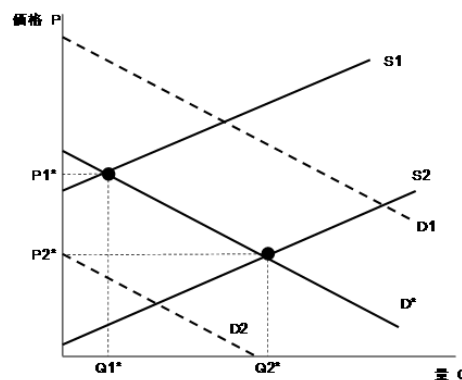
2.1 運転代行業法制定前の状況

運転代行業法の制定前においては、事業者が運転手に対し、最高速度違反の運転を下命・容認するなどの実態があったほか、料金の不正收受、損害賠償保険の未加入、暴力団関係業者による被害等の問題も指摘されていた。

このような状況の下においては、利用者は、サービスの品質に関して情報が不足することとなり、その結果、利用が少なくなってしまうという情報の非対称が生じていたと考えられる。

2.2 情報の非対称下での需給の均衡

市場において、良質なサービスと品質の劣る低質なサービスが存在し、それぞれのサービスに対して売り手と買い手が存在していると仮定した場合、市場においてどのような均衡が生じるのか。



(注)S1：良質なサービスの供給曲線

S2：低質なサービスの供給曲線

D1：良質なサービスに対する需要曲線

D2：低質なサービスに対する需要曲線

図1 情報の非対称（売り手のみが情報保有）

図1において、売り手は自己のサービスの品質について情報を有しているため、S1とS2の供給曲線が存在する。一方、買い手はサービスの品質について不完全な情報しか有していないため、供給されているサービスは平均的なサービスであるとの推定の下に、D1とD2の中間に位置するD*という需要曲線が実現することとなる。その結果、需給の均衡は、S1とD*の交点及びS2とD*の交点において実現することとなる。

この時、良質なサービスを提供する売り手にとっての取引価格P1*は対称情報下における価格より低くなる一方で、低質なサービスを提供する売り手にとっての取引価格P2*は対称情報下における価格より高くなる。良質なサービスを提供する売り手は損をして、低質なサービスを提供する売り手は利得を得ることとなる。このことにより、良質なサービスを提供する売り手が市場から退出し、品質の劣る売り手の退出が進んでいなかった可能性がある。

2.3 政府の対策

情報の非対称が市場において存在し、さらに市場メカニズムによってもその状態が解消されない場合、政府は以下のような対策をとる。

①企業に情報開示を義務付ける、あるいは促進すること②財、サービスの提供者への資格の義務付けなどにより品質の高い財、サービスのみが提供されるように規制すること、などである。

2.4 運転代行業法の制定、道路交通法の改正の概要

そこで、自動車運転代行業の業務の適正な運営を確保し、交通の安全及び利用者の保護を図り、情報の非対称を解消するために、2002年に運転代行業法が施行され、運転代行業を営業するために認定が必要となるなどの規制が行われ、続いて2004年に改正道路交通法が施行され、利用者の車両を運転する運転手（以下、「代行運転手」）に対して第二種運転免許の取得が義務付けられることとなった。

これら一連の法の制定、改正のねらいは①料金の事前提示の義務付けによる料金の明りょう化②第二種運転免許の義務付けによる運転技術の保証③損害保険、共済への加入の義務付けによる万一の場合への利用者の不安の解消④認定制度による不適正な業者の排除などである。

2.5 法の制定、改正後の状況

一連の法の制定、改正後の状況を、サービスの品質の高低を測る指標の一つである交通事故件数から概観する。

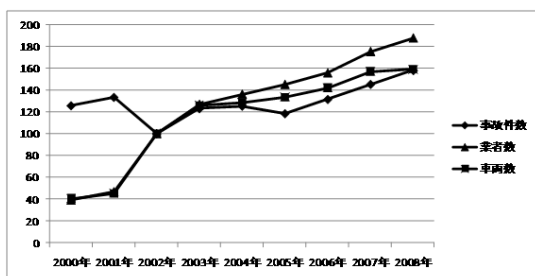


図2 自動車運転代行業者の交通事故件数等の変化 (2002年を100として指数化)

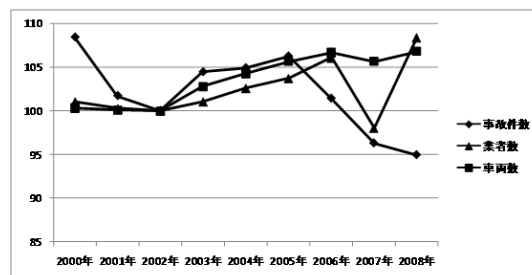


図3 タクシー・ハイヤー業者の交通事故件数等の変化 (2002年を100として指数化)

図2は運転代行業、図3はタクシー・ハイヤー業の2000年から2008年までのそれぞれの業者数、車両数及び交通事故件数の変化である。

タクシー・ハイヤー業については、車両数は微増である一方で、交通事故件数は2005年を境に減少傾向にある。これに対し、運転代行業については、車両数は2000年以降一貫して上昇しており、交通事故件数に関しては、運転代行業法制定の2002年に大幅に減少した後、2003年以降再び増加に転じている。タクシー・ハイヤー業の交通事故件数等の変化と比較すると、近年、運転代行業者の交通事故が相対的に増加傾向にあることがわかる。

以上のような状況から、2002年の運転代行業法の制定は不適正な業者を市場から排除し業界全体のサービスの品質の向上を促したが、2004年の改正道路交通法の施行は、サービスの品質の向上には寄与せず、情報の非対称の解消に十分な効果を上げていない可能性がある。そこで、改正道路交通法の施行の効果について実証分析を行った。

3. 計量分析

3.1 推定の方法

本稿では、政策の影響を受けていないタクシー及びハイヤーの運転手（以下、「タクシー運転手」）をコントロールグループとして交通事故の件数の推移と比較するDID分析(Difference-in-Differences estimator)を行う。

タクシー運転手は、運転業務を主たる仕事とする者であること、運転する車両が普通車両である

こと、利用者の要望に応じて目的地まで運転業務を行うことなど共通する点が多い。一方で、従前より第二種運転免許の取得が義務付けられており、2004年の改正道路交通法の施行による影響を受けていない。このことから、タクシー運転手をコントロールグループとしたものである。

3.2 推定モデル

$$\text{ACCIDENT}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(\text{TIME})_{it} + \alpha_2(\text{TYPE})_{it} + \alpha_3(\text{TYPE*POLICY})_{it} + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

ACCIDENT : 1台あたり事故件数 (事故件数/車両数)

TIME : 年毎のダミー変数。

POLICY : 政策ダミー。2004年以降であれば1, そうでなければ0を取るダミー変数

TYPE : 運転代行ダミー。運転代行業者であれば1, そうでなければ0を取るダミー変数

Z : 各年における都道府県の特徴を示す変数

ε : 誤差項

3.3 推定結果

表4 モデルの推定結果

説明変数	係数	標準誤差
2003年ダミー	0.0005	0.0013
2004年ダミー	-0.0001	0.0015
2005年ダミー	0.0001	0.0015
2006年ダミー	-0.0007	0.0015
2007年ダミー	-0.0014	0.0015
2008年ダミー	-0.0027	0.0015
代行ダミー	-0.05 ***	0.0038
政策ダミー*代行ダミー	0.0015	0.0015
ln (人口密度)	0.0094 *	0.0041
1台あたり舗装道路延長	-0.0008	0.0007
ln (県民一人あたり所得)	-0.0164	0.0131
1台あたり交通違反件数	0.0079	0.0409
駅数/可住地面積	0.0212	0.0384
補正R2	0.0178	
サンプル数	644	

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

まず、2000年から2008年までの全都道府県のパネルデータを用いて、分析を行ったところ、TYPE*POLICYの係数は負となった。しかし、2002年の運転代行業法の制定による効果も含まれてし

まっているため、政策の効果が過大に推計されてしまっている可能性もあるため、2000年、2001年のデータを除き、さらに統計的なはずれ値を除いて分析を行った結果が表4である。TYPE*POLICYの係数は正で、その数値は約0.001と非常に小さく、また統計的に有意ではなかった。

この結果は、コントロールグループをバス運転手や一般の運転手に替えても同様であった。

3.4 考察

推定の結果から、政策の効果は認められない、つまり道路交通法の改正による第二種運転免許の義務付けは低質なサービスを提供する事業者や運転手を市場から退出させる効果は少ない、ということが言える。その結果、政策は事故の減少に寄与していない可能性が高く、運転代行業界全体のサービスの品質の向上に寄与していないと思われる。このため、法の改正後も、利用者は良質なサービスと低質なサービスが混在する市場の中で、サービスを利用、購入しなければならず、情報の非対称対策としては不十分である。

この理由の一つとして、評判や信頼を得ることによって顧客を獲得して収入を増やそうというインセンティブよりも、事故を起こすリスクが高くても回転を早めて収入を増やそうとするインセンティブが大きいことがある、と考えられる。

4. 市場メカニズムによる解決と代行業界における現状

第3章において、情報の非対称解消のための政策の効果は見られないことを明らかにしたが、市場メカニズムにより情報の非対称を解消することは一般的には可能である。

4.1 シグナリング

売り手からのシグナリングにより、情報の非対称を解消しようとする動きは運転代行業界においても、広告などの手法により行われており、代行運転手が第二種運転免許を有していることを示している業者も多く見受けられる。しかし、このことは、認定を受けて事業を行っている事業者であれ

ば当然のことであり、サービスの質についてのシグナリングになりえていない可能性が高い。

さらに、利用者は、運転手が交通事故を起こすリスクが低いかなどなどの安全性に対する情報、つまり提供されるサービスの質そのものに関する情報を欲するはずであるが、安全性などのサービスの質について、具体的な指標やデータを示して提示している運転代行業者の広告は見つけることはできなかった。

4.2 評判による解決

交通事故や違反の件数の情報について業者は積極的に開示するインセンティブを持たない。なぜなら、良質なサービスを提供する売り手がこれらの情報を開示しても、利用者が低質なサービスとの比較を行わなければ、かえって顧客を失ってしまう可能性があるからである。

さらに、利用者が求める情報はより高い安全性に対するものであり、極端に言えば事故の発生確率が0%であることを求めており、その水準は実際の水準を大きく上回ることとなり、業者による情報の開示は進まない。

4.3 第三者機関による評価の仕組み

利用者が、情報の非対称に対して対応する方法として、サービスの質について信頼のおける第三者に判定や鑑定を依頼する方法がある。第三者機関による評価が公にされていれば、利用者がサービスの質を判断することが可能である。

しかし、現在のところ、運転代行業界において第三者的な立場からの評価の仕組みなどはほとんど見られない。

4.4 政策提言

第3章で分析したように、第二種運転免許の義務付けという政策は、運転代行業の情報の非対称を十分に解消しきれていない。このため、今後は企業への情報開示の義務付け、あるいは促進をする手法が望ましいと考えられる。

方法として、事故や違反の件数を利用者に対し

て提示するよう義務付けることや、公的機関により公表する方法が考えられる。これらの情報は信用や評判に影響しうるので、売り手はその認識を高めることで、事故や違反を減少させるインセンティブを高めることができる。

また、運転手の重大な事故の有無や業務の取扱いに関する経歴を証明する証明書を交付し、携帯を義務付けることも考えられる。優良な運転手であるということを運転手自らがシグナリングする手段となり、運転手自身の安全等へのインセンティブを向上させることが期待される。

5.まとめ

本稿では、運転代行業において生じている情報の非対称の下での需給の均衡について理論的な分析を行い、さらに、2004年の代行運転手への第二種運転免許の義務付けの効果について、実証分析を行った。

その結果、この政策は、運転代行業者及び運転手による交通事故を減少させる効果は見られず、市場における情報の非対称が十分に解消されていないことが明らかとなった。政府の介入の方法として、品質の高いサービスのみが提供されるように一律に規制する手法の限界の一つが示されたとも言える。また、市場メカニズムによる情報の非対称の解消についても、今日の運転代行業界においては十分でない可能性が高いことも現状を概観することで明らかとなった。

市場の現状から、情報の非対称を解消するために政府が引き続き介入することは正当化しうると考える。しかし、今後、政府が介入を行う時には、サービスの質を一律にコントロールしようとする規制的手法だけではなく、利用者にとって必要な情報の開示を促進していく対策を重点的に講じていく必要があると考える。

【主な参考文献】

酒井泰弘(2010)「リスクの経済思想」
長岡貞男・平尾由紀子(1998)「産業組織の経済学：基礎と応用」

「家庭ゴミ有料化」の実証研究

～その東京 23 区への適用について～

2011 年（平成 23 年）2 月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

M J U 10058 富岡 晃

1. はじめに

東京都の多摩地域では処分場の残余年数の逼迫等から、青梅市が 1998 年に家庭ゴミの有料化をスタートさせ、その後 26 市中 19 市が有料化に踏み切っている。全国的にも既に 60%以上の自治体有料化を実施している。有料化はゴミの削減効果をもたらすと先行研究はあるが、本研究で取り上げているような需要関数を求め、人がゴミ処理価格にどの程度反応するかを実証研究している例は少ない。

本研究は、有料化実施自治体と未実施自治体のデータをもとに「有料化による家庭ゴミの削減効果」を推定し、更に有料化実施自治体のゴミ処理価格をもとに「需要関数と厚生の改善度」を推定した。また、その検証結果をもとに現在未実施の東京 23 区が有料化を実施した場合に、どのような影響（効果）を生じるかを検証し、23 区への政策提言を行うものである。

2. ゴミの排出量・処理の現状

2.1 ゴミの排出量

全国、23 区とも最近の 10 年間は若干の増減はあるが、ほぼ横這いか、微減で推移している。平成元年がバブルのピークであり、23 区では平成 8 年より事業系ゴミの有料化を実施している。

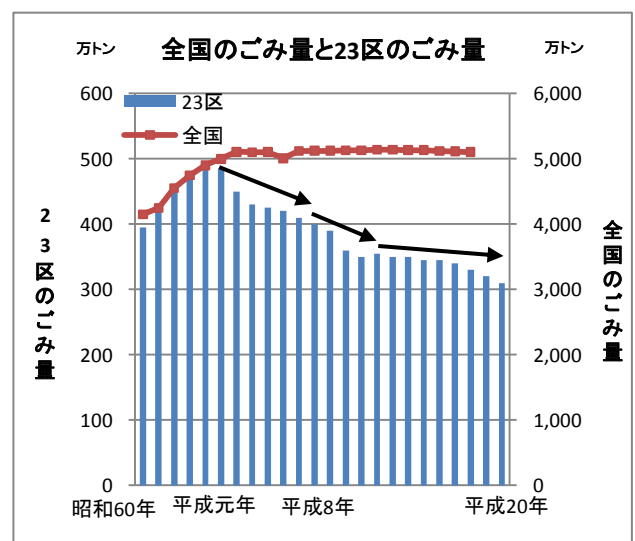


図 1. 全国のごみ量と 23 区のごみ量（ゴミれば 2010:東京 23 区清掃一部事務組合）

2.2 有料化実施自治体の推移

最近の 4 年間で 10%増加し 60%台となっている。税収減もあり、今後も増加すると予測される。

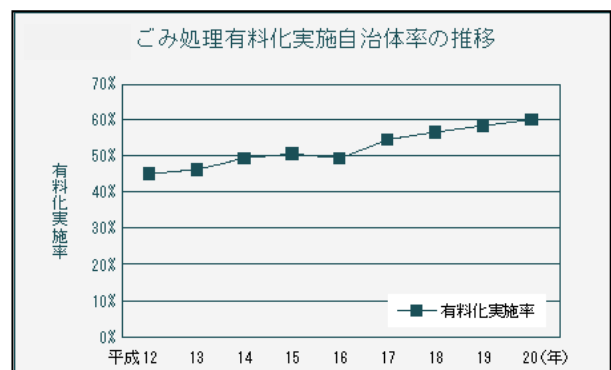


図 2 ゴミ処理有料化実施自治体の推移（環境白書 2010：環境省）

2.3 廃棄物の区分

・本文で扱うのは「家庭ゴミ」である。

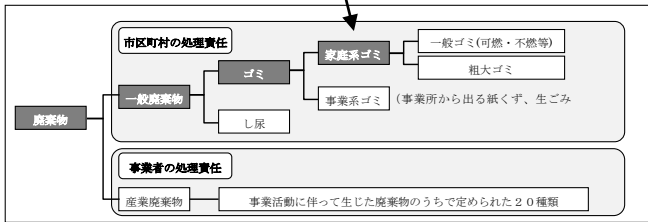


図3 廃棄物の区分 (環境省)

3. ゴミ排出抑制に関する有料化の理論的分析

ゴミの有料化はゴミを収集する際にサービスの利用者から何らかの料金を徴収することである。この費用は無料の場合は全額税金で賄われているが、増加傾向にあるゴミ処理費用や最終処分場の逼迫の問題から導入が進められている。

有料化の目的は、費用負担、啓発による意識向上によるゴミの減量、価格メカニズムによる減量等が考えられる。価格メカニズムによって、ゴミ処理サービスの利用料を減らそうとするため有料化によってゴミが減少する。

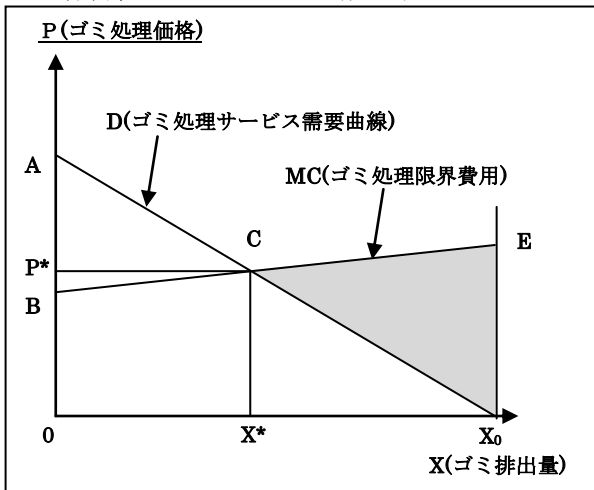


図4. ゴミ処理価格とゴミ排出量

ゴミ処理価格が無料 ($P=0$) の時は、排出量は X_0 となり、家計の利益は $\triangle AOX_0$ である。ゴミ処理費用は $\square BOX_0E$ であるので、社会的利益は $\triangle ABC - \triangle CX_0E$ となる。

ゴミ処理価格が有料 ($P=P^*$) の時は、排出量は X^* となる。社会的利益は $\square AOX^*C - \square BOX^*C = \triangle ABC$ とな

る。従って、無料の場合は最適なゴミの排出量と比べて $\triangle CX_0E$ だけ社会的利益が減少する。

4. 実証分析 I. 有料化による「ゴミの削減効果」の推定

推定の目的と方法

既に有料化している自治体 (多摩地域) と未実施の自治体 (23 区) のデータをもとに有料化により、どの程度家庭ゴミが削減できるのか検証する。最小二乗法により、データは東京 23 区中 14 区、多摩地域 26 市中 20 市、の平成 11 年～20 年の 10 年間のデータを使用している。

推計モデル

$$Q_{it} = \alpha + \beta D_{it} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 Q_{it} : ゴミの排出量

説明変数 D_{it} : 有料化実施の有無ダミー

その他説明変数 Z_{it} : 個人所得,人口密度,昼間人口比率,転入者人口比率,20 人以下事業所比率

単独世帯比率,戸建て住居世帯比率

推計結果

表 1 より、有料化を実施することで 23.1kg (年、一人) の削減効果が検証された。

5. 実証分析 II 有料化による「需要関数」の推定と「厚生」の改善度の推定

5.1 「需要関数」の推定

目的と方法

有料化実施自治体のデータを用いて、需要関数を推定し、各家庭がゴミ処理価格の上昇に対し、どの程度反応するかを検証する。

最小二乗法により、データは多摩地域の 17 自治体の平成 11 年～20 年の 10 年間のデータを使用している。

推計モデル

$$Q_{it} = \alpha + \beta P_{it} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 Q_{it} : ゴミの排出量

説明変数 P_{it} : ゴミ処理価格

その他説明変数 Z_{it} : 個人所得,人口密度,昼間人口比率,転入者人口比率,20 人以下事業所比率,

単独世帯比率,戸建て住居世帯比率

推計結果

表 2 より次の逆需要関数が推計された.

$$\hat{P} = \frac{(200+Z\gamma)}{\alpha} - \frac{Q}{\alpha}$$

$$P(\text{ゴミ処理価格}) = \frac{(200+Z\gamma)}{4.69} - \frac{Q(\text{ゴミ排出量})}{4.69}$$

$Z\gamma=86.1$ (Z は係数、 γ は平均値) を代入することにより,

$$P = 286.1 \times \frac{1}{4.69} - Q \times \frac{1}{4.69} \text{ が求められる.}$$

5.2 厚生の改善度の推定

推計の目的

ここでは限界費用で価格を設定した場合、価格がゼロの場合に比べてどれだけの厚生の改善を

生じるかを検証する.

推計結果

$P=30$ 円とする. (限界費用は通常観察不可能なのでこの分析では、固定費がなく限界費用を一定と仮定してゴミ処理費用の平均から導出している)

$P=61 - \frac{Q}{4.69}$ より $P=30$ 円の時 $X_1=145\text{kg}$ となる.従って、ゴミ処理費用が無料の場合に比較して有料化 ($P=30$) することにより図 5 の

$$\Delta BX_0 C = \frac{(286 - 145)\text{kg} \times 30 \text{ 円}}{2}$$

$=2,115$ 円(年,一人) の厚生の改善が生じることが推計された.

表 1. 推計結果

ゴミの排出量 (年間、一人当たり、k g)	Coef	StdErr	t	P> t
有料化 実施自治体 1、未実施 0	-23.17926	3.36521	-6.89	0.000
個人所得 (年間、一人当たり、千円)	-0.00739	0.00518	-1.43	0.154
人口密度 (k m ² 当りの人口)	-0.00057	0.00060	-0.96	0.339
昼間人口比率 (昼間人口数÷人口数)	-0.33285	0.16026	-2.08	0.039
転入者人口比率 (転入者数÷人口数)	4.87784	1.28278	3.8	0.000
20 人以下事業所比率 (20 人以下事業所数÷人口数)	39.19791	5.13031	7.64	0.000
単独世帯比率 (単独世帯数÷世帯数)	0.33662	0.28893	1.17	0.245
戸建住居世帯比率 (戸建住居世帯数÷世帯数)	0.04543	0.21354	0.21	0.832
_cons	251.05370	19.18339	13.09	0.000

Adj R-squared 0.4855

表 2. 需要関数の推計結果

ゴミの排出量 (年間、一人当たり、k g)	Coef	StdErr	t	P> t
ゴミ処理価格 (円、k g)	-4.69930	0.52519	-8.95	0.000
個人所得 (年間、一人当たり、千円)	-0.00261	0.00290	-0.90	0.369
人口密度 (k m ² 当り人口)	-0.00199	0.00092	-2.71	0.031
昼間人口比率 (昼間人口数÷人口数)	-0.58603	0.26570	-2.21	0.029
転入者人口比率 (転入者数÷人口数)	5.81563	1.92786	3.02	0.003
20 人以下事業所比率 (20 人以下事業所数÷人口数)	65.20498	15.77737	4.13	0.000
単独世帯比率 (単独世帯数÷世帯数)	0.51141	0.48575	1.05	0.294
戸建住居世帯比率 (戸建住居世帯数÷世帯数)	1.33670	0.20627	6.48	0.000
_cons	200.07380	26.95704	7.42	0.000

Adj R-squared 0.5629

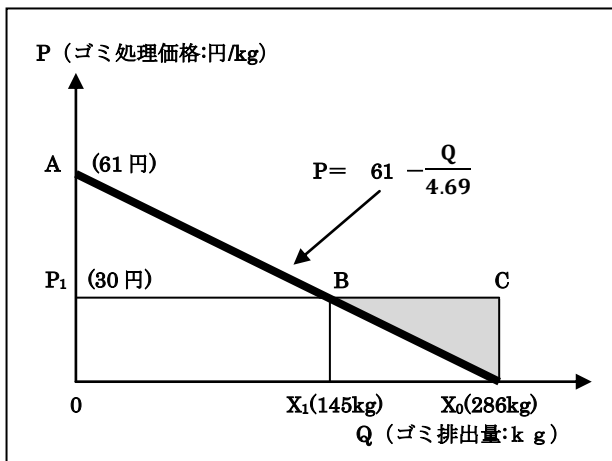


図 5. ゴミ処理価格とゴミ排出量

6. 東京 23 区への実証分析結果の適用と東京 23 区の実情

6.1 「実証分析 I」をもとにして東京 23 区へ有料化を適用した場合のゴミの削減効果

ゴミの削減効果は、約 20.4 万トンであり、これは排出量の 10.3% に相当する。従って、減量によるゴミ処理費用の削減効果は約 112.2 億円になる・・・①

手数料収入効果、約 141.36 億円・・・②

①と②を合わせると、253.56 億円になり、ゴミ処理費用の 23.3% の金額に相当する。(ただし、有料化実施のための必要経費についての算定はしていない)

6.2 東京 23 区の実情

a. ゴミ処理事業についての 23 区、清掃一組、東京都の役割分担

役割が分担されているために区単位による減量化取り組みのインセンティブが弱い。

b. ゴミ排出量、ゴミ処理分担金、ゴミ処理原価、ゴミの流れ、分別方法

排出量は最近 10 年間では、横這いか微減、分別化も進んで来ている。一方分担金、処理原価は横這いか、やや増加している。

c. 焼却施設 (21 工場)、埋め立て処分場 (2 箇所)

現時点では特に問題なく推移している。余裕を残しているが、将来的には処分場には限り

がある。ただし、ゴミ処理技術の進歩もあり将来の予測は難しい。

d. 事業系ゴミの占率が他に比べ高い水準にある。

e. 財政状況

区間に格差はあるものの、財政調整制度により補完されているため、23 区全体としては、他の自治体に比べ優位にある。

表 3. 「平成 20 年度都区財政調整、区別算定結果」
(単位・億円)

区	基準財政収入額	基準財政政需要額	普通交付金	区	基準財政収入額	基準財政政需要額	普通交付金
千代田	210	278	67	渋谷	468	476	8
中央	253	389	135	中野	333	674	573
港	613	520	0*	杉並	662	1,033	371
新宿	454	709	254	豊島	298	597	298
文京	292	490	198	北	291	798	507
台東	207	511	303	荒川	161	555	393
墨田	221	604	382	板橋	480	1,125	645
江東	431	959	527	練馬	676	1,447	770
品川	429	820	390	足立	499	1,528	1,028*
目黒	413	590	177	葛飾	356	1,046	689
大田	773	1,447	674	江戸川	564	1,462	897
世田谷	1,141	1,528	386	合計	10,237	19,596	9,451

* 普通交付金 (港区ゼロ、足立区 1028 億円)

多摩地域での家庭ゴミの有料化と価格

清瀬市の 4 円(kg)から調布市の 8.4 円(kg)までの開きがある。

(400袋が 40 円~84 円、10 約 0.25kg と換算して 1kg 約 4 円~8.4 円)

表 4.

多摩地域での家庭ゴミの有料化の実施時期と価格

価格時期	~60 円~ (400袋)	70 円	80 円~
H10	青梅市(48 円)		
H12			日野市
H13	清瀬市(40 円)		
H14	昭島市、福生市、羽村市	東村山市(72 円)	
H16	稲城市、あきる野市	八王子市(75 円)	武蔵野市、調布市(84 円)
H17	町田市(64 円)		小金井市、狛江市
H20	多摩市		西東京市
H21		三鷹市(75 円)	
H22			府中市

7. 東京 23 区へのゴミ政策提言

実証分析より「家庭ゴミ有料化」は、一人当たり年間 23.1kg の削減効果があり、また価格による需要関数から、ゴミ処理費用を 30 円とした場合、一人当たり年間 2,115 円の厚生の改善の効果が検証できた。また、東京 23 区に適用した場合、約 10% のゴミの減量効果と有料化による手数料収入を含めると、ゴミ処理費用の約 23% に相当することが推定された。このことから、東京 23 区への家庭ゴミ有料化の実施を提言する。

「家庭ゴミ有料化」の手数料価格は、現行の事業系の手数料価格相当額(30 円/kg)が、相応しいのではないかと考えられるが、まず先行自治体で実施している価格(8 円/kg)からスタートすることを提言する。

なお、実施に当たっては、初めに処理価格の原価を下げる努力をし、その上で事業系ゴミと家庭系ゴミとゴミ処理原価が同じになるように価格を設定することを提言する。

8. まとめと今後の課題

本研究から家庭ゴミを有料化することで、ゴミの排出量の削減効果と無料の場合に比べての厚生の改善が図られることが実証でき、またそれを東京 23 区へ適用した場合の効果も推定できた。今後は更にこれを発展させどのような方法で、政策として実現させるかが大きな課題である。

880 万の人口を抱える「首都東京 23 区」の特殊事情等を勘案し、どのような方法で実際に有料化を実現させていくのがよいのか。

少子高齢化時代を迎えて、人口が減り、税収の減る時代を迎えようとしている。限りある税収の中で、いかにゴミ処理の効率化を図り、いかに少ない費用で大きな削減効果を実現し、循環型社会のための資源を有効活用する政策に向けることができるかが、これからのゴミ問題の課題ではないかと考える。

また、実施に当たっては、事業系ゴミの問題、有料化と不法投棄の問題、ゴミ処理原価と金額の妥

当性の問題、分担金と清掃一組の問題、都区財政調整制度の問題等は、今回ゴミ有料化の実証研究を進める中で更に深めていく必要があることを痛感しており、これらの諸問題は今後の課題としたい。

耕作放棄地問題と農業生産性

—都道府県データに基づく実証分析—

政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU10059 長谷川正之

1. 研究の問題意識と目的

我が国の農業は、一般的に農家の高齢化による労働力不足で農家数や耕作面積が減少し、耕作放棄地も拡大しており、衰退傾向にあるといわれている。政府も耕作放棄地の拡大に危機感を持ち、「耕作放棄地再生利用緊急対策」を講じ強力に取り組んでいる。

65歳以上の農業者が全体の60%を占める状況下、農業者の高齢化が主な放棄地拡大要因としてあげられるのは、後継者難や条件不利地とのセットで言われることが多い。一般に農村人口の減少・高齢化により条件不利地では担い手不足となり耕作放棄が増え、農村が疲弊化するという一連の農村問題の中で深刻に捉えられているといえる。

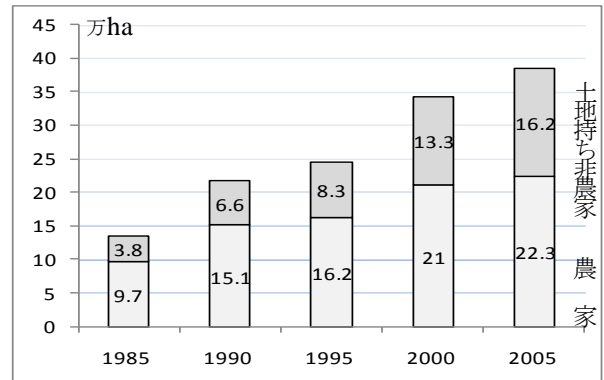
一方、そもそも少子高齢化社会の到来等で国民の食料消費量は減少傾向にあり、その影響を大きく受ける中、個別農家が耕作放棄をするインセンティブは、作業困難等の高齢化だけではなく、農業に係る政策が生み出す転用期待や、他産業での就業機会の増加による耕作の機会費用の増加なども耕作放棄に影響を与えると考えられる。

そこで、本論文では、耕作放棄地拡大の要因を食料の需要と供給の観点から考察し、個別農家による耕作放棄の選択行動をモデル化し、耕作放棄の要因を特定するための実証分析を行う。その結果から政府のとるべき政策の提言を行うことを目的とする。

2. 耕作放棄地をめぐる状況

我が国の耕地面積は、農用地開発や干拓等で拡大してきた一方、住宅や工業・道路用地等への転用が進んだ結果、減少傾向を辿っている。また、耕作放棄地の面積は1985年の13.5万haから2005年には38.5万haへと約3倍に増加しており、特に土地持ち非農家所有が1985年から

2005年には4倍の16.2万haに拡大し、政府は懸念を示している（図1）。

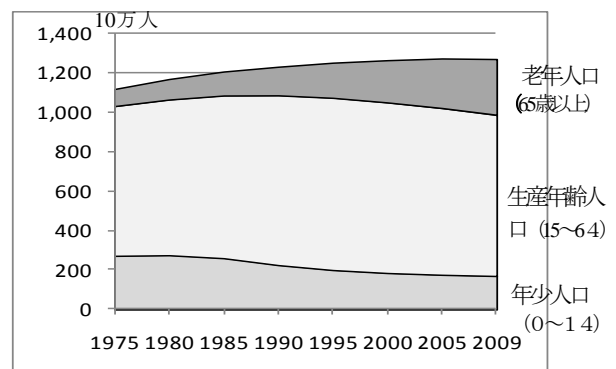


[図1 耕作放棄地面積の推移]

3. 食料の需給と耕作放棄について

(1) 食料の需要動向

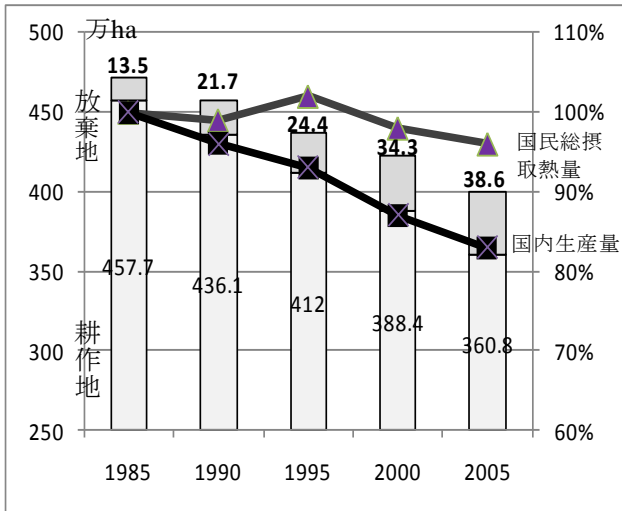
我が国の食料需要の動向をみる場合、一般的には「食料・農業・農村白書」にある通り、国民1人1日当たりの摂取熱量が用いられる。1985年の日本人全体での国民1日総熱量を100%とすると、以降低下傾向にあり、2005年では96%に減少している。この食料消費の減少は国民全体における65歳以上の高齢者割合が増え、15歳～64歳の生産年齢人口割合の減少に起因しており、国民の胃袋縮小と考えられる（図2）。



[図2 年齢別人口の推移と見通し]

(2) 耕作放棄地との関係

これに対し供給側の国内生産量は、同様に減少し、国内経営耕地面積の減少・放棄地拡大となっている関係が読み取れる（図3）。



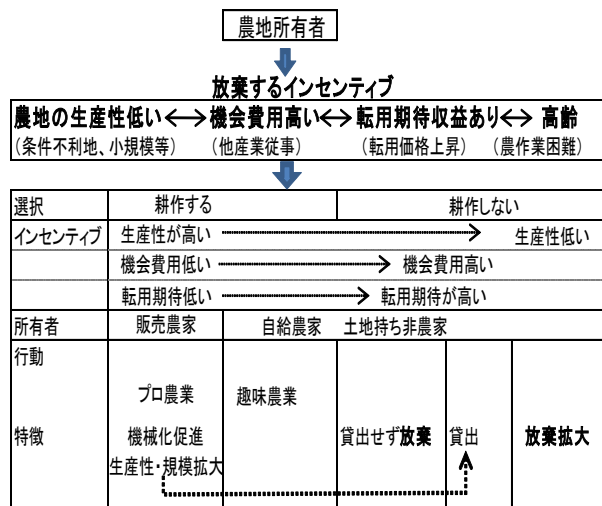
[図 3 摂取熱量、生産量、耕地・放棄地面積の推移]

ところで、国内生産量に純輸入量を加えると全体の供給量になるが、その輸入量の40%はトウモロコシ・大麦で、主に家畜の飼料用である。よって、摂取熱量に大きなウェイトを占める生食用の穀物は、主に国内産の米であり、その生産量減少が耕地面積減少に大きく影響していると考えられる。

4. 供給側である個別農家の放棄要因

農家の生産量は、食料需要の影響を受けるとはいえ、所有する農地を耕作するか、貸し出すか、放棄するかは、個別農家の要因に起因する。一般的に、農家が所有農地を放棄するインセンティブを検討する。

農地の所有者が耕作放棄をするインセンティブは、一般的に放棄の発生を概観する限り、①生産性②機会費用③転用期待④年齢が考えられ、組合せによる相対的な判断となる(図4)。



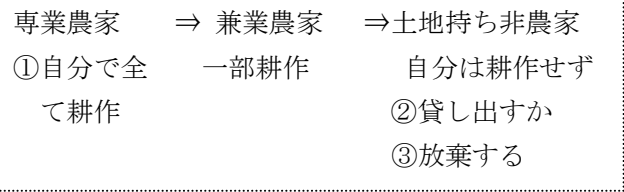
[図 4 : 個別農家の耕作放棄メカニズム]

そこで、さらに放棄選択モデルの構築を試みる。

5. 耕作放棄の理論モデルの構築

個別農家の耕作放棄選択モデルとして、以下の手順で考察する。

専業農家(販売農家)と兼業農家(販売農家・自給農家)と土地持ち非農家について考える。農家の経営は、専業農家(①自分で全て耕作する)から兼業農家(自分で一部耕作する)になり、土地持ち非農家(自分では耕作しない②貸すか③放棄する)に遷移すると考えられる。そこで、「自分で耕作するかしないか」という選択基準で行動を区分した場合、一部をやる兼業農家の行動選択は、全てを自分で耕作する専業農家と自分では耕作しない土地持ち非農家の行動選択の中間に位置する。よって、モデルとしては専業農家の①と土地持ち非農家の②、③を検討すればよいと考える。



次に、①から③を検討する場合、選択判断においてその行動を文字式で表す。

農業生産性から得られる収入をx、他産業に就業した場合の給料を機会費用y、転用期待収益をpz、pは転用確率でありzは転用利潤で転用目的価格—耕作目的価格とし、地代をax、aは地代割合とし0<a<1とする。そこで検討する農家の3パターンの行動は次の式で表される。

- ①専業農家：自分で全て耕作する
: $x + pz$ (生産収入+転用収益)
- ②土地持ち非農家：他人に貸して自分は働く
: $y + ax$ (機会費用+地代)
- ③土地持ち非農家：放棄して自分は働く
: $y + pz$ (機会費用+転用収益)

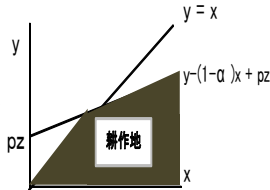
その行動を選択する条件を不等号式で表すと、以下のように耕作地、貸出地、放棄地が描ける。それを合成したのが図5である。

①を選択する条件

$$x+pz > y+\alpha x \Leftrightarrow (1-\alpha)x+pz > y$$

かつ

$$x+pz > y+pz \Leftrightarrow x > y$$

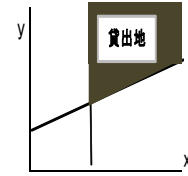


②を選択する条件

$$y+\alpha x > x+pz \Leftrightarrow (1-\alpha)x+pz < y$$

かつ

$$y+\alpha x > y+pz \Leftrightarrow x > pz/\alpha$$

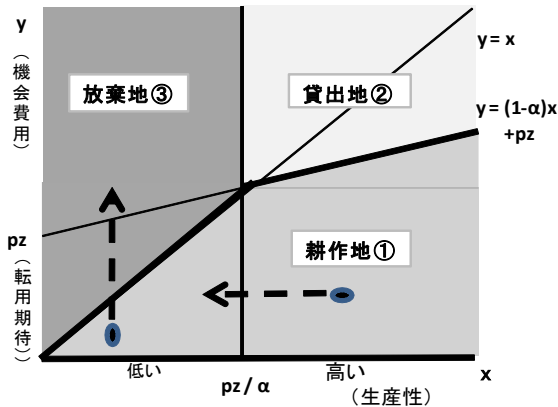
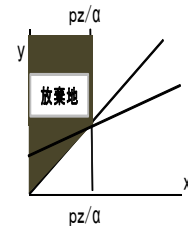


③を選択する条件

$$y+pz > x+pz \Leftrightarrow y > x$$

かつ

$$y+pz > y+\alpha x \Leftrightarrow pz/\alpha > x$$



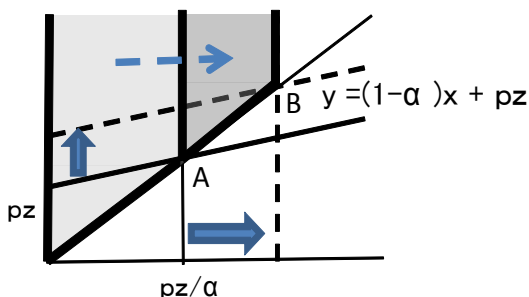
[図5：耕作放棄選択モデル]

図5から言えることをまとめると以下の通りとなる。

生産性はx軸の生産性が低下すると放棄地は増加する。機会費用y軸の機会費用が上昇すると、放棄地は増加する。

転用期待収益はpzの転用期待が上昇すると、交点がAからBにシフトし、放棄地が増加する。ただし、事後的には放棄地の転用分と増加分の大きさで、減少することもありうる。

<転用期待収入>



6. 実証分析

(1) 検証する仮説

以上のモデルによる検討から、検証する仮説を次のように整理する。

- 国民食料摂取熱量の減少が国内生産量、耕作面積減少となり、放棄地が増加。
- 低生産性により放棄地が増加。
- 機会費用の増加により放棄地が増加。
- 転用期待収益の増加により放棄地が増加。
- 所有農家の高齢化により放棄地が増加。

(2) 推計モデル及び説明変数

$$\ln Ab = \alpha + \beta_1 \ln Ca + \beta_2 \ln Pr +$$

$$\beta_3 \ln Op + \beta_4 \ln Ex + \beta_5 \ln Age + \varepsilon$$

被説明変数を耕作放棄面積とする。

Ab：耕作放棄地面積

Ca：摂取熱量（国民1日当たり総摂取熱量）

P：生産性（労働生産性、土地生産性、全要素生産性）

Op：機会費用（労働者現金給与総額）

Ex：転用期待収益[(転用目的売却価格－耕作目的売却価格) × 転用割合]

Age：農業者年齢（65歳以上農家人数割合）

分析データは農林センサス1995・2000・2005の都道府県データをベースとした。推計方法は固定効果モデルで推計した。

(3) 推計結果

推計式は、生産性について、代表的な労働生産性と土地生産性に分けて推計した。

①労働生産性

ln(放棄地)	OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(国民摂取量)	1.601	4.760	-8.247 ***	1.860
ln(労働生産性)	0.350	0.206	-0.152 **	0.068
ln(機会費用)	-0.690	0.860	0.317	0.242
ln(転用期待)	-0.201 **	0.079	-0.115 **	0.060
ln(年齢)	1.257 **	0.620	-0.073	0.275
定数項	-12.630 ***	89.019	165.519 ***	34.995
修正済み決定係数	0.222		0.873	
サンプル数	141		141	

②土地生産性

ln(放棄地)	OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(国民摂取量)	-3.302	5.032	-8.380 ***	1.818
ln(土地生産性)	0.340 **	0.157	-0.179 **	0.073
ln(機会費用)	-0.132	0.878	0.287	0.241
ln(転用期待)	-0.307 ***	0.087	-0.131 **	0.060
ln(年齢)	0.421	0.620	-0.118	0.270
定数項	77.321	94.229	168.273 ***	34.140
修正済み決定係数	0.232		0.874	
サンプル数	141		141	

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

推計結果として、国民摂取熱量の減少、労働生産性・土地生産性の低下、転用期待収益の減少により放棄地が増加することを統計的に有意に確認できたが、高齢化については確認できなかった。

(4) 全要素生産性

次に、労働・土地生産性以外を考慮していないこと及び高齢化による生産性の低下をさらに実証するため、全要素生産性で推計する。

推計式及び説明変数

$$\ln Y = \alpha + \beta \ln T + \gamma \ln L + \delta \ln \text{Age} + \varepsilon$$

Y：農業生産額 T：経営耕地面積

L：農業基幹従事者数

Age：農業者年齢（65歳以上農家人数割合）

ln生産額	OLS		標準偏差
	係数	標準誤差	
ln(経営耕地面積)	0.312 ***	0.032	0.032
ln(基幹農業従事者数)	0.741 ***	0.041	0.041
ln(年齢)	-0.229 **	0.101	0.101
定数項	-4.174 ***	0.284	0.284
修正済み決定係数	0.935		
サンプル数	141		

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

得られた推計値から全要素生産性を計算し、耕作放棄の推定式における生産性変数に得られた全要素生産性を用いて固定効果モデルで推計する。

$$\text{生産性} = \exp(\hat{\varepsilon})$$

ln(放棄地)	OLS		固定効果	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
ln(国民摂取量)	0.721	4.777	-8.368 ***	1.842
ln(生産性)	-0.137	0.299	-0.278 **	0.124
ln(機会費用)	-0.634	0.873	0.297	0.242
ln(転用期待)	-0.216 ***	0.079	-0.088	0.060
ln(年齢)	0.902	0.589	0.036	0.289
定数項	2.471 ***	89.411	168.805 ***	34.505
修正済み決定係数	0.207		0.873	
サンプル数	141		141	

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

推計結果から、国民摂取熱量、高齢化を含む低生産性が有意であり、転用期待収益の有意性は確認できなかった。

(5) 結果の考察

①国民消費量の指標である国民1人当たり摂取熱量は減少傾向にあり、国民の少子高齢化等が国民の胃袋を小さくしていると考えられ、その結果、国内農産物生産量の減少となり放棄地拡大につながっていると思われる。

②農家の高齢化は低生産性の要因の一つとして統計的に有意に確認できた。農家の65歳以上の年齢割合が上昇すると放棄面積が増加するとの関係は有意に確認できなかった。これは、農業には定年がなく、また定年退職後農業を行う新規参入もあり、農作業ができなくなるまでやれるとも解釈できる。

③機会費用については有意ではないが、モデルで予想した正の符号であった。また、転用期待は全要素の分析以外では有意であり、負の符号であることから、放棄地の転用分と増加分の大きさに決まると考えられる。

7. 政策提言

耕作放棄は、国民の高齢化等による食料消費量の減少により食料生産量も縮小調整される過程で、低生産性の農家や農地から放棄され拡大しているといえる。

今後、政府は放棄地そのものに焦点を当てるのではなく、その原因となっている「生産性」の阻害要因である規制の緩和・撤廃を一層進めるべきである。

＜政府の進めるべき主な規制緩和策＞

①農地法の改正による株式会社の参入促進（株式会社の農地所有、農地賃借の自由化、農業生産法人への出資割合引き上げ等）

②固定資産税、相続税の優遇措置是正（生前の農地売却には低税率適用）

政府が以上の政策を早急に行う時、放棄地の拡大に歯止めがかかるのではないかと考える。

1. はじめに

不動産競売取引は、物件の購入に際し、売主は買主に対して瑕疵担保責任を負わない、事前立ち入り調査が認められていない、占有者が居座っている場合には直ちに物件の明渡しを受けることができないなど、通常の不動産取引にはないリスクを伴うため、一般消費者が参入することが難しい。一般消費者が参入しづらい最大の原因が占有者の存在である。これまで、不動産競売市場で最大の問題とされていたのは短期賃借権の存在であった。2003年の民法改正により「短期賃借権保護制度」は廃止され、競売不動産の買受人が裁判所に対して代金を納付することにより、短期賃借権に基づく占有権限は失われることとなり、その代わりに、買受人による代金納付後、6か月間は明渡しを猶予する「明渡猶予制度」が創設された。本稿は、明渡猶予制度等の法的保護に基づく占有が不動産競売市場に与える影響について、2010年9月から12月に実際に行われた競売のデータを用いて、実証分析に基づく評価を行う。

2. 不動産競売制度の概要

不動産競売とは、裁判所が一定期間、入札を受け、別に定めた期日に開札して最高の価格を提示した入札者に、その価格での物件の所有権移転を認めるという制度である。債権者による不動産競売執行の申立てに基づく裁判所による差押えが行われ、同時に執行官及び裁判所から選任された不動産鑑定士によって、不動産の現況調査・評価が行われ、「現況調査報告書」、「評価書」

が作成される。裁判所は資料をもとに買受人が引継ぐ賃借権等の有無について判断することになるが、これらの書類はあくまで参考資料に過ぎず、裁判所が最終的な責任を負うものではない。また、入札に際しては売却基準価額の10分の8以上の価格で入札を行う必要があり、入札に参加するためには、事前に売却基準価額の20%を入札保証金として裁判所に納めなければならない。入札期間が終わるとあらかじめ決められていた開札期日に開札が行われ、最も高い価格を付けた入札者が落札する。裁判所は落札者が適格であるかを判断したうえで売却を許可し、代金納付後、所有権の移転が行われる。

3. 第三者占有が不動産競売市場に与える影響に関する分析

3.1 問題の背景と検証する仮説

本稿では、第三者占有が不動産競売市場へ与える影響に着目し、次の二つの仮説の検証を行う。

第一の仮説は、競売不動産を所有者が占有している場合と所有者以外の第三者が占有している場合の価格差の有無の検証である。明渡猶予制度等により、法的な保護を受けた第三者が競売不動産を占有している場合、競売不動産の買受人にとって、占有者を排除するための取引費用は高まる。法的に保護された占有権限を持つ占有者は、買受人に対して高額の立ち退き料を要求してくる可能性が高まるからである。入札者は、落札後の占有者排除に係る費用を考慮して入札に参加するため落札価額を下落さ

せることが予想される。

第二の仮説は、第三者占有は市場参加者のうち、法人の購入を消極化させることの検証である。競売物件を購入する目的としては、再販売、自ら居住、賃貸収益の獲得が考えられるが、このうち個人は自ら居住、または賃貸収益の獲得を目的としていることが多いのに対し、法人は再販売を目的としていることが多い。法的な保護に基づく占有が行われている場合、買受人は、占有権限が消滅するまでは、裁判所からの引渡命令を取得することができないため、占有者が立ち退き料等の支払い交渉による明渡しに応じない場合には、一定期間、物件を使用することが不可能となる。そのため、地価下落局面では明渡しを受けられない期間が長いほど価格下落のリスクを抱えることになり、再販売を目的とした市場参加者にとっては、自ら居住や賃貸収益の獲得を目的とした市場参加者と比べた場合に受ける不利益が大きいと考えられる。

3.2 第三者占有が落札価額に与える影響に関する実証分析

3.2.1 データ

本研究では、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、次のようにデータベースを構築した。データは東京都、神奈川県及び埼玉県で実施された競売を対象とし、この地域において 2010 年 9 月 9 日から 12 月 28 日に開札が行われた不動産競売事件のうち、種別をマンションに限定して抽出した 1190 件を利用した。1190 件を物件概要書等の記載内容に基づき、占有の形態に応じて、次の 6 種類に分類した。

	占有区分	占有状況
1	所有者	所有者が居住または空家状態で占有
2	明渡猶予対象者	明渡猶予の対象となる賃貸借契約に基づく占有
3	使用貸借	使用貸借による占有
4	長期賃貸借	抵当権設定前からの賃貸借契約に基づく占有
5	短期賃貸借	法改正前からの賃貸借契約に基づく占有
6	非正常	債権回収目的の賃貸借契約等

3.2.2 モデル

第一の仮説である占有の形態による価格差の有無について検証するため、次の(a)～(c)のモデルを推計する

$$(a) \ln P = \alpha_1 + \sum_i \beta_{1i} SD_i + \sum_j \beta_{2j} X_j + \varepsilon_1$$

$$(b) \ln BP = \alpha_2 + \sum_i \beta_{3i} SD_i + \sum_j \beta_{4j} X_j + \varepsilon_2$$

$$(c) \ln N = \alpha_3 + \sum_i \beta_{5i} SD_i + \sum_j \beta_{6j} X_j + \varepsilon_3$$

P は最高価で買受けの申出をした者の入札価格である落札価額、BP は裁判所の鑑定価額である売却基準価額、N は入札件数を示している。それぞれ、最小二乗法 (OLS) により推定を行う。また、SD は第三者占有に係る以下の 5 つのダミー変数をとる。

- ① 明渡猶予対象者ダミー
- ② 使用貸借ダミー
- ③ 長期賃貸借ダミー
- ④ 短期賃貸借ダミー
- ⑤ 非正常ダミー

その他、駅までの距離、建ぺい率、S56 以前建築ダミーなどをコントロール変数として含めている。なお、 $\varepsilon_1 \sim \varepsilon_3$ は誤差項をあらわす。

3.2.3 推定結果

推定結果は次のとおりである。

	ln落札価額		ln売却基準価額		ln入札件数	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
ln駅からの距離	-0.1093	0.0156 ***	-0.0597	0.0140 ***	-0.1572	0.0315 ***
ln建ぺい率	0.2655	0.1193 **	-0.0044	0.1074	0.7743	0.2410 ***
ln容積率	-0.2975	0.0477 ***	-0.2809	0.0430 ***	-0.1714	0.0964 *
ln総戸数	0.0912	0.0128 ***	0.0416	0.0115 ***	0.2380	0.0258 ***
ln築後経過年数	-0.3626	0.0182 ***	-0.3089	0.0164 ***	-0.1095	0.0368 ***
ln占有床面積	1.0256	0.0394 ***	1.0008	0.0354 ***	0.0081	0.0795
ln公示地価	0.6300	0.0233 ***	0.5493	0.0210 ***	0.3259	0.0471 ***
ln管理費等	0.0547	0.0060 ***	0.0257	0.0054 ***	0.1079	0.0122 ***
ln滞納金	-0.0099	0.0022 ***	-0.0130	0.0020 ***	0.0002	0.0044
明渡猶予対象者ダミー	-0.0794	0.0296 ***	-0.0206	0.0267	-0.3835	0.0599 ***
使用貸借ダミー	0.0158	0.0515	0.0269	0.0464	-0.1166	0.1041
長期賃貸借ダミー	-0.1374	0.0584 **	-0.1537	0.0526 ***	-0.7108	0.1180 ***
短期賃貸借ダミー	0.1045	0.0605 *	0.0503	0.0545	-0.1236	0.1222
非正常ダミー	-0.1505	0.0666 **	-0.1481	0.0600 **	-0.4489	0.1346 ***
30㎡未満ダミー	0.0122	0.0527	0.0315	0.0474	-0.4647	0.1065 ***
S56以前建築ダミー	-0.2110	0.0374 ***	-0.1547	0.0337 ***	-0.3957	0.0755 ***
建物形態ダミー	-0.0713	0.0381 *	-0.0516	0.0343	-0.0840	0.0770
借地ダミー	-0.4446	0.0910 ***	-0.3556	0.0820 ***	-0.8801	0.1839 ***
既存不適格ダミー	-0.0427	0.0969	-0.2061	0.0873 **	0.1513	0.1959
事故物件ダミー	-0.2924	0.0870 ***	-0.2610	0.0783 ***	-0.6670	0.1757 ***
東京地裁ダミー	0.2145	0.0327 ***	0.3295	0.0294 ***	-0.1764	0.0660 ***
横浜地裁ダミー	0.1400	0.0285 ***	0.1227	0.0256 ***	-0.0321	0.0575
定数項	2.3098	0.4596 ***	3.2576	0.4139 ***	-1.5111	0.9289
補正R ²	0.7933		0.8031		0.3369	
サンプル数	1190		1190		1190	

***, **, *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。

明渡猶予対象者ダミーについて 1%水準で統計的に有意に負となった。これは、明渡猶予制度により、買受人は売却代金納付後 6 か月間は明渡しを受けることができず、仮に買受人が直ちに明渡しを求める場合には占有者と交渉して立ち退き料等を支払う必要があるため、立ち退き料等の取引費用を考慮した分だけ入札額を低めに設定していることを反映していると考えられる。

使用貸借ダミーについては、予想どおり統計的に有意な結果を得ることはなかった。使用貸借権に基づく占有者への法的な保護規定が存在しないため、落札者にとって占有者排除に係る取引費用は所有者が占有している場合と変わらないからであろう。

長期賃貸借ダミーについて 5%水準で統計的に有意に負となり、係数（の絶対値）は明渡猶予対象者ダミーよりも大きい値となった。長期賃貸借に基づく占有者は退去させることができないため、占有者が引続き入居を希望した場合には従わざるを得ず、仮に交渉により退去を求める場合には、明渡猶予期間が 6 か月である明渡猶予対象者を退去させる場合よりも多額の立ち退き料を支払う必要性が高いためだと考えられる。

短期賃貸借ダミーについては予想とは異なり、符号が正となり 10%水準で統計的に有意となった。その理由としては、今回の分析に用いたサンプルの残存する賃貸借期間が平均して 4 か月程度であり、明渡猶予対象者の 6 か月よりも短いことが考えられる。また、法改正前の短期賃借権は、暴力団等による競売妨害に利用されていたが、制度が廃止されて 6 年以上が経過しており現存する短期賃借権を暴力団等が悪用しているリスクは低いこと、法改正前から継続して賃貸居住している占有者の借家人としての属性のよいことが、買受人に高く評価された可能性がある。

非正常ダミーについては、統計的に 5%水準で有意に負となった。また、係数（の絶対値）が最も大きくなった。これは、何者が占有しているのか情報が不足しており、明渡しに関する不確実性の高さが落札価額に反映されたものと考えられる。

これに対し、裁判所が算出する売却基準価額に対しては、長期賃貸借ダミー及び非正常ダミーについては統計的に有意に負となったものの、そのほかのダミー係数については、統計的に有意な水準が得られなかった。特に、明渡猶予対象者については、市場参加者が落札後の占有者排除に係る取引費用を考慮して、所有者が占有する物件と比べ 8%程度低い価格で評価しているのと対照的であり、裁判所は明渡猶予対象者が占有していても売却基準価額を減価していないことがわかる。このような裁判所と市場参加者との認識の相違から、裁判所が売却基準価額を市場参加者よりも高く評価してしまう場合には、入札が不調に終わり、競売手続が長引く可能性がある。

入札件数に対しては、明渡猶予対象者ダミー、長期賃貸借ダミー及び非正常ダミーの係数が負で統計的に有意な水準を示して

いる。これらの占有が行われていると市場参加者が減少することを示しており、落札価額が下落している結果とも整合的である。

3.3 第三者占有と落札者の属性に関する実証分析

3.3.1 データ

分析に用いるデータは前節で用いたものと同じである。

3.3.2 モデル

法人が落札する確率に対して第三者占有が与える効果を明らかにするため、次のとおり、プロビットモデルで推計する。

$$(d) \text{HD} = \alpha_4 + \sum_i \beta_{7i} \text{SD}_i + X + \varepsilon_4$$

HD は法人が落札した場合を 1、それ以外（個人が落札した場合）を 0 とする変数であり、SD は前項のモデルと同じ第三者占有に係る 5 つのダミー変数である。X は売却基準価額であるが、個人と比べ法人は資金力が大きいと高額な物件ほど落札できる確率が高いと考えられることから、正の係数になると予想される。なお、 ε_4 は誤差項であり標準正規分布に従う。

3.3.3 推定結果

推定結果は次のとおりである。

	法人落札ダミー		
	係数	標準偏差	
ln売却基準価額	0.6407	0.0692	***
明渡猶予対象者ダミー	-0.4139	0.1195	***
使用貸借ダミー	-0.4870	0.2205	**
長期賃貸借ダミー	-0.4789	0.2465	*
短期賃貸借ダミー	-0.6585	0.2343	***
非正常ダミー	-0.1125	0.3147	
定数項	-2.9400	0.4475	***
補正R ²	0.1214		
サンプル数	1190		

***、**、*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。

売却基準価額については、予想どおり符号が正となり 1%水準で統計的に有意な結果が得られた。法人の資金力の高さを裏付けているが、逆にいえば法人と比べた場合の個人の資金力が低いと捉えることもできる。不動産競売市場は、リスクの高いプロ向けの市場といわれ、落札者の約 9 割が法人であり、個人が落札する割合は全体の 1 割程度に過ぎない。落札者は、売却許可決定が確定した後、約 1 か月以内に代金を納付しなければならず、金融機関からの融資を受けることが難しい現状では、競売市場に参加できるのは、多額の現金を一度に用意できる者に限られる。このように資金決済上のリスクがあることも競売市場への個人の参入が少ない理由の一つである。

第三者占有に関するダミー変数はすべて符号がマイナスとなっており、第三者が占有している物件については、法人が落札する確率が下がっている。

4. まとめ

これまでの分析結果を踏まえると、明渡猶予制度による占有者への法的保護が、落札価額を下落させていることがわかる。したがって、明渡猶予制度による占有者への保護政策は廃止する、あるいは現在の 6 か月という猶予期間を短縮すべきであると考えられる。占有者への法的な保護規定を弱め、買受人にとっての取引費用を引下げることにより、落札価額は上昇すると考えられるからである。また、占有者への保護規定を弱めることにより、入札件数の増加が期待できる。制度廃止により、現在、市場参加者の大半を占めている法人を中心に市場参加者のいっそうの増加が期待され、間接的に落札価額の上昇につながると考えられるからである。

消防団員の配置に関する実証研究

政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU10061 三輪 徹

1. はじめに

1-1. 背景と問題意識

消防団とは、消防組織法に基づき、市町村が消防本部とともに設置を義務付けられている消防機関である。消防団には、火災の鎮圧、火災の予防や警戒、災害の予防・警戒など様々な役割がある。火災発生時には初期消火が主な役割であることから、本稿では、消防団の火災の鎮圧に注目した。また、全国的には消防団員数の減少が大きな課題であることから、消防団員の効果を検証するため、消防団員の配置に焦点を当て分析した。現状の消防団の配置は、市区町村の条例に基づき、算定方法で決められているが、焼損の危険性が高い住宅密集地域においても、そうでない地域においても、等しく同じ数だけの消防団員が配置されており、非効率性を招いている可能性がある。

1-2. 先行研究との位置づけ

消防団に関する先行研究としては次のようなものがある。小西 (1998)¹ においては、消防団は常備消防では完全には代替できない地域防災力を担っているため、大規模災害時には中心的な意味づけを強化する必要があるということを示

した。また、小林・関沢 (2004)² においては、重回帰分析の結果、消防団は可住地面積と小学校数に相関が強いことを明らかにして、地域と密着した消防団の存在を示した。

このような先行研究はあるものの、消防団による火災の鎮圧の効果を実証分析するという内容の先行研究は見当たらない。そのため、焼損棟数に対する消防団員の効果を分析する。

2. 現状分析

2-1. 定員数の算定方法

消防力の整備指針によると、消防ポンプ自動車の算定方法は、市街地の人口など、地域における、地勢、道路事情、建築物の構造等の事情「諸事情」を勘案した数とされている。また、消防団の定員数の算定方法は、通常の火災に対応するために必要な団員数と大規模災害時等に対応するために必要な団員数を合算して得た数とされている。通常の火災に対応するために必要な団員数としては、消防団が管理する消防ポンプ自動車等の操作に必要な人員【消防ポンプ自動車1台につき5人、手引動力ポンプ又は小型動力ポンプ1台につき4人】の数を算定するとしている。

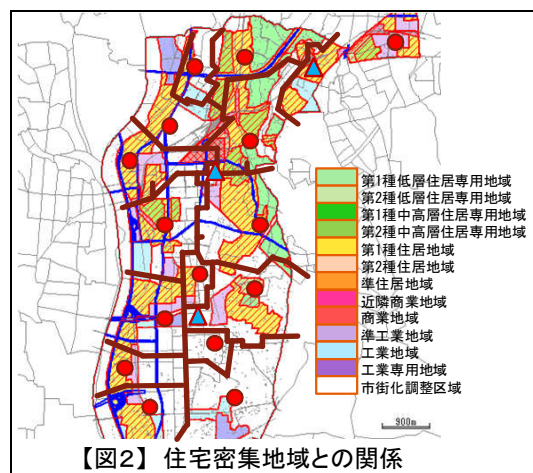
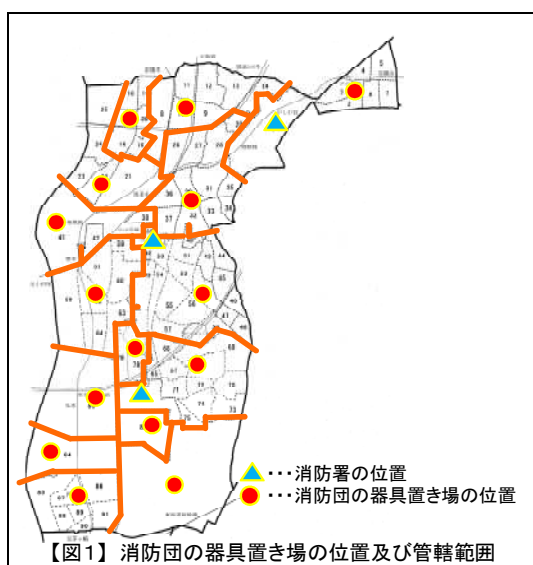
¹小西砂千夫(1998)「公共財の私的供給システムとしての消防団の研究」産研論集(関西学院大学)25号

²小林将之・関沢愛(2004)「地域特性と消防団員数の関連性に関する考察」2004年度地域安全学会

以上のことから、現在の消防団員の算定方法は、消防ポンプ自動車に強く依存しているといえる。

2-2. 物理的検証

実例として、海老名市の消防団の状況について住宅密度と消防団との関連性を検証する。消防団の位置及び管轄範囲を示した図が【図1】である。住宅密集地域との関係を示した図が【図2】である。



【図1】及び【図2】から、住宅密集地域にも、住宅がまばらな市街化調整区域においても、住宅密度に関係なく、消

防団が設置されていることがわかった。

3. 理論分析

3-1. 公共財としての消防団

消防団には、消防サービスの一部分としての性質を持ち、正の外部性を持つ公共財であると考えられる。したがって、消防団についても、公共財としての供給が最適な量よりも過小になってしまうという問題があげられる。しかし、本稿においては、消防団の定員数の配置について分析する。また、消防団員は住宅密集地域の火災においては消防署員よりも役に立つ存在と考え、単純化のため、消防署とは別の公共財として考える。

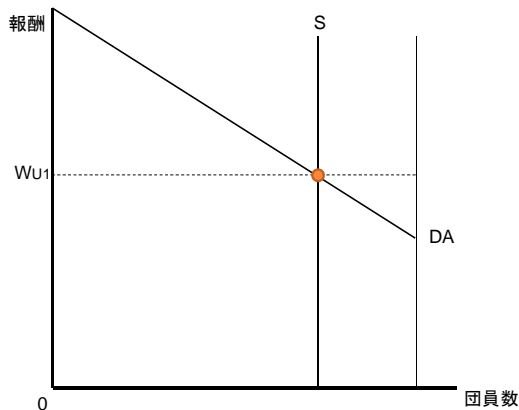
前章でみた事例のように、住宅密集地域も住宅が密集していない地域も等しく同じ消防団員を割り当てられている制度である場合、最適な消防団員数になっていない事が予想される。

3-2. 消防団の配置に関する理論分析

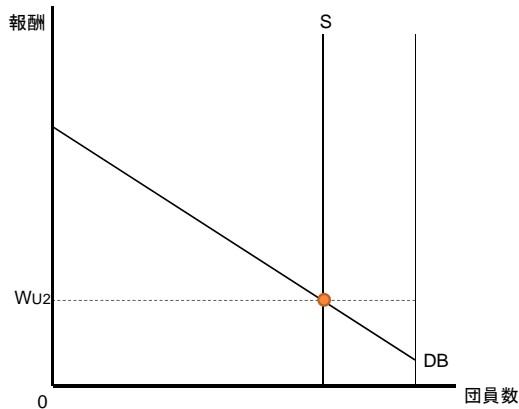
理論分析にあたっては、単純化して2つの地域を考える。ある1つの市町村に、隣接する2つの地域、住宅密集地域である地域Aと住宅が密集していない地域Bが存在するとする。

住宅密集度を考慮に入れた消防団への需要を考えた場合、住宅密集地である地域Aについては消防団への需要は高いと考えられる【図3】一方、地域Bについては、住宅が密集していない地域であるため、消防団の需要は地域Aと比較して低いと考えられる【図4】

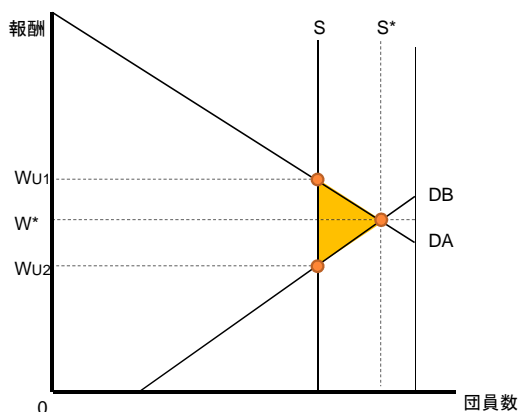
これら地域Aと地域Bを合わせたものが【図5】である。



【図3】 地域A(住宅密集地域)



【図4】 地域B(住宅が密集していない地域)



【図5】 地域Aと地域Bを合わせた図

社会的な余剰が最大になる最適な消防団員数は S^* で決まるが、現状は、政府が S で数量規制を行っているため、三角形の

面積部分に死荷重が発生しており、この市町村においては消防団の配置が非効率を招いているといえる。

以上の分析から、現状の消防団の定員の配置は、燃え広がりやすい所に重点的に配置されていないために非効率性を招いており、災害の危険性のあるところに手厚く配置すれば、非効率性は改善されることが考えられる。

4. 実証分析

4-1. 推計方法

平成12年から平成20年までの市町村別のパネルデータを用いて、実証分析を行う。消防団員が焼損棟数に与える影響を検証するため、次のモデルを推計する。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \ln \beta_1 \ln X_{1it} + \ln \beta_2 \ln X_{2it} + \ln \beta_3 \ln X_{3it} + \ln \beta_4 \ln X_{4it} + \ln \beta_5 \ln X_{5it} + \ln \beta_6 \ln X_{6it} + \varepsilon_{it}$$

β_0 : 定数項 $\beta_1 \sim \beta_6$: パラメータ

$X_1 \sim X_6$: コントロール変数

i : 市町村 t : 年

実証分析に用いるデータは、東京消防庁「東京消防庁統計書」、東京都「消防年報」、総務省統計局「統計でみる市区町村のすがた」のデータを採用した。主要な説明変数を下記に示す。

- \ln (消防団員数)

現在決められている消防団の定員数は、焼損棟数の減少には影響を与えていないとの仮説により、有意ではない係数になると予想される。

- \ln (消防団員数) * \ln (住宅密度)

住宅密度と消防団員の関連性を見るため、交差項を用いた。住宅密度が高まる

と消防団の必要性も増してくると考え、住宅密度が高い地域に、重点的に消防団員が配置されていれば、焼損棟数の減少に影響があると思われるため、有意に負の係数になると予想される。

基本統計量を【表1】に示す。

【表1】基本統計量

	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln 焼損棟数	198	3.759	0.769	0.000	5.429
ln 木造割合	198	2.942	0.362	2.249	4.002
ln 火災件数	198	3.539	0.769	0.000	5.093
ln 住宅密度	198	7.33	0.484	5.470	7.836
ln 消防団員数	198	5.597	0.792	4.276	7.367
ln 水利数	198	7.580	0.625	5.293	8.990
ln 消防団員数 * ln 住宅密度	198	-0.142	0.189	-0.554	0.140

4-2. 推計結果

推計結果を【表2】に示す。

【表2】推計結果

被説明変数 推計モデル	ln 焼損棟数 FE
説明変数	係数 [標準誤差]
ln 木造割合	0.129 [0.13]
ln 火災件数	0.959 *** [0.05]
ln 住宅密度	-0.519 [0.70]
ln 消防団員数	0.579 [0.37]
ln 水利数	0.138 [0.14]
ln 消防団員数 * ln 住宅密度	-1.301 ** [0.54]
定数項	-0.684 [5.86]
F 又は Wald χ^2	72.23
R ²	0.7183
観測数	198

***, **, * 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

消防団員数の係数の符号は正であり、統計的に有意ではないという結果が得られた。また、消防団員数*住宅密度の係数の符号は負であり、5%の水準で統計的に有意であるという結果が得られた。

現状の消防団員は焼損棟数の減少には効果がないということと、住宅密度の高い地域により手厚く消防団員を配置すれば、焼損棟数の減少に効果があるということが実証できた。

5. 考察

前章までの分析結果から、住宅密度の高い地域への消防団員の増員という方向性が考えられるため、社会的な余剰も踏まえると、管轄エリア内の消防団員の配置転換は有効な施策であると考えられる。

焼損棟数を減少させるためには、住宅密度の高い地域に手厚く消防団員を割り当てるべきであり、現在の消防団の定員数の算定方法は、消防ポンプ自動車に依存している傾向が強いので、住宅密度を加味した定員数の算定方法に改善するべきであると考ええる。

また、消防団員を多く配置したエリアについては、団員数の比率に合わせて、消防ポンプ自動車も増加させるなどの対応も必要であると考ええる。

6. まとめ

消防団員の算定・配置方法は、住宅密度を勘案した基準に見直すべきであるということを本稿の政策提言とする。

モデルのより一層の精緻化を図り、消防署との役割分担を明確に研究した上で、幅広く消防団の効果についての分析を行うことを今後の検討課題としたい。

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

まちづくりプログラム
MJU10062 矢ヶ崎洋子

1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。新制度の目的は、一つの診療科に特化しない総合的な医療技術の取得や、研修医の身分保障だったが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる。本稿では、その検証と対策について述べる。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

旧制度下で研修病院の指定基準を満たすのは、大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、改正により中規模の病院でも研修が可能になった。公募制に移行したこともあり、研修先が自由に選択できるようになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されており、平成20年に「臨床研修制度のあり方等の検討会」が設置され、新制度のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られたこと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。この見解を基に、平成22年度から研

修病院の選定基準が厳格化され、研修医の都道府県別定員制限が実施されることになった。

2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能

旧制度下では、医師にとって医局と呼ばれる大学病院の組織に属し医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院に研修病院としての魅力がなかったことから、新制度下で研修病院が自由に選択できるようになると、研修先に市中病院を選択する医師が急増した。

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。平成15年度の研修医数を1とした場合の研修医数の変化を計算すると、新制度導入後、都市部の研修医数が1つまり導入前の水準を超えたことは一度もない。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。

以上から、研修医は大都市に集中しておらず、大都市か否かに関係なく大学病院か

ら市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

4. 新制度の影響の実証分析

前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基に、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を見るため、サンプルケースとして山梨県を用いて分析する。

推計は最小二乗推定法(OLS)により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

① 都道府県別の医師数変化に関するモデル

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 Dh16 * Dhcity + \beta_2 Dh18 * Dhcity + \beta_3 Dh20 * Dhcity + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー

Dh18：平成18年ダミー

Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

推定結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

② 市町村別の医師数の変化に関するモデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー

Dh18：平成18年ダミー

Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

推定結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

5. 研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行している。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。

この見直しには、大学側からの主張のみが反映されている点や、都道府県間の医師数の不均衡が是正されている現状に逆行する点が問題である。県の中での偏在が問題なのだから、無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応策

都道府県内の医師偏在に対応するには、地理的な条件等が異なることから、国によ

る一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に対して試案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非常勤で医師を招聘することである。第二に、行政は何もしないという選択である。第三に、他県との連携である。

6. 分析のまとめと今後の課題

本稿では、新医師臨床研修制度の影響について、平成10年から平成20年のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から、研修医の都道府県別の定員制限を撤廃も含めて再考すべきということ、医師の地域偏在には国による一律な対応ではなく都道府県ごとに策を講じるべきということが分かった。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察

政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU10063 成田佳奈子

1. はじめに¹

余暇の多様化に伴い小型船舶の利用を楽しむ人が増加している。一方で水域管理者により認められた区域以外に係留されている放置艇による船舶航行の障害、洪水時の流水阻害が問題となっている。港湾・河川等の放置艇は減少している傾向にあるものの、未だに被害は収まらずその対策が求められている。一方、各水域管理者では取り組むべき対策（施設料金の調整、撤去等）が整理されないまま個々の現場の裁量によって対応されているのが現状である。本稿では、港湾及び河川を中心に船舶の放置行動に影響を与えている要素の実証分析を行い、また各水域管理者の現場の実態等を把握することで、今後の放置艇を抑制するための制度・運用を考察し、提言を行った。

2. 放置艇に関する現行の取組

2.1 小型船舶登録制度

小型船舶の所有者を明らかにし放置艇の適正な係留・保管施設への誘導等のため、平成14年度から小型船舶登録制度が実施されている。対象は20トン未満の小型船舶であり、14年度以降に購入した者はその際に新規登録し、抹消しない限りは登録されたままである。それ以前から

所有している者は、14年度以降の最初の検査で登録手続を行うことになっている。

2.2 港湾・河川における施設整備・法整備

港湾では簡易な係留・保管施設の整備がなされている。また早急に施設整備を実施することが困難な場合は、港湾及び河川とも船舶航行等に支障のない水域を放置艇の係留場所として暫定的に活用している。法整備面では、平成12年度の港湾法改正、平成7年の河川法改正により、各水域管理者が撤去・保管した所有者不明の放置艇の売却処分等を行える簡易代執行ができるようになった（港湾法56条の4第2項、河川法75条3項）。

2.3 撤去

数回の行政指導後も放置の場合、港湾法（56条の4第1項）あるいは河川法（75条1項）に基づいて撤去命令が出される。それでも自主撤去しない場合は強制的に撤去される。所有者が把握されている場合は行政代執行法に基づき、不明の場合は港湾法等の個別法に基づいて簡易代執行がなされる。しかし、実施する際の事務作業（法解釈等）や撤去費用の回収の困難さ等から実施頻度は低い。

3. 実証分析

3.1 分析方法

2. で既述したように、様々な取組がなされているものの各水域では放置艇によ

¹ 本稿は論文の要約であるため、参考文献については論文を参照されたい。

る被害が未だに取り上げられ、問題の解決には至っていない。そこでどのような対策が有効なのか検討するため、放置行動に影響を与えている要素を明らかにする。今回は被説明変数が質的な情報（放置する、しない）を表すため、そのような個人の選択行動を表すものとしてロジットモデルで推計を行う。分析対象は東京湾、伊勢湾、大阪湾にある港湾である。データは平成14年度、18年度のものを用いる。なお、放置艇数が0の場合等の港湾は推計が不可能になってしまうため近隣のいくつかの港湾をグループ化しており、その結果サンプル数は54となった。

3.2 推定モデル

放置行動に影響を与えている要素を明らかにするために以下の（1）式にて推計を行う。

$$\ln(P/1-P) = \alpha + \beta_1 RP + \beta_2 FM + \beta_3 HD + \beta_4 X + \beta_5 D + \beta_6 Dh14 + \varepsilon \quad (1)$$

ここでPは放置艇率を表し、各港湾で確認されている小型船舶の総隻数（係留が許可されている船舶+放置艇）と放置艇数を基に放置艇数/総隻数として算出し、RPは撤去率を表し、各港湾区域の撤去された隻数/放置艇隻数として算出し、FMは係留料金、HDは臨港地区を表す。Xはコントロール変数で県民総生産、Dは係留所ダミー、Dh14は年度ダミーを含めている。αは定数項、β₁～β₆はパラメータ、εは誤差項を表す。

3.3 データ

次に各変数のデータの出所だが、まず、放置艇数は国土交通省・農林水産省平成

14年度及び18年度「プレジャーボート全国実態調査」結果を利用し、撤去件数、係留料金、臨港地区面積は各港湾周辺のマリーナ・ボートパーク等、各港湾管理者のHPや水域管理者への問い合わせにより調べた。県内総生産額は「内閣府県民経済計算」より平成15年度及び19年度の県内総生産額を使用した。

3.4 分析結果と考察

被説明変数	ln(放置艇率/1-放置艇率)	
	係数	標準誤差
撤去:	-19.117620 **	9.356840
係留:	-0.000001	0.000003
臨港:	0.000509 *	0.000259
県民:	-0.000019	0.000015
係留:	1.000687	0.877992
年次:	-0.476849	0.507248
定数:	-0.751665	0.649282
サンプル数=54		
R ² = 0.2677		

**:*はそれぞれ5%、10%水準で統計的に有意であることを示す

表1はモデルの推定結果である。撤去率は5%水準で有意であり係数の符号は負、臨港区域は10%水準で有意であり係数の符号は正となった。これより、撤去率が放置行動に影響を与えていることが実証された。

4. 代執行・小型船舶制度の課題

4.1 代執行の課題を把握するための調査

それでは現場での撤去の実施状況はどのようなだろう。港湾の場合、平成21年度で行政代執行0件、簡易代執行4件と非常に低い頻度となっている。このように実施頻度が低い背景には現場の事務や行政職員の意識、小型船舶制度に課題があると考え、以下のような実態調査を実施・整理する。

4.1.1 法律や関連制度との比較

代執行が行われない要因として、手続面、運用面等様々なことが考えられるため、法律や手続について整理した。

4.1.2現場の手続

過去に代執行を実施した管理者のうち8管理者に聞き取り調査を実施した。

4.2 実態調査結果の整理・分析

4.2.1手続上の課題

代執行は行政代執行法、港湾法あるいは河川法等の個別法に基づいて行われる。

(1)所有者がわかる場合

所有者が明らかな場合は行政代執行法に基づいた手続が取られ、後に訴訟に発展する可能性もあるため法務担当部局や顧問弁護士へ相談することもある。また、特殊車両の手配や悪質な警察に立ち会い協力を要請することもあり、事前の綿密な打ち合わせが必要とされる。実施前に戒告（行政代執行法3条1項）、代執行令書の交付（行政代執行法3条2項）等の各手続があるが、それぞれ一定期間をおく必要がある。このように法解釈等の事前準備からはじまり、行政代執行実施まで、約1年程度かかることもある。

(2)所有者がわからない場合

一方で所有者が不明の場合は港湾法、河川法に基づく簡易代執行により撤去できる。行政代執行と比較すると相手が不明であるが故に簡略化される手続もあるが、やはり作業の手間も時間もかかる。また、撤去、保管の費用は行政執行と変わらない。期限内に自主撤去しない場合は所有者に対して行政が撤去する旨を公告し、期限が切れれば簡易代執行を実施する（港湾法56条の4第2項、河川法75条3項）。回収した船舶は保管し、返還するため公示するが（港湾法56条の4第3,4項、河川法75条4,5項）、老朽化が激しく破損しそうな場合や3ヶ月経過しても所有者が現れず、その船の価値と比較して保管

費がかかる場合のいずれかに当てはまれば船舶を売却・代金を保管できる（港湾法56条の4第5項、河川法75条6項）。そして公示後6ヶ月経っても所有者が現れない場合、所有権は管理者に帰属する（港湾法56条の4第9項、河川法75条10項）。簡易代執行の対象船舶は所有者情報が不明になっていることで不法投棄されている可能性が高く、老朽化が進み、ほとんど価値のないケースが多い。そのため、管理者が撤去費用等を負担することも多いと考えられる。簡易代執行は行政代執行より事務作業等の手間等の時間は相対的に少ないが、それでも対象隻数が多い場合は一定の時間を要する手続となる。

4.2.2撤去、保管等費用回収の難しさ

行政代執行の場合、撤去費用の徴収は所有者が支払いに応じない場合、差押等の強制的な手法をとる場合もある（行政代執行法6条）。また、保管費用等は徴収に関する規定が行政代執行法上でないため私債権として回収していく（民法702条管理者による費用の償還請求等）。私債権の強制的回収は裁判所の判断となるため、これにも時間と手間がかかることとなる。

4.2.3故意犯の存在

不法投棄しようとする悪質な者にとっては、登録していなければ所有者情報は不明なままであり、不法投棄のインセンティブが働きやすい。

4.2.4代執行の判断に移る契機

代執行手続に移る契機は、問題の重要性と手続の比較考量となる。例えば、台風等による船舶の流出、破損から生じる油漏れ等があり、放置しておけば重大な事態になりうるケースでないと行政が動

かない事が多いと考えられる。

4.2.5 実施上の課題

小型船舶登録は航行しなければ未登録でも罰則の対象とはならず、所有者情報も不明なため、不法投棄するインセンティブを与えやすい。検査制度については、小型船舶は定期的に検査を受ける事となっているが検査を受けなくても所有者は追跡されないため、そのような船の管理状況は把握されないままとなっている。また、行政代執行法の内容は行政代執行をするまでの手続及びそれに要する費用徴収に関するものとなっており、終了後の回収物の保管等に関する規定がない。円滑に代執行を実施するためには保管等の規定を設ける必要があると考えられる。また、行政代執行法5条で規定されている「代執行に要した費用」は保管等費用が含まれないため保管等費用に関する規定を設ける必要がある。

4.3対応方針

4.3.1効率的な作業体制

現状のように経験の少ない公務員が対応するよりも専門的な知識を持った人材が対応する方が効率的である。

4.3.2所有者特定のための制度の厳密化

未登録船の登録義務が必要である。また、登録情報の継続的チェックが必要と考える。今後登録船は増加すると考えられるが、所有者情報が途中で不明にならないように追跡調査等の継続的チェックが必要と考えられる。

4.3.3不法投棄防止の対策の必要性

不法投棄防止には、適切な廃船処分を促すような対策が必要である。

5. 提示案

- ・行政代執行に関する専門機関の設置
- ・小型船舶登録制度、検査制度の厳密化
3年毎の検査において船舶所有者に変更がないか、購入時に払い込まれたデポジット金は所持しているかをチェックする。
- ・登録時のデポジット金の徴収等
購入時にデポジット金を回収しておき、適正に廃船処分した場合はその預託金が返還される仕組みにする。

6. 今後の課題

本稿では、放置艇対策を実施するに当たっての障害等について分析・考察したが、そのための必要なコストは今後の課題である。外部不経済との比較も必要だが、現在は費用回収ができていないことを考えれば、撤去、保管の費用を小さくしていくための長期的な取り組みが必要であろう。また、代執行を専門に処理する組織・機関の設置コストや将来放置艇がなくなった場合の組織の位置づけ等を考える必要がある。

さらに未登録船を探するためのコストや定期検査を受けていない小型船舶への追跡調査へのコストやデポジット金の具体的な金額の設定等も今後の課題である。

論 文

ワンルーム規制がワンルーム家賃に 与える影響に関する研究

～東京都区部における分析～

< 要 旨 >

ワンルームは、都心部に居住する単身者の住まいとして広く普及しているが、近隣住民から問題視されることも多く、東京都区部を中心に各自治体は様々な規制を実施している。一方で、ワンルームに対し建築規制で対応すべき問題なのかという意見もあり、ワンルーム規制のあり方については様々な議論がなされている。本稿では、ワンルーム規制がもたらす弊害として、ワンルーム家賃に与える影響に着目し、実証分析を行う。東京都区部内を対象とし、規制実施区と未実施区抽出による DID 推定及び区部全域による OLS 推定によって分析を行い、ワンルーム家賃への影響を定量的に明らかにした。また、ワンルームが周囲の地価やファミリー家賃に与える影響をヘドニック・アプローチを用いて実証分析を行い、ワンルームは、ファミリー層には選別的に負の影響を与えている可能性があるが、全体的には周囲に負の影響を与えていないことを明らかにした。これらの分析結果より、ワンルーム規制は、ファミリー層への負の影響の軽減に間接的に寄与する可能性はあるものの、外部不経済への政策としては不相当であり、かつ、最適ではない住宅供給を強制し、ワンルーム家賃へ影響を及ぼすといった多くの弊害を生み出す非効率な施策であるといえるだろう。

2011 年（平成 23 年）2 月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10044 有井 美由紀

第1章	はじめに	1
第2章	ワンルーム規制の現状	2
2.1	ワンルーム規制の背景	2
2.2	規制内容・方法	2
第3章	ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する理論分析	6
3.1	課税	6
3.2	ファミリー付置義務	6
3.3	最低面積規定	6
第4章	ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する実証分析	7
4.1	規制実施区と未実施区抽出による分析 (DID) (分析①)	7
4.2	東京都区部全域による分析 (OLS) (分析②)	11
4.3	考察	14
第5章	ワンルームが周囲に与える影響に関する実証分析	15
5.1	単身世帯割合が地価に与える影響の分析 (分析①)	15
5.2	近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響の分析 (分析②)	18
5.3	考察	20
第6章	まとめ	21
謝辞	22
参考文献	22

第1章 はじめに

東京都区部の単身世帯数は、1980（昭和 55）年は約 94 万世帯、全世帯に占める割合は 31%であったものが、2005（平成 17）年には約 183 万世帯、45%を占めるまでに増加し続けており¹、今後もその傾向は続く²と予測されている²。ワンルーム³は、単身者の住まいとして 1980 年代後半から登場し、現在では、地方出身の学生や独身の勤め人だけでなく、単身赴任者や一人暮らしのお年寄りにとっても割安な住まいとして広く普及している。

このワンルームに対しては、居住者マナー等を問題として、東京都区部を中心に様々な建築規制が実施されてきた。一方で、ワンルームに対し建築規制で対応すべき問題なのかという意見もあり⁴、ワンルーム規制のあり方については議論がなされている。2008（平成 20）年には、内閣総理大臣の諮問機関である内閣府規制改革会議より、ワンルーム規制の見直しに関する答申が出され、2009（平成 21）年 3 月に閣議決定された「規制改革推進のための 3 か年計画」の中で、ワンルーム規制の状況・背景等の調査を行い、各自治体への適切な助言をするよう謳われている。

ワンルーム規制に関する研究としては、木下・大月・深見(2008)があり、ワンルームに関わる問題の諸相やそれに対する行政のワンルーム規制のこれまでの変遷についての報告がある。また、論説として、殿塚(2010)は、開発事業者の立場からワンルーム規制の問題点について論じており、「家賃を高く設定せざるを得ない」「居住者のニーズに合わない物件開発が促進されるか、開発されず土地の有効利用が遅れることにつながる可能性もある」と指摘している。しかし、ワンルーム規制がもたらした影響について実証分析を行った研究は行われていない。

そこで、本稿では、ワンルーム規制がもたらす弊害として、規制がワンルーム家賃に与える影響に着目して分析を行った。本稿の構成と研究方法は次のとおりである。第 2 章ではワンルーム規制の現状を整理した。第 3 章では、経済学の分析手法により理論分析を行い、ワンルーム規制がワンルーム家賃を上昇させていることを明らかにした。第 4 章では、ワンルーム規制がワンルーム家賃にどの程度影響を与えたかについて、東京都区部内を対象とし、規制実施区と未実施区抽出による DID 推定及び区部全域による OLS 推定によって実証分析を行い、ワンルーム家賃への影響を定量的に明らかにした。第 5 章では、ワンルームが周囲の地価やファミリー家賃に与える影響をヘドニック・アプローチを用いて実証分析を行い、ワンルームは、ファミリー層には選別的に負の影響を与えている可能性があるが、全体的には周囲に負の影響を与えていないことを明らかにした。第 6 章では、それまでの考察を踏まえ、ワンルーム規制は、ファミリー層への負の影響の軽減に間接的に寄与する可能性はあるものの、外部不経済への政策としては不適當であり、かつ、最適ではない住宅供給を強制し、ワンルーム家賃へ影響を及ぼすといった多くの弊害を生み出す非効率な施策であるという結論を導いた。また、ワンルームがもたらす近隣のファミリー家賃への負の影響の要因やメカニズムの特定、ワンルーム規制がもたらすワンルーム家賃への長期的な影響の検証の必要性について今後の課題として提示した。

1 「国勢調査」より

2 「東京都世帯数の予測」より

3 ワンルームは、マンション・アパート等の形態があり、また間取りもワンルーム、1K、1DK、1LDK 等があるが、本稿では、形態、間取りに関わらず、各区が概ね規制の対象としている 30 ㎡未満の住宅をワンルームと呼ぶこととする。

4 「ワンルーム規制 賛成？反対？」朝日新聞 2008 年 8 月 12 日 朝刊 第 6 面

第2章 ワンルーム規制の現状

2.1 ワンルーム規制の背景

ワンルームは、1980年代後半から単身者の住まいとして登場し、地方から東京への人口流入、晩婚化による単身者の増加、低金利時代の投資対象等の理由により、増加してきた(図2-1)。ワンルームが急増した1980年代後半、ワンルームは生活環境を乱すとして近隣住民からの反発が広がり、各地で紛争が起きた。東京都の各区では、それに対し、施設設置義務や管理の徹底、近隣説明やなどを規定した指導要綱を定め、各事業者に指導を行ってきた。その後、バブル経済の崩壊に伴いワンルームの供給数は一時減少したが、近年再び増加傾向にあり、行政側では指導要綱の条例化や内容強化などの規制を強める動きが出ている。

規制の理由としては、ワンルームの居住者はごみ出しや駐輪、騒音などのマナーが悪いという近隣からの声や、ワンルームばかりが建てられファミリーマンションが供給されないという住宅ストックのアンバランス、単身者は地域に溶け込まず、防災、防犯、自治会といった活動に支障が起きるといった地域コミュニティの希薄化、住民登録もせず住民税も納めない単身者より税収確保につながる住民を増やしたいという自治体側の思いなどがある。

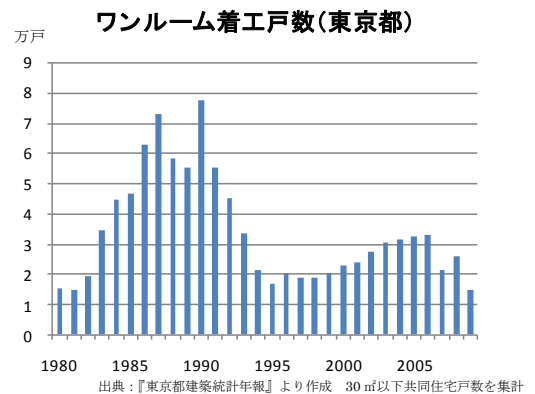


図 2-1 ワンルーム着工戸数(東京都)

2.2 規制内容・方法

2.2.1 規制の内容

ワンルームの規制の内容としては、大きく分けると次のようになる。各区での現在の規制内容は表2-1のとおりである。

① 課税(豊島区のみ)

「豊島区狭小住戸集合住宅税条例」により、1戸の専有面積が30㎡未満の住戸を9戸以上もつ集合住宅を新築する時、建築主に1戸当たり50万円が課税される。目的税でなく普通税のため、税収の用途は明記されていない。ただし、「ゆとりある住宅・住環境の実現」を目的としたものに使うとされ、住宅基金に積み立て、区営住宅をはじめとする住宅関連事業に充てられるとされている⁵。

② ファミリー付置義務

一定割合にファミリータイプ(以下「ファミリー」という)を確保させるものである。その割合は、総戸数の30%以上(墨田区)や、総戸数から29を引いた数の1/5+1以上(港区)など、各区さまざまである。また、付置させるファミリーの面積の規定も、1戸の面積が37㎡以上(大田区)や、平均で75㎡以上(足立区)などさまざまであるが、40㎡以上としているところが多い。豊島区、練馬区、江東区以外の区で実施している。

⁵ 豊島区ホームページより

③ 最低面積規定

一戸の最低専有面積を定めるもので、全区が何らかの下限を定めている。18㎡以上（渋谷区）や30㎡以上（江戸川区）などさまざまであるが、25㎡以上と定めている区が多い。住生活基本法（平成18年6月8日法律第61号）に基づき、住生活基本計画（全国計画）が2006(平成18)年9月閣議決定されたが、その中で、単身者の最低居住面積水準が、1戸当たり25㎡と定められたので、区の水準はそれに従ったものと思われる。

④ 管理人、ごみ集積所、駐輪場等の設置規定

近隣住民からの苦情が多い居住者マナーの改善のための規定として、管理人の設置、ごみ集積所・駐輪場の設置を義務化、あるいは努力規定として盛り込んでいる。

⑤ その他

地域コミュニティ対策のため、入居者の町会・自治会への加入の促進の努力義務を建築主等へ課した規定や、高齢化社会に対応した住宅を確保するため、バリアフリー対策を義務化する規定もある。

2.2.2 規制の方法と近年の動向

各区はこのような規制を、条例や要綱で規定し、事業者等への指導に当たっている。（中央区は全区一律の規制でなく、地区計画を定めた地域内のみ適用されることとなっている。）

ワンルームへの規制は、前述の通り、1980年代後半から指導要綱によって行われてきた。しかし、近年のワンルームの増加を受け、2002（平成14）年頃からまず中心部の区で、より強制力のある条例化への強化や内容の充実が図られ、次いで外周区も2008（平成20）年頃から相次いで同様の強化が図られた。現在は、23区中16区が条例、7区が指導要綱等による規制を行っている。

2.2.3 研究の対象

各種規制のうち、今回の研究の対象は2000年代に入り規制が開始・強化された、①課税、②ファミリー付置義務、③最低面積規定とする。このうち最低面積規定は1980年代頃から導入され、既に全区において何らかの基準が規定されているが、近年「18㎡以上」や「20㎡以上」という基準から引き上げが相次いだ「25㎡以上」を拘束力のあるものとみなし、今回の研究の対象とする。

表 2-1 各区の規制内容 (平成 23 年 2 月時点)

	条例or 要綱	課税	ファミリー 付置	最低 面積	指導要綱・条例等の 策定時期	適用範囲	課税	ファミリー付置 ()内は規制強化の流れ	最低面積 ()内は規制強化の流れ	ワンル ム位置 付け面 積	ファミ リ位置 付け面 積
千代田区	指導 要綱	-	○	○	S61.7～指導要綱	地階を含む4階以上、30㎡以下の住戸が10戸以上	-	20戸以上の場合、ファミリー住戸(40㎡以上)の専用面積の合計が、全住戸の専用面積の合計の1/3以上とする。 (H16.8～)	25㎡以上 (時期不明)～22m2以上 →H22.8～ 25㎡以上)	30㎡ 以下	40㎡ 以上
中央区	条例	-	○	○	H5～ 指導要綱 H15.3～ 条例化(地区 計画内)	地区計画内 住戸 10戸以上	-	ファミリー住戸(40㎡以上)の専用面積の合計が、全住戸の専用面積の合計の1/3以上 (H15.2～)	25㎡以上 (H20.4～)	面積 規定な し	40㎡ 以上
港区	条例	-	○	○	H9～ 指導要綱 H17.4～ 条例化	37㎡未満の住戸が 7戸以上	-	30戸以上の場合、ファミリー住戸(50㎡以上)を次の数だけ設置 ・その他の地域 ((総戸数-29)×1/5)+1 ・商業地域 ((総戸数-29)×1/10)+1 (H17.4～)	25㎡以上(商業地域は20㎡以上 で、総戸数の過半数を25㎡以上) (H9～ 18m2以上 →H17.4～ 25㎡以上)	37㎡ 未満	50㎡ 以上
新宿区	条例	-	○	○	H16.4～条例	地上3階建以上、 30㎡未満の住戸が 10戸以上	-	40m2以上のファミリー住戸を、 ・その他の地域(ワンルーム形式(30㎡未満) の住戸数-29)×1/3以上 ・一低専(ワンルーム形式(30㎡未満)の住戸 数-29)×1/2以上 (H16.4～ 開始 →H20.10～ 強化)	25m2以上 (H16.4～ 18m2以上 →H20.10～ 25㎡以上)	30㎡ 未満	40㎡ 以上
文京区	条例	-	○	○	S59～指導要綱 H20.7～条例化	地上3階建以上、 40㎡未満の住戸が 10戸以上	-	15戸以上の場合、 (総戸数-15)×1/2をファミリー住戸(40㎡以上) に。 (H16～ 開始 →H20.7～ 強化)	25㎡以上 (H8～ 16m2以上 →H16～ 18㎡以上 →H20.7～ 25㎡以上)	40㎡ 未満	40㎡ 以上
台東区	条例	-	○	○	S61.11～指導要綱 H17.7～ 条例化 H20.7強化	10戸以上	-	15戸以上の場合、 総戸数や高さに応じてファミリー住戸(40㎡or50 ㎡以上)を設置 ・総戸数が15～49戸(高さが40m以下) ＝総戸数の1/3以上を40m2以上の住戸 ・総戸数が50～99戸または高さが40mを超える もの(高さが50m以下) ＝総戸数の1/3以上を40m2以上の住戸とし、 かつ、そのうち総戸数の1/9以上を50m2以上の 住戸とする ・総戸数が100戸以上または高さが50mを超える もの ＝総戸数の1/2以上を40m2以上の住戸とし、 かつ、そのうち総戸数の1/4以上を50m2以上の 住戸とし、かつ、そのうち総戸数の1/20以上を75 m2以上の住戸とする (H17.7～ →H20.7～ 強化)	25㎡以上 (H3～ 20m2以上 →H17.7～ 25㎡以上)	面積 規定な し	40㎡ 以上
墨田区	条例	-	○	○	S53～ 指導要綱 H20.7条例化	地上5階建以上 or 15戸以上 or 延べ床面積1.0 00㎡以上	-	25戸以上の場合、 総戸数の30%以上をファミリー住戸(40㎡以上) に。 (H17～ →H20.7～ 強化)	25m2以上 (S62～ 18m2以上 →H7～ 20㎡以上 →H20.7～ 25㎡以上)	面積 規定な し	40㎡ 以上
江東区	条例	-	-	○	(時期不明)～ 指導要綱 H20.4条例化	地上3階建以上、 40㎡未満の住戸が 20戸以上	-	-	25㎡以上 (H14～ 20㎡以上 →H20.4～ 25㎡以上)	40㎡ 未満	面積規 定なし
品川区	指導 要綱	-	○	△	S58～指導指針 H20.4指導要綱	地上3階建以上、 30㎡未満の住戸が 15戸以上、かつ当 該住戸数が総戸数 の1/3以上	-	以下の数のファミリー住戸(40㎡以上)を設置。 ・住戸数が15戸～19戸の場合1戸以上 ・住戸数が20戸～29戸の場合2戸以上 ・30戸以上の場合以下の戸数を確認 1. 1低専 2+(総戸数-30)×1/3 2. 近商・商業 2+(総戸数-30)×1/10 3. その他の地域 2+(住戸数-30)×1/5 (H20.4～)	20㎡以上 (一低専で25㎡以上) (H20.4～)	30㎡ 未満	40㎡ 以上
目黒区	条例	-	○	○	H16 指導要綱 H20.4条例化	3階建て以上、40 ㎡未満の住戸が10 戸以上	-	ワンルーム(40㎡未満)の住戸数が30を超える 場合、 (ワンルーム住戸数-29)×1/2を、ファミリー住戸 (40㎡以上、平均55㎡以上)に。 (H20.4～)	25㎡以上 (H16～ 20m2以上 →H20.4～ 25㎡以上)	40㎡ 未満	40㎡ 以上
大田区	指導 要綱	-	○	○	(時期不明)～ 指導要綱	37㎡未満が15戸 以上	-	15戸～30戸の場合、 その内1戸以上はファミリー住戸(37㎡以上)設 置 30戸を超える場合、用途地域に応じた戸数のファミ リ住戸を設置 ・低層住居系:1+(住戸数-30)×1/3 ・商業系:1+(住戸数-30)×1/10 ・その他地域:1+(住戸数-30)×1/5 (H16～)	低層住居系: 25㎡以上 その他地域: 25㎡以上に努め、最 低でも20㎡ (S61～16m2以上 →H3～ 18㎡以上 →H16～ 25㎡以上)	37㎡ 未満	37㎡ 以上

	条例or 要綱	課税	ファミリー 付置	最低 面積	指導要綱・条例等の 策定時期	適用範囲	課税	ファミリー付置 ()内は規制強化の流れ	最低面積 ()内は規制強化の流れ	ワ ン ル ー ム 位 置 付 け 面 積	ファミ ー 位 置 付 け 面 積	
世田谷区	条例	-	○	○	(時期不明)~ 指導要綱 H14.4 条例化	3階建て以上、40 ㎡未満の住戸が12 戸以上(商業系用 途の場合15戸以 上)	-	40㎡未満の住戸数が30を超え、かつ延べ面積 1500㎡以上の場合、 (ワンルーム住戸(40㎡未満)-30)×1/2をファミ ー向け住戸(平均50㎡以上)とする。 (H10.9~) (H10.9~)	25㎡以上 (S59~ 16m2以上 →H2~ 18㎡以上 →H10.9~ 25㎡以上(住)、20㎡ 以上(商) H19.10~ 25㎡以上)	40㎡ 未満	平均 50㎡ 以上	
渋谷区	条例	-	○	△	H9~ 指導要綱 H15.1~ 条例化	地上3階建て以上、 29㎡未満の住戸が 15戸以上、かつ当 該住戸数が総戸数 の1/3以上	-	(努力義務) ファミリー向け住戸(39㎡以上)を設置するよう努 める。 ・低層住居系 (総戸数-20)×1/3以上 ・商業地域(総戸数-40)×1/5以上 ・上記以外の用途地域(総戸数-30)×1/5以 上 (H9~)	(努力義務) 低層住居系:20㎡以上 その他の地域:18㎡以上 (H9~)	29㎡ 未満	39㎡ 以上	
中野区	指導 要綱	-	○	△	S60~ ワンルーム要綱 H3~ 指導要綱 H23.3現在 条例化手続 き中	低層住居系 地上 3階建て以上かつ12 戸以上 その他の用途地域 3階建て以上(地 階を除く)かつ15戸 以上	-	全戸数の1/5以上をファミリー住戸(39㎡以上) に。 全戸数×1/5 (H3~)	低層住居系:20㎡以上 その他の地域:18㎡以上 (時期不明)~ 16㎡以上 →H3~ 20㎡以上)	面積 規定な し	39㎡ 以上	
杉並区	指導 要綱	-	○	○	S59~ ワンルーム要綱 H20.7~ 指導要綱 H20.7 面積・ファミ ー 開始	3階建て以上、40 ㎡未満の住戸が6 戸以上	-	20戸以上の場合、 20を超える1/2をファミリー住戸(40㎡以上)に。 (全戸数-20)×1/2 (H20.7~)	25㎡以上 (H20.7~)	40㎡ 未満	40㎡ 以上	
豊島区	条例	○	-	△	H16.6 課税開始	30㎡未満の住戸 が9戸以上 (H22.4に29㎡未満 →30㎡未満に改 正)	50万/戸 課税	-	-	-	30㎡ 未満	面積規 定なし
	条例	-	-	-	H17.1~ 条例	地上3階建て以上、 15戸以上	-	-	20㎡以上 (H17.1~)	-	-	-
北区	条例	-	○	○	H4.12~ 指導要綱 H20.10~ 条例化	地上3階建て以上、 15戸以上	-	ワンルーム形式住戸(40㎡未満を30戸以上含 む場合、 (総戸数-30)×1/2以上をファミリー住戸(55㎡ 以上)に。 (時期不明)~ →H20.10 強化)	25㎡以上 (北区居住の個人建築主は22㎡ 以上) (時期不明)~ 18㎡以上 →H20~ 25㎡以上)	40㎡ 未満	55㎡ 以上	
荒川区	条例	-	○	○	H9~ 指導要綱 H19.9~ 条例化	15戸以上	-	30戸以上の場合、 全住戸の半数以上をファミリー住戸(50㎡以上) に。 全戸数×1/2 (時期不明)~)	25㎡以上 (時期不明)~)	面積 規定な し	50㎡ 以上	
板橋区	条例	-	○	○	H11~ 指導要綱 H21.4~ 条例化	地上3階建て以上、 小規模住戸が15戸 以上、かつ当該住 戸数が総戸数の 1/3以上	-	(総戸数-29)×1/3をファミリー住戸(55㎡以上) に。 (H21.4~)	25㎡以上 (H11~ 18㎡以上 →H21~ 25㎡以上)	面積 規定な し	55㎡ 以上	
練馬区	条例	-	-	△	S60.4~ 指導要綱 H18.4~ 条例化	29㎡未満の住戸が 20戸以上で、かつ 当該住戸数が総戸 数の1/3以上	-	-	20㎡以上 (S60~ 16㎡以上 →(時期不明) 18㎡以上 →H18~ 20㎡以上 →今後 25㎡以上予定)	29㎡ 未満	面積規 定なし	
足立区	基準	-	○	○	S59~ 指針 H17.9~ 基準	地上3階建て以上、 15戸以上	-	ワンルーム(22㎡以上~55㎡未満)が30戸以上 となる場合、 29戸を超える部分をファミリー住戸(平均75㎡以 上)に。 (=単身用は原則29戸が上限(交通便利地域 内は25㎡以上39戸上限)) (H11~)	25㎡以上 (時期不明) 18㎡以上 →(時期不明)~ 22㎡以上 →H22~ 25㎡以上)	55㎡ 未満	平均 75㎡ 以上	
葛飾区	指導 要綱	-	○	○	(時期不明)~ 指導要綱	地上3階建て以上、 15戸以上	-	15~29戸の場合、 総戸数の1/2以上をファミリー住戸(55㎡以上) に。 30戸以上の場合、 住戸数の1/2以上をファミリー住戸(55㎡以上) かつ住戸数の1/5以上をファミリー住戸(75㎡以 上)に。 全体の平均床面積を65㎡以上に。 (H11~)	25㎡以上 (H5~ 22㎡以上 →H16~ 25㎡以上)	面積 規定な し	55㎡ 以上	
江戸川区	条例	-	○	○	(時期不明)~ 指導要綱 H18.4~ 条例化	3階建て以上、10 戸以上	-	15戸を超える部分は、当該戸数の平均を70㎡ 以上 (個人事業主の場合、計画戸数のうち30戸未満 の部分についての最低面積を25㎡とし、30戸以 上の部分の最低面積を50㎡以上) (時期不明)~)	30㎡以上 (個人事業主の場合25㎡以上) (時期不明)~)	面積 規定な し	50㎡ 以上	

最低面積: ○は25㎡以上の値を設定。△は25㎡未満の値を設定

第3章 ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する理論分析

ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響について、経済学理論に基づいて分析を行う。様々な市場の変化が想定できるが、本稿では、規制後の市場について、家賃への影響に焦点を当てて分析を行う。ワンルーム規制が導入されると、供給コストの増加、供給量の減少を招き、図 3-1 のように、供給曲線が左にシフトし、家賃が上昇し、余剰が減少する。以下、各種規制ごと（課税、ファミリー付置義務、最低面積規定）に詳しく分析を行う。

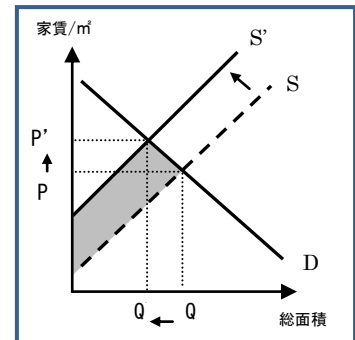


図 3-1 規制がワンルーム家賃に与える影響

3.1 課税

新築時への課税がなされると、供給者は、規制に従い税金を払って建設する、規制対象外となる規模のものを作る（40 m²以上にするなど）か戸数を抑える（9戸未満にするなど）、建築しない、のいずれかに行動を変えらると思われる。税金を払って建設する場合、規制前よりも供給コストが増加する。これらの結果、ワンルーム市場全体では、供給量が減少するため、供給曲線が左にシフトし、家賃が上昇し、余剰が減少すると思われる。

3.2 ファミリー付置義務

ファミリー付置義務が課されると、供給者は、規制に従いファミリーを付置して建設する、規制対象外となる規模のものを作るか戸数を抑える、建築しない、のいずれかに行動を変えらると思われる。ファミリーを付置して建設する場合、収益性の良いワンルームを数個あきらめて収益性の悪いファミリーを付置せねばならないため、又は、ワンルームとファミリーの導線を分けるなどの工夫を行う⁶ため、供給コストが増加する。これらの結果、ワンルーム市場全体では、供給量が減少するため、供給曲線が左にシフトし、家賃が上昇し、余剰が減少すると思われる。

3.3 最低面積規定

最低面積を 25 m²以上と規定されると、供給者は、規制に従い 25 m²以上を建設する、規制対象外となる規模のものを作るか戸数を抑える、建築しない、のいずれかに行動を変えらると思われる。各事業者は住宅を供給する場合、それぞれの事業者の条件に応じた最適な面積の住宅を供給すると考えられる。最低面積規定は、一部の事業者に対し最適面積での住宅供給を阻害することになり、一部企業の単位面積当たり供給コストを上昇させる。これらの結果、ワンルーム市場全体では、供給量が減少するため、供給曲線が左にシフトし、家賃が上昇し、余剰が減少すると思われる。

また、そもそも市場に影響を与えることが明らかな規模規程について、なぜ 25 m²なのか、どこでも 25 m²なのか、その論理的根拠を示すことは困難であろう。ワンルーム排除の一手段であり、数値に根拠のない規制という疑いがあると指摘されかねない政策であると思われる。

⁶ 殿塚（2010）より

第4章 ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響に関する実証分析

第3章における理論分析のように、ワンルーム規制はワンルーム家賃に影響を与えている可能性がある。本章では、東京都区部内を対象とし、ワンルーム規制がワンルーム家賃に与える影響について、規制実施区と未実施区抽出による分析（DID）と東京都区部全域による分析（OLS）の2つの方法での検証を行う。

4.1 規制実施区と未実施区抽出による分析（DID）（分析①）

4.1.1 分析方法

まず、ワンルームへの各種規制の導入によりワンルーム家賃がどのような影響を受けたかを検証するため、規制実施区と未実施区を用いた **Difference-in-difference**（以下 **DID** という）の手法による分析を行う。DID は、対象自治体の政策導入以外の影響がすべて同一とみなし、時系列の変化、クロスセクションでの違いをコントロールして、政策導入以降の、政策導入自治体を受けた影響を分析する手法である。DID を用いることにより、ワンルーム規制と同時期に、ワンルーム規制とは無関係の要因がワンルーム家賃に影響した可能性（例えば景気好転による家賃上昇）や、ワンルーム規制実施自治体と未実施自治体がもともと持つ固有の特質（例えばワンルーム規制実施区は未実施区に比べてもともと平均家賃が高い）といった家賃への影響を取り除いて分析することができる。

4.1.2 分析対象

分析対象は、2004～2005年に規制を導入・強化した区のうち、表4-1のものを対象とした。ファミリー付置義務は区によって付置すべき戸数が異なり、その影響も異なると思われるため、2段階に分けた⁷。なお、DID では環境が似た区を選ぶべきであるが、今回は導入時期が同時期という条件でこの区を選んだ。

表 4-1 分析対象区の規制内容

タイプ	区	導入時期	内容
課税	豊島区	2004	建築主に50万/戸の課税
ファミリー付置義務(多)	文京区	2004	(総戸数-15) × 1/2 をファミリー住戸(40㎡以上)にする。
ファミリー付置義務(少)	新宿区	2004	第一種低層住居専用地域は(ワンルーム形式の住戸数-29) × 1/2 以上 その他の用途地域は(ワンルーム形式の住戸数-29) × 1/3 以上 をファミリー住戸(40㎡以上)にする。
	港区	2005	商業地域は ((総戸数-29) × 1/10) + 1 以上 その他の地域 ((総戸数-29) × 1/5) + 1 以上 をファミリー住戸(50㎡以上)にする。
最低面積規定	港区	2005	住戸の専用面積は25㎡以上とする。 (商業地域は20㎡以上で、総戸数の過半数は25㎡以上に)
未実施	練馬区		

⁷ 仮に50戸のワンルームを予定していた土地に、規制により付置が必要になるファミリー戸数を、各区の計算式に当てはめて計算し、12戸である文京区はファミリー付置義務(多)、5戸である新宿区、4戸である港区はファミリー付置義務(少)とした。

5区を対象区域と定め、規制導入前を2002年、規制導入後を2009年とし、株式会社CHINTAI発行の賃貸住宅情報誌⁸の10月第一週目号に掲載された30㎡未満の賃貸住宅を対象とし⁹、家賃等のデータを入手した。清水(2008)は、住宅情報誌掲載情報のうち、取引に伴う個別事情を含まず、かつ競争的な市場価格である「成約によって情報誌から抹消された時点の価格」を使用するのがよいとしており、さらに吉田・清水(2010)では実際の取引価格と募集価格には5%程度の違いがあるとしているが、今回はデータの制約があり住宅情報誌から抹消された時点の価格かどうかを確認することができず、また実際の取引価格のデータを入手することができないため、正確な市場価格でない可能性があるが、情報誌掲載価格は供給者が消費者の付け値を推測してその価格を決めていると考え、市場価格であると仮定して推定を行う。

4.1.3 推計モデル

ワンルーム規制が導入された区では、導入後、ワンルーム家賃がどう影響を受けたかを観察するため、次の(1)式にて推計を行う。

$$\ln P = \alpha + \beta_1 DT + \beta_2 DF_1 + \beta_3 DF_2 + \beta_4 DM + \beta_5 DA + \beta_6 DT * DA + \beta_7 DF_1 * DA + \beta_8 DF_2 * DA + \beta_9 DM * DA + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ワンルーム家賃(万円/月)と共益費(万円/月)の和を対数にしたものを用いる。家賃と共益費の和としたのは、賃貸人が物件を比較する際には、共益費等を月々の家賃に加算して比較・判断することが一般的であると考えられるためである。

DT 、 DF_1 、 DF_2 、 DM は、各規制実施区であることを示すダミー変数であり、各規制を実施している区なら1、実施していない区なら0をとる。各区がもともと持つ特質をコントロールすることができる。 DT は課税実施区ダミー、 DF_1 はファミリー付置義務(多)実施区ダミー、 DF_2 はファミリー付置義務(少)実施区ダミー、 DM は最低面積規定実施区ダミーである。

DA は、規制年後であることを示すダミー変数であり、規制後の2009年なら1、規制前の2002年なら0をとる。時期の違いをコントロールすることができる。

$DT*DA$ 、 DF_1*DA 、 DF_2*DA 、 $DM*DA$ は、規制効果を表す変数として、各規制実施区ダミーと規制年後ダミーの交差項を設定したものである。係数が有意に正となった場合、規制の影響を受けて家賃が上昇したと解釈できる。

X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを採用した。専有面積(㎡)、当該住戸階数、建物全体の階数、建築年数、最寄駅までの時間距離(分)、東京駅までの時間距離(分)(最寄駅から東京駅までの時間。インターネットの路線検索¹⁰によって検索)、構造ダミー(木造を基準とし、鉄骨鉄筋コンクリート造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造、軽量鉄骨造であれば、それぞれ1をとるダミー変数)、設備ダミー(エアコン、オートロック、

⁸ 賃貸住宅情報誌「CHINTAI」

⁹ 各区での、ワンルームと位置づけている面積を参考にした(表2-1参照)

¹⁰ インターネット路線検索「goo 路線」

バス・トイレ別、室内洗濯機置場、フローリングという設備があれば、それぞれ1をとるダミー変数)を用いた。専有面積、当該住戸階数、建物階数、建築年数、最寄駅までの時間距離、東京駅までの時間距離については、被説明変数(ln(ワンルーム家賃+共益費))に対し、線形あるいは非線形に反応する可能性があることを考慮し、それぞれ2乗項も用いた。

α は定数項、 β , γ は係数、 ε は誤差項を表す。

各説明変数の基本統計量は表4-2のとおりである。

表 4-2 DID 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
ワンルーム家賃+共益費	7.550	1.907	3	27
ln(ワンルーム家賃+共益費)	1.992	0.242	1.099	3.296
課税実施区ダミー	0.280	0.449	0	1
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー	0.161	0.368	0	1
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー	0.290	0.454	0	1
最低面積規定実施区ダミー	0.076	0.265	0	1
規制後年ダミー	0.508	0.500	0	1
課税実施区ダミー×規制後年ダミー	0.135	0.342	0	1
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー×規制後年ダミー	0.069	0.254	0	1
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー×規制後年ダミー	0.164	0.370	0	1
最低面積規定実施区ダミー×規制後年ダミー	0.051	0.219	0	1
専有面積	20.119	4.340	10	29.81
当該住戸階数	2.494	1.822	1	14
建物階数	4.240	2.965	1	15
建築年数	15.184	11.049	0	52
最寄駅までの時間距離	7.395	4.677	1	80
東京駅までの時間距離	24.372	9.722	4	46
鉄骨鉄筋コンクリート造ダミー	0.088	0.283	0	1
鉄筋コンクリート造ダミー	0.350	0.477	0	1
鉄骨造ダミー	0.214	0.411	0	1
軽量鉄骨造ダミー	0.051	0.219	0	1
エアコンダミー	0.904	0.294	0	1
オートロックダミー	0.296	0.457	0	1
バス・トイレ別ダミー	0.495	0.500	0	1
室内洗濯機置場ダミー	0.641	0.480	0	1
フローリングダミー	0.626	0.484	0	1
サンプル数		868		

4.1.4 推定結果

推計結果は、表4-3のとおりである。規制効果変数として設定した規制実施区ダミーと規制後年ダミーの交差項の係数を見ると、課税実施区では、規制後にワンルーム家賃が約4%上昇したことが、基本モデルでは10%水準で、2乗項入りモデルでは5%水準で、統計的に有意に示された。ファミリー付置義務実施区では、付置義務戸数が多い区は、ワンルーム家賃が約4~5%程度上昇したことが、基本モデルでは10%水準で、2乗項入りモデルでは5%水準で、統計的に有意に示された。付置義務戸数が少ない区は、統計的に有意な影響は示されなかった。付置義務割合により影響が異なることが示された。最低面積規定実施区では、統計的に有意な影響は示されなかった。

その他の説明変数については、一般的に予想される結果と整合する。専有面積、当該住戸階数、構造ダミー、設備ダミーのうちエアコンダミー、室内洗濯機置場ダミーは有意に正の係数となっている¹¹。建築年数、最寄駅までの時間距離、東京駅までの時間距離は有意に負の係数となっている。

¹¹ 2乗項入りモデルの専有面積、当該住戸階数は有意ではなくなっているが、F検定を行ったところ、変数は有効という結果が得られている。

表 4-3 DID 推計結果

被説明変数: ln(ワンルーム賃料+共益費)	(1) 基本モデル		(2) 2乗項入りモデル		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
課税実施区ダミー	0.0317	(0.0195)	0.0343	(0.0203)	*
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー	0.0689	(0.0261)	0.0559	(0.0253)	**
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー	0.1447	(0.0206)	0.1463	(0.0209)	***
最低面積規定実施区ダミー	0.1523	(0.0500)	0.1279	(0.0514)	**
規制後年ダミー	-0.0680	(0.0172)	-0.0692	(0.0170)	***
課税実施区ダミー×規制後年ダミー	0.0441	(0.0232)	0.0468	(0.0230)	**
ファミリー付置義務(多)実施区ダミー×規制後年ダミー	0.0471	(0.0255)	0.0536	(0.0254)	**
ファミリー付置義務(少)実施区ダミー×規制後年ダミー	0.0199	(0.0239)	0.0198	(0.0235)	
最低面積規定実施区ダミー×規制後年ダミー	-0.0455	(0.0544)	-0.0244	(0.0559)	
専有面積	0.0224	(0.0014)	0.0168	(0.0116)	
専有面積 ²			0.0001	(0.0003)	
当該住戸階数	0.0128	(0.0034)	0.0114	(0.0082)	
当該住戸階数 ²			0.0001	(0.0008)	
建物階数	0.0027	(0.0028)	0.0160	(0.0089)	*
建物階数 ²			-0.0009	(0.0006)	
建築年数	-0.0042	(0.0006)	-0.0052	(0.0015)	***
建築年数 ²			0.00002	(0.00004)	
最寄駅までの時間距離	-0.0033	(0.0014)	-0.0066	(0.0017)	***
最寄駅までの時間距離 ²			0.0001	(0.00003)	***
東京駅までの時間距離	-0.0039	(0.0008)	-0.0093	(0.0027)	***
東京駅までの時間距離 ²			0.0001	(0.00005)	**
鉄骨鉄筋コンクリート造ダミー	0.0637	(0.0332)	0.0597	(0.0336)	*
鉄筋コンクリート造ダミー	0.0704	(0.0143)	0.0581	(0.0167)	***
鉄骨造ダミー	0.0460	(0.0129)	0.0385	(0.0142)	***
軽量鉄骨造ダミー	0.0387	(0.0157)	0.0436	(0.0165)	***
エアコンダミー	0.0856	(0.0201)	0.0869	(0.0204)	***
オートロックダミー	0.0135	(0.0115)	0.0093	(0.0114)	
バス・トイレ別ダミー	0.0149	(0.0117)	0.0153	(0.0125)	
室内洗濯機置場ダミー	0.0454	(0.0111)	0.0428	(0.0116)	***
フローリングダミー	0.0180	(0.0113)	0.0154	(0.0110)	
定数項	1.4603	(0.0505)	1.5900	(0.1327)	***
自由度調整済み決定係数		0.7364		0.7408	
サンプル数		868		868	

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

今回は2004～2005年に規制を行った豊島区、文京区、新宿区、港区と未実施区の練馬区という5区を抽出して分析を行った。DIDの場合、対象区の政策導入以外の影響がすべて同一ということ的前提としているが、区によって特性が異なり、もともと供給されていた住宅の質が違う可能性もある。例えば、最低面積規定実施区とした港区は、未実施区とした練馬区と比べて供給されていた住宅の質がもともとよく、規制があまり拘束力とならなかった可能性もある。また、1つの区の規制の影響を近隣区が全く受けていないとは考えにくい。例えば、規制未実施区とした練馬区は、豊島区の隣であり、豊島区で規制が強化され家賃が上昇したため需要が下がり、その分練馬区で需要が上がったという影響があったとすれば、過少評価となっている可能性もある。東京都区部という狭い範囲での比較であるので、全ての影響を取り除くのは困難であるが、今後の課題としたい。

4.2 東京都区部全域による分析 (OLS) (分析②)

4.2.1 分析方法

前節では 2004～2005 年に規制を導入・強化した数区を抽出して分析を行ったが、現在ではほぼ全区においてワンルーム規制を行っているため、本節では、東京都区部全域を対象として、各規制が家賃に与える影響の分析を行う。しかし区部全域の規制前の家賃等のデータは入手不可能であったため、規制導入後である 2009 年のみのデータを用い、ワンルーム家賃を被説明変数とし、家賃の特性を表す変数に加えてワンルーム規制の導入状況を変数として加え、最小二乗法 (以下 OLS という) にて分析を行う。

4.2.2 分析対象

株式会社リクルートのインターネットの賃貸住宅検索サイトにて 2009 年 12 月時点で公開されていた東京都区内の 30 m²未満の賃貸住宅を対象とし、家賃等のデータを入手した。このデータはインターネットのホームページに掲載されており、データ情報は随時更新されている。前節と同様、募集価格は正確な市場価格でない可能性があるが、募集価格は供給者が消費者の付け値を推測してその価格を決めていると考え、市場価格であると仮定して推定を行う。

4.2.3 推計モデル

ワンルーム規制の導入後に建てられたワンルームの家賃がどう影響を受けたかを観察するため、次の(2)式にて推計を行う。

$$\ln P = \alpha + \beta_1 AT + \beta_2 AF + \beta_3 AM + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ワンルーム家賃 (万円/月) と共益費 (万円/月) の和を対数にしたものを用いる。

AT 、 AF 、 AM は、規制導入後建設ダミーであり、各規制が導入された年以降に建てられた場合に 1 をとる。 AT は課税導入後建設ダミー、 AF はファミリー付置義務導入後建設ダミー、 AM は最低面積規定導入後建設ダミーである。係数が有意に正となった場合、規制の影響を受けて家賃が上昇したと解釈できる。各区の規制導入年は表 4-4 のとおりである。規制開始時期¹²は各区のホームページや担当者へのヒアリングにより調査した。

X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを採用した。専有面積 (m²)、当該住戸階数、建物全体の階数、建築年数、最寄駅までの時間距離 (分)、バスダミー (最寄駅までバスを使用する場合は 1 をとるダミー変数)、東京駅

表 4-4 各区の規制導入年

	課税	ファミリー	最低面積 (25 m ² 以上)
千代田区	—	2004	—
中央区	—	2003	2008
港区	—	2005	2005
新宿区	—	2004	2008
文京区	—	2004	2008
台東区	—	2005	2005
墨田区	—	2005	2008
江東区	—	—	2008
品川区	—	2008	—
目黒区	—	2008	2008
大田区	—	2004	2004
世田谷区	—	1998	2007
渋谷区	—	1997	—
中野区	—	1991	—
杉並区	—	2008	2008
豊島区	2004	—	—
北区	—	2008	2009
荒川区	—	2007	2007
板橋区	—	2009	2009
練馬区	—	—	—
足立区	—	2005	—
葛飾区	—	1999	2004
江戸川区	—	2006	2006

¹² 規制が何度が強化されており、また条例前の指導要綱でも規制している区が多かったため、それぞれの規制が最初に導入された年が不明確な区もあったが、その場合、条例化された年又は現在の基準に改定された年を基準とした。

までの時間距離（分）（最寄駅から東京駅までの時間。インターネットの路線検索によって検索）、マンションダミー（当該物件がマンションである場合は1、アパートその他である場合は0をとるダミー変数）、構造ダミー（木造を基準とし、鉄骨鉄筋コンクリート造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造、軽量鉄骨造であれば、それぞれ1をとるダミー変数）、設備ダミー（エアコン、オートロック、バス・トイレ別、室内洗濯機置場、フローリング、駐車場、南向き、冷蔵庫、追炊機能、エレベーター、BS、CATVという設備があれば、それぞれ1をとるダミー変数）、路線ダミー（山手線を基準とする）、区ダミー（千代田区を基準とする）を用いた。専有面積、当該住戸階数、建物階数、建築年数、最寄駅までの時間距離、東京駅までの時間距離については、被説明変数（ \ln （ワンルーム家賃+共益費））に対し、線形あるいは非線形に反応する可能性があることを考慮し、それぞれ2乗項も用いた。

α は定数項、 β , γ は係数、 ε は誤差項を表す。

各説明変数の基本統計量は表4-5のとおりである。

表 4-5 OLS 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
ワンルーム家賃+共益費	7.707	1.791	2.150	18.771
\ln (ワンルーム家賃+共益費)	2.016	0.230	0.765	2.932
課税導入後建設ダミー	0.010	0.102	0	1
ファミリー付置導入後建設ダミー	0.193	0.394	0	1
最低面積導入後建設ダミー	0.063	0.243	0	1
専有面積	21.512	4.155	3.1	29.99
当該住戸階数	3.029	2.278	1	20
建物階数	5.237	3.685	1	42
建築年数	15.223	10.267	0	78
最寄駅までの時間距離	6.944	3.929	0	36
バスダミー	0.001	0.030	0	1
都心までの時間距離	10.993	6.495	0	36
マンションダミー	0.729	0.444	0	1
鉄骨鉄筋コンクリート造ダミー	0.110	0.313	0	1
鉄筋コンクリート造ダミー	0.439	0.496	0	1
鉄骨造ダミー	0.186	0.389	0	1
軽量鉄骨造ダミー	0.061	0.238	0	1
エアコンダミー	0.947	0.225	0	1
オートロックダミー	0.456	0.498	0	1
バス・トイレ別ダミー	0.616	0.486	0	1
室内洗濯機置場ダミー	0.742	0.437	0	1
フローリングダミー	0.733	0.443	0	1
駐車場ダミー	0.065	0.247	0	1
南向きダミー	0.524	0.499	0	1
冷蔵庫付ダミー	0.027	0.162	0	1
追い炊き機能ダミー	0.089	0.285	0	1
エレベーターダミー	0.390	0.488	0	1
洗面所独立ダミー	0.188	0.391	0	1
BSダミー	0.333	0.471	0	1
CATVダミー	0.376	0.484	0	1
路線ダミー		省略		
区ダミー		省略		
サンプル数		59,459		

4.2.4 推定結果

推計結果は、表 4-6 のとおりである。

表 4-6 OLS 推計結果

被説明変数: ln(ワルーム家賃+共益費)	(1) 基本モデル			(2) 2乗項入りモデル		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
課税導入後建設ダミー	0.0167	(0.0042)	***	0.0090	(0.0042)	**
ファミリー付置導入後建設ダミー	0.0135	(0.0015)	***	0.0080	(0.0016)	***
最低面積導入後建設ダミー	-0.0068	(0.0021)	***	-0.0114	(0.0021)	***
専有面積	0.0222	(0.0001)	***	0.0281	(0.0008)	***
専有面積 ²				-0.0001	(0.00002)	***
当該住戸階数	0.0089	(0.0002)	***	0.0203	(0.0006)	***
当該住戸階数 ²				-0.0010	(0.0001)	***
建物階数	0.0022	(0.0002)	***	-0.0029	(0.0005)	***
建物階数 ²				0.0002	(0.00002)	***
建築年数	-0.0059	(0.0001)	***	-0.0084	(0.0002)	***
建築年数 ²				0.0001	(0.000004)	***
最寄駅までの時間距離	-0.0045	(0.0001)	***	-0.0044	(0.0003)	***
最寄駅までの時間距離 ²				-0.000006	(0.00002)	
バスダミー	-0.0464	(0.0127)	***	-0.0497	(0.0126)	***
東京駅までの時間距離	-0.0045	(0.0001)	***	-0.0038	(0.0003)	***
東京駅までの時間距離 ²				-0.00003	(0.000009)	***
マンションダミー	0.0248	(0.0034)	***	0.0248	(0.0034)	***
鉄骨鉄筋コンクリート造ダミー	0.0311	(0.0038)	***	0.0374	(0.0039)	***
鉄筋コンクリート造ダミー	0.0427	(0.0035)	***	0.0446	(0.0035)	***
鉄骨造ダミー	0.0244	(0.0034)	***	0.0254	(0.0034)	***
軽量鉄骨造ダミー	0.0171	(0.0018)	***	0.0179	(0.0018)	***
エアコンダミー	0.0406	(0.0018)	***	0.0425	(0.0018)	***
オートロックダミー	0.0194	(0.0012)	***	0.0171	(0.0012)	***
バス・トイレ別ダミー	0.0215	(0.0010)	***	0.0164	(0.0011)	***
室内洗濯機置場ダミー	0.0162	(0.0010)	***	0.0154	(0.0010)	***
フローリングダミー	0.0085	(0.0010)	***	0.0073	(0.0009)	***
駐車場ダミー	0.0232	(0.0016)	***	0.0233	(0.0016)	***
南向きダミー	0.0044	(0.0008)	***	0.0046	(0.0008)	***
冷蔵庫付ダミー	0.0169	(0.0024)	***	0.0190	(0.0024)	***
追い炊き機能ダミー	0.0283	(0.0014)	***	0.0280	(0.0014)	***
エレベーターダミー	0.0066	(0.0013)	***	0.0077	(0.0014)	***
洗面所独立ダミー	0.0068	(0.0011)	***	0.0054	(0.0012)	***
BSダミー	0.0027	(0.0010)	***	0.0023	(0.0010)	**
CATVダミー	0.0051	(0.0009)	***	0.0044	(0.0009)	***
路線ダミー		yes			yes	
区ダミー		yes			yes	
定数項	1.5683	(0.0051)	***	1.5257	(0.0092)	***
自由度調整済み決定係数		0.8347			0.8367	
サンプル数		59,459			59,459	

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

規制の効果を示す、規制導入後建設ダミーの係数を見ると、課税導入後に建設された物件は、ワルーム家賃が約1%上昇したことが、基本モデルでは1%水準で、2乗項入りモデルでは5%水準で、統計的に有意に示された。ファミリー付置義務導入後に建設された物件は、ワルーム家賃が約1%上昇したことが、基本モデル、2乗項入りモデルともに1%水準で、統計的に有意に示された。最低面積規定導入後に建設された物件は、ワルーム家賃が約1%低下したことが、基本モデル、2乗項入りモデルともに1%水準で、統計的に有意に示された。

その他の説明変数については、一般的に予想される結果と整合する。専有面積、当該住戸階数、建物階数、マンションダミー、構造ダミー、設備ダミーは有意に正の係数となっている。建築年数、最寄駅までの時間距離、バスダミー、東京駅までの時間距離は有意に負の係数となっている。

4.3 考察

4.1 規制実施区と未実施区抽出による分析(DID)と、4.2 東京都区部全域による分析(OLS)の結果より、ワンルーム規制が家賃に影響を与えていたことが明らかとなった。

課税とファミリー付置義務は、両分析とも共通の結果が出ており、規制により家賃を上昇させたという頑健性が高い。最低面積規定は、DID では有意ではなく、OLS では家賃を低下させたという結果となり、頑健性は低い家賃への影響はないか低下させていることが示された。

最低面積規定が OLS では低下したという結果となったのは、次のような可能性が考えられる。規制がなければ 18 m²や 20 m²といった 25 m²未満市場の物件に住むのが最適であった消費者は、規制後、一人暮らしを諦め、実家に住み続けるなどの選択をとり、ワンルームの需要がシフトしたことが考えられる。また、本来 25 m²未満が最適な場所であったところへ、規制を満たすために 25 m²以上のワンルームを建設している可能性もある。そうした建物では 25 m²以上に面積を拡大したとしても、例えば面積の拡大が室内廊下の面積にのみ体化されてしまい、実際に有効利用できる面積はあまり拡大しないかもしれない。つまり、規制以降に建てられたワンルームは質が下がったために、価格を引き下げている可能性がある。また、最低面積規定は、「25 m²以上」に引き上げられてからまだ 1～2 年しか経過していない区が多く、規制前の駆け込み供給の影響があることも一つの要因だろう。いずれにせよ、OLS では有意となっているものの 1%程度であり、規制から短期間しか経過していないことから規制の影響が定まっていないとも思われ、この数字をどのように評価するかについても、様々な要素が考えられる。需要の変化をどのように考え観察するかなど課題もあることや、長期的な調査を試みることで市場の変化や規制の副作用をさらに精緻に分析できると考えられることから、今後も継続的に追跡調査する必要があると考えられる。

第5章 ワンルームが周囲に与える影響に関する実証分析

前章までの分析により、ワンルーム規制はワンルーム家賃に影響を与えていたことが示された。ワンルーム規制を行う自治体は、ワンルームの数を減らすことで居住者マナーや住宅ストック、世帯構成バランスといった問題を解決しようとしていると思われる。本節では、そのようにワンルームが追い出されるべき理由があるのか、外部不経済を周囲に与えているのかどうかを検証するため、ヘドニックアプローチを用い、地価とファミリータイプ家賃を被説明変数とした2種類の分析を行い、検証する。

ヘドニック・アプローチは、便益は地価に帰着するという資本化仮説に基づくものであり、金本(1997)によれば、「環境条件の違いがどのように地価あるいは住宅価格の違いに反映されているかを観察し、それを基礎に環境の価値の推定を行う¹³⁾」方法である。便益は地価に帰着するという資本化仮説に基づく、ワンルームが何らかの負の影響をもたらしているとする、その周辺地域の居住需要が減少し、住宅供給量が減少し、土地需要も減少し、地価が下落していくという現象につながることになる。

5.1 単身世帯割合が地価に与える影響の分析（分析①）

まず単身世帯割合が地価に与える影響を分析する。ワンルームが供給されると単身者が集中して居住することになる。そのことにより何らかの負の影響があるとすれば、地価に影響を受けているはずである。本節では、単身世帯割合が及ぼす地価への影響を分析するために、地価公示価格を被説明変数に、単身世帯割合をはじめ観測地点の属性を表すいくつかの変数を説明変数として用い、OLSによる推計を行うこととした。

分析対象区域は、東京都区部における住居系地域とし、国勢調査のあった2000年、2005年のクロスセクションデータによる分析を行う。

5.1.1 推計モデル

単身世帯割合が大きくなると地価がどのように影響を受けるかを観察するため、次の(3)式、(4)式にて推計を行う。

$$\ln P = \alpha + \beta_{1i} TR_i + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln P = \alpha + \beta_{1i} TR_i * DY_1 + \beta_{2i} TR_i * DY_2 + \beta_{3i} TR_i * DY_3 + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (4)$$

被説明変数 $\ln P$ は、地価公示価格による住宅地地価を対数にして用いた。西村・清水(2002)が、取引事例と鑑定価格との間に誤差があることを指摘しているが、横断面方向で広範囲にわたる地価データが利用可能であることから、本稿では地価公示価格を用いることとした。

TR_i は、地点の属する集計単位 i 別の単身世帯割合であり、集計単位は、1=町別、2=丁目別の2種類¹⁴⁾である。国勢調査の世帯人員別世帯数のデータより、各地点における一般世帯

¹³⁾ 金本(1997) 328頁

¹⁴⁾ (例) 六本木7丁目ならば、町：六本木、丁目：六本木7丁目
町丁目の範囲の大きさはその地点によって異なるが、概ね、町で500m~1km四方、丁目で300~500m四方程度の範囲と考えられる。

総数を分母に、単身世帯数を分子として算出した。この値が大きくなるとその地域での単身世帯の集中居住の度合いが高いと考えられる。単身者の集中居住に何らかの負の影響があるとすれば、係数の符号が有意に負になると考えられる。

(4)式の TR_i*DY_1 、 TR_i*DY_2 、 TR_i*DY_3 は、単身世帯割合と用途地域の交差項である。単身世帯割合が地価に及ぼす影響は、その土地の用途地域によっても変わるのではないかと思われたため、単身世帯割合と用途地域の交差項を用いた。ワンルームの周囲への影響を分析するのであれば、本来は単身世帯割合をワンルームに住む単身者だけを対象とすべきであるが、データがないため、居住形態を考慮しないで単身世帯割合を用いている。しかしそれでは戸建て住宅に住む単身者も含まれてしまうため過少推計となってしまう。そこで、単身世帯割合と用途地域の交差項を用いることで、ワンルームがあまり立地していないと思われる低層住居専用地域と、ワンルームが立地していると思われる中高層住居専用地域、住居地域とを分けた分析も行うこととした。用途地域は、第一種低層住居専用地域と第二種低層住居専用地域を合わせて低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域と第二種中高層住居専用地域を合わせて中高層住居専用地域、第一種住居地域と第二種住居地域を合わせて住居地域とした。

X_i はその他の説明変数であり、地点の特徴や時点を示すものを採用した。東京駅までの時間距離 (分)、最寄駅までの道路距離 (m)、地積 (m^2)、指定容積率、前面道路幅員 (m)、用途地域ダミー (第一種低層住居専用地域を基準とする)、区部地域ダミー (区部を6つの地域に分け、都心地域を基準とする¹⁵)、路線ダミー (山手線を基準とする)、2005年ダミー (2000年を基準とし、2005年であれば1をとる) を用いた。また、単身世帯割合と地域の所得水準とは相関があると推測されるため、その影響をコントロールするため、地域の所得水準の代理指標として非オフィスワーカー比率を用いた。国勢調査の職業別 (大分類) 就業者数のデータより、町別、丁目別の2つの集計単位で、各地点における15歳以上就業者を分母に、非オフィスワーカー数を分子として算出した。非オフィスワーカー数は、販売従事者、サービス職業従事者、保安職業従事者、農林漁業従事者、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業者を合計した数とした¹⁶。

α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

各説明変数の基本統計量は表 5-1 のとおりである。

¹⁵ 都心地域は千代田区・中央区・港区、副都心地域は新宿区・文京区・渋谷区・豊島区、城東地域は台東区・墨田区・江東区・荒川区・足立区・葛飾区・江戸川区、城南地域は品川区・目黒区・大田区、城西地域は世田谷区・中野区・杉並区・練馬区、城北地域は北区・板橋区とする。

¹⁶ 清水(2008)が所得水準の代理指標としてオフィスワーカー世帯比率を用いて地価関数の推計を行っているのを参考にした。

表 5-1 地価への影響 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
地価公示価格	453475.5	188,934	148,000	2,300,000
ln(地価公示価格)	12.957	0.356	11.905	14.648
(町)単身世帯割合	0.438	0.110	0.147	0.767
(町)非オフィスワーカー比率	0.504	0.088	0.186	0.736
(丁)単身世帯割合	0.434	0.122	0.117	0.767
(丁)非オフィスワーカー比率	0.500	0.096	0	0.739
2005年ダミー	0.501	0.500	0	1
東京駅までの時間距離	29.511	8.728	8	46
最寄駅までの道路距離	828.131	576.544	90	4,100
地積	202.063	146.555	40	2,045
指定容積率	187.288	80.290	60	400
前面道路幅員	5.490	2.302	2	30
第二種低層住居専用地域	0.013	0.114	0	1
第一種中高層住居専用地域	0.280	0.449	0	1
第二種中高層住居専用地域	0.029	0.168	0	1
第一種住居地域	0.242	0.428	0	1
第二種住居地域	0.029	0.167	0	1
路線ダミー	省略			
区ダミー	省略			
サンプル数	1,958			

5.1.2 推定結果

推計結果は、表 5-2 のとおりである。

表 5-2 地価への影響 推計結果

被説明変数:ln(地価)	町別				丁目別			
	単身世帯割合		単身世帯割合×用途地域		単身世帯割合		単身世帯割合×用途地域	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
単身世帯割合	0.0614	(0.0398)			0.0136	(0.0335)		
単身世帯割合×低層住居専用地域			0.1004	(0.0477) **			0.0540	(0.0424)
単身世帯割合×中高層住居専用地域			0.0179	(0.0570)			-0.0633	(0.0476)
単身世帯割合×住居地域			0.0218	(0.0584)			0.0256	(0.0499)
非オフィスワーカー比率	-1.3503	(0.0611) ***	-1.3480	(0.0612) ***	-1.0362	(0.0488) ***	-1.0423	(0.0489) ***
2005年ダミー	-0.1212	(0.0050) ***	-0.1209	(0.0050) ***	-0.1146	(0.0050) ***	-0.1147	(0.0050) ***
東京駅までの時間距離	-0.0111	(0.0007) ***	-0.0111	(0.0007) ***	-0.0117	(0.0007) ***	-0.0117	(0.0007) ***
最寄駅までの道路距離	-0.0001	(0.000006) ***	-0.0001	(0.000006) ***	-0.0001	(0.000007) ***	-0.0001	(0.000007) ***
地積	0.0002	(0.00002) ***	0.0002	(0.00002) ***	0.0002	(0.00002) ***	0.0002	(0.00002) ***
指定容積率	0.0001	(0.0001) *	0.0001	(0.0001) **	0.0001	(0.0001) *	0.0001	(0.0001) *
前面道路幅員	0.0168	(0.0012) ***	0.0166	(0.0012) ***	0.0153	(0.0012) ***	0.0151	(0.0012) ***
第二種低層住居専用地域	-0.0201	(0.0242)	-0.0137	(0.0246)	-0.0164	(0.0243)	-0.0086	(0.0246)
第一種中高層住居専用地域	-0.0205	(0.0096) **	0.0167	(0.0291)	-0.0152	(0.0097)	0.0382	(0.0261)
第二種中高層住居専用地域	-0.0073	(0.0179)	0.0308	(0.0337)	-0.0080	(0.0180)	0.0482	(0.0311)
第一種住居地域	-0.0221	(0.0131) *	0.0138	(0.0315)	-0.0145	(0.0133)	0.0004	(0.0290)
第二種住居地域	0.0239	(0.0210)	0.0589	(0.0361)	0.0413	(0.0212) *	0.0527	(0.0333)
副都心地域ダミー	-0.2035	(0.0174) ***	-0.2041	(0.0174) ***	-0.2270	(0.0173) ***	-0.2258	(0.0173) ***
城東地域ダミー	-0.5236	(0.0252) ***	-0.5304	(0.0257) ***	-0.6098	(0.0238) ***	-0.6129	(0.0241) ***
城南地域ダミー	-0.2653	(0.0215) ***	-0.2677	(0.0216) ***	-0.2923	(0.0214) ***	-0.2921	(0.0215) ***
城西地域ダミー	-0.2891	(0.0213) ***	-0.2908	(0.0214) ***	-0.3080	(0.0213) ***	-0.3060	(0.0214) ***
城北地域ダミー	-0.3265	(0.0245) ***	-0.3292	(0.0245) ***	-0.3625	(0.0242) ***	-0.3633	(0.0243) ***
路線ダミー		yes		yes		yes		yes
定数項	14.2883	(0.0416) ***	14.2714	(0.0432) ***	14.2046	(0.0377) ***	14.1897	(0.0390) ***
自由度調整済み決定係数		0.908		0.908		0.9068		0.9069
サンプル数		1,958		1,958		1,958		1,958

町別、丁目別のどちらの集計単位でも、単身世帯割合が地価に及ぼす影響は、統計的に有意ではなかった。また、用途地域別にみた単身世帯割合が地価に及ぼす影響は、低層住居専用地域においては、丁目別においては統計的に有意ではなく、町別においては正の影響があることが5%の水準で統計的に有意に示された。中高層住居専用地域、住居地域においては、町別、丁目別ともに統計的に有意な影響はなかった。

その他の説明変数については、一般的に予想される結果と整合する。地積、指定容積率、前面道路幅員は有意に正の係数となっている。地域の所得水準の代理指標として用いた非オフィスワーカー比率、2005年ダミー、東京駅までの時間距離、最寄駅までの道路距離は有意に負の係数となっている。

以上より、単身世帯割合が増えても、地価は有意に負の影響を受けていないことが示された。また、用途地域別に検証した場合には、低層住居専用地域においては、丁目別では統計的に有意な影響はなく、町別では、単身世帯割合の増加が地価に正の影響を及ぼすという結果が得られた。これは、低層住居専用地域には戸建て住宅が多いと思われるため、戸建て住宅に単身で住んでいる人の影響を主に表していると考えられる。区部に居住する戸建て住宅の単身者は平均的に所得水準が高いと推測され、それが何らかの金銭的外部経済をもたらしているか、住宅取得能力の代理変数となっている可能性が考えられる。中高層住居専用地域、住居地域においては、統計的に有意ではなかった。これは、ワンルームが多く立地していると思われる中高層住居専用地域、住居地域においても、単身世帯割合が増加しても地価に負の影響は与えていないということを意味している。

これにより単身世帯割合の増加による周辺への負の影響はないということが出来る。

5.2 近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響の分析（分析②）

次に、近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃へ及ぼす影響を分析するために、ファミリー家賃を被説明変数に、ワンルーム戸数割合をはじめ物件の属性を表すいくつかの変数を説明変数として用い、OLSによる推計を行うこととした。

株式会社リクルートのインターネットの賃貸住宅検索サイトにて2009年12月時点で公開されていた東京都区部内の賃貸住宅を対象とし、家賃等のデータを入手して分析を行った。このうち40㎡以上をファミリー、30㎡未満をワンルームと位置付け¹⁷、ワンルーム戸数を町丁目別に集計し、同町丁目にある近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃へどう影響を及ぼすかについて分析を行った。本来であれば実際のワンルーム戸数を採用すべきであるがデータがなく、またインターネットより入手したデータ数が十分であったため、今回対象としたワンルームが実際と同様に分布していると想定し、このような方法をとった。前章と同様、募集価格は正確な市場価格でない可能性があるが、募集価格は供給者が消費者の付け値を推測してその価格を決めていると考え、市場価格であると仮定して推定を行う。

¹⁷ 各区での、ワンルームあるいはファミリーと位置づけている面積を参考にした（表 2-1 参照）。

5.2.1 推計モデル

近隣ワンルーム戸数割合が大きくなるとファミリー家賃がどのように影響を受けるかを観察するため、次の(5)式にて推計を行う。

$$\ln P = \alpha + \beta_i OR_i + \sum \gamma_k X_k + \varepsilon \quad (5)$$

被説明変数 $\ln P$ は、ファミリー家賃（万円/月）と共益費（万円/月）の和を対数にしたものを用いる。

OR_i は、物件の属する集計単位 i 別の近隣ワンルーム戸数割合であり、集計単位は、1=町別、2=丁目別の2種類である。各地点における一般世帯総数を分母に、ワンルーム戸数を分子として算出した。この値が大きくなるとその地域でのワンルームの集中居住の度合いが高いと考えられる。近隣にワンルームが多いことがファミリー家賃を下落させているとすると、係数の符号は負になることになる。

X_i はその他の説明変数であり、物件の特徴や立地を示すものを採用した。専有面積（㎡）、当該住戸階数、建物全体の階数、建築年数、最寄駅までの時間距離（分）、バスダミー（最寄駅までバスを使用する場合は1をとるダミー変数）、東京駅までの時間距離（分）（最寄駅から東京駅までの時間。インターネットの路線検索によって検索）、構造ダミー（木造を基準とし、鉄骨鉄筋コンクリート造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造、軽量鉄骨造であれば、それぞれ1をとるダミー変数）、路線ダミー（山手線を基準とする）、区ダミー（千代田区を基準とする）を用いた。専有面積、当該住戸階数、建物階数、建築年数、最寄駅までの時間距離、東京駅までの時間距離については、被説明変数（ \ln （ファミリー家賃+共益費））に対し、非線形に反応する可能性があることを考慮し、それぞれ2乗項も用いた。

α は定数項、 β 、 γ は係数、 ε は誤差項を表す。

各説明変数の基本統計量は表 5-3 のとおりである。

表 5-3 ファミリー家賃への影響 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
ファミリー家賃+共益費	19.114	13.216	4.9	230
\ln (ファミリー家賃+共益費)	2.821	0.460	1.589	5.438
(町)近隣ワンルーム戸数割合	0.018	0.014	0	0.113
(丁)近隣ワンルーム戸数割合	0.019	0.018	0	0.189
床面積	60.049	24.292	40	440
当該住戸階数	5.317	5.465	1	56
建物階数	9.345	8.608	1	78
建築年数	14.290	9.780	0	77
最寄駅までの時間距離	7.146	4.246	1	43
バスダミー	0.003	0.056	0	1
東京駅までの時間距離	11.226	6.750	0	36
構造ダミー		省略		
路線ダミー		省略		
区ダミー		省略		
サンプル数		37,460		

5.2.2 推定結果

推計結果は、表 5-4 のとおりである。

表 5-4 ファミリー家賃への影響 推計結果

被説明変数:ln(ファミリー家賃+共益費)	町別			丁目別		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
近隣ワンルーム戸数割合	0.1050	(0.0620)	*	-0.1913	(0.0448)	***
専有面積	0.0171	(0.0001)	***	0.0170	(0.0001)	***
専有面積 ²	-0.00003	(0.0000004)	***	-0.00003	(0.0000003)	***
当該住戸階数	0.0102	(0.0004)	***	0.0102	(0.0004)	***
当該住戸階数 ²	-0.0001	(0.00001)	***	-0.0001	(0.00001)	***
建物階数	0.0028	(0.0003)	***	0.0030	(0.0003)	***
建物階数 ²	-0.00004	(0.000006)	***	-0.00004	(0.000006)	***
建築年数	-0.0161	(0.0002)	***	-0.0161	(0.0002)	***
建築年数 ²	0.0002	(0.000006)	***	0.0002	(0.000006)	***
最寄駅までの時間距離	-0.0053	(0.0005)	***	-0.0053	(0.0005)	***
最寄駅までの時間距離 ²	-0.0001	(0.00002)	***	-0.0001	(0.00002)	***
バスダミー	-0.0756	(0.0119)	***	-0.0769	(0.0119)	***
東京駅までの時間距離	-0.0016	(0.0004)	***	-0.0018	(0.0004)	***
東京駅までの時間距離 ²	-0.0001	(0.00001)	***	-0.0001	(0.00001)	***
構造ダミー		yes			yes	
路線ダミー		yes			yes	
区ダミー		yes			yes	
定数項	2.1261	(0.0085)	***	2.1399	(0.0084)	***
自由度調整済み決定係数		0.9251			0.9251	
サンプル数		37,460			37,460	

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を満たしていることを示す。

町別においては、近隣ワンルーム戸数割合の増加がファミリー家賃に正の影響を与えていることが10%水準で有意に示された。丁目別では、負の影響を与えていることが1%有意水準で示された。その他の説明変数については、一般的に予想される結果と整合する。専有面積、当該住戸階数、建物階数は有意に正の係数となっている。建築年数、最寄駅までの時間距離、バスダミー、東京駅までの時間距離は有意に負の係数となっている。

以上より、近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響は、町別の範囲では正であるが、丁目別という狭い範囲では負であることが示された。これにより、ワンルームが狭い範囲で近くに多く存在すると、周辺のファミリー家賃が下がる、つまりファミリー層の効用が下がるということが示された。

5.3 考察

5.1 単身世帯割合が地価に与える影響の分析と、5.2 近隣ワンルーム戸数割合がファミリー家賃に与える影響の分析の結果を合わせて考えると、ワンルームは、ファミリー層に選別的に負の影響を与えている、外部不経済を与えている可能性があるが、全体的には負の影響がないということが示された。ファミリー家賃への影響はマイナスで、地価では影響がないというのは、ワンルームをめぐる様々な立場の人がおり（周辺住民、ワンルーム需要者・供給者、商店など）、それらトータルの社会全体の影響を地価で見たと、プラスでもマイナスでもないということであると思われる。

第6章 まとめ

本稿では、近年、東京都区部で強化が相次ぐワンルーム規制を取り上げ、規制による弊害の一つであるワンルーム家賃への影響についての分析を行った。

まず、ワンルームへの各種規制がワンルーム家賃に与える影響がどの程度なのかを明らかにするため、東京都区部を対象とし、規制実施区と未実施区抽出による2時点の家賃データを用いた DID による分析と、区部全域の1時点の家賃データを用いた OLS による分析を行い、ワンルーム家賃への影響を定量的に観察した。分析の結果、ワンルーム規制はいずれもワンルーム家賃へ影響を与えていたことが示された。「課税」「ファミリー付置義務」は、家賃を上昇させていたことが分かり、「最低面積規定」は、影響がないか低下させている可能性があることが分かった。生産者側から見れば最適なものを作ることができず、消費者側から見れば、最適な選択ができない、という弊害を与えているものだと言える。

次に、ワンルームが規制されなければならないような負の影響を周囲に与えているのかを検証するため、被説明変数を地価またはファミリー家賃としたヘドニックアプローチによる分析を行った。分析の結果、ワンルームは、ファミリー層に選別的に負の影響を与えており、外部不経済を与えている可能性があるが、全体的には負の影響がないということが分かった。ワンルームとファミリーは、生活習慣を異にする人たちが近隣に住むことで、お互いに負の影響を与え合っている可能性があるが、それにより犯罪の発生などの強い迷惑がなければ規制する必要はないと思われる。ファミリー層への負の影響が外部不経済であれば、外部不経済の問題に対処するにはその外部不経済の発生要因に対して直接規制を行うことが望ましいと思われる。ワンルームの存在は外部不経済の問題を間接的には生じさせる可能性はあるものの、全体的には負の影響が無いため、外部不経済の観点からワンルーム規制を正当化することはできないだろう。

以上より、ワンルーム規制は、ファミリー層への負の影響の軽減に間接的に寄与する可能性はあるものの、外部不経済の対応政策としては望ましくない。同時に、最適ではない住宅供給を強制し、ワンルーム家賃へ影響を及ぼすといった多くの弊害を生み出しているため、課税、ファミリー付置義務、最低面積規定といったワンルーム規制は、非効率な政策と言わざるを得ないだろう。

本研究で残された課題は以下のとおりである。

本研究により、近隣にワンルームがあることでファミリー家賃が下がっている、外部不経済の可能性があるということまでは示せたが、その要因やメカニズムの特定までには至らなかった。これが外部不経済であれば、その要因に応じた直接の施策を実施すべきであると考え、そのためにはその要因の特定や、実際の住環境の違いによる分析など、詳細な検討が必要だと思われる。

また、ワンルーム規制がワンルーム家賃へ与える影響の実証分析では、抽出区による DID、あるいは区部全域による OLS を行ったが、抽出区による DID では全区の影響が説明できず、区部全域による OLS ではクロスセクションデータであるため、地域固有の観測できない要因の問題を解決していない可能性があり、また規制前後の市場全体の影響を説明できていない。また、規制の家賃への影響は、導入されてからの期間によって変わる可能性があると思われるため、今後の長期的な影響も検証していく必要があると思われる。

謝 辞

本稿の作成にあたり、北野泰樹助教授（主査）、福井秀夫教授（副査）、安邊英明教授（副査）、中川雅之教授（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、安藤至大准教授、植松丘教授、梶原文男教授、清水千弘准教授、鶴田大輔准教授、西脇雅人助教授をはじめ、関係教員の皆様からお忙しい中大変貴重なご意見をいただきましたことに心より感謝申し上げます。そして、この貴重な1年間を共に過ごし、多くの苦楽を分かち合ったまちづくりプログラム及び知財プログラムの同期の皆様、貴重なアドバイスを下さった諸先輩方、支えてくれた友人達に心より感謝いたします。また、研究の機会を与えていただいた派遣元に感謝申し上げます。

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。

参考文献

- ・ 朝日新聞「ワンルーム規制 賛成？反対？」2008年8月12日 朝刊 第6面
- ・ 川原拓(2010)「公営住宅が住宅地の地価形成に与える影響と政策の妥当性に関する考察」『政策研究大学院大学政策研究科 平成21年度まちづくりプログラム論文集, 2010年3月』
- ・ 金本良嗣(1997)『都市経済学』第6章, 東洋経済新報社
- ・ 木下龍二・大月敏雄・深見かほり(2008)「東京都23区にみるワンルームマンション問題と対応施策の変遷に関する研究」『日本建築学会計画系論文集』73(624), pp.263-270
- ・ 国土交通省(2006)『住生活基本計画（全国計画）』
- ・ 首都圏総合計画研究所(1984)「特集 ワンルームマンション」『まちづくり研究』22
- ・ 清水千弘(2008)「近隣外部性を考慮した住宅ヘドニック関数の推定」『麗澤経済研究』16(1), pp.29-44
- ・ 豊島区税制度調査検討会議(2008)『豊島区税制度調査検討会議報告書』
- ・ 殿塚恭士(2010)「ワンルームマンション建築規制の問題点と開発事業者の取り組み」『都市住宅学』70, pp.37-41
- ・ 吉田次郎・清水千弘(2010)「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」『CSIS Discussion Paper(University of Tokyo)』No.106
- ・ その他、各区ホームページ等

オフィスの大型化が業務交通に与える影響

－ 要 旨 －

都心のオフィスの容積率を緩和すると、集積の経済を大きくする一方で、交通混雑に代表される外部不経済をもたらす可能性が高まる。特に、自動車交通混雑は時間損失をもたらすことから、その制御は容積率規制の主目的の1つと考えられる。

本研究では、大型オフィスの供給が集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加し、自動車から他の交通手段への代替を促進するという仮説を設定する。このことを実証するため、東京都区部のデータを用いて、オフィスの大型化が業務目的の交通に与える影響を分析する。

分析の結果、延床面積5万㎡以上のオフィスビルへの近接性の利益は、延床面積5万㎡未満のオフィスビルより大きいことがわかった。また、延床面積5万㎡以上のオフィスの供給は、オフィス従業者1人当たりの交通量を増加させ、これを交通手段別にみると、自動車を減少させ、徒歩と鉄道を増加させることがわかった。さらに、オフィス容積率の増加は、他の交通手段に対する自動車の選択確率を低下させることがわかった。

2011年2月
政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU10045 安西 崇博

1. はじめに	1
1.1. 研究の背景と目的	1
1.2. 研究の位置づけ	2
1.3. 論文の構成	3
2. オフィスビル供給と業務交通の実態	4
2.1. 事務所床面積と交通量の推移	4
2.2. 大型オフィスの供給動向	5
3. オフィスの大型化が業務目的の交通量に与える影響	8
3.1. 近接性の利益があるオフィスの規模の特定	8
3.1.1. 推定モデル	8
3.1.2. 使用データ	9
3.1.3. 推定結果	11
3.2. 大型オフィスが業務目的の交通量に与える影響	13
3.2.1. 推定モデル	13
3.2.2. 使用データ	14
3.2.3. 推定結果	16
4. オフィスの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響	17
4.1. 推定モデル	17
4.2. 使用データ	18
4.3. 推定結果	19
5. おわりに	20
5.1. まとめと考察	20
5.2. 政策的含意	20
5.3. 今後の課題	21

1. はじめに

1.1. 研究の背景と目的

容積率規制の最大の目的は、都市基盤施設に与える負荷の軽減とされ、とりわけ街路容量と容積率の関係は、都市計画分野において古くから議論されているテーマである¹。

都心のオフィスビルの容積率を緩和すると、集積の経済を大きくする一方で、交通混雑に代表される外部不経済をもたらす可能性が高まる。特に自動車交通混雑は、時間損失をもたらすことから、その制御は容積率規制の主目的の1つと考えられる。

東京の交通特性をみると、都心5区²への通勤の約9割は鉄道が担っており、自動車交通量の約半数は業務目的が占める³。このため、オフィス容積率の緩和がもたらす自動車交通量の増大効果を検証するためには、業務目的に着目する必要がある。

都市集積の原動力である集積の経済は、フェイス・トゥ・フェイスのコミュニケーションが大きな役割を果たしている。なぜなら、人の移動には自身の輸送費用に加えて時間費用がかかるためである。このため、企業間交流の重要性が大きい企業は、これらの交通費用を削減するために、ある程度の規模の企業同士が隣接しているところに立地しようとする。しかし、企業の立地選択においては、自らの交通費用の削減は認識できても、他者に与える便益は考慮しないので、過小な集積しかもたらされない。これは集積の外部性といわれ、容積率規制は企業集積をさらに過小にする⁴。

近年、東京都区部では、大手町・丸の内、西新宿、品川駅東口、汐留などにおいて大型オフィスビルの供給が進んでいるが、業務目的の自動車交通量は減少傾向にある。これは、大型オフィスビルには周辺企業に交通費用の削減を認識させる近接性の利益があり、集積の外部性を改善するため、短距離移動を増加させ、自動車から徒歩への代替を促進させている可能性がある。また、大型オフィスビルは主に鉄道駅周辺に立地していることから、自動車から鉄道への代替が生じている可能性もある。

そこで本研究では、東京都区部のデータを利用して、大型オフィスビルの供給と業務目的の交通量との関係に着目し、オフィスビルの大型化が業務目的の交通に与える影響について実証分析を行う。

なお、本研究では通勤交通を扱わないが、間接的には東京の CBD 機能の再検討に資することを本研究の目的としており、この目的とは齟齬がないといっていよう。

¹ 容積率規制の経緯とその目的については、浅見(1994)が詳しい。

² 千代田区、中央区、港区、新宿区、渋谷区。

³ 東京都市圏パーソントリップ調査(1998)。

⁴ この段落は、金本(1997)、中川(2008)を参考にしている。

1.2. 研究の位置づけ

オフィス容積率と自動車交通量との関係については、八田・唐渡(2007)、浅田(2007)の先行研究がある。八田・唐渡(2007)は、容積率緩和の費用便益分析を行っており、便益については、都心オフィスの賃料関数と生産技術の理論的な対応関係からオフィス業務の生産技術パラメータを測定し、容積率緩和による生産性上昇の便益をシミュレーションにより測定している。一方、費用については、オフィス容積率を説明変数とする自動車交通量関数を同時方程式モデルにより推定し、走行距離一定のもとで、交通量の変化率を利用した旅行速度の変化の計測を通じて時間損失による機会費用を測定している。

一方、浅田(2007)は、自動車混雑が総走行距離の増加によって引き起こされるとして、実際の容積率と自動車の平均走行距離及び総走行距離との関係を分析している。容積率の高い地域では自動車の平均走行距離が短いことを実証し、都心の容積率を緩和して従業者を移転させると自動車の総走行距離が減少する可能性について言及している。

これら2つの先行研究は、自動車交通に限定して分析しており、容積率緩和による集積の外部性の改善や交通手段選択の代替性については考慮していない。

また、東京都区部における土地利用と交通の実態を整理しているものとして、明石ら(2003)の報告がある。事務所床面積は増加傾向にあるのに対し、1998年の業務目的の自動車交通量は、1978年と比べて6割程度になっていることから、業務交通に質的な変化が生じていることを指摘しているが、その原因の解明には至っていない。

オフィスビルの供給が都市構造に与える影響については、小川(2007)、菊池(2009)の先行研究がある。両者が共通して指摘しているのは、東京都区部において従業者数が増加する地区と減少する地区の二極化が進んでいることである。また、菊池(2009)は、都心5区における超大型オフィスビル(延床面積10万㎡以上)の開発が1990年代末から急増していることを示し、超大型オフィスビルに隣接する地区では、超大型オフィスビルに立地する企業の関連産業の集積により従業者数が増加していることを指摘している。これは、大型オフィスビルには近接性の利益があり、企業集積を促進する効果を持つことを示唆しており、その結果として東京都区部の二極化が進んでいる可能性がある。

本研究は、大型オフィスビルの供給が集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加するため、自動車から他の交通手段への代替を促進するという仮説を設定し、東京都区部のデータを用いてこの仮説を実証的に明らかにすることを目的とする。

1.3. 論文の構成

第2章では、実証分析に当たっての予備的な調査として、東京都区部における事務所床面積の供給状況、業務目的交通量の推移、大型オフィスの供給動向などの実態を整理する。

第3章では、オフィスの大型化が業務目的の交通量に与える影響を分析する。まず、近接性の利益があるオフィスの規模について、ヘドニック・アプローチにより特定する。この結果、延床面積5万㎡以上のオフィスビルへの近接性の利益は、延床面積5万㎡未満のオフィスビルよりも大きいことがわかった。

次に、延床面積5万㎡以上の大型オフィスの密度がオフィス従業者1人当たりの交通量に与える影響を分析する。この結果、延床面積5万㎡以上のオフィスの増加は、オフィス従業者1人当たりの交通量を有意に増加させることがわかった。これを交通手段別にみると、徒歩と鉄道を増加させ自動車を減少させる結果となった。

第4章では、オフィスの大型化が交通手段選択の代替性に与える影響を分析するため、業務目的の交通手段選択確率比を多項選択ロジットモデルにより推定する。この結果、オフィス容積率の増加によって、他の交通手段に対する自動車の選択確率が低下することがわかった。

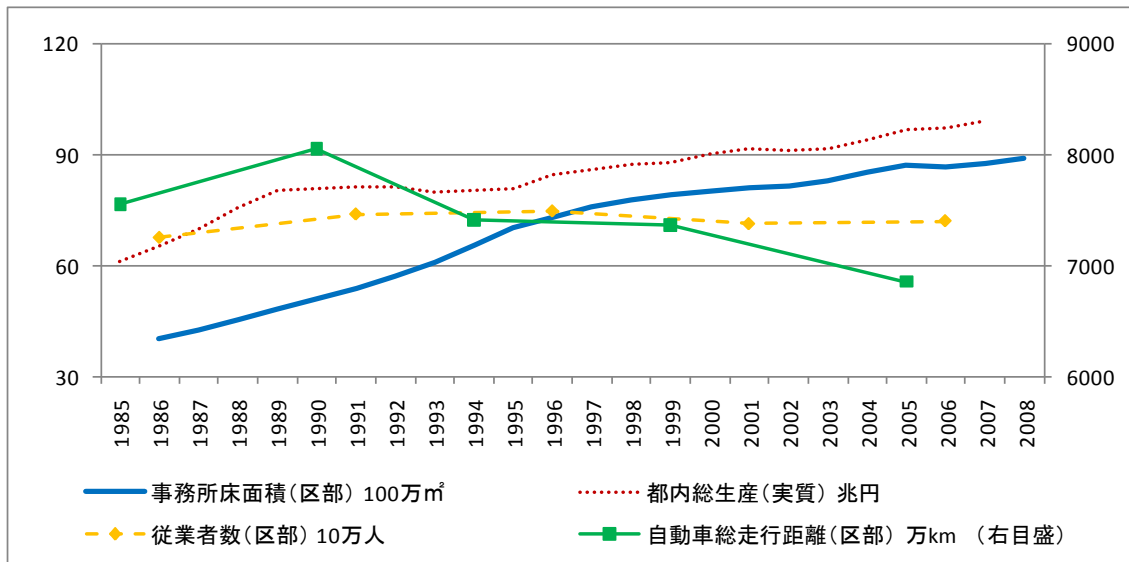
第5章では、推定結果について考察し、その政策的含意と今後の課題について述べる。

2. オフィスビル供給と業務交通の実態

実証分析に当たっての予備的な調査として、東京都区部における事務所床面積の供給状況、業務目的交通量の推移、大型オフィスビルの供給動向などの実態を整理する。

2.1. 事務所床面積と交通量の推移

図1は、東京都区部の事務所床面積と自動車総走行距離の推移を示したものである。従業者数はほぼ横ばいとなっているが、事務所床面積は一貫して増加しており、それに呼応するように都内総生産も増加している。一方、自動車の総走行距離は1990年から減少傾向にある。これは、浅田(2007)が実証したように、容積率の高い地域では自動車の平均走行距離が短いことを示唆している。

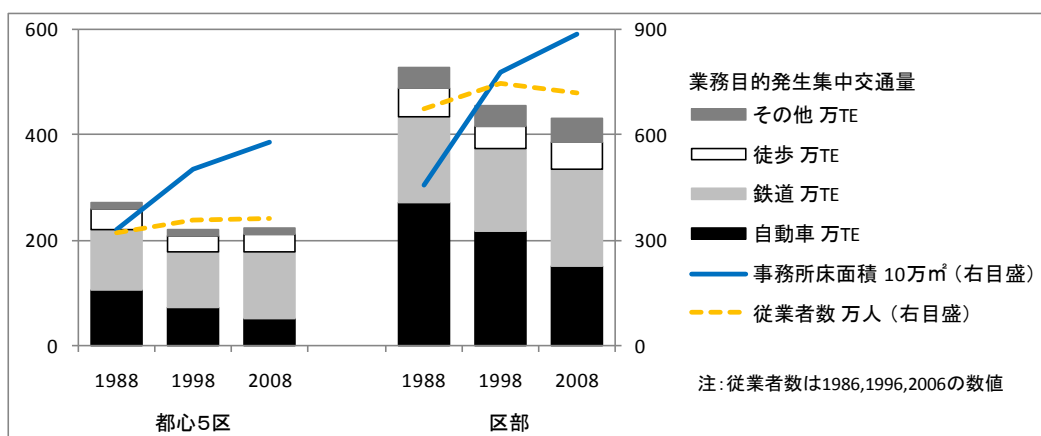


データ出所：東京の土地（課税資料），事業所・企業統計調査，道路交通センサス，県民経済計算

図1 事務所床面積と自動車総走行距離の推移

次に、移動目的を業務に限定して、発生集中交通量の推移を交通手段別に示したものが図2である。総量を見ると、東京都区部では減少傾向であるが、都心5区の過去10年間は横ばいとなっている。そして、自動車交通量は都心5区でも一貫して減少しており、鉄道や徒歩への代替が生じていることがわかる。

1998年から2008年までの推移に着目すると、事務所床面積の増加量は都心5区が約7割を占めている。また、従業者数は、区部では減少し都心5区では横ばいとなっていることから、都心部の企業集積が相対的に増加していることがうかがえる。

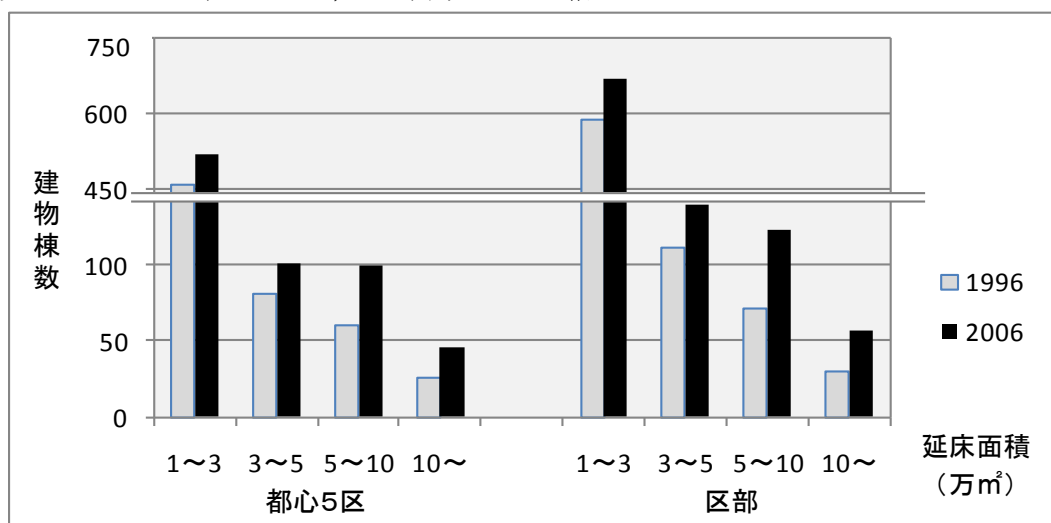


データ出所：東京都市圏パーソントリップ調査，東京の土地（課税資料），事業所・企業統計調査

図 2 事務所床面積と業務目的発生集中交通量の推移

2.2. 大型オフィスの供給動向

図 3 は、1996 年から 2006 年までの大型オフィスの供給動向を示したものである。大型オフィスの大部分は都心 5 区に集中していることがわかる。また、延床面積 5 万 m²以上の大型オフィスは、10 年間でほぼ 2 倍になったことがわかる。



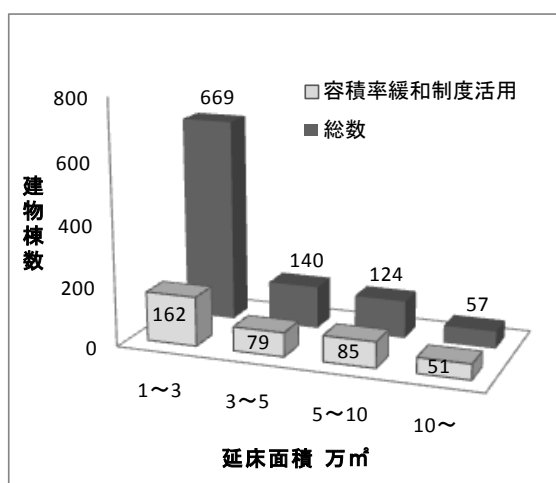
データ出所：東京都土地利用現況調査

図 3 大型オフィスの供給動向

⁵ 本研究における大型オフィスの定義は、延床面積 1 万 m²以上かつ地上階数 8 階以上とする。地上階数を 8 階以上としたのは、東京都土地利用現況調査の分類において、8 階以上の建物を「高層」としているためである。

東京都土地利用現況調査では、建物の延床面積を「ポリゴン面積×階数×補正係数」として算定しているが、ベースとなる地形図によってポリゴン面積が異なる関係上、同一建物でも調査年によって延床面積が異なる場合がある。このため、調査年によって建物の延床面積が閾値を前後するとき、当該建物が調査年を通じて建替えられておらず、かつ同一階数である場合は、最も精度が高い 2006 年の延床面積に統一している。なお、東京都土地利用現況調査のポリゴンは、1996 年は MD 区郭境界にまたがるものが、2006 年は町丁目界にまたがるものが、それぞれ分割されているので結合処理をしている。

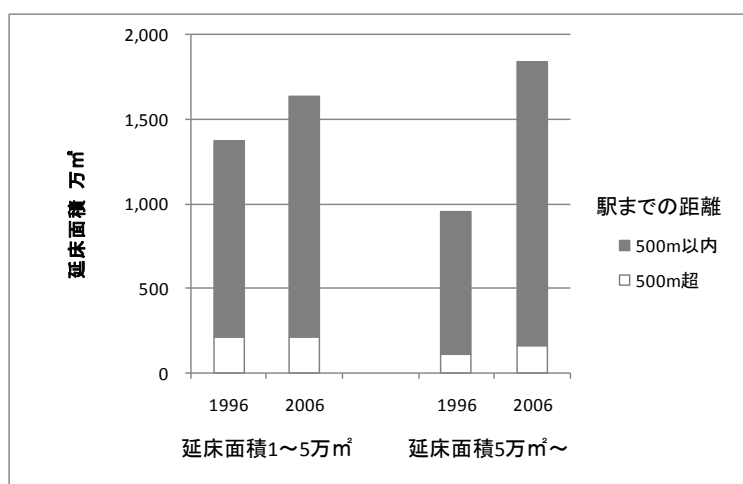
図 4 は、大型オフィスビル開発における容積率緩和制度⁶の活用状況を示したものである。延床面積 3 万㎡未満のオフィスビル開発は、制度活用の割合が小さいことから、一般建築による供給が可能な規模であることがわかる。一方、延床面積 3 万㎡以上のオフィスビル開発は、制度活用の割合が 5 割を超え、延床面積が大きくなるほど制度活用の割合が大きくなることがわかる。



データ出所：東京都土地利用現況調査，都市計画概要，東京都における市街地再開発事業の概況，建築統計年報

図 4 オフィスビル開発における容積率緩和制度の活用状況（2006 年現在）

図 5 は、大型オフィスビルの立地を駅までの距離との関係で示したものである。大型オフィスビルの大部分は駅から 500m 以内に立地しており、10 年間の変化に着目すると、延床面積 5 万㎡以上のオフィスビルの増加が顕著である。



データ出所：東京都土地利用現況調査，国土数値情報データベース

図 5 駅までの距離に着目した大型オフィスビルの立地⁷

⁶ 再開発促進区等を定める地区計画，市街地再開発事業，特定街区，総合設計。

⁷ 駅から 500m 以内の延床面積は、駅から半径 500m のバッファに含まれる事務所建築物のポリゴン×階数×補正係数により算出している。

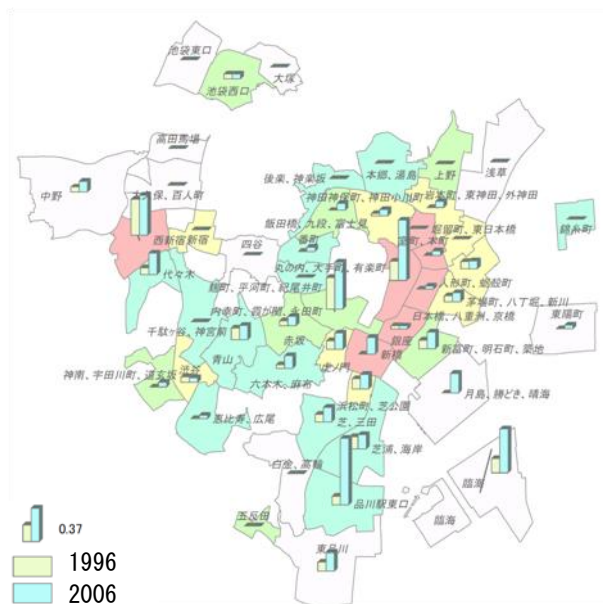
図 7 は、延床面積 5 万㎡以上のオフィスビル棟数密度の推移を示している。「丸の内・大手町・有楽町」「新橋」「品川駅東口」などにおいて、増加が顕著である。

「丸の内・大手町・有楽町」では、用途地域の変更や特例容積率適用地区の指定などにより、大型オフィスの供給が進んでいる。「新橋」や「品川駅東口」では、鉄道操車場跡地において大規模な開発がなされている。

一方で、「堀留町・東日本橋」「人形町・蛸殻町」「日本橋・八重洲・京橋」「渋谷」などの既存の業務集積地においては、大型オフィスの供給が進んでいないことがわかる。

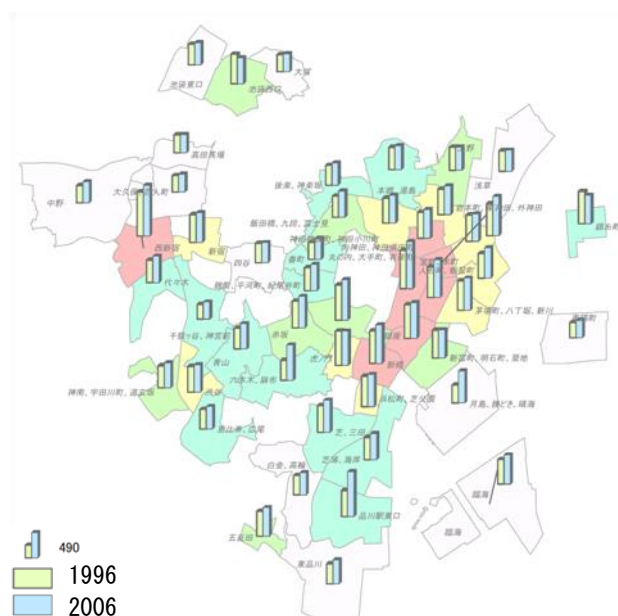
図 7 は、事務所延床面積を事務所宅地面積で除した「オフィス容積率」の推移を示している。図 7 で示した大型オフィスの供給が進んでいるゾーンにおいて増加していることがわかる。

■2006 従業者密度 (人/ha)



データ出所：東京都土地利用現況調査，事業所・企業統計調査

図 7 延床面積 5 万㎡以上のオフィスビル棟数密度の推移⁸



データ出所：東京都土地利用現況調査，事業所・企業統計調査

図 7 オフィス容積率の推移⁸

⁸ ゾーン区分は、CBRE オフィスマーケットレポート，唐渡(2000)を参考にしている。

3. オフィスビルの大型化が業務目的の交通量に与える影響

オフィスビルの大型化が業務目的の交通量に与える影響を分析する。まず、近接性の利益があるオフィスビルの規模をヘドニック・アプローチにより特定する。次に、特定された規模以上の大型オフィスビルの密度がオフィス従業者1人当たりの交通量に与える影響を分析する。

3.1. 近接性の利益があるオフィスビルの規模の特定

3.1.1. 推定モデル

周辺企業が交通費用の削減を認識する規模のオフィスビルが供給されると、その周辺に立地している企業には、取引や情報交換を容易にさせる近接性の利益があると考えられる。競争的なオフィス市場では、立地場所の利便性がオフィス賃料に反映され、それは地価に反映されるため、大型オフィスビルへの近接性の利益を式(1)の商業地地価関数により推定する。

$$\ln PL = \beta_0 + \sum_i \beta_{1i} X_i + \sum_k \beta_{2k} \ln AG_k + \sum_l \beta_{3l} \ln DS_l + \sum_m \beta_{4m} \ln Z_m + \sum_n \beta_{5n} DUM_n + \sum_t \beta_{6t} YD_t + \sum_j \beta_{7j} WD_j + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、PL：商業地地価、 X_i ：地価ポイントに隣接する大型オフィスビルの棟数、 AG_k ：集積指標、 DS_l ：都心への近接性指標、 Z_m ：地点特性、 DUM_n ：その他ダミー、 YD_t ：年ダミー、 WD_j ：区ダミー、 ε ：誤差項、 β ：パラメータ、である。

大型オフィスビルへの近接性の利益は、オフィスビル内の事業所数や従業員数が多いほど大きいと考えられるが、個々のオフィスビルについてこれらのデータを得ることはできないため、オフィスビルの規模は建物の延床面積で表すことにする。

近接性の利益があるオフィスビルの規模は、 X_i を延床面積の閾値で区分して説明変数とし、商業地地価関数をそれぞれ推定することで特定する。延床面積の閾値は、菊池(2009)を参考に、3万㎡、5万㎡、10万㎡とする。

商業地地価関数は対数線形を基本とするが、 X_i はゼロ値を多く含む離散的な分布となることから線形としている。また、大型オフィスビルの供給は1990年代末から急増⁹していることから、プールド・クロスセクションデータを構築し、当該年次固有の影響を年ダミーにより、観察できない地域固有の影響を区ダミーにより、それぞれコントロールする。

⁹ 菊池(2009).

3.1.2. 使用データ

分析に使用するデータの概要と基本統計量を表 1, 表 2 にそれぞれ示す。商業地地価は、東京都区部の地価公示（標準地）と都道府県地価調査（基準地）のデータを用いる。年次は、東京都土地利用現況調査及び事業所・企業統計調査と整合させるため、1996, 2001, 2006 年とする。ただし、地価公示は毎年 1 月 1 日時点のデータであるのに対し、東京都土地利用現況調査は 10 月から年末にかけて行われていることから、地価公示は 1997, 2002, 2007 年のデータを用いる。

注目する変数である大型オフィスビル¹⁰の棟数については、東京都土地利用現況調査のデータを使用し、標準地又は基準地から半径 500m 以内に含まれる大型オフィスビルの棟数を GIS で集計¹¹する。なお、半径 500m の面積は同一であることから、棟数はすなわち標準地又は基準地周辺の棟数密度となる。

集積指標は、標準地又は基準地が位置する町丁目のデータを用いる。まず、業務集積の指標は、八田・唐渡(2007)にならい従業者密度を用いる。商業集積の指標は、肥田野ら(1995)にならい、小売業の年間商品販売額¹²を宅地面積で除した「小売業年間商品販売額単価」を用いる。ここで、集積指標の分母となる宅地面積は、東京都土地利用現況調査において、宅地に分類されている面積を町丁目別に GIS で集計したのを用いる。なお、銀座地区は全国最高の地価水準にあり、ブランド力を有していると考えられることから、銀座地区ダミーを設定する。

都心への近接性指標は、東京の多心構造を踏まえ、東京駅に加えて新宿駅、渋谷駅までの直線距離を用いる¹³。

地点特性を表す指標は、一般的に用いられる地積、前面道路幅員¹⁴、最寄駅までの距離¹⁵、実効容積率¹⁶、用途地域の種類（ダミー変数）を用いる。ここで実効容積率とは、前面道路幅員が 12m 未満の場合、指定容積率と前面道路幅員×0.6¹⁷のいずれか小さい方の値である。

¹⁰ 脚注 5 参照。なお、2001 年調査についても、町丁目界にまたがるポリゴンが分割されているので、結合処理をしている。

¹¹ 事務所建築物のポリゴンの重心をポイント化し、標準地又は基準地の 500m バッファに含まれる棟数を集計している。なお、標準地又は基準地に位置する建物が大型オフィスビルに該当するときは、これをカウントしていない。

¹² 秘匿対象の町丁目に属するサンプルは除外している。なお、除外サンプル数は 83 である。

¹³ 代表的なターミナル駅である池袋駅、品川駅、上野駅までの直線距離についても説明変数への導入を試みたが、有意な結果は得られなかった。

¹⁴ 駅前広場に面するものについては、50m に統一している。

¹⁵ 0m 又は 1m となっているものについては、1m に統一している。

¹⁶ 斜線制限による低減は前面道路幅員により、日影規制による低減は用途地域ダミーにより、それぞれコントロールしているものとする。

¹⁷ 用途地域が第 2 種住居地域であるとき、×0.4 にしている。

表 1 使用データ

変数	単位	説明	出所
商業地価	円/㎡	【被説明変数】東京都区部	A,B
大型オフィスビル棟数密度	棟	標準地又は基準地周辺500m以内の建物棟数(GISで測定)	C
従業者密度	人/㎡	従業者数 / 宅地面積(町丁目別)	C,D
小売業年間商品販売額単価	百万円/㎡	小売業の年間商品販売額 / 宅地面積(町丁目別)	C,E
銀座地区ダミー	—	中央区銀座のとき1とするダミー変数	—
主要駅までの直線距離	m	標準地又は基準地から主要駅までの直線距離(GISで測定)	F
地積	㎡	標準地又は基準地の地積	A,B
前面道路幅員	m	標準地又は基準地の前面道路幅員	A,B
最寄駅までの距離	m	標準地又は基準地から最寄駅までの距離	A,B
実効容積率	%	前面道路幅員による低減を考慮した指定容積率	A,B
用途地域ダミー	—	住宅系の用途地域のとき1とするダミー変数	A,B

A: 地価公示('97,'02,'07)、B: 都道府県地価調査('96,'01,'06)、C: 東京都土地利用現況調査('96,'01,'06)、
D: 事業所・企業統計調査('96,'01,'06)、E: 商業統計調査('97,'02,'07)、F: 国土数値情報ダウンロードサービス

表 2 基本統計量

変数	単位	平均値	標準偏差	最小値	最大値
【被説明変数】商業地価	円/㎡	1,861,447	2,596,183	206,000	30,600,000
大型オフィスビル棟数密度(延床面積1万㎡以上)	棟	5.10	8.92	0	59
大型オフィスビル棟数密度(延床面積3万㎡以上)	棟	1.24	3.03	0	39
大型オフィスビル棟数密度(延床面積5万㎡以上)	棟	0.719	1.92	0	20
大型オフィスビル棟数密度(延床面積10万㎡以上)	棟	0.222	0.783	0	9
集積標	人/㎡	0.086	0.106	0.00174	1.22
小売業年間商品販売額単価	百万円/㎡	0.214	0.667	0.000852	9.04
銀座地区ダミー	—	0.0135	0.115	0	1
近接性	m	6,856	4,099	291	18,961
新宿駅までの直線距離	m	7,313	3,677	142	19,169
渋谷駅までの直線距離	m	8,011	3,857	238	20,174
地積	㎡	320	753	35.0	18,088
前面道路幅員	m	18.5	11.4	2.7	55
最寄駅までの距離	m	336	338	1	3,200
実効容積率	%	495	172	162	1,300
用途地域ダミー	—	0.0151	0.122	0	1
年ダミー	—	0.135	0.342	0	1
1996年(都道府県地価調査)	—	0.170	0.376	0	1
1997年(地価公示)	—	0.113	0.317	0	1
2001年(都道府県地価調査)	—	0.240	0.427	0	1
2002年(地価公示)	—	0.100	0.300	0	1
2006年(都道府県地価調査)	—	0.0804	0.272	0	1
中央区	—	0.0762	0.265	0	1
港区	—	0.0798	0.271	0	1
新宿区	—	0.0413	0.199	0	1
文京区	—	0.0727	0.260	0	1
台東区	—	0.0301	0.171	0	1
墨田区	—	0.0298	0.170	0	1
江東区	—	0.0423	0.201	0	1
品川区	—	0.0224	0.148	0	1
目黒区	—	0.0509	0.220	0	1
大田区	—	0.0445	0.206	0	1
世田谷区	—	0.0464	0.210	0	1
渋谷区	—	0.0301	0.171	0	1
中野区	—	0.0362	0.187	0	1
杉並区	—	0.0439	0.205	0	1
豊島区	—	0.0343	0.182	0	1
北区	—	0.0189	0.136	0	1
荒川区	—	0.0285	0.166	0	1
板橋区	—	0.0247	0.155	0	1
練馬区	—	0.0356	0.185	0	1
足立区	—	0.0211	0.144	0	1
葛飾区	—	0.0234	0.151	0	1
江戸川区	—				

3.1.3. 推定結果

商業地地価関数の推定結果を表 4 に示す。Model I は、注目変数である大型オフィスビル棟数密度を除外した推定結果である。用途地域ダミー及び区ダミーの一部を除き、いずれの係数も統計的に有意であり、符号も合理的なものとなっている。

Model II は、大型オフィスビルの棟数を延床面積の閾値以上で集計して説明変数としたものである。閾値とする延床面積が大きいほど係数が大きくなることから、オフィスビルの規模が大きいほど近接性の利益が大きくなることを示している。

ただし、延床面積 1 万㎡以上の推定結果は、Model I と比較して従業者密度の係数が小さく、有意水準も 10%にまで低下している。また、区ダミーの係数をみると、新宿区、品川区、渋谷区、中野区、杉並区、豊島区、北区、板橋区、練馬区、葛飾区、江戸川区で符号が反転している。これは、延床面積 1 万㎡程度の建物棟数が多いことによる従業者密度との多重共線性の問題を示唆している。このため、延床面積 1 万㎡程度のオフィスビルがもたらす近接性の利益は、頑健なものとは考えにくい。

Model III は、大型オフィスビルの棟数を延床面積の閾値以上と未満で区分して集計し、それぞれを説明変数としたもの¹⁸である。各モデルともに、閾値以上の係数は閾値未満の係数を上回っており、Model II の推定結果と整合的である。これらの係数の有意差を F 検定した結果が表 3 である。延床面積 5 万㎡以上を閾値とした場合、1%水準で係数に有意な差があることがわかる。

以上の結果、オフィスビルの延床面積が大きくなるほど近接性の利益は大きくなり、延床面積 5 万㎡以上のオフィスビルへの近接性の利益は、延床面積 5 万㎡未満のオフィスビルより大きいことがわかった。次節では、近接性の利益があるオフィスビルの規模を延床面積 5 万㎡以上に特定して分析を進める。

表 3 帰無仮説： $\beta_{11} - \beta_{12} = 0$ の F 検定

	大型オフィスビルの延床面積の閾値		
	3万㎡	5万㎡	10万㎡
F値	0.75	12.58	1.97
P値	0.3861	0.0004	0.1601

¹⁸ 大型オフィスビル棟数密度（延床面積 1 万㎡以上、3 万㎡以上、5 万㎡以上、10 万㎡以上）のすべてを説明変数とする商業地地価関数を推定し、各説明変数の係数の有意性から近接性の利益のあるオフィスビルの規模を特定しようとしたが、Model II と整合的な結果が得られなかった。このため、大型オフィスビルの規模を大小 2 つに区分し、係数に有意な差があるか検定することにした。

表 4 商業地地価関数の推定結果

大型オフィスの延床面積の関数		-	1万㎡	3万㎡	5万㎡	10万㎡	3万㎡	5万㎡	10万㎡
説明変数	パラメータ	Model I	Model II				Model III		
大型オフィス棟数密度 (閾値未満)	β 11						0.0169 ***	0.0148 ***	0.0170 ***
							[0.0014]	[0.0014]	[0.0012]
大型オフィス棟数密度 (閾値以上)	β 12		0.0177 ***	0.0245 ***	0.0424 ***	0.0590 ***	0.0194 ***	0.0300 ***	0.0287 ***
			[0.0011]	[0.0023]	[0.0036]	[0.0079]	[0.0023]	[0.0037]	[0.0080]
集積指標	β 21	0.0290 ***	0.0173 *	0.0286 ***	0.0287 ***	0.0226 **	0.0178 *	0.0190 **	0.0165 *
		[0.0100]	[0.0096]	[0.0098]	[0.0097]	[0.0099]	[0.0096]	[0.0096]	[0.0096]
小売業年間商品販売額単価 (対数)	β 22	0.105 ***	0.100 ***	0.105 ***	0.104 ***	0.105 ***	0.100 ***	0.101 ***	0.100 ***
		[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]	[0.006]
銀座地区ダミー	β 51	0.686 ***	0.645 ***	0.643 ***	0.637 ***	0.697 ***	0.642 ***	0.634 ***	0.649 ***
		[0.051]	[0.049]	[0.050]	[0.050]	[0.051]	[0.049]	[0.049]	[0.049]
近接性指標	β 31	-0.360 ***	-0.157 ***	-0.293 ***	-0.294 ***	-0.356 ***	-0.159 ***	-0.166 ***	-0.165 ***
		[0.022]	[0.024]	[0.022]	[0.022]	[0.021]	[0.024]	[0.024]	[0.025]
新宿駅までの直線距離 (対数)	β 32	-0.171 ***	-0.151 ***	-0.153 ***	-0.145 ***	-0.140 ***	-0.149 ***	-0.144 ***	-0.145 ***
		[0.018]	[0.017]	[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.017]	[0.017]	[0.018]
渋谷駅までの直線距離 (対数)	β 33	-0.164 ***	-0.208 ***	-0.191 ***	-0.199 ***	-0.175 ***	-0.209 ***	-0.213 ***	-0.208 ***
		[0.021]	[0.020]	[0.021]	[0.020]	[0.021]	[0.020]	[0.020]	[0.020]
地点特性	β 41	0.128 ***	0.0950 ***	0.103 ***	0.100 ***	0.119 ***	0.0939 ***	0.0902 ***	0.0945 ***
		[0.008]	[0.0080]	[0.008]	[0.008]	[0.008]	[0.0081]	[0.0081]	[0.0080]
前面道路幅員 (対数)	β 42	0.0502 ***	0.0757 ***	0.0678 ***	0.0696 ***	0.0566 ***	0.0764 ***	0.0785 ***	0.0759 ***
		[0.0130]	[0.0126]	[0.0129]	[0.0128]	[0.0129]	[0.0126]	[0.0126]	[0.0126]
最寄駅までの距離 (対数)	β 43	-0.0550 ***	-0.0562 ***	-0.0551 ***	-0.0560 ***	-0.0559 ***	-0.0562 ***	-0.0564 ***	-0.0564 ***
		[0.0030]	[0.0029]	[0.0029]	[0.0029]	[0.0030]	[0.0029]	[0.0029]	[0.0029]
実効容積率 (対数)	β 44	0.868 ***	0.801 ***	0.821 ***	0.820 ***	0.856 ***	0.799 ***	0.794 ***	0.801 ***
		[0.033]	[0.032]	[0.032]	[0.032]	[0.032]	[0.032]	[0.032]	[0.032]
用途地域ダミー	β 52	-0.0636	-0.0897 **	-0.0626	-0.0575	-0.0633	-0.0884 *	-0.0833 *	-0.0886 **
		[0.0462]	[0.0445]	[0.0454]	[0.0452]	[0.0458]	[0.0445]	[0.0444]	[0.0445]
年ダミー	β 61	0.309 ***	0.332 ***	0.322 ***	0.326 ***	0.314 ***	0.333 ***	0.335 ***	0.332 ***
		[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.018]	[0.018]
1997年(地価公示)	β 62	0.253 ***	0.266 ***	0.264 ***	0.268 ***	0.259 ***	0.267 ***	0.269 ***	0.267 ***
		[0.017]	[0.016]	[0.017]	[0.017]	[0.017]	[0.016]	[0.016]	[0.016]
2001年(都道府県地価調査)	β 63	-0.0894 ***	-0.0773 ***	-0.0823 ***	-0.0813 ***	-0.0875 ***	-0.0771 ***	-0.0764 ***	-0.0774 ***
		[0.019]	[0.0185]	[0.0189]	[0.0188]	[0.0190]	[0.0185]	[0.0184]	[0.0185]
2002年(地価公示)	β 64	-0.122 ***	-0.117 ***	-0.117 ***	-0.115 ***	-0.118 ***	-0.117 ***	-0.115 ***	-0.117 ***
		[0.015]	[0.015]	[0.015]	[0.015]	[0.015]	[0.015]	[0.015]	[0.015]
2006年(都道府県地価調査)	β 62	-0.0908 ***	-0.0813 ***	-0.0867 ***	-0.0866 ***	-0.0926 ***	-0.0813 ***	-0.0813 ***	-0.0820 ***
		[0.0201]	[0.0193]	[0.020]	[0.020]	[0.020]	[0.019]	[0.019]	[0.019]
区ダミー	β 701	-0.328 ***	-0.310 ***	-0.256 ***	-0.261 ***	-0.334 ***	-0.303 ***	-0.289 ***	-0.312 ***
		[0.029]	[0.028]	[0.029]	[0.029]	[0.028]	[0.029]	[0.028]	[0.028]
中央区	β 702	0.203 ***	0.00512	0.146 ***	0.130 ***	0.156 ***	0.00795	0.0106	0.00346
		[0.032]	[0.0330]	[0.032]	[0.032]	[0.032]	[0.03340]	[0.0333]	[0.03330]
港区	β 703	0.0279	-0.0538	0.0147	0.0127	0.0223	-0.0516	-0.0462	-0.0517
		[0.0443]	[0.0429]	[0.0435]	[0.0433]	[0.0439]	[0.0430]	[0.0428]	[0.0429]
新宿区	β 704	-0.0967 ***	-0.109 ***	-0.0797 **	-0.0823 **	-0.102 ***	-0.107 ***	-0.102 ***	-0.110 ***
		[0.0373]	[0.036]	[0.0367]	[0.0365]	[0.037]	[0.036]	[0.036]	[0.036]
文京区	β 705	-0.317 ***	-0.279 ***	-0.282 ***	-0.287 ***	-0.326 ***	-0.277 ***	-0.274 ***	-0.282 ***
		[0.032]	[0.031]	[0.032]	[0.031]	[0.032]	[0.031]	[0.031]	[0.031]
台東区	β 706	-0.428 ***	-0.461 ***	-0.429 ***	-0.429 ***	-0.451 ***	-0.459 ***	-0.456 ***	-0.464 ***
		[0.042]	[0.041]	[0.042]	[0.041]	[0.042]	[0.041]	[0.041]	[0.041]
墨田区	β 707	-0.403 ***	-0.439 ***	-0.405 ***	-0.407 ***	-0.431 ***	-0.438 ***	-0.435 ***	-0.444 ***
		[0.043]	[0.041]	[0.042]	[0.042]	[0.043]	[0.041]	[0.041]	[0.041]
江東区	β 708	0.130 ***	-0.0666	0.0748	0.0690	0.104 **	-0.0637	-0.0571	-0.0642
		[0.046]	[0.0463]	[0.0460]	[0.0457]	[0.046]	[0.0465]	[0.0463]	[0.0464]
品川区	β 709	0.317 ***	0.105 *	0.254 ***	0.243 ***	0.290 ***	0.108 *	0.113 **	0.108 *
		[0.056]	[0.055]	[0.055]	[0.055]	[0.056]	[0.056]	[0.055]	[0.055]
目黒区	β 710	0.302 ***	0.0459	0.221 ***	0.216 ***	0.260 ***	0.0487	0.0559	0.0475
		[0.051]	[0.0520]	[0.051]	[0.051]	[0.051]	[0.0521]	[0.0520]	[0.0520]
大田区	β 711	0.349 ***	0.0951 *	0.272 ***	0.262 ***	0.318 ***	0.0983 *	0.105 **	0.0989 *
		[0.051]	[0.0518]	[0.051]	[0.051]	[0.051]	[0.0519]	[0.052]	[0.0518]
世田谷区	β 712	0.215 ***	-0.0136	0.140 **	0.133 **	0.198 ***	-0.0114	-0.00637	-0.00814
		[0.056]	[0.0558]	[0.056]	[0.055]	[0.056]	[0.05570]	[0.05590]	[0.05590]
渋谷区	β 713	0.107 **	-0.0711	0.0707	0.0691	0.105 **	-0.0670	-0.0561	-0.0645
		[0.051]	[0.0502]	[0.0502]	[0.0499]	[0.051]	[0.0505]	[0.0503]	[0.0505]
中野区	β 714	0.195 ***	-0.0472	0.129 **	0.125 **	0.173 ***	-0.0434	-0.0336	-0.0421
		[0.052]	[0.0522]	[0.051]	[0.051]	[0.052]	[0.0523]	[0.0522]	[0.0523]
杉並区	β 715	0.0608	-0.0549	0.0538	0.0511	0.0550	-0.0505	-0.0399	-0.0516
		[0.0430]	[0.0420]	[0.0423]	[0.0420]	[0.0426]	[0.0423]	[0.0421]	[0.0420]
豊島区	β 716	0.0640	-0.0843 *	0.0310	0.0277	0.0437	-0.0812 *	-0.0735	-0.0825 *
		[0.0478]	[0.0469]	[0.0471]	[0.0469]	[0.0475]	[0.0471]	[0.0469]	[0.0469]
北区	β 717	-0.211 ***	-0.282 ***	-0.215 ***	-0.219 ***	-0.230 ***	-0.279 ***	-0.273 ***	-0.283 ***
		[0.051]	[0.049]	[0.050]	[0.050]	[0.051]	[0.049]	[0.049]	[0.049]
荒川区	β 718	0.0928 *	-0.108 **	0.0454	0.0415	0.0703	-0.104 **	-0.0946 *	-0.105 **
		[0.0529]	[0.052]	[0.0522]	[0.0519]	[0.0525]	[0.053]	[0.0525]	[0.053]
板橋区	β 719	0.188 ***	-0.0530	0.129 **	0.125 **	0.162 ***	-0.0486	-0.0371	-0.0487
		[0.057]	[0.0566]	[0.056]	[0.056]	[0.056]	[0.0568]	[0.0566]	[0.0566]
練馬区	β 720	-0.114 **	-0.282 ***	-0.151 ***	-0.155 ***	-0.146 ***	-0.278 ***	-0.269 ***	-0.281 ***
		[0.051]	[0.050]	[0.050]	[0.050]	[0.051]	[0.050]	[0.050]	[0.050]
足立区	β 721	0.0991 *	-0.0884	0.0520	0.0462	0.0593	-0.0851	-0.0774	-0.0890
		[0.0576]	[0.0567]	[0.0568]	[0.0565]	[0.0574]	[0.0568]	[0.0567]	[0.0567]
葛飾区	β 722	0.101 *	-0.0683	0.0632	0.0577	0.0638	-0.0648	-0.0568	-0.0692
		[0.056]	[0.0548]	[0.0551]	[0.0548]	[0.0556]	[0.0549]	[0.0548]	[0.0548]
江戸川区	β 722								
定数項	β 0	14.5 ***	13.4 ***	14.3 ***	14.4 ***	14.4 ***	13.5 ***	13.6 ***	13.5 ***
		[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]	[0.3]
F値		617.03	656.75	625.09	632.52	613.35	640.30	643.05	640.59
自由度修正済み決定係数		0.8838	0.8912	0.8863	0.8875	0.8844	0.8912	0.8916	0.8913
サンプル数		3122	3122	3122	3122	3122	3122	3122	3122

[]内は標準誤差を示している。***は1%で、**は5%で、*は10%で有意であることを示している。

3.2. 大型オフィスビルが業務目的の交通量に与える影響

ここでは、大型オフィスビルの供給が集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加し、自動車から他の交通手段への代替を促進するという仮説を検証する。このため、前節で特定された延床面積5万㎡以上の大型オフィスビルの密度が、オフィス従業者1人当たりの交通量に与える影響を交通手段別に分析する。

3.2.1. 推定モデル

大型オフィスビルの密度の変化は、オフィス従業者の交通行動に最も大きな影響を与えるものと考えられる。この影響を詳細に検討するには、交通需要の多い企業と少ない企業の立地の違いを反映すべきであるが、個々の企業の交通行動を把握できるデータは存在しない。人の交通行動を最も詳細に把握できる利用可能なデータの1つに、東京都市圏パーソントリップ調査（以下「PT 調査」という。）がある。PT 調査は、東京都区部を115ゾーンに分割しており、各ゾーンの発生集中交通量を移動目的別、交通手段別に把握できる。

本研究で着目する業務目的には、オフィス従業者に多いと考えられる打合せ、会議といったものから、販売・配達・仕入れ、集金、作業・修理といったものまで幅広い移動目的を含んでいる。このため、交通工学の分野では、業務目的の発生集中交通量や交通手段選択の予測に当たり、当該ゾーンの従業者数や従業者密度を説明変数とするのが一般的である¹⁹。

このことを踏まえ、当該ゾーンの全従業者数をコントロールしたうえで、大型オフィスビルの密度がオフィス従業者1人当たりの交通手段別交通量に与える影響を式(2)の交通量関数²⁰により推定する。

$$Q_{jtm} = \gamma_{0tm} + \gamma_{1m} Eofc_{jt} (1 + \sum_i \gamma_{2im} X_{ijt}) + \gamma_{3m} Elogi_{jt} + \gamma_{4m} Eoth_{jt} + \gamma_{5m} ST_{jt} + \varepsilon_{jtm} \quad (2)$$

ただし、

$$Eall_{jt} = Eofc_{jt} + Elogi_{jt} + Eoth_{jt}$$

ここで、 Q_{jtm} ：業務目的発生集中交通量、 X_{ijt} ：大型オフィスビル棟数密度、 $Eall_{jt}$ ：全従業者数、 $Eofc_{jt}$ ：オフィス従業者数、 $Elogi_{jt}$ ：物流関係従業者数、 $Eoth_{jt}$ ：その他の従業者数、 ST_{jt} ：駅密度、 ε_{jtm} ：誤差項、 γ ：パラメータ、である。なお、添え字は、 j ：ゾーン、 t ：期、 m ：交通手段である。

¹⁹ 例えば、浅野(1978)、柏谷ら(1992)、吉田・原田(1999)、八田・唐渡(2007)は、全目的の自動車発生交通量関数の説明変数として従業者数を用いている。また、浅田(2007)は、交通需要関数（平均走行距離）の説明変数として従業者密度を用いている。

²⁰ 関数形を両辺対数及び左辺対数とした推定も試みたが、有意な結果は得られなかった。これは、大型オフィスビル棟数密度の分布がゼロ値を多く含む離散的な分布であるためと考えられる。

()内の項は、大型オフィスビル棟数密度がオフィス従業員の1人当たり交通量に与える影響を表そうとしたものである。なぜなら、近接性の利益がある規模のオフィスビルの密度が増加すると、オフィス従業員1人当たりの交通量に影響を与えるものと予想されるからである。

オフィス従業員数は、事業所・企業統計調査における事業所の形態（7区分）のうち、事務所・営業所の従業員数に特定化する。また、同じく事業所の形態（7区分）のうち、物流関連施設²¹である工場・作業所・鉱業所、輸送センター・配送センター・これらの倉庫、自家用倉庫・自家用油槽所の従業員は、他の形態と比較して自動車の使用頻度が高いと考えられるため、物流関係従業員数として明示的に区分する。

注目する変数である大型オフィスビル棟数密度は、前節で特定された延床面積の閾値（5万㎡）で区分して建物棟数を集計し、当該ゾーンにおける事務用途の宅地面積で除してそれぞれ算出する。また、当該ゾーンの交通利便性が高いほど、活動量が多くなるものと考え、鉄道駅の密度を交通利便性の指標としている。観察できない地域固有の影響は、2時点のパネルデータを構築し、変量効果モデル²²により推定することによってコントロールする。

3.2.2. 使用データ

分析に使用するデータの概要と基本統計量を表5、表6にそれぞれ示す。業務目的の発生集中交通量は、PT調査の計画基本ゾーンにおいて、勤務・業務を目的とする交通手段別の発生交通量と集中交通量を合計して用いる。

大型オフィスビル棟数は、前節と同じデータソースを用い、計画基本ゾーンごとに集計する。従業員数²³は、前述のとおり、オフィス従業員数と物流関係従業員数を明示的に取り扱い、公務を含む全従業員数からこれらの従業員数を引いたものをその他の従業員数とする。駅密度は、計画基本ゾーンの鉄道駅数²⁴を宅地面積²⁵で除したものをを用いる。

²¹ 東京都市圏物資流動調査では、事業所・企業統計調査名簿（総務省）のうち、工場・作業所・鉱業所、輸送センター・配送センター・これらの車庫、自家用倉庫・自家用油槽所を物流関係施設として定義し、調査票を配布している。

²² 大型オフィスビル棟数密度や駅密度は、多くのゾーンにおいて時間を通じた変化が小さいことから、固定効果モデルは適さないと考える。

²³ 境界未定地域における従業員数と計画基本ゾーンとのマッチングは次の通り。丸の内と八重洲との境界付近はゾーンコード 0010（丸の内）。東京高速道路株式会社線（KK線）下はゾーンコード 0022（銀座）。中央防波堤はゾーンコード 0346。

²⁴ 国土数値情報ダウンロードサービスの鉄道データを基礎としている。駅の形状はラインデータであるため、ライン重心をポイント化して用いている。新幹線、都電荒川線、上野懸垂線は除外している。終端駅は0.5駅、相互直通運転の終端駅は1駅としてカウントしている。東北線（京浜東北線）のうち山手線との並行区間、中央線のうち総武線との並行区間はカウントしていない。

²⁵ 業務目的交通の発生集中原単位が小さいと考えられる次の用途は宅地から除外している。住宅、教育施設、宗教施設、スポーツ施設、農林漁業施設、官公庁施設のうち皇居と赤坂御用地。

表 5 使用データ

変数	単位	説明	出所
業務目的発生集中交通量	トリップエンド	【被説明変数】東京都区部(115ゾーン), 交通手段別	H
オフィス従業者数	人	事務所・営業所の従業者数(事業所の形態別)	D
物流関係従業者数	人	工場・作業所・鉱業所・輸送センター・配送センター・これらの倉庫、 自家用倉庫・自家用油槽所の従業者数(事業所の形態別)	D
その他の従業者数	人	従業者数(全産業)－オフィス従業者数－物流関係従業者数	D
大型オフィスビル棟数密度	棟/ha	建物棟数 / 事務所宅地面積	C
駅密度	駅/ha	鉄道駅数 / 宅地面積	C,F,G

C: 東京都土地利用現況調査('96,'06)、D: 事業所・企業統計調査('96,'06)、

F: 国土数値情報ダウンロードサービス、G: 都市交通年報('98~'08)、H: 東京都市圏パーソントリップ調査('98,'08)

表 6 基本統計量

変数	単位	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
【被説明変数】 業務目的 発生集中交通量	合計	トリップエンド	38,597	39,252	4,240	228,981
	自動車	トリップエンド	15,909	10,250	1,609	67,029
	徒歩	トリップエンド	4,006	6,472	0	33,017
	鉄道	トリップエンド	14,909	22,966	465	129,853
従業者数	オフィス	人	37,746	53,491	2,121	315,769
	物流関係	人	4,886	4,660	0	30,156
	その他	人	21,240	14,905	1,113	77,191
大型オフィスビル 棟数密度	延床面積1~5万㎡	棟/ha	0.211	0.285	0	1.65
	延床面積5万㎡~	棟/ha	0.0100	0.0330	0	0.277
駅密度	駅/ha	0.0602	0.0426	0	0.202	
1998年ダミー	-	0.5	0.501	0	1	

3.2.3. 推定結果

業務目的発生集中交通量の推定結果を表 7 に示す。オフィス従業者数とその他の従業者数の係数はすべて有意に正となっている。また、物流関係従業者数の係数は、自動車については予想通り有意に正となっており、徒歩と鉄道については負になっているものの有意ではない。

注目すべきは、オフィス従業者数と大型オフィスビル棟数密度との交差項の係数である。延床面積 5 万㎡未満の係数は、合計を含むすべての交通手段において有意にならないのに対し、延床面積 5 万㎡以上の係数は、合計、徒歩、鉄道が有意に正となり、自動車が有意に負となっている。

徒歩が増加して自動車が減少するのは、延床面積 5 万㎡以上のオフィスビルには近接性の利益があり、集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加するためと考えられ、前節で特定した結果と整合する。また、鉄道が増加して自動車が減少するのは、大型オフィスビルの多くが駅周辺に立地していることによるものと考えられる。

この結果、延床面積 5 万㎡以上のオフィスビルの密度増加は、オフィス従業者 1 人当たりの交通量を増加させ、集積の外部経済を大きくする一方、オフィス従業者 1 人当たりの自動車交通量を減少させるため、自動車混雑を引き起こす可能性が低いことが示された。

ただし、この推定は、オフィスビルの大型化が交通手段選択の代替性に与える影響を考慮していないため、次章では、オフィスビルの大型化が交通手段選択に与える影響について分析する。

表 7 交通量関数の推定結果

説明変数	パラメータ	合計	自動車	徒歩	鉄道
オフィス従業者数	γ_{1m}	0.587 *** [0.025]	0.133 *** [0.015]	0.0864 *** [0.0067]	0.335 *** [0.018]
オフィス従業者数×大型オフィスビル棟数密度 (延床面積1~5万㎡)	$\gamma_{1m}*\gamma_{21m}$	0.0181 [0.0308]	0.0200 [0.0190]	0.00542 [0.00828]	0.00122 [0.02150]
オフィス従業者数×大型オフィスビル棟数密度 (延床面積5万㎡~)	$\gamma_{1m}*\gamma_{22m}$	0.170 *** [0.050]	-0.0807 *** [0.0315]	0.0385 *** [0.0135]	0.266 *** [0.035]
物流関係従業者数	γ_{3m}	0.557 *** [0.125]	0.713 *** [0.076]	-0.0488 [0.0337]	-0.128 [0.088]
その他の従業者数	γ_{4m}	0.490 *** [0.051]	0.172 *** [0.030]	0.0819 *** [0.0136]	0.163 *** [0.036]
駅密度	γ_{5m}	10400 [15000]	-14600 [9100]	4420 [4040]	22900 ** [10600]
1998年ダミー	γ_{01998m} $-\gamma_{02008m}$	1390 ** [565]	3980 *** [385]	-255 * [153]	-1560 *** [380]
定数項	γ_{02008m}	1070 [1430]	2570 *** [864]	-1130 *** [384]	-2150 ** [1010]
Wald χ^2		4846.36	1039.66	1736.42	3376.20
自由度修正済み決定係数		0.5546	0.7113	0.1472	0.6900
サンプル数		230	230	230	230

[]内は標準誤差を示している。***は1%で、**は5%で、*は10%で有意であることを示している。

4. オフィスビルの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響

前章では、業務目的の発生集中交通量を交通手段別に推定し、延床面積5万㎡以上のオフィスビルの増加が、自動車から徒歩と鉄道への代替を促すことを示唆することができた。ここでは、前章の分析を発展させ、個人の効用最大化理論を基礎とする多項選択ロジットモデルにより、オフィスビルの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響を分析する。

4.1. 推定モデル

まず、個人*i*の交通手段 $m \in M$ に対する効用関数 U_{ijtm} を、式(3)のように記述する。

$$U_{ijtm} = \alpha_{tm} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta}_m + \xi_{jtm} + \varepsilon_{ijtm} \quad (3)$$

ここで、 M ：選択可能な交通手段の集合、 \mathbf{X}_{jt} ：属性ベクトル、 ξ_{jtm} ：交通手段 m に関する観察できない特性、 ε_{ijtm} ：個人*i*の交通手段 m に対する観察できない選好、 $\alpha, \boldsymbol{\beta}$ ：パラメータ、である。また、添え字は、 j ：ゾーン、 t ：期である。

ε_{ijtm} は極値分布に従っているとすると、交通手段 $n \in M$ の選択確率 P_{jtn} は、

$$P_{jtn} = \frac{\exp(\alpha_{tn} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta}_n + \xi_{jtn})}{\sum_{m \in M} \exp(\alpha_{tm} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta}_m + \xi_{jtm})}$$

となる。徒歩の選択確率を P_{jtw} 、自動車の選択確率を P_{jtc} とすると、徒歩と自動車の選択確率比は、

$$\frac{P_{jtw}}{P_{jtc}} = \frac{\exp(\alpha_{tw} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta}_w + \xi_{jtw})}{\exp(\alpha_{tc} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta}_c + \xi_{jtc})}$$

となるから、両辺対数をとると、

$$\ln\left(\frac{P_{jtw}}{P_{jtc}}\right) = (\alpha_{tw} - \alpha_{tc}) + \mathbf{X}_{jt}(\boldsymbol{\beta}_w - \boldsymbol{\beta}_c) + (\xi_{jtw} - \xi_{jtc}) \quad (4)$$

となるので、2種類の交通手段の効用関数パラメータの差を式(4)により OLS 推定できる。これは、当該ゾーンのある属性を変化させたとき、2種類の交通手段のうちどちらの選択確率を高めるのかを推定できることを示している。

観察できない地域固有の影響については、前章と同様に、2時点のパネルデータを構築し、変量効果モデルにより推定することでコントロールする。

4.2. 使用データ

分析に使用するデータの概要と基本統計量を表 8、表 9 にそれぞれ示す。基本的には前章と同様のデータを用いるが、交通手段選択確率比が被説明変数となるため、宅地面積²⁶や従業者数を用いて基準化している。

注目する変数である大型オフィスビルの集積度は、当該ゾーンのオフィス容積率を用いる²⁷。また、前章と同様に、従業者又は事業所の形態別の交通手段選択の選好をコントロールするため、オフィス従業者比率及び物流関係施設面積比率を用いる。オフィス従業者比率のパラメータは、上記のオフィス容積率がオフィスの空間的な集中度を表すのとは異なり、オフィス従業者の一般的な選好を表すものと考えられる。また、物流関係の集積度を面積比率で表したのは、従業者数よりも施設規模の与える影響が大きいと考えられるためである。

表 8 使用データ

変数	単位	説明	出所
業務目的交通手段選択確率比	—	【被説明変数】東京都区部(115ゾーン)	H
オフィス容積率	—	事務所延床面積 / 事務所宅地面積	C
従業者密度	万人/ha	従業者数 / 宅地面積	C,D
オフィス従業者比率	—	事務所・営業所の従業者数 / 従業者数	D
物流関係施設面積比率	—	専用工場・倉庫運輸関係施設の宅地面積 / 宅地面積	C
駅密度	駅/ha	鉄道駅数 / 宅地面積	C,F,G

C: 東京都土地利用現況調査('96,'06)、D: 事業所・企業統計調査('96,'06)、
F: 国土数値情報ダウンロードサービス、G: 都市交通年報('98~'08)、H: 東京都市圏パーソントリップ調査('98,'08)

表 9 基本統計量

変数	単位	平均値	標準偏差	最小値	最大値
【被説明変数】 業務目的 交通手段 選択確率比	徒歩 / 自動車 対数	-2.07	1.05	-4.70	0.236
	鉄道 / 自動車 対数	-0.757	1.03	-3.18	1.32
	徒歩 / 鉄道 対数	-1.34	0.526	-3.29	0.0979
オフィス容積率	—	2.95	1.67	0.761	9.30
従業者密度	万人/ha	0.0758	0.0714	0.00800	0.415
オフィス従業者比率	—	0.477	0.173	0.217	0.880
物流関係施設面積比率	—	0.218	0.173	0.00868	0.847
駅密度	駅/ha	0.0602	0.0426	0	0.202
1998年ダミー	—	0.5	0.501	0	1

²⁶ 脚注 25 と同じ。

²⁷ 前章と同様に、大型オフィスビル棟数密度を説明変数とするモデルの推定も試みたが、有意な結果は得られなかった。これは、被説明変数が対数値であるのに対し、オフィスビル棟数密度の分布がゼロ値を多く含む離散的な分布であるためと考えられる。

4.3. 推定結果

業務目的の交通手段選択確率比の推定結果を表 10 に示す。

注目する変数であるオフィス容積率の増加は、自動車に対する徒歩と鉄道の選択確率を上昇させる結果となり、前章の推定結果と整合的になった。従業者密度の増加は、自動車と鉄道に対する徒歩の選択確率を上昇させる。これは、従業者密度の増加が従業者相互の空間距離を短くする結果と解釈できる。

オフィス従業者比率のパラメータ推定結果から、オフィス従業者は、鉄道を選択する傾向にある一方、自動車を選択しない傾向にあることがわかる。物流施設面積比率の増加は、鉄道と徒歩に対する自動車の選択確率を上昇させる結果となり、前章の推定結果と整合的になった。駅密度の増加は、当然のことながら徒歩と自動車に対する鉄道の選択確率を上昇させる。加えて、自動車に対する徒歩の選択確率を上昇させることから、徒歩と鉄道を組み合わせたチェーントリップが一定程度存在することを示唆しているものと考えられる。

表 10 交通手段選択確率比(対数)の推定結果²⁸

説明変数	徒歩 / 自動車	鉄道 / 自動車	徒歩 / 鉄道
オフィス容積率	0.148 ** [0.061]	0.195 *** [0.040]	-0.0738 [0.0486]
従業者密度	3.20 ** [1.44]	-0.462 [1.010]	4.58 *** [1.11]
オフィス従業者比率	0.991 ** [0.452]	2.33 *** [0.30]	-1.39 *** [0.35]
物流関係施設面積比率	-1.19 *** [0.36]	-0.953 *** [0.259]	-0.267 [0.272]
駅密度	2.62 * [1.47]	4.75 *** [1.04]	-2.64 ** [1.11]
1998年ダミー	-0.439 *** [0.059]	-0.390 *** [0.035]	-0.0665 [0.0553]
定数項	-2.93 *** [0.21]	-2.29 *** [0.15]	-0.569 *** [0.158]
Waldχ ²	372.38	1001.46	39.04
自由度修正済み決定係数	0.4575	0.7836	0.0676
サンプル数	226	230	226

[]内は標準誤差を示している。***は1%で、**は5%で、*は10%で有意であることを示している。

²⁸ 徒歩を含む推定式のサンプル数は 226 となっている。これは、1998 年において徒歩トリップがゼロの 2 ゾーン（ゾーンコード 0124,0621）については、パネルデータを構築するため 2008 年のデータも除外したことによる。

5. おわりに

5.1. まとめと考察

本研究は、オフィスビルの大型化が集積の外部性を改善する結果、短距離移動が増加し、自動車から他の交通手段への代替を促進するという仮説を設定し、以下の実証分析を行った。

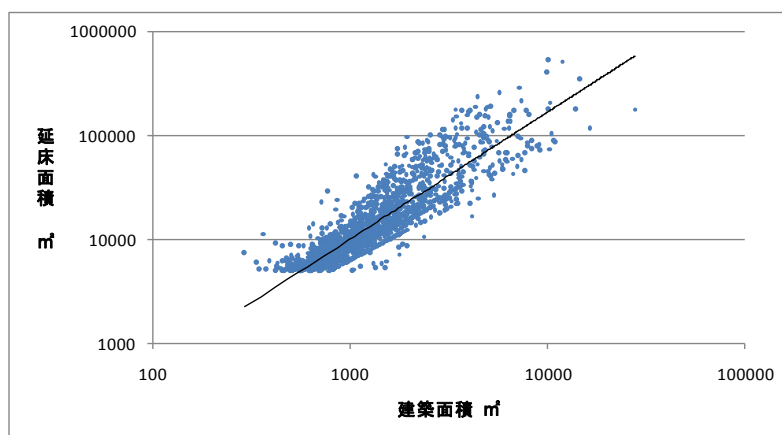
まず、近接性の利益があるオフィスビルの規模は、ヘドニック・アプローチにより延床面積5万㎡以上に特定し、延床面積5万㎡以上のオフィスビルの増加がオフィス従業者1人当たりの業務目的交通量を増加させることを示した。これを交通手段別にみると、徒歩と鉄道を増加させ、自動車を減少させることがわかった。すなわち、延床面積5万㎡以上のオフィスビルの増加は、集積の経済を大きくする一方で、集積の不経済である自動車交通混雑を引き起こす可能性は低いことが実証された。

さらに、オフィスビルの大型化が業務目的の交通手段選択に与える影響について、多項選択ロジットモデルを用いて分析し、オフィス容積率の増加によって他の交通手段に対する自動車の選択確率が低下することを明らかにした。

オフィスビルの大型化が自動車から徒歩への代替を促進するのは、企業集中が促進する結果、短距離移動が増加したことによるものと考えられる。また、自動車から鉄道への代替を促進するのは、大型オフィスビルの多くが駅周辺に立地していることに起因するものと考えられる。

5.2. 政策的含意

オフィスビルの大型化により、自動車交通混雑という外部不経済は交通手段選択を通じて抑制されるので、容積率緩和による大型オフィスビル供給に対する懸念は和らぐ。しかし、容積率緩和のみでは大型オフィスビルの供給が促進されないものと考えられる。



データ出所：東京都土地利用現況調査(2006)

図 8 オフィスビルの延床面積と建築面積との関係

図 8 は、延床面積 5,000 m²以上のオフィスビルの延床面積と建築面積との関係を示したものである。大型オフィスビルの供給には敷地面積を大きくする必要があることがわかる。

近年の大型オフィスビルの供給の多くは、街区がスーパーブロックで形成される大手町・丸の内や、鉄道操車場跡地を開発した汐留、品川において行われている。既存の業務集積地において大型オフィスビルの供給を促進するためには、容積率緩和と同時に敷地の共同化・大街区化が有利となるような制度設計も必要となるだろう²⁹。

また、「混雑料金制（ピークロードプライシング）に対して一般の理解が得られるまでに、かなり長い時間がかかりそう」³⁰なことを前提にすれば、容積率規制の撤廃は困難である。なぜなら、深刻な交通混雑の発生時に講じる実効的な政策手段がないからである。しかし、東京の集積の経済を最大限発揮するためには、業務集積地における容積率が交通需要の実態に照らして過剰な規制となっていないか検証する必要がある。例えば、容積率緩和手法を活用する際の交通アセスメントとして用いられる「大規模開発地区関連交通計画マニュアル（以下、「マニュアル」という。）」に示されるような定量的な手法で容積率を検証することも考えられる。なお、マニュアルにもさらに精度を高める余地があるものと考えられる。マニュアルでは、「交通手段分担率は、原則として当該地区が属する PT 調査の最小ゾーンの値を用いる」とされている。しかし、本研究で明らかになったように、交通手段分担率は当該地区のオフィス容積率、従業者密度、駅密度などに影響を受ける。PT 調査は 10 年毎であり、10 年でこれらの数値は大きく変化する可能性があるため、地区特性や開発特性から交通手段分担率を推計できるようなモデルの開発が望まれる。

最後に、オフィス容積率の増加は、業務目的においては徒歩と鉄道の選択確率を上昇させるが、業務目的交通のピークは昼間であるため、鉄道などの混雑が悪化する可能性は低い。ただし、大型オフィスビルの供給の進展は、歩道や鉄道施設に関わる交通アセスメントの重要性を高めるものと思われる。

5.3. 今後の課題

本研究では、業務目的の交通量として、PT 調査の計画基本ゾーンの集計値を用いたが、オフィスビルの大型化がもたらす企業集積や取引先の変化は、かなりミクロのレベルで生じているものと推測される。このため、PT 調査の小ゾーン集計値の活用や個人の交通行動に着目した分析、大型オフィスビルの立地を外生的に取り扱った周辺企業の立地モデルの構築など、さらに詳細な分析が望まれる。その際には、容積率規制の拘束性も考慮する必要があるだろう。

また、PT 調査の業務交通は、営業用貨物車のトリップが含まれていないため、オフィス集積が物流に与える影響も考慮する必要がある。なお、オフィス容積率緩和の費用便益分析には、オフィス集積がもたらす通勤時間の増加や鉄道混雑を含めた検討が必要である。

²⁹ 都市再生特別地区に指定された都内 19 地区では、8 事業（大手町地区は 2 事業）で敷地の共同化・大街区化が行われている。また、2010 年 4 月に東京都総合設計許可要綱が改正され、割増容積率の新たな評価項目として敷地の集約化が追加されている。

³⁰ 岩田・山崎・福井(1997)。

参 考 文 献

- 1) 浅見泰司(1994)「土地利用規制」, 東京一極集中の経済分析, 日本経済新聞社, pp.95-130
- 2) 金本良嗣(1997)「都市経済学」, 東洋経済新報社, pp.152-156
- 3) 中川雅之(2008)「公共経済学と都市政策」, 日本評論社, pp.109-113
- 4) 八田達夫・唐渡広志(2007)「都心ビル容積率緩和の便益と交通量増大効果の測定」, 運輸政策研究, Vol.9, No.4, pp.2-16
- 5) 浅田義久(2007)「都市の容積率と交通需要」, 季刊 住宅土地経済, 2007年秋季号, pp.22-28
- 6) 明石達生・西澤明・鈴木聡・對木揚・滝井恵(2003)「東京都区部における土地利用と交通負荷に関する基礎資料」, 都市計画報告2号, pp.1-7
- 7) 小川剛志(2007)「東京区部における新たな業務市街地の形成に関する研究」, 都市計画論文集, No.42-3, pp.739-744
- 8) 菊池慶之(2009)「オフィスビルの大型化が都市内部構造に及ぼす影響」, 日本不動産学会誌, 第23巻第3号, pp.125-134
- 9) 唐渡広志(2000)「東京都における主要業務地区への近接性の利益と集積の経済」, 応用地域学研究, No.5, pp.41-52
- 10) 肥田野登・山村能郎・土井康資(1995)「市場価格データを用いた商業・業務地における地価形成および変動要因分析」, 日本都市計画学会学術研究論文集, pp.529-534
- 11) 屋井鉄雄・岩倉成志・洞康之(1992)「商業集積地における地価構成要因に関する研究」, 土木学会論文集, No.449/IV-17, pp.87-96
- 12) 清水千弘・唐渡広志(2007)「不動産市場の計量経済分析」, 朝倉書店, pp.133-143
- 13) 浅野光行(1979)「都市における交通-活動分布モデルに関する基礎的研究」, 土木学会論文報告集, 第285号, pp.85-99
- 14) 柏谷増男・斉藤道雄・朝倉康夫・三瀬博敬(1992)「自動車発生集中交通量のプーリングデータ分析」, 土木学会論文集, No.449/IV-17, pp.155-164
- 15) 吉田朗・原田昇(1999)「選択肢集合の確率的形成を考慮した集計型目的地選択モデルの研究」, 土木学会論文集, No.618/IV-43, pp.1-13
- 16) 岩田規久男・山崎福寿・福井秀夫(1997)「経済審議会：土地・住宅 WG における容積率論」, 都市住宅学17号, pp.8-13
- 17) 国土交通省都市・地域整備局都市計画課都市交通調査室(2007)「大規模開発地区関連交通計画マニュアル」, pp.23-24

— 謝 辞 —

本論文の作成に当たり, 加藤一誠教授(主査), 安邊英明教授(副査), 北野泰樹助教授(副査), 田尾亮介講師(副査)から丁寧なご指導を頂いたほか, 福井秀夫教授(プログラム・ディレクター), 金本良嗣教授, 中川雅之教授から大変貴重なご意見を頂きました。ここに記して感謝申し上げます。なお, 本論文は, 筆者の所属機関の見解とは一切関係がないことを申し添えらるとともに, 本論文の見解及び内容に関する誤りは, すべて筆者のみに帰属します。

医師誘発需要対策としての病床規制がもたらす弊害について

<要旨>

医療サービスの市場においては、需要者である患者と供給者である医師の間に必要な医療サービスに関して情報の非対称が存在し、それを利用して医師は患者の医療需要を誘発する可能性がある（医師誘発需要と呼ばれている）。国は、その医師誘発需要に起因する入院医療費の高騰を抑止するため、2次医療圏ごとに基準病床数を定める病床規制を導入した。本論文では、医師誘発需要の存在を確認し、病床規制が入院医療費に与える影響を国民健康保険の医療費データをもとに分析した。分析の結果、医師誘発需要の存在が明らかとなり、病床規制には医師誘発需要及び1病床1日あたりの入院医療費を抑える効果がなく、いずれをも増加させる傾向があることが明らかになった。また、死亡率を用いて分析した結果、病床規制は社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていることも示された。これらを踏まえ、病床規制は撤廃すべきであり、医療の標準化などを検討する必要があることを提案した。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10046 安東 幸恵

目次

1. はじめに.....	3
1.1 医師誘発需要とは.....	3
1.2 病床規制の概要.....	3
1.3 本研究の位置づけ.....	5
1.4 先行研究.....	5
2. 理論分析.....	5
2.1 情報の非対称がない2次医療圏.....	6
2.2 情報の非対称がある2次医療圏.....	7
2.3 病床規制の効果.....	8
3. 医師誘発需要及び病床規制が入院医療費に与える影響（実証分析）.....	9
3.1 推定モデル及び説明変数.....	9
3.1.1 推定式.....	9
3.1.2 データ.....	10
3.2 推定結果.....	11
4. 病床規制が死亡率に与える影響（実証分析）.....	12
4.1 推定モデル及び説明変数.....	12
4.1.1 推定式.....	12
4.1.2 データ.....	13
4.2 推定結果.....	13
5. 政策提言.....	14

1. はじめに

1.1 医師誘発需要とは

医療サービスの市場においては、需要者である患者と供給者である医師の間に必要な医療サービスに関して情報の非対称が存在する。

患者は、医療についての知識が医師に比べ乏しく、自分にとって必要な医療サービスを自ら選択することが困難であり、医師から勧められた検査、手術、投薬などが本当は不要であっても、そのアドバイスに従う傾向にあると考えられる。

情報の非対称の存在は、医師に不必要な検査、手術、投薬を行うインセンティブを生じさせる。医師が情報の非対称性を利用して自分の利益のために患者の医療需要を誘発するような行動を「医師誘発需要」と呼ぶ。

医師誘発需要が発生すると、健康状態の改善には寄与しない不必要な医療サービスが供給され、社会的な非効率が発生する。

医療サービスは、入院外医療（外来通院や往診など）と入院医療に区分されるが、入院外医療に関する医師誘発需要としては、不必要な検査、投薬や通院回数を増加させることが考えられる。また、入院医療に関する医師誘発需要としては、不必要な検査、投薬、手術や入院日数の引き延ばしが考えられる。

1.2 病床規制の概要

日本の医療費は、1955年に国民皆保険制度が実現して以来、ほぼ一貫して増大し続けてきた。厚生労働省は、各都道府県の病床数と入院医療費に強い相関が認められ、人口あたりの病床数が多いところほど1人あたりの入院医療費が高くなると主張しており、病床の供給を規制することによって医療費を削減できると考えている¹。

1985年の第一次医療法改正により、都道府県が医療提供体制の計画を作成する医療計画制度が創設された²。医療計画では、都道府県が2次医療圏を設定して、その2次医療圏で必要とされる病床数（基準病床数）を算定し、基準病床数以上となる場合には増床や新規病院の開設を実質的に認めない。この制度を一般的に「病床規制」と呼んでいる。病床規制は1988年に全国すべてに導入された。

2次医療圏は、地理的条件や日常生活・交通事情など社会的条件を考慮し、主に入院医療を提供する体制を確保する区域であり、都道府県ごとに4～21、全国で348の圏域が定められている。（平成21年4月1日現在）

*本論文の作成にあたり、熱心にご指導いただいた福井秀夫教授（プログラム・ディレクター）、安藤至大客員准教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、梶原文男教授をはじめ、まちづくりプログラム・知財プログラムの関係教員及び学生の皆様から大変貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

¹ 平成17年版厚生労働白書第2章

² 医療法第30条の4

なお、2次医療圏ごとの病床規制³の対象は、療養病床及び一般病床であり、高度医療、救急医療、へき地での医療、専ら小児疾患・周産期疾患に対する医療を提供する病院の病床は、病床規制の対象外である⁴。

病床規制に従わず、新規開設または増床する病院が保険医療機関の指定申請を行った場合、厚生労働大臣は当該病院について保険医療病床の指定を行わないことができる⁵。ただし、医療計画公示前に既に持っている病床（既存病床）を基準病床数まで減らす必要はなく、減らさないことに対する罰則規定もない。

病床規制は、療養病床及び一般病床の基準病床数を合計した総量規制である。

基準病床数の算定方法を以下に示す⁶。

- ・療養病床の基準病床数 =
((性別・年齢階級別人口) × (性別・年齢階級別入院・入所需要率)
－ (介護施設 (介護療養型医療施設を除く) 等で対応可能な数)
+ (流入入院患者) － (流出入院患者)) ÷ 病床利用率
- ・一般病床の基準病床数 =
((性別・年齢階級別人口) × (性別・年齢階級別退院率)
× (平均在院日数) + (流入入院患者) － (流出入院患者))
÷ 病床利用率
- ・ただし、都道府県は、県外への流出患者数が県内への流入患者数を上回る場合、
「(流出入院患者数 － 流入入院患者数) × 1/3」を限度として基準病床数を加算することができる。

以上のように定められているが、性別・年齢階級別入院・入所需要率、平均在院日数、病床利用率、性別・年齢階級別退院率は、厚生労働省告示⁷で定められたものである⁸。性別・年齢階級別入院・入所需要率及び病床利用率は全国一律の数値であり、地域の医療需要を無視したものであると言える。また、平均在院日数及び性別・年齢階級別退院率は、全国を9ブロックに分けた地域ブロック別の数値を使用するものであるが、地域ブロック内においても、医療需要が高いと考えられる老年人口が2次医療圏ごとに違うことなど、医療需要に差があることは当然であると考えられるので、地域ブロック一律の数値も妥当な数値とは言い難い。

³ 精神病床、感染症病床、結核病床については、3次医療圏（北海道と長野県を除いて都道府県の区域が範囲）ごとの病床規制の対象となっている。

⁴ 医療法施行規則第30条の31、同条の32、同条の32の2

⁵ 健康保険法第65条第4項

⁶ 医療法施行規則第30条の30

⁷ 医療法第30条の3第2項第3号に規定する療養病床及び一般病床に係る基準病床数の算定に使用する数値等（昭和61年8月30日厚生労働省告示第165号）

⁸ 流入入院患者数及び流出入院患者数は、厚生労働省「患者調査」及び「病院報告」から求める。

1.3 本研究の位置づけ

本論文では、病床あたりの医師数を利用し、2次医療圏における入院医療費を推定することにより、医師誘発需要の存在を確認するとともに、病床規制には医師誘発需要を抑制する効果があるのか、病床の供給にどのような影響を与えているのかを分析する。また、病床の供給が制限されることにより発生する弊害についても分析する。

1.4 先行研究

医師誘発需要を検証する研究は多数行われている。西村 (1987)⁹ は人口あたりの診療従事医師数が国民健康保険加入者の1件あたり医療費を増加させることを確認している。また、泉田・中西・漆 (1999)¹⁰ は、老人医療を対象に健康状態を調整した上で医師数の増加が医療サービスを増加させていることを観察し、医師誘発需要の存在を支持している¹¹。

一方、岸田 (2001)¹² は、外来医療を対象にアクセスコストをコントロールして検証を行い、医師誘発需要には否定的な見解を示している¹³。

また、鈴木 (2005)¹⁴も、医師誘発需要の研究に対して「もともと医療費が高く、高収入が期待できる地域に医師が多く集まるという逆の因果関係も存在してしまうために、医師密度が内生変数となり、医師誘発需要が検証されやすくなるという問題がある」と指摘している。

病床規制についての研究は、泉田 (2003)、長谷川 (1998) などがあり、記述統計の整理により、病床規制が病床数や国民医療費に与える影響を分析している。

以上のように、医師誘発需要及び病床規制について論じた研究はそれぞれ存在するものの、いずれも医師誘発需要及び病床規制の相関については言及していない。

2. 理論分析

1.2 で述べたとおり、病床規制は、医師誘発需要を抑えて医療費の増加を防ぐ対策として導入された。本節では、病床規制が医師誘発需要を抑止する効果並びに入院医療費及び病床の供給に与える影響について理論分析する。

まず、特定の2次医療圏に注目し、医師誘発需要が入院医療費及び病床数に与える影

⁹ 西村 (1987) 第3章

¹⁰ 泉田・中西・漆 (1999) 67頁

¹¹ 人口あたり医師数が1%増加すると、外来サービス使用量が0.4%、入院サービス使用量が0.8%増加するとしている。

¹² 岸田 (2001) 254-255頁

¹³ 医師が患者に対する情報優位を利用して過剰なサービスを供給する可能性を否定しているわけではなく、医師所得の低下が誘発需要を生み出すという仮説を棄却している。

¹⁴ 鈴木 (2005) 99頁

響並びに最適な量の入院医療サービスについて分析する。

なお、2次医療圏は、高度・特殊な医療を除く医療を提供する区域として設定されており、一般的な入院医療はその地域で完結し、他の地域への患者の移動はないものとする。

2.1 情報の非対称がない2次医療圏

図 1に、患者が自分に必要な医療をすべて把握している地域（情報の非対称がない2次医療圏）における入院医療費と病床数の関係を表し、病院及び患者の行動並びに社会的に望ましい病床数を考察する。

縦軸に1病床1日あたり入院医療費をとり、最も症状が重く1病床1日あたり入院医療費が高い患者の入院費を1とする。また、横軸に延べ病床数（病床数×日数）をとり、病気にかかっている患者全員が必要としている延べ病床数を、この2次医療圏全体で1とする。延べ病床数は延べ患者数と等しく、患者の1日あたり入院に対する支払意思額は、0から1の間に一様に分布して、需要曲線 $D(x)$ で表される。cは、1病床1日あたりに実際に発生する人件費、設備費などの費用であり、 $c < 1$ とする。

1病床1日あたり入院医療費は、病気の重さにより異なり、 x' に位置する患者の入院医療費は $D(x')$ で、政府は病院に $D(x') - c$ を支払い、患者はcを支払うとする。このとき病院の利潤は、 $D(x') - c$ である。

病院の利潤の合計は、政府からの収入の合計から費用cの合計を引いたものである。また、自己負担cを考慮して、0から $1 - c$ の間に位置する患者だけが入院しようとする。

病院は利潤を最大化しようとするため、可能であれば希望する患者 $1 - c$ を全員入院させるので、このときのこの2次医療圏の病院の利潤の合計は $\frac{(1 - c)^2}{2}$ である。

社会的に望ましいのは、便益が費用cを上回る範囲で病床が提供されることであり、0から $1 - c$ の間に位置する患者が入院することである。

情報の非対称がない場合には、患者の自己負担を実際にかかった費用と同額に設定しておけば、最適な量の入院医療サービスが提供される。

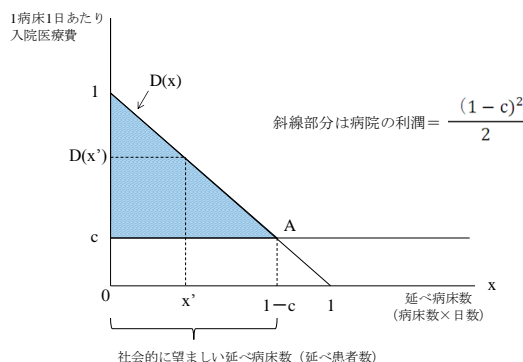


図 1 情報の非対称がない2次医療圏における入院医療費と病床数

2.2 情報の非対称がある2次医療圏

図 2 に情報の非対称がある2次医療圏における入院医療費と病床数の関係を表し、情報の非対称がない場合と比較する。

本来必要な入院医療サービス（需要曲線 $D(x)$ ）を医師だけが知っていて、政府と患者にはわからない場合、医師はその情報の非対称性を利用し、患者に不必要な検査・処置、入院日数の延長などをアドバイスする。そして、患者は本来の入院医療費より $(1+\alpha)$ 倍多く入院医療費を払っても良いと考えたと仮定する。

1病床1日あたり入院医療費は、需要曲線 $D(x)$ を $(1+\alpha)$ 倍した額であり、患者は c を支払うとする。

このとき、 c と $(1+\alpha) D(x)$ が交わる点Bまでの患者が入院する。点Bのときの延べ患者数は、次のように求められる。

$$c = (1+\alpha) - (1+\alpha) x$$

$$(1+\alpha) x = (1+\alpha) - c$$

$$x = 1 - \frac{c}{1+\alpha}$$

$$\alpha > 0 \text{ であれば, } 1-c < 1 - \frac{c}{1+\alpha}$$

よって、延べ入院患者は情報の非対称がない場合に比べ増加する。

また、この2次医療圏の病院の利潤の合計は $\frac{(1+\alpha-c)(1-\frac{c}{1+\alpha})}{2} = \frac{(1+\alpha-c)^2}{2(1+\alpha)}$ であり、

$\alpha > 0$ のとき、 $\frac{(1-c)^2}{2} < \frac{(1+\alpha-c)^2}{2(1+\alpha)}$ となり、情報の非対称がない場合に比べ増加

する。

しかし効率性の観点から考えると、真の問題は病院の利潤増加ではなく、AからBの間にいる患者が、入院から受ける真の便益 $D(x)$ が c を下回っているにも関わらず入院し、社会的損失が発生していることである。

なお、病床あたり医師数が異なるので、それぞれの2次医療圏で医師誘発需要に強弱がある。病床あたりの医師数が多いほど、1病床1日あたり入院医療費を上げようとするインセンティブが働くと考えられる¹⁵。

¹⁵ 鶴田・知野 (1997) によると、都道府県別の1人あたり医療費は、西日本が高く東日本が低い「西高東低」といわれ、この差異は病床数や医師数に依存するとしている。本論文では、病床あたり医師数を用いて分析する。

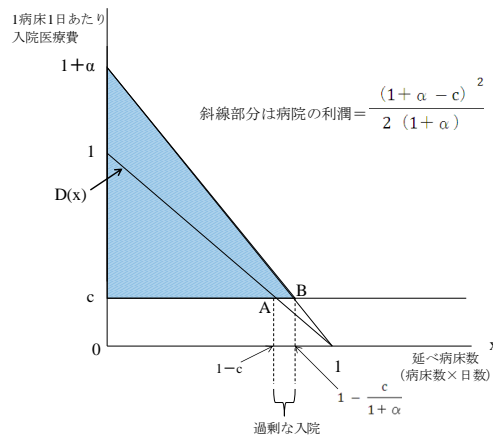


図 2 情報の非対称がある2次医療圏における入院医療費と病床数

2.3 病床規制の効果

2.2のように、情報の非対称がある2次医療圏において、病床規制が入院医療費及び病床数に与える影響を考察する。

基準病床数または既存病床数のうち、大きい方を r とする。

① $0 < r < 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数 $1-c$ より病床数が少ないので、本来入院すべき患者 (r から $1-c$ の間に位置する患者) が入院できない。(図 3)

② $r = 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数となり、入院が必要な患者が過不足なく入院する。

③ $r > 1-c$ のとき

社会的に望ましい病床数 $1-c$ より病床数が多いので、入院する必要のない患者 ($1-c$ から $\min\{r, 1 - \frac{c}{1+\alpha}\}$ の間に位置する患者) が入院する。(図 4)

政府が、2次医療圏ごとに病床の最適な供給量を把握するのは困難であり、適切ではない基準病床数が設定されると考えられる。

(ほとんどの2次医療圏が、 $0 < r < 1-c$ または、 $r > 1-c$ の状態である。)

また、病床規制に拘束力があるのは、 $1 - \frac{c}{1+\alpha}$ より少ない病床数が基準病床数として設定されている場合であり、症状の重い患者から入院するので、このとき1病床1日あたり入院医療費の平均は、病床規制に拘束力がない2次医療圏に比べて高くなると考えられる。

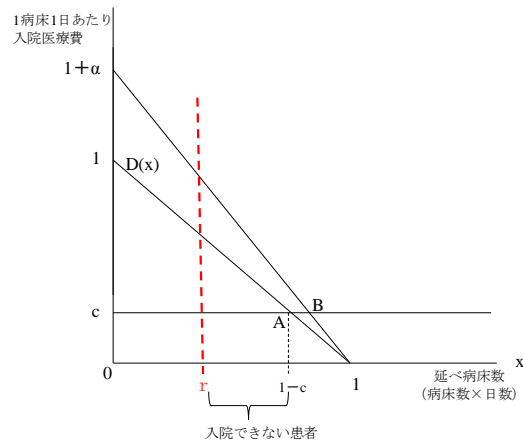


図 3 $0 < r < 1-c$ のとき

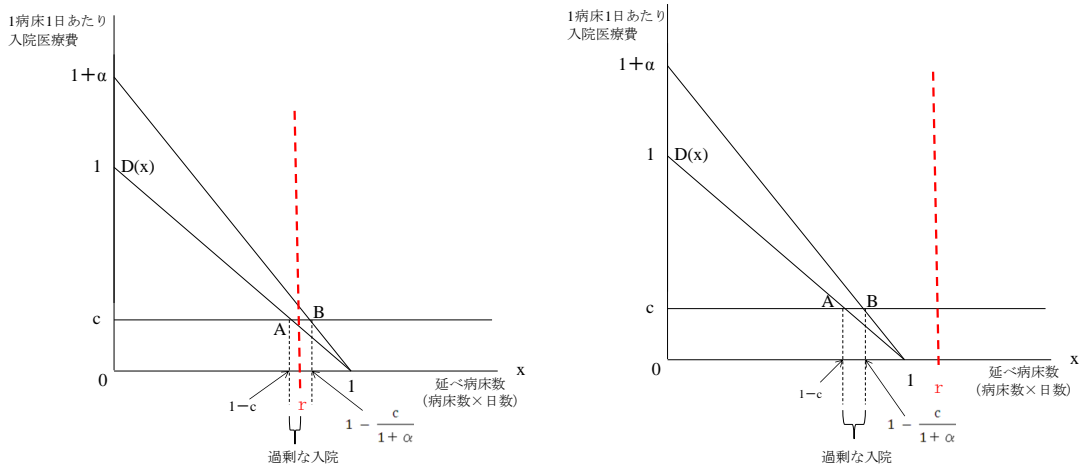


図 4 $r > 1-c$ のとき

3. 医師誘発需要及び病床規制が入院医療費に与える影響（実証分析）

病床あたり医師数が多いほど、また、病床規制に拘束力がある方が、1病床1日あたりの入院医療費が高いという理論分析の結果に基づき、平成20年度の2次医療圏別データを用い、実証分析を行う。

3.1 推定モデル及び説明変数

3.1.1 推定式

医師誘発需要及び病床規制の拘束力の有無が1病床1日あたりの入院医療費に与える影響について、次のとおり推定する。

$\ln(\text{Bill})$

$$= \alpha + \beta_1 (\text{Doctor}) + \beta_2 (D_R) + \beta_3 (\text{Doctor} \times D_R) + \beta_4 (X) + \varepsilon$$

ここで、Billは2次医療圏ごとの1病床1日あたりの国民健康保険入院医療費である。Doctorは病床あたり医師数で、医師誘発需要の指標として用いた。医師誘発需要が存在する場合、係数の符号は正をとる。D_Rは、既存病床数が基準病床数以上の場合に1、基準病床数未満の場合に0をとるダミー変数である。既存病床数が基準病床数より多く、病床規制に拘束力がある場合、1病床1日あたりの入院医療費の平均が、病床規制に拘束力がない2次医療圏に比べて高くなると考えられるため、係数の符号は正となることが予想される。また、拘束力の有無により病床あたり医師数（医師誘発需要）が入院医療費に与える影響を分析するため、拘束力ダミーとの交差項を設定した。病院は利潤を最大化しようとするので、拘束力がある場合には、より医師誘発需要が強いと考えられる。よって、係数の符号は正となることが予想される。

そのほか、コントロール変数として、高齢者10万人あたり介護施設定員、平均在院日数、県内総生産、人口10万人あたり診療所数、延べ病床数、療養病床割合を説明変数に含めた。介護施設は療養病床を有する病院の代替施設と考えられるため、高齢者10万人あたり介護施設定員の係数の符号は負となることが予想される。また、在院日数により診療報酬（入院基本料）に差があり、在院日数が延びれば通常は診療報酬が逓減するため、在院日数の係数の符号は負となることが予想される。また、診療所と病院の診療報酬（入院基本料）に差があるため、人口10万人あたり診療所数を加えた。診療所における診療報酬（入院基本料）は病院におけるものより低いいため、係数の符号は負となると考えられる。また、より病気の重い患者から入院するため、延べ病床数が増えると軽い疾病の患者も入院が可能となり、1病床1日あたりの平均入院医療費が下がるため、延べ病床数の符号は負になると考えられる。

3.1.2 データ

2次医療圏ごとの1病床1日あたりの国民健康保険入院医療費及び延べ病床数については、『国民健康保険事業年報』の診療費（入院）を利用した¹⁶。

病床あたり医師数は、厚生労働省大臣官房統計情報部編『地域保健医療基礎統計』を利用し、医師数を病床数で割ることにより算出した。1病床あたり、最大で0.537人、最小で0.048人である。

拘束力ダミーを設定するための既存病床数及び基準病床数については、各都道府県医療計画を利用した。拘束力のある2次医療圏は、269医療圏で全体の78%である。

高齢者（65歳以上）10万人あたり介護施設定員については、高齢者人口は総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』、介護施設定員は厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』を利用し、介護老人施設及び介護老人保健施設

¹⁶ 1自治体の中に複数の2次医療圏が存在する横浜市・川崎市の5医療圏については、2次医療圏ごとの入院医療費を算出することができないため、サンプルから除外した。

の合計を、高齢者人口で割ることにより算出した。平均在院日数は、厚生労働省『病院報告』を利用した。県内総生産は、内閣府『県民経済計算』を利用した。人口10万人あたり診療所数については、人口は総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』、診療所数は厚生労働省大臣官房統計情報部編『地域保健医療基礎統計』を利用し、診療所数を人口で割ることにより算出した。

データはすべて平成20年度のものを使用した。

表 1 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(1 病床 1 日あたり入院医療費)	343	10.132	0.124	9.755	10.415
ln(病床あたり医師数)	343	-2.147	0.365	-3.028	-0.621
拘束力ダミー	343	0.784	0.412	0.000	1.000
ln(病床あたり医師数)×拘束力ダミー	343	-1.727	0.962	-3.028	0.000
ln(高齢者 10 万人あたり介護施設定員)	343	7.969	0.221	7.075	9.091
ln(平均在院日数)	343	3.622	0.338	2.625	4.694
ln(県内総生産)	343	15.992	0.887	14.508	18.341
ln(人口 10 万人あたり診療所数)	343	4.275	0.237	3.489	5.648
ln(延べ病床数)	343	12.442	0.818	10.297	14.751
療養病床割合	343	21.136	8.744	1.000	56.139

3.2 推定結果

推定結果は、次のとおりである。

表 2 推定結果

被説明変数：ln(1 病床 1 日あたり入院医療費)			
説明変数	係数		標準誤差
ln(病床あたり医師数)	0.119	***	0.033
拘束力ダミー	0.103	*	0.057
ln(病床あたり医師数)×拘束力ダミー	0.048	*	0.028
ln(高齢者 10 万人あたり介護施設定員)	-0.085	***	0.031
ln(平均在院日数)	-0.093	***	0.022
ln(県内総生産)	0.043	***	0.006
ln(人口 10 万人あたり診療所数)	-0.132	***	0.021
ln(延べ病床数)	-0.018	***	0.007
療養病床割合	0.001	**	0.001
定数項	11.479	***	0.335
サンプル数	343		
補正 R ²	0.691		

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

病床あたり医師数は1%水準で統計的に有意に正であり、病床あたり医師数の増加が

1病床1日あたり入院医療費を増加させる,すなわち医師誘発需要が存在することが示された. 拘束力ダミーの係数の符号は, 10%水準で有意に正であり, 病床規制が1病床1日あたり入院費の平均を引き上げていることが示唆される. また, 病床あたり医師数と拘束力ダミーの交差項の係数も, 10%水準で有意に正であり, 医師誘発需要は病床規制に拘束力がある場合により強く働くことが示された.

4. 病床規制が死亡率に与える影響（実証分析）

理論分析では, 病床規制に拘束力がある2次医療圏では, 社会的に望ましい病床数が供給されていない場合があるという結果が導かれた. 社会的に望ましい病床数が供給されなければ, 入院したくても入院できない患者や, まだ入院しておく必要があるのに退院させられる患者が発生する可能性がある. そのようなことが起こった場合, 患者の健康水準が悪化し, 死亡率が高まる可能性があると考えられる. よって, 社会的に望ましい病床数が供給されていないことの指標として死亡率を用い, 実証分析を行う. 分析には, 平成16年度及び平成20年度の都道府県別データを用いた¹⁷.

4.1 推定モデル及び説明変数

4.1.1 推定式

病床規制が, 社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていないかを検証するため, 次のとおり推定する.

$$\text{Mortality} = \alpha + \beta_1 (D_R) + \beta_2 (X) + \varepsilon$$

ここで, Mortalityは 都道府県ごとの死亡率であり, 社会的に望ましい病床数が提供されていることの指標として, 被説明変数に設定した. D_R は, 拘束力ダミーで, 供給される病床数が社会的に望ましい病床数より少ない場合, 係数の符号は正をとる.

そのほか, コントロール変数として, 年度ダミー, 老年人口割合, 年少人口割合, 県内総生産, 病院・診療所密度を説明変数に含めた. 年度ダミーは, 平成20年度について1を, 平成16年度について0をとるダミー変数である. 老年人口割合は, 人口に占める高齢者(65歳以上)の割合である. 高齢者が多いほど死亡率は高くなるため, 老年人口割合の係数の符号は正となることが予想される. また, 年少人口割合は人口に占める年少者(15歳未満)の割合である. 年少者が多いほど死亡率は低くなるため, 年少人口割合の符号は負となることが予想される. また, 病院・診療所密度

¹⁷ 大部分の46都道府県が, 平成16年度から平成20年度の間に医療計画の見直しを行い, 基準病床数を変更したため, 平成16年度及び平成20年度のデータを使用した.

は、可住面積 (km²) あたりの病院及び診療所数である。病院及び診療所が身近にあるほど死亡率は低くなると考えられることから、係数の符号は負となると考えられる。

4.1.2 データ

都道府県ごとの死亡率（粗死亡率）は、総務省『統計でみる都道府県のすがた』を利用した。

老年人口割合は、総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』を利用した。年少人口割合は、総務省『統計でみる都道府県のすがた』を利用した。県内総生産は、内閣府『県民経済計算』を利用した。

病院・診療所密度については、病院・診療所数は厚生労働省『病院報告』，可住面積は『統計でみる都道府県のすがた』を利用し、病院数及び診療所数の合計を可住面積 (km²) で割ることにより算出した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表 3 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
死亡率	94	0.911	0.136	0.625	1.226
拘束力ダミー	94	0.819	0.387	0.000	1.000
年度ダミー	94	0.500	0.503	0.000	1.000
老年人口割合	94	22.401	2.974	15.5	28.60
年少人口割合	94	13.787	0.983	11.5	18.60
ln(県内総生産)	94	15.779	0.830	14.508	18.341
ln(病院・診療所密度)	94	-0.206	0.757	-1.708	2.253

4.2 推定結果

推定結果は、次のとおりである。

表 4 推定結果

被説明変数：死亡率				
説明変数	係数		標準誤差	
拘束力ダミー	0.017	**	0.008	
年度ダミー	-0.020	**	0.008	
老年人口割合	0.039	***	0.003	
年少人口割合	-0.009	*	0.005	
ln(県内総生産)	-0.019	**	0.008	
ln(病院・診療所密度)	-0.011		0.007	
定数項	0.460	***	0.232	
サンプル数	94			
補正 R ²	0.948			

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

拘束力ダミーの係数の符号は、5%水準で統計的に有意に正であり、病床規制が拘束力を持つ2次医療圏では死亡率が上がることを、すなわち病床規制が死亡率を引き上げていることが示唆される。よって、病床規制が拘束力を持つ2次医療圏では、社会的に望ましい病床数が供給されていない、つまり、病床規制が社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていることが示された。

5. 政策提言

本研究では、入院における医師誘発需要の存在を確認し、病床規制が入院医療費に与える影響を分析した。分析の結果、医師誘発需要の存在が確認でき、病床規制には医師誘発需要を抑える効果はなく、医師誘発需要及び1病床1日あたり入院医療費を増加させる傾向があることが明らかになった。

また、死亡率を用いて分析した結果、病床規制は社会的に望ましい病床数を供給する妨げになっていることも示された。

この結果、医師誘発需要対策としての病床規制は効果がなく、弊害をもたらしていることが明らかになった。よって、病床規制は撤廃すべきである。

医師誘発需要対策としては、カルテの電子化などの医療の標準化、医療情報の開示など、さまざまな提言がなされている。情報の非対称を解消するためのこのような対策を検討するべきだと考える。

参考文献

- 泉田信行・中西悟志・漆博雄 (1999) 「医師の参入規制と医療サービス支出 — 支出関数を用いた意思誘発需要仮説の検討 —」 『医療と社会』 9 (1) , 59-70
- 泉田信行 (2003) 「病床の地域配分の実態と病床規制の効果」 『季刊 社会保障研究』 39(2) , 164-173
- 河口洋行 (2009) 『医療の経済学』 日本評論社.
- 岸田研作 (2001) 「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説 — 2次医療圏, 市単位のパネル・データによる分析 —」 『季刊 社会保障研究』 37(3) , 246-258
- 鈴木亘 (2005) 「平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか？」 田近栄治／佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』 東洋経済新報社, 97-116
- 太鼓地武 (2001) 「医療費の地域差の現状」 地域差研究会編『医療費の地域差』 東洋経済新報社, 19-39
- 鶴田忠彦・知野哲朗 (1997) 「国民医療費の現状と将来」 内閣府社会総合研究所『経済分析』 第152号
- 鶴田忠彦 (2004) 『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』 東洋経済新報社
- 西村周三 (1987) 『医療の経済分析』 東洋経済新報社
- 長谷川敏彦 (1998) 「地域医療計画の効果と課題」 『季刊 社会保障研究』 33(4) , 382-391
- 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
- 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
- 八代尚宏 (2000) 『社会的規制の経済分析』 日本経済新聞社
- 吉田あつし (2009) 『日本の医療のなにかが問題か』 NTT出版
- 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 (第2版)』 東洋経済新報社
- 各都道府県医療計画

公的信用保証制度におけるモラルハザードに関する一考察

要 旨

本稿では、信用保証制度を支える信用保険制度を考慮した上で、信用保証付き融資の実行において生じる可能性のある、金融機関及び信用保証協会のモラルハザードについて着目し、分析を行った。その結果、信用保証付き融資実行先へのモニタリングの欠如などの金融機関におけるモラルハザードに対して、出損による抑止効果は見出せず、また、金融機関のモラルハザードが防げない状況下で、保証承諾は本来融資すべき企業のみに行われているとはいえないということが明らかとなった。これらの原因は、信用保証協会を支える公的支援が手厚いことから生じていると考えられ、現実的に“信用保証協会は経営破綻しない”というしくみを改めることを検討する必要があると考えられる。

2011年2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10047 伊藤 晃子

目次

1. はじめに.....	1
1.1. 研究の背景・目的	1
1.2. 先行研究と本稿の位置づけ	2
1.3. 論文構成	2
2. 信用保証制度の概要	2
2.1. 中小企業の間接金融市場における情報の非対称性.....	2
2.2. 信用保証制度とは	3
2.3. 信用保険制度とは	5
2.4. 特別信用保証制度とは	5
3. 金融機関のモラルハザードの可能性.....	6
3.1. モニタリングを行うインセンティブの欠如及び逆選択が生じる可能性	6
3.2. 出損によるモラルハザード抑止効果に関する検証.....	7
3.2.1. モデルについて	8
3.2.2. データの説明.....	8
3.2.3. 推計結果.....	9
4. 信用保証付き融資はどのような企業に実行されているのか	10
4.1. 付保状況が生産性に与える影響の検証	11
4.1.1. モデルについて	11
4.1.2. データの説明.....	12
4.1.3. 推計結果.....	14
4.2. 特別保証制度が生産性に与える影響の検証	14
4.2.1. モデルについて	15
4.2.2. データの説明.....	16
4.2.3. 推計結果.....	16
5. 実証分析結果のまとめと政策提言.....	17
5.1. 分析結果のまとめ	17
5.2. 政策提言	18
6. おわりに.....	19
参考文献	20
統計データ出典元 HP.....	20

1. はじめに*

1.1. 研究の背景・目的

失われた 10 年,あるいは 20 年と謳われるように,バブル崩壊後の 1990 年代以降における日本の長引く景気低迷に対して,政府は数多くの経済対策を行ってきた. 公的信用保証も,中小企業の資金繰り円滑化を目的とする政策の一つとして,バブル崩壊後に強化された. 特に 1990 年代後半の中小企業金融に対する政府の介入策は,いわゆる「貸し渋り」・「貸し剥がし」が横行しているということを前提としたものである.

小野(2007)が指摘しているように,バブル崩壊後の中小企業向け貸出の減少をめぐっては,大きく二つの見方がある. 一つは,バブル期の信用膨張の調整とみる見方,もう一つは不良債権を抱えた銀行のリスク負担能力の低下,あるいは金融危機によって銀行が資金調達に困難をきたしたことが原因であるとする見方である. 政府介入の根拠は,この後者の見方に立つものである.

また日本の公的信用保証は,貸出先企業がデフォルトした場合における信用保証協会の金融機関に対する債務保証割合が長らく 100%であったことが,主要先進国と比較する上で特徴的な事項である. 即ち債務保証割合の側面からは金融機関にリスク負担を求めない制度設計となっていることから,貸出先企業に対するモニタリングを行わないなどの金融機関におけるモラルハザードが生じる可能性が指摘できる. また,信用保証協会への公的支援が手厚いことから,保証先企業に対する審査・モニタリングを適切に行うインセンティブが欠如するという,保証協会自身によるモラルハザードが生じる可能性も考えられる.

そこで本稿では,まず,金融機関から信用保証協会への出捐金が,金融機関におけるモラルハザードを抑止する効果があるのか,次に公的信用保証の付保状況が社会全体の生産性にどのような影響を与えたか,また 1990 年代後半に「貸し渋り」・「貸し剥がし」対策として行われた中小企業金融安定化特別保証制度(以下,「特別信用保証制度」という.)の付保状況が,同じく社会全体の生産性にどのような影響を与えたかについて,信用保証協会別のパネルデータを用いて分析を行った. その結果,金融機関の出捐金はモラルハザードを抑止する効果があるとはいえず,また信用保証付き融資は,生産性を高める企業のみに行われているとはいえないことが明らかになった. 結果を踏まえた考察としては,金融機関のモラルハザードは否定できず,また信用保証も本来融資すべき企業にのみ付保されてはいないことから,信用保証協会も保証付き融資を実行すべき企業かどうかを適切に審査あるいはモニタリングできていないことが伺える. これらの問題を解消するには,信用保証協会への公的支援が手厚いしくみを改めることを検討する必要がある.

* 本研究を進めるにあたり,鶴田大輔客員准教授(主査),梶原文男教授(副査),黒川剛教授(副査),西脇雅人助教授(副査)をはじめ,福井秀夫教授(プログラムディレクター),関係教員及び学生の皆様から貴重なご指導,ご意見をいただき,心より感謝申し上げます. なお,本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり,内容の誤りは全て筆者に帰属することを予めお断りいたします.

¹ 特定社債保証(80%)など一部を除く. また,2007年10月から,責任共有制度が開始され,基本的には信用保証協会の負担割合が80%,金融機関の負担割合が20%となった. しかしその後2008年の不況で緊急保証制度の施行などの中小企業支援策が拡大されたことにより,責任共有制度は殆ど機能していない. ただし同制度は2011年3月に終了する予定であり,それ以降は再度責任共有制度が機能する予定である.

あると考えられる。

1.2. 先行研究と本稿の位置づけ

信用保証制度に関する先行研究としては特別信用保証制度関連のものが多く、具体的には次のようなものがある。松浦・堀(2003)は、北海道における中小企業のマイクロデータを用いた分析で、特別信用保証制度利用企業は非利用企業よりも信用調査会社による評点が有意に低いことなどから、過剰債務傾向であるが故に、信用保証の付保を要求された可能性が高いと述べている。これを踏まえた竹澤・松浦・堀(2005)は、都道府県別のパネルデータによる分析において、1990年代後半に強化された特別信用保証制度は、一時的に倒産を減少させたものの、次期以降の倒産や代位弁済を増加させる結果となり、これらの支援策は倒産を先延ばしにする効果しかなかった可能性が高いとしている。その一方で植杉(2008)は、資金制約緩和によるプラスの効果と、モラルハザードによるマイナスの効果のいずれが大きかったかを中小企業のマイクロデータを用いて分析した結果、プラスの効果がマイナスの効果を上回ったと述べている。また、三井(2010)は信用保証協会と信用補完制度を概観し、これらを巡る最近の動きについてまとめている。近年ようやく中小企業の膨大なデータ整備が進んでいることから、前述のような先行研究では、このようなマイクロデータを活用して、信用保証付き融資を利用した企業の性質等について分析しているものが殆どである。本稿ではこれらを踏まえ、金融機関及び信用保証協会におけるモラルハザード発生の可能性について、信用保険制度による信用保証協会への手厚い公的支援が原因である可能性を考慮し、考察する。

1.3. 論文構成

なお、本稿の構成は次のとおりである。2節で信用保証制度の概要を示し、3節で金融機関による信用保証協会への出捐がモラルハザードの抑制に寄与しているかどうかについて実証分析を行う。続く4節では、信用保証の付保状況が社会全体の生産性にどのような影響を与えているかについて実証分析を行い、5節で分析結果のまとめと政策提言を行う。最後に6節で今後の課題について述べる。

2. 信用保証制度の概要

2.1. 中小企業の間接金融市場における情報の非対称性

そもそも中小企業の間接金融市場では、資金の借り手である中小企業と貸し手である金融機関との間に情報の非対称性が存在する。藪下・武士俣(2002)は、「金融機関の視点でみると、中小企業の一般的な特性として大企業と比べて、①信用力が劣る、②担保力が弱い、③借入金額が小さいため審査コストが割高になる、④経営内容が開示されておらず、財務諸表が監査を通過していないため信頼性が低い、といった点があげられる。こうした特性はいずれも、資金供給を難しく

する要因となる。」と述べている。即ち、金融機関が情報劣位にあることから、間接金融市場における供給が過少となることが懸念される。ここで信用保証制度が介在することにより、金融機関に対して中小企業への融資を促すインセンティブを与えることができる。

また、中小企業が情報優位にあることから、別の問題も発生する。ここで低リスク企業 A と高リスク企業 B が存在するものとする。情報が完全である場合、企業 A のオファー利率は、企業 B のオファー利率よりも低いが、現実の市場取引においては、金融機関は情報劣位にあり、情報が完全である場合に対応できるはずの企業 A 及び企業 B に対する利率の中間で金利を設定せざるを得ない。その結果、実際には企業 A はその融資を利用せず、企業 B だけが利用することになるという逆選択が発生することも懸念される。一般的に、逆選択問題の基本対策としては、情報開示の義務化や、取引主体の責任明確化、第三者による審査・格付などが挙げられ、審査を行う第三者として信用保証協会が存在するともいえる。

2.2. 信用保証制度とは

信用保証協会法（昭和 28 年法律第 196 号）第 1 条にもあるように、信用保証制度は、中小企業が金融機関から融資を受ける際に、その債務を信用保証協会が保証することで、中小企業に対する金融円滑化を計ることを目的としている。また、創設時においては、弱者としての中小企業を保護するという社会的な側面も持ち合わせていた。渡辺(2001)は、「1940 年代後半の資材難、資金難は大企業優先の復興策など、政策に起因していたが、...50 年代前半、大企業体制の復活により中小企業の不利が構造化し、なかでも、中小企業の資金難の常態化が問題となった。」と述べており、こうした中、日本で最初の信用保証協会である東京信用保証協会が 1937 年に発足して以降、戦中・戦後の混乱期を経て、1948 年に閣議決定された「中小企業金融対策要綱」において、「信用保証制度の活用」が重要施策の一つとして取り上げられたことから、信用保証協会の設立が全国に広まり²、現在では全国に 52 か所³存在する。信用保証制度とこれを担う信用保証協会について概説したところで、以下、信用保証付き融資の流れを簡単に示す。

まず、中小企業⁴は信用保証協会の窓口で保証付き融資の斡旋を申込み、もしくは金融機関に信用保証協会の保証付き融資を申込みのいずれかの方法で信用保証の申込みを行う(参考図

² 江口(2005)参照。

³ 各都道府県を単位とする 47 協会、横浜・川崎・名古屋・岐阜・大阪の各市を単位とする 5 協会の計 52 協会である。

⁴ 信用保証制度の対象となる中小企業者とは、中小企業信用保険法（昭和 25 年法律 264 号）で規定される、次のような規模の事業者である。

製造業（運輸業・建設業を含む）：資本金 3 億円以下または従業員数 300 人以下

うちゴム製品製造業（自動車又は航空機用タイヤ及びチューブ製造業並びに工業用ベルト製造業を除く）：資本金 3 億円以下または従業員数 900 人以下

卸売業：資本金 1 億円以下または従業員数 100 人以下

小売業：資本金 5,000 万円以下または従業員数 50 人以下

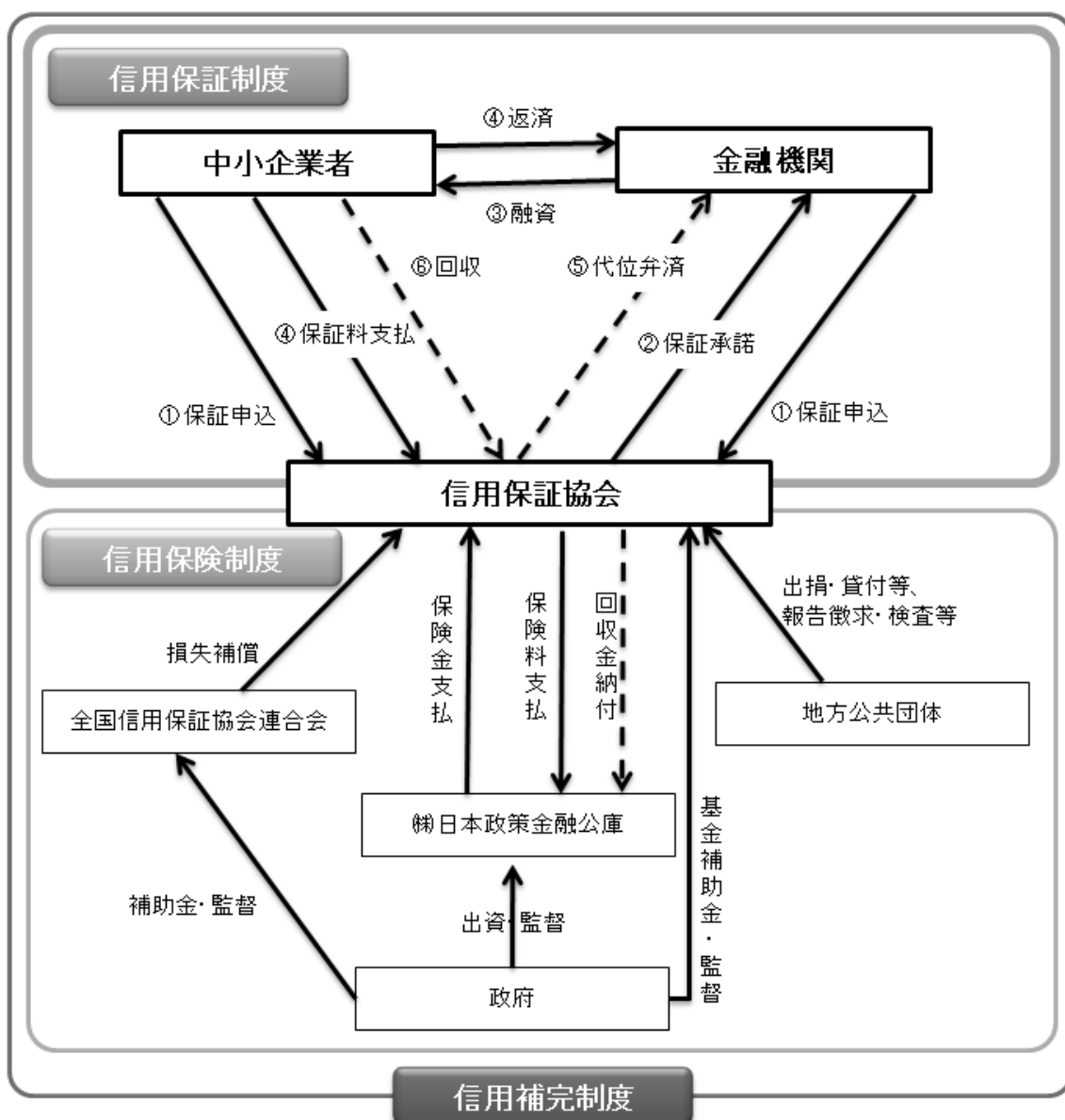
サービス業：資本金 5,000 万円以下または従業員数 100 人以下

うち ソフトウェア業／情報処理サービス業：資本金 3 億円以下または従業員数 300 人以下

旅館業：資本金 5,000 万円以下または従業員数 200 人以下

医業を主たる事業とする法人：従業員数 300 人以下

①. 信用保証協会は、保証の申込みを受けると企業の信用調査を行い、保証が承諾されれば（参考図②）、保証付き融資の実行となる（参考図③）。実行後は、中小企業は通常の融資と同様に金融機関へ返済を行うほか、信用保証協会に対して保証料を支払う（参考図④）。万一、中小企業が金融機関から受けた融資の返済が不能になった場合、最終履行期限から一定期間経過したのち、信用保証協会が、金融機関に対して元金・利息の債務を肩代わりする。これを代位弁済（参考図⑤）という。代位弁済後は、信用保証協会が中小企業の状況をみながら資金回収を行う（参考図⑥）⁵。



※全国信用保証協会連合会編「信用保証制度の現状」を参考に加筆修正。

参考図 信用補完制度のしくみ

⁵ 全国信用保証協会連合会(2010)参照.

2.3. 信用保険制度とは

中小企業が信用保証付き融資を返済することが不能となった場合、信用保証協会が代位弁済を行うことについては先にも述べたが、各信用保証協会は、株式会社日本政策金融公庫（以下、「日本公庫」という。）⁶と保険関係を結んでおり、代位弁済を行った信用保証協会に対しては、日本公庫から代位弁済額の一定割合（70～90%）をカバーする保険金が支払われることになる。この再保険制度を含めた信用保証協会の経営を支援するしくみを信用保険制度という。また、前述の信用保証制度とこの信用保険制度を合わせて、信用補完制度と称し、この全体像は参考図のよう示される。

各信用保証協会は、保険の種類に応じて、日本公庫に0.15～1.59%の保険料⁷を支払っている。また、信用保証協会が代位弁済を行った後、デフォルトに陥った企業から資金を回収することができれば、保険金を支払った日本公庫へ納付することになる。しかし、デフォルトに陥った信用保証付き融資の貸出先企業からの回収率は非常に低い⁸。

2.4. 特別信用保証制度とは

1997年の金融危機発生に伴い、中小企業への融資においていわゆる「貸し渋り」・「貸し剥がし」問題が深刻であると捉えられたことから、中小企業等貸し渋り対策大綱に基づき、1998年10月から2001年3月にかけて、特別信用保証制度が行われた。この制度は、「貸し渋り」・「貸し剥がし」対策のための中小企業金融円滑化を目的としており、総額約30兆円の保証枠を設けた。また、通常信用保証付き融資の審査基準は公開されていないが、この制度については、ネガティブリスト10項目⁹に該当しない限りは保証が受けられるという、これまでにない審査形態がとられた。

⁶ 2008年10月1日にそれまでの4つの政府系金融機関を統合して設立された日本政策金融公庫は、100%政府出資の政府系金融機関である。

⁷ 2006年4月までは、制度毎に一定の保険料率であったが、2005年の中小企業政策審議会基本政策部会による「信用補完制度のあり方に関するとりまとめ」に基づき、企業の信用リスクを考慮した弾力的なものとなった。

⁸ 回収率を（実際回収金額）／（期首の求償権残高＋期中の代位弁済金額）とすると、2005年度で3.5%、2004年度で3.8%、2003年度で4.1%である。「業務要覧」より算出。

⁹ ネガティブリスト10項目は、以下のとおり。

- ① 破産、和議、会社更生、会社整理等法的整理手続き中、私的整理手続き中であり、事業継続見込みが立たない場合
- ② 手形・小切手に関して不渡りがある場合および取引停止処分を受けている場合
- ③ 信用保証協会に求償権債務が残っている者および代位弁済が見込まれる場合
- ④ 粉飾決算や融通手形操作を行っている場合
- ⑤ 多額な高利借入れを利用して、早期解消が見込めない場合
- ⑥ 税金を滞納し、完納の見込みが立たないような企業の場合
- ⑦ 法人の称号、本社、業種、代表者を頻繁に変更している場合
- ⑧ 前回保証資金が合理的理由なく使途目的に反して流用された場合
- ⑨ 暴力的不法行為者等が申し込む場合、または、申し込みに際し、いわゆる金融斡旋屋等の第三者が介在する場合
- ⑩ 業績が極端に悪化し大幅債務超過の状態に陥っており、事業好転が望めず事業継続が危ぶまれる場合

1.2.でも触れているが、本制度の効果について植杉(2008)は、特別信用保証制度が中小企業の資金繰りを改善し、借入制約を緩和するというプラスの効果と、同制度が中小企業の経営努力を促すしくみをもたないためにモラルハザードを促すというマイナスの効果のいずれが大きかったかを、中小企業のマイクロデータを用いて分析し、その結果プラスの効果はマイナスの効果を上回ったとしている。しかし松浦・堀(2003)は、本制度を利用した企業はその過剰債務傾向とそれに由来する評点の低さ故に信用保証の付保を要求された可能性が高く、また過剰債務企業の借入増加は万が一の場合の倒産倍率を押し上げ、企業及び経営者の再起を著しく困難にする可能性が高いことから、財政的困難に陥った中小企業に対する支援策としては、貸し出しを維持・増加する政策ではなく、一旦は早期の企業整理を支援する政策が求められると述べるなど、本制度については批判的な研究も数多い。

3. 金融機関のモラルハザードの可能性

3.1. モニタリングを行うインセンティブの欠如及び逆選択が生じる可能性

前述したように、信用保証付き融資が焦げ付いた場合、信用保証協会は金融機関に対し代位弁済を行うが、長らくその債務保証の割合は原則 100%であった。日本の信用保証に類する制度は各国で行われているが、創業支援などの特別な保証を除き、保証割合が 100%である国は近年他に類をみない。例えばアメリカでは、融資額 15 万ドル以下の保証割合が最大 85%、融資額 15 万ドル超の場合が最大 75%、イギリスでは最大 75%、カナダでは最大 90%、韓国では韓国信用保証基金(KCGF)による新規保証が 70~85%、借り換えが 90%、韓国技術信用保証基金(KOTEC)による保証が 70~90%、イタリアでは相互保証機関による保証割合が原則 50%まで、また再保証をレバレッジとして 50%を超えるケースがある、といった状況である¹⁰。

ここでまず、プロパー融資の場合の金融機関と中小企業の関係について考えてみる。2.1.で述べた情報の非対称性により、金融機関が、融資実行後に、貸出先企業が当初の契約どおり元本及び利息を返済できる能力があるかどうかということについて、貸出先企業と同等に把握することはほぼ不可能である。プロパー融資の場合、仮に貸出先の中小企業が貸し倒れると、金融機関は損失を被ることになるため、融資実行前の審査を適切に行うインセンティブ、また融資実行後も貸出先企業に対するモニタリングを行うインセンティブは強く働くものと考えられる。

しかし、信用保証付き融資の場合は、金融機関の行動はプロパー融資の場合と異なると考えられる。信用保証協会への保証申込みが金融機関から行われた場合を想定すると、融資実行前の審査については、実際に保証が承諾されるかどうかはわからないため、これを適切に行うインセンティブの存在については、プロパー融資と同様であると考えられる。しかし、保証が承諾された後は、貸出先企業が借入金償還不能に陥っても、信用保証協会が 100%債務を保証するので、貸出先企業がデフォルトに陥っても、金融機関はリスクを負わない。このため、融資実行後の貸出

¹⁰ 根本(2008)参照。

先企業に対するモニタリングを行うインセンティブが削がれる可能性があるばかりか、デフォルトしそうな企業に対する融資を引き上げるインセンティブもまた削がれるといったモラルハザードが生じる可能性があると考えられる。

また、通常金融機関は信用保証協会と比べて、相対的に個々の企業に対する情報を多く保有していると考えられる。このため、優良企業に対しては金融機関のプロパー融資を、より信用リスクの高い企業に対しては信用保証付き融資を選択するという逆選択が起こりうる可能性も考えられる。

ここで、信用保証協会の運営は、地方自治体や金融機関からの出捐金により支えられている。中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会が発行した「業務要覧」2005年版によると、基本財産に占める出捐金・負担金総額の割合は、各保証協会の平均で約 60.2%である。前述のように、信用保証付き融資の個別案件に関しては、金融機関はリスクを負わないことにより十分なモニタリングを行わない可能性が指摘できるが、仮に前述のような金融機関のモラルハザードが顕在化し、信用保証協会の代位弁済が大幅に増加、破産に陥り解散することになった場合、金融機関に出捐金が戻らない可能性がある¹¹。このことから、金融機関の出捐割合が高ければ、信用保証協会が経営の危機に直面すると金融機関自身の負うリスクも高まるので、前述のモラルハザードが起こる可能性は低く、個別の信用保証付き融資案件に関しても金融機関のモニタリングが十分機能し、信用保証付き融資の貸出先企業がデフォルトに陥る確率は低く抑えられると考えられる。

3.2. 出損によるモラルハザード抑止効果に関する検証

前述のように、もし金融機関による出損がモラルハザード抑止に寄与するのであれば、その割合が高いほど代位弁済率が低くなると考えられる。この仮説について次のとおり推計を行う。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1it} + \gamma_2 X_{2it} + \gamma_3 X_{3it} + \gamma_4 X_{4it} + \gamma_5 X_{5it} + \gamma_6 X_{6it} + \gamma_7 YD_t + e_{it}$$

Y_{it} : 代位弁済率

γ_0 : 定数項

$\gamma_{1\sim7}$: パラメータ

X_{1it} : 金融機関出捐率

X_{2it} : 地域 GDP

X_{3it} : 第2次産業就業者率

X_{4it} : 第3次産業就業者率

X_{5it} : 人口

X_{6it} : 倒産件数

YD_t : 年次ダミー

¹¹ 信用保証協会法第30条参照。

e_{it} : 誤差項 i : 信用保証協会 t : 年

3.2.1. モデルについて

ここで注目する説明変数は、金融機関の出捐の度合いを示す金融機関出捐率である。この変数が被説明変数である代位弁済率にどのような影響を与えているかを検証する。出捐することによって金融機関による個別案件へのモニタリングが十分に機能しているのであれば、金融機関出捐率の係数の符号は負になるはずである。これに反して符号が正であれば出捐は金融機関のモラルハザード抑止効果を持たないということになる。

分析方法については、信用保証協会別パネルデータを用いて推計することとする。信用保証に関するデータは中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会が年毎に発行している「業務要覧」から採用しているが、この出版は2006年で最後となっており、最新のデータが2005年度となる。ここからコントロール変数も含めてデータが得られる限り過去まで遡った結果、本節では1991～2004年度¹²を分析対象期間とする。

また、仮説を検証するためのモデルにおけるコントロール変数の不足により **Omitted Variables** の問題が発生する可能性が考えられるが、これについては、パネルデータを用いることで対処する。また、県民性等の地域ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられることから、**Hausman test** を行い、その結果を踏まえて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推計を行う。

3.2.2. データの説明

- 被説明変数

代位弁済率

代位弁済額を保証債務平均残高で除したものを代位弁済率とした。〔出所：「業務要覧」〕

- 説明変数

金融機関出捐率

金融機関出捐金額を総出捐金額で除したものを、金融機関出捐率とした。〔出所：「業務要覧」〕

- コントロール変数

地域 GDP

経済活動状況の指標として、都道府県及び市内総生産を用いた。各地域における経済活動状況を示すことから、この数値が伸びるにつれて代位弁済率は下がると考えられるので、予想される係数の符号は負である。〔出所：県民経済計算，岐阜県 HP〕

¹² 後述する変数の「信用保証利用率」について、市を単位とする保証協会のデータが2004年度までしか得られなかったため。

第2・3次産業就業者率

本稿で取り扱う信用保証制度の利用は、基本的に第2次産業及び第3次産業の事業者に限られる。各地域の産業構造は代位弁済率に対して何らかの影響を与えるものと考えられるので、これをコントロールするために各就業者比率を用いた。〔出所：国勢調査〕

人口

人口の増減に伴う代位弁済率の変化を表す指標として用いた。予想される係数の符号は正である。〔出所：人口推計〕

倒産件数

倒産件数の増減に伴う代位弁済率の変化を表す指標として用いた。このデータは、岐阜市・大阪市については得ることができず、また川崎市は2000年以前、名古屋市は1998年以前のものが得られなかったため、サンプル数は682となった。予想される係数の符号は正である。〔出所：全国企業倒産白書、各市統計書〕

年次ダミー

年次による要因をコントロールするために用いた。

表1 基本統計量

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
代位弁済率	728	1.812728	1.133108	0.1435918	9.661478
金融機関出捐率	728	20.79522	12.96529	1.475131	90.91941
地域GDP	728	10700000	13400000	1501031	90000000
第2次産業就業者率	728	31.37478	5.244078	18.75956	43.95036
第3次産業就業者率	728	58.93776	9.983866	1.368257	74.24863
人口	728	2610675	2382405	401269	12500000
倒産件数	682	335.2346	521.5497	36	3747

3.2.3. 推計結果

推計結果は表2のとおりである。また、Hausman testの結果、ここでは固定効果モデルによる推計結果に着目する。注目する変数である金融機関出捐率は、係数が負であるものの、統計的に有意ではなかった。即ち金融機関の出捐比率が高くとも、十分にモニタリング機能が働いているとはいえない状況にあると考えられる。コントロール変数については、概ね予想どおりの結果となった。

表 2 推計結果

被説明変数 代位弁済率	OLS		FE		RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
金融機関出捐率	0.0002	0.09	-0.0007	-0.26	-0.0052 **	-2.02
地域GDP	-7.24E-08 ***	-7.79	-9.54E-08 **	-2.55	-6.87E-08 ***	-4.54
第2次産業就業者率	0.0192 **	2.39	-0.1481 ***	-4.16	-0.0456 ***	-2.78
第3次産業就業者率	0.0503 ***	5.7	-0.3526 ***	-6.52	-0.0148	-0.81
人口	1.48E-07 ***	4.43	1.44E-06 ***	3.04	2.48E-07 ***	3.32
倒産件数	0.0014 ***	7.58	0.0008 ***	2.98	0.0012 ***	5.00
年次ダミー	yes		yes		yes	
定数項	-2.5111 ***	-3.56	22.8505 ***	5.68	3.2325 **	2.31
サンプル数	682		682		682	
F値	0.0000		0.0000		0.0000	
決定係数	0.5520		0.6674		0.6338	

***, **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。

ここで、モニタリングが機能しない理由について考えてみる。信用保証協会は概ね各都道府県に1か所しか存在しない。このため、仮に経営の危機に直面しても、破綻させてしまった場合の地域に与えるリスクが多めで、政府が積極的に救済せざるを得ないものと考えられる。参考図でも示したように、信用保証制度は、信用保険制度を含めた信用補完制度の中に構築されており、信用保証協会が行う代位弁済に対しては、国による再保険がかけられているだけでなく、保証協会に対し様々な公共団体から損失補償が行われるしくみになっている。このように、信用保証協会の経営を手厚く支えるシステムが整っていることから、金融機関は信用保証協会が倒産しないという前提の下で行動することになると考えられ、その結果、出捐による金融機関のモニタリングも機能しないものと思われる。また、信用保証協会への手厚い支援体制が整っていることは、信用保証協会自身の保証先企業に対する審査を適切に行うインセンティブを削ぐものとも考えられる。

4. 信用保証付き融資はどのような企業に実行されているのか

3節の結果より、金融機関の出捐割合が高くとも、モニタリングが十分に機能しているとはいえない状況にあると考えられることが導き出されたが、代位弁済時の債務保証が100%であることも考慮すると、やはり実質的な審査を行うのは信用保証協会ということにならざるを得ないというのが現状分析として妥当と考えられる。

既に述べたように、信用保証協会は、金融機関と比べて相対的に個々の企業に対する情報の保有量は少ないと考えられるが、このような状況下で、資金を得ることで生産性を向上させ経営状況を改善する企業、あるいは社会に大きな便益をもたらす新規事業を行おうとする企業など、社会厚生を改善すると考えられる本来融資すべき企業に対してのみ保証付き融資を実行することは困難であると考えられる。

4.1. 付保状況が生産性に与える影響の検証

2.1.でも述べたように、情報の非対称性により生じる市場の失敗を克服する方法の一つとして、信用保証制度の存在をミクロ経済学の視点から意義づけることは一見可能である。しかし、実質的な審査が信用保証協会に委ねられている状況においては、保証協会は少なくとも金融機関以上に企業情報を収集する必要があるが、藪下・武士俣(2002)が「すべての申込案件について、信用保証協会が金融機関よりも高い審査能力を発揮する必要があるが、かぎられた人員の中で多くの案件を処理しなくてはならないことを考えると現実的ではない」と述べていることや、信用保証協会自身は市場競争にさらされていないことから、実際には困難であることが予想される。

以上のことを踏まえて、信用保証付き融資が実行される企業はどのような企業であり、その結果社会全体にどのような影響を与えるのかを分析する。ここで本来融資すべき企業を、融資後に生産性を高める潜在性を持つ企業とする。このような企業に信用保証付き融資が実行されるのであれば、社会全体の生産性は向上するはずであるが、前述のように信用保証協会が本来融資すべき企業に対してのみ付保することが可能かどうかということについては困難であると考えられる。そこで、付保状況が増大するほど社会全体の生産性は低下傾向になるという仮説に関する実証分析を行う。

4.1.1. モデルについて

ここで推計するモデルは次のとおりである。

- (a) $\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_1 + \beta_1 X_{7it} + \beta_2 MI_{it} + \beta_3 HW_{it} + \beta_4 YD_t + u_{1it}$
- (b) $\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_2 + \beta_5 X_{8it} + \beta_6 MI_{it} + \beta_7 HW_{it} + \beta_8 YD_t + u_{2it}$
- (c) $\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_3 + \beta_9 X_{9it} + \beta_{10} MI_{it} + \beta_{11} HW_{it} + \beta_{12} YD_t + u_{3it}$
- (d) $\exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_4 + \beta_{13} X_{10it} + \beta_{14} MI_{it} + \beta_{15} HW_{it} + \beta_{16} YD_t + u_{4it}$

$\exp(\hat{\epsilon}_{it})$: 全要素生産性 (TFP)

$\alpha_1 \sim \alpha_4$: 定数項

$\beta_1 \sim \beta_{16}$: パラメータ

X_{7it} : 保証承諾件数 / 地域 GDP

X_{8it} : 保証承諾金額 / 地域 GDP

X_{9it} : 1件あたりの保証承諾額

X_{10it} : 信用保証利用率

MI_{it} : 製造業就業者率

HW_{it} : 高速道路実延長

YD_t : 年次ダミー

$u_{1it} \sim u_{4it}$: 誤差項 i : 信用保証協会 t : 年

保証状況を示す変数として、保証承諾件数、保証承諾金額、1件あたりの保証承諾額、信用保証利用率の4つを用いた。また、保証承諾件数及び保証承諾金額については、そのままの値を用いると単純に都市圏では大きく、地方では小さくなってしまふと考えられるので、分析の際には地域GDPで除して基準化した値を用いる。モデル(a)では保証承諾件数/地域GDPを、モデル(b)では保証承諾金額、モデル(c)では1件あたりの保証承諾額、モデル(d)では信用保証利用率を注目する説明変数として採用する。これらのデータの詳細については後述する。

分析方法については、信用保証協会別パネルデータを用いて推計する。3.2.1と同様、信用保証に関するデータは「業務要覧」から採用しているため、最新のデータが2004年度となる。ここからコントロール変数も含めてデータが得られる限り過去まで遡った結果、本節では1988～2004年度を分析対象期間とする。仮説を検証するためのモデルにおけるコントロール変数の不足によりOmitted Variablesの問題が発生する可能性が考えられるが、これについては、パネルデータを用いることで対処する。また、県民性等の地域ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられることから、Hausman testを行い、その結果を踏まえて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推計を行う。

4.1.2. データの説明

- 被説明変数

全要素生産性 (TFP)

本稿では、ソロー残差の考え方¹³を踏襲し、各地域の全要素生産性 (TFP) を次のように求める。A:技術革新 L:労働量 K:資本量 M:中間投入量とし、未知の生産関数がコブ・ダグラス型生産関数であると仮定すると、次のように表せる。

$$Y_{it} = f(A_{it}, L_{it}, K_{it}, M_{it}) = A_{it} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} M_{it}^{\gamma}$$

この式について両辺の対数をとった値でOLS推計を行い、その結果得られた推計値 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ より、残差 $\hat{\epsilon}_{it}$ を次のように算出した。

$$y_{it} - (\hat{\alpha}l_{it} + \hat{\beta}k_{it} + \hat{\gamma}m_{it}) = \hat{\epsilon}_{it}$$

この $\hat{\epsilon}_{it}$ が全要素生産性となるが、ここでは対数を外した $\exp(\hat{\epsilon}_{it})$ を被説明変数とする。

また、全要素生産性の導出が可能で体系的に整備された統計データは非常に限られている。よって本稿では、最もデータ整備が進んでいると思われる経済産業省の「工業統計調査」を

¹³ ソローの残差法では、生産のアウトプットについて労働や資本だけでは説明できない部分(残差)を技術革新であるとしているが、完全に技術革新のみであるとは言い切れないため、Omitted Variablesの問題が考えられるが、ここではこの方法を用いることとする。

利用した。これより、製造品出荷額等を生産のアウトプットの指標として、現金給与総額¹⁴を労働量の指標として、有形固定資産年末現在高を資本量の指標として、原材料使用額等を中間投入量の指標として、それぞれ採用した。

・ 説明変数 $X_1 \sim X_4$

いずれも、各信用保証協会における付保状況を示す変数である。保証承諾件数は、当該年度に信用保証を承諾した件数、保証承諾金額は信用保証を承諾し債務保証を行う金額の当該年度の合計、1件あたりの保証承諾額は前述の保証承諾金額を保証承諾件数で除したものの、信用保証利用率は、信用保証を利用している企業数を当該地域における中小企業事業所数で除したものである。これら4つの説明変数の予想される係数の符号は負である。なお、被説明変数の生産性は工業統計調査から算出していることから、これらの付保状況を示す変数も製造業のデータに限定している。しかし信用保証利用率については業種ごとの値を得ることができなかったため、全業種における利用率となる。〔出所：「業務要覧」〕

・ コントロール変数

MI_{it} ：製造業就業者率

地域の産業構造はマクロの生産性に対して何らかの影響を与えていると考えられ、ここでの分析対象を製造業に限定していることから、これをコントロールするために、製造業就業者数を総就業者数で除したものを変数に加えた。〔出所：国勢調査〕

HW_{it} ：高速道路実延長

インフラ整備状況をコントロールするための指標として、高速自動車国道及びNEXCO・首都高速道路株式会社・阪神高速道路株式会社・本州四国連絡高速道路株式会社・地方道路公社が所管する一般有料道路の実延長の合計を用いた。予想される係数の符号は正である。〔出所：道路統計年報〕

YD_t ：年次ダミー

年次による要因をコントロールするために用いた。

¹⁴ 労働の指標としては、従業員数を採用することも可能であり、このデータでの推計も行ったが、後述する推計結果と大きく変わりがなかったため、本稿での掲載は割愛した。

表 3 基本統計量

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
保証承諾件数	884	6629.719	9438.967	309	93503
保証承諾件数／地域GDP	884	0.0006527	0.0003463	0.0000862	0.0023896
保証承諾金額	884	75985.23	124742.2	3183	1453207
保証承諾金額／地域GDP	884	0.0066816	0.0032919	0.0012677	0.0282753
1件あたりの保証承諾額	884	10.85429	3.110039	5.494688	24.36674
信用保証利用率	884	25.39275	6.838766	7.2	45.4
地域GDP	884	1.04E+07	1.31E+07	1229445	9.00E+07
製造業就業者率	884	21.26399	6.054997	5.280599	34.64872
高速道路実延長	884	131.26	86.52061	0	509.3
生産性(TFP)	884	1.001047	0.0461692	0.8372235	1.217106

4.1.3. 推計結果

モデル(a)～(d)の推計結果は表4のとおりである。また、Hausman testの結果、モデル(a)～(d)とも変量効果モデルによる推計結果に着目する。

付保状況を示す4つの変数の係数の符号は全て負であり、かつモデル(a), (d)においては、1%、モデル(b)においては5%の水準で統計的に有意となった。即ち、付保状況が高まるにつれて、モデル(a),(b),(d)においては生産性が有意に低下、またモデル(c)についても生産性が高まるとはいえないということになる。また高速道路実延長については、統計的に有意ではないものの予想した符号と結果が一致した。

表 4 推計結果

被説明変数	(a) RE		(b) RE		(c) RE		(d) RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
生産性								
保証承諾件数／GDP	-19.3942 ***	-2.77						
保証承諾金額／GDP			-1.1988 **	-1.97				
1件あたりの保証承諾額					-0.0005	-0.75		
信用保証利用率							-0.0009 ***	-2.73
製造業就業者率	0.0005	0.79	0.0003	0.5	0.0001	0.15	0.0004	0.55
高速道路実延長	0.0000199	0.65	0.0000175	0.56	0.0000217	0.7	0.0000137	0.44
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	0.9982 ***	61.62	0.9969 ***	61.52	0.9998 ***	57.65	1.0077 ***	59.83
サンプル数	884		884		884		884	
決定係数	0.1523		0.1483		0.1457		0.1536	

***, **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。

4.2. 特別保証制度が生産性に与える影響の検証

2.4.でも既述したように、特別信用保証制度は、1997年の金融危機に伴い行われた経済対策の中でも規模の大きなものである。植杉(2008)は、この制度は「当時広く見られた中小企業に対するいわゆる『貸し渋り』『貸しはがし』に対応するための制度であり、規模(信用保証枠 30兆円、当時の中小企業向け貸出額の約1割)、時限性、審査基準(破綻、税金滞納などのネガティブリストを満たさない限りにおいて、信用保証を提供)などの点において、従来から信用保証制度への依存度が高かった日本でさえ例をみない、貸出市場への大規模な介入であった。」と述べている。

この時期に貸し渋りが横行したのであれば、本来融資を受けるべき生産性の高い企業も融資を受けることができない状況にあったといえる。そのような状況下で特別信用保証制度が実施されれば、資金制約が緩和され、生産性は押し上げられると考えられる。

しかし植杉(2008)は、「当時、金融危機の瀬戸際にあるといわれていた日本経済において大きな役割が期待されていた」とするこの制度について、「従来に比して審査基準が緩和的であったことなどから、劇薬ともいえるこの制度が悪用され、期待された効果を生まないのではないかという懸念」、「退出すべき中小企業の一時的な延命につながるだけではないかとの懸念」、「自己資本不足でかつ不良債権問題に悩む銀行に悪用され、既存貸出が信用保証付き貸出に置き替わる(旧債振替)だけではないかという懸念」が、当時政府内部にも存在したと述べている。また、Tsuruta(2010)は、金融機関の貸出態度の悪化はなかったと示されること、CRDの企業別パネルデータによる分析において、中小企業に対する融資に重大な減少は見られないことが示されることなどから、そもそも1997年末以降の金融危機時の中小企業への貸し渋りは特に深刻ではなかったと指摘している。

これらを踏まえて、4.2.ではこの金融危機の時期において、特別信用保証制度を利用した融資を通して、貸し渋り・貸し剥がしが緩和され、本来融資を受けるべき生産性の高い企業に資金が回り、全体としての生産性が上昇したかどうかを分析するため、4.1.でみた生産性に信用保証が与える影響に関するモデルに、特別信用保証制度のダミー変数を加えて、再度推計を行うこととする。

4.2.1. モデルについて

ここで推計するモデルは次のとおりである。

$$(e) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_5 + \beta_{17}X_{7it} + \beta_{18}X_{7it} * EX_t + \beta_{19}MI_{it} + \beta_{20}HW_{it} + \beta_{21}YD_t + u_{5it}$$

$$(f) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_6 + \beta_{22}X_{8it} + \beta_{23}X_{8it} * EX_t + \beta_{24}MI_{it} + \beta_{25}HW_{it} + \beta_{26}YD_t + u_{6it}$$

$$(g) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_7 + \beta_{27}X_{9it} + \beta_{28}X_{9it} * EX_t + \beta_{29}MI_{it} + \beta_{30}HW_{it} + \beta_{31}YD_t + u_{7it}$$

$$(h) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_8 + \beta_{32}X_{10it} + \beta_{33}X_{10it} * EX_t + \beta_{34}MI_{it} + \beta_{35}HW_{it} + \beta_{36}YD_t + u_{8it}$$

$$(i) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_9 + \beta_{37}X_{7it} + \beta_{38}X_{7it} * EX_t + \beta_{39}MI_{it} + \beta_{40}HW_{it} + \beta_{41}EX_t + u_{9it}$$

$$(j) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_{10} + \beta_{42}X_{8it} + \beta_{43}X_{8it} * EX_t + \beta_{44}MI_{it} + \beta_{45}HW_{it} + \beta_{46}EX_t + u_{10it}$$

$$(k) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_{11} + \beta_{47}X_{9it} + \beta_{48}X_{9it} * EX_t + \beta_{49}MI_{it} + \beta_{50}HW_{it} + \beta_{51}EX_t + u_{11it}$$

$$(l) \quad \exp(\hat{\epsilon}_{it}) = \alpha_{12} + \beta_{52}X_{10it} + \beta_{53}X_{10it} * EX_t + \beta_{54}MI_{it} + \beta_{55}HW_{it} + \beta_{56}EX_t + u_{12it}$$

$\exp(\hat{\epsilon}_{it})$: 全要素生産性 (TFP)

$\alpha_5 \sim \alpha_{12}$: 定数項

$\beta_{17} \sim \beta_{56}$: パラメータ

$X_{7it} \sim X_{10it}$: 4.1.1.と同様

EX_{it} : 特別保証制度ダミー

MI_{it} , HW_{it} , YD_{it} : 4.1.1.と同様

$u_{5it} \sim u_{12it}$: 誤差項 i : 信用保証協会 t : 年

保証状況を示す変数は 4.1.1.と同じく、保証承諾件数、保証承諾金額、1 件あたりの保証承諾額、信用保証利用率の 4 つを用いた。モデル(e)・(i)では保証承諾件数/地域 GDP を、モデル(f)・(j)では保証承諾金額/地域 GDP、モデル(g)・(k)では 1 件あたりの保証承諾額、モデル(h)・(l)では信用保証利用率を注目する説明変数として採用している。また年次による要因をコントロールする変数として、モデル(e)~(h)では年次ダミーを、モデル(i)~(l)では後述する特別保証ダミーを用いている。

分析方法についても、4.1.1.と同じく信用保証協会別パネルデータを用いて推計する。仮説を検証するためのモデルにおけるコントロール変数の不足により Omitted Variables の問題が発生する可能性が考えられるが、これについては、パネルデータを用いることで対処する。また、県民性等の地域ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられることから、Hausman test を行い、その結果を踏まえて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推計を行う。

4.2.2. データの説明

- 被説明変数

生産性 (TFP)

4.1.2.と同じく、各地域の製造業における全要素生産性 (TFP) を採用している。

- 説明変数及びコントロール変数

4.1.2.と同様の説明変数及びコントロール変数に加えて、特別信用保証制度の影響を示すものとして、1998~2000 年を 1、それ以外の年次を 0 とする特別保証ダミー及び特別保証ダミーと付保状況を示す各変数との交差項を含めている。

4.2.3. 推計結果

モデル(e)~(h)の推計結果は表 5、モデル(i)~(l)の推計結果は表 6 のとおりである。また、Hausman test の結果、モデル(e)~(h)、(i)~(j)においては変量効果モデル、モデル(k)、(l)においては固定効果モデルによる推計結果に着目する。

モデル(e)~(h)については、付保状況を示す 4 つの変数の係数の符号は全て負であり、かつモデル(e)及び(h)についてはそれぞれ 1%及び 5%水準で統計的に有意である。ここで注目すべき特別保証ダミーと付保状況を示す 4 つの変数との交差項の結果をみると、5%水準で統計的に有意であるモデル(h)を除くと、有意ではないものの係数の符号は全て負である。モデル(i)、(j)、(l)についても、付保状況を示す変数の係数の符号は負で、統計的にも 1%、5%、1%の水準で有意である。モデル(k)については係数の符号が正であるものの、t 値がかなり低い値である。また、特

別保証ダミーと付保状況を示す変数との交差項の結果をみると、モデル(j)～(l)においては係数の符号が負で、かつ(l)においては5%の水準で統計的に有意である。モデル(i)では係数の符号が正であるも、統計的に有意ではない。

これらの結果から、特別信用保証制度についても、付保状況が高まるにつれて生産性が高まるとはいえないということになる。

またコントロール変数については、モデル(e)～(f)については4.1.3.と同様の結果となった。モデル(i)～(l)では、概ね予想したとおりの結果となった。

表 5 推計結果 (モデル(e)～(h))

被説明変数: 生産性	(e) RE		(f) RE		(g) RE		(h) RE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
保証承諾件数/GDP	-19.3549 ***	-2.66						
保証承諾金額/GDP			-1.1177	-1.55				
1件あたりの保証承諾額					-0.0004	-0.65		
信用保証利用率							-0.0008 **	-2.39
保証承諾件数/GDP*特別保証ダミー	-0.0993	-0.02						
保証承諾金額/GDP*特別保証ダミー			-0.1344	-0.21				
1件あたりの保証承諾額*特別保証ダミー					-0.0003	-0.4		
信用保証利用率*特別保証ダミー							-0.0008 **	-2.22
製造業就業者率	0.0005	0.8	0.0003	0.47	0.0001	0.12	0.0003	0.44
高速道路実延長	0.0000197		0.0000173	0.56	0.0000215	0.7	0.0000105	0.34
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	0.9982 ***	61.75	0.9969 ***	61.71	0.9998 ***	57.55	1.0076 ***	59.76
サンプル数	884		884		884		884	
F値	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
決定係数	0.1523		0.1483		0.1459		0.1586	

***, **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。

表 6 推計結果 (モデル(i)～(l))

被説明変数: 生産性	(i) RE		(j) RE		(k) FE		(l) FE	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
保証承諾件数/地域GDP	-29.8878 ***	-4.54						
保証承諾金額/地域GDP			-1.426 **	-2.26				
1件あたりの保証承諾額					0.00000178	0.00		
信用保証利用率							-0.0009 ***	-3.59
保証承諾件数/地域GDP*特別保証ダミー	1.8856	0.32						
保証承諾金額/地域GDP*特別保証ダミー			-0.1187	-0.19				
1件あたりの保証承諾額*特別保証ダミー					-0.0008	-1.09		
信用保証利用率*特別保証ダミー							-0.0008 **	-2.24
製造業就業者率	-0.0016 ***	-3.4	-0.0022 ***	-4.89	-0.0029 ***	-5.44	-0.0038 ***	-6.81
高速道路実延長	0.0001 ***	3.03	0.0001 ***	3.22	0.0001 ***	2.75	0.0001 ***	3.34
特別保証ダミー	-0.0063	-1.33	-0.0041	-0.81	-0.0000183	-0.00	0.0184	1.62
定数項	1.0444 ***	84.31	1.0462 ***	82.79	1.0535 ***	65.30	1.0936 ***	64.70
サンプル数	884		884		884		884	
決定係数	0.1079		0.0939		0.0834		0.1032	

***, **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。

5. 実証分析結果のまとめと政策提言

5.1. 分析結果のまとめ

3節及び4節で行った実証分析の結果から、信用保証付き融資が実行されるにあたり、金融機関による貸出先企業へのモニタリングは十分に機能しているとはいえないこと、また、信用保証

付き融資は、その資金を得た後に生産性を高める企業に対して実行されているとしても、そうでない企業にも実行されている可能性が高く、地域全体としては生産性が低下傾向にあるということが示された。

これらの結果から、現在の制度においては、信用保証協会が金融機関以上に企業の情報を得ることが困難である限り、市場に歪みをもたらすことなく既存企業に対する保証付き貸出を行うことは非常に困難であると考えられる。

5.2. 政策提言

ここまでの3つの実証分析の結果より、金融機関及び信用保証協会のモラルハザードの可能性について述べてきた。金融機関による貸出先へのモニタリングが不十分である原因については、3.2.3.で、信用保証協会が地域に概ね1か所しか存在しないことから、経営の危機に直面しても、破綻させてしまうと当該地域に影響を与えらると思われる社会的リスクが多岐であり、信用保証制度を中心とする政府による保証協会の経営を支えるシステムが手厚く整っていることから、現実的には“保証協会は経営破綻しない”という前提の下で金融機関が行動することが考えられると述べたところである。また、政府の支援が手厚いことにより、信用保証協会自身も倒産しない前提の下に行動する可能性も考えられる。よって、このようなモラルハザードを抑止するには、“保証協会は経営破綻しない”というしくみを改める必要があると考えられる。

そのための方策としては、日本公庫による再保険の填補率を引き下げること検討する余地があると考えられる。2.2.で既述したように、現在の填補率は概ね70～90%であるが、この填補率が引き下げられると、信用保証協会のリスク負担が高まるため、保証協会自身及び金融機関のモラルハザードが少なくとも現状より抑えられると考えられる。

また、信用保証協会と日本公庫との間に再保険契約が成立することで、信用保証協会が中小企業から徴収する保証料率は本来設定されるべき率よりも低く実現されている可能性が考えられる。保険填補率が引き下げられると、保証協会のリスク負担が増大することにより、保証料率が本来設定されるべき値に近づくと考えられ、保証料率が高まれば、これまで相対的に高い保証料率を設定していた民間の保証事業と既存の公的信用保証とが近い条件で競争できるようになる。すると、民間によって新たな信用保証協会が創設される可能性も考えられ、また「信用保証協会」を名乗ることができれば日本公庫との再保険契約を締結することも可能となる¹⁵。現在ほぼ地域独占状態であるところに新たな信用保証協会が参入することになれば、既存の公的信用保証協会と新たな信用保証協会との間に、保証協会同士の競争が生じることに加えて、ほぼ地域独占状態の現状と比べて倒産した場合の社会的リスクが小さくなり、政府が過剰に支援する必要性は現状よりも小さくなると考えられる。ただし、現在の日本公庫の再保険の填補率のままで新たな信用保証協会の参入が増加すると、税金による負担が肥大化することは避けられないため、やはりこの場合においても保険填補率の引き下げが求められる。

¹⁵ 中小企業信用保険法において、日本公庫が信用保証についての保険契約を結ぶことができる相手方は「信用保証協会」であるとしている。

6. おわりに

本稿では、信用保証制度を支える信用保険制度を考慮した上で、信用保証付き融資の実行において生じる可能性のある、金融機関及び信用保証協会のモラルハザードについて焦点を当て、分析を行った。その結果、信用保証付き融資実行先へのモニタリングの欠如といった金融機関のモラルハザードについて、出損による抑止効果は見出せず、また、金融機関のモラルハザードが防げない状況下で、保証承諾は本来融資すべき企業のみに行われているとはいえないということが明らかとなった。これらの原因は、信用保証協会を支える公的支援が手厚いことから生じていると考えられ、現実的に“信用保証協会は経営破綻しない”というしくみを改めることを検討する必要性があるということを指摘してきた。

しかし、中小企業自身が公的信用保証付き融資に対してモラルハザードを引き起こす可能性など、信用保証制度の重要な当事者である中小企業の姿勢については触れてこなかった。バブル崩壊後の中小企業金融円滑化を目的として、信用保証制度における、無担保保証の限度額が度々引き上げられるなど、支援を強化する方向での制度改正が繰り返し行われており、このことにより代位弁済額の増加や代弁後の資金回収の困難などを指摘することもできるため、これらについて研究を深める余地は十分にある。

また、現状の信用補完制度についての課題は指摘したものの、新規に起業する場合や、既存企業においても全く新たな事業を立ち上げる場合には、将来成功するか否かについて未知数であることから、金融機関による情報収集が不可能であることに加え、業界の専門家ではない金融機関担当者への中小企業側からのシグナリングも難しく、情報の非対称性を解消すべき政策として公的信用保証が一定の効果を挙げる可能性も否定できない。よってこのようなケースにおける信用保証制度の効果の検証は、今後取り組みたいところである。

参考文献

- ・ 江口浩一郎(2005)「信用保証 第3版」(社)金融財政事情研究会
- ・ 小野有人(2007)「新時代の中小企業金融」東洋経済新報社
- ・ 国土交通省道路局企画課編「道路統計年報」各年版 国土交通省道路局
- ・ 全国信用保証協会連合会編(2010)「信用保証制度の現状」全国信用保証協会連合会
- ・ 竹澤康子・松浦克己・堀雅博(2005)「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係—2変量固定効果モデルによる都道府県別パネル分析—」経済分析 176号, 内閣府経済社会総合研究所
- ・ 中小企業金融公庫・全国信用保証協会連合会「業務要覧」各年版 中小企業金融公庫保険情報部
- ・ 東京商工リサーチ編「全国企業倒産白書」各年版 東京商工リサーチ
- ・ 根本忠宣(2008)「信用保証制度の経済効果とパフォーマンス評価」中小企業総合研究(9), pp.46-67, 2008-06
- ・ 松浦克己・堀雅博(2003)「特別信用保証と中小企業経営の再構築—中小企業のマイクロ・データによる概観と考察—」ESRI discussion paper series ; no.50, 内閣府経済社会総合研究所
- ・ 三井哲(2010)「信用保証協会と中小企業金融」名古屋学院大学論集 社会科学篇, 第46巻 第4号
- ・ 横浜市編「横浜市統計書」各年版 横浜市
- ・ 渡辺努・植杉威一郎(2008)「検証 中小企業金融」日本経済新聞出版社
- ・ 渡辺幸雄・小川正博・黒瀬直宏・向山雅夫(2001)「21世紀中小企業論 多様性と可能性を探る」(株)有斐閣
- ・ Tsuruta, Daisuke (2010), "Do Financial Shocks Have Negative Effects on Small Businesses? New Evidence from Japan for the Late 1990s," The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, Volume 10 : Iss. 1 (Topics), Article 87.

統計データ出典元 HP

- ・ 川崎市 HP 川崎市統計書
<http://www.city.kawasaki.jp/20/20tokei/home/tokeisyo/menu.htm>
- ・ 岐阜県 HP 岐阜県統計書
<http://www.pref.gifu.lg.jp/kensei-unei/tokeijoho/gifuken-tokeisho/>
- ・ 経済産業省 HP 工業統計調査
<http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kougyo/index.html>
- ・ 名古屋市 HP 名古屋市統計年鑑
<http://www.city.nagoya.jp/shisei/category/67-5-9-0-0-0-0-0-0-0.html>
- ・ e-Stat 政府統計の総合窓口 都道府県・市区町村のすがた
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/chiiki/Welcome.do>

指定管理者制度導入の効果の検証について

<要旨>

指定管理者制度は、普通地方公共団体が住民の利用に供するために設置した公の施設の管理を法人その他の団体に行わせることができる制度であり、その目的として、当該施設で提供されるサービスを向上させることが挙げられる。本稿では、指定管理者制度の導入及びインセンティブ契約の有無が、施設のサービスの向上にどのような効果があるかについて、2005年度から2009年度の、東京23区の公立図書館のデータをもとに、その来館者数等をサービスの向上を測る指標として実証分析を行った。分析の結果、指定管理者制度の導入後の来館者数等は、少なくとも統計的に有意な減少を示していないこと、またインセンティブ契約がある場合は、来館者数が有意に増加していることが示された。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10048 小川充彦

目次

1. はじめに.....	1
2. 指定管理者制度の概要	2
2.1 指定管理者制度の概要.....	2
2.2 指定管理者制度の導入状況	3
3. 指定管理者導入に関する理論分析.....	5
3.1 指定管理者導入に関する分析.....	5
3.2 インセンティブ契約に関する分析	6
4. 指定管理者制度導入に関する実証分析	7
4.1 分析対象	7
4.2 分析方法	7
4.3 推計モデル①.....	8
4.3.1 推計式	8
4.3.2基本統計量.....	9
4.3.3 推計結果	10
4.4 推計モデル②.....	11
4.4.1 推計式	11
4.4.2基本統計量.....	11
4.4.3 推計結果	12
5. まとめ	13

1. はじめに

平成15年の地方自治法改正により、指定管理者制度が導入された。この制度は、普通地方公共団体が住民の利用に供するために設置した公の施設の管理を法人その他の団体に行わせることができるもので、総務省自治行政局長通知によれば、施設の管理に係るコストの削減と当該施設で提供されるサービスの質を向上させることを目的としている。

八田 (2008) によれば、「企業がそれぞれの生産量をより少ない費用で生産することをX効率性が高まる」といい、「競争にさらされていない企業に生じる非効率性、すなわち無駄な費用」¹のことを「X非効率性」と呼ぶという。これを指定管理者制度に当てはめれば、指定管理者として公の施設の管理を受託する企業は、より少ない費用で良質なサービスを提供しなければ、次の期間の指定や、別の施設管理の受注につながらないという競争にさらされているため、X効率性が高まると考えられる。一方で、競争にさらされない団体の場合はそういったインセンティブが働かず、X非効率性が高まる可能性がある。

指定管理者制度の評価は、コストの削減については、内閣府政策統括官の分析 (2008) 等²により、効果があったとされている。しかし、サービスの向上効果については、前中・野口 (2005) による受託事業者へのアンケートを用いた分析があるものの、統計的な分析はされていない。そこで本稿では、指定管理者制度が導入された施設では、住民サービスが向上しているかを実証分析し、指定管理者制度導入の目的が達成されているかを検証する。また、エージェンシー理論から、地方公共団体と受託業者の間に、インセンティブ契約がある場合とない場合でサービスの向上効果に差が生じるかを分析する。

指定管理者制度は、スポーツ施設や公民館など多様な施設に導入されているが、本稿では、公立図書館を対象として、指定管理者制度の導入によりサービスの向上がみられたかどうかについて、来館者数、貸出点数及び登録者数が増えているかに注目して実証分析する。通常、サービスの向上を評価する場合、料金の変化に伴う量の変化を考慮する必要があるが、対象を公立図書館とした理由は、その利用が図書館法に基づき原則無料であることから、その利用が増えていれば、それをサービスが向上しているものと代替的にみることができると考えるためである。

分析に用いるデータは、東京23区の公立図書館の平成17年度から平成21年度までのデータである。このデータを用いる理由は、ある程度まとまった地域であることため、地域性が大きく異ならず、また、サンプル数が豊富であること及び東京23区の公立図書館で指定管理者制度が導入された最初の事例が平成19年度にあるため、この年を基準として導入前後の変化を5年間のデータから利用できるためである。

¹ 八田 (2008) 216頁

² 例えば、他にみずほ総合研究所のレポート (2006) においても、指定管理者制度導入によりコストが削減されていると報告されている。

先行研究では、前中・野口 (2005) が、指定管理者制度の受託団体に対するアンケート調査の結果を基にサービスの質関数を推計し、制度の導入後はサービスの質が高くなっているとしている。勝田 (2010) は、アンケートや事例研究等により、図書館に指定管理者制度を導入した場合のメリット・デメリットを挙げ、課題はあるものの全体としては円滑に運営されているとしている。契約理論から指定管理者制度を扱ったものとしては、早川 (2010) がある。また、指定管理者制度に関する研究ではないが、山内他 (2009) は、PPP³について、委託の進んでいる自治体ほど、行政コストが削減され、サービスの質が向上しているとしている。また、図書館の貸し出しに関する実証分析としては、岸田・佐藤 (1991) がある。しかし、指定管理者制度導入の効果については、個別の施設を対象にインセンティブ契約を加味した統計的な手法での分析はなされていない。

本稿では、分析の結果、指定管理者制度の導入により、サービスの向上を測るための多くの指標について、統計的に有意ではないものの係数が正であることを示した他、来館者数についてはインセンティブ契約がある場合は統計的に有意な増加がみられることを示し、指定管理者制度の導入により概ねサービスが向上している可能性を示した。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、第2章で指定管理者制度の概要と現状について説明する。第3章では指定管理者制度の導入がサービスの質に対して与える影響及びインセンティブ契約について理論分析を行い、第4章ではそれらについて実証分析するとともに、その結果の解釈について述べる。そして、第5章において、分析結果に基づいて政策提言を行うとともに、今後の課題について説明する。

2. 指定管理者制度の概要

2.1 指定管理者制度の概要

指定管理者制度は、平成15年の地方自治法の改正により制度化されたもので、普通地方公共団体が設置した公の施設の管理を、法人その他の団体に行わせることができるというものである。平成14年12月の総合規制改革会議の第二次答申には、「一定の条件の下での利用料金の決定等を含めた管理委託を、地方公共団体の出資法人等のみならず、民間事業者に対しても行うことができるように現行制度を改正すべきである。」とあり、また同答申には、「民間参入の拡大は、消費者の多様なニーズに対応した良質で安価なサービスの提供を図ることを主眼とするものであるが、それに加え、行政の簡素化、効率化に資するとともに、新たなマーケットの創出による我が国経済の活性化にも貢献するもの」とあることから、指定管理者制度は、

³ PPP(Public Private Partnership)とは、統一された定義はないようであるが、「アジアPPP政策研究会報告書」(2009)によれば、「経済成長の源泉として、「市場」と「競争」を通じ、公共サービスの効率性を向上させるとともに、新たな雇用を創出し、新たなサービス産業を創出する公共サービスの民間開放のことである。」としている。

規制緩和の一環として公の施設の管理を民間事業者が行うことを可能にすることで、施設の管理に係るコストの削減と当該施設で提供されるサービスの質を向上させるという目的の他、経済活性化という狙いもあると考えられる。また、八代(2005)によれば、「政府が公共財を供給することと、それを公務員を用いて生産することとは、全く別の問題」⁴であり、指定管理者制度は、これらのように公共サービスの提供に民間事業者を活用するPPPの一種であるといえる。平成15年の地方自治法の改正による指定管理者制度導入以前も、管理委託制度により、当該施設を設置した団体以外の団体にも管理を行わせることは可能であった。しかし、管理委託制度は、当該施設の管理権限及び責任は設置した団体が引き続き有するものであり、処分に該当する使用許可等は委託できなかった。また管理の受託は、普通地方公共団体が出資している法人で政令で定めるもの又は公共団体若しくは公共的団体に限定されていた。これが、指定管理者制度が導入されたことによって、受託者に処分に該当する使用許可を行わせること及び民間企業等が受託者になることが可能になった。公の施設の管理を民間企業等に行わせることから、指定の手続きは条例で定めることが求められており、また、指定管理者の指定に当たっては議会の議決が必要とされている。これは民主的コントロールを及ぼすという趣旨であると考えられる。

この指定管理者制度の評価については、次のようなものがある。

まず、肯定的なものであるが、公の施設に民間の能力を活用することで、経費の削減と、より質の高い住民サービスが行えるというものである。例えば、施設の利用時間の延長等を行うことにより、利用者の利便性が向上したり、より柔軟な発想や民間のノウハウによる新たなサービスの提供が可能になる等である。これは制度導入の目的と合致するものである。

一方で、次のような否定的な意見もある。指定管理者制度は、指定期間がおおよそ3年から5年程度のもので多いといわれるが、この短期間で受託者が別の法人に代わった場合、専門的な職員が育たず長期的な視野に立った施設運営が難しいこと⁵、また、特に無料の施設では、受託業者が利用料金⁶による収益が期待できないため、一定の質のサービスの提供に必要な経費まで削減する可能性があることから、提供するサービスが低下するのではないかというものであり、特に図書館等の無料施設・社会教育施設で反対論が根強いと考えられる。

2.2 指定管理者制度の導入状況

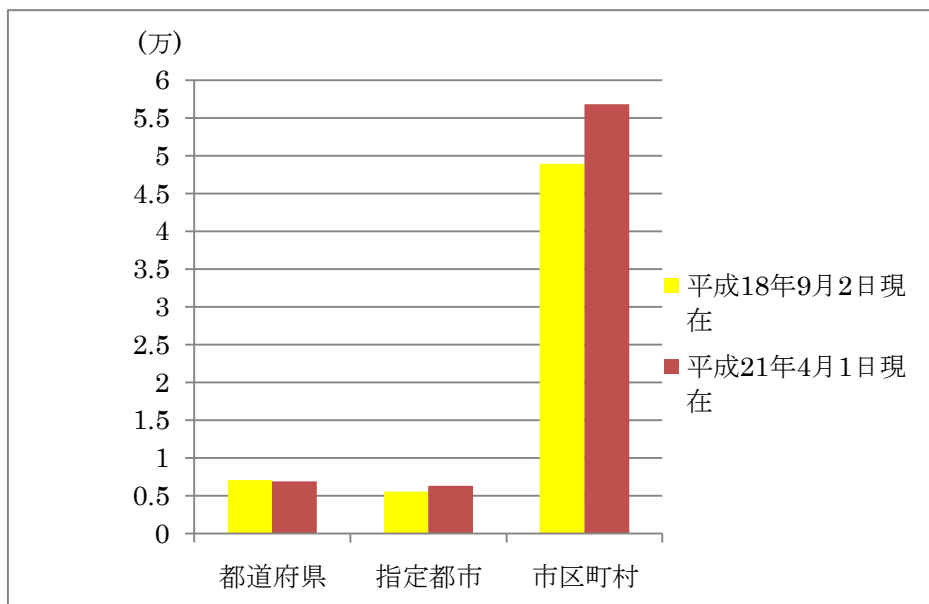
平成18年9月2日現在と平成21年4月1日現在の、指定管理者制度が導入されている全国の施設数の状況を、表1で表している。

⁴八代(2005)6頁

⁵平成20年6月3日の参議院文教科学委員会等で、図書館を念頭にこのような議論がされている。また、社団法人日本図書館協会は、同様の理由で図書館への指定管理者制度導入を反対している。

⁶有料の施設では、自治体と受託業者との協定次第で、利用者が支払う利用料金を受託業者の収入とすることができる。

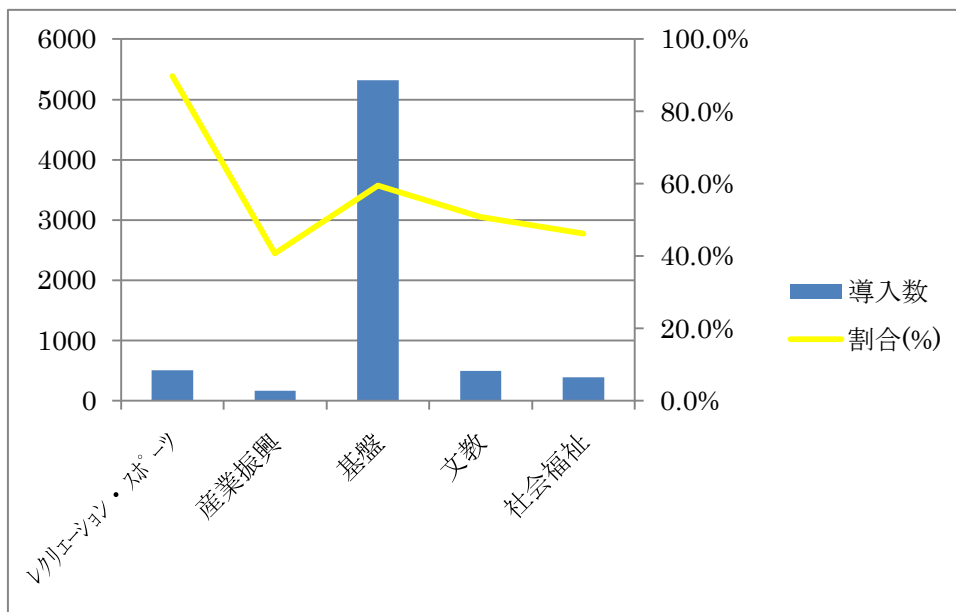
表1 都道府県・指定都市・市区町村ごとの指定管理者制度導入施設数の推移



(総務省の「公の市移設の指定管理者制度の導入状況等に関する調査結果（平成18年度及び平成21年度）」をもとに著者作成)

表1のように、都道府県についてはほぼ横ばいであるものの、時間の経過とともに指定管理者制度を導入する施設は増加する傾向にあるといえる。また、平成21年4月1日現在の都道府県に限った施設の区分ごとの導入施設数と、区分ごとの施設数に対する指定管理者制度の導入割合を表2で示しているが、これをみると、単純な導入数では駐車場や大規模公園といった基盤施設が多く、導入割合としては競技場やプール、宿泊休養施設等のレクリエーション・スポーツ施設が多いことがわかる。

表2 施設の区分ごとの指定管理者制度導入施設数と導入割合（都道府県のみ）



(総務省の「公の市移設の指定管理者制度の導入状況等に関する調査結果（平成21年度）」をもとに著者作成、施設の区分は当該調査結果に従った。)

3. 指定管理者制度導入に関する理論分析

3.1 指定管理者制度導入に関する分析

本稿においては、サービスの向上を図る指標として、図書館に指定管理者制度が導入された場合に、来館者、貸出点数及び登録者がどのように変化しているかを分析するが、これらが増加している場合の効果を図で表すと、図1のようになる。図書館の利用は原則無料であるため、図1における消費量は q となる。また、図書館は教育効果があり、正の外部性があるといえることから、通常、社会的に望ましい消費量よりも過小な消費になっていると考えられる⁷。なお、社会的に望ましい需要曲線を、図1では社会的限界価値曲線として表している。ここで、指定管理者制度が導入され、来館者数等が増加すると、私的限界価値曲線が右にシフトし、消費量は q^* となり、斜線部だけ余剰が増加するとともに、社会的に望ましい消費量に近づくことになる。一方、図書館サービスの供給は無料で行われているものの、実際には人件費等がかかる。これが指定管理者制度の導入で低下することを、図2で示している。図2中の限界費用曲線aが制度導入前のコストで、制度導入後のコストが限界費用曲線bであり、指定管理者制度の導入により、CからC*にコストが下がっている。図2中の斜線部がコスト削減分である。これらのことから、社会全体でみると

⁷ マンキュー (2005) 279、280頁によれば、正の外部性がある財は、「社会的に最適な生産量は、私的な市場で決まる生産量よりも大きい」とされる。

指定管理者の導入により余剰が増加していることが予想されるため、同制度の導入は正当化することができる。

図1 指定管理者制度導入の余剰分析

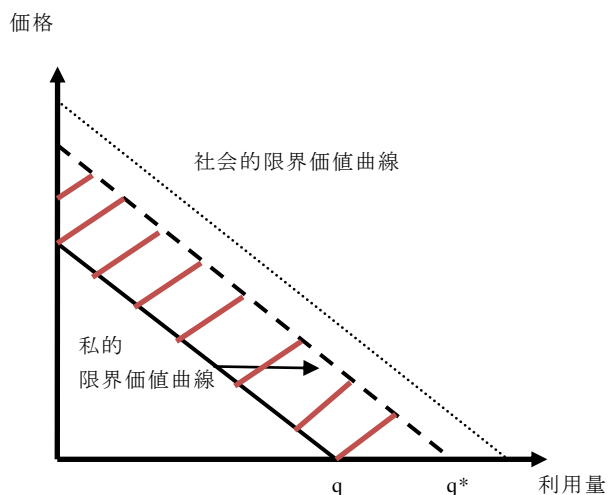
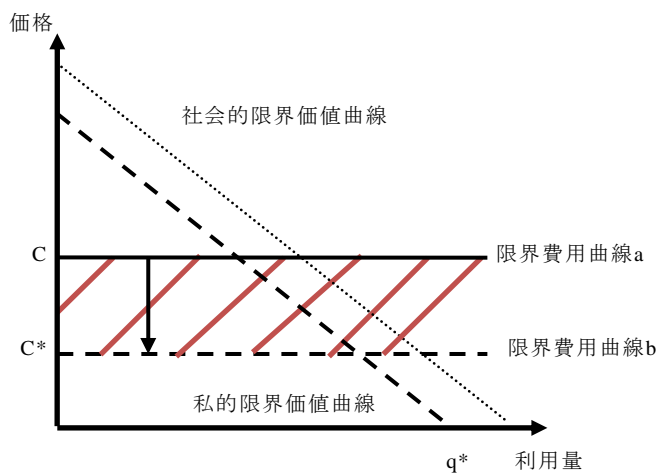


図2 指定管理者制度導入のコスト分析



3.2 インセンティブ契約に関する分析⁸

神戸 (2004) によると、利害が一致しないと、一般に、代理人は依頼人が望んだようには行動しないと、これを「エージェント問題」という。これを指定管理者制度に当てはめると、何らかの形で依頼人（普通地方公共団体）が、代理人（受託事業者）の行動を観察しないと、モラルハザードが発生し、代理人が自身の利害

⁸ この項では全般として神戸 (2004) を参考とした。

のみを考慮することになると考えられる。これに対処する方法としては、モニタリングとインセンティブ契約がある。モニタリングは依頼人が代理人の行動を観察することであり、インセンティブ契約は、結果と指定の指標に報酬を連動させることで依頼人が望んだ行動を代理人がとるようにインセンティブを持たせることである。したがって、本稿で対象とする図書館においても、この契約があることにより、利用がより増加すると考えられる。なお、本稿の分析の対象としている公立図書館では、モニタリング自体はほとんどの区で行っている⁹ことから、インセンティブ契約¹⁰があることで、指定管理者がよりサービスを向上させているかを分析している。

4. 指定管理者制度導入に関する実証分析

4.1 分析対象

分析の対象は、東京23区の公立図書館である。用いるデータは、東京都立図書館が毎年度作成している「東京都公立図書館調査」と、社団法人日本図書館協会が全国の図書館に対して行っている調査の、平成17年度から平成21年度の結果を用いた。インセンティブ契約の有無については、各区が指定管理者との間で取り交わした協定書等により確認した。指定管理者制度は多くの施設に導入されているが、その中から図書館を選定した理由は、次の二点である。まず、前章のとおり、図書館はその利用については原則無料であるため、利用者数等が増加していれば、それはサービスが向上していると代替的にいえると考えためである。第二には、サービスの利用が無料であることから、利用料金制を採用することが難しく、主に人件費を削減することでしか収益を確保できないと考えられるが、そのような施設でもサービスが向上していれば、より契約形態の幅が大きい他の施設でもサービスの向上が見られる可能性が高いと考えたためである。

4.2 分析方法

指定管理者制度の導入により施設の利用が増加しているか、またインセンティブ契約（本稿においては誘因契約という。）があればより質の向上効果があるか否かについて、平成17年度から平成21年度の年度ごとのデータを用いて、被説明変数を各区の人口一人当たり来館者数、貸出点数及び登録者数¹¹として、最小二乗法により推計する。なお、本稿の分析における誘因契約とは、「モニタリングの結果を翌

⁹ 平成21年度に総務省が実施した「公の施設の指定管理者制度の導入状況等に関する調査」の結果による。

¹⁰ 神戸（2004）によれば、インセンティブ契約を導入すべきかどうかは①モニタリングは困難か、②測定可能な指標はあるか、③インセンティブ契約のリスク範囲は適正か、④インセンティブ契約で引き出される努力の内容は求められている内容と合致するか、の4点について1つでも否定されれば、モニタリングの強化で対応するか何もしない方がよいとしているが、本稿の分析ではこれらの点については対象としない。

¹¹ 本稿ではこれらの利用が増加していることでサービスの質が向上している、としているが、田村・小川（2008）によると、貸出点数の増加が図書館の目的か、という点では議論がある。

年度以降の委託料に反映できる」といった、受託者により強いサービスの向上のインセンティブを与える契約のことを指す。

4.3 推計モデル①

4.3.1 推計式

図書館への指定管理者制度の導入及び誘因契約の有無により、各館の来館者数及び貸出点数にどのような影響があるかを分析するため、次の推計式で推計を行う。

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 D_{admin} \times D_{incentive} + \alpha_2 D_{admin} \times (1 - D_{incentive}) + \alpha_3 x + \varepsilon$$

ここで y は人口一人当たりの来館者数、又は人口一人当たりの貸出点数をとる。また、 D_{admin} は指定管理者制度を導入しているときに1をとるダミー変数で、 $D_{incentive}$ は誘因契約を採用している場合に1をとるダミー変数である。 x はその他の説明変数であり、高齢者割合、保護率と図書館ごとの所蔵資料数・開館日数・専有面積・開館時間のそれぞれの対数値、座席数、改築ダミー、縮小ダミー、併設施設ありダミーであり、改築ダミー、縮小ダミー、併設施設ありダミーはそれぞれ各図書館で改築等に伴い建物が変更されている場合、大規模改修等に伴い規模を縮小して開館している場合、図書館に公共施設が併設されている場合に1をとるダミー変数である。その他、年度ダミー、区ダミーを含めている。

分析に用いるデータは、以下のとおりである。

まず、人口一人当たり来館者数・貸出点数であるが、この人口については、各区の住民基本台帳に関するデータを参照し、各年度の当初又は当該年度の前年度末の人口を用いた。来館者数・貸出点数については、東京都立図書館が毎年度作成している「東京都公立図書館調査」及び社団法人日本図書館協会が毎年度行っている図書館に対する調査の結果を参照し、これらを基に算出した。高齢者割合は、各区の各年度末又は年度当初の、人口に占める65歳以上人口の割合である。この世代は、リタイアしている人が多く、比較的余暇が多いことから図書館利用者が多いと推測されるので、その影響をコントロールするために説明変数に加えるものである。これは、各区の住民基本台帳に関するデータを参照している。保護率については、公益財団法人特別区協議会の「特別区の統計」及び東京都福祉保健局の福祉・衛生統計年報を基に、各区の年度平均の生活保護率を説明変数とした。保護を受ける層は所得が低く、本を買わずに図書館で借りる可能性が高いと推測したためである。図書館ごとの所蔵資料数・開館日数・専有面積・開館時間のそれぞれの対数値及び座席数は、東京都と社団法人日本図書館協会が毎年度行っている調査の結果を基に、図書館の利用に影響を与えると思われるもの¹²を説明変数とした。なお、座席数で対

¹²岸田、佐藤 (1991) は、図書館の貸出に影響を与える要因の候補として国勢調査に基づく昼間人口

数をとっていない理由は、データ上、座席が無い図書館があるためである。改築ダミー、縮小ダミー、併設施設ありダミーは、「東京都公立図書館調査」と社団法人日本図書館協会が毎年度行っている調査の結果等を基にしており、建物が移転・改築等をされ新しくなったものや、規模が縮小されたもの、公共施設が併設されているものについては図書館の利用に影響を与えると推測されるため、説明変数に加えた。その他、年度ダミー、23区についての区ダミーを用いた。

4.3.2基本統計量

来館者数の分析に関する基本統計量は表3、貸出点数の分析に関する基本統計量は表4のとおりである。サンプル数が異なるのは、来館者数についてはデータが存在する図書館が少ないためである。そのため、来館者数と貸出点数の分析とには基本統計量にも若干の差がある。各変数の最小値・最大値をみると、図書館ごとに合計所蔵資料数、開館日数、開館時間等に大きな差があることが分かる。なお、図書館に指定管理者制度を導入している区及び図書館の数は、平成19年度は、4区・24館、平成20年度は6区・30館、平成21年度は9区・47館である⁹。

表3 来館者数に関する基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln来館者数/人口	643	-0.9195	1.0522	-3.4465	3.0703
指定管理誘因契約ダミー	643	0.0280	0.1651	0	1
指定管理誘因なしダミー	643	0.1260	0.3321	0	1
高齢者割合	643	20.3631	1.8018	17.3628	24.6
保護率	643	18.7969	8.4629	8	42.4
ln所蔵資料数	643	11.4612	0.6577	7.7832	13.5157
座席数	643	80.3188	74.4508	0	425
ln開館日数	643	5.7174	0.2047	3.0445	5.8579
ln専有面積	643	6.9416	0.7380	3.6889	8.7852
ln開館時間	643	2.3302	0.1062	1.9459	2.5649
改築ダミー	643	0.0218	0.1461	0	1
縮小ダミー	643	0.0093	0.0962	0	1
併設施設ありダミー	643	0.5894	0.4923	0	1

※ 年度ダミー、区ダミーについては省略

や第一次産業従事者割合などを挙げているが、本稿の分析は一年度ごとの調査であるため、これらは含めずに分析している。

表4 貸出点数に関する基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln貸出点数/人口	1078	-0.3782	0.8052	-3.5875	2.0070
指定管理誘因契約ダミー	1078	0.0167	0.1282	0	1
指定管理誘因なしダミー	1078	0.0779	0.2682	0	1
高齢者割合	1078	19.7167	1.8078	15.6620	24.6
保護率	1078	17.5026	7.5707	6.7	42.4
ln所蔵資料数	1078	11.4911	0.6319	7.7832	13.5157
座席数	1078	73.7106	67.7053	0	425
ln開館日数	1078	5.7028	0.1904	3.0445	5.8579
ln専有面積	1078	6.9828	0.7218	3.6889	9.0458
ln開館時間	1078	2.3288	0.1069	1.9459	2.5649
改築ダミー	1078	0.0195	0.1383	0	1
縮小ダミー	1078	0.0065	0.0804	0	1
併設施設ありダミー	1078	0.5955	0.4910	0	1

※ 年度ダミー、区ダミーについては省略

4.3.3 推計結果

推計結果は、表5のとおりである。

表5 推計モデル①の推計結果

被説明変数	ln来館者数/人口		ln貸出点数/人口	
	OLS		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
指定管理誘因契約ダミー	0.237 ***	0.082	0.001	0.082
指定管理誘因なしダミー	0.025	0.065	-0.056	0.056
高齢者割合	0.146 *	0.079	-0.068	0.049
保護率	-0.066 ***	0.009	0.037 ***	0.013
ln所蔵資料数	0.341 ***	0.067	0.310 ***	0.069
座席数	0.001 ***	0.0004	-0.0005	0.0003
ln開館日数	0.891 ***	0.119	0.532 ***	0.161
ln専有面積	0.245 ***	0.064	0.315 ***	0.056
ln開館時間	0.824 ***	0.226	0.788 ***	0.167
改築ダミー	0.142 **	0.060	0.163 **	0.074
縮小ダミー	-1.077 **	0.454	-1.177 ***	0.332
併設施設ありダミー	0.128 ***	0.036	0.059 **	0.023
年度ダミー	yes		yes	
区ダミー	yes		yes	
定数項	-15.040	1.686	-10.244	1.230
サンプル数	643		1078	
F値	184.000		158.430	
修正済み決定係数	0.870		0.8108	

※ ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

表5に示されているように、来館者数については、誘因契約がある場合のみ統計的に有意な増加がみられる。これは、指定管理者制度の導入により、図書館で開催されるイベントがより工夫されたものになったことが要因ではないかと推測され

る。一方、他のケースでは有意な変化はみられなかった。貸出点数については、選書については基本的に区が関わっており、資料の内容自体に大きな変化が無いこと、また施設の管理等がよくなり、レイアウトを変化する等すれば、資料を借りて家に持ち帰らずに、その場で利用する人が増えること等が考えられ、サービス向上の影響を十分に捉えられていない可能性がある。ただし、有意な減少もみられないことから、例え無料施設であったとしても、コスト削減のために指定管理者制度を採用することには一定の効果があるといえるだろう。

4.4 推計モデル②

4.4.1 推計式

図書館への指定管理者制度の導入及び誘因契約の有無により、各区の図書館の利用登録者数にどのような影響があったかを分析するため、次の推計式により推計を行う。この分析は、図書館ごとのデータではなく、区ごとに各区の公立図書館のデータの合計値等を用いて分析するが、その理由は、1つの図書館で利用登録を行えば、通常は同じ区の他の公立図書館でも貸出等を行えるためである。

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Rate_admin} \times D_{\text{incentive}} + \alpha_2 \text{Rate_admin} \times (1 - D_{\text{incentive}}) + \alpha_3 x + \varepsilon$$

ここで y は人口一人当たりの登録者数をとる。また、 Rate_admin は、区内で指定管理者制度を導入している図書館の割合で、 $D_{\text{incentive}}$ は誘因契約を採用している場合に1をとるダミー変数である。 x はその他の説明変数であり、高齢者割合、保護率、区内図書館の合計所蔵資料数・平均座席数・平均開館日数・平均専有面積・平均開館時間のそれぞれの対数値、各区の公立図書館数の対数値、改築館数、縮小館数、併設施設を持つ図書館の割合である。その他、年度ダミー、区ダミーを含めている。

この分析は、区ごとの分析であるので、図書館の所蔵資料数等のデータは各区の図書館の合計値又は平均値の対数値を説明変数とし、また区内の図書館数の対数値を加えた。利用できる図書館が多ければ、登録者数が増加すると推測されるためである。また、改築・縮小についてはダミーではなく区内で該当する図書館数を用いた。併設施設については割合を用いている。データの詳細な説明については、推計モデル①と同じであるため省略する。

4.4.2 基本統計量

登録者数の分析に関する基本統計量は表6のとおりである。図書館ごとでは大きな差があった合計所蔵資料数や開館日数等については、区ごとに平均するとそれほど大きな差は出ていない。

表6 登録者数に関する基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln登録者数/人口	115	-0.9220	0.5262	-3.559512	0.4106814
指定管理誘因契約ダミー	115	0.0522	0.2234	0	1
指定管理誘因なしダミー	115	0.1043	0.3070	0	1
指定管理導入図書館割合	115	0.0847	0.2439	0	1
高齢者割合	115	19.7211	1.9119	15.7	24.6
保護率	115	17.4122	8.1460	6.7	42.4
ln合計所蔵資料数	115	13.8433	0.4474	12.5507	14.6439
ln平均座席数	115	4.2265	0.4168	3.3142	5.2980
ln開館日数	115	5.7123	0.0681	5.5185	5.8558
ln平均専有面積	115	7.2465	0.2406	6.5632	7.8088
ln平均開館時間	115	2.3378	0.0655	2.0794	2.4344
ln図書館数	115	2.1422	0.4650	1.0986	2.7726
改築館数	115	0.1826	0.4309	0	2
縮小館数	115	0.0435	0.2439	0	2
併設施設図書館割合	115	0.6212	0.2395	0.1818	1

※ 年度ダミー、区ダミーについては省略

4.4.3 推計結果

推計結果は、表7のとおりである。

表7 推計モデル②の推計結果

被説明変数	ln登録者数/人口	
	OLS	
	係数	標準誤差
指定管理誘因ありダミー × 導入図書館割合	0.139	0.085
指定管理誘因なしダミー × 導入図書館割合	0.345	0.386
高齢者割合	-0.105	0.080
保護率	-0.002	0.024
ln合計所蔵資料数	0.759	0.981
ln平均座席数	0.053	0.101
ln平均開館日数	-0.154	0.522
ln平均専有面積	0.062	0.161
ln平均開館時間	0.443	0.411
ln図書館数	-0.149	0.870
改築館数	0.082 **	0.038
縮小館数	0.109	0.141
併設施設図書館割合	-0.202	0.322
年度ダミー		yes
区ダミー		yes
定数項	-10.172	12.697
サンプル数	115	
F値	141.140	
修正済み決定係数	0.8142	

※ ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

表7に示されているとおり、登録者数の分析については、統計的に有意な変化がみられなかった。貸出点数が有意な増加を示していないことを考慮すれば、貸出に

必要な登録者数が有意な増加を示していないことは、当然の結果であったといえる。したがって、貸出点数と同様、この分析においてはサービスの向上の影響を十分に捉えられていない可能性がある。また、多くの説明変数では誤差が大きい。説明できていない。これは、サンプル数の少なさというデータの制約とともに、他の大きな説明力を持つ変数が抜けていること等が原因と考えられる。

5. まとめ

ここまで述べてきたとおり、本稿では指定管理者制度導入の効果、特に誘因契約の有無が公共施設のサービスの向上に寄与するかどうかの分析を行ったが、本章では、これらの分析結果をまとめ、それを踏まえた提言を行う。

(1) 指定管理者導入の効果

今回の分析では、指定管理者制度が導入された図書館では、サービスの向上の指標について、多くの場合で、統計的に有意ではないもののその係数が正であり、法が目的としているサービスの向上は明確には示されていないが、少なくとも明確に利用が減少していることはなかったといえる。普通地方公共団体側にコスト削減のメリットがあれば、指定管理者制度の導入は意義があると考えられる。また、無料の施設であるからといって、その施設の管理には民間事業者は適さないということはないといえる。

(2) 誘因契約の効果

誘因契約の有無については、来館者数の分析に限るものの、誘因契約があった方が統計的に有意な増加が観測された。図書館に指定管理者制度を導入した場合に期待される効果としては、イベントやレイアウトの工夫、対応の向上などが考えられるが、誘因契約がある方が、指定管理者がこれらの要素でより努力するインセンティブを与えやすいという結果であると考えられる。よって、このような契約がある方が、サービスの向上効果は得やすいと考えられる。なお、モニタリングの指標に貸出点数が設定されている場合、仮に事業者が選書を行っていたとすると、貸出点数を増加するため、図書館の所蔵資料の内容がいわゆるベストセラー等に偏らせ、社会教育機関という図書館の目的からは適切でなくなるが、選書を自治体が行っていることでそういった弊害が起こらず、図書館の目的を担保できている可能性もあるが、自治体がどのような基準で選書を行っているかについては、今回は分析の対象としていないため、この点については今後の課題としたい。

(3) 残された課題

本稿では、指定管理者制度導入の効果について分析を行ったが、次のような課題が残されている。

まず、図書館の登録者数の分析結果については、多くの変数で説明ができていない。データの精査等をし、より精緻な分析をする必要がある。例えば、貸出以外のサービスで登録が必要なものを説明変数とするなどが必要である。

次に、より詳細な分析をすることで、どのようなケースであれば指定管理者導入の効果が大きいのか、あるいは目的の反対の効果及び弊害があるか、といった観点からの提言が可能になる。詳細な分析の例として、本稿では経費については一定若しくは減少しているという前提に基づいている¹³が、指定管理者制度導入の前後や経年で経費が変化している可能性があるため、実態としてどれだけの経費がかかっているかを調査し、分析に反映させる必要がある。また、指定管理者制度導入の前後で何が変化したか、といった点も今回は分析の対象としていないため、今後はそのような視点も考慮した分析が必要である。さらに、これらを踏まえて、他の施設の分析し、比較することで、制度の有効な活用方法の提言が可能になると考える。

また、本稿ではモニタリングの結果を翌年度の委託料に反映できる旨の協定の有無、という観点から、これを誘因契約として分析したが、モニタリングの指標については詳細に分析していない。

最後に、指定管理者制度ではさまざまな問題が指摘されているところである。平成22年12月28日付で、制度が単なる価格競争ではないことや住民の安全確保、受託業者とのリスク分担¹⁴等への留意についての総務省自治行政局長通知が出されている。また成田(2009)によれば、発注した自治体と受託事業者の間で、修繕費や損害賠償金の負担を巡って争いが起きているという報告もあるといい、業務や責任の範囲を明確にする必要がある。モニタリングの方法やインセンティブ契約の在り方についても含めて、今後はこれらの問題に対処するための契約方法等に注目して分析する必要がある¹⁵。

謝辞

本稿の作成に当たっては、北野泰樹助教授(主査)、梶原文男教授(副査)、丸山亜希子助教授(副査)、田尾亮介講師(副査)から丁寧なご指導をいただいたほか、福井秀夫教授(プログラムディレクター)をはじめ、まちづくりプログラム及び知財プログラムの関係教員及び学生の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝申し上げます。また、ご多忙の中、有益な情報を提供してい

¹³内閣府政策統括官(経済財政分析担当)(2008)の分析によれば、公募とモニタリングを行っている施設では支出が減少しているということであるが、今回対象とした図書館は、ほぼ全てが公募とモニタリングを行っていることから、このように仮定した。

¹⁴平成23年1月21日付の自治日報によれば、この通知は指定管理者制度が導入された施設における死亡事故などが念頭に置かれている。なお、同日付の同紙と総務省のホームページ上の1月5日大臣会見概要で、「図書館・学校図書館は直営にすべき」との発言があったようだが、同記事や会見概要では特段の理由は示されていない。

¹⁵今回の分析に当たり参考にした何点かの協定書には、既にこれらの問題に対応するための条項が規定されているものもあるが、現実の運用として、そういった規定で問題が発生していないかを含めて分析する必要があると考える。

ただいた関係機関の職員の皆様にお礼申し上げます。また、政策研究大学院大学での研究の機会を与えてくださった派遣元にも感謝申し上げます。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

- 出井信夫・吉原康和 (2006)『最新事例 指定管理者の現場』(学陽書房)
- 勝田健一 (2010)「図書館における指定管理者制度に関する考察」『政策研究大学院大学地域政策プログラム修士論文』
- 神戸伸輔 (2004)『入門 ゲーム理論と情報の経済学』(日本評論社)
- 岸田和明・佐藤佳子 (1991)「公共図書館の貸出を説明する関数の重回帰分析による検証—大阪府および富山県を対象として」『Library and information science,(29),p161-168,1991』
- 田村俊作・小川俊彦 (2008)『公共図書館の論点整理』(勁草書房)
- 内閣府政策統括官 (経済財政分析担当)(2008)「指定管理者制度の導入効果—施設の支出と収入にどの程度の効果があるのか—」『政策課題分析シリーズ』
- 中川幾郎・松本茂章 (2007)『指定管理者は今どうなっているか』(水曜社)
- 成田頼朝 (2009)『指定管理者制度のすべて 制度詳解と実務の手引 【改訂版】』(第一法規)
- 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)
- 早川智文 (2010)「指定管理者制度に関する契約理論的アプローチからの考察」『政策研究大学院大学地域政策プログラム修士論文』
- 前中康志・野口晴子 (2005)「指定管理者制度における受託団体のサービスの質と経営効率性—マイクロデータによる事業主体別分析—」
- みずほ総合研究所 (2006)「指定管理者制度にみる官業の民間開放の現状と課題」『みずほレポート』
- 八代尚宏 (2005)『「官製市場」改革』(日本経済新聞社)
- 山内直人・鈴木亘・松永佳甫・堀田聡子・岩田憲治・石田祐・奥山尚子 (2009)「パブリック・プライベート・パートナーシップの経済分析」『RIETI Policy Discussion Paper Series 09-P -003』
- N・グレゴリー・マンキュー (2005)『マンキュー経済学 I ミクロ編』(東洋経済新報社)

平成 14 年血液法改正における献血者数の変化についての研究

〈要旨〉

本稿では、平成 14 年の血液法改正に着目し、同改正による献血者数の変化について実証分析を行った。

本研究では、同改正をきっかけとして献血者への処遇品としての金券の配布を中止したため、献血者数が減少したという仮説を立てた。

実証分析の結果、仮説のとおり同改正によって献血者数が減少したことが示され、献血者が処遇品の金銭的インセンティブに反応することが明らかにされた。また、献血者の属性によって、処遇品の金銭的インセンティブへの反応の仕方が異なることが明らかとなった。

これらの結果を踏まえ、より効率的に献血者を集めるための政策提言等を行った。

2011 年（平成 23 年） 2 月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10049 小野寺 容資

目 次

第 1 章	はじめに.....	3
第 2 章	献血の現状と平成 14 年血液法改正の概要.....	4
第 3 章	実証分析 1 基本的分析.....	5
3-1	データ.....	6
3-2	推計式.....	7
3-3	被説明変数及び説明変数.....	8
3-4	推計結果.....	9
3-5	考察.....	9
第 4 章	実証分析 2 応用的分析.....	10
4-1	データ.....	10
4-2	推計式.....	12
4-3	被説明変数及び説明変数.....	12
4-4	推計結果概略.....	14
4-5	考察.....	15
第 5 章	まとめと政策提言.....	15
第 6 章	今後の課題.....	16
補論	17
参考文献	23

第1章 はじめに*

血液はいまだ人工的に製造することができず、病気や怪我の治療に必要とされる輸血用血液製剤の原料となる血液は、国民の善意による無償の献血により支えられている。我が国の献血者数は昭和60年度に延べ約876万人を数えたが、平成21年度には延べ約530万人まで減少している。少子高齢化によって血液需要の増加が見込まれている中で、血液製剤の安定供給は国家的な重要課題の一つとなっている。にもかかわらず、我が国では国民の献血に対する意識改革のためのキャンペーンばかりが目立ち、献血者がどのようなインセンティブに基づいて献血を行ったり、行わなかったりしているのかという実証研究はほとんどなされてこなかったという現状がある。したがって、献血者がどのようなインセンティブに反応しているのかを知るための研究は、有意義かつ時機を得ているものといえよう。

本稿では、無償であるとされている献血であっても、実は献血時に配布される処遇品（おまけ）の価値が重要であると考え、人々は献血の処遇品の金銭的インセンティブに有意に反応していることを証明する¹。そこで平成14年の血液法改正に着目する。この制度改正によって、処遇品として図書券等の金券の配布が中止されたことで、献血者が感じる処遇品の価値が低下したと考えられるからである。この制度改正が原因で統計的に有意に献血者数が減少したことを実証分析により明らかにする。実証分析は基本的分析と応用的分析の2つを行う。

まず、基本的分析では、制度改正が原因で献血者全体が減少したことを証明する。サンプルは平成12年から平成18年までの都道府県別パネルデータを用いて、最小二乗推定法及び固定効果モデルにより推定を行った。その結果、両方の推定結果から制度改正が原因で献血者が減少したことが1%の水準で統計的に有意に示された。固定効果モデルでは、3.5%の減少が示された。

次に、応用的分析では、献血者を世代別・男女別に分けて、どの層が制度改正に有意に反応しているかを明らかにする。サンプルは平成12年から18年までの都道府県別パネルデータを用いて、最小二乗法推定法及び固定効果モデルにより推定を行った。固定効果モデルの結果より、10代男女の献血者、20代男女の献血者、40代女性献血者及び

* 本論文を執筆するにあたり、主査としてご指導をいただいた安念潤司客員教授に感謝の意を表す。そして、梶原文男教授、西脇雅人助教授及び田尾亮介講師には副査として本論文の細部にわたりご助言とご指導をいただいた。ここに感謝の意を表す。

また、福井秀夫教授（プログラム・ディレクター）をはじめ、まちづくりプログラムの教員各位及び知財プログラムの教員各位には、適切なご助言をいただいた。ここに感謝の意を表す。

そして、日本赤十字社には、照会に応じていただき、貴重な情報を教示いただいた。ここに感謝の意を表す。

最後に、1年間の研究生活をともに過ごしたまちづくりプログラムの学生各位に謝意を表したい。

なお、本論文における見解及び内容に関する誤りは、すべて筆者個人に帰属する。

¹ レヴィット、ダブナー（2007）に、献血と金銭的インセンティブの関係が記述されている。しかし、本稿の研究とは逆に、献血者に対して少額の奨励金を支払うことは献血者数を減少させることを示唆している。

50代女性献血者が、制度改正が原因で減少したことが10%以上の水準で統計的に有意に示された。特に減少幅が大きいのは10代女性献血者であり、制度改正により18.2%の減少が示された。

なお、本稿の以下の構成は次のとおりである。まず、第2章において献血の現状と平成14年の血液法改正の概要を説明する。次に、第3章では基本的分析として献血者全体についての分析を行い、第4章では応用的分析として世代別・男女別の献血者についての分析を行う。そして、第5章では実証分析のまとめとそれを踏まえた政策提言を行う。最後に第6章で今後の課題について述べる。さらに補論においては、第4章の応用的分析の各世代別・男女別推計結果の詳細を記載している。

第2章 献血の現状と平成14年の血液法改正の概要

我が国において制度としての献血は、昭和27年の日本赤十字社による完全無償の血液銀行の開設に始まる。しかし、当時の日本では血液を無償で提供することに対して多くの賛同を得ることはできず、この当時の献血実績は年間1,000件足らずであった。この時期に日本の供血を担っていたのは、日本ブラッドバンクに代表される民間の商業血液銀行であった。すなわち売血が当時の日本の輸血体制を支えていたのである。昭和30年代までは輸血用保存血液のほとんどが売血による血液によってまかなわれており、日本赤十字社でさえも一時買血を行っていたほどである。その後、ライシャワー事件²等をきっかけに政府が献血制度の推進を掲げたことによって献血の割合は上昇し、昭和44年以降は売血による輸血用保存血液は姿を消すこととなった。そして、昭和49年以降は輸血用保存血液の100%が献血によってまかなわれることとなった³。

それ以後、日本の輸血用保存血液はすべて無償による献血によって支えられてきたわけであるが、献血は売血と異なり献血者の善意に頼る制度であるため血液の安定的な確保が売血よりも難しく、血液の安定的な確保は常に問題となっていた。その流れの中で、昭和60年には400ml献血と成分献血が導入されることとなる。ところで、この無償という概念の中にはいわゆる「献血のおまけ」である処遇品を配布することは含まれておらず⁴、献血者を集めるために処遇品としてお菓子や飲み物のほか、500円分の図書券や

² 昭和39年3月24日、当時の駐日アメリカ大使のエドウィン・O・ライシャワーが、駐日アメリカ大使館前で暴漢に襲われた暗殺未遂事件。その治療の際に使用された輸血用血液によってライシャワーは血清肝炎に罹患した。その輸血用血液が売血によるものであったため、社会的に売血制度への批判が巻き起こった。

³ 売血と献血の制度の他に預血と返血という制度が存在した。預血とは、あらかじめ血液を提供しておくことで本人又はその家族が血液を必要とした時に優先的に血液の提供を受けることができる制度である。返血とはその逆の制度である。これらの制度が併存していたことが、売血による輸血用保存血液の割合がゼロになった後でも献血による割合が100%にならなかった理由である。

⁴ 赤十字国際会議での献血者の定義によると、献血ボランティアの行為は、反対給付を求めないで自らの意思で血液を提供することだが、その時に簡単な記念品や軽食等を配ることは、無報酬の献血と両立するとの見解を示している。

テレフォンカードなどの金券を配布する例が見受けられた。この金券の配布は血液法の改正まで続くこととなる。

本稿で着目する平成14年の血液法の改正は、薬事法及び採血及び供血あつせん業取締法の一部を改正する法律（平成14年法律第96号）によって行われた。血液製剤について、非加熱製剤によるHIV感染問題等を踏まえ、その安全性の向上に加え、安定供給の確保を図るための法的な枠組みの整備が必要とされてきたことがこの改正の背景として挙げられている。

この改正によって血液法はその正式な題名を、「採血及び供血あつせん業取締法」から「安全な血液製剤の安定供給の確保等に関する法律」に改正された。同時に、法の目的・基本理念が定められ、関係者の責務が明確化されるとともに、計画的に血液製剤の国内自給を推進し、需給バランスをとりつつ血液製剤を安定供給すること等が定められた。ちなみにこれまで法律上献血者は「被採血者」と規定されていたが、この改正によって「献血者」と明記された。

そして、改正後の血液法第16条⁵には、何人も、有料で採血してはならないという規定が追加された。この規定は平成14年7月から施行された。日本赤十字社は、この規定を厳格に運用するために、平成14年11月から処遇品としての金券の配布を中止した。

この制度改正後、金券の代わりとしてお菓子や飲み物の処遇品が増えたほか、現在では物以外のサービスも増えている。例えば、献血中の占いやマッサージ、DVD鑑賞、さらには気功ヒーリングまでサービスとして受けることができるようになった⁶。意外なことであるが、日本赤十字社血液事業本部へのヒアリングによると、制度改正の前後を比較しても献血者1人当たりの処遇品のコストにはほとんど変化がないとのことであった。

しかし、1人当たりの処遇品のコストに変化がないとはいえ、処遇品が金券と占いでは献血者にとっての処遇品の価値は異なるものと考えられる。したがって、平成14年の制度改正によって、献血者にとっての処遇品の価値が低下したことで献血者が減少したという仮説を設定した。

第3章 実証分析 1 基本的分析

本章では、基本的分析として、制度改正が原因で献血者全体が減少したことを証明するための実証分析を行う。まず3-1において、使用するデータとその出典等を明らかにする。次に、3-2において推計式の説明を行うとともに、3-3において被説明変数及び説明変数の説明を行う。そして、3-4において推計結果を示し、その結果に基づき3-5

⁵ 第十六条 何人も、有料で、人体から採血し、又は人の血液の提供をあつせんしてはならない。

⁶ 新宿西口献血ルームを例にとると、平成23年2月の献血者へのイベントとして、毛髪チェック、運勢占い、ネイルカラー、タロット占い、手相占い、ハンドマッサージ、カラーコーディネート、気功、九星占い、メンタルセラピー等が実施されている。

において考察を加える。

3-1 データ

基本的分析では、都道府県ごとの献血者数の対数値を被説明変数とし、15-64歳人口の対数値、1人当たり都道府県民所得の対数値、生活保護受給者割合の対数値、採血バス数の対数値を説明変数として用いている。そしてダミー変数として制度改正ダミーを用いている。サンプル期間は、制度改正があった平成15年⁷を中心に前後3年、合計7年分のデータを収集した。したがってサンプルサイズは329である。

データの出典について、献血者数は、日本赤十字社『血液事業の現状』平成12年から平成18年までより引用した。これは日本赤十字社血液事業本部が毎年発表している統計資料である。ここでいう献血者とは、献血申込後に簡易検査や問診を経て実際に献血を行った者の人数をいい、単位は人である。

15-64歳人口は、総務省統計局『人口推計』より引用した。ここには毎年10月1日現在の各都道府県の年齢3区分別の総人口を記載されており、その中から15歳から64歳までの区分の人口を利用した。単位は千人である。

ただし、平成12年及び平成17年に関しては、『国勢調査』よりデータを引用した。他の年次に合わせるために、各都道府県の5歳階級の総人口のうち15歳から69歳までの人口を足し合わせ、1000で除した値を利用した。

1人当たり都道府県民所得は、内閣府『平成19年度県民経済計算』より引用した。そのうち「1人当たり県民所得」から平成12年度から平成18年度までの部分を利用した。単位は千円である。

生活保護受給者割合は、厚生労働省『社会福祉事業報告（福祉行政報告例）』平成12年度から平成18年度までより引用した。そのうち「被保護実人員及び保護率（人口千対）、都道府県 - 指定都市 - 中核都市×月・1か月平均」より年度保護率を利用した。単位は人口千対である。

採血バス数は、『血液事業の現状』平成12年から平成18年までより引用した。データは各年12月31日現在の各都道府県の献血バスの数である。単位は台である。

制度改正ダミーは、平成15年以降について1を、平成14年以前について0をとるダミー変数である⁸。

⁷ 実際に制度改正があったのは平成14年11月であるが、本稿では、データの制約上平成15年から制度改正があったものとみなしている。

⁸ 本来であれば、日本赤十字社が金券の配布を中止した平成14年11月以降を1とすべきであるが、データが年単位であるため、平成15年以降を1とした。

これらの変数の基本統計量は以下の表 1 のとおりである。

【表 1】 基本統計量

	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
ln (献血者数)	329	11.383	0.710	10.213	13.342
ln (15-64 歳人口)	329	7.161	0.772	5.922	9.080
ln (1 人当たり都道府県民所得)	329	7.910	0.139	7.602	8.428
ln (生活保護受給者割合)	329	1.847	0.602	0.336	3.020
ln (採血バス数)	329	1.792	0.530	0.693	3.784
制度改正ダミー	329	0.571	0.496	0	1

3-2 推計式

基本的分析における推計式モデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned}
 \ln (\text{献血者数}) = & \alpha \\
 & + \beta_1 \times \ln (15-64 \text{ 歳人口})_{it} \\
 & + \beta_2 \times \ln (1 \text{ 人当たり都道府県民所得})_{it} \\
 & + \beta_3 \times \ln (\text{生活保護受給者割合})_{it} \\
 & + \beta_4 \times \ln (\text{採血バス数})_{it} \\
 & + \beta_5 \times (\text{制度改正ダミー})_{it} \\
 & + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

α : 定数項

$\beta_1 \sim \beta_5$: パラメータ

ε : 誤差項

i : 都道府県

t : 年

この推計式モデルは、制度改正ダミーによってその献血者数に対する効果をとらえようとするものである。したがって、被説明変数は献血者数の対数値である。

推定は最小二乗推定法 (OLS) 及び固定効果モデル (FE) により行う。パネルデータを用いることで、観測できない要因を固定効果として取り除くことができることから、固定効果モデルの方がより望ましいモデルであると考えられるので、分析結果の解釈は固定効果モデルに基づいて行う。

3-3 被説明変数及び説明変数

被説明変数：ln（献血者数）

各都道府県における献血者数の対数値を被説明変数とした。

コントロール変数Ⅰ：ln（15-64歳人口）

人口の増減に伴う献血者数の変化を表す指標として、各都道府県における15-64歳人口（単位：千人）の対数値を用いた⁹。

コントロール変数Ⅱ：ln（1人当たり都道府県民所得）

機会費用の代理変数として、各都道府県における1人当たり所得（単位：千円）の対数値を用いた。

コントロール変数Ⅲ：ln（生活保護受給者割合）

コントロール変数Ⅱと同じく機会費用の代理変数として、平均的な所得の大小に加えて、その中のばらつきも重要であると考慮した結果、低所得者割合を表す指標として、各都道府県における人口千人当たりに対する生活保護者数の割合（単位：人口千対）の対数値を用いた。

コントロール変数Ⅳ：ln（採血バス数）

トラベルコストの代理変数として、各都道府県の採血バス数（単位：台）の対数値を用いた。なお、採血個所としては、献血ルーム等の固定された採血施設数も利用することが考えられたが、1つしかない県が多いことや経年での変化が少ないこと、採血バス数との相関が非常に高いこと等から変数としては不相当と考え除外した。

制度改正ダミー

制度改正ダミーは、平成15年以降について1を、平成14年以前について0をとるダミー変数である。予想される符号はマイナスである。

⁹ 献血可能な年齢は16歳から69歳までであるが、データの制約上近似的に15-64歳人口を用いた。

3-4 推計結果

モデルの推計結果を表2に掲げる。

【表2】推計結果

被説明変数:ln(献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(15-64歳人口)	0.773***	0.022	2.622***	0.291
ln(1人当たり都道府県民所得)	-0.073	0.071	-0.342***	0.127
ln(生活保護受給者割合)	0.042***	0.014	-0.042	0.054
ln(採血バス数)	0.212***	0.032	0.108***	0.028
制度改正ダミー	-0.078***	0.014	-0.035***	0.011
切片	6.013***	0.540	-4.785**	2.430
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.969		within=0.594 between=0.968 overall=0.960	

(注) ***, **, *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から分かるとおり、制度改正ダミーの係数の符号は、OLSとFEのどちらの分析においても1%の水準で統計的に有意にマイナスとなり、予想どおりの結果が得られた。より望ましいと思われる固定効果モデルに着目すると、制度改正が原因で献血者が3.5%減少したことが示された¹⁰。

3-5 考察

この分析の結果から、献血者は処遇品の金銭的なインセンティブに反応していることが示された。処遇品が金券から金券以外のものに変化したという差によって、これだけの差が生じていることから、献血者は、処遇品の価値の変化に敏感に反応するものと考えられる。また、この結果から、処遇品としての金券の配布を再開することにより、献血者数を増加させることが可能なのではないかと考えられる。

¹⁰ なお、本稿では被説明変数を、実際に献血を行った人の数である献血者数の対数値として分析を行ったが、被説明変数を献血申込者数の対数値として同様の分析を行っても、同様の結果が得られ、制度改正ダミーがマイナスに有意であることには変わりがなかった。

第4章 実証分析2 応用的分析

第3章の基本的分析の結果、献血者全体についての傾向として制度改革が原因で献血者数が減少したことが示された。本章では、応用的分析として、献血者を世代別・男女別に分けて実証分析を行う。まず4-1において、使用するデータとその出典等を明らかにする。次に、4-2において推計式の説明を行うとともに、4-3において被説明変数及び説明変数の説明を行う。そして、4-4において推計結果の概略を示し、それらの結果に基づき4-5において考察を加える。

4-1 データ

応用的分析では、世代別・男女別献血者数の対数値を被説明変数とし、世代別・男女別人口の対数値、1人当たり都道府県民所得の対数値、生活保護受給者割合の対数値、採血バス数の対数値を説明変数として用いている。そしてダミー変数として制度改革ダミーを用いている。サンプル期間については、基本的分析と同じく平成12年から平成18年までの年別・都道府県別パネルデータを用いた。したがってサンプルサイズは329である。

データの出典については、世代別・男女別献血者数は、『血液事業の現状』平成12年から平成18年までの中から「年代別・男女別献血者数」を引用した。ここには各年度の4月から3月までの累計の10代から60代までの男女別の献血者数が記載されている。単位は人である。

世代別・男女別人口は、『人口推計』より引用した。ここには毎年10月1日現在の各都道府県の年齢5歳階級別の男女別人口が記載されており、その中から10代から60代までの男女別の人口を利用した¹¹。単位は千人である。

ただし、平成12年及び平成17年に関しては、『国勢調査』よりデータを引用した。他の年次に合わせるために、各都道府県の5歳階級の男女別人口から10歳ごとに人口を計算し、1000で除した値を利用した。

そして、1人当たり都道府県民所得、生活保護受給者割合、採血バス数については、基本的分析で使用したデータと同じものを用いている。

¹¹ ただし、10代人口については、献血可能な10代は16-19歳であるので、それに近似的に対応させるために、15-19歳人口を用いている。

これらの変数の基本統計量は以下の表3のとおりである。

【表3】 基本統計量

	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
ln (10代男性献血者数)	329	8.226	0.785	6.585	10.234
ln (20代男性献血者数)	329	9.400	0.743	8.219	11.650
ln (30代男性献血者数)	329	9.581	0.727	8.082	11.613
ln (40代男性献血者数)	329	9.432	0.666	8.371	11.195
ln (50代男性献血者数)	329	9.018	0.723	7.822	11.783
ln (60代男性献血者数)	329	7.675	0.860	5.940	9.646
ln (10代女性献血者数)	329	8.324	0.793	6.592	10.522
ln (20代女性献血者数)	329	9.257	0.757	7.750	11.643
ln (30代女性献血者数)	329	8.946	0.734	7.781	11.052
ln (40代女性献血者数)	329	8.562	0.687	7.369	10.290
ln (50代女性献血者数)	329	8.349	0.779	6.849	10.237
ln (60代女性献血者数)	329	7.092	0.999	5.106	9.520
ln (15-19歳男性人口)	329	4.036	0.727	2.833	5.841
ln (20-29歳男性人口)	329	4.806	0.833	3.526	7.007
ln (30-39歳男性人口)	329	4.853	0.838	3.526	7.038
ln (40-49歳男性人口)	329	4.825	0.745	3.555	6.767
ln (50-59歳男性人口)	329	4.998	0.742	3.761	6.800
ln (60-69歳男性人口)	329	4.746	0.753	3.497	6.594
ln (15-19歳女性人口)	329	3.990	0.732	2.708	5.793
ln (20-29歳女性人口)	329	4.790	0.823	3.434	6.914
ln (30-39歳女性人口)	329	4.865	0.816	3.555	6.983
ln (40-49歳女性人口)	329	4.838	0.734	3.584	6.690
ln (50-59歳女性人口)	329	5.017	0.747	3.761	6.799
ln (60-69歳女性人口)	329	4.852	0.727	3.611	6.677
ln (1人当たり都道府県民所得)	329	7.910	0.139	7.602	8.428
ln (生活保護受給者割合)	329	1.847	0.602	0.336	3.020
ln (採血バス数)	329	1.792	0.530	0.693	3.784
制度改正ダミー	329	0.571	0.496	0	1

4-2 推計式

応用的分析における推計式モデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \ln (\text{世代別・男女別献血者数}) = & \alpha \\ & + \beta_1 \times \ln (\text{世代別・男女別人口})_{it} \\ & + \beta_2 \times \ln (\text{1人当たり都道府県民所得})_{it} \\ & + \beta_3 \times \ln (\text{生活保護受給者割合})_{it} \\ & + \beta_4 \times \ln (\text{採血バス数})_{it} \\ & + \beta_5 \times (\text{制度改正ダミー})_{it} \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

α : 定数項

$\beta_1 \sim \beta_5$: パラメータ

ε : 誤差項

i : 都道府県

t : 年

この推計式モデルは、基本的分析の推計式と同じく制度改正ダミーによってその献血者数に対する効果をとらえようとするものである。したがって、被説明変数は世代別・男女別献血者数の対数値である。

推定は最小二乗推定法（OLS）及び固定効果モデル（FE）により行う。パネルデータを用いることで、観測できない要因を固定効果として取り除くことができることから、固定効果モデルの方がより望ましいモデルであると考えられるので、分析結果の解釈は固定効果モデルに基づいて行う。

4-3 被説明変数及び説明変数

被説明変数 : \ln (世代別・男女別献血者数)

各都道府県における世代別・男女別献血者数の対数値を被説明変数とした。

コントロール変数Ⅰ : \ln (世代別・男女別人口)

人口の増減に伴う献血者数の変化を表す指標として、世代別・男女別の献血者に対応する各都道府県における世代別・男女別人口（単位：千人）の対数値を用いた¹²。

コントロール変数Ⅱ : \ln (1人当たり都道府県民所得)

¹² 10代については、献血可能年齢は16-19歳であるが、データの制約上、男女ともに近似的な15-19歳人口を用いている。

機会費用の代理変数として、各都道府県における1人当たり所得（単位：千円）の対数値を用いた。

コントロール変数Ⅲ：ln（生活保護受給者割合）

コントロール変数Ⅱと同じく機会費用の代理変数として、平均的な所得の大小に加えて、その中のばらつきも重要であると考慮した結果、低所得者割合を表す指標として、各都道府県における人口千人当たりに対する生活保護者数の割合（単位：人口千対）の対数値を用いた。

コントロール変数Ⅳ：ln（採血バス数）

トラベルコストの代理変数として、各都道府県の採血バス数（単位：台）の対数値を用いた。なお、採血個所としては、献血ルーム等の固定された採血施設数も利用することが考えられたが、1つしかない県が多いことや経年での変化が少ないこと、採血バス数との相関が非常に高いこと等から変数としては不相当と考え除外した。

制度改正ダミー

制度改正ダミーは、基本的分析と同様に平成15年以降について1を、平成14年以前について0をとるダミー変数である。

4-4 推計結果概略

4-2の各世代別・男女別の推計モデルを分析し、その結果から固定効果モデルの制度改正ダミーの係数と標準誤差を抜き出してまとめたものが次の表4の推計結果概略である。なお、各世代別・男女別の最小二乗推定法及び固定効果モデルによる詳しい分析結果については、補論に記載してあるので参照されたい。

【表4】 推計結果概略

	制度改正ダミー係数	標準誤差
10代男性	-0.044*	0.027
20代男性	-0.092***	0.012
30代男性	-0.022	0.028
40代男性	0.014*	0.008
50代男性	0.026	0.027
60代男性	0.043***	0.015
10代女性	-0.182***	0.036
20代女性	-0.161***	0.035
30代女性	-0.024	0.019
40代女性	-0.045**	0.019
50代女性	-0.039**	0.018
60代女性	0.014	0.023

(注) ***, **, *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。

固定効果モデルによる推定の結果、制度改正が原因で献血者が減少したと統計的に有意に示された層は、10代男性献血者、20代男性献血者、10代女性献血者、20代女性献血者、40代女性献血者及び50代女性献血者の6つの層であった。

10代男性献血者については、制度改正ダミーが10%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により4.4%の減少が見られた。

20代男性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により9.2%の減少が見られた。

10代女性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により18.2%の減少が見られた。

20代女性献血者については、制度改正ダミーが1%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により16.1%の減少が見られた。

40代女性献血者については、制度改正ダミーが5%の水準で有意にマイナスとなり、制度改正により4.5%の減少が見られた。

50代女性献血者については、制度改正ダミーが5%の水準で有意にマイナスとなり、

制度改正により 3.9%の減少が見られた。

その他の層では、制度改正が原因で献血者数が減少したことは統計的に有意に示されなかった。

4-5 考察

この分析の結果から次の2つのことが考えられる。まず一点目として、処遇品としての金券の配布を再開することで、献血者数を増加させることが可能であると考えられる。二点目として、献血者の属性によって、処遇品の金銭的インセンティブの効果が異なるものと考えられる。

また、応用的分析の結果、制度改正ダミーが10%以上の水準で統計的に有意にマイナスとなるのは、10代男女、20代の男女、40代女性及び50代女性の献血者であったが、これらの層が処遇品の金銭的インセンティブが有意に働く原因としては、推察にとどまるが、これらの層は、全体的に所得が低いものと考えられるため、処遇品の価値の変化に敏感に反応しているものと思われる。

第5章 まとめと政策提言

本稿では、平成14年の制度改正によって、処遇品としての金券の配布が中止されたことで献血者数が減少したと仮定した。そこで、平成12年から平成18年までの都道府県のパネルデータを用い、平成15年以降を1とする制度改正ダミーの効果を推計することを試みた。そして、固定効果モデルによって、制度改正が原因で献血者数が3.5%減少したという結果が統計的に有意に得られた。また、献血者を世代別・男女別に分けて同様の分析を行い、10代男女、20代男女、40代女性及び50代女性の献血者数が制度改正により統計的に有意に減少したという結果が得られた。

以上の分析結果を踏まえて次の2つの政策提言を行いたい。

まず一点目は、献血者1人当たりの処遇品のコストを変えずに、より効率的に献血者を集めたいのであれば、日本赤十字社は、処遇品としての金券の配布を再開した方がいいのではないかということである¹³。先述のとおり、日本赤十字社へのヒアリングの結果、制度改正の前後によって、献血者1人当たりの処遇品のコストにはほとんど変化がないとのことである。したがって、同じコストでも処遇品を金券に変えることで、より多くの献血者を集めることが可能である。

二点目は、本稿によって、献血者の属性によって処遇品の金銭的インセンティブへの

¹³ 献血の処遇品として少額の金券を配布することは、現金でないこと及び対価として位置付けられていないこと等の理由から血液法で定められている有料での採血禁止という規定には当たらないのではないかとと思われる。

また、本稿と直接の関係はないが、ミラー、ベンジャミン、ノース（2010）では、臓器の提供に対して金銭的報酬を支払う制度を確立したことにより腎臓移植の滞貨が解消されたイランの例が紹介されており、臓器提供に金銭を支払うことの是非について問いかけている。

反応が異なることが実証されたので、日本赤十字社は、地域ごとや職業ごとなどさらに献血者の属性を細かく分類して分析を行った方がいいのではないかということである。現在の献血の処遇品は献血ルームごとに独自に決めているが、その決め方は各地の来場者や献血候補者である地域住民等の属性に合わせたものであるとは言い難い。そこで、限られた処遇品の財源をより効率的に使用するという意味でも、まずは献血者の属性をさらに細かく分析することが必要であると考えられる。

第6章 今後の課題

本稿の研究は、データ上の制約から個票データが利用できないために、どのような人が制度改正により献血に行かなくなったのかを分析することができず、また同様にデータ上の制約から世代別・男女別の献血者の分析時に献血申込者数を被説明変数とした分析が行えなかった。それらは今後の課題となろう。さらに、今回の研究は献血者の数に限定した分析を行ったが、献血者の質の変化についての分析も行うことが必要であると考えられる。これらの分析を積み重ねることで献血に関する施策の改善へとつなげていくことが期待される。

補論 応用的分析 各世代別・男女別推計結果

第4章の応用的分析の推計結果の詳細を以下に掲げる。なお、各表中の***, **, *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5】10代男性献血者

被説明変数:ln(10代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(15-19歳男性人口)	0.862***	0.056	1.050***	0.220
ln(1人当たり都道府県民所得)	-0.769***	0.178	-0.477*	0.278
ln(生活保護受給者割合)	-0.092**	0.036	-0.355***	0.119
ln(採血バス数)	0.305***	0.079	0.092	0.064
制度改正ダミー	-0.104***	0.036	-0.044*	0.027
切片	10.517***	1.379	8.281***	2.529
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.833		within=0.540 between=0.794 overall=0.783	

【表6】20代男性献血者

被説明変数:ln(20代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(20-29歳男性人口)	0.820***	0.026	0.942***	0.093
ln(1人当たり都道府県民所得)	-0.253***	0.096	0.005	0.146
ln(生活保護受給者割合)	0.064***	0.019	-0.176***	0.067
ln(採血バス数)	0.104**	0.041	0.100***	0.032
制度改正ダミー	-0.150***	0.019	-0.092***	0.012
切片	7.238***	0.733	5.028***	0.399
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.949		within=0.816 between=0.915 overall=0.912	

【表 7】30 代男性献血者

被説明変数:ln (30 代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (30-39 歳男性人口)	0.757***	0.030	0.024	0.364
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.074	0.108	-0.143	0.318
ln (生活保護受給者割合)	0.034	0.021	0.043	0.134
ln (採血バス数)	0.125***	0.046	0.159**	0.073
制度改正ダミー	-0.577***	0.022	-0.022	0.028
切片	5.067***	0.826	10.241***	2.980
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.933		within=0.024 between=0.700 overall=0.664	

【表 8】40 代男性献血者

被説明変数:ln (40 代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (40-49 歳男性人口)	0.759***	0.025	0.856***	0.069
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.076	0.078	-0.303***	0.094
ln (生活保護受給者割合)	0.064***	0.016	0.178***	0.036
ln (採血バス数)	0.154***	0.036	0.026	0.020
制度改正ダミー	0.043***	0.016	0.014*	0.008
切片	4.746***	0.600	7.311***	0.742
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.956		within=0.390 between=0.939 overall=0.936	

【表 9】50 代男性献血者

被説明変数:ln (50 代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (50-59 歳男性人口)	0.788***	0.041	0.618**	0.271
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.097	0.125	-0.204	0.333
ln (生活保護受給者割合)	0.080***	0.025	0.145	0.127
ln (採血バス数)	0.182***	0.057	0.064	0.073
制度改正ダミー	0.048**	0.025	0.026	0.027
切片	3.811***	0.954	7.144**	3.209
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.906		within=0.082 between=0.918 overall=0.889	

【表 10】60 代男性献血者

被説明変数:ln (60 代男性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (60-69 歳男性人口)	0.822***	0.511	1.134***	0.152
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.248	0.156	-1.138***	0.186
ln (生活保護受給者割合)	0.058*	0.031	0.162**	0.074
ln (採血バス数)	0.343***	0.073	0.056	0.041
制度改正ダミー	0.115***	0.032	0.043***	0.015
切片	1.025	1.196	10.873***	1.622
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.896		within=0.522 between=0.853 overall=0.848	

【表 11】10 代女性献血者

被説明変数:ln (10 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (15-19 歳女性人口)	0.673***	0.066	0.279**	0.131
ln (1 人当たり都道府県民所得)	-0.594***	0.221	-0.669	0.419
ln (生活保護受給者割合)	-0.151***	0.045	-0.847***	0.168
ln (採血バス数)	0.463***	0.095	0.348***	0.093
制度改正ダミー	-0.252***	0.045	-0.182***	0.036
切片	9.931***	1.717	13.550***	3.438
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.745		within=0.595 between=0.220 overall=0.254	

【表 12】20 代女性献血者

被説明変数:ln (20 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (20-29 歳女性人口)	0.728***	0.037	0.234**	0.117
ln (1 人当たり都道府県民所得)	-0.372***	0.140	-0.511	0.424
ln (生活保護受給者割合)	0.007	0.028	-0.503***	0.174
ln (採血バス数)	0.275***	0.057	0.322***	0.094
制度改正ダミー	-0.199***	0.028	-0.161***	0.035
切片	8.319***	1.073	12.622***	3.527
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.893		within=0.455 between=0.439 overall=0.438	

【表 13】30 代女性献血者

被説明変数:ln (30 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (30-39 歳女性人口)	0.624***	0.030	0.020	0.074
ln (1 人当たり都道府県民所得)	-0.074	0.108	-1.176***	0.224
ln (生活保護受給者割合)	0.057***	0.021	-0.087	0.087
ln (採血バス数)	0.411***	0.045	0.225***	0.050
制度改正ダミー	-0.039*	0.022	-0.024	0.019
切片	5.676***	0.824	17.921***	1.832
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.934		within=0.156 between=0.044 overall=0.046	

【表 14】40 代女性献血者

被説明変数:ln (40 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (40-49 歳女性人口)	0.533***	0.037	0.210***	0.070
ln (1 人当たり都道府県民所得)	-0.054	0.118	-0.541**	0.224
ln (生活保護受給者割合)	0.024	0.024	-0.097	0.087
ln (採血バス数)	0.530***	0.053	0.236***	0.049
制度改正ダミー	-0.017	0.024	-0.045**	0.019
切片	5.427***	0.916	11.610***	1.797
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.903		within=0.252 between=0.861 overall=0.832	

【表 15】50 代女性献血者

被説明変数:ln (50 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (50-59 歳女性人口)	0.611***	0.048	0.068	0.082
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.170	0.152	-1.189***	0.221
ln (生活保護受給者割合)	0.083***	0.030	-0.225***	0.086
ln (採血バス数)	0.507***	0.068	0.261***	0.049
制度改正ダミー	-0.051*	0.031	-0.039**	0.018
切片	2.909**	1.165	17.384***	1.843
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.879		within=0.265 between=0.152 overall=0.149	

【表 16】60 代女性献血者

被説明変数:ln (60 代女性献血者数)

説明変数	OLS		FE	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln (60-69 歳女性人口)	0.768***	0.081	0.419***	0.111
ln (1 人当たり都道府県民所得)	0.815***	0.241	-1.892***	0.274
ln (生活保護受給者割合)	0.176***	0.048	0.077	0.106
ln (採血バス数)	0.516***	0.113	0.218***	0.061
制度改正ダミー	0.071	0.050	0.014	0.023
切片	-4.372**	1.860	19.482***	2.260
サンプルサイズ	329		329	
決定係数	adjR ² =0.812		within=0.255 between=0.431 overall=0.426	

参考文献

- 香西豊子（2007）『流通する「人体」』勁草書房 pp. 141-170
- 厚生省薬務局企画課血液対策室監修（1995）『血液ハンドブック』薬業時報社
- 厚生労働省医薬食品局血液対策課（2009）『平成 21 年版 血液事業報告』
- ダグラス・スター（1999）『血液の物語』河出書房新社
- 野村拓監修（2003）『日本赤十字の素顔』あけび書房
- ロジャー・L・ミラー，ダニエル・ベンジャミン，ダグラス・ノース（2010）『経済学で現代社会を読む 改訂新版』日本経済新聞出版社 pp. 69-77
- 薬事研究会編（2002）『図解 2002 年改正 薬事法・血液法の概要』じほう
- スティーブン・D・レヴィット，スティーブン・J・ダブナー（2007）『ヤバい経済学 増補改訂版』東洋経済新報社

都市部の火葬場改築が地価に与える影響について

<要旨>

現在、急速な高齢化社会の進展に伴い火葬需要が急速に増加しつつあるが、都市部における火葬場を巡る環境は、周辺住民の反対運動の影響もあり建設計画から都市計画決定、着工、供給開始まで20年以上もの時間を要する事例も少なくなく、大きな課題となっている。そのため、火葬場建設時には周辺住民対策と称して過剰な公共投資が行われやすい傾向にある。しかし、近年は火葬場を構成する技術も大きく進歩し、外部性コントロール水準は確実に上昇している。

そこで、本稿では多くの地方自治体が行う周辺住民対策の意義を確認するため、最近の技術動向を反映した火葬場改築が周辺地価に与える影響について分析を行った。その結果、火葬場周辺の地価に大きな改善効果が見られることを明らかにし、さらに考察では取引費用が大きい理由として現在の法規制が曖昧な表現に留まる点に着目し、このために却って取引費用を大きくさせている可能性があることを指摘した。

一連の分析から得られた知見に基づき、法規制は新たな技術がもたらす外部性コントロール能力を考慮したものに改めるべきことと、公共施設の併設を行う場合には別途に費用便益分析を行うべき旨を政策提言とし、最後に発展的課題とその解決の方向性について提案を行った。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10050 笠間 毅

目次

第1章	はじめに.....	1
第2章	火葬場を巡る規制の沿革と現状.....	3
	2-1. 火葬の沿革	
	2-2. 法規制等	
	2-3. 火葬場が直面する現状	
第3章	火葬場改築が地価に与える影響（理論分析）.....	9
第4章	火葬場改築が地価に与える影響（実証分析）.....	11
	4-1. 検証方法	
	4-2. 推計結果	
第5章	考察.....	14
	5-1. 考察	
	5-2. 政策的インプリケーション	
第6章	結びに代えて.....	15
	6-1. 外部性の伝播	
	6-2. 火葬需要急増への対応	
	6-3. おわりに	

第1章 はじめに

急速な高齢化社会への進行が声高に叫ばれて久しい。この手の問題でメディア等に頻繁に取り上げられるのは、その多くが介護保険制度や老人医療、年金問題などの給付行政に関する領域である。これらは現に生活を営むうえで欠くことが出来ない財であるため、人々の注目を集める。そのこと自体はある意味当然のことであるが、その後控える問題に光が当てられることは稀である。そう「人の死」についてである。但し、例外もある。近年、葬祭ビジネスは成長著しい分野として注目を集め、異業種からの新規参入も続いている。2010年11月に経済産業省が発表した特定サービス産業動態統計調査¹によれば平成19年における葬祭事業者営業所数と従業員数はそれぞれ1,202営業所・16,370人であったものが、平成22年には各々1,327営業所・17,637人となっており、成長を裏付ける形になっている。

ところで、日本の葬祭は世界的に見て極めて特異な性格を有している領域がある。実にほぼ100%の火葬率を誇る点がそれである。日本以外にも火葬率が高い国は幾つか見られる。シンガポールでは78%、英国では70%程度、隣国の韓国でも2000年に「葬事等に関する法律」を制定したことを受けて急速に火葬率が向上している。火葬については様々な見解が見られるが、宗教的沿革を捨象すればその多くは衛生水準の向上や土葬等による国土利用の非効率性改善を目的として推進されていることが多い。

しかし、その火葬を担う場、即ち火葬場が危うい状態に陥っていることはあまり知られていない。急速な高齢化に伴い火葬需要の急増が見込まれる一方で、火葬場の総数は減少している。一部では、特定の時間帯に待ち行列が出来るなどの現象も既に散見されているが、殊に都市部における問題は大きなものがある。火葬場は典型的な迷惑施設であるため、とかく周辺住民の反対運動に直面する。建設計画から都市計画決定、着工、供給開始まで20年以上もの時間を要する事例も少なくないが、都市部ではそれに加えて人口集中率の高さも大きなインパクトを持つ。総務省が2010年1月に発表したデータ²によると、3大都市圏の人口集中率は約50%となっている。この事実は、年齢別人口構成比を考慮しなければ火葬需要の過半は3大都市圏に集中することを意味し、地方に比して相対的に火葬場が少ないことも相俟って、一層深刻な問題になる可能性が高いと考えられる。

火葬場はこのような問題に直面していることもあり、建設時には周辺住民対策と称して過剰な公共投資が行われやすい傾向にある。用地買収を巡る問題をはじめ、公園や集会場の設置などがその典型例と言える。しかし、これらの対策が経済的効率性の観点からどのような意味を持つのか、という点が論じられていることは寡聞にして聞かない。火葬場建設問題の早期決着を図ることだけに問題意識が偏り過ぎ、結果として過剰な公共投資を推し進め、却って資源配分の非効率を招いている可能性を考えることも出来る。

このような問題がある一方で、近年火葬場を構成する技術は大きく進歩している。火葬場の

¹ 経済産業省ホームページ <http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/tokusabido/index.html> 参照

² 住民基本台帳人口移動報告 <http://www.stat.go.jp/data/idou/index.htm> 参照

外部性には臭気や象徴的な煙突、寺社風の建築様式、喪服を着た参列者の姿など、人の死や穢れを連想させるものが主だったものと考えられるが、例えば排煙についてはほぼ完全に無公害化されている。また建築技術も大きく進歩し、寺社風建築様式から現代建築への移行が積極的に行われるに至り、外観も従前からは想像もつかないほど火葬場を感じさせないものとなっている。

そこで、本稿では多くの地方自治体が実施している周辺住民対策の意義を確認するため、近年の技術動向を反映した火葬場の改築が周辺地価に与える影響について分析を行った。その結果、改築が火葬場周辺の地価に大きな改善効果をもたらすことを確認した。しかし、このような結果が得られるにも関わらず現実には取引費用は大きい。そこで考察ではその理由として、現在の法規制に着目し検討を行った。火葬場の立地には距離規制が課せられるが、都市部では規制範囲内にも多くの住宅が張り付いている。歴史的沿革を考えると周辺住民の多くは火葬場建設後に居住しているのだが、火葬場改築などのイベントが発生すると当該規制を根拠として反対運動が展開されることも多い。一方で、法は距離規制の緩和条項を設けている。これが適切に機能するのであれば、取引費用の抑制効果が働くところだが、現実にはその記述は極めて曖昧な表現に留まるため、却って取引費用を大きくさせている可能性があることを指摘した。

以上の考察を踏まえ、法規制は新たな技術がもたらす外部性コントロール能力を考慮したものに改めるべきことと、公共施設の併設を行う場合には別途に費用便益分析を行うべきことを政策提言とした。最後に本稿の発展的課題について述べた。外部性の伝播範囲や強度の計測に関する課題と急迫する火葬需要への対応についてである。精緻な費用便益分析を実施するためには外部性の伝播範囲や強度測定が不可欠であることを示唆すると共に、急迫する火葬需要への対応については、火葬に対する消費者動向の変化と火葬場が純粋公共財でないことに着目し、民間企業等に火葬場市場を開放することの意義を述べ、そのうえで現状の価格政策見直しを大前提としたうえで選好される曜日（六曜）や時間に応じた混雑税導入などの導入可能性について触れ、今後の課題とした。

これまでの火葬場を巡る先行研究の多くは火葬場建設に関する建築技術や火葬場の経営等に関する課題、火葬場供給に関する政府・自治体等の支援の必要性等、建築工学や公衆衛生などの視点から取り上げている事案が多い。八木澤壯一・浅香勝輔他（2004）や武田至（2006）³、日本建築学会（2009）などが、その代表的なものと言える。それに対して本研究は、火葬需要の急増ならびに火葬能力の供給不足に直面すると予期される都市部を対象として、火葬場の改築が地価に与える影響について検証し、火葬能力の供給に関するあるべき政策の形を実証経済学の立場から論じることには力点を置いたものとなっている。

なお、本論文の構成は第2章で火葬場の歴史的沿革から規制の現状、直面する課題について触れ、第3章ではそれら諸課題に対する理論分析を試みる。第4章では理論分析結果を踏まえ実

³ 一般財団法人火葬研究会

証分析を行い、第5章では分析結果を踏まえた考察と政策的インプリケーションについて述べる。第6章ではこれまでの総括を行い、本論から導かれる発展的課題についてまとめる。

第2章 火葬場を巡る規制の沿革と現状

この章では火葬の歴史的沿革から現行法規制がどのように導かれたのかを概観し、そのうえで規制により得られる効果を考察する。さらに、現時点で火葬場が直面する様々な問題を示し、本研究で取り組む課題の前提を明らかにする。

2-1. 火葬の沿革

日本の火葬の歴史は古く、700年に僧侶の道昭が火葬されたことが始まりとされる。その後、持統天皇が天皇としてはじめて火葬されるに至り、上流階級を中心に火葬が広まったとされる。鎌倉時代には僧侶が庶民の葬儀に関わっていたとされ、江戸時代には庶民の間でも一般化したとされる⁴。明治維新後は、神道国教化政策の影響から明治6年に火葬禁止令が出されたが、明治8年に解除されると伝染病対策としての火葬場の効用も認知され、公衆衛生の観点から火葬がさらに普及していった。

2-2. 法規制等

(1) 法規制

火葬場は生命の終わりに際して遺体を浄化せしめる施設であり、遺族や社会からも相応の設備を有するものであることが期待される一方で、「人の死」に直面する施設の性格から当事者以外には嫌悪される施設の代表的存在とされる⁵。火葬場の外部性が大きく取り上げられたのは、明治8年に火葬禁止令が解除された時期とされる。火葬の際に発生する臭気が周辺の村々に及んだため、周辺住民が行政機関等へ苦情申し立てや新聞等への投書が多数に及んだことを契機として、政府は火葬場を取締りの対象として住宅地からの距離規制が始まったものと解釈されている。ちなみに、国土交通省が策定した不動産鑑定評価基準⁶上でも、火葬場は嫌悪施設の類型に組み入れられており、その存在は典型的な不動産価値の下落要因として認知されている。

このような火葬場の外部性に対処するために、法令その他通達等により火葬場の建設ならびに計画・運営等は規制されている。主だった法令は都市計画法（昭和43年6月15日法律第100号）、建築基準法（昭和25年5月24日法律第201号）、墓地埋葬等に関する法律（昭和23年5月31日法律第48号）である。都市計画法第11条に「都市施設として都市計画区域については、都市計画に次に掲げる施設に必要なものを定めるものとする」とあり、都市施設に火葬場が含まれていることを明示している。また、同条第2項には「都市施設については、都市施設の種類、

⁴ 中島隆信（2006）

⁵ 八木澤社一（2004）

⁶ 国土交通省ホームページ http://tochi.mlit.go.jp/w-new/h1407_f1.pdf 参照

名称、位置及び区域その他政令で定める事項を都市計画に定めるものとする」とあり、同法施行令（昭和44年6月13日政令第158号）第6条では「法第11条第2項の政令で定める事項は、次の各号に掲げる施設について、それぞれ当該各号に定めるものとする」とある。火葬場は第5号に含まれるものとして、面積を定めることが求められる。なお、墓地埋葬等に関する法律（以下、墓理法）第11条では「都市計画事業として施行する墓地又は火葬場の新設、変更又は廃止については、都市計画法第59条の認可又は承認をもつて、前条の許可があつたものとみなす」と規定されており、都市計画法が優先される内容となっている。また、法律上の規制ではないが、昭和35年に旧建設省が作成した「都市供給処理施設計画標準（案）」によれば、火葬場は市街地又は今後市街化が見込まれる地域から500m程度離れた場所に立地するべき旨が記述されており、都市計画行政に影響を与えたものと考えられている。

建築基準法では、法第2条2項に特殊建築物として火葬場が定義されている。また、同法第51条には「都市計画区域内においては、卸売市場、火葬場又と畜場、汚物処理場、ごみ焼却場その他政令で定める処理施設の用途に供する建築物は、都市計画においてその敷地の位置が決定しているものでなければ、新築し、又は改築してはならない」とされている。なお、但書では「特定行政庁が都道府県都市計画審議会の議を経てその敷地の位置が都市計画上支障が無いと認めて許可した場合、又は政令で定める規模の範囲内において新築し、若しくは増築する場合においては、この限りでない。」とある。なお、この但書に対応する特定行政庁の許可で良い場合は「建設計発第29条 計画局長・住宅局長通達（昭和35年1月25日）」により次のようになっているとされる⁷。

- ①市街化の傾向が少ない場所で周囲に対する影響が少ない場合
- ②暫定的なものである場合
- ③用途区域や都市施設等の既定都市計画がない場合或いはそれらの計画の構想が確定していない場合
- ④その他の関係部局が公営上やむを得ないと認める場合

これらの場合には特定行政庁が許可した場合には都市計画決定に必要な諸手続きを経ることなく火葬場を計画することが可能となるが、現実には地方自治体が火葬場の計画を進める場合には都市計画決定を受けることが原則となっている。

墓理法は、明治17年制定の「墓地及埋葬取締規則」等の従前規則及び「埋火葬に認許等に関する件」を踏襲させつつ、墓地や埋葬等に関して国民の宗教的感情に適合するとともに、公衆衛生と公共の福祉の見地から詳細規定を設けたものであるとされる。具体的には法第2条2項で「火葬とは死体を葬るためにこれを焼くことを言う」と火葬の定義しており、又法第2条7項では「火葬場とは火葬を行う施設として都道府県知事の許可を得たものを言う」と定めている。法第7条では火葬場以外での火葬行為を禁止し、さらに法第10条では「火葬場の経営、施設の

⁷ 八木澤壮一ほか（2004）

変更及び廃止には都道府県知事の許可が必要である」旨を定めている。また、火葬場の計画ならびに運営には高度な公共性が求められるとして、旧厚生省環境衛生局環境衛生課長発各道府県衛生主管部長宛昭和43年4月5日環衛第8058号通知に「墓地、納骨堂又は火葬場の経営の許可の取扱いについて」による行政指導を通じて、火葬場の計画・運営は専ら市町村等の公共団体によることが望ましい旨を示唆しているとされる。近年は環境規制についての示唆もなされている。平成12年に厚生省より提示された「火葬場から排出されるダイオキシン類削減対策指針」がそれである。これにより、バクフィルターと呼ばれる高性能集塵機や解脱硝装置などの導入等が行われるようになり、施設によってはダイオキシン類に加えてアンモニアやNOxも同時に除去されるようになったとされる⁸。

(2)規制の効果

大別すると立地規制と参入規制に分類される。立地規制としては都市計画区域内に火葬場を建設する際には都市計画決定を要するとしていることが大きな意味を持つが、実のところそれ以外についてはあまり多くは規定されていない。一般に火葬場は住宅地から離れた場所に建設されることが要求されるが、これは墓理法施行細則や都市供給処理施設計画標準（案）などに示された内容によるところが大きいとされる。ちなみに東京都が定める「墓地等の構造設備及び管理の基準等に関する条例」には、以下のとおり規定されている。

参考(1) 東京都「墓地等の構造設備及び管理の基準等に関する条例」より抜粋

<p>(火葬場の設置場所) 第十条 火葬場の設置場所は、住宅等からおおむね二百五十メートル以上離れていなければならない。 2 火葬場内において当該火葬場の施設を増築し、又は改築する場合その他特別の理由がある場合で、知事が公衆衛生上支障がないと認めるときは、前項の規定は、適用しない。 (平一ニ条例一八六・旧第九条繰下) (火葬場の構造設備基準) 第十一条 火葬場の構造設備は、次に掲げる基準に適合しなければならない。 一 境界には、隙壁又は密植した低木の埋根を設けること。 二 出入口には、門扉を設けること。 三 火葬炉は、五基以上設けること。ただし、地方公共団体が設ける火葬場については、この限りでない。 四 火葬炉には、防じん及び防臭の十分な能力を有する装置を設けること。 五 収骨室及び遺体保管室を設けること。 六 収骨容器等を保管する施設を設けること。 七 残灰庫を設けること。 八 管理事務所、待合室及び便所を設けること。 (平一ニ条例一八六・旧第十条繰下) (管理者の講ずべき措置) 第十二条 墓地等の管理者は、次に定める措置を講じなければならない。 一 墓石が倒壊し、又はそのおそれがあるときは、速やかに安全措置を講ずるか、又は墓石の所有者に同様の措置を講ずることを求めること。 二 納骨堂又は火葬場の施設が老朽化し、又は破損したときは、速やかに修繕等を行うこと。 三 墓地等を常に清潔に保つこと。 四 墓地等においては、何人に対しても、死者又はその遺族に対して礼を失する行為をさせないこと。</p>

本規定では人家等から概ね250m離すことや衛生上支障が無いことなどが火葬場建設の条件とされており、これらを担保することにより外部性のコントロールを図ったものと考えられる。しかし、これらの条項には外部性をどの水準にコントロールすべきかを示す直接的且つ明示的な規定は見当たらない。かつての墓理法施行細則（昭和25年12月12日規則第73号）第7条3号には「周囲は、塀又は樹木の垣を設けること」「城内には火葬炉及び煙突を設け、完全な防臭装置をすること」と規定されているが、やはり具体的な基準値を窺い知ることは出来ない。ダイオキシン類削減対策指針は辛うじてその点を知ることが出来るものであるが、

⁸ 武田至（2006）P80-103

その内容は排ガス濃度としてダイオキシン類濃度の指針値や残骨灰・集じん灰の処理の適正化などについて触れられている程度に過ぎない。

参入規制としては、墓埋法第10条で経営の許可制度を規定している。この規定自体は一定条件が整えば火葬場経営を許可することが出来ると定めているため、表面上は強度な参入規制と言い難い側面もあるが、同条規定の解釈を巡って昭和43年に厚生省生活衛生課長名で実施された行政指導は、許可権者である各地方自治体に対して民間事業者への火葬場経営許可を抑制させるインセンティブが働いているものと考えられる。当該行政指導は「火葬場の計画・経営には極めて高度な公共性が求められる」ということに依拠して行われたものであるが、そもそも純粋公共財⁹ではない火葬場にどれほど強固な公共性が求められるのという点が明らかでないうえに、当該指導の結果、(1)当該行政指導が契機となり火葬場の計画・経営を地方自治体が主体的に行わざるを得なくなったこと、(2)地方自治体が提供する火葬の価格は社会福祉を前提としたコスト度外視の極めて低廉なものであること¹⁰、(3)経営許可の抑制ならびに地方自治体の価格政策により民間企業の新規参入は一層困難なものになった、と考えることが出来る。もっとも、このような解釈が出来る一方で、人口集積が弱く市場原理が作用し難い地方にあつては火葬場の経営破綻も見られたことから、法制定当時の社会情勢下にあつては火葬サービスを全国一律に供給可能にした効果があつたと考えることも出来る。

2-3. 火葬場が直面する現状

(1) 超高齢化社会と火葬需要の急増

厚生労働省発表の人口動態調査（平成23年1月1日発表）によれば、表2-1のとおり平成17年の時点で既に人口減少社会が到来したことを示している。その翌年には一時的に出生者数が死亡者数を上回っているが、これは俗に言う「団塊ジュニア世代（昭和45年～昭和48年生まれ）」の出生者数が年間200万人を超えた時期であり、同世代の女性が出産適齢期を迎えたことによる効果と考えられている。しかし、出産数はその後も平成20年までは109万人程度を維持しているものの、死亡者数は着実に増加し、平成19年には再び出生者数を上回っている。

表2-1 人口動態の年次推移

年次		出生数	死亡数
1989	平成元年	1 246 802	788 594
2000	12	1 190 547	961 653
2001	13	1 170 662	970 331
2002	14	1 153 355	982 379
2003	15	1 123 610	1 014 951
2004	16	1 110 721	1 028 602
2005	17	1 062 530	1 083 796
2006	18	1 092 674	1 084 450
2007	19	1 039 318	1 108 334
2008	20	1 091 156	1 142 407
2009	21	1 070 035	1 141 865
2010	22	1 071 000	1 194 000

表2-2は厚生労働省社会保障・人口問題研究所による将来推計人口（出生中位・死亡中位）から抜粋したものであるが、このデータから死亡者数は今後急速に増加することが予測される。2010年現在、年間死亡者数は約120万人であるが平成31年には140万人を超え、その5年後

⁹ 八田達夫（2008）P350

¹⁰ 武田至（2006）第7章参照

の平成36年には150万人を超える見通しとなっており、火葬率の高さを考えると、死亡者数の増加がそのまま火葬需要に直結する構造になっている。

表2-2 出生、死亡及び自然増加の実数ならびに率:出生中位(死亡中位)推計

年次	実数(1,000人)		率(人口1,000対)	
	出生	死亡	出生	死亡
平成 18 (2006)	1,090	1,103	8.5	8.6
22 (2010)	935	1,192	7.3	9.4
32 (2020)	773	1,429	6.3	11.6
33 (2021)	763	1,450	6.3	11.9
34 (2022)	754	1,471	6.2	12.1
35 (2023)	746	1,491	6.2	12.3
36 (2024)	739	1,509	6.2	12.6
37 (2025)	731	1,526	6.1	12.8
38 (2026)	725	1,542	6.1	13.0
39 (2027)	718	1,557	6.1	13.2
40 (2028)	711	1,571	6.1	13.4
41 (2029)	703	1,585	6.1	13.7
42 (2030)	695	1,597	6.0	13.9
43 (2031)	687	1,609	6.0	14.1
44 (2032)	677	1,620	6.0	14.3
45 (2033)	667	1,630	5.9	14.5
46 (2034)	656	1,639	5.9	14.7

日本における外国人を含まず。

(2)現在の火葬能力供給

表2-3厚生労働省発表の衛生行政業務報告書(平成21年度版)によれば、全国には火葬場が5,149箇所存在する。このうち、恒常的に稼働している施設は1,715箇所となっている。恒常的な稼働状態にある火葬場の提供事業者の内訳を見ると、地方自治体によるものが1,440箇所、民間事業者によるものが58箇所、宗教法人によるものが6箇所、その他(地域団体等を含む)によるものが211箇所となっている。以前はその他に属する火葬場が2,500箇所を超えていたが、その多くは野焼き施設などであり、現在の環境衛生基準にそぐわないものとして整理統合が進められているため、大幅に減少している。データから見ても明らかとなり、現在の火葬場はその80%以上を地方自治体が供給している。なお、表2-4は大都市部の地方自治体が供給する火葬場数の推移を示したものである。平成18年度以前は恒常的に稼働している火葬場の実数が統計上は明らかでないため、やや正確性を欠くが総数は微減の状態になっていることが窺える。

表2-3 都道府県別の火葬場の経営主体

	総数		地方公共団体		民法法人		宗教法人		その他	
	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用	火葬場	恒常的使用
全国	5149	1715	2490	1440	58	58	49	6	2552	211
北海道	177	146	176	146	-	-	-	-	1	-
青森	39	39	39	39	-	-	-	-	-	1
岩手	34	29	31	29	-	-	3	1	-	-
宮城	27	21	25	19	-	-	-	-	2	2
秋田	29	16	29	16	-	-	-	-	-	-
山形	27	20	27	20	-	-	-	-	-	-
福島	26	25	26	25	-	-	-	-	-	-
茨城	32	31	31	31	-	-	-	-	1	-
栃木	13	11	13	11	-	-	-	-	-	-
群馬	19	15	19	15	-	-	-	-	-	-
埼玉	21	21	20	20	1	1	-	-	-	-
千葉	29	29	29	29	-	-	-	-	-	-
東京	28	26	21	19	-	-	-	-	7	7
神奈川	21	21	19	19	-	-	-	-	2	2
新潟	171	37	38	37	-	-	-	-	133	-
富山	18	17	17	16	-	-	-	-	1	1
石川	439	42	18	12	-	-	-	-	420	30
福井	830	15	169	15	-	-	1	-	660	-
山梨	12	12	12	12	-	-	-	-	-	-
長野	27	27	27	27	-	-	-	-	-	-
岐阜	294	66	154	66	-	-	2	1	138	1
静岡	37	37	37	37	-	-	-	-	-	-
愛知	177	36	177	36	-	-	-	-	-	-
三重	886	110	426	100	-	-	21	-	439	10
滋賀	29	14	18	14	-	-	-	-	11	-
京都	23	11	22	11	-	-	-	-	1	-
大阪	191	44	40	40	-	-	-	-	151	4
兵庫	65	61	57	57	-	-	-	-	8	4
奈良	148	148	26	26	-	-	-	-	122	122
和歌山	228	33	130	30	-	-	11	3	87	-
鳥取	149	77	32	5	53	53	11	1	53	18
島根	28	25	28	25	-	-	-	-	-	-
岡山	279	79	79	39	-	-	-	-	200	-
広島	189	71	97	67	-	-	-	-	92	4
山口	49	39	49	39	-	-	-	-	-	-
徳島	19	9	19	9	-	-	-	-	1	-
香川	46	32	29	29	-	-	-	-	17	3
愛媛	47	43	45	42	1	1	-	-	1	-
高知	14	11	14	11	-	-	-	-	-	-
福岡	46	46	46	46	-	-	-	-	-	-
佐賀	17	15	17	15	-	-	-	-	-	-
長崎	35	35	35	35	-	-	-	-	-	-
熊本	31	27	31	27	-	-	-	-	-	-
大分	34	27	33	27	-	-	-	-	1	-
宮崎	12	3	12	3	-	-	-	-	-	-
鹿児島	35	34	35	34	-	-	-	-	-	-
沖縄	24	22	19	17	3	3	-	-	2	2

表2-4 地方自治体（大都市圏）が供給する火葬場数

	火葬場数の変化					
	H16	H17	H18	H19	H20	H21
東京都	19	19	19	18	18	19
神奈川県	18	18	19	19	19	19
埼玉県	21	20	19	19	20	20
千葉県	29	29	24	23	29	29
愛知県	185	180	43	43	37	36
京都府	23	23	23	5	14	11
大阪府	43	43	43	57	40	40
兵庫県	55	48	48	55	56	57
小計	393	380	238	239	233	231

(3)火葬場の新設・改築

これまで述べてきた火葬需要の増加や施設の老朽化に対応するため、火葬場の新設又は改築を実施又は検討を行う事例が増えている。人口集積の少ない地方では山の中など、郊外移転に適した用地の確保が比較的容易なこともあって、大規模なランドスケープの活用や公園・スポーツ施設等の新たな公共施設を設置する事例も多い。民間企業の発想を活かす工夫としてPFI（Private Finance Initiative）を活用する事例¹¹も見受けられる。

一方、大都市部は建設当初時と周辺環境が大きく異なり、全市的に都市化していることが通例である。このため、郊外移転は困難である場合が多く、結果として現在地において改築を選択する事例が多い。しかし、火葬場の建設や改築はほぼ例外なく地域住民による反対運動等に直面する。改築の場合は新設とは異なり、火葬場の存在を前提として居住している住民が大半を占めるため、付帯の公共施設の設置等に的を絞った条件闘争が行われる事例も多いとされる。交渉の道具として各都道府県が定める墓埋法施行細則に定める距離規定が持ち出されることも多く、結果として地方自治体は火葬場用地を縮小し周辺に緑地を設ける等の対応を迫られることも多いとされる¹²。

(4)火葬能力不足の問題

表2-2の将来人口推計からは今後火葬需要が急増することが読み取れる一方で、火葬場の数は表2-3のとおり減少傾向にある。火葬場数が減少している要因には幾つかのことが想定されるが、市町村合併による重複施設の整理統合が進められていることや、地域団体等が運営する火葬場が順次閉鎖されていることなどが主な原因として考えられる。

しかし、その結果、火葬需要の増加予測から乖離した火葬能力供給に陥る可能性がある。総務省資料（2010年1月発表）によれば3大都市圏への人口集中率は約50%となっている。将来推計人口の予測値をあわせて考えてみると、特に大都市圏における火葬能力供給には大きな懸念が生じる。表2-4から大都市圏の火葬場は微減で推移していることが読み取れる。また、火葬炉の数が政府統計上明らかでないため厳密な比較ではないが、推計人口を恒常的に稼働している火葬場数で除したものを見比べてみると、東京都では火葬場1箇所につき約50万人、神奈川県で42万人、埼玉県では34万人となる一方で、宮城県では11万人程度、鳥取県に至っ

¹¹ 内閣府ホームページ <http://www8.cao.go.jp/pfi/iinkai7.html> 参照

¹² 武田至（2006）P79

ては7,600人の水準になっている。これに年齢別人口構成比を加味して考慮すれば、既に高齢化が進んでいる地方に比べ、今後急速に高齢化が進行する大都市圏は火葬能力の供給量が相当少ないことが見て取れる。

ちなみに、火葬場の建設には多大な費用を伴うことが知られている。火葬場の立地場所や敷地・建物面積、炉数等の諸条件により費用構造は大きく異なるが、先行研究によれば建物面積1㎡あたりの建築単価は最大で122万円から最低で22万円までなっており、5.5倍程度の差があることが確認されている¹³。また、火葬炉数が多いほど建築単価が上昇傾向にあることも併せて確認されている。さらに特徴的なのが、火葬場の建設はその計画立案から20年、30年単位で建設に漕ぎ着ける事例も多く、取引費用の大きさが際立っている点である。その多くは周辺住民対策費が占めていると考えられる。中身としては用地取得に伴う移転補償費や周辺造園費、道路建設費、周辺住民のための集会場建設費などが計上されていることが多く、確認されている事例によればその金額は最低で1億円規模、大きいものでは27億円程度の費用を要しており、総事業費に占める割合は総じて高い。なお、これらの費用は立地条件等によって大きな影響を受けることになるため、さらに多額の費用を要することも十分考えられる。

第3章 火葬場改築が地価に与える影響（理論分析）

人間の諸活動は当該活動の社会的限界費用が私的限界費用を超えているという意味において負の外部性を無数に生み出す¹⁴とされる。また、一般に生産者は価格決定に際して負の外部性の社会的費用を計算に入れないとする。一方で、経済的効率性はある財を限界的に追加することに伴うコストが、限界的に得られる便益にちょうど等しくなることを要求とする。

火葬場に付随する外部性としては、焼却する際に発生する臭気や、象徴的な煙突に代表される意匠、又は葬祭に参加する人々の服装（喪服）などが、人の死（穢れ）を連想させるものとして、その主たる要素になっていると考えられる。これらの外部性のうち、臭気等については法規制によりコントロールがなされている。火葬場の建設は住宅地から250m離すことを定めた墓埋法の距離規制をはじめとして、火葬場の四囲を柵や樹木等で目隠しすること等が求める意匠上の規定も存在する。しかし、これらの規制が外部性をどの程度コントロールしているのかという点については詳らかではない。火葬場が存在することにより生じる負の外部性は、究極的には火葬場が存在しなくなることによって完全に除去できる。又は負の外部性と同等程度に正の外部性を有する施設を設置することで相殺することが可能と考えることも論理的には可能である。しかし、これらの思考は火葬場の存在自体を否定することになりかねず、また外部性のコントロールに膨大な費用が必要となることから、経済的効

¹³ 武田至（2006）P211-P238参照

¹⁴ ロジャー・ミラーほか（1995）P372

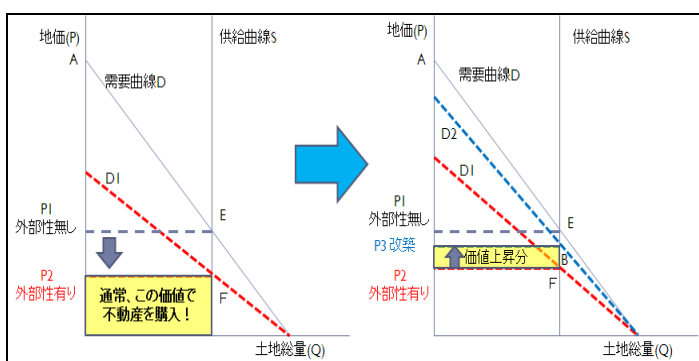
率性や機会費用の観点からも現実的とは言い難い。つまり、現実社会にあつては火葬場が立地すれば、負の外部性は必ず残存することを前提にせざるを得ないと言うことが出来る。

図 3-1 は火葬場周辺に住まう住民が当該土地を取得した際のモデルを示したものである。縦軸には地価(P)を、横軸には土地の総量(Q)を置いている。土地の供給曲線は一般に非弾力的とされるため、供給曲線は S を取るものと仮定する。このとき、外部性が存在しない場合の需要曲線を D とする。この場合の均衡点は E となり均衡価格は P₁ となる。一方で外部性が存在するときの需要曲線を D₁ とすると均衡点は F となり、均衡価格は P₂ となる。この P₂ が火葬場の存在を前提とした取引価格となる。

一方、図 3-2 は火葬場を適切な技術を用いて改築した際のモデルを示したものである。適切な改築によって外部性のコントロール水準が上昇することは容易に考えられるところであるが、外部性を完全に除去することは先に述べたとおり現実的では無いため、その効果は均衡価格 P₁ から P₂ の間に収まることになる。改築後の需要曲線を D₂ とし均衡点を B とすると、その時の均衡価格は P₃ となる。つまり、P₃ から P₂ の価格差が火葬場改築による地価の改善効果と言うことが出来る。

図 3-1

図 3-2



なお、このことから派生的に言えることがある。一般に限界便益を下回る税負担に対しては納税者のモニタリングを行おうとするインセンティブが働き難いとされ、且つ便益が集中する利得者には便益増加を図るインセンティブが働くことが指摘されている¹⁵。図 3-1 ならびに図 3-2 は外部性があることによって地価がどのような影響を受け、又その改善効果が如何なるものであるかを示したものである。火葬場の外部性が伝搬する範囲は明確でないものの、一定の物理的限界があることは間違いない。また、先の理論分析で示したとおり適切な技術を用いた火葬場改築は地価に改善効果をもたらすことも明らかである。そのことに加えて、多くの火葬場は地方自治体が提供しているため、外部性コントロールのための費用は税金によって賄われることになる。また、現状では火葬場建設費に対して政府から補助金等を充当する財政的支援は存在しない¹⁶ため、費用は地方自治体の固有財源から賄われている。

¹⁵ ロジャー・ミラー (1995)

¹⁶ 武田至 (2006) P211

つまり、外部性を改善するための費用負担は全市民に広く分散し、その改善効果の便益は火葬場周辺の不動産所有者に集中するという効果を生み出しているということが出来る。

また、法規制が住民の活動に影響を与えている可能性が考えられる。ちなみに、取引費用がゼロである場合、いずれが外部性を発生させる原因者であるかを問わず、当事者は契約を通じて余剰が最大になるよう均衡を実現するとされる。俗に言うコースの定理である。無論、現実社会にはこのようなケースは稀である。しかし、福井（2007）によればコースの定理の含意は以下の3点にあるとする¹⁷。第一には法は権利の内容を明確に定めるべきである。第二に、法は取引費用を極小化するよう、訴訟法・執行法をはじめとする手続法を定めるべきである。第三に、法は取引費用の総和の極小化するよう、即ち、権利を配分されないときに権利の実現をするための費用が大きくなる者に初期権利配分をするよう、実体法を定めるべきである。

このコースの定理の含意から改めて現行の法規制を概観すると、幾つかの点に問題があることに気付く。火葬場立地に関する距離規制は専ら墓埋法で定義されているが、同法施行細則には緩和条項も設けられている。参考(1)にその条文が示されているが、一般に「衛生上、風致上、公共の福祉に反しないなどが知事によって認められればこの限りでない」と規定されている。しかし、その具体的基準値について言及された規定は存在しないため、明示的な距離規制を根拠に周辺住民には反対運動を行うインセンティブが働き、そのうえで距離条項の緩和規定に基づく条件闘争に移行しやすい条件が整っていると言うことが可能である。

第4章 火葬場改築が地価に与える影響（実証分析）

この章では、理論分析によって明らかとなった点のうち、火葬場の改築が地価に与える改善効果について実証分析を行う。

4-1. 検証方法

実証方法は最小二乗推定法（OLS）により、大都市部を中心とした地価計測地点163箇所、平成5年から平成22年までの地価情報ならびに火葬場改築時期の情報を用いて、次の推計式と変数を設定し推計を行った。

推計式

$$P = \alpha + \beta_1 X_{1r,t} + \beta_2 X_{2r,t} + \beta_3 X_{3r,t} \cdot \cdot + \beta_{30} X_{8r,t} X_{9r,t} + \beta_{31} X_{8r,t} X_{9r,t} X_{29r,t} + \varepsilon_{rt}$$

(ε = 誤差項 r = 地域 t = 年)

¹⁷ 福井秀夫（2007）P9

表 4-1 説明変数一覧

変数名	内容	単位
被説明変数	地価(火葬場周辺の公示価格および都道府県調査価格)	円/m ²
X1	地積	m ²
X2	最寄駅からの距離	m
X3	全面道路幅員	m
X4	都市ガス供給ダミー(有を1、無しを0)	
X5	下水道供給ダミー(有を1、無しを0)	
X6	都市16m以上の道路幅員ダミー(有を1、無しを0)	
X7	防火・準防火区域ダミー(防火系区域を1、それ以外を0)	
X8	火葬場から500m圏内ダミー(500m圏内を1、圏外を0)	
X9	火葬場の改築後ダミー(改築前を0、改築後を1)	
X10*X28	年次ダミー(1993年から2010年まで)	
X29	火葬場に墓地が隣接するか否かを示すダミー	
X8*X9	火葬場から500m圏内にある土地の火葬場改築効果を示す交差項	
X8*X9*X29	上記のうち、墓地が隣接するものの効果を示す交差項	
e	誤差項	

(1) 被説明変数

本稿は火葬場の改築が地価に与える影響の推計を目的としている。理論分析の項でも触れたが、資本化仮説¹⁸によれば公共財や租税負担が地代もしくは地価に帰着するものであるため、火葬場の外部性のみならず改築の影響も地価に帰着するとして、被説明変数として地価を選択した。

(2) 説明変数

地価を被説明変数としているため、主要な説明変数の多くは公示地価および都道府県調査価格に用いられる説明変数を採用している。なお、本稿は特に火葬場改築の効果を見ることを目的としているため、以下の説明変数を加えた。

① 火葬場 500m 圏内ダミー

火葬場の外部性伝播範囲は明示的ではない。しかし、この影響範囲を決めないことには推計の前提が成立しない。そこで、本稿では昭和 35 年に旧建設省が発表した都市供給処理施設計画標準(案)に記載されている数字を採用し、500m圏内に対象地がある場合は「1」、無い場合は「0」とするダミー変数を加えた。なお、同時に同心円状 1,000m 以上 1,500m 未満の公示価格ならびに調査価格地点を火葬場の有無を除き同質性を有する対照群として採用した。

② 火葬場改築後ダミー

火葬場改築による影響を見るため、火葬場の改築後を「1」、改築前を「0」とするダミー変数を加えた。

③ 年次ダミー

平成以降、かなりの火葬場が改築されているが、その時期は施設により大きく異なる。この時期はバブル経済の崩壊をはじめ、IT バブルやリーマンショック等の景気変動が大きな時期でもあるため、地価にそれらの影響が反映されている可能性が高い。その

¹⁸ S Rosen (1974年) 社会資本投資や環境変化の影響は、以下の条件が満たされるとき、100%不動産に帰着する。(1) 開放地域・(2)小地域・(3)消費者の同質性・(4)参入の自由・(5)歪みのない価格体系。

ため、各時点における影響因子をコントロールするために、ダミー変数として加えた。

④ 火葬場 500m 圏内ダミー×火葬場改築後ダミー

外部性の伝播範囲を火葬場から半径 500m圏内と設定したことから、その設定範囲内における地価の改善効果を推計するために、当該交差項を加えた。

⑤ 火葬場 500m 圏内ダミー×火葬場改築後ダミー×墓地隣接ダミー

火葬場には墓地が隣接している事例が少なからず存在する。墓地も火葬場同様に負の外部性を有する施設と目されることから、その墓地の存在が火葬場改築に与える影響を推計するため、当該交差項を加えた。

なお、推計に用いた変数の基本統計量を表 4-2 に示す。

表 4-2 基本統計量

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小	最大
価格	2934	383224.7	438820.9	9400	6700000
地積	2934	370.1915	2202.508	53	28315
都市ガス供給	2934	0.870825	0.3354509	0	1
下水道供給	2934	0.919905	0.2714872	0	1
最寄駅からの距離	2934	917.7267	1008.45	0	9800
防火区域	2934	0.592706	0.4914141	0	1
容積率	2934	235.9202	127.7766	0	600
全面道路幅員	2934	8.141104	6.400743	3	40
都市部16m以上の道路	2934	0.07362	0.2611954	0	1
火葬場から500m圏内	2934	0.198364	0.3988357	0	1
火葬場の建替後ダミー	2934	0.598841	0.4902166	0	1
火葬場に墓地隣接	2934	0.141104	0.3481884	0	1
火葬場から500m×建替後ダミー	2934	0.125767	0.331643	0	1
火葬場500m×建替後D×墓地D	2934	0.075665	0.2645058	0	1

4-2：推計結果

推計結果は表 4-3 のとおりである。火葬場から 500m 圏内にある地価は外部性の影響を強く受けていることが 1%水準で有意であることが確認された。また、当該地点における火葬場改築効果も 1%水準で有意に働き、係数ならびに符号も予想されたとおりの結果が得られた。一方、墓地が隣接することによる影響は有意に計測することが出来なかった。

表 4-3 推計結果

地価(円/m ²)	係数(円)	標準誤差	t値	
地積(m ²)	7.876921	3.387094	2.33	**
都市ガスダミー	64313.09	20338.94	3.16	***
下水道ダミー	123903.9	24936.48	4.97	***
最寄駅からの距離(m)	-17.90788	8.018006	-2.23	**
防火区域ダミー	63648.83	16506.28	3.86	***
容積率	2057.885	74.64968	27.57	***
全面道路幅員	-18859.58	1798.094	-10.49	***
都市16m以上の道路幅員ダミー	277964.7	36728.85	7.57	***
1993年	(dropped)			
1994年	-134249.7	35959.61	-3.73	***
1995年	-200657.2	36075.39	-5.56	***
1996年	-252806.3	36271.28	-6.97	***
1997年	-287033.7	36438.26	-7.88	***
1998年	-305551.1	36495.06	-8.37	***
1999年	-326145.4	36731.01	-8.88	***
2000年	-355016.8	36980.87	-9.6	***
2001年	-355227.6	37983.98	-9.35	***
2002年	-373648.3	38103.6	-9.81	***
2003年	-391308.2	38104.37	-10.27	***
2004年	-401702.8	38321.45	-10.48	***
2005年	-395636.1	39024.68	-10.14	***
2006年	-382852.9	39574.36	-9.67	***
2007年	-357927.1	39574.2	-9.04	***
2008年	-333021.2	39806.42	-8.37	***
2009年	-354898.1	39817.07	-8.91	***
2010年	-372794.3	39817.14	-9.36	***
火葬場から500m圏内ダミー	-171485.5	32582.04	-5.26	***
火葬場建替後ダミー	-145051.9	19638.18	-7.39	***
墓地隣接ダミー	341.0559	32826	0.01	
500m×建替後ダミー	136778.6	44170.22	3.1	***
500m×建替後ダミー×墓地隣接	6855.817	48951.03	0.14	
定数項	109200.1	43796.27	2.49	**

*は10%有意水準を、**は5%有意水準を、***は1%有意水準を示す。

第5章 考察

本章では理論分析ならびに実証分析結果を踏まえ、課題を誘発する要因を明らかにし、その具体的改善策について述べる。

5-1. 考察

推計結果から火葬場の改築が周辺地価に改善効果をもたらすことが確認されたが、現実には火葬場の建設又は改築に際して、周辺住民による反対運動が回避されることは殆どなく、経営主体である地方自治体は住民対策と称して、公園や集会場などの公共施設の建設を実施又は検討することが多い。

しかし、このような対応は理論分析の項で示したとおり問題が多い。第一には公共投資の便益は施設周辺の土地に帰着することである。第二には、これらの公共投資の原資は地方自治体固有財源によることが多いため、市民がこれを分担することになる点である。福井(2007)は、便益が集中するものが少数で負担の分担が多数となる時は資源の効率的利用を阻害する可能性が高まる旨を指摘している¹⁹。火葬場周辺の住民による反対運動が多いことは、少なからずこのメカニズムが作用しているものと考えられる。また、現在の法規制にも問題がある。都市部の火葬場はその歴史も古く、その多くは明治時代から存在している。建設計画当時は火葬取締規則に従い、周辺に住宅等が無い場所に建設されたものが、その後の急速な社会構造変化に伴う都市化の波に飲み込まれ、結果として火葬場周辺も大規模に都市化が進み、多くの住宅が張り付くこととなったというのが歴史的な経過である。このような現実には火葬場が自ら引き起こしたものではないが、表面上は墓理法施行細則に規定する距離規制違反の外観を与えていると言える。無論、規制当局もこの状況を放置しているわけではなく、別途に距離規制の緩和条項を設けている。しかしながら、その規定は明確ではなく墓理法施行細則や関連する条例などでは「火炉・煙筒・防臭設備を設けること」という表現があるに留まり、具体的な仕様条件は定められていない²⁰。このため、当該緩和条項は火葬場の継続的存在を担保するのではなく、実質的には周辺住民が条件闘争を行う際の手段として利用されてしまう高い蓋然性を有していると言える。換言すれば、現行規制が実証分析で明らかにされた地価改善効果と相俟って、取引費用を一層大きなものになっている可能性が高い。

5-2. 政策的インプリケーション

以上の考察結果を踏まえ、以下の提言を行う。

提言1：火葬場立地に関する距離規制ならびに距離規制緩和条項は、新技術等の外部性コントロール能力を考慮したものに改めるべきである。

精神的嫌悪感が強い火葬場が、外部性を理由に忌避されることは理解できる。しかし、

¹⁹ 福井秀夫(2006)第10章参照

²⁰ 武田至(2006)P115

今後予想される火葬需要の急増を考えると、あまり多くの時間は無い。取引費用の抑制が至上命題であることを考えると、火葬場を構成する技術が持つ外部性コントロール能力に関する情報の非対称を解消し、合理的見地からの交渉が行えるよう素地を形成することが極めて重要な意味を持つ。このような観点から積極的に規定の明確化を図ることが望ましい。

提言2：火葬場建設・改築に際して別の公共施設を併設する際は、別途に費用便益分析を行うべきである。

公園等の設置に際しても、便益の最大化を図ることは当然の要請である。経済的効率性の観点に加え、機会費用の面からも費用便益分析が行われることが望ましい。

第6章 結びに代えて

これまで、火葬場改築が地価に与える効果を中心に分析を進めてきた。その結果、適切な火葬場改築は地価に改善効果をもたらすことが明らかとなった。また、現行規制が市場に歪みを与えていることと相俟って非効率を招いていることも同時に論じ、その改善案を示した。

しかし、本論で得た結論には幾つかの点で発展的課題が残されている。第一には外部性の伝播範囲ならびに強度の計測である。これは火葬場を構成する技術の外部性コントロール水準に応じた制度設計を考える際、極めて重要な要素となるが、本論ではこの点を十分に論じることが出来なかった。第二は火葬需要急増への当面の対処であるが、本論では経済的効率性を中心に論じてきたため、当面の打開策に関する検討が必ずしも十分とは言えないものとなっている。以下では、これらの点について議論を深めることとする。

6-1. 外部性の伝播

外部性に関する研究は数多く存在する。地域政府が提供する公共財が行政区域を越えて他地域の住民や企業に影響を及ぼすスピルオーバー現象などはその最たるものと考えられる。ところで、外部性の伝播は施設の性質によってその程度は大きく異なり、地形や地域的特性によっても影響を受けると考えられるが、経済的効率性の観点で言えば、限界便益が限界費用に等しくなることを要求されるため、外部性コントロールはその水準が低過ぎることによる死荷重の発生だけに留まらず、規制水準が高過ぎることによる死荷重の発生も問題とする。また、コースの定理の含意からも無用な取引費用の発生を抑止することが政策目的として適うため、外部性の伝搬実態を明らかにすることは大きな意味を持つ。

これらの問題に対処するには、精緻なデータ収集ならびに解析を必要とする。本論では資本化仮説に基づき実証を進めてきたが、地価動向を継続的に調査・分析することで外部性も含めた様々な影響を評価することが可能となる。換言すれば、そのような地道な作業抜きに

は、このような施設建設等に関する費用便益分析を行うことは難しいと言える。

以下は私案であるが、データ収集の実現可能性を考えると対象施設周辺の固定資産税評価額を経年調査することが最も効率性が良いと思われる。政府は地理空間情報活用推進基本法（平成 19 年 5 月 23 日法律第 63 号）を成立させ、地理空間情報高度活用社会の実現に向けて様々な取組みを行っている。既に GIS（Geographic Information System）用のポータルサイト²¹を設け、様々な地図関連のデジタルデータのダウンロードサービスなども提供している。個人情報保護要請との間で均衡を失しないことが求められるが、仮にこのシステムで固定資産税評価額などのマイクロデータが活用できるようになれば、政策評価の質は劇的に向上することが期待される。

6-2. 火葬需要急増への対応

火葬場の計画から建設、供給開始までには 10 年単位の時間を要することは本論でも触れた。取引費用の抑制が順調に図られれば或いは適切な火葬能力の供給が行われる可能性もある。しかし、反対に対応が進まないことを考えておくことも政策担当者として必要な態度である。そこで、現状を踏まえた次善策をここでは考えることとする。

火葬市場を需要と供給に分けて概観すると、需要量については火葬率が 100%近い状態であることと推計人口から死亡者数の急増が明らかであることから、これをコントロールすることは難しいと考えられる。一方、供給側についても火葬場の供給量を一気に増やすことには物理的に困難を伴う。しかし、価格政策と炉の稼動状態については考えるべき点がある。

第一は価格政策である。火葬場は事実上、地方自治体による独占供給状態にあるうえ、長らく福祉政策として限界費用を度外視したサービス価格で財を提供している。自治体によって若干の差はあるものの、ゼロ円から 2 万円までの範囲に約 90%の自治体が該当する²²。しかし、これには大きく 2 つの点で問題がある。1 点目は火葬場が純粋公共財ではないことである。純粋公共財は排除不可能性ならびに非競争性を有していることがその特徴とされるが、火葬場はそのいずれの性質も有していないため、どこまで市場介入を行うべきかについては慎重な検討を要する。殊に、このような価格政策が維持されることは、火葬場の便益が過少評価されることにも繋がり、外部性が明示的でないことと相俟って過剰な外部性対策を誘発する可能性が高まると考えられる。2 点目は地方財政が逼迫している折、生活弱者に留まらず裕福な者にも一律で財を無料又は安価に提供するだけでなく、不足分を自治体の経費で補填することが常態化している点である。先行研究によれば一体あたりの平均可変費用は 8 万円程度とされ、固定費も含めた長期平均費用では 15 万円前後にまでなるとされる²³。サービス提供価格と実費との差額は、当然のことながら税金という形で広く市民が分担することになる。しかし、財団法人日本消費者協会（平成 15 年調べ）によれば、全国の平均的葬儀費用は約 236 万円程度とされる。果たして、これだけの葬祭費用を供出している実態がある一方で、火葬

²¹ 政府GIS <http://www.gis.go.jp/> 参照

²² 武田至（2006）P267

²³ 武田至（2006）P256

費用だけは支出することが出来ないということが考えられるだろうか。このような論理展開に対しては、低所得者にも広く利用できる環境を担保することで公衆衛生の水準を確保するという反駁がなされることも予想される。しかし、仮にそのような前提であるならば、低所得者に特化したバウチャー等を給付することで本来の目的は達し得ると考える。むしろ、現状は純粋公共財でも無い財について、その供給コストを薄く広く市民に分担して貰い、結果として裕福な層にも遍く再分配されるという非効率を招いている可能性が高い。

第二に炉の稼働状態に着目する。火葬炉の供給は一定の算定式に基づき計算される。通常は一日の稼働時間と火葬に要する時間をもとに一日あたりの可能火葬数を求め、それに年間稼働日数を掛けることで年間可能火葬数を算出する。それを予測される年間死者数で割ることで必要炉数を算出する、というものである。これにはメンテナンス等のための予備機参入や火葬が集中する時間などを予期した集中係数などで補正を行ったものから最終的に必要な炉数を算定する²⁴。なお、これまでの火葬能力供給については都市人口と火葬場の年間処理能力は概ね0.01体/人の相関があり、且つ実際には0.02体/人あれば施設規模として問題がないという具合に判断されている実態が報告されている²⁵。このような設置状況にある炉の混雑時間について興味深い報告がある。前火葬²⁶と後火葬の地域差があるものの、いずれの方式も特定の時間に混雑が見られることが知られている。前火葬の場合は10時から11時の時間に、後火葬の場合は13時から14時にピークタイムが訪れるという具合である。その他の時間は葬祭の都合上、一般には好まれないため稼働には比較的余裕があるとされる。

以上のことを考察すると、火葬場が純粋公共財ではないことに力点を置けば6・1でも述べた外部性伝搬の測定と相俟って、火葬場の建設・運用を広く民間に開放し、火葬需要への対応策とすることが考えられる。その評価は市場ベースでの便益と直接費用ならびに外部性対策費を比較考量することになる。一方、現在の供給主体に変更を加えず、炉の稼働状況に力点を置いた案としては、現行の価格政策の見直しを大前提に、選好される時間や曜日（六曜）などに応じて混雑税を導入することが考えられる。これにより、適度な需要分散を図り且つ当面の経済的効率性を図ることが可能になると考える。

6-3. おわりに

これまで都市部の火葬場を巡る課題に対して多角的な分析結果を踏まえた政策提言を行い、又そこから生じる発展的課題に対しては2つの方向性を示唆してきた。これら以外にも施設の稼働時間の長時間化なども検討余地があると思われる。しかし、いずれの案も長所と短所を併せ持つことを意識し、冷徹なまでに現実を見据えた政策評価の姿勢が求められる。長らく続けてきた政策であればあるほどに政策変更のハードルは高くなるが、これらの問題提起が先々の課題解決に幾ばくかでも資することを祈念し、本項を終わることとする。

²⁴ 武田至 (2006) P271

²⁵ 武田至 (2006) P212

²⁶ 骨葬

(謝辞)

本稿作成にあたり、主査の中川客員教授をはじめ、副査の福井教授、梶原教授、西脇助教からは問題提起から理論分析・実証分析に渡り、貴重な助言ならびにご意見を頂戴致しました。また、安藤客員准教授、鶴田客員准教授をはじめとするまちづくりプログラムの教員ならびに同プログラムの学生の皆様からは、本稿全般にわたり貴重な意見を頂戴致しました。さらに、一般財団法人火葬研究会の八木澤先生、武田事務局長には本稿作成にあたり多くの資料をご恵みいただくと共に門外漢の私に貴重なご助言をいただきました。ここに記し感謝の意を表します。

また、昨年妻が病に倒れた際、暖かいご配慮をいただきましたプログラムディレクターの福井教授をはじめとする教員ならびに大学スタッフの皆様、そして多くの面で支えていただいたクラスメイトの皆様へ改めて深く感謝申し上げます。

そして最後に、1年間におよぶ修学期間にも関わらず暖かく送り出してくれた妻に深く感謝します。

参考文献

火葬研究協会「火葬研究」2000年～2010年

金本良嗣（1997）「都市経済学」東洋経済新報社

武田至（2006）「火葬場での葬送行為からみた施設計画に関する建築計画的な研究」

中川雅之（2008）「公共経済学と都市政策」日本評論社

中島隆信（2005）「お寺の経済学」東洋経済新報社

日本建築学会（2009）「吊う建築」

八田達夫（2008）「ミクロ経済学Ⅰ」東洋経済新報社

八田達夫（2010）「ミクロ経済学Ⅱ」東洋経済新報社

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

ミルトン・フリードマン（2008）「資本主義と自由」日経B P社

八木澤壮一・浅香勝輔ほか（2004）「火葬場の立地」

横田睦（2000）「お骨の行方」平凡社新書

吉川美津子（2010）「最新葬儀業界の動向とカラクリがよくわかる本」秀和システム

スティーブン・ランズバーグ（1998）「フェアプレイの経済学」ダイヤモンド社

スティーブン・ランズバーグ（2004）「ランチタイムの経済学」日本経済新聞社

スティーブン・D・レヴィットほか（2010）「超ヤバい経済学」東洋経済新報社

ロジャー・ミラーほか（1995）「経済学で現代社会を読む」日本経済新聞出版社

総合設計制度における容積率緩和と公開空地の効果に関する考察

<要旨>

我国では都市計画法及び建築基準法に基づく容積率規制が敷かれている一方で、いくつかの容積率の緩和に関する制度が設けられており、総合設計制度はそのうちの一つである。

本論文では、総合設計制度を用いることによる容積率の緩和及び公開空地の創出等が、実施した計画地の周辺地価に与える影響について、ヘドニック・アプローチにより定量的に分析を行った。

分析の結果、総合設計制度を用いることによる容積率緩和が周辺地価に与える影響は、用途地域により異なること、さらには公開空地が周辺地価に対して明確な効果を与えていないことが判明した。

こうした結果を踏まえ、今後、総合設計制度を現状の社会に適応した制度とするためには、用途地域に合わせた適切な制度設計が必要であることを結論付けた。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10051 鎌田泰広

第1章 はじめに

第2章 研究の背景

- (1) 建築基準法に基づく集団規定
- (2) 容積率緩和を受ける制度
- (3) 総合設計制度について
 1. 概要
 2. 手続きの流れ
 3. 公開空地について
 4. 東京都における総合設計制度の実績

第3章 都心部における容積率等に関する理論分析

- (1) 容積率の関する理論分析
- (2) 総合設計制度を活用するインセンティブ

第4章 総合設計制度が周辺地価に与える影響に関する理論分析

- (1) 容積率緩和と公開空地との関係性
- (2) 用途地域による効果の差異
- (3) 住宅地域による効果

第5章 総合設計制度における容積率緩和と公開空地が周辺地価にもたらす影響に関する実証分析

5-1. 用途地域別の効果

- (1) 分析方法
- (2) 分析結果と考察

5-2. 住宅地域における総合設計制度の効果

- (1) 分析方法
- (2) 分析結果と考察

第6章 まとめ

- (1) 容積率緩和の効果
- (2) 公開空地創出の効果
- (3) 総合設計制度に関する政策提言
- (4) 本研究の課題

第1章 はじめに

現在、我国では土地利用に関する規制が数多く課されおり、それらの根拠としては、社会的に適切ではない土地利用を制限することや都市環境を保全するための配慮であるとされている¹。土地利用を制限する規制の成立過程や変遷を概観すると、規制の算定基準は必ずしも明快ではないものの、近隣外部不経済や混雑外部不経済といった市場の不完備性によってもたされる市場の失敗の是正を目的にした規制であると予想できる²。しかし、これらの規制は主に都市計画の立場から実施されているため、経済学的視点に立ったときに、様々な矛盾や問題点が見えてくる。

一般的に人口の集中する都心部では土地を高度利用し、郊外では低密度で豊かな居住環境を確保することが望まれることから、各種の規制を課した際にも、ある程度それらを踏まえた上で規制内容が定められていると考えられる。しかし、現在の都市の状況や様々な都市問題に適応した規制内容とは言い難いものとなっており、中でも容積率規制にはその傾向が顕著に表れている。従来容積率規制をする意義は、近隣外部不経済や混雑外部不経済への対策とする意見が有力であるが、実情は環境悪化や交通混雑を抑制するだけでなく、その他の経済活動をも抑制してしまっている。その結果、都心のオフィス賃貸料のみならず、住宅家賃までも大幅に上昇させ、本来ならば都心に立地できる企業や都心の潜在的居住者を排除している²といった見解も示されている。

容積率規制に関しては、一定の条件を満たした場合にだけ容積率を緩和することができる、いくつかの制度が創設・導入されている。総合設計制度はその制度のうちの一つであり、一定条件を満たした公開空地を創出することにより容積率規制を緩和するものである。容積率規制に関しては、前述の通り、近隣外部不経済や混雑外部不経済に対する是正が主な目的とされている。本稿では、当該制度の活用によって創出される公開空地は混雑外部不経済する機能は小さく、また、近隣外部不経済に対して、どの程度の効果があるのか非常に不透明であるという立場で、分析を行い、考察を行うものである。

¹ 矢口和宏 (2004)

² 唐渡広志 (2006)

第2章 研究の背景

(1) 建築基準法に基づく集団規定

単体規定、集団規定という名称は通称であり、建築基準法の中に明文化されているものではない。形式的には法第2章が単体規定、法第3章が集団規定と呼ばれている。

単体規定は、全ての地域に適用される個々の建物の安全・快適を図る規定であり、その内容は、建築物の敷地の衛生・安全の基準（法19条）、建築物の構造の安全基準（法20条、21条）、建築物の防火基準（法22～27条）、建築物の衛生・安全の基準（法28～33条）、建築物の避難施設等の基準、昇降機（法34～35条の3）などに関する規定である。したがって建築物が建てられる地域に関わらず一様に規制され、原則として棟を単位として適用される。

一方、集団規定は都市計画の規定とリンクし、都市計画区域等内に建つ建築物を対象として、原則として敷地を単位として適用される。その内容はまず、道路又は壁面線に関する基準（法42～47条）、用途地域に関する基準（法48条～51条）、建築物の面積、高さ及び敷地内の空地に関する基準（法52条～60条の2）であり、その他、防火地域制に関する基準（法61～67条の2）や、地区計画等の区域（法68条の2～8）がある。

建築基準法のいわゆる集団規定は、都市計画区域内等において建築物の形態、用途、接道等について制限を加えることにより、建築物が集団で存している都市の機能の確保や良好な市街地環境の確保を図っているという位置付けである。

建築物の面積、高さ及び敷地内の空地に関する基準（法52条～60条の2）には、容積率制限（法52条）、建蔽率制限（法53条）、絶対高さ制限（法55条）、道路斜線制限（法56条1項1号）、隣地斜線制限（法56条1項2号）、北側斜線制限（法56条3号）等がある。本論文では、法52条における容積率制限を緩和する制度について分析を行う。

(2) 容積率緩和を受ける制度

容積率緩和に関する制度とは、建築基準法、都市計画法等における用途地域による容積率制限は公共施設に対する負荷を調整するとともに、建物による空間占有度を制御することを通じて市街地環境を確保するために定められているという基本認識の下で、公共施設が整備済みである、又は確実に整備が見込まれるなど一定の要件が満たされることで公共施設への負荷を調整するとともに、有効な空地の確保等による市街地環境の整備・改善への貢献に応じて、用途地域による容積率制限を緩和するとともに、斜線制限等をも緩和することを可能とする制度である。容積率緩和に関する制度の代表的な制度として、「再開発等促進区を定める地区計画」「特定街区」「高度利用地区」「総合設計制度」などがある。本論文では、総合設計制度に着目し、その効果について実証分析を行う。

(3) 総合設計制度について

1. 概要

敷地単位の具体的な建築計画につき、特定行政庁の許可による手続きにより、公共施設負荷調整と空間占有度制御を担保し、容積率制限を緩和する制度として総合設計制度（建築基準法 59 条の 2）がある。

法令上の規定としては、総合設計制度は、その敷地内に政令で定める空地を有し、敷地面積が政令で定める規模以上である建築物で、特定行政庁が交通上、安全上、防災上及び衛生上支障がなく、且つ、その建蔽率、容積率及び各部分の高さについて、総合的な配慮がなされていることにより市街地の環境の整備改善に資すると認め、建築審査会の同意を得て許可することにより、容積率制限、第一種・第二種低層住居専用地域内の絶対高さ制限及び斜線制限を緩和できる制度で、1976年の建築基準法改正により創設された。建設省住宅局監修（1991）によると、「交通上、安全上、防災上及び衛生上支障がなく」とは、「市街地環境にとって、例えば、大規模な建築物の建設による自動車等の交通の処理、火災時の避難、消火活動、日照、採光、痛風等の環境などの観点から支障がないこと」とされている。³

2. 手続きの流れ

手続きの流れとしては、以下の通りである。容積率を緩和させる手法において、総合設計制度は、特定行政庁の許可という比較的簡便な手続きにより敷地単位で適用される。一方他の手法については、都市計画変更等を伴うことにより、住民説明会や図書の縦覧などが必要となるため、手続きにかかる機会費用が高い。

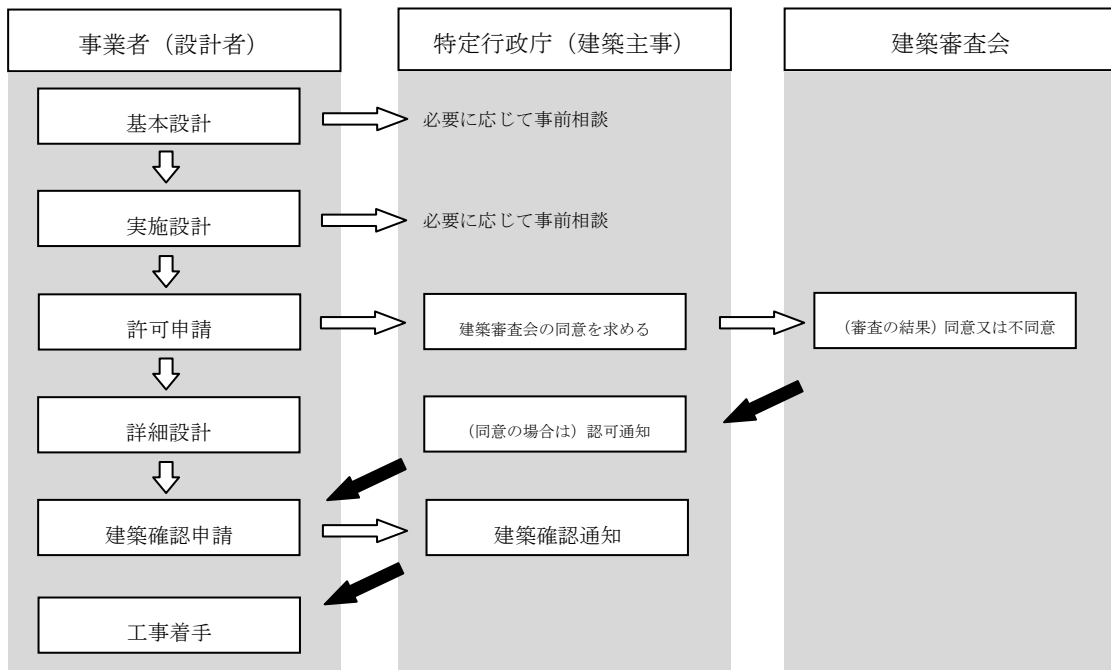


図1 総合設計制度手続きフロー³

³ 和泉『容積率緩和型都市計画論』を参考とした

3. 公開空地について

総合設計制度における公開空地は、用途や形状などに応じて係数が設けられており、係数の高い公開空地を多く設けることに応じて容積率緩和を受けられることとなっている。ただし、容積率緩和には上限が設けられている。公開空地の分類や係数については、各特定行政庁により異なるが、ここでは、横浜市の要綱を基に公開空地の分類を整理する。

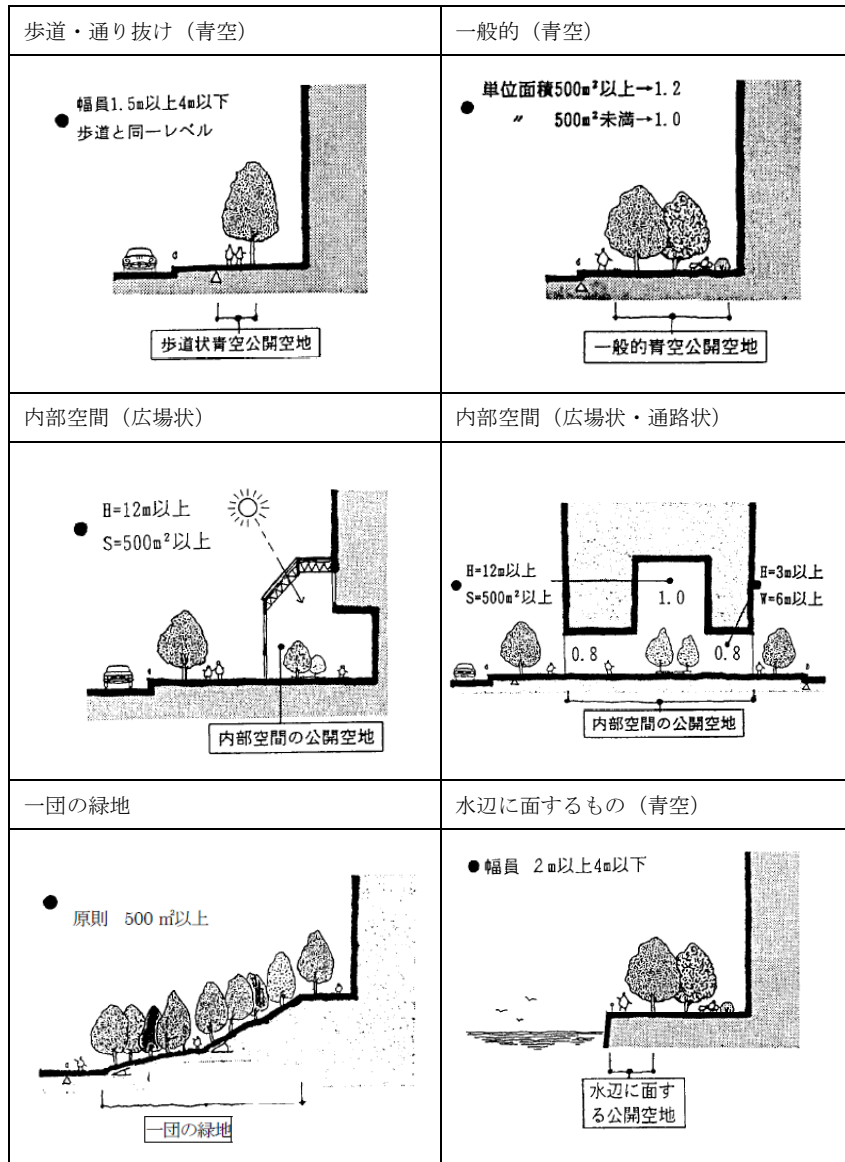


図2 公開空地の分類 (横浜市建築局建築環境課 HP より)

種別	係数
1 歩道の用に供する公開空地	1.2~2.0
2 通り抜け歩道の用に供する公開空地	1.2~2.0
3 一般的公開空地	0.5~1.2
4 内部空間の公開空地	0.8~1.5
5 一団の緑地	1.0~1.2
6 水辺に面する公開空地	1.5

※係数は公開空地の利用形態によって異なる。例えば一般公開空地の場合、非青空公開空地であれば0.8、青空公開空地のうち、地下1.5m以上、3.0m未満であれば0.5、地上1.3m未満、地下1.5m未満であれば1.0、地上1.3m未満、地下1.5m未満、単位面積500m²以上、最低幅員10m以上で1.2の係数を用いることとなる。

図3 公開空地別算定係数 (横浜市建築局建築環境課 HP より)

4. 東京都における総合設計制度の実績

東京都における総合設計制度の実績を以下に示す。港区、千代田区、中央区などにおいては、他の区に比べて多くの総合設計制度活用実績があり、各行政手続きや公開空地の創出などの機会費用を上回る利益を見込んだ事業者が、積極的に容積率の緩和を受けている。対照的に城北地域や城東地域においては、実績が少なく、総合設計制度を活用するインセンティブが働きにくい地域といえる。

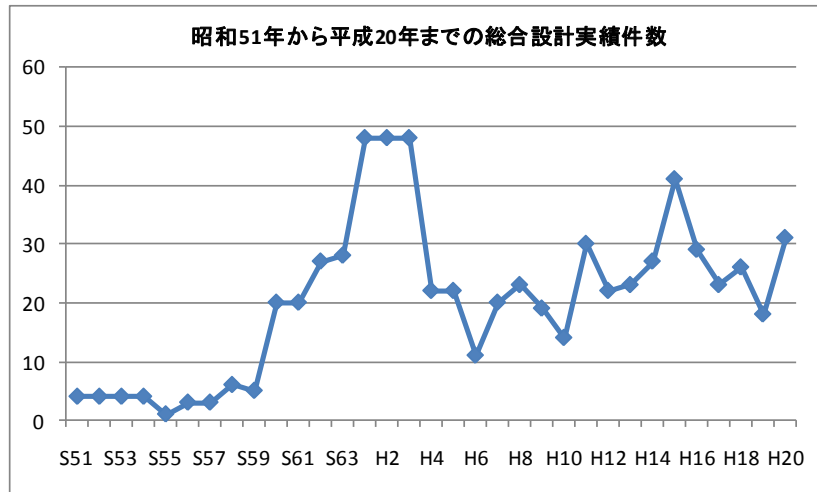


図4 東京都年度別許可実績⁴

千代田区	95
中央区	89
港区	161
新宿区	34
文京区	17
台東区	19
墨田区	15
江東区	29
品川区	50
目黒区	10
大田区	13
世田谷区	13
渋谷区	40
中野区	6
杉並区	5
豊島区	21
北区	5
荒川区	7
板橋区	8
練馬区	5
足立区	6
葛飾区	5
江戸川区	10
23区外	11
合計	674

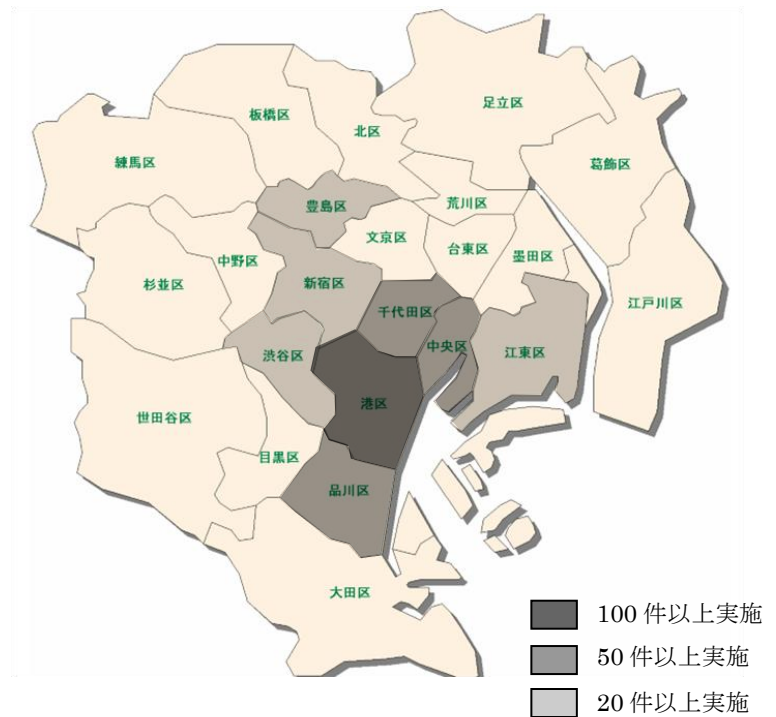


図5 東京都区別許可実績⁴

⁴ 東京都都市整備局市街地建築部建築企画課 HP を参考にした

第3章 都心部における容積率等に関する理論分析

(1) 容積率に関する理論分析

第2章において、総合設計制度の実績を記したが、ここで都心部における容積率に関する理論分析を行う。総合設計制度の実績からも明らかであるが、都心部であるほど容積率緩和を受けられるインセンティブが働いており、都心から離れるに連れてそのインセンティブは減少する。また、郊外では指定容積率を超える建物自体が少ないことから、容積率と総効用との関係は図6のとおりとなる。観測値が都心部であるほどAの曲線に近づき、郊外に近いほどCの曲線に近づく。容積率の上昇に伴い総効用が上がる傾向にあるが、一定値を超えた段階で総効用を下げることとなる。これは、容積率が增大することによる近隣外部不経済や混雑外部不経済の影響が考えられる。各地域で総効用の最大値を取る値で指定容積率を定めることが最も社会的総効用の上がる状態と言えるが、実情としては、現在の社会のニーズに適合していない容積率規制が敷かれている。

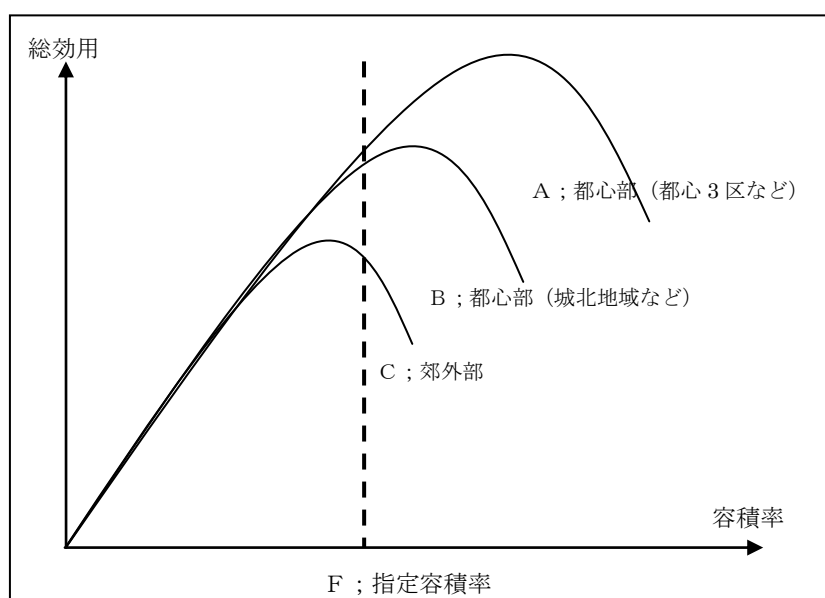


図6 指定容積率と総効用の関係

(2) 総合設計制度を活用するインセンティブについて

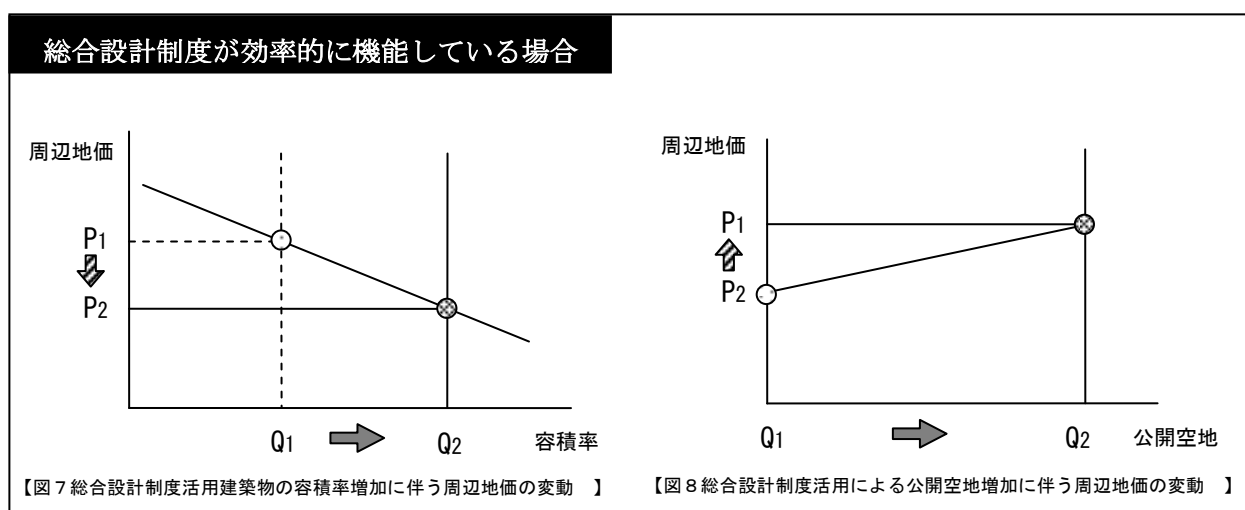
(1)で示した通り、図6で示す曲線Aの状態に近い程、総合設計制度等の容積率緩和の手法を用いるインセンティブが働きやすい。しかしながら、各容積率緩和の手法にはそれぞれ機会費用がかかる。そこで事業者は、B/C等の分析を行って総合設計制度を活用するか否かの判断に直面する。ここで考えられるコストとしては、建設に係るすべての費用に加えて、公開空地の創出及び維持管理、さらには行政手続きにかかる機会費用などが考えられる。一方、便益としては、元々の容積に加えて増加した分の容積を加えた床面積から得られる利益などが考えられ、これらを比較分析することとなる。

第4章 総合設計制度が周辺地価に与える影響に関する理論分析等

(1) 容積率緩和と公開空地との関係性

容積率規制は前述の通り、交通環境と周辺環境への影響を考慮した上での規制であるが、総合設計制度で定める容積率規制の緩和に対する公開空地の創出が意味するところは、容積が増加することによる周辺環境の悪化を公開空地の創出により相殺する意味合いが期待されている。周辺環境の悪化等の効果が周辺地価に反映されるものとし、総合設計制度が行われることにより期待される地価の変動を、図7及び図8に示す。容積率増加は、周辺環境の悪化により、P1からP2に周辺地価を下げる(図7)。一方、公開空地の創出により周辺環境の悪化を改善することにより、周辺地価を再びP2からP1に戻す(図8)。総合設計制度が効率的に機能しているのであれば、上記の反応が見られ、結果的に周辺地価の変動は見られないことが期待される。

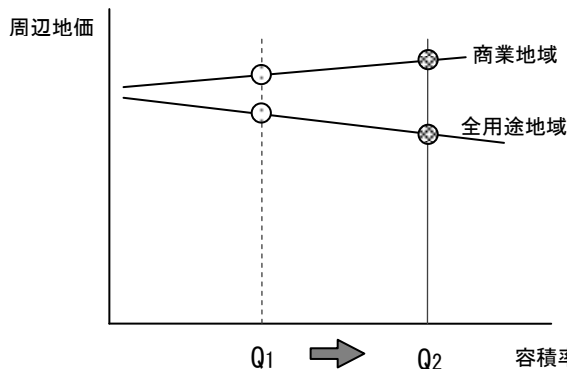
なお、周辺環境の悪化としては、周辺へ与える建物の圧迫感や景観的な要素が考えられる。また、交通環境への影響については、公開空地の性質上、考慮されていないものと捉える。



(2) 用途地域による効果の差異

総合設計制度は、どの用途地域においても活用することができ、その実績を重ねてきた。元々高い容積率が設定されている業務・商業施設が中心の商業地域と、低い容積率が初期設定されている居住施設を中心とした住宅地域とでは、総合設計制度が周辺地域へ与えている影響は異なることが予想される。商業地域における容積率に関する先行研究では、主に交通に関する影響やオフィス需要などに関連した内容の先行研究が行われており、商業地域における容積率規制の緩和については正当化されるべきとの傾向にある。

総合設計制度を活用している物件についても、容積率緩和について上記と同様の傾向が見られるのであれば、図9に示すとおり、容積率の増加により商業地域においては、周辺地価を上げることが予測される。



【図9 総合設計制度活用建築物の容積率増加に伴う周辺地価の変動】

(3) 住宅地域による効果

住宅系用途地域においては、図10に示す通り、都市計画法上7つに分類される。いずれも居住環境を維持することを目的とし、地域に合わせて建築用途の制限が設けられているが、中でも第1種低層住宅専用地域と第2種低層住宅専用地域においては、それぞれ「低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するため定める地域（都市計画法第9条第1項）」、「主として、低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するため定める地域（都市計画法第9条第2項）」としており、建築用途が他の住宅系用途地域に比べて厳しく制限されている。

一方、準住居地域や第1種、第2種住居地域においては、一定規模を超えない事務所・店舗や大学・病院、ホテルなどの用途が許容されているため、比較的柔軟な活用が行われている。

住宅地域において総合設計制度が活用された際の周辺地価へ与える効果は、商業地域とは異なり、さらに、低層住宅専用地域においては、他の住宅地域に比べて厳しい用途制限が設けられていることから、総合設計制度の活用による周辺環境への影響が大きいことが予測される。

立てられる商業系施設		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	準住居地域
店舗飲食店	床面積の合計150㎡以下							
	床面積の合計500㎡以下							
	上記以外の物品販売行を営む 物品販売店舗・飲食店				(1)	(2)	(3)	(3)
上記以外の事務所等					(1)	(2)		
大学、病院等								
ボーリング場、スケート場、水泳場等						(2)		
ホテル、旅館						(2)		
カラオケボックス等								
営業用車庫								
料理店等								

図10 住宅地域の分類

第5章 総合設計制度における容積率緩和と公開空地が周辺地価にもたらす影響に関する実証分析

これまで論じてきたように、現況の社会に対して必ずしも適正な容積率規制や用途地域規制が行われていない中で、容積率緩和の手法の一つである総合設計制度の活用により生じる容積率緩和と公開空地の創出が周辺地価に与える影響について、以下の2つの実証分析を行いその効果を検証する。

5-1. 用途地域別の効果

総合設計制度は、用途地域に係らず施工されている中で、前述のとおり、商業地域においては、集積のメリット等から容積率緩和が周辺地価にプラスの効果をもたらしていることが実証されている。さらに、指定容積率の設定値は用途地域ごとに大きく異なっているため、総合設計制度の活用が周辺地価に与える効果には、差異が生じている可能性がある。

これらを踏まえ、次の仮説の下で、総合設計制度が周辺地価に与える効果を検証する。

仮説1：総合設計制度が周辺地価に与える影響は、その用途地域により異なるのではないかと？

1. 分析方法

(1) 計測の目的

総合設計制度が周辺地価に与える影響について、用途地域別に分類し、総合設計制度を活用したことによる容積率の増加及び公開空地の創出の効果について検証を行う。

(2) データ内容

計測データは、東京23区内における総合設計制度が実施された物件を対象とした。総合設計制度に関する基本情報については、東京都都市整備局HP等に掲載されているデータを用いて分析を行う。

(3) 推計モデル式

公示地価を被説明変数として、総合設計制度を活用することによって生じる容積率や公開空地の変動等を説明変数として推計モデルを設定した。

<推計モデル式>

$$\ln(\text{公示地価}) = \alpha_0 + \alpha_1 (\text{各用途地域ダミー (総合設計制度)}) + \alpha_2 (\ln \text{総合設計制度活用後の容積率} \times \text{各用途地域ダミー}) + \alpha_3 (\ln \text{公開空地面積} \times \text{各用途地域ダミー}) + \alpha_4 (\text{コントロール変数}) + \varepsilon$$

$\alpha_0 \sim \alpha_4$: パラメータ ε : 誤差項

<被説明変数>

ln 公示地価 (円/m²)

被説明変数として、平成 22 年度の地価公示価格を対数にして用いる。

<主な説明変数>

① ln 公示地価面積

各公示地価ポイントの土地面積 (m²) を対数に変換して用いた。土地面積が大きいほど、土地利用の自由度が高まることから、係数の符号は正になると推測される。

② ln 指定容積率

各公示地価ポイントの指定容積率 (%) を対数に変換して用いた。指定容積率が大きいほど、土地利用の自由度が高まることから、係数の符号は正になると推測される。

③ ln 最寄駅までの距離

各公示地価ポイントから最寄駅までの道路距離 (m) を対数に変換して用いた。最寄駅までの距離が大きいほど利便性が減少することから、係数の符号は負になると推測される。

④ ln 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) を GIS により計測。東京駅までの距離が大きいほど利便性が減少することから、係数の符号は負になると推測される。

⑤ 工業地域ダミー、住宅地域ダミー (公示地価)

公示地価ポイントが属している用途地域を分類し、ダミー変数として用いる。基準を商業地域としている。

⑥ 商業地域ダミー、工業地域ダミー、住宅地域ダミー (総合設計)

総合設計制度が各用途地域で行われることによるダミー変数。各用途地域ごとに、総合設計制度が活用された際の周辺地価に与える影響を測る。

⑦ ln 緩和容積率×商業地域ダミー、工業地域ダミー、住宅地域ダミー

総合設計制度の活用による増加した容積率と用途地域ダミーの交差項を用いることにより、それぞれの用途地域における、容積率増加の効果を測る。

⑧ ln 公開空地面積商業地域ダミー、工業地域ダミー、住宅地域ダミー

総合設計制度を活用したことにより創出された公開空地の面積と用途地域ダミーとの交差項を用いることにより、それぞれの用途地域における、公開空地面積の増加による効果を測る。

2. 分析結果と考察

(1) 分析結果

ln (公示地価)	係数		標準誤差
ln (敷地面積)	0.330	***	0.016
ln (指定容積率)	0.247	***	0.037
ln (最寄駅距離)	-0.102	***	0.008
ln (東京駅距離)	-0.406	***	0.025
住宅地域ダミー (公示地価)	-0.075	***	0.017
工業地域ダミー (公示地価)	-0.299	***	0.021
商業地域ダミー (総合設計制度)	-0.044		0.033
住宅地域ダミー (総合設計制度)	0.302		0.209
工業地域ダミー (総合設計制度)	-0.901		0.557
ln 総合設計容積率×商業地域ダミー (公示地価・総合設計)	0.070	*	0.042
ln 総合設計容積率×住宅地域ダミー (公示地価・総合設計)	-0.169		0.112
ln 総合設計容積率×工業地域ダミー (公示地価・総合設計)	0.102	*	0.056
ln 総合設計容積率×商業地域ダミー (公示地価・総合設計)	-0.027		0.035
ln 総合設計容積率×住宅地域ダミー (公示地価・総合設計)	0.026		0.054
ln 総合設計容積率×工業地域ダミー (公示地価・総合設計)	0.183		0.160
定数項	6.332	***	0.180

修正済み決定係数 0.702 サンプル数 1664

注) ***, **及び*は、それぞれ 1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

(2) 考察 1 ; 容積率緩和の効果

① 商業地域

商業地域では周辺地価は容積率の増加に伴い、周辺の地価を上昇させていることが 10%有意で示された。これは、商業地域における容積率の増加によって、新たな床が創出されることとなり、当該地と周辺地域が共にメリットのある状態を生んでいる結果と考えられる。集積のメリットとの見方も可能だが、建築用途を住宅としているケースもあることから、第 3 章 (1) で述べたように、指定容積率の初期設定が、総合設計制度を活用した土地に対して適切ではなかったことに起因する要素も多分に含んでいることが予想される。また、工業地域についても同様の傾向が見られた。

② 住居地域

一方、住宅地域においては、有意ではなかったが、マイナスの符号が得られた。これは、商業地域や工業地域の用に、容積率の増加が必ずしも周辺の地価を上昇させていないことを表し、場合によっては地価を下落させている可能性があることを示す。

なお、有意な数値が得られなかった原因としては、第 4 章 (3) で述べたように、住宅地域の中でも、建築用途が細かく分類されていることによる影響が考えられる。

(3) 考察2；公開空地の創出

用途地域に係らず、公開空地の面積が周辺地価に与える影響は有意な結果は得られなかった。これは、公開空地の立地や形状から、以下の状態を生み出していることに起因するものと考えられる。

① 公開空地が機能していない

公開空地については、形状により、建物内の敷地にしか見えず、周辺道路からの接続が困難な形状となっているケースがある。また、総合設計制度では看板により当該地が公開空地であることを示すことが義務付けられているが、景観的な意味合いから、人目に付かない位置に設置されているケースが多く見受けられる。これらの場合、公開空地はほとんど使われることがなく、周辺地価に影響を与えることもない。よってこのケースでは、プラスの効果もマイナスの効果も生まれていない可能性がある。

② 公開空地が機能している

建物周辺の狭小な歩道を補い、道路と一体的に歩道状空地などが整備されているケースにおいては、周辺地価に対してプラスの作用をしている可能性が考えられる。特に通勤、通学路等では有効に機能している可能性が高い。

③ 公開空地があることにより副作用が生じている

ベンチ等を整備している公開空地においては、浮浪者などの問題が生じているケースがいくつか見受けられる。また、公開空地は誰でも自由に通行、利用ができるため、地域の特性により、外部不経済が生じるような利用をされ、周辺地価に対してマイナスに作用している可能性がある。

(4) 考察3；総合設計制度活用の効果について

商業地域や工業地域では総合設計制度の活用による容積率の増大が、周辺の地価に対してプラスの効果があり、容積率増加の効果は用途地域により異なることがわかった。さらには、公開空地の創出は用途地域に係らず周辺地価に対して影響を及ぼしていないことがわかった。これらから、総合設計制度による容積率増大が周辺地域へ及ぼす外部不経済に対する措置であるはずの公開空地の創出が、周辺地域に対してプラスの影響を与えておらず、さらには容積率の増大自体が商業地域や工業地域では、外部不経済を上回るプラスの効果を周辺地域に与えていることがいえる。この実証結果により、容積率緩和の効果及び公開空地の創出の効果については、実証結果より制度の根拠が希薄であることが導かれた。

5-2. 住宅地域における総合設計活用の効果

5-1 において実証したとおり、総合設計制度の活用による周辺地価に与える効果は、用途地域により異なることが分かった。しかしながら、住宅地域においては、容積率の増大に伴いマイナスの傾向にあったものの、その有意性は10%に満たなかった。そこで、総合設計制度が実施される前後3年間の周辺地域における公示地価を用いて、住宅地域における詳細な分

類を行い、総合設計制度を活用することによる効果を分析する。

また、住宅地域は第4章(3)で述べたとおり、7種類に分類され、中でも低層住宅専用地域においては、「低層住宅に係る良好な住居の環境を保護するため定める地域」として、居住環境を守るための厳しく建築用途が制限されている。一方、他の住宅地域においては、多様な建築用途に活用することが許容されていることについても着目する。

これらを踏まえ、次の仮説の下で、総合設計制度が周辺地価に与える効果を検証する。

仮説2：低層住居専用地域においては、総合設計制度による周辺地価に与える影響が異なるのではないかと？

1. 分析方法

(1) 計測の目的

住宅地域を対象を限定し、総合設計活用による容積率緩和及び公開空地創出の効果を検証する。住宅地域を低層住宅専用地域とその他住宅地域を分類して、総合設計制度の周辺地価へ与える効果の差異を明確にする。また、総合設計制度が活用されることによる影響範囲も併せて検証する。

(2) データ項目

① ln 公示地価 (円/㎡)

総合設計制度実施建築物の施工時期の前後3年間の地価公示価格の対数を用いる。

② ln 公示地価面積 (㎡)

各公示地価ポイントの土地面積(㎡)を対数に変換して用いた。土地面積が大きいほど、土地利用の自由度が高まることから、係数の符号は正になると推測される。

③ ln 指定容積率 (%)

各公示地価ポイントの指定容積率(%)を対数に変換して用いた。指定容積率が大きいほど、土地利用の自由度が高まることから、係数の符号は正になると推測される。

④ ln 最寄駅までの距離 (km)

各公示地価ポイントから最寄駅までの道路距離(m)を対数に変換して用いた。最寄駅までの距離が大きいほど利便性が減少することから、係数の符号は負になると推測される。

⑤ ln 前面道路幅員 (m)

各公示地価ポイントの前面道路幅員(m)を対数に変換して用いた。道路幅員が12m未満の場合、道路幅員に応じて実行容積率が制限されること、狭小な道路だと交通利便性が低下することなどから、係数の符号は正になることが推測される。

⑥ 奥行/間口

間口が2m、3m程度の旗竿敷地はその利用率が低下すると考えられる。そこで、奥行/間口を設定し、当該敷地の利用効率を表す指標とした。係数の符号は負になることが推測される。

- ⑦ 0-100 ダミー、100-200 ダミー
総合設計制度実施建築物から 0~100m、100~200m の間に公示地価があるダミー変数を用いて、住宅地域において総合設計制度が実施された際の、公示地価に与える影響を見る。また、総合設計制度実施箇所からの距離が近いほど、総合設計制度が実施されたことによる影響を大きく受けるものと推測される。
- ⑧ 0-100 ダミー×低層住宅専用地域ダミー、100-200 ダミー×低層住宅専用地域ダミー
低層住宅専用地域における総合設計制度が実施されることによる効果を計測するために、総合設計制度実施建築物から 0~100m、100~200m の間に公示地価があるダミー変数と低層住宅専用地域ダミーとの交差項を分析に加える。
- ⑨ 0-100 ダミー×ln 増加容積率、100-200 ダミー×ln 増加容積率
住宅地域における総合設計制度活用による容積率増加が周辺公示地価に対する効果を図るため、0-100 ダミー、100-200 ダミーと ln 増加容積率との交差項により計測する。
- ⑩ 0-100 ダミー×ln 公開空地面積、100-200 ダミー×ln 公開空地面積
住宅地域における総合設計制度活用により創出された公開空地の面積が周辺公示地価に対する効果を図るため、0-100 ダミー、100-200 ダミーと ln 公開空地面積との交差項により計測する。
- ⑪ 年度ダミー
総合設計制度が実施された前後 3 年間における公示地価を利用したため、年度ダミーを用いた。
- ⑪ 地域ダミー
観測できない要因による影響を考慮し、区部を 6 つに分け、都心地域を基準とするダミー変数を用いた。地域の分け方は、以下の通りである。
- 都心地域：千代田区、中央区、港区
副都心地域：新宿区、文京区、渋谷区、豊島区
城東地域：台東区、墨田区、江東区、荒川区、足立区、葛飾区、江戸川区
城南地域：品川区、目黒区、大田区
城西地域：世田谷区、中野区、杉並区、練馬区
城北地域：北区、板橋区
- ⑫ 総合設計実施ダミー
総合設計制度が実施される前後の影響を見るために総合設計実施ダミーを用いた。

2. 分析結果と考察

(1) 分析結果

ln (公示地価)	係数		標準誤差
ln (敷地面積)	0.250	***	0.023
ln (指定容積率)	0.301	***	0.059
ln (最寄駅距離)	-0.126	***	0.035
ln (前面道路幅員)	0.055		0.039
奥行/間口	-0.074	***	0.019
(0m-100m) ダミー	3.523	*	2.105
(100m-200m) ダミー	1.949		1.439
(0m-100m) ダミー×低層住宅専用地域ダミー	-0.082	*	0.047
(100m-200m) ダミー×低層住宅専用地域ダミー	0.027		0.114
(0m-100m) ダミー×ln 増加容積率	-1.766	**	0.745
(100m-200m) ダミー×ln 増加容積率	-0.995		0.705
(0m-100m) ダミー×ln 公開空地面積	-0.222		0.270
(100m-200m) ダミー×ln 公開空地面積	-0.012		0.270
定数項	4.632	***	0.211
年度ダミー		yes	
地域ダミー		yes	
総合設計制度実施ダミー		yes	
修正済み決定係数 0.697 サンプル数 438			

注) ***, **及び*は、それぞれ 1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

(2) 考察 1 ; 総合設計制度の影響範囲

実証結果より、0-100m ダミー変数に係る説明変数においては有意な数値を表しているが、100-200m ダミー変数に係る説明変数については、有意な数値を表していない。これは、総合設計制度実施による影響範囲が 100m 圏外に対しては影響を及ぼしていないことを示す。この影響範囲の設定については、総合設計制度の効果を B/C 等で評価する際には非常に重要な要素となる。なお、本論文ではデータ数の制約上、100m 単位での検証となっている。

(3) 考察 2 ; 住宅地域における効果

住宅地域における総合設計制度の効果については、0-100m ダミーが有意にプラスであったことから、住宅地域においては、100m 圏内においては、総合設計が実施されることにより、周辺地価を有意に上昇させる効果があることを示した。しかし、容積率の増大に関しては、0-100m ダミーとの交差項が有意にマイナスであったことから、容積率の増大が過剰に行われた場合においては、総合設計制度の活用が、周辺地価を下げ

る可能性がある。これは、住宅地域においては、第4章の(3)で述べたとおり、住宅地域は居住空間としての設定がされているものの、準住居地域などにおいては、様々な建築用途に用いることが容認されていることが影響していると考えられる。また、住宅地域の中でも、指定容積率は様々であり、特に準住居地域などにおいては、住居地域の中では高く設定されていることが多いことなども要因として考えられる。

(4) 考察3；低層住宅専用地域における効果

低層住宅専用地域と0-100m ダミーとの交差項は有意にマイナスであることから、他の住宅地域に比べて、低層住宅専用地域では、総合設計制度が実施されることにより、マイナスの作用があることが分かる。

ただし、低層住宅専用地域で総合設計制度が活用された際に、周辺地価を下げているか否かについては、0-100m ダミーが有意にプラスであること、容積率の増大に関しては0-100m ダミーとの交差項が有意にマイナスであることを加味した上で評価する必要がある。

第6章 まとめ

ここまで述べてきたとおり、総合設計制度における容積率緩和と公開空地の効果を検証するために、用途地域の違いや総合設計制度実施建築物からの距離の違いによる影響を踏まえて、公示地価に注目した分析を行った。本節では、これらの分析のまとめと、それを踏まえた政策提言を行うと共に、本研究の課題について述べる。

(1) 容積率緩和の効果

商業地域においては、総合設計制度実施建築物付近の公示地価は、容積率が増加する程地価が増加することがわかった。これは、商業地域においては、総合設計制度の活用による容積率増加が周辺に対してマイナスの影響を発生させていないことを示し、公開空地創出を義務化させる意味を希薄にしている。

また、住宅地域においても、総合設計制度実施建築物付近の公示地価は、上昇していることがわかった。しかし、住宅地域の中でも低層住宅専用地域においては、その上昇は有意に低い。

これらから、容積率緩和の効果は用途地域により顕著に異なる上、とりわけ低層住宅専用地域に関しては、容積率の増加率により、周辺公示地価下げている可能性がある。

(2) 公開空地創出の効果

いずれの公開空地であっても、周辺地価に対して有意な効果を示さなかった。これは、公開空地が周辺の地価に対して影響を与えないのか、又は、プラスの影響を及ぼす公開空地とマイナスの影響を及ぼす公開空地が混在している可能性を示している。

(3) 総合設計制度に関する政策提言

提言1：総合設計制度においては、用途地域等に合わせた詳細な制度設計が必要である。

容積率緩和の効果が用途地域により異なることから、総合設計制度は用途地域ごとに詳細な制度設計が必要となる。また、公開空地が周辺地域に与える影響について詳細な検証を行い、効果的な公開空地の規模や形状について適切な制度を設ける必要がある。

提言2：総合設計制度の活用が望ましくない地域の設定が必要である。

低層住宅専用地域のように、緩和する容積率により、周辺地価に対してマイナスの影響を及ぼす可能性のある地域においては、総合設計制度の活用自体を見直すことも含めて詳細に検討する必要がある。

提言3：特定行政庁の裁量による指導の改善が必要である。

総合設計制度が活用されることによる事後評価等を適切に行い、指導に反映させる必要がある。

(4) 本研究の課題

- ・当該研究では、用途地域により総合設計制度が周辺地価に与える影響について実証したが、適正な制度設計を行うためには、用途地域以外の詳細な条件を加味した実証分析が必要となる。

《考えられる詳細な条件公開空地の形状、総合設計制度の建築物の形状及び用途、周辺住宅地の特性 etc》

- ・総合設計制度を行った土地自体の地価は上昇することを加味した上で、B/C等の検証が必要となる。また、現行の用途地域及び容積率規制が適正か否かの確認も併せて考慮する必要がある。

謝辞

本稿の作成にあたり、梶原文男教授（主査）、中川雅之客員教授（副査）、北野大樹助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、西脇雅人助教授、安藤至大客員准教授、鶴田大輔客員准教授をはじめ、関係教員及び学生の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました。ここに記し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】

- ・矢口和宏(2004)『土地利用規制の経済分析－容積率規制を中心に－』ライフデザインレポート, 4-15 頁
- ・唐渡広志(2006)『容積率規制改革の便益と費用』日本経済研究, NO.53, 42-71 頁
- ・八田達夫(2006)『都心回帰の経済学』
- ・浅見泰司(2010)『環境貢献都市 東京のリ・デザイン』
- ・中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』
- ・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
- ・金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社
- ・和泉洋人(1998)『容積率緩和型都市計画』信山社
- ・肥田野登・亀田未央(1997)『ヘドニック・アプローチによる住宅地における緑と建築物の外部性評価』第32回日本都市計画学会学術研究論文集, 457-462 頁
- ・谷下雅義・長谷川貴陽史・清水千弘『景観規制が戸建住宅価格に及ぼす影響』計画行政
- ・高曉路・浅見泰司(2000)『戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果』住宅土地経済 2000年秋季号, 28-35 頁
- ・Giaolu Gao・Yasushi Asami(2001)『The External Effects of Local Attributes on Living Environment in Detached Residential Blicts in Tokyo』Urban Stadies, 38:3, 487-505
- ・N. G. マンキュー(2005)『マンキュー経済学ミクロ編』東洋経済新報社
- ・高木任之(2002)『イラストレーション都市計画法』学芸出版社
- ・高木任之(2001)『都市計画法を読みこなすコツ』
- ・和泉洋人(1998), 「都市計画策定による土地資産価値増大効果の計測」『都市住宅学』No23,211-220 頁
- ・和泉洋人(1999), 「地区計画による容積率緩和がもたらす土地資産価値変動効果の計測」『都市住宅学』No.27,143-152 頁

ニュータウンにおける若年層転入促進のための 家賃補助政策の効果に関する考察

<要旨>

高度経済成長期に建設された大規模ニュータウンでは、少子高齢化・人口減少の問題が顕著である。このことを踏まえ、大阪府堺市では、泉北ニュータウンへの若年世帯の誘導策として、家賃補助を実施することになった。本稿では、この家賃補助により若年世帯をどの程度誘導できるのか、また多様な世代が居住することに外部経済があるのかについて、居住地選択モデルでの分析及び家賃補助実施を想定したシミュレーションを行うことにより検証した。家賃補助の実施により、若年世帯を誘導することはできるものの、補助を受ける人の多くの割合が補助がなくても転入する人になってしまうため、補助の効果としての増加人数は非常に小さくなることが示された。また、多様な世代が居住していることに外部経済があることは明らかでないことが示された。

2011年（平成23年）2月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU10052 清瀬 麻美

目次

第1章 はじめに.....	1
1.1 研究の概要.....	1
1.2 先行研究.....	2
第2章 ニュータウンの特長・問題点.....	3
2.1 ニュータウンの特長.....	3
2.2 ニュータウンの問題点.....	4
2.3 ニュータウンにおける取り組み～家賃補助制度について～.....	6
2.3.1 ニュータウンにおける取り組み.....	6
2.3.2 家賃補助制度について.....	6
第3章 家賃補助政策についての理論分析.....	7
3.1 家賃補助導入に関する考察.....	7
3.2 若年世帯への家賃補助に関する考察.....	8
3.2.1 住宅補助がもたらす資源配分の歪み.....	8
3.2.2 住宅市場における市場の失敗と政府の失敗.....	9
3.3 まとめ.....	10
第4章 家賃補助政策についての実証分析.....	11
4.1 分析方法.....	11
4.2 推計モデル.....	11
4.2.1 居住地選択モデル.....	11
4.2.2 推計式.....	12
4.2.3 推計結果.....	14
4.3 シミュレーション分析.....	15
4.3.1 家賃下落による人口増加率.....	15
4.3.2 家賃補助実施を想定したシミュレーション.....	16
第5章 まとめと今後の課題.....	18
5.1 まとめ.....	18
5.2 今後の課題.....	20
5.2.1 分析における課題.....	20
5.2.2 ニュータウンのあり方について.....	20
謝辞.....	20
参考文献.....	21

第1章 はじめに

1.1 研究の概要

我が国では、高度経済成長期における人口の都市集中による住宅不足を解消するため、大量の住宅供給を主な目的として、1962年に建設が始まった千里ニュータウンをはじめ、多摩、千葉、泉北、西神などの計画的な新市街地（ニュータウン）が建設されてきた。300ha以上のニュータウンは、大規模ニュータウンと呼ばれ、全国に約40か所ある。

ニュータウンは、「良好な住環境をもつ理想的な都市」をめざして計画的に建設されたが、住宅地が面的に広がる中に商業施設や学校、公園などが集約して配置されるという土地利用が行われ、ファミリー世帯を主な対象とする画一的な住宅が大量に供給されたことから、同世代の住民が短期間に大量に入居し、年月の経過とともに人口減少や高齢化、住宅・施設の老朽化、戸建住宅地における空き家の増加といった問題が発生している¹。これらの問題を解決するべく、行政による再生指針の策定や、さまざまな政策が実施されている。

大阪府堺市には、高度経済成長期に計画的に開発された大規模ニュータウン『泉北ニュータウン（以下、泉北NT）』がある。泉北NTにおいても、全国のニュータウンと類似の問題を抱えている。そこで、堺市では、泉北NTにおける少子高齢化・人口減少の問題に対応するため、泉北NTへの若年世帯の誘導策として、2010年9月より家賃補助を実施することになった。多様な世代が居住するまちの実現のため、新たに泉北NTに居住する若年世帯に家賃補助を行い、若年世帯の転入増や定住促進を図るものである。

このような家賃補助を実施した場合、ニュータウンへ若年世帯をどの程度誘導することができるのか。そして、多様な世代が居住することに外部経済はあるのか。本稿においては、これらについて集計ロジットモデルによる居住地選択行動の分析及び家賃補助実施を想定したシミュレーションを行うことにより、政策の妥当性を検証した。本稿の構成と研究方法は以下のとおりである。

第2章では、ニュータウンの特長・問題点について言及し、ニュータウンでの取り組みのひとつとして、若年世帯を対象とした家賃補助政策について述べた。

第3章では、この家賃補助政策を導入することになった経緯について、理論分析を交えて検証し、家賃補助政策の経済的意味についても言及した。

第4章では、堺市をモデルケースとして、集計ロジットモデルによる居住地選択行動の分析を行った。居住地選択において、家賃が下落すると居住地選択確率が上昇することが有意に示された。この推計結果をもとに、泉北NTで家賃補助が実施された場合、当該地域の人口がどの程度変化するかについてシミュレーションを行った。家賃補助による増加人口を過大に見積もった試算結果を出したが、補助を受ける人の多くの割合が補助がなく

¹山本（2009）を参考にした。

でも転入する人となってしまったため、補助の効果としての増加人数は非常に小さなものになることが示された。また、多様な世代が居住していることは人々の居住地選択に影響があるのかを合わせて検証した。各地域における世代割合の集中度を表す指標は、有意な結果とならなかったため、多様な世代が居住していることに外部経済があることは明らかでないことが示された。

第5章では、ここまでの検証のまとめを行い、この家賃補助政策は再考の余地が十分にあることを提言した。本分析では解決できなかった問題点や、ニュータウンの今後のあり方については、今後の課題として提言した。

1.2 先行研究

ニュータウンが近年抱える問題点についての研究は、佐藤（2000）が、我が国のニュータウン第1号である千里ニュータウンの40年を振り返り、ニュータウンという郊外の今後を考察している。ニュータウンの特質、問題点をあげ、再生に向けて都市構造の再編・近隣住区の再構築・集合住宅地の再生といった提言を行っている。山本（2009）は、千里ニュータウンの45年の歴史から、行政・住民・大学・専門家など様々な主体による住環境マネジメントや再生に向けた取り組みの軌跡を探り、ニュータウンの成熟過程に求められる住環境マネジメントの展望について考察している。

家賃補助についての研究は、金本（1993）が住宅補助政策の経済的な意味を考察している。住宅補助は、政治化しやすいということから政府の失敗の典型例であるが、住宅に関して市場の失敗が発生していることも事実であることから、住宅補助を正当化の際にあげられる市場の失敗を取り上げ、それらに対して住宅補助政策が望ましい政策であるかどうかを考察している。住宅補助を正当化する時に『公平性』があげられるが、なぜ住宅だけが補助を受けるべきであって、それ以外の消費財が補助を受けるべきではないのか説明できなければ住宅に対する補助は正当化できないとしている。また、近隣外部性により『効率性』の観点から正当化されるとしている点についても、確かに近隣外部性は存在しているが、その定量的重要性に関しては否定的な実証研究が多いとしている。以上の点を踏まえ、住宅政策改善の方向性について提言している。また、若年世帯・ファミリー世帯の定住のための家賃補助政策についての研究は、大江（1993）が『ファミリー層の定住』が自治体にとって本当に優先的に実現すべき政策目標なのかについて批判的に検討している。

ロジットモデルによる研究は多数ある。立地選択の分析については、岳（2000）がConditional Logit Modelにより賃金、地価、集積利益及び政策上の優遇措置が地域間の立地選択にいかんして影響を及ぼしたかを実証している。データの制約上、立地の選択者企業の属性を加えてはいないが、被選択者側（都道府県）の属性がいかんして工場の県間立地に影響を及ぼしたかを検討している。居住地選択の分析については、Bayoh, I., E.G. Irwin and T.C.Haab（2006）がランダム効用理論に基づく一般的な条件付きロジットモデルで、個人

属性と地域属性を説明変数として実証を行っている。また、岡田（2007）は、集計ロジットモデルに基づく歩行者流動モデルによる歩行回遊性向上に関する実証を行い、その結果に基づき都市再生プロジェクトのシミュレーション評価を行っている。

本研究においては、これらの先行研究と関連し、ニュータウン地域における若年世帯への家賃補助の妥当性について検討し、集計ロジットモデルによる居住地選択の分析により、家賃補助の効果として若年世帯をどの程度誘導することができるかのシミュレーションを行い、そして若年世帯を定住させ世代構成のバランスをとることに外部経済はあるのかについて検証した。

第2章 ニュータウンの特長・問題点

2.1 ニュータウンの特長²

大阪府堺市には、1965年に建設が始まった泉北NTがある。事業主体は大阪府、開発面積は約1,557ha、計画人口は約18万人、計画住戸数は約54,000戸をめざした大規模ニュータウンである。「新住宅市街地開発法³」に基づく新住宅市街地開発事業として開発された。

泉北NTの特長は以下のとおりである。全国の大規模ニュータウンにおいても、同様の特長が見られる。

① 商業・サービス施設などが徒歩圏内に配置されている

日常生活に密着した商業・サービス施設などが徒歩圏内に整った暮らしやすいまちとなるよう計画され、住区の中心部には商業施設や生活支援サービス施設のある近隣センターや、公園、幼稚園、保育所、医療センター等が整備されている。

② 多様な住宅ストックを有している

泉北NTにおいては、住宅需要に対応して継続的に住宅の供給が進められてきた。供給された住宅の構成は、公的賃貸住宅や分譲マンションなどの集合住宅が多数を占めている。戸建住宅やタウンハウス等の低層住宅も供給されている。

③ 公共交通が整備されている

²泉北ニュータウン再生指針 p7-11 を参考にした。

³住宅に対する需要が著しく多い市街地の周辺の地域における住宅市街地の開発に関し、新住宅市街地開発事業の施行その他必要な事項について規定することにより、健全な住宅市街地の開発及び住宅に困窮する国民のための居住環境の良好な相当規模の住宅地の供給を図り、もって国民生活の安定に寄与することを目的として、1963年に制定された法律である。

泉北NTにおいては、鉄道などの公共交通が整備されており、都市部への通勤・通学や買い物・レジャーに便利なまちとして整備されている。また、路線バス網が充実し、公共交通を中心とした生活ができる環境が一定整っている。しかし、都市部から離れているため、通勤時間がかかるといった問題点もある。

④ 豊かな自然環境に恵まれている

公園等が整備されており、快適に散歩ができる緑豊かな歩行空間が整備されている。

2.2 ニュータウンの問題点⁴

計画的に整備された泉北NTも、開発から40年以上が経過し、社会経済状況の変化とともに様々な問題がでてきている。全国の大規模ニュータウンにおいても、同様の問題点が見られる。

① 少子高齢化・人口減少

泉北NTにおいては、年々人口が減少している。また、開発当初に大量に入居した世代が、高齢期に入っている。これらの世代の子どもにあたる世代の人口減少が特に顕著である。若年世帯の転出超過が起こっている。若年世帯の人口減少は、少子化にもつながる。よって、ニュータウン全体として少子高齢化・人口減少の傾向が強くなっている。

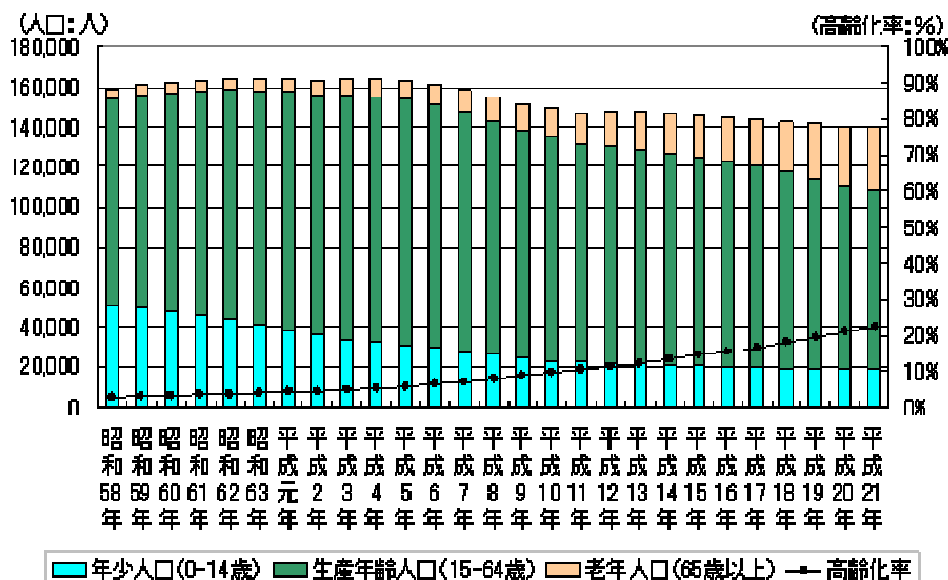


図2-1 泉北ニュータウンにおける人口推移

(出典：泉北ニュータウン再生指針)

⁴泉北ニュータウン再生指針 p12-18 を参考にした。

② 大量に供給された公的賃貸住宅や戸建て住宅の空き家率増加

大量に供給された公的賃貸住宅は、建設後30～40年経過し、老朽化が進み、バリアフリー対応不足や、設備・間取りが居住者のニーズに対応できなくなっているため、空き住宅が増加している。また、戸建住宅についても、高齢の夫婦や単身者のみでは維持管理できないという理由から手放す傾向にあり、空き住宅となるケースが増えている。空き住宅等が増え、それらの管理水準が低下すると、住宅地イメージの低下、治安の悪化が懸念され、地域の衰退、住環境の悪化につながると考えられる。

③ 公共施設等の老朽化

計画的に整備された道路、公園等の都市基盤や公共施設が、整備から40年以上経過し、老朽化が進んできており、利用者ニーズに十分な対応ができていない状況となっている。あらゆる都市基盤施設・公共施設の大規模な改修や更新が必要となってくるため、これまで以上に維持管理コストの負担が大きくなる。コストの負担増により、道路、公園、緑地などの管理レベルがこれまでより低下する可能性が考えられる。

④ 新たな都市機能の導入等に利用可能なスペースが限定

計画的に整備されたニュータウンでは、住宅地等の整備は既に完了しているため、新たな都市機能の導入等に利用可能なスペースが限定されている。そのため、公的賃貸住宅や公共施設等の再整備や資産処分における用途転換などが生じた場合には、有効な土地利用が望まれる。

⑤ 近隣センターの商業機能の低下

人口が減少することにより、住民の消費量が低下し、近隣センターの商業機能の低下、医療機関の撤退など、生活を送るために必要なサービスの水準が低下する可能性が高まる。また、居住者の徒歩利用による日用品・生鮮食料品の買い物を想定して開発された近隣センターに対して、自動車の利用を中心とした生活スタイルに変化し、郊外に大型ショッピングセンター等が進出したことにより、利用者のニーズが多様化した。近隣センターは、魅力的な店が少ないという住民からの意見もあり、さらに需要が減っていると考えられる。

2.3 ニュータウンにおける取り組み～家賃補助制度について～

2.3.1 ニュータウンにおける取り組み

再生の基本方針		
基本方針1	基本方針2	基本方針3
多様な世代が暮らし続けることができるまちをめざす	人や環境にやさしいまちと暮らしの実現をめざす	まちに関わる人の輪を広げ、つなぎ、地域力の向上をめざす
基本方針4		
泉北ニュータウンの再生を推進するための仕組みの構築をめざす		

図 2-2 再生の基本方針

(出典：泉北ニュータウン再生指針)

泉北 NT は、2.2 で取り上げたような問題を抱えており、これらの問題に対応するため、堺市は、平成 22 年 5 月に『泉北ニュータウン再生指針』を策定した⁵。泉北 NT のまちの活性化を図り、今後とも魅力あるまちとして維持し、将来にわたって多様な世代が快適に住み続けることのできるまちとするための基本的な考え方を示すものである。

泉北 NT では、今後さらに進むことが予想される少子高齢化・人口減少や、そのことをふまえての構造的変化に対応すべく、再生指針において「泉北ニュータウンが直面する様々な課題と想定される構造的変化を踏まえ、これまでに整備されてきた社会資本ストック

を活用して、今後も持続発展可能なまちとするために、『まちの価値を高め、次世代に引き継ぐ』ことのできるまちづくりを進めること⁶を再生の理念としている。そして、再生の理念に基づき、図 2-2 のような再生の基本方針を定めた。

この基本方針にもあるように、多様な世代が居住するまちをめざすため、若年世帯の流入・定住を促進する必要があるとした⁷。

そこで、堺市では、ニュータウンにおける少子高齢化・人口減少に対応するため、ニュータウンへの若年世帯の誘導策として、2010 年 9 月より家賃補助を実施することになった。多様な世代が居住するまちの実現のため、新たに泉北 NT に居住する若年世帯に家賃補助を行い、若年世帯の転入増や定住促進を図るものである。

2.3.2 家賃補助制度について

ここでは、堺市で実施されている家賃補助制度の概要について述べる。

<制度の概要⁸>

○補助内容○

泉北 NT 内に新たに居住する新婚・若年・子育て世帯の家賃負担を軽減するため、これらの世帯に対して家賃補助を行う。新婚・若年・子育て世帯とは、世帯所得などの一定の

⁵大阪府の豊中市・吹田市にまたがって建設された千里ニュータウンについても、2007 年に再生指針が策定されている。

⁶泉北ニュータウン再生指針 p22 を引用した。

⁷泉北ニュータウン再生指針 p29-p44 を参考にした。

⁸堺市泉北ニュータウン子育て世帯等住まいアシスト事業補助金交付要綱を参照し、まとめたものである。

要件を満たした以下の世帯とする。

- ・新婚世帯とは、申込者本人が婚姻から1年以内又は婚姻予定であり、本人と配偶者又は配偶者となる予定の者の満年齢の和が80歳以下である世帯
- ・若年世帯とは、申込者本人が婚姻しており、本人と配偶者の満年齢の和が80歳以下である世帯
- ・子育て世帯とは、申込者本人が義務教育終了以前の子を扶養し、現に同居する世帯

○対象となる住宅○

泉北ニュータウン内で賃貸物件として流通している民間住宅で、以下の要件を満たしているものとする。

- ・床面積は、戸建住宅については75㎡以上、共同住宅については55㎡以上
- ・耐震性能については、昭和56年改正以降の建築基準法に基づく確認済証の交付を受けていること、または同等の耐震基準に適合していることを証明する書類の交付を受けていること
- ・家賃が5万円を超えていること

○補助額など○

1世帯につき最長5年間、月額最大2万円を上限に補助（本来の家賃から減額した家賃で5万円を下回らない額とする）。募集世帯は年間で100世帯とする。

第3章 家賃補助政策についての理論分析

3.1 家賃補助導入に関する考察

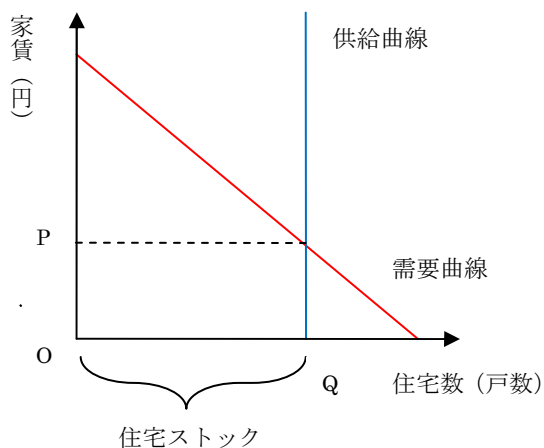


図 3-1 家賃と住宅数の需給関係①

開発当初の泉北 NT においては、図 3-1 のとおり住宅の需要と供給が均衡価格 P、住宅数 Q でつり合っていたと考えられる。

開発から 40 年以上が経過したニュータウンにおいては、図 3-2 のとおり社会経済状況の変化とともに需要が減ってしまい、需要曲線が左にシフトしてしまっ。事実、ニュータウンの人口減少は起こっており、その原因のひとつとして、建設初期に入居した親世代の多くが定住する中で、子世代の多くが結婚や就職を期にニュータウン外

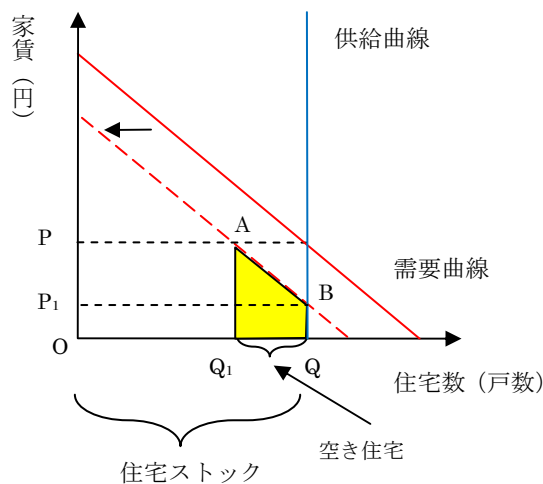


図 3-2 家賃と住宅数の需給関係②

(社会的余剰の減少)、死加重 $\square ABQ_1$ が発生していると考えられる。

よって、地方自治体としては、死加重を少しでも減少させ、最適な状態に戻すために、新たにニュータウンに居住する人(需要量)を増やす政策として、家賃補助制度を実施することにしたと考えられる。そして、世代構成のバランスをとるために、つまり高齢化率を少しでも下げるために、若年層に限定した家賃補助政策となった。

3.2 若年世帯への家賃補助に関する考察

3.2.1 住宅補助がもたらす資源配分の歪み⁹

住宅への補助は、市場メカニズムに対する介入である。市場に対する政府の介入については、市場の失敗が存在していなければ、正当化されない。価格体系に歪みをもたらし、資源配分の効率性を損なうといった市場メカニズムへの弊害をもたらすからである。市場の失敗が存在する場合でも、ただちに政府の介入が正当化されるわけではない。政府の介入、つまり政府の政策自体が弊害をもたらすことが非常に多いからである。

住宅補助は、資源配分の歪みをもたらす。そして、家賃補助においては、以下のような非効率をもたらす。

へ転出したことがある。

需要の減少により、均衡価格は P_1 となるはずであるが、ニュータウン内の平均家賃が P_1 まで下がらなかったことにより、空き住宅が増加する事態となってしまったと考えられる。平均家賃が P_1 まで下がらない理由として、供給者側の余剰について $\square P_1BQO$ より $\square PAQ_1O$ のほうが大きい場合、空き家が出て家賃を引き下げようというインセンティブが働かないからだと推測される。その結果、図 3-2 のとおり、住める場所があるのに空いているという状態が起きてしまい

⁹金本 (1993) p128-132 を参考にした。

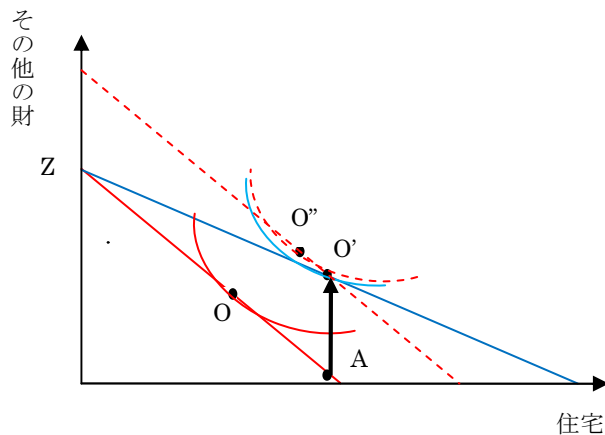


図 3-3 所得補助と家賃補助

割合の補助があると考え。家賃補助がある場合、相対的に住宅家賃が下がったことになるので、予算制約線は、右方向に回転し、最適点は O' に移る。政府の支出する補助金額は $O'A$ である。

ここで、同じ金額の補助金を、所得補助の形で与えると、予算制約線は、元の予算制約線と平行に $O'A$ 分平行に右へシフトする。すると、最適点は O'' に移る。

よって、消費者の効用水準は、家賃補助の時より所得補助の方が高くなる。家賃補助は、非効率であることがわかる。

家賃補助を行った場合、消費者の効用がどう変わるかを検証する。家賃補助と所得補助、どちらの方が効用が高いかを示すのが、図 3-3 である。直線は、予算制約線である。曲線は、無差別曲線である。

家賃補助が存在しない場合、消費者は図の O 点を選択する。家賃の一定

3.2.2 住宅市場における市場の失敗と政府の失敗

住宅補助は、政治的な公約として取り上げられやすいことから、政府の失敗の典型例であると捉えられている。住宅問題の政治化は、本来は市場が処理すべき経済問題に対して政治と行政が余計な介入を行うという弊害をもたらすことになる。

住宅補助において、政府の失敗が存在していることは間違いないが、住宅に関しては、市場の失敗が発生していることもある。若年世帯への家賃補助について、正当化できる市場の失敗があるか検証する。

<公平性について>

「親から住宅を相続できる人とそうでない人との間の富の分配の不公平を解消するため、中堅所得者層に補助をするべきだ」といった議論もあるように、公平性の観点から、補助を正当化する考えがある。市場メカニズムは、効率性を確保するためには有効であるが、富の分配の公平性を確保するものではない。したがって、裕福な人々から貧しい人々への所得の再分配を行うことは、公共政策の重要な役割である¹⁰。

しかし、若年世帯への家賃補助については、公平性の観点からは正当化できないように思われる。若年世帯だからといって、『貧しい人々』というわけではないので、富の分配を

¹⁰金本 (1993) p134-136 を参考にした。

行う必要はないと考える。本当に貧しく困っている若年世帯は、生活保護など別の再配分政策が存在している。そして、そもそもなぜ、住宅だけが補助を受けるべきなのかといった疑問も出てくる。

<効率性について>

効率性の観点からの住宅補助の正当化の理由は、近隣外部性によるものである。近隣の住宅の質は、住環境の重要な構成要素である。住宅補助により、住宅の質が改善され、美しい街並みが形成されると、住宅価格の上昇や近隣住宅の価値の上昇といった外部経済を与える。外部経済を発生させる財・サービスにはピグー補助金を支出すべきである。しかし、近隣外部性が存在するのは確かであるが、その定量的重要性に関しては否定的な実証研究の方が多い¹¹。

若年世帯が増加すれば、外部経済が発生するのだろうか。確かに、高齢世帯だけでなく、若年世帯の定住を促進し、多様な世代が居住すれば、まちとして活気が出るかもしれない。空き住宅が多いと、治安の悪化が懸念され、地域の衰退、住環境の悪化につながる可能性がある。このような点から、若年世帯が増えれば外部経済が発生する可能性もある。

よって、若年世帯を移住させ、多様な世代が居住するまちにすることに外部経済はあるのかという点については、計量経済学の分析手法を用いて検証する必要がある。

3.3 まとめ

3.1 において、地方自治体としては、空き住宅発生による死加重を少しでも減少させ、最適な状態に戻すために、新たにニュータウンに居住する人を増やす政策として、家賃補助を実施することにし、世代構成のバランスをとるために、若年世帯に限定した家賃補助政策になったと述べた。

3.2 においては、家賃補助というのは資源配分の歪みを生じさせるが、正当化される場合はどういった場合かということについて、公平性と効率性の観点から検証した。

効率性の観点から述べると、若年世帯を移住させ、空き住宅を減らし、世代構成のバランスをとることに外部経済があるなら、この家賃補助政策は正当化される余地がある。

それでは、泉北 NT 地域で家賃補助を実施した場合、若年世帯をどの程度誘導することができるのか、また、世代構成のバランスをとることに外部経済はあるのか。第4章において、計量経済学の手法による分析及びシミュレーションによる検証を行った。

¹¹金本（1993）p136-137 を参考にした。

第4章 家賃補助政策についての実証分析

4.1 分析方法

まずは、堺市をモデルケースとし、2005年から2009年のパネルデータを用い、集計ロジットモデルによる居住地選択行動の分析を行った。居住地選択において家賃は影響があるのかを検証し、家賃が下落すると居住地選択確率がどの程度変化するか検証した。また、多様な世代が居住していることは人々の居住地選択に影響はあるのかを合わせて検証した。

次に、この分析結果をもとに、泉北 NT 地域で家賃補助が実施された場合の当該地域の人口変化についてシミュレーションを行った。

4.2 推計モデル

4.2.1 居住地選択モデル

本研究では、家賃補助の効果を分析するため、家計の居住地選択モデルを定式化する。家計*i*が*j* = 1, 2, ..., *J*を居住地として選択した時に得られる効用 U_{ij} は、以下のように表す。

$$U_{ij} = \alpha + x_j\beta + \xi_j + \epsilon_{ij}$$

x_j は地域属性を考慮した変数を用いる。地域間により異なる値を示す変数によって構成される。 ξ_j は地域*j*の観察できない属性、 ϵ_{ij} は個人の選好とする。

ただし、各家計が堺市以外を居住地として選択することも可能である。選択肢 $j=0$ をアウトサイドオプションとし、その場合の家計*i*が得る効用 U_{i0} は、以下のように表す。

$$U_{i0} = \alpha_0 + \epsilon_{ij}$$

ϵ_{ij} は、第一種極値分布に従うと仮定し、各家計はもっとも高い効用を生み出す居住地を選択する場合、家計*i*が居住地*j*を選択する確率 P_j は、以下のように表すことができる。

$$P_j = \frac{e^{\alpha + x_j\beta + \xi_j}}{e^{\alpha_0} + \sum_{k=1}^J e^{\alpha + x_k\beta + \xi_k}} \quad \dots \quad \textcircled{1}$$

このとき、家計の選択確率は市場全体でみた場合、各地域の居住者割合と一致するため、 P_j は地域*j*の居住者割合 s_j に一致する。ここで、 q_j は*j*地域の居住者数（対象地域の20～70代の人口）、 M は潜在的市場規模として大阪府内の居住者数（府内20～70代の人口）とすると、 s_j は以下のように表すことができる。

$$s_j = \frac{q_j}{M}$$

なお、アウトサイドオプションのシェアは、以下のとおりになる。

$$P_0 = S_0 = \frac{e^{\alpha_0}}{e^{\alpha_0 + \sum_{k=1}^J e^{\alpha + x_k \beta + \xi_k}} \quad \dots \quad (2)$$

ここで、 $\alpha_0 = 0$ と基準化すると、①及び②より以下の推計式を導くことができる。

$$\frac{p_j}{p_0} = e^{\alpha + x_j \beta + \xi_j}$$

$$\Leftrightarrow \ln \left(\frac{p_j}{p_0} \right) = \alpha + x_j \beta + \xi_j$$

4.2.2 推計式

個人*i*が*j*を居住地として選択した時の効用を観察するため、4.2.1より導き出した推計式より、通常のOLS（最小二乗推計法）による推計を行う。

$$\text{推計式} : \ln \left(\frac{p_j}{p_0} \right) = \alpha + \beta_1 R + \beta_2 \text{HHI} + \sum_n \beta_n X_n + \xi_j$$

被説明変数¹²は、以下のとおりである。

$$\ln \left(\frac{p_j}{p_0} \right) = \ln \left(\frac{\text{居住地 } j \text{ が選択される確率}}{\text{アウトサイドオプションが選択される確率}} \right) = \ln \left(\frac{\text{居住地 } j \text{ のシェア}}{\text{アウトサイドオプションのシェア}} \right)$$

本分析においては、表 4-1 のとおり堺市内から 13 地域を設定し、対象居住地を $j = 1, 2, \dots, 13$ とした。各設定地域は、中心駅から徒歩 10～15 分程度の圏内までのエリアとした。

表 4-1 設定地域

	設定地域	行政区	設定地域の中心駅
①	泉ヶ丘	南区	泉北高速泉ヶ丘駅
②	深井	中区	泉北高速深井駅
③	堺東	堺区	南海高野線堺東駅
④	三国ヶ丘		JR阪和線・南海高野線三国ヶ丘駅
⑤	堺		南海本線堺駅
⑥	北野田	東区	南海高野線北野田駅
⑦	初芝		南海高野線初芝駅
⑧	中百舌鳥	北区	南海高野線・大阪市営地下鉄御堂筋線中百舌鳥駅
⑨	北花田		大阪市営地下鉄御堂筋線北花田駅
⑩	鳳	西区	JR阪和線鳳駅
⑪	上野芝		JR阪和線上野芝駅
⑫	浜寺公園		南海本線浜寺公園駅
⑬	石津川		南海本線石津川駅

説明変数について、R は平均家賃（円／月・㎡）¹³であり、各地域における単位面積あたりの平均家賃（家賃＋共益費）を用いた。平均家賃の導出は以下のとおりとした。

¹²人口データについては、堺市財政局企画部調査統計担当の基本データによる。

¹³賃貸情報誌「CHINTAI」による。

$$\text{平均家賃} = \left[(\text{単身者用物件}^{14}\text{の平均家賃}) + (\text{ファミリー向け物件}^{15}\text{の平均家賃}) \right] \times \frac{1}{2}$$

HHI は世代割合 HHI (Herfindahl-Hirschman Index) ¹⁶であり、各地域における世代割合の集中度を表す指標として用いた。政策目標は、家賃補助を実施し、高齢化の進んでいるニュータウンに若年世帯を転入させ、多様な世代が居住するまちの実現を目指すとしており、多様な世代が居住することに外部経済があるかのような建前をとっている。そこで、世代割合 HHI を説明変数として加え、多様な世代が居住することに外部経済があるかの検証を行った。

設定地域ごとに以下のとおり算出した指標を、世代割合 HHI とした。HHI は 0~10000 の値をとり、HHI の値が小さいほど、各世代がバランスよく居住していることを表す。

$$\text{世代割合 HHI} = \left[\frac{j \text{ 地域の } 20 \text{ 代の人口}}{j \text{ 地域の } 20 \sim 70 \text{ 代人口}} \times 100 \right]^2 + \dots + \left[\frac{j \text{ 地域の } 70 \text{ 代の人口}}{j \text{ 地域の } 20 \sim 70 \text{ 代人口}} \times 100 \right]^2$$

ひとつの世代のみが居住している場合には 10000 をとり、同じ比率で居住している（例えば各世代 2000 人ずつ居住している）場合には、以下のとおり 1666 となる。

$$\left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 + \left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 + \left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 + \left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 + \left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 + \left[\frac{2000}{12000} \times 100 \right]^2 \cong 1666$$

その他の説明変数として、住環境に影響を与える変数である大規模店舗数¹⁷、保育園数¹⁸、都市公園数¹⁹、病院数²⁰および年次ダミー、年代ダミー、地域固有の観察できない要因による影響を考慮するため区ダミーを含めた。

主な説明変数の基本統計量は、表 4-2 のとおりである。

¹⁴単身者用物件は、1R,1K,1DK,1LDK とする。

¹⁵ファミリー向け物件は、単身者用物件以外とする。

¹⁶人口データについては、堺市財政局企画部調査統計担当の基本データによる。

¹⁷東洋経済新報社「大規模小売店総覧」による。

¹⁸堺市建設局公園緑地部公園緑地整備課の基本データによる。

¹⁹堺市こども青少年局子育て支援部保育課の基本データによる。

²⁰医事日報「近畿病院情報」による。

表 4-2 推計モデルの基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(Pj / Po)	390	-6.072086	0.529327	-7.145903	-4.845963
平均家賃(円/月・㎡)	390	1794.291	160.9047	1419.709	2070.005
世代割合HHI	390	1737.701	38.01964	1675.326	1846.061
南海難波駅までの直線距離(m)	390	13073.31	2694.896	9318	18623
乗り継ぎ駅ダミー	390	0.230769	0.421866	0	1
大規模店舗数	390	3.353846	2.196731	0	8
保育園数	390	2.123077	1.670931	0	6
都市公園数	390	23.8	14.88278	2	48
病院数	390	0.923077	0.829551	0	2

注) 年次ダミー・年代ダミー・区ダミーについては省略した

平均家賃については、最も低い地域で約 1419 円/月・㎡、最も高い地域で約 2070 円/月・㎡であり、地域間で大きな差があることが分かる。中百舌鳥・北花田といった地下鉄沿線や、堺・堺東といった堺市の中心地において平均家賃が高い傾向にある。

世代割合 HHI については、最も小さい地域で 1675.326、最も大きい地域で 1846.061 であり、これも地域間で差があることがわかる。堺東においては、各世代がバランスよく居住している傾向があり、中百舌鳥においては、地下鉄と南海電車の乗継駅であるなど、利便性が高いことも影響し、20 代 30 代が多く居住しているので、バランスよく居住しているとはいえない。

4.2.3 推計結果

推計結果は、表 4-3 のとおりである。

表 4-3 推計モデルの推計結果

ln(Pj / Po)	係数		標準誤差	t値
平均家賃	-0.000193	***	0.0000704	-2.74
世代割合HHI	-0.000379		0.0008588	-0.44
南海難波駅までの直線距離	-0.000167	***	0.0000384	-4.36
乗り継ぎ駅ダミー	0.834549	***	0.0561500	14.86
大規模店舗数	0.006637		0.0092360	0.72
保育園数	-0.000208		0.0181682	-0.01
都市公園数	0.008332	***	0.0021045	3.96
病院数	0.307860	***	0.0558276	5.51
年次ダミー			yes	
年代ダミー			yes	
区ダミー			yes	
定数項	-4.063265	***	1.322331	-3.07
自由度修正済み決定係数			0.9445	
サンプル数			390	

***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を満たしていることを示す

平均家賃については、係数の符号が負となり、1%水準で統計的に有意となった²¹。よって、家賃が下落すれば居住地選択確率が上がることが示された。

世代割合 HHI については、係数の符号は負になったが、統計的に有意にならなかった。多様な世代が居住していることに外部経済があるかどうかは明らかでないということが示された。

4.3 シミュレーション分析

次に、泉北 NT 地域²²において家賃補助が実施された場合、若年層にあたる 20 代 30 代人口がどの程度増加するかのシミュレーションを行った。

4.3.1 家賃下落による人口増加率

4.2 の推計により得られた結果をもとに、泉北 NT 地域において平均家賃が 1%下落した時の人口増加率 δ_j を計算した。居住地選択モデルで推計された家賃係数を使って、以下のように表すことができる。

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial R_j} \cdot \frac{R_j}{P_j} = \text{推計された家賃係数} \times R_j \times (1 - P_j)$$

P_j : j 地域に住む人のシェア

R_j : j 地域の平均家賃 (円/m²)

この公式と表 4-4 のデータを使用し、泉北 NT 地域において平均家賃が 1%下落したと想定した場合の 20 代 30 代人口増加率を計算した。

表 4-4 20 代 30 代人口増加率

		2007年度	2008年度	2009年度
泉ヶ丘地区20代	P_j	0.004761	0.004569	0.004468
	R_j	1528.14	1673.69	1605.55
	δ_{ij} (人口増加率%)	0.294	0.322	0.308
泉ヶ丘地区30代	P_j	0.005376	0.005324	0.005193
	R_j	1528.14	1673.69	1605.55
	δ_{ij} (人口増加率%)	0.293	0.321	0.308

²¹地域間での家賃の違いを考慮するため、家賃回帰を行い、家賃から築年数や床面積等の観察できる構成要素を取り除いた家賃(残差)を、平均家賃の代わりに説明変数とする実証も行った。この残差による実証で、地域間での家賃の違いを観察することができるが、表 4-3 とほぼ同様の結果が得られたので、本論文においては、平均家賃を説明変数とする実証を採用した。

²²ここでは、表 4-1 の①泉ヶ丘地区をさす。

4.3.2 家賃補助実施を想定したシミュレーション

4.3.1 の結果をもとに、家賃補助が実施されたと想定した場合、家賃補助の効果で 20 代 30 代人口がどの程度増加するかのシミュレーションを行った。

<家賃補助の定義>

2.3.2 で述べた制度を忠実に想定することは、データ上の制約もあり困難であるので、以下のとおり簡素化した上で仮定をおいた。

- ・補助の対象は、新婚世帯・若年世帯・子育て世帯であり、新婚世帯及び若年世帯は夫婦の年齢の和が 80 歳と規定されているので、シミュレーションにおいては 20 代 30 代を対象とする。
- ・要綱上、戸建住宅は 75 m²以上、共同住宅は 55 m²以上の物件に補助とあるが、シミュレーションにおいては単身者用物件以外は家賃補助の対象とする。
- ・補助額は、月額 2 万円を上限と規定されているが、一律 2 万円の補助があるとする。
- ・補助後の家賃は、本来の家賃から減額した家賃が 5 万円を下回らない額と規定されているが、シミュレーションにおいては本来の家賃から 2 万円減額した額とする。
- ・募集世帯数は年間 100 世帯と規定されているので、夫婦 100 組と言い換えることができるので、人数に置き換えて 200 人に補助があたるとする。

<シミュレーション>

1. 表 4-4 の結果をもとに、泉北 NT 地域において、家賃補助が実施されたと想定した時の泉北 NT 地域の家賃下落率及び 20 代 30 代人口の人口増加率を計算した。試算結果は表 4-5 である。すべての人に補助を与えるという想定のもとに計算したものであるので、過大に見積もった試算結果である。

表 4-5 試算結果

	2007年度	2008年度	2009年度
家賃(円/m ²)	1528.145	1673.689	1605.546
補助後の家賃(円/m ²)	1337.077	1469.563	1439.266
家賃下落率(%)	12.503	12.196	10.357
補助後の20代人口増加率%	3.67	3.92	3.19
補助後の30代人口増加率%	3.67	3.92	3.19
補助後の20代30代人口増加率%	3.67	3.92	3.19
増加人口(人)	455	466	362

2. 泉北 NT 地域での転出入者数と家賃補助による人口増加数を表 4-6 のとおり比較する。

表 4-6 泉北 NT 地域での転出入状況

	2007年度	2008年度	2009年度
20代30代人口	12414	11890	11335
転出者数	1993	2290	2425
転入者数	1537	1766	1870
転出入者数(A)	△ 456	△ 524	△ 555
補助後の増加数(B)	455	466	362
A+B	△ 1	△ 58	△ 193

注) 転出者数と転入者数は、泉北 NT 全域における転出者数と転入者数から算出したものである。

家賃補助で増加する人口を過大に見積もったとしても、転出者数を抑えられるほど人口を誘導することはできない。

3. ここで、家賃補助をもらう人には2パターンあることに注目した。
- A) 家賃補助があるから泉北ニュータウンに住もうと思った人 (=家賃補助の効果で泉北ニュータウンに移住してきた人)
 - B) 家賃補助がなくても泉北ニュータウンに住もうと思った人

家賃補助が、すべて A グループに渡れば、意味のある家賃補助であるが、すべて B グループに渡ると、意味のない家賃補助となる。B グループは、家賃補助がなくても泉北ニュータウンに住もうと思っていたからである。

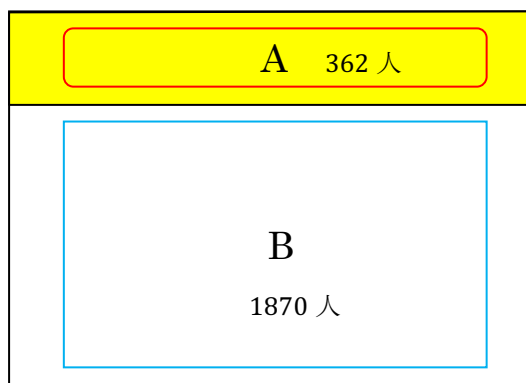


図 4-1 2009 年度転入状況

図 4-1 は、転入状況を表している。2009 年度を例にとると、家賃補助がなくても 1870

人が転入している。試算結果の 362 人というのは、家賃補助があれば泉北ニュータウンに来る人である。

しかし、実際は、図 4-2 のとおり、家賃補助は A グループと B グループ両方に渡ってしまう。補助を渡す時、A グループの人か B グループの人かは判断できないからである。よって、家賃補助が A と B 両方にあたるという非効率の問題が発生し、家賃補助の効果による増加人口は、362 人より小さいものとなる。太線で囲まれた部分のみが家賃補助の効果として増加した人口となり、斜線部分は家賃補助がないことにより泉北 NT を選択しないことを表す。

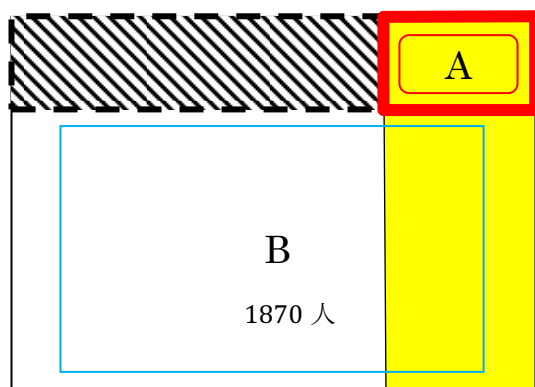


図 4-2 家賃補助の効果

- よって、家賃補助の効果としての増加人口は、仮に抽選であるとするならば、以下のとおりになる。

$$362 \times 200 / (1870 + 362) \approx 32 \text{人}$$

家賃補助の効果としての増加人数は、32 人程度にしかならない。

第5章 まとめと今後の課題

5.1 まとめ

第 3 章においては、家賃補助政策についての理論分析を行った。第 4 章においては、泉北 NT 地域で家賃補助を実施した場合、ニュータウンへ若年世帯をどの程度誘導することができるのか、そして、世代構成のバランスをとることに外部経済はあるのか、という点

について検証を行った。

① 家賃補助の効果について

家賃は、人々の居住地選択において影響があることが示された。よって、家賃補助により家賃を下落させれば、その地域に人々が移住してくるので、一見すると自治体の目標は達成できるように思われる。しかし、人口減少が続いているとはいえ転入者のある地域で、新たに転入してくれば家賃補助をするという政策は、情報の非対称による非効率の問題を発生させる。つまり、家賃補助がなくても転入してくる予定だった人にも補助が渡ってしまうという無駄が生じる。そして、シミュレーション結果のとおり、家賃補助の効果として移住してくる人数が非常に小さいものになってしまう。

また、この家賃補助政策は、年間支出が最大で 2400 万円²³になる。2400 万円もの費用をかけて、補助の効果として 16 世帯²⁴しか移住させられない。

以上のように、情報の非対称による非効率と財政的な負担を考えると、このような家賃補助政策は、問題があるのではないかと考える。

② 世代構成のバランスについて

再生指針では、持続発展可能なまちとするために、多様な世代が居住するまちの実現を目指すとしており、多様な世代が居住することに外部経済があるかのような建前をとっている。

そこで、各地域における世代割合の集中度を表す指標を説明変数として加え、人々の居住地選択に世代構成のバランスが影響するのかを検証したが、有意な結果は得られなかった。よって、多様な世代がバランスよく居住することに外部経済があるかどうかは明らかでない。

第 3 章で述べたように、ニュータウン内で空き住宅が増加したことによる社会的余剰の減少に対応するため、若年世帯に家賃補助を行い、ニュータウン内へ居住者を誘導するというのが自治体の狙いであった。しかし、この実証結果から、若年世帯に限る必要性はないのではないかと考えられる。

また、第 3 章で、家賃補助は、資源配分の歪みを生じさせ非効率をもたらすが、正当化される場合はどういった場合かという点について、公平性と効率性の観点から検証を行ったが、効率性の観点から述べると、若年世帯を移住させ、世代構成のバランスをとることに外部経済があるなら、この家賃補助政策は正当化される余地があるとしたが、世代構成のバランスをとることに外部経済があるかどうかは明らかではなかった。効率性の観点からも正当化できないということになる。

²³補助額の上限が 2 万円なので、年間支出は最大で 2 万円×100 世帯×12 カ月=2400 万円となる。

²⁴4.3.2 での検証により、約 32 人が補助の効果として移住すると試算したが、家賃補助の定義で夫婦 100 組を 200 人に置き換えて考えているので、32 人は 16 世帯とした。

以上のことを踏まえると、この家賃補助政策は問題点が多いので再考する必要があるのではないかと考える。

5.2 今後の課題

5.2.1 分析における課題

本研究においては、5年間のパネルデータによる分析を行ったが、さらに長期的なデータを収集し、固定効果モデルでの分析や、世代別の家賃補助の効果を見る必要があると考える。年齢構成の長期的なデータが付加できれば、さらに精緻な分析が可能になると考えられる。

5.2.2 ニュータウンのあり方について

本研究においては、ニュータウンにおける家賃補助の効果を検証したが、ニュータウン自体のあり方と言った点までは研究を進めることはできなかった。ニュータウンの少子高齢化・人口減少問題の対応策としての家賃補助政策の効果を検証したが、そもそもニュータウンを再生させる必要があるのかという議論を行うべきではないかと考える。再生指針等を制定して、再生ありきで話が進んでいる傾向があるが、長期的には衰退に向かっていると無理に再生させる必要はないのではないかとと思われる。しかしながら、さまざまな再生指針が実施されているので、その効果をもっと広く総合的に見ていく必要があると考える。

謝辞

本稿の作成にあたり、北野泰樹助教授（主査）、梶原文男教授（副査）、黒川剛教授（副査）、豊福建太客員准教授（副査）から丁寧なご指導をいただきました。また、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、安藤至大客員准教授、西脇雅人助教授をはじめ、関係教員の皆さまからも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。そして、1年間にわたり研究生生活の苦楽をともに過ごしたまちづくりプログラム及び知財プログラムの皆さまに心より感謝いたします。

なお、本稿は個人的な見解を示すものであり、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謝りは、すべて筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

- ・大江守之（1993）「家賃補助政策の背景と問題意識－『ファミリー層の定住』をめぐって」『都市住宅学』4号 pp.42-48
- ・岡田絵里子「集計ロジットモデルに基づく歩行者流動モデルによる歩行回遊性向上に関するシミュレーション評価－イスタンブール・ガラダ地区の都市再生を題材として－」『東京大学大学院新領域創成科学研究科 平成18年度修士論文, 2007年2月』
- ・金本良嗣（1993）「住宅補助政策の経済学」『都市住宅学』4号 pp.12-19
- ・金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社
- ・堺市泉北ニュータウン子育て世帯等住まいアシスト事業補助金交付要綱
http://www.city.sakai.lg.jp/city/info/_kentoso/_izuminewtown/pdf/new_kofuyoko.pdf
- ・佐藤建正（2000）「ニュータウンの40年とその今後」『都市住宅学』30号 pp.34-42
- ・泉北ニュータウン再生指針
http://www.city.sakai.lg.jp/city/info/_kentoso/_izuminewtown/saiseishishin.html
- ・岳希明（2000）「工場立地選択の決定要因 日本における地域間の実証研究」『日本経済研究』41号 pp.92-109
- ・山本茂（2009）『ニュータウン再生 住環境マネジメントの課題と展望』学芸出版社
- ・Bayoh, I., E.G. Irwin and T.C.Haab（2006）"Determinants of Residential Location Choice : How Important Are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Location?"Journal of Regional Science,vol.46,pp.97-120

都市周辺のスギ人工林とスギ花粉症に関する経済分析

<要旨>

戦後の拡大造林において、スギの植林が精力的に進められたことに伴い、近年スギ花粉症患者は増加傾向にある。本稿では、スギ人工林における負の外部性の存在を検証することを目的として、都市周辺のスギ人工林とスギ花粉症の発症率の関係に着目して実証分析を行った。その結果、スギ人工林にはスギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在し、その外部効果は周辺地域の市街化の度合いに応じて増大することが示された。また、スギ人工林の伐採等に係る費用便益分析や外部効果の定量的評価等を行い、今後のスギ人工林のあり方について提言を行った。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10053 椎名 大介

目 次

第1章 はじめに	2
1-1. 研究の概要	2
1-2. 先行研究	3
第2章 スギ人工林とスギ花粉症をめぐる状況	3
2-1. 戦後のスギ人工林の増加	3
2-2. スギ花粉症患者の増大	4
2-3. 森林の価値	5
第3章 スギ人工林の外部性に関する理論分析	5
3-1. スギ人工林の外部性に関する仮説	5
3-2. スギ人工林の外部性の影響	6
3-3. スギ人工林の森林としての価値	9
第4章 都市周辺のスギ人工林に関する実証分析	10
4-1. 分析方法	10
4-2. 推定結果	13
4-3. 推定結果に基づく試算	18
第5章 まとめ	20
5-1. 考察及び政策提言	20
5-2. 今後の課題	21
謝 辞	22
参考文献	22

第1章 はじめに

1-1. 研究の概要

花粉症は、花粉によって引き起こされるアレルギー症状である。なかでもスギ花粉症は、戦後、スギの植林が精力的に進められていたこともあって、今では推定患者数が日本の総人口の2割を超える程にまで増加しており¹、日本の国民病とも言える状況となっている。

スギ花粉症患者の爆発的な増加に比例して、花粉症に関連する費用も膨大な額となっており、医療費や医療関連費（薬代、マスク代等）、欠勤等による労働損失などをあわせると、今ではスギ花粉症にかかる年間費用は少なくとも5,000億円を下らないものと考えられる²。

戦後に植林が進められた結果、全国各地に多数のスギ人工林が誕生しており、スギ人工林が大量の花粉を産生し始めた頃より、スギ花粉症の発症率は年々増加傾向にある。スギ花粉症は、やはりスギ人工林の拡大がもたらしたものではないだろうか。特に、三大都市圏における発症率が比較的高いことから、少なくとも都市周辺のスギ人工林には、スギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在しているのではないだろうか。そして、スギ人工林における負の外部性を内在化させた場合、スギ人工林の森林としての価値は消失するのではないか。スギ花粉症の増大とともに、スギ花粉症の増加要因についてはこれまで様々な研究がなされているが、スギ人工林の外部性について着目した研究はこれまでのところなされていない。

そこで、本稿では、スギ人工林における負の外部性の存在を検証することを目的として、スギ人工林の周辺の市街化の度合いと、スギ花粉症の発症率については正の相関を有しているとの仮説を立て、実証分析を行った。結論としては、スギ人工林にはスギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在しており、その外部効果は周辺地域の市街化の度合いに比例して増大することなどが確認された。さらに、推定結果を踏まえてスギ人工林の伐採等に係る費用便益分析や外部効果の定量的評価を行ったところ、大都市圏と地方圏とにおいてスギ人工林の外部効果に顕著な差が見られ、主に三大都市圏内に位置する21都府県において、伐採等に係るB/Cが1.0を超える結果となった。

最後に、これらの分析結果を踏まえて、スギ人工林の外部性を内部化するための方策について提言を行った。本稿の構成と研究方法は次のとおりである。

第2章では、スギ人工林及びスギ花粉症の概要等について概観する。

第3章では、仮説の提示を行うとともに、経済学の分析手法により理論分析を行い、スギ人工林に負の外部性が生じている場合、機会費用の観点から見ると、広葉樹林であった場合と比較して、スギ人工林の森林としての価値はマイナスとなることを明確にした。

第4章では、スギ花粉の飛散状況やスギ花粉症の発症メカニズムを反映させたモデルを用いて実証分析を行い、都市周辺のスギ人工林に負の外部性が生じていることを実証した。また、実証分析の結果を踏まえ、スギ人工林をそのまま放置した場合の今後のスギ花粉症発症者数の予測、スギ人工林の伐採コスト等と比較した費用便益分析、スギ人工林の外部効果についての定量的評価の3つについて試算を行った。

†本稿は個人的な見解を示すものであり、著者の所属機関の見解を示すものではありません。また、誤りは全て筆者の責任であることをお断り致します。

¹ 馬場・中江（2008）

² 科学技術庁（2000）「スギ花粉症克服に向けた総合研究」

第5章では、分析結果に基づき考察を行い、結論として、スギ人工林のうち、国有林については費用対効果の高い都市周辺のスギ人工林から順次伐採を行い、広葉樹林への転換を図っていくこと、また民有林については、地域毎のスギ人工林の外部効果に応じたピグー税を課すなどによる経済的調整メカニズムを取り入れることを提言した。

1-2. 先行研究

これまで、スギ花粉症の増加原因については、様々な仮説が唱えられてきた。ここでは、近年特に注目され、多くの研究がなされてきた仮説として、大気汚染説と人出不足説の2つを紹介する。

まず、大気汚染説については、スギ花粉症の増加要因について、ディーゼル排出物質（DEP）が原因であるとの仮説がたてられ³、東京都においてはディーゼル車の規制が行われるまでとなった⁵が、大気汚染がスギ花粉症を悪化させるという明確な結論は得られず⁶、また、ディーゼル規制の進んだ東京都においても、DEPの減少に伴い花粉症の発症数が減少したとの発表はなく、DEPとスギ花粉症との関連は確認できていない。

また、人出不足説については、スギ花粉量の増加要因として、スギ人工林の間伐や枝打ちが十分になされていないことが原因であるとの仮説がたてられ、林野庁などにおいて、雄花の多い木を間伐して、花粉量の減少効果の検証を試みていたが、間伐しても残った樹木の生育が良くなったり、日当たりのよくなった樹木では雄花の増加も確認されるなど、間伐による花粉減少効果について明確な結論は得られていない。

以上のとおり、一時期は有力とされていた大気汚染説、人手不足説のいずれも、その効果を実証するまでには至っていない。現在、これらの仮説について継続的な検証が行われている形跡もないことから、これら両仮説は現時点では棄却することとし、本稿において、新たにスギ人工林の外部性に着目した仮説の提示を行うとともに、新たな仮説について理論・実証の両面から分析を行っていくこととする。

第2章 スギ人工林とスギ花粉症をめぐる状況

2-1. 戦後のスギ人工林の増加

我が国では、戦後の木材需要の高まりを受け、生育の早い樹木として、スギ等の植樹が強力に進められた。特に、1958年には国有林経営合理化及び国有林生産力増強計画（林力増強計画）が実施に移され、以後40年間にわたって、伐採跡地への植樹だけでなく、生育の遅いブナ等の天然広葉樹林を伐採し、スギ等の針葉樹の植林が推進された（拡大造林）。さらに1960年には、「一般会計の歳出の財源に充てるための国有林野事業特別会計からする繰入金に関する法律」が公布され、国有林

³ 村中・小泉ほか(1985)

⁴ 小泉(1988)

⁵ 東京都（1999）「ディーゼル車 NO 作戦」

http://www.kankyo.metro.tokyo.jp/vehicle/air_pollution/diesel/plan/details/no_operation_02.html

⁶ 環境省報道発表資料「大気汚染と花粉症の相互作用に関する調査研究結果（平成14年度分）について」

<http://www.env.go.jp/press/press.php?serial=4125>

野特別会計に民有林行政協力費の支出が義務付けられ、民有林においてもスギ等の植樹に対して補助金が交付されることとなった。結果としてスギ人工林は、2009年現在 450 万 ha にまで拡大しており、人工林面積(1,035 万 ha)の 43%、森林面積 (2,510 万 ha) の 18%を占めるまでとなっている。

【図 1 参照】

スギ花粉が盛んに生産されるのは、30 年生以降と言われており、伐採（本伐）は通常 50 年生以上、最低でも 40 年生以上の樹木において行われることから、スギが伐採される場合でも少なくとも 10～20 年はスギ花粉が盛んに生産された状態が続くこととなる。現在においては、スギ人工林全体の約 8 割が林齢 31 年以上となっているだけでなく、スギ人工林の過半が林齢 41 年以上となっているにもかかわらず、過去 5 年間でスギ人工林の面積が約 2 万 ha しか減少していない⁷ことから、実際はスギの伐採がほとんど進んでいないことがうかがえる。【図 2 参照】

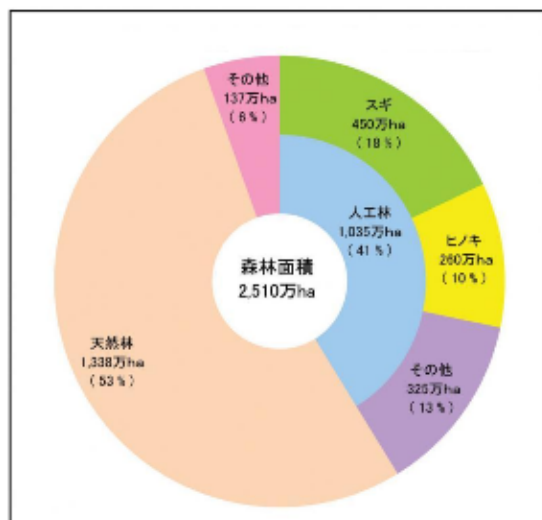


図 1 森林面積に占めるスギ人工林の割合 (平成 19 年 3 月 31 日現在)

出典：林野庁「スギ・ヒノキ林に関するデータ」

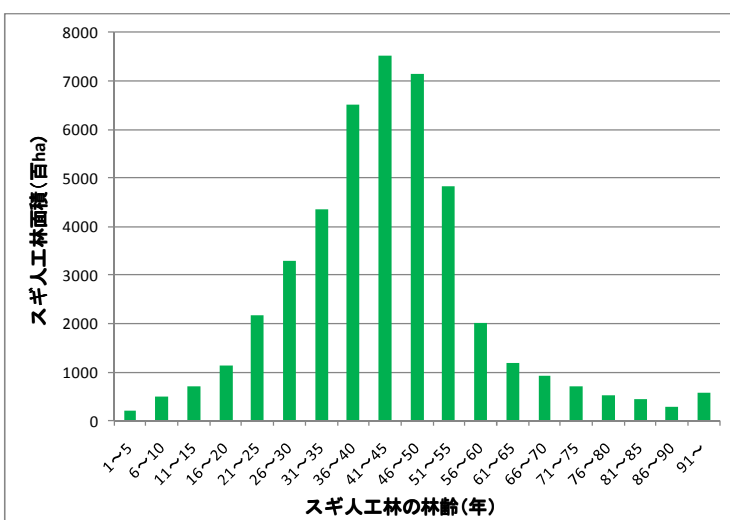


図 2 スギ人工林齢級 (森林の年齢) 別面積 (平成 19 年 3 月 31 日現在)

出典：林野庁「森林資源の現況」のデータを元に作成

2-2. スギ花粉症患者の増大

我が国では、1963 年にスギ花粉症患者が初めて発見⁸されて以来、スギ花粉症患者数は急増の一途をたどり、2003 年には国民の約 20% (約 2,500 万人) がスギ花粉症に罹患しているものと推定されている⁹。また、2008 年の鼻アレルギー全国疫学調査報告¹⁰では、花粉症全体で 29.8%、スギ花粉症に限っても 26.5%とさらに高い有病率が示されており、2007 年の東京都花粉症患者実態報告書においても、都内のスギ花粉症推定発症率が 28.2%と報じられるなど、スギ花粉症の推定発症率は毎年着実に増加しており、現状においても毎年のスギ花粉症の発症者数は 2,500 万人を下回ることはないものと考えられる。

花粉症患者の爆発的な増加に比例して、花粉症に関連する費用も膨大な額となる。旧科学技術庁が 2000 年にまとめた「スギ花粉症克服に向けた総合研究」によると、発症率を 10%とした場合の花粉症にかかる費用は年間 2,860 億円 (内訳：医療費 1,171 億円、医療関連費 1,088 億円 (うちマ

⁷ 林野庁のデータによると、平成 14 年 3 月 31 日現在の全国のスギ人工林面積は 452 万 ha であった。

⁸ 堀口・斉藤(1964)

⁹ Okuda M(2003)

¹⁰ 馬場・中江 (2008)

スク代等 253 億円)、労働損失 601 億円) とされている。

また、これらの費用の内訳に含まれない費用として、2005 年の第一生命経済研究所レポートによると、特に花粉の飛散量が多い年においては、シーズン中の外出などが控えられるため、1～3 月の個人消費が 7,549 億円減少するとの試算もなされている。

以上より、スギ花粉症の発症率が 20%以上と推定される現在においては、スギ花粉症にかかる年間費用は少なくとも 5,000 億円を下らないものと考えられる。

2-3. 森林の価値

2001 年の日本学術会議答申において、森林の多面的機能についての評価額、いわゆる森林の価値が試算された。多面的機能は、「経済資源としての機能」と「環境資源としての機能」の 2 つに大別されており、これらの評価額の試算は下記のとおりであった。

【森林の価値】

○経済資源としての機能：約 6,700 億円／年間

【内訳】

- ・木材生産 : 約 3,800 億円
- ・食料生産 (キノコ等) : 約 2,900 億円

○環境資源としての機能：約 70 兆円／年間

【内訳】

- ・表面浸食防止 : 約 28 兆円
- ・水質浄化 : 約 15 兆円
- ・水資源貯留 : 約 9 兆円
- ・表層破壊防止 : 約 8 兆円
- ・洪水緩和 : 約 6 兆円
- ・二酸化炭素吸収 : 約 1 兆円
- ・その他 (レクリエーション等) : 約 3 兆円

第 3 章 スギ人工林の外部性に関する理論分析

本章では、スギ人工林の外部性に関する仮説の提示を行うとともに、スギ人工林の外部性に関する理論分析を行い、スギ人工林にスギ花粉症の発生という負の外部性が存在していた場合の、スギ人工林の森林の価値について検証する。

3-1. スギ人工林の外部性に関する仮説

スギ人工林は毎年 2 月から 4 月頃にかけてスギ花粉を大量に発生させており、スギ花粉が人体(鼻の粘膜等)に大量又は長時間吸着することにより花粉症が発症する。花粉症などのアレルギー症状については、どの程度の量又は時間によって発症するかには個人差があるが、通常、アレルギー(花粉症の場合は花粉)に接触する量もしくは時間と、アレルギー症状の発症率については正の相関関係が認められるところである。

スギ花粉が盛んに生産されるのは、30 年生以降と言われており、伐採(本伐)は通常 50 年生以降の樹木において行われることから、適切な時期に伐採が行われた場合でも、20 年程度はスギ花粉が盛んに生産された状態が続くこととなる。つまり、スギを植林すると、少なくとも 20 年程度はスギ花粉が大量に飛散し、その分花粉症の発症率が增大するため、スギ人工林にはスギ花粉症という

負の外部性が存在していると考えられる。

また、スギは50年生以降においても毎年大量の花粉を発生させることから、放置等により伐採時期が遅れるほど、スギ1本あたりの負の外部効果は増大する。仮に伐採時期を植樹後50年目から植樹後100年目に遅らせた場合、スギが伐採されるまでに放出される累計花粉量は、植樹後50年間で伐採した時の3倍以上となる。スギは少なくとも200年は花粉を大量に産出し続けるので、スギ人工林を伐採せず放置し続けるだけで、スギ人工林の負の外部効果は今後も増え続けることとなる。

スギ花粉は広範囲に飛散する特性があり、特に上昇気流や季節風等に運ばれた場合は数百km離れた地域にも飛散する¹¹。関東平野においては、周囲をスギ山林に包囲された形となっているため、春先においては山側から季節風が吹くことにより、常にスギ花粉が平野一帯に飛散充満する状況が作りだされている。

スギに限らず、花粉は土壌等に吸着されるまで風に運ばれ続ける。ここで、仮に人工被覆率（≒市街化率）が100%である都市にスギ花粉が飛散してきた場合を考える。この場合、スギ花粉は土壌面や水面（池、川、海、水溜り）等に吸着されない限り、風や自動車交通等により何度でも巻き上げられることとなるので、花粉が雨によって押し流されたり、都市の外へ吹き飛ばされない限り、花粉のほとんどは直接又は衣類等を通じて都市住民の体に吸着されるものと考えられる。つまり、花粉症の発症率は市街化の度合い（人工被覆率）に対して正の相関を有しているものと考えられる。

以上より、スギ人工林には負の外部性があるのではないかという仮説が構築される。また、伐採までの期間（放置期間）が長期化したり、花粉が飛散する範囲内の人口や、人工被覆率（市街化率）が大きくなるほど、スギ1本あたりの負の外部効果は増大するものと考えられる。

以上の考察を踏まえ、ここでは、検証する仮説として、以下の都市化説を採用することとする。すなわち、スギ人工林が及ぼす負の外部性の大きさは、周辺の地域の市街化の度合いに応じて大きくなる、という仮説を立て、実証分析により検証することとする。

【検証する仮説：都市化説】

都市の開発が進むにつれて、建物や舗装された道路が増えた結果、土壌の露出面が減ることとなるため、飛散してきた花粉が土地に吸着されにくくなる。土壌に吸着されない花粉は、土壌面や水面、人体等に吸着されるまで、風や自動車交通等により何度でも巻き上げられることとなるため、人口被覆率の高い都市化された空間では、飛散してきた花粉が人体に吸着する確率が飛躍的に高められることとなる。すなわち、スギ花粉症の発症率と、スギ花粉の暴露の度合いについては正の相関を有しているものと考えられることから、スギ人工林の周辺の市街化の度合いと、スギ花粉症の発症率についても正の相関を有している、という仮説を検証する。

3-2. スギ人工林の外部性の影響

スギ人工林に、スギ花粉症に関する負の外部性が存在する場合の影響について、ここではモデル図を用いた分析を行う。

¹¹ 科学技術庁「スギ花粉症克服に向けた総合研究成果報告書」

(1) 外部性を考慮しない場合

スギの植林にあたって、負の外部性を考慮しない場合の需要と供給のモデルを図3に示す。

植林するスギの本数を増やせば増やすほど、スギ人工林の面積は増大し、植林する場所は林道等のアクセス道路から次第に離れ、搬出入や手入れが困難な山奥に植樹せざるを得なくなるので、供給曲線は右上がりとなる。一方で、需要曲線はスギの木材価格に対応して右下がりとなる。戦後直後における木材需要の高騰を反映して、需要曲線は高止まりしており、需要と供給は点Aにおいて均衡している。この時の均衡供給量は Q_1 となる。この時点において植林された Q_1 本分のスギが伐採され、市場に供給されたとすると、 $\triangle ABC$ の面積分だけ社会的余剰が発生することとなる。

(2) 外部性を考慮した場合

図3のモデルに、さらにスギ人工林がもたらす負の外部効果を加えたモデルを図4に示す。

負の外部性がある場合、スギ人工林に要する社会的費用は、スギ植林の費用よりも大きくなるため、社会的費用曲線は、供給曲線よりも上方に位置することとなる。この2つの曲線の差（価格差）は、スギ人工林がもたらすスギ花粉症の費用を表しており、仮にスギ人工林が植林後一定期間（50年等）で伐採されると仮定した場合、スギ花粉の飛散地域内の人口や人工被覆率（市街化率）が大きい程、その差（価格差）は増大することとなると予想される。

このように負の外部性が存在する場合、均衡供給量 Q_1 は最適供給量 Q_0 よりも大きくなり、供給は過剰となる。植林された Q_1 本分のスギが伐採され、市場に供給されたとしても、 $\diamond ECAF$ の面積分だけ花粉症被害が発生する。結果として、最適供給量 Q_0 の場合における社会的余剰（ $\triangle DBE$ の面積分）と比較して、 $\triangle DFA$ の面積分だけ死荷重が生じることとなる。

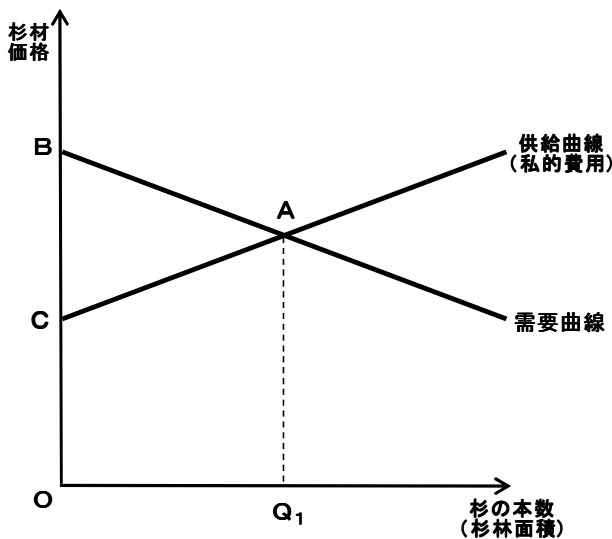


図3 外部性を考慮しない場合

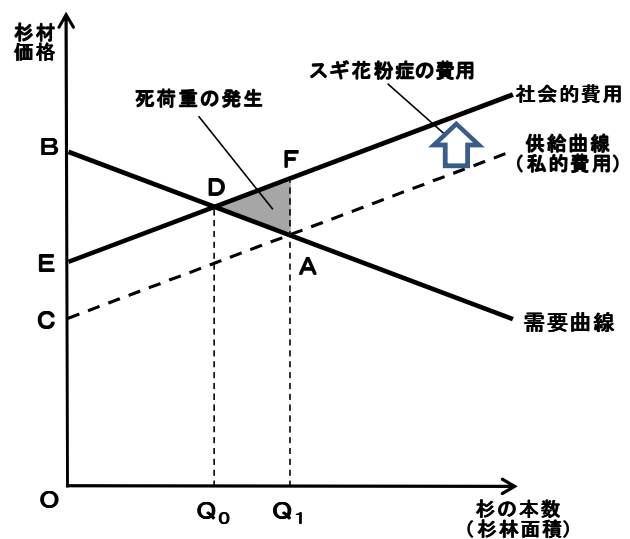


図4 外部性を考慮した場合

(3) スギ植林補助がなされた場合

外部性の存在により市場の失敗が予見される場合は、政府はピグー税や排出規制等の施策を講じて、外部性の内部化を図ることを検討すべきであるが、スギ花粉症の存在が1960年当時は未だ確認されていなかったこともあり、政府は民有林へのスギ植林の補助金を支出するようになる。

1960年より開始された、民有林へのスギ植林補助の効果を加えたモデルを図5に示す。

スギ植林に対する補助金の効果によって、スギ植林の供給曲線は下方にシフトし、均衡点は点Iへと移動し、均衡供給量は Q_1 から Q_2 に増加することとなる。これは、補助金の導入後、山頂付近までスギ植林が行われるようになったり、伐採跡地だけでなく、天然広葉樹林を伐採してまでスギが植樹されるようになった（拡大造林）のと整合的である。

このように、負の外部性が存在するにもかかわらず、供給に対する補助が行われた場合、均衡供給量 Q_2 は最適供給量 Q_0 よりさらに供給は過剰となり、政府の失敗が発生する。

植林された Q_2 本分のスギが伐採され、市場に供給されたとしても、花粉症の被害は $\triangle E C A F$ から $\triangle E C H G$ へと増大するとともに、 $\triangle C J I H$ の面積分だけ補助金が支出されることとなり、社会的余剰はさらに減少することとなる。結果として $\triangle D G I$ の面積分まで死荷重はさらに増大することとなる。この死荷重のうち、 $\triangle F A I G$ の面積分については、政府の補助政策により新たに発生した死荷重であり、この部分を政府の失敗の結果とみることができる。

(4) 外材輸入増加の影響

政府は一方で、植林への補助と同時期に外国産木材（外材）の輸入自由化もすすめており、1970年以降、安価な外材の輸入量が年々拡大した結果、国産材の需要が著しく低下する事態となった。この状況を反映したモデルを図6に示す。

この場合、外材は国産スギ木材の代替財としてとらえることができる。安価な外材が大量に供給されることは、代替財の価格が下落するのと同様の効果をもたらし、結果として、国産スギ木材の需要曲線を左下にシフトさせる。

図6において、外材輸入に伴い、需要曲線が下方にシフトすることで、点Kにおいて新たな需給均衡が生じることとなるが、この時の均衡供給量はRであるのに対し、スギ人工林は実際は Q_2 まで植林されてしまっているため、結果として、 $(Q_2 - R)$ 本分のスギは以後放置されることとなる。

スギ人工林を伐採せず放置し続けることによって、社会的費用はさらに増大し、スギを放置した時の社会的費用曲線は、スギを一定期間で伐採する時の社会的費用曲線のさらに上方にシフトすることとなる。結果として、図6の灰色部分までスギ花粉症被害はさらに拡大することとなる。

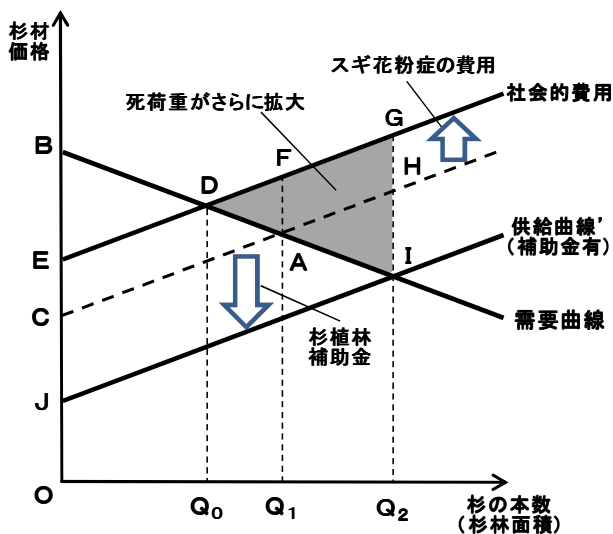


図5 スギ植林への補助

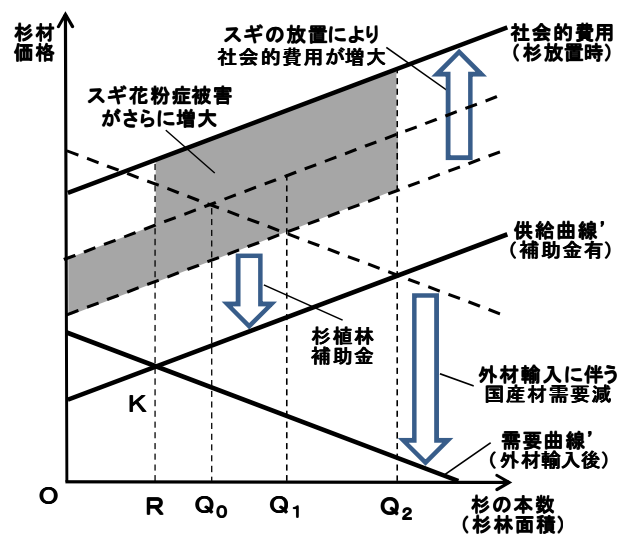


図6 外材輸入増加の影響

3-3. スギ人工林の森林としての価値

最後に、スギ人工林の森林としての価値について、スギ花粉症の影響を反映させつつ、広葉樹林との比較考量をもとにした評価を行う。

(1) スギ人工林の経済資源としての機能

森林の経済資源としての機能について見ると、木材生産については、国内生産木材の約半分をスギが占め、残りをヒノキ、カラマツといったスギ以外の針葉樹等が占める¹²ことから、経済資源としての機能のうち、木材生産機能の半分、約 2,000 億円をスギ人工林の評価額とみなすことができる。

(2) スギ人工林の環境資源としての機能

一方で、環境資源としての機能については、森林全体で年間約 70 兆円と評価されているが、そのうち約 66 兆円については、表面浸食防止機能、水質浄化機能、水資源貯留機能、表層破壊防止機能、洪水緩和機能といった広葉樹林が優位性を有する機能¹³への評価で占められている。唯一スギ等の針葉樹林が優位性を有する機能として、二酸化炭素吸収機能があるが、これは年間約 1 兆円に過ぎないことから、評価額の多少の誤差を考慮しても、針葉樹林の環境資源としての機能は、総合的に見て広葉樹林と同等か、むしろ低い評価となるものと考えられる。

(3) スギ花粉症の発生源としてのスギ人工林の機能

スギ花粉症にかかる年間費用は最低でも 5,000 億円と推計されており、今後スギ林を放置することで、患者数はさらに増大し、年間費用も上昇こそすれ、減少することはないものと考えられる。また、実際は他にも、シーズン中の外出などが控えられることによる個人消費の減少や、労働効率等の低下による社会的費用の増大（マスク代はこの内数と考えられる）、度重なる通院治療に伴う苦痛の増大や靴底（シューレザー）コストの増大といった様々な社会的費用が存在していると考えられるため、潜在的には毎年 5,000 億円を大きく上回る費用が発生しているものと考えられる。したがって、スギ人工林を伐採し、或いは花粉症が存在しない広葉樹林に転換することで、最低でも年間 5,000 億円の費用が発生しなくなるものと考えられる。

(4) スギ人工林の価値

以上の分析結果より、花粉症による外部効果を考慮しなければ、スギ人工林の木材生産機能の評価額は少ないものとはいえ、スギ人工林には森林としての十分な価値があると言えるが、スギ人工林に負の外部性が存在する場合、スギ花粉症にかかる費用は経済資源としての評価額を大きく上回り、環境資源の点からみても、スギ等の針葉樹林よりも、広葉樹林の方が優位性を有していることから、都市周辺のスギ人工林については、機会費用の観点から見ると、広葉樹林であった場合と比較して、その価値は明らかにマイナスとなると考えられる。

¹² 林野庁「平成 20 年木材統計」において、全国の国産材生産量 17,700 m³に対し、国産スギ材の生産量は 8,800 m³と全体の約半分を占めている。

¹³ 久田ほか（2009）

第4章 都市周辺のスギ人工林に関する実証分析

本章では、前章において提示した仮説、「都市化説」を基本として、都市周辺のスギ人工林に負の外部性が存在していることを検証するため、1998年及び2008年の都道府県別データを用いて実証分析を行う。

4-1. 分析方法

(1) 推計式

都市周辺のスギ人工林における負の外部性の存在を検証するため、以下の推計式に基づき OLS による推定を行い、係数 β が統計的に有意に正となるかどうかについて分析を行う。

(各都道府県のスギ花粉症発症率)

$$= \alpha + \beta (\text{スギ人工林面積} \times \text{可住地宅地化率}) + \gamma (\text{コントロール変数}) + \varepsilon$$

α : 定数項 β, γ : 係数 ε : 誤差項

(2) 被説明変数及び説明変数

推計式において用いる被説明変数及び説明変数については、以下のとおりとした。

① スギ花粉症発症率 < 被説明変数 (単位: %) >

都道府県別の花粉症の発症率データについては、1998年及び2008年に日本アレルギー協会が行ったスギ花粉症に関する疫学調査結果を用いた。当該調査は、一般の患者数を調べたものではなく、全国の耳鼻咽喉科医とその家族 15,673 名¹⁴の花粉症罹患状態を調査したものである。

花粉症の発症率については、悉皆調査が行われていないことから、推計値にとどまっている。また、スギ花粉患者かどうかの判定が厳密でない場合、測定誤差が生じる可能性があるが、耳鼻咽喉科医による調査は、花粉症の診断基準が統一しやすく、スギ花粉症以外の花粉症やアレルギー疾患との違いも把握できているため、当該調査結果については、スギ花粉患者の判別に関する測定誤差はほとんどないものと考えられる。

一方で、調査対象が耳鼻咽喉科医とその家族だけであるため、サンプリングバイアスが生じている可能性がある。この場合、耳鼻咽喉科医とその家族は、一般市民よりも花粉症にならないように対策を講じている可能性があるが、その場合、発症率は実際よりも低くなるので、スギ人工林の外部効果は過少評価となっている可能性がある。なお、耳鼻咽喉科医とその家族については、県毎にその体質や花粉症対策が異なるとは考えにくいので、地域毎の偏りについては、ここでは考慮する必要はないものとする。

② スギ人工林の面積 < 説明変数 (単位: 百 ha (=km²)) >

都道府県別のスギ人工林のデータについては、林野庁 HP に掲載されている、スギ人工林の齢

¹⁴ 2008年の調査サンプル数である。

級別面積を用いた¹⁵。

スギの本数は、植林時においては1ヘクタールあたり約3,000本であるが、その後の間伐により、伐採（本伐）時においては通常1ヘクタールあたり約700本程度にまで減少するなど、時期によって本数にばらつきがあることから、ここではスギ人工林の面積を用いることとした。

既に切り出されてしまったスギ人工林についてはカウントできないという問題があるが、近年ではほとんどスギは伐採されていない¹⁶ことから、この影響は無視できるものと考えられる。

③可住地宅地化率<説明変数（単位：％）>

市街化の度合いの指標としては、人工被覆率や交通量などが考えられるが、ここでは人工被覆率の代理変数として、可住地宅地化率を用いることとした。この数値は、以下のとおり計算されたものであり、データについては、国土交通省HP（土地総合ライブラリー）における、土地所有・利用の概況の集計結果を用いた。

- ・可住地宅地化率＝宅地面積／可住地面積
- ・宅地面積＝国有地宅地面積＋都道府県有宅地面積＋市町村有宅地面積＋民有宅地面積
- ・可住地面積＝都道府県行政面積－林野面積－湖沼面積

宅地面積は、庭等も宅地として含められるため、多少の測定誤差はあるものの、概ね人工被覆面の面積に近似するものと考えられる。また、宅地面積を行政面積ではなく可住地面積で割ることによって、スギ人工林等の林野が多いほど宅地率が減るといった、宅地率と林野面積との相関（多重共線性）を排除することができる。

④14歳以下人口率<説明変数（単位：％）>

都道府県別の人口及び14歳以下人口率のデータについては、国勢調査の現在推計人口を用いた。

花粉症の様なアレルギー性の病気が発症するには、抗体が体内で一定程度作られる必要がある。花粉症の場合は一定量の抗体が蓄積されるのに長い期間が必要であるため、発症は20～30代以降からが主となっていることから、ここでは、14歳以下人口率についても変数を取り、コントロールを行うこととする。

これらの変数の基本統計量は表1のとおりである。

表1 基本統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
スギ花粉症発症率	94	19.93	0.97	0.60	44.50
スギ人工林面積	94	960.93	72.54	2.48	3680.43
可住地宅地化率	94	19.59	0.90	8.72	51.66
スギ人工林面積×可住地宅地化率	94	15966.26	943.07	39.45	45418.42
14歳以下人口率	94	14.50	0.14	11.55	20.52

¹⁵ 2000年及び2007年のデータを用いている。

¹⁶ 林野庁の調査結果によると、平成14年からの5年間でスギ人工林は2～3万ha（スギ人工林全体の0.5%程度）しか伐採されていない。

(3) スギ花粉の飛散状況等を反映したモデルの設定

さらに、スギ花粉の発生量や飛散等の状況を反映させたモデルとするために、推計にあたっては、以下の4つのケースを設定して、それぞれのケースについて分析を行うこととした。

【ケースA】 林齢に応じたスギ花粉の飛散量

スギ花粉は、通常林齢30年以上のスギ人工林において盛んに生産され、大量に飛散することから、スギ人工林面積のカウントの仕方として、以下の3パターンを設定した。

パターン①：スギ人工林面積を全てカウントする。

パターン②：林齢30年以上のスギ人工林面積のみをカウントする。

パターン③：林齢30年以上のスギ人工林面積に加え、林齢30年未満のスギ人工林についても林齢に応じて按分した面積をカウントする。

【ケースB】 飛散距離に応じたスギ花粉の拡散（距離ベースの重み付け）

スギ人工林から産生されたスギ花粉は、必ずしもその全てが市街地に到達するわけではなく、スギ人工林から市街地までの飛散距離に応じて、当該市街地に飛散してくるスギ花粉の量は減少することが考えられるため、ここではスギ人工林面積について、各都道府県の行政面積¹⁷の平方根で除した値を用いるモデルを設定する。すなわち、各都道府県におけるスギ人工林面積のデータを、以下のとおり修正したモデルを設定する。

$$A \text{ 県の「スギ人工林面積」} = (A \text{ 県のスギ人工林実面積}) / (A \text{ 県の行政面積の平方根})$$

【ケースC】 北風による越境飛散

スギ花粉は、上昇気流や季節風等に運ばれた場合は数百km離れた地域にも飛散する¹⁸が、スギ花粉が飛散する時期（2月～4月）は、主に北風が吹くことから、スギ花粉の越境飛散の影響を分析するため、県内のスギ人工林面積に加えて、北側に位置する他都道府県¹⁹のスギ人工林面積をそれぞれ加算した値を用いるモデルを設定する。越境飛散においても、飛散距離に応じてスギ花粉の拡散が生じていると考えられるので、他都道府県のスギ人工林面積については、都道府県間の距離²⁰で除した値を用いるモデルを設定する。すなわち、各都道府県におけるスギ人工林面積のデータを、以下のとおり修正したモデルを設定する²¹。

A 県の「スギ人工林面積」

$$= (A \text{ 県のスギ人工林実面積}) / \{0.31 \times (A \text{ 県の行政面積の平方根})\}$$

$$+ \Sigma \{(A \text{ 県の北側に位置する他都道府県のスギ人工林実面積}) / (A \text{ 県からの距離})\}$$

¹⁷ 行政面積については、国土交通省 HP（土地総合ライブラリー）における、土地所有・利用の概況の集計結果を用いた。

¹⁸ 科学技術庁「スギ花粉症克服に向けた総合研究成果報告書」

¹⁹ 都道府県間の位置関係の整理にあたっては、国土地理院の「都道府県庁の経度緯度」のデータを用いた。

²⁰ 都道府県間の距離については、国土地理院の「都道府県庁間の距離（単位：km）」のデータを用いた。

²¹ ここでは県内のスギ人工林の市街地までの平均距離について、定数Pを用いて、 $P \times (\text{行政面積の平方根})$ と近似した。各都道府県の形状を、その行政面積と等しい面積をもつ正六角形としてモデル化し、市街地が正六角形の中心に位置し、スギ人工林が均一に分布していると仮定すると、平均距離は正六角形の一辺の長さの半分となり、 $P \approx 0.31$ と計算される。

【ケースD】花粉量（抗体）の蓄積効果

花粉症の様なアレルギー性の病気が発症するには、抗体が体内で一定量生産され、蓄積される必要がある。一定量の抗体が体内に蓄積されるには、数年から数十年にわたる長い期間、花粉等のアレルゲン（抗原）と接触する必要があることから、ここでは、スギ花粉症の抗体の蓄積状況が、毎年のスギ花粉量に比例するものと仮定して、毎年のスギ人工林面積を累積加算した値を用いるモデルを設定する。すなわち、各都道府県におけるスギ人工林面積のデータを、以下のとおり修正したモデルを設定する。

A県の「スギ人工林面積」

$$= (\text{A県のスギ人工林各年累計実面積}) / \{0.31 \times (\text{A県の行政面積の平方根})\} \\ + \Sigma \{(\text{A県の北側に位置する他都道府県のスギ人工林各年累計実面積}) / (\text{A県からの距離})\}$$

(4) データの制約及び分析の限界

スギ花粉症に関する疫学調査については、全国的に調査が行われたものは少なく、また、同じ調査手法で経年的に行われた都道府県別全国調査結果については、今回用いた 1998 年及び 2008 年の 2 カ年分のデータしか存在していない。このため、サンプル数も 94 件と少なく、各推計における係数の有意性も十分に高くない結果となっている可能性がある。

また、説明変数「スギ人工林面積」と説明変数「スギ人工林面積×可住地宅地化率」の相関係数は、いずれのケースにおいても 0.7 を上回っており、高い相関を示していることから、多重共線性の問題により、説明変数やダミー変数をさらに加えて、林齢に応じたスギ花粉の飛散量について検証したり、スギ人工林面積と可住地宅地化率の両方の効果を識別したりすることはできなかった。

4-2. 推定結果

以上をふまえ、 $4 \times 3 = 12$ 通りのモデルについて、OLS による回帰分析を行い、係数 β についての検証を行った。

(1) モデルケース A の推定結果

まず、各都道府県内のスギ人工林面積のみを用いた、モデルケース A の 3 パターンについての推定結果を、それぞれ表 2~4 に掲げる。

表 2 【ケース A・パターン①】の推定結果

被説明変数	(1)		(2)	
スギ花粉症発症率	OLS		OLS	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
切片	66.90365 ***	9.03470	19.89591 ***	1.95905
スギ人工林面積	-0.00875 ***	0.00268	-0.00786 **	0.00305
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00048 **	0.00021	0.00048 **	0.00024
14歳以下人口率	-3.18619 ***	0.60118		
サンプル数	94		94	
F値	12.41 ***		3.52 **	
補正R ²	0.269		0.052	

表3 【ケースA・パターン②】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	64.36126	***	9.66604	16.96365	***	1.98455
スギ人工林面積	-0.01227	***	0.00353	-0.01077	***	0.00395
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00078	***	0.00025	0.00088	***	0.00029
14歳以下人口率	-3.11487	***	0.62454			
サンプル数	94			94		
F値	12.29	***		4.75	**	
補正R ²	0.267			0.075		

表4 【ケースA・パターン③】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	66.58767	***	9.17614	19.12215	***	1.99094
スギ人工林面積	-0.00976	***	0.00289	-0.00880	***	0.00328
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00056	**	0.00022	0.00058	**	0.00025
14歳以下人口率	-3.19014	***	0.60540			
サンプル数	94			94		
F値	12.36	***		3.60	**	
補正R ²	0.268			0.053		

(注) ***, **, *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。

1998年及び2008年の都道府県別データを用いて、「スギ人工林面積」や「14歳以下人口率」等についてコントロールした上で、上記推計式を元にOLS推定を行ったところ、【ケースA・パターン①】の推定結果のとおり、いずれの分析においても、係数 β について5%の水準で統計的に有意に正となった。

また、スギ人工林面積について、スギ花粉が盛んに生産される林齢30年以上のスギ人工林のみを対象とした【ケースA・パターン②】の推定結果においては、係数 β はいずれの分析においても1%の水準で統計的に有意に正となった。

林齢30年以上のスギ人工林に加え、林齢に応じて按分した林齢30年未満のスギ人工林も対象とした【ケースA・パターン③】の推定結果においては、係数 β はいずれの分析においても5%の水準で統計的に有意に正となった。

また、いずれのパターンにおいても、「スギ人工林面積」の係数は有意に負の結果となっている。これは、スギ花粉の越境飛散の影響が反映されていなかったためと考えられる。

(2) モデルケースBの推定結果

次に、飛散距離に応じてスギ花粉が拡散する状況を反映させた、モデルケースBの3パターンについての推定結果を、それぞれ表5～7に掲げる。

表5 【ケースB・パターン①】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	64.19119	***	9.33898	18.86558	***	2.15258
スギ人工林面積	-0.67847	***	0.22300	-0.65084	**	0.25017
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.03791	**	0.01582	0.04292	**	0.01772
14歳以下人口率	-3.03615	***	0.61224			
サンプル数	94			94		
F値	11.12	***		3.49	**	
補正R ²	0.246			0.051		

表6 【ケースB・パターン②】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	58.64595	***	10.07849	15.23001	***	2.10899
スギ人工林面積	-0.79675	***	0.29164	-0.68816	**	0.31841
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.05822	***	0.01907	0.06952	***	0.02071
14歳以下人口率	-2.81132	***	0.64060			
サンプル数	94			94		
F値	11.25	***		6.04	***	
補正R ²	0.249			0.098		

表7 【ケースB・パターン③】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	63.18557	***	9.52447	17.84975	***	2.17389
スギ人工林面積	-0.72406	***	0.23974	-0.68244	**	0.26774
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.04329	**	0.01672	0.05036	***	0.01861
14歳以下人口率	-3.00657	***	0.61833			
サンプル数	94			94		
F値	11.06	***		3.82	**	
補正R ²	0.245			0.057		

(注) ***、**、*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。

モデルケースBの推定結果については、いずれのパターンにおいても、ほぼモデルケースAと同様の推定結果が得られた。

(3) モデルケースCの推定結果

越境飛散の影響を検証するため、ケースBに加え、他県のスギ人工林面積を距離ベースで重み付けを行い加算した値を用いて推定を行ったところ、パターン①～③のいずれも係数 β について有意な結果が得られなかったことから、自県よりも北側に位置する自治体のスギ人工林面積のみを加算した、モデルケースCの3パターンについての推定結果を、それぞれ表8～10に掲げる。

表 8 【ケースC・パターン①】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	55.72212	***	9.53312	14.32947	***	2.99734
スギ人工林面積	0.01851		0.02744	0.01693		0.03024
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00125		0.00082	0.00163	*	0.00090
14歳以下人口率	-2.80912	***	0.62008			
サンプル数	94			94		
F値	9.65	***		3.47	**	
補正R ²	0.218			0.051		

表 9 【ケースC・パターン②】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	48.89635	***	9.86833	11.23765	***	2.50810
スギ人工林面積	0.04457		0.03346	0.06348	*	0.03564
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00162		0.00105	0.00198	*	0.00112
14歳以下人口率	-2.44633	***	0.62292			
サンプル数	94			94		
F値	11.61	***		8.38	***	
補正R ²	0.255			0.137		

表 10 【ケースC・パターン③】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	53.84734	***	9.63143	13.11125	***	2.87909
スギ人工林面積	0.02585		0.02907	0.03063		0.03184
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.00135		0.00088	0.00173	*	0.00096
14歳以下人口率	-2.72112	***	0.61898			
サンプル数	94			94		
F値	10.18	***		4.66	**	
補正R ²	0.228			0.073		

(注) ***、**、*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。

モデルケースCの推定結果については、係数 β はいずれのパターンにおいても、分析の1つにおいて10%の水準で統計的に有意に正となった。また、ほとんどの分析で有意ではないものの、「スギ人工林面積」の係数が、いずれのパターンにおいても正へと変化している。

(4) モデルケースDの推定結果

最後に、モデルケースCに加えて、さらに1970年以降²²のスギ人工林面積を毎年加算した値を用

²² スギ人工林の齢級別面積データは1970年まで遡ることが可能であり、戦後新たに植林されたスギが花粉を産出し始める時期でもあることから、ここでは1970年以降の各年のスギ人工林面積を累計している。面積データの調査時点は10年おきとなっていることから、データのない年度については、前後の調査時点の面積データから按分した値を用いた。

いて OLS 推定を行った、モデルケースDの3パターンについての推定結果²³を、それぞれ表 11～13 に掲げる。

表 11 【ケースD・パターン①】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	45.62453	***	10.18397	10.27663	***	2.448951
スギ人工林面積	0.000906		0.000774	0.001488	*	0.000804
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.000051	**	0.000025	0.000058	**	0.000027
14歳以下人口率	-2.252831	***	0.632208			
サンプル数	94			94		
F値	12.48 ***			10.96 ***		
補正R ²	0.270			0.177		

表 12 【ケースD・パターン②】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	36.87853	***	10.33671	10.40675	***	1.822246
スギ人工林面積	0.003179	*	0.001788	0.004617	**	0.001753
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.000112	*	0.000060	0.000118	*	0.000062
14歳以下人口率	-1.679275	**	0.646070			
サンプル数	94			94		
F値	15.86 ***			19.20 ***		
補正R ²	0.324			0.281		

表 13 【ケースD・パターン③】の推定結果

被説明変数	(1)			(2)		
スギ花粉症発症率	OLS			OLS		
説明変数	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
切片	42.68334	***	10.24252	10.09606	***	2.219793
スギ人工林面積	0.001464		0.001036	0.002295	**	0.001056
スギ人工林面積×可住地宅地化率	0.000067	*	0.000034	0.000075	**	0.000036
14歳以下人口率	-2.069448	***	0.636477			
サンプル数	94			94		
F値	13.53 ***			13.57 ***		
補正R ²	0.288			0.213		

(注) ***, **, *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。

モデルケースDの推定結果については、係数 β はいずれのパターンにおいても 5%又は 10%の水準で統計的に有意に正となり、「スギ人工林面積」の係数についても、いくつかの分析において統計的に有意に正となった。特に【ケースD・パターン②】の推定結果においては、いずれの分析においても係数 β 並びに「スギ人工林面積」の係数が統計的に有意に正となり、また、修正済み決定係数も全てのモデルで最も高い値を示した。

²³ 1991年以前の可住地宅地化率が不明であるため、ここでは可住地宅地化率は2008年の値で一定としている。

(5) 推定結果のまとめ

以上の結果より、スギ人工林にはスギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在しており、その外部効果は可住地宅地化率（≒市街化の度合い）に比例して増大することが確認された。

パターン①～③について、修正済み決定係数を比較すると、いずれのケースにおいてもパターン②の決定係数が比較的高い値となっていることから、少なくとも林齢 30 年以上のスギ人工林については、スギ花粉症をもたらす負の外部性が存在していると考えられる。

また、スギ花粉は主に北風に運ばれる形で広範囲に飛散するが、飛散してくるスギ花粉の量は、スギ人工林からの距離に概ね反比例して減少することが確認された。

さらに、過去に飛散してきたスギ花粉量に比例して、各人の体内に抗体が蓄積されてきた結果、累積花粉量に比例してスギ花粉症の発症率が増加していくことが確認された。

4-3. 推定結果に基づく試算

本節では、前節の実証分析結果を踏まえ、スギ人工林をこのまま放置した場合の今後のスギ花粉症発症者数の予測、スギ人工林の伐採コスト等と比較した費用便益分析、スギ人工林の 1 年あたりの外部効果についての定量的評価、の 3 つについて試算を行う。

(1) スギ人工林を放置した場合の今後のスギ花粉症発症者数の予測

まず、スギ人工林をこのまま放置した場合、今後どの程度までスギ花粉症の発症者数が増加するのかについて試算を行うこととする。

抗体反応が活発なのは、60 歳前後までであり、60 歳以降で新たに花粉症を発症するケースはほとんど見られない²⁴ことから、スギ花粉の蓄積効果は、各人に対し概ね 60 年程度続くものと考えられる。仮にスギ人工林をこのまま全て放置した場合、各都道府県の人口が変わらなると仮定して、最も決定係数が高い【ケース D・パターン②】(1)の推定結果を用いて試算すると、花粉症の患者数は、最終的には 7000 万人超、発症率は全国民の約 57%にまで増加し、東京都、神奈川県、大阪府等においては、発症率は 7 割を超えることとなる。これにより、毎年少なくとも 1 兆 6 千億円以上のスギ花粉症にかかる費用が発生するほか、シーズン中における個人消費の減少や靴底コストの増大、労働効率等の低下による社会的費用の増大等も考慮すると、潜在的には毎年数兆円規模の社会的費用が発生する可能性も考えられる。

(2) スギ人工林の伐採コスト等と比較した費用便益分析

次に、各都道府県における、スギ人工林 1 ヘクタールあたりの外部効果について、定量的評価を行うとともに、スギ人工林の伐採及び植林コストと比較して費用便益分析を行うことにより、各地域毎に、スギ人工林を伐採すべきかどうか、伐採すべき場合はどの地域から優先して伐採していくべきかについて分析を行った。

花粉症に発症する者は平均的に 30 歳頃に発症し、以後約 50 年程度、毎年平均 23,000 円程度（≒ 2,860 億円／1,250 万人）、花粉症にかかる費用が発生するものと仮定する。割引率を 4%²⁵、各県の

²⁴ 今野ほか（1997）

²⁵ 国土交通省「公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針」においては、社会的割引率を 4%と定めている。

毎年の人口減少率を1%²⁶とおくと、今年花粉症に発症した患者について、以後の花粉症にかかる費用は現在価値に換算すると約50万円となる。スギは少なくとも200年以上は花粉を生産し続けるので、ここではスギの花粉生産に期限を定めないこととすると、毎年花粉症患者を1人増やすスギ人工林は、実質的な割引率は5%（割引率4%+人口減少率1%）であるので、今後発生する費用を現在価値に換算すると、50万円/0.05=1,000万円の負の外部効果を有することとなる。

ここで、【ケースD・パターン②】(1)の推定結果を用いて試算すると、例えば東京都内にある林齢30年以上のスギ人工林1ヘクタールは、毎年都内で0.8人、神奈川県で0.3人、千葉県0.1人、合計で毎年花粉症患者を1.2人増加させることから、現在価値に換算して、最低でも1,200万円の負の外部効果を有していることがわかる。一方で、平成22年度森林・林業白書によると、樹木の伐採に要するコストは1ヘクタールあたり約130万円²⁷、再植林に要するコストは1ヘクタールあたり約90万円、合計で1ヘクタールあたり約220万円の費用が発生する。

以上より、各都道府県のスギ人工林について、スギ人工林の皆伐及び広葉樹等への植林事業について費用便益分析を行ったところ、表14のとおり、21都府県においてB/Cが1.0を超えており、特に東京、埼玉の2都県においては、B/Cが5.0、大阪、神奈川、京都を含めた5都府県においてB/Cが2.0を超えていることが確認された。これらB/Cの高い地域については、伐採等のコストに見合う以上の社会的便益が得られることから、スギ人工林の伐採及び広葉樹への転換植樹を促進する施策を進めることが効率的であると考えられる。

表14 各都道府県におけるスギ人工林の伐採による社会的便益の増加額

	1ha当たり 社会的便益 (万円)	B/C		1ha当たり 社会的便益 (万円)	B/C		1ha当たり 社会的便益 (万円)	B/C
北海道	111.4	0.51	石川	280.8	1.28	岡山	105.8	0.48
青森	142.6	0.65	福井	296.4	1.35	広島	114.3	0.52
岩手	154.0	0.70	山梨	261.5	1.19	山口	90.1	0.41
宮城	243.9	1.11	長野	326.7	1.48	徳島	45.6	0.21
秋田	166.4	0.76	岐阜	372.6	1.69	香川	85.8	0.39
山形	219.7	1.00	静岡	150.4	0.68	愛媛	67.7	0.31
福島	230.4	1.05	愛知	387.3	1.76	高知	28.2	0.13
茨城	403.2	1.83	三重	197.1	0.90	福岡	182.9	0.83
栃木	425.1	1.93	滋賀	327.4	1.49	佐賀	63.7	0.29
群馬	423.1	1.92	京都	453.3	2.06	長崎	46.7	0.21
埼玉	1,139.9	5.18	大阪	619.0	2.81	熊本	53.2	0.24
千葉	400.0	1.82	兵庫	424.9	1.93	大分	46.9	0.21
東京	1,208.7	5.49	奈良	84.8	0.39	宮崎	30.8	0.14
神奈川	581.8	2.64	和歌山	54.1	0.25	鹿児島	28.4	0.13
新潟	248.7	1.13	鳥取	218.8	0.99	沖縄	46.1	0.21
富山	303.6	1.38	島根	167.4	0.76			

(注) B/Cのうち費用の額については、伐採及び植林に要する費用として一律220万円とした。

²⁶ 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」の出生低位・死亡中位推計によると、2050年の日本の総人口は2010年の約7割にまで縮小するとされており、これは人口が毎年0.9%減少する場合とほぼ等しいことから、ここでは毎年の人口減少率を1%としている。

²⁷ 1㎡の木材を生産するための伐採コストは6,342円であり、「平成14年度森林・林業白書」によると、スギ人工林1ヘクタールから約200㎡のスギ材が生産されることから、ここでは伐採コストを6,342×200≒130万円/haとしている。

(3) スギ人工林の外部効果についての定量的評価

最後に、今後スギ人工林の伐採が進んでいくと仮定した場合の、各都道府県におけるスギ人工林 1ヘクタールの 1年あたりの外部効果について定量的評価を行い、ピグー税を課す場合に、地域毎に実際にどの程度の税額を課していくべきかの目安となる数値を整理した。

花粉症に発症した者は、以後毎年平均 23,000 円程度（≒2,860 億円／1,250 万人）、花粉症にかかる費用が発生するものと仮定する。また、スギ人工林にピグー税が課せられることにより、スギ人工林の所有者に、スギ人工林を伐採するインセンティブが働くようになるため、ここでは、現在のスギ人工林全体の 5%ずつ毎年伐採が進み、伐採率に比例して、花粉症発症者の対策費用が減少するものとする。このような仮定の下で、割引率を 4%とすると、今年花粉症に発症した患者について、以後の花粉症にかかる費用は現在価値に換算すると約 19 万円となる。これは、ピグー税をスギ人工林に課した場合における、毎年スギ花粉症を 1 人発生させるスギ人工林の 1 年分の外部効果に等しい。

以上より、スギ人工林にピグー税を課すこととした場合における、各都道府県のスギ人工林 1 年あたりの負の外部効果は、表 15 のとおりとなる。スギ人工林の毎年の伐採率をどの程度見込むかによっても異なるが、地域毎のスギ人工林の負の外部効果に応じたピグー税を課していくことにより、社会的な効率性が達成されていくこととなる。

表 15 各都道府県におけるスギ人工林の 1 年あたりの負の外部効果

	1ha当たり 外部効果 (万円/年)		1ha当たり 外部効果 (万円/年)		1ha当たり 外部効果 (万円/年)		1ha当たり 外部効果 (万円/年)
北海道	2.1	東京	23.0	滋賀	6.2	香川	1.6
青森	2.7	神奈川	11.1	京都	8.6	愛媛	1.3
岩手	2.9	新潟	4.7	大阪	11.8	高知	0.5
宮城	4.6	富山	5.8	兵庫	8.1	福岡	3.5
秋田	3.2	石川	5.3	奈良	1.6	佐賀	1.2
山形	4.2	福井	5.6	和歌山	1.0	長崎	0.9
福島	4.4	山梨	5.0	鳥取	4.2	熊本	1.0
茨城	7.7	長野	6.2	島根	3.2	大分	0.9
栃木	8.1	岐阜	7.1	岡山	2.0	宮崎	0.6
群馬	8.0	静岡	2.9	広島	2.2	鹿児島	0.5
埼玉	21.7	愛知	7.4	山口	1.7	沖縄	0.9
千葉	7.6	三重	3.7	徳島	0.9		

第 5 章 まとめ

5-1. 考察及び政策提言

まず、これまでの分析結果及び試算結果に基づき考察を行う。

スギ人工林にはスギ花粉症の発症率を高める負の外部性が存在しており、その外部効果は周辺の地域の市街化の度合いに応じて増大することから、市街化の進んだ地域の周辺のスギ人工林から順次伐採を行っていくことにより、社会的な効率性が達成されていくこととなる。

また、負の外部性を内部化するための方策としては、行動を直接規制する指導・監督政策と、ピグー税や汚染許可証にみられるような市場重視政策とがあるが、スギ人工林の場合、伐採しないことにより外部性が発生することから、取締りコスト等の観点から見て、伐採を強制する直接規制よりも、ピグー税を固定資産税等に上乗せする等の形で課していく方が望ましいものと考えられる。

スギ人工林の負の外部性を内部化する方策として、伐採にあたり、スギ人工林の負の外部効果に応じたピグー補助金を交付する方法も考えられる。ピグー補助金を交付する場合も、社会的余剰の観点からは、スギ人工林の負の外部効果に応じてピグー税を課す場合と同様の効果が得られ、効率的な資源配分が達成されることとなるが、補助金の財源をどうするかが問題となるとともに、スギの伐採について補助を行った場合は、スギを植林するインセンティブも同時に働いてしまうこととなるため、新たに植林されるスギに対してはピグー補助金を交付しないなどの対応が必要となる。

以上の考察を元に、スギ人工林の今後のあり方について政策提言を行う。

スギ人工林のうち、国有林については、スギ伐採に係る費用便益分析を詳細に行い、 B/C の値が1.0を上回る地域については、 B/C の値の高い地域から順次伐採を行い、広葉樹林への転換を図っていくべきである。また、民有林については、スギ人工林の今後の伐採シナリオを適切に設定した上で、地域毎のスギ人工林の1年あたりの負の外部効果について厳密な定量評価を行い、外部効果に応じたピグー税を適切に課していくことで、林地所有者に伐採を行うインセンティブを与え、社会的余剰の最大化が達成されることとなる。

なお、民有林においては、スギ人工林にピグー税を課した場合、スギ人工林の伐採のみが行われ、再植林が行われないことも考えられるが、この場合、洪水緩和機能等の森林の環境資源としての機能が失われるおそれがあることから、政府は、環境資源としての森林の正の外部効果について厳密な定量評価を行い、広葉樹への転換植樹についてはピグー補助金を交付していくことなども考慮すべきであると考えられる。

5-2. 今後の課題

今後の課題として、政策の具体的検討のためには、スギ人工林の外部効果のより精緻な計量が必要である。本稿では、都道府県レベルでの2カ年のクロスセクションデータ（プーリングデータ）による分析を行ったが、地域固有の観測できない要因や、各人の年齢や性別等によって反応関数（ドーズ・レスポンス関数）が異なる問題は解決していない可能性があるため、今後は市町村レベルのデータや、年齢階層別、男女別等のデータを蓄積してより精緻な分析を行うことや、或いは個人レベルでのサンプル調査及び追跡調査を行い、長期のパネルデータを用いた分析を行っていくことが望まれる。また、スギ人工林の伐採等に係る費用便益分析においては、スギの伐採に伴い大量のスギ材が発生することとなるので、伐採したスギ材の処分方策についても幅広く検討を行い、少なくとも処分にあたり売却益以上の追加コストが発生することのないように出口戦略を確立しておくことが必要である。最後に、広葉樹林への転換植樹にあたっては、広葉樹林の持つ森林の価値（正の外部効果）について、その数値を地域毎に再度厳密に計量するとともに、低密度植林の場合や伐採後放置した場合（自然復元林）の外部効果についても検証し、地域の状況に応じてより効率的なスギ伐採後のシナリオを選択できるようにしていくことが望ましい。

謝 辞

本稿の作成にあたっては、福井秀夫教授（プログラム・ディレクター）、北野泰樹助教授（主査）、久米良昭教授（副査）、梶原文男教授（副査）、清水千弘准教授（副査）、金本良嗣教授、安藤至大准教授をはじめ、まちづくりプログラム、知財プログラム関係教員及び学生の皆様から貴重なご指導、ご意見を頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

最後に、政策研究大学院大学で一年間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、研究生活を支えてくれた妻に深く感謝の意を表します。

参考文献

- ・ 科学技術庁（2000）「スギ花粉症克服に向けた総合研究成果報告書」
- ・ 小泉一弘（1988）「スギ花粉症と大気汚染」JOHNS 4 巻 2 号,219-222
- ・ 国土交通省（2004）「公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針」
http://www.mlit.go.jp/kisha/kisha04/13/130206_.html
- ・ 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成 18 年 12 月推計）」
<http://www.ipss.go.jp/pp-newest/j/newest03/newest03.asp>
- ・ 今野昭義ほか（1997）「スギ花粉症の自然寛解」アレルギー科 3 巻 3 号,253-257
- ・ 清水千弘・唐渡広志（2007）『不動産市場の計量経済分析』朝倉書店
- ・ 第一生命経済研究所（2005）「花粉の大量飛散が日本経済に及ぼす影響」
http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/news/pdf/nr2004_29.pdf
- ・ 東京都福祉保健局（2007）「花粉症患者実態報告書」
<http://www.fukushihoken.metro.tokyo.jp/kanho/kafun/torikumi/jittai/houkokusyo.pdf>
- ・ 日本学術会議答申（2001）「地球環境・人間生活にかかわる農業及び森林の多面的な機能の評価について」
<http://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/division-5.html>
- ・ 馬場廣太郎・中江公裕（2008）「鼻アレルギーの全国疫学調査 2008（1998 年との比較）-耳鼻咽喉科医およびその家族を対象として-」Progress in Medicine 28 巻 8 号,2001-2012
- ・ 久田ほか（2009）「人工針葉樹林流域と落葉広葉樹林流域における水収支特性の比較」農業農村工学会大会講演会講演要旨集 2009, 224-225
- ・ 堀口申作・斎藤洋三（1964）「栃木県日光地方におけるスギ花粉症 Japanese Cedar Pollinosis の発見」アレルギー 13 巻 1,2 号,16-18,74-75
- ・ 村中正治・小泉一弘ほか（1985）「花粉アレルギーの増加と大気汚染」日本医事新報 3180 号,26-32
- ・ N.G.マンキュー（2005）『マンキュー経済学 I ミクロ編（第 2 版）』東洋経済新報社
- ・ Okuda M（2003）,“Epidemiology of Japanese cedar pollinosis throughout Japan”Annals of Allergy Asthma & Immunology, Vol. 91 : 288-296

過疎地域における「道の駅」整備効果に関する分析
－北海道を対象として－

《要旨》

我が国では、全国的に人口減少・少子高齢化が進展し特に地方部の農山漁村地域では地域社会の基礎的生活条件の確保にも支障をきたすような、いわゆる過疎問題が発生している。政府は過疎自立支援政策の1つとして道の駅による地域活性化を目指している。財源は補助金や交付金で支弁されるており過疎地域を中心に全国で整備されている。この事業により地域経済に影響を与えているか北海道を対象として計量分析を行った。

その結果、主な波及効果の対象である「農産物市場」及び「観光市場」に対して影響を与えているとはいえないことが確認された。こうした結果を踏まえ、「道の駅」を整備するにあたり費用便益分析のマニュアルの作成と自治体による企画段階及び事業途中において費用便益分析が必要であると提言した。

2011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

MJU10054

嶋 英二

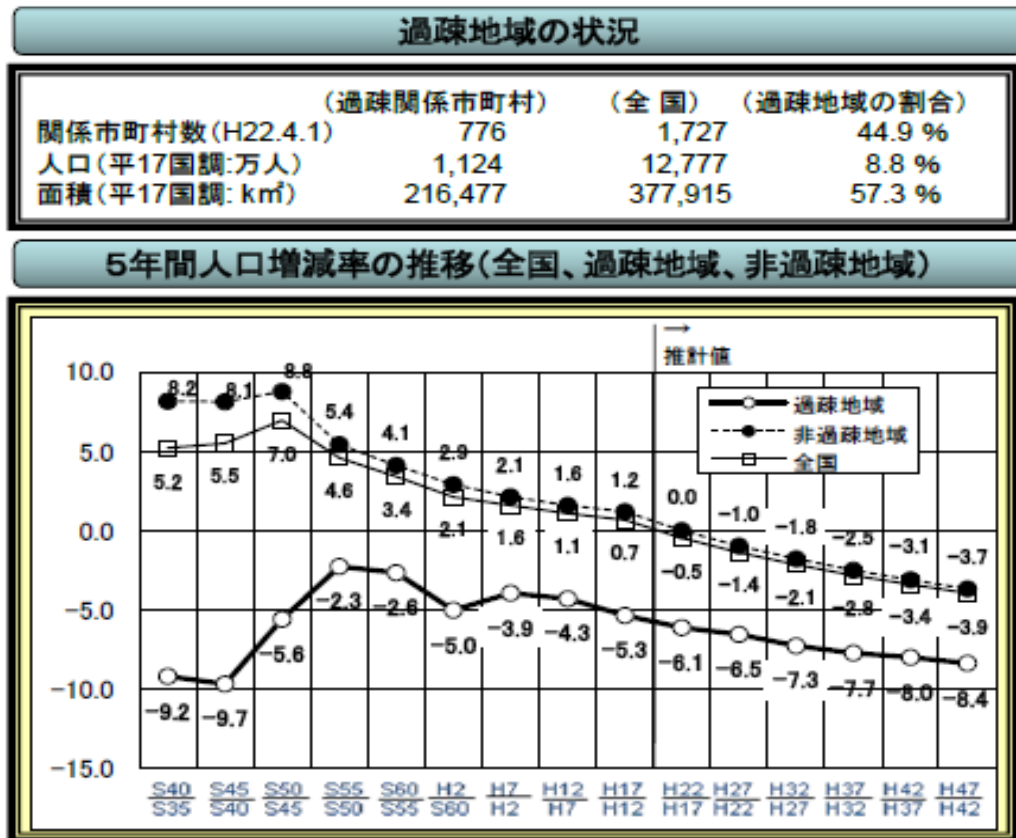
目 次

第1章	はじめに	3
第2章	道の駅の概要	5
第3章	道の駅整備による過疎地域自立支援政策の理論分析	
3-1	地方公共財としての役割	6
3-2	地域経済に期待される影響	7
3-2-1	過疎地域の農産物市場に期待される影響	7
3-2-2	過疎地域の第三次産業労働市場に期待される影響	7
第4章	道の駅整備による過疎地域自立支援政策の実証分析	
4-1	分析対象地	8
4-2	分析データ	9
4-3	推計モデルと分析方法の説明	11
4-4	推計結果	13
第5章	政策提言	14
第6章	おわりに	
6-1	今後の分析課題	14
6-2	まとめ	15
付録	データの出典	15
参考文献		16

第1章はじめに

我が国では戦後、高度成長期に都市部へ急激に人口流出し地方（農山村）では、一定の生活水準が困難になり過疎や限界集落として社会問題化している。近年、人口の流動化は減少しているものの人口減少・少子高齢化により、過疎化が進行し平成22年4月現在、全国の1,727市町村の約4割以上（776市町村）が過疎市町村となっている。過疎市町村の人口は約1,123万人余（平成17年国調人口・全国の人口の約9%）でありその面積は日本国土の半分以上を占めている。また、平成22年時点では非過疎地域の人口減少率は0%であるのに対し、過疎地では6.1%減少している。

（図—1）このような状況の中、政府は平成22年4月過疎地域自立促進特別処置法（以下、過疎法）を改正し平成28年3月まで期限の延長と内容の拡充を行った。



(備考) ①実績値は、『国勢調査人口』より算出。
 ②推計値は、国立社会保障・人口問題研究所の『日本の市区町村別将来推計人口』(平成20年12月推計)より算出。
 ③過疎地域は平成22年4月1日時点(776市町村)であるが、一部過疎地域については推計人口のデータがないため、実績及び推計ともに非過疎地域に分類している。

図—1 過疎地域の状況 出典：総務省 HP

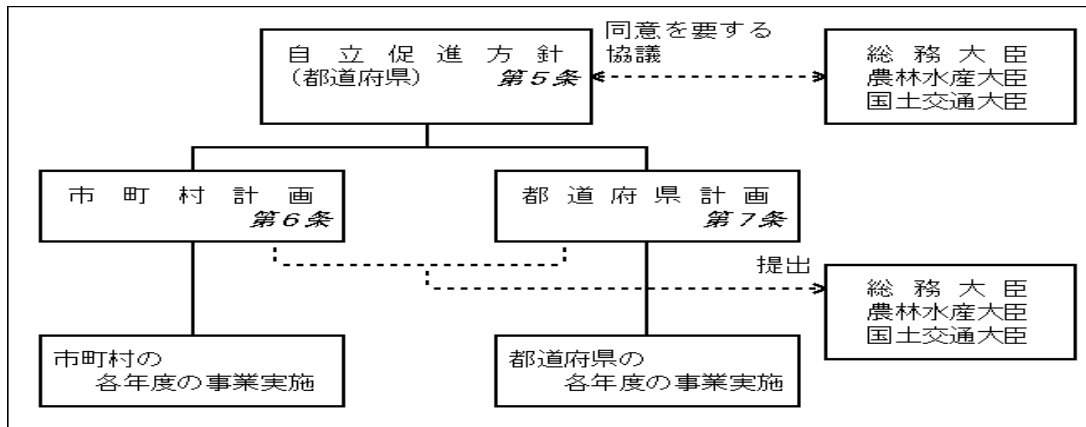


図-2 過疎地域自立促進計画のスキーム 出典：総務省 HP

過疎法に基づく施策として過疎地自治体は過疎地域自立促進計画(以下、促進計画)を策定できるようになっている。(図-2) この対象事業は過疎対策事業債(以下、過疎債)を財源とすることができ、その元利償還金の70%は普通交付金の基準財源需要額に算入されることから一種の再分配政策と言える。予算額は平成10年以降減少していたが、平成18年から増加に転じている。(図-3) 平成23年度計画額で2,690億円となっており、過疎対策では主に過疎債による事業支援の他に学校や消防施設に対する建設費補助率のかさ上げ、所得税・法人税など税制上の優遇措置等を行っている。このように固定費の負担が小さいために、その地方にとって効率性の低いものであっても、できるだけ多く公共投資を行うインセンティブが生まれる。

過疎債の対象事業は①産業振興施設、②厚生施設、③交通通信施設、④教育文化施設に分類されている。本稿では「産業振興施設」に着目し全国各地で整備されている「道の駅」を研究対象としている。「道の駅」について観光や農業振興などからアプローチした研究は多くある。例えば、羽島・藤井・住永(2010)は千葉県道の駅について「ピーク時には年間5千台もの観光バスが訪れ、12万人ものツアー誘致に成功し、地元農家の重要な収入源にもなる等、著しい経済波及効果をもたらされることとなる」としている。また、櫻井・斎藤(2002)は、「東京湾アクアラインの開通により南房総地域全体の入込客数が急増した1998年には約18万人のツアー客を受け入れた。」としている。しかしながらこれらの研究は東京近郊の道の駅について効果を示しており元々潜在需要の大きい可能性がある立地特性がある。

さらに、地域への波及効果は一過性の内容で実証性のない結論となっている。一方で、熊田は「どこの道の駅でも3年間は成功するが問題はそれからである」と持続的な経営の難しさを示している。このような中、「道の駅」について経済効果をパネルデータにて実証分析した論文は見当たらない。

本稿ではその経済波及効果についてパネルデータにて実証分析を行い、地域経済に与える影響を示し、現状の政策に対して提言を行うことを目的としている。北海道を対象に分析した結果、主な波及効果の対象である「農産物市場」及び「観光市場」に対して影響を与えているとはいえないことが確認された。

また、本稿は以下のように構成される。第2章では道の駅についての概要を述べ、第3章では「道の駅」の公共財としての位置付けをその設置目的から考察する。次に、設置目的からその期待される効果を理論分析する。第4章では、分析対象地の概要を述べるとともに、前章で記載した期待される効果について影響を与えているのか公表されているデータを用い実証分析を行い、主な波及効果の対象である「農業」及び「観光」に対して影響を与えているとはいえないことが確認された。第5章では、結果を踏まえ、現行の政策に対して提言を行っている。最後に、分析における今後の課題とこれからの過疎地域対策の在り方について述べている。

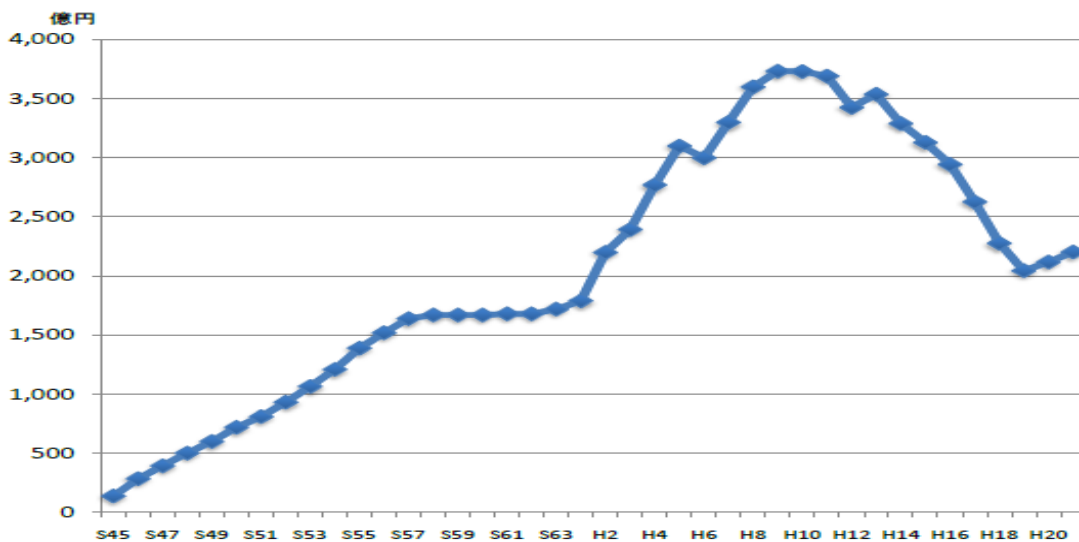


図 - 3 過疎対策事業債の年度別推移 出典：総務省 HP

第2章 道の駅の概要

「道の駅」における地域振興施設は観光レクリエーションの核施設として、平成5年より全国で整備されている。国土交通省道路局では道の駅の概要について道路利用者のための「休憩機能」、道路利用者や地域の方々のための「情報発信機能」、「道の駅」をきっかけに町と町とが手を結び活力ある地域づくりを共に行うための「地域の連携機能」の3つの機能を併せ持つ休憩施設と位置づけている。平成22年8月現在、全国で952駅が整備（図-4）され、その約7割が過疎地域に整備されている。主に過疎自治体で整備する範囲（図-5）は地域振興施設である。この施設の機能は大きく2つあり、その1つの「情報発信機能」は情報端末機や案内人により周辺の観光情報、地域の歴史・文化を紹介している。もう1つは「地域の連携機能」であり、郷土の特産品、農産物、伝統工芸品などを販売しPRしている。また、温浴施設・キャンプ場・グリーンツーリズム推進のための農業体験施設を併設し都市と地域の交流イベントなど開催し地域の魅力向上に寄与することを期待されている。

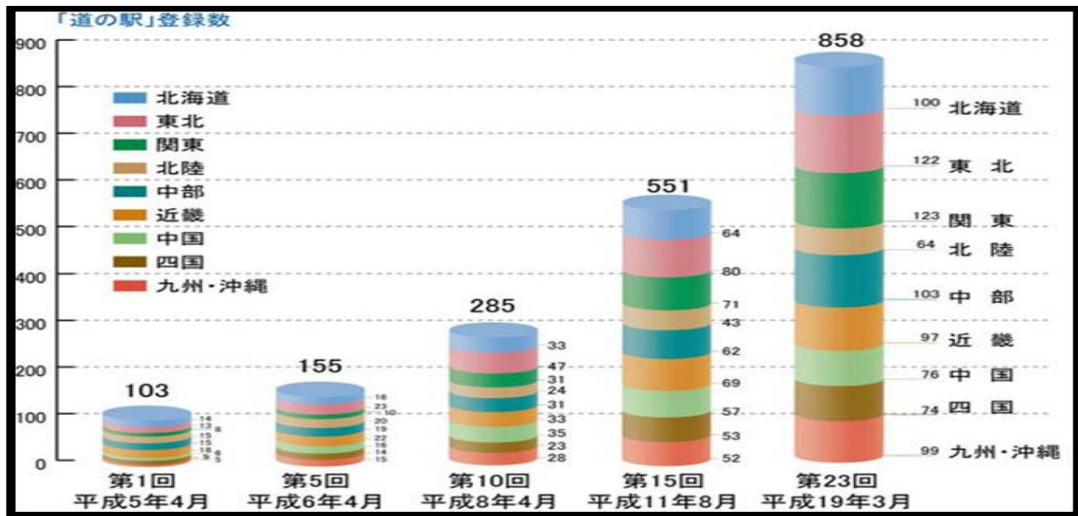


図 - 4 道の駅の登録数 出典：国土交通省 HP

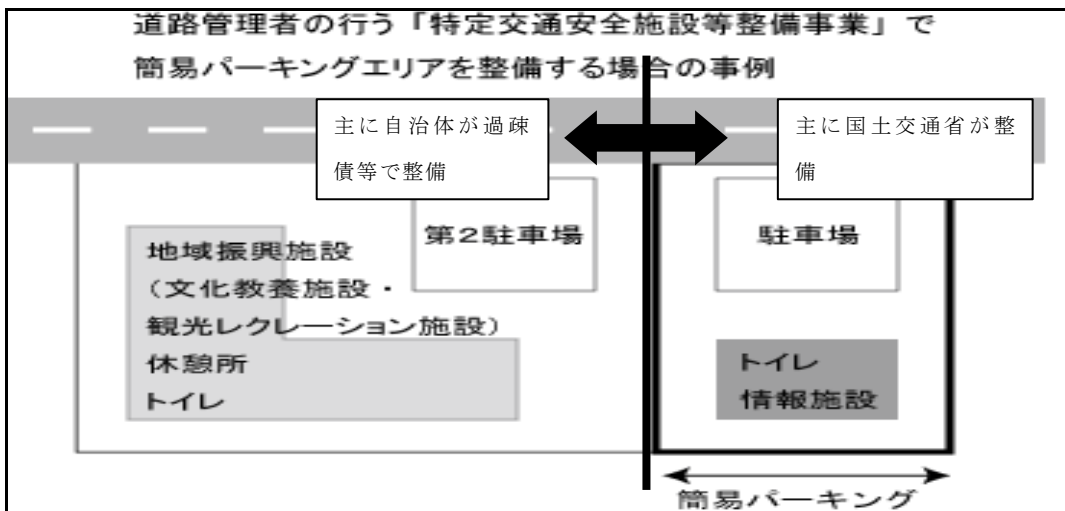


図 - 5 「道の駅」整備イメージ 出典：国土交通省 HP

第3章 道の駅整備による過疎地域自立支援政策の理論分析

この章では、「道の駅」の公共財としての位置付けをその設置目的から考察する。次に、設置目的からその期待される効果を理論分析する。

3-1 地方公共財としての役割

政府が、市場に介入するには市場の失敗とされる5つの要因（公共財・外部性・取引費用・情報の非対称性・独占寡占）が存在している場合に限られる。市場の失敗がないのに介入すると死荷重を招き「政府の失敗」になる。

地域振興施設は地域の特産物や観光地等をPRすることを目的にして地域経済への波及効果を期待されている施設である。地域PR施設（効果）は排除可能でも競合的でもないのだから公共財ということになる。公共財としての「道の駅」におけるPR効果は、その地域外のただ乗り（フリーライダー問題）を排除することができないため民間では過少供給になってしまう。また公共財はその便益の及ぶ地理的範囲に

着目して大きく2つに区別することができる。全国的公共財(national public goods)と地方公共財(local public goods)である。全国的公共財は国防、外交サービスなど便益が全国に及ぶ公共財のことである。一般の生活道路、消防などは便益が狭い地域にとどまるので地方公共財となる。「道の駅」のPR効果は便益の及ぶ範囲が限られているため地方公共財としての性格が強い。

3-2 地域経済に期待される影響

平成22年9月現在、過疎対策事業における費用便益分析マニュアル等が未作成のため、過疎地域における基幹産業である「農産物市場」と、「道の駅」に期待される市場としての「観光市場」に対する期待される影響について述べることにする。

3-2-1 過疎地域の農産物市場に期待される影響

道の駅には農産物直売所が併設されており、買い手は安価で新鮮な地域の農産物を購入することができる。しかしながら地域の情報発信機能からも言えるように、地場ブランドのPR効果も担っている。このことから他の地域からの買い手を呼び込み需要を増大し、需要曲線は右にシフトする可能性を期待されている。また、供給側も後継者の増加や生産性の向上により供給曲線は右にシフトする可能性を期待される。(図-6)

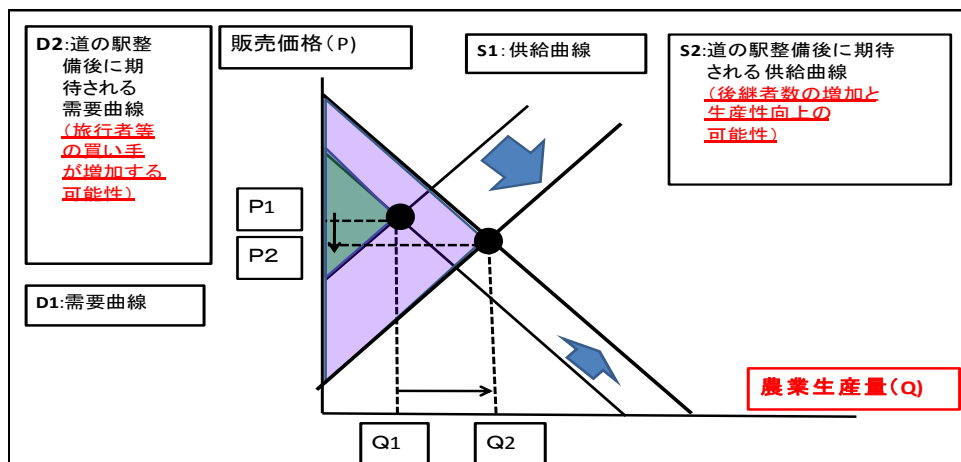


図 - 6 道の駅に期待される効果（過疎地域における農産物市場）

3-2-2 過疎地域の第三次産業労働市場に期待される影響

道の駅自体は主な観光目的と成りづらいものであったが、近年では温浴施設やグリーンツーリズムの拠点としてそれ自体が観光目的となりつつある。このことから図-6が示すように観光客数の増加に伴う第3次産業の求人が増加し需要曲線が右のシフトする可能性を期待している。(図-7)

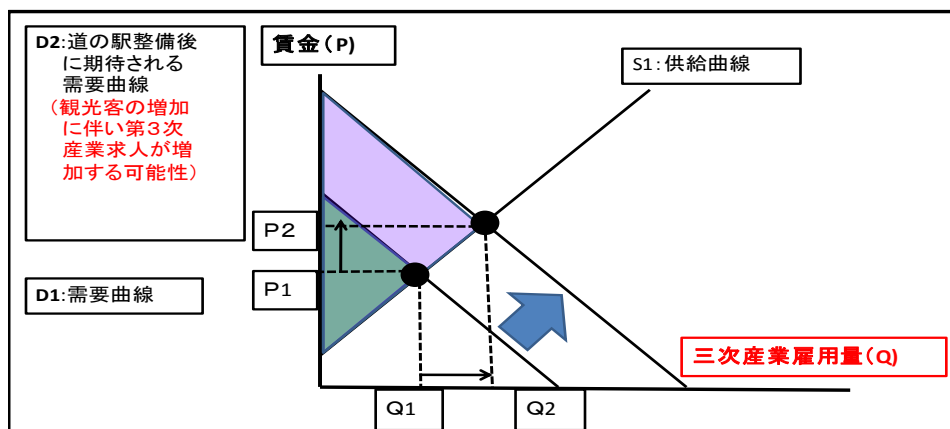


図 - 7 道の駅に期待される効果（過疎地域における第3次産業労働者市場）

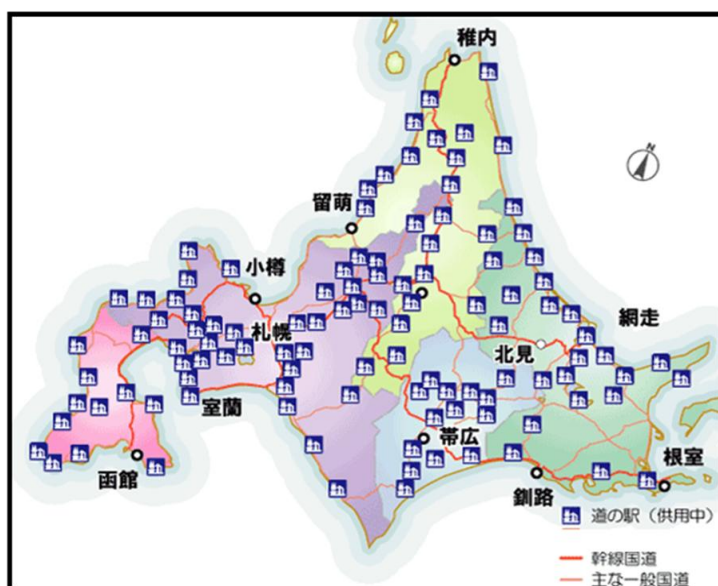
第4章 道の駅整備による過疎地域自立支援政策の実証分析

この章では、分析対象地の概要を述べるとともに、前章で記載した期待される結果について影響を与えているのか公表されているデータを用い実証分析を行った。

4-1 分析対象地

実証分析を行うにあたり、北海道を対象地として選定した。選定理由は以下の通りである。

- ・ 全国市町村で一番多く 道の駅（110駅）が整備されている。（2位岐阜52駅）
- ・ 過疎市町村面積の割合が高い （全国 5 位75.2%）
- ・ 農業算出額 全国 1 位 （全国シェア12.2% 平成18年）
- ・ 自動車輸送の割合90%と高い （全国平均75%）



北海道の道の駅の配置を図-8に示す。道内の幹線国道や一般国道の沿線に「道の駅」が整備されていることが分かる。

図 - 8

北海道における道の駅位置図
出典：国交省 HP

図-9は全国、北海道の過疎地域を比較したものである。北海道は全国でも過疎化が進んだ地域であることが分かる。図-10は北海道における過疎地域市町村を示したものである。札幌市を中心とする道央の地域や旭川市、帯広市とその周辺を除き、道内に広く分布しており平成22年4月1日現在179団体の内、8割近くの143団体が過疎地域市町村となっている。

区分	市町村数 (団体)		人口 (H17国勢調査) (千人)		面積 (H21国土地理院調) (km ²)		人口密度 人口/面積(人)	
	数	割合	数	割合	数	割合		
全道	過疎地域	143	79.9	1,288	22.9	62,770	75.2	20.6
	全市町村	179	-	5,628	-	83,457	-	67.4
全国	過疎地域	776	44.9	11,238	8.8	216,609	57.3	51.9
	全市町村	1,727	-	127,768	-	377,946	-	338.1

注1) 市町村数は、平成22年4月1日現在の団体数を示す。
 注2) 人口密度は、国勢調査の対象から除外された地域の面積を除いて算出。
 注3) 割合は、全市町村に占める過疎地域市町村の割合(%)を示す。

図-9 全国と北海道における過疎データの比較 出典：北海道庁HP

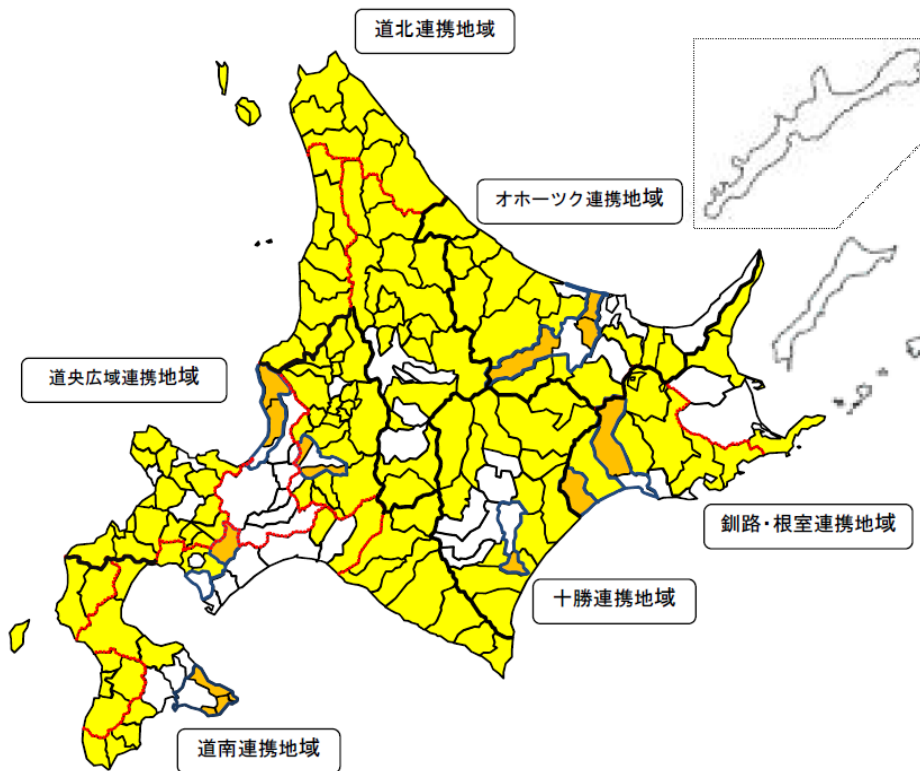


図-10 北海道における過疎地 出典：北海道庁HP

4-2 分析データの説明

過疎自治体における「農産物市場」に対する「道の駅」の影響を分析するため、被説明変数を「農業総算出額」「生産農業所得額」とした。

「農業総算出額」は地域における生産量の増減に影響を与えているか推計する目

的で被説明変数とした。価格を乗じる算出額となっているが、消費者物価指数によると1990年から2005年まで野菜の価格変動殆どないことから、生産量の増減について把握できるものと判断した。農林業センサスによると市町村毎に農業生産活動による最終生産物の品目ごとの生産量(全国計)に、品目ごとの農家庭先販売価格(全国平均)(消費税を含む。)を乗じた額を合計して求めたもの(数値は千円単位)と定義している。

「生産農業所得額」は過疎自治体の農家が農業に対する所得額の増減に影響を与えているか推計する目的で被説明変数とした。農林業センサスによると市町村毎に農業総産出額から物的経費(減価償却費及び間接税を含む。)を控除し、経常補助金等を加算して求めたもの(数値は千円単位)を定義している。

過疎自治体における「観光市場」に対する「道の駅」の影響を分析するため、被説明変数を「第三次産業従事者数」とした。本来であれば、「観光客入込数」を被説明変数にするところであるが、データの制約により代替することにした。国勢調査の定義によると市町村の第3次産業従事者数は飲食店、宿泊業・電気・ガス・熱供給・水道業・情報通信業・運輸業、卸売・小売業・金融・保険業・不動産業医療、福祉・教育、学習支援業・サービス業・公務に従事する人数であるとしている。

説明変数として農業に関する過疎自治体毎の販売農家数・自給農家数・専業農家率・経営耕地面積と自治体個別のコントロール変数として人口・課税対象所得額・乗用車保有台数を説明変数とした。以下に各変数等を示す。

○道の駅ダミー

各自治体における道の駅の有無を示す。自治体にある「道の駅」がある場合は「1」、無い場合は「0」とした。

○販売農家数

各自治体において経営耕地面積30a以上または農産物販売金額が年間50万円以上農家数の合計を指す。

○自給農家数

各自治体において経営耕地面積が30 a 未満かつ調査期日前1年間の農産物販売金額が50万円未満農家数の合計を指す。

○専業農家率

各自治体において販売農家に対する世帯員のなかに兼業従事者が1人もいない農家の割合(専業農家/販売農家)

○経営耕地面積

各自治体における農家が経営する耕地の面積(数値はha)の合計を指す。

○人口

各年度末日(3月31日)時点の自治体人口の合計を指す。

○課税対象所得額

各自治体における年間課税対象所得額の合計を指す。

○乗用車保有台数

各自治体における乗用車保有台数の合計を指す。(小型車は含まず)

*データの出典については付録に掲示した。

4-3 推計モデルと分析方法の説明

「過疎地域における道の駅の地域振興施設は地域経済に影響を与えていないのではないか」という仮説を実証するためにパネルデータを用い政策評価する。北村(2007)によれば、「パネルデータはクロスセクション・データに比べて統計的な情報量の多さによってもたらされる推定量の効率性、不偏性の上昇が期待できる。」とし、さらに「パネルデータ分析では、他の観察可能な変数による変動要因は全てコントロールした上で、観察不可能な変数を固定効果として捉えることで、観察不可能な変数を逆に抽出することができるようになる。」としている。つまり、他の説明変数へのバイアスをコントロールすることにもなる。

個別効果と説明変数の相関の有無に関する検定が必要なために固定効果モデル(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により採用モデルを決定する。分析地域として北海道全体と連携地域毎に分析を行うこととする。1993年(平成3年)より開設している「道の駅」の開設前後を分析するために1990年・1995年・2000年・2005年の4年分のデータを用いた。(図-11)

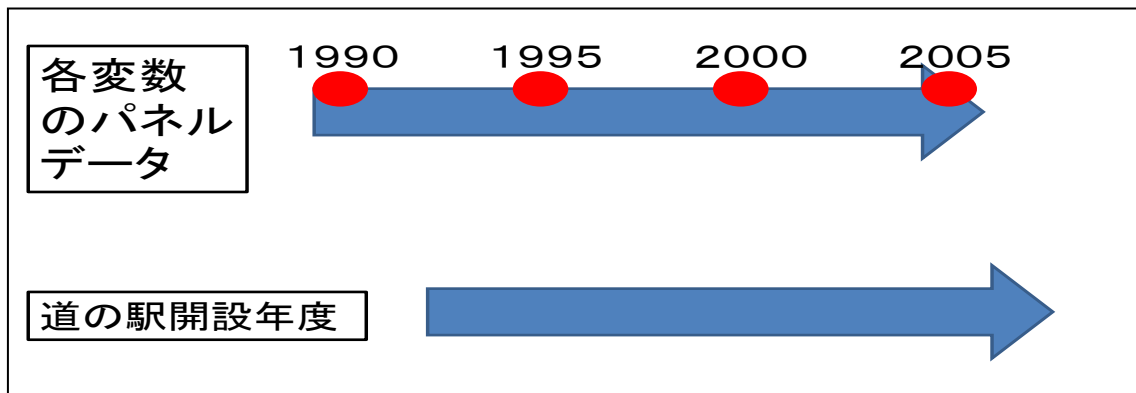


図 - 11 パネルデータと「道の駅」開設時期の関係

以下に推計モデル式を示す。

推計モデル式

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

(Y_{it} : 農業算出額・生産農業所得額・第3次産業従事者数
その他コントロール変数 ε_{it} : 誤差項)

以下の変数の基本統計量を表-1に示す。

[表 - 1 基本統計量]

	単位	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
農業総算出額	千円	544	473.2298	388.4004	0	1919
生産農業所得額	千円	544	183.9283	154.1615	0	778
第3次産業従事者数	人	544	2698.702	4828.479	245	53700
In農業総算出額	円	537	5.637472	1.387277	0	7.559559
In生産農業所得額	円	534	4.715969	1.327244	0	6.656726
In第3次産業従事者数	人	544	7.442070	0.8267124	5.501258	10.891170
道の駅有無ダミー	0or1	544	0.281250	0.450023	0	1
販売農家数(件)	件	544	301.8051	252.8454	0	1649
自給農家数(件)	件	544	36.81985	54.98442	0	488
専業農家率(専業農家/販売農家)	%	544	0.4918222	0.2204995	0	2.22963
経営耕地面積(ha)	ha	544	4606.072	4081.258	0	26287
人口(人)	人	544	10005.78	14745.83	1018	164472
課税対象所得額	円	544	10405.22	16320.97	1046	190654
乗用車保有台数	第	544	3390.206	4219.91	74	44062

年次ダミー×地域ダミーは省略

[表 - 2 地域別の基本統計量]

	道央地区		道北地区		道南地区	
農業総算出額	415.56	[372.2548]	369.2639	[320.4882]	275.5536	[269.9696]
生産農業所得額	172.47	[156.6129]	158.7917	[153.8735]	111.3929	[102.7156]
第3次産業従事者数	3336.74	[7184.369]	2362.639	[3290.198]	2310.821	[1412.138]
In農業総算出額	5.444071	[1.493494]	5.342022	[1.48164]	5.017149	[1.234456]
In生産農業所得額	4.663834	[1.289421]	4.468439	[1.490762]	3.981682	[1.52299]
In第3次産業従事者数	7.491434	[0.9414884]	7.274757	[0.8610091]	7.591184	[0.539626]
道の駅有無ダミー	0.245	[0.4311665]	0.2430556	[0.4304255]	0.375	[0.4885042]
販売農家数(件)	337.615	[290.8287]	296.6389	[295.4235]	249.125	[172.6372]
自給農家数(件)	36.93	[36.78711]	35.45833	[48.71967]	113.4107	[101.0925]
専業農家率(専業農家/販売)	0.4099441	[0.1674614]	0.4749204	[0.2794176]	0.3563138	[0.1429428]
経営耕地面積(ha)	2977.59	[2647.624]	4380.111	[3774.91]	2022.732	[1938.008]
人口(人)	12099.86	[21816.96]	8167.486	[9667.453]	9873.054	[5516.528]
課税対象所得額	12064.53	[23780.9]	8747.132	[11948.14]	9602.464	[5843.84]
乗用車保有台数	3841.08	[5869.215]	2766.417	[3368.313]	3185.179	[2074.993]
観測数	200		144		56	

	十勝地区		オホーツク地区		釧路地区	
農業総算出額	884.7115	[352.1298]	661.7143	[357.5768]	629.4167	[420.9969]
生産農業所得額	297.1346	[110.8861]	242.6607	[161.7456]	206.0833	[141.6848]
第3次産業従事者数	1868.635	[697.985]	2250.500	[2467.347]	2997.861	[2475.043]
In農業総算出額	6.702941	[0.4256636]	6.310714	[0.6875016]	6.108786	[1.055421]
In生産農業所得額	5.613395	[0.4301993]	5.250652	[0.7624769]	4.984605	[1.0572]
In第3次産業従事者数	7.443962	[0.4566718]	7.344421	[0.7988646]	7.754291	[0.7000272]
道の駅有無ダミー	0.2307692	[0.4254356]	0.4107143	[0.4964157]	0.3611111	[0.4871361]
販売農家数(件)	310.9615	[130.9962]	289.5714	[166.6826]	211.2778	[134.8537]
自給農家数(件)	3.942308	[4.795478]	11.32143	[12.95181]	9.666667	[18.8952]
専業農家率(専業農家/販売)	0.7035218	[0.0596327]	0.6259833	[0.1085927]	0.7106147	[0.0810156]
経営耕地面積(ha)	8815.519	[2766.032]	6375.375	[2671.103]	9743	[6896.206]
人口(人)	7410.077	[2576.097]	8794.304	[7776.788]	11565.47	[8882.813]
課税対象所得額	8492.827	[2809.176]	9791.661	[9055.374]	12784.69	[9996.556]
乗用車保有台数	2998.192	[986.6407]	3238.25	[2689.134]	4502.056	[3184.947]
観測数	52		56		36	

4-4 推計結果

以下に推計結果を示す。

[表 - 3 農業総算出額の推計結果]

	農業総算出額(千万) FE		ln農業総算出額 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	-12.7455200	-1.36	0.0114740	0.45
販売農家数(戸)	0.4616728	10.31 ***	0.0001466	1.03
自給農家数(戸)	0.0096735	0.07	-0.0001823	-0.44
専業農家率	17.8756500	0.83	-0.0904583	-1.40
経営耕地面積(ha)	0.0543244	12.68 ***	0.0001491	8.23 ***
人口(人)	-0.0017751	-0.98	0.0000072	1.24
課税対象所得額(千円)	0.0003738	0.25	-0.0000018	-0.43
乗用車保有台数(台)	0.0051962	1.19	0.0000092	0.73
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-12.5170000	-0.19	4.5728200	13.74 ***
F値	951.91		355.84	
観測数	544		537	
修正済決定係数	0.3656		0.4093	

注: *** は1%で統計的に有意であることを示す。

[表 - 4 生産農業所得額の推計結果]

	生産農業所得額(千万) RE		ln生産農業所得額 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	-3.8102330	-0.76	0.0180606	0.59
販売農家数(戸)	0.3356429	17.15 ***	0.0000881	0.53
自給農家数(戸)	0.0501701	0.76	-0.0004445	-0.91
専業農家率	15.4838500	1.34	-0.0328102	-0.42
経営耕地面積(ha)	0.0172267	10.88 ***	0.0001640	8.30 ***
人口(人)	-0.0012246	-1.31	0.0000077	1.17
課税対象所得額(千円)	-0.0000506	-0.06	-0.0000032	-0.66
乗用車保有台数(台)	0.0028291	1.23	0.0000078	0.53
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-39.8379100	-1.66 *	3.2824970	9.53 ***
F値	1499.45		488.00	
観測数	544		534	
修正済決定係数	0.4704		0.5226	

注: ***, *, * はそれぞれ1%, 10%で統計的に有意であることを示す。

[表 - 5 第3次産業従事者数の推計結果]

	第三次産業従事者数 RE		ln第三次産業従事者数 RE	
	係数	t値	係数	t値
道の駅ダミー	4.8212810	0.15	0.0181638	1.01
販売農家数(戸)	0.6503458	-4.68 ***	0.0001164	1.24
自給農家数(戸)	-1.1808610	-2.64 ***	0.0003208	1.14
専業農家率	-125.9925000	1.74 *	0.0123884	0.30
経営耕地面積(ha)	-0.0155293	-1.27	0.0000156	1.51
人口(人)	0.2368727	39.81 ***	0.0000298	8.05 ***
課税対象所得額(千円)	0.0715773	14.13 ***	-0.0000031	1.00
乗用車保有台数(台)	0.0428094	2.95 ***	0.0000505	-1.09
年次ダミー×地域ダミー	YES		YES	
定数項	-440.9505000	-2.35 **	7.0343910	41.04 ***
F値	19821.66		389.69	
観測数	544		544	
修正済決定係数	0.6939		0.0792	

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

[表 - 6 北海道 連携地域別の推計結果]

道の駅ダミー	農業総算出額			生産農業所得額			第3次産業従事者数		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
道央	-18.2990200	-0.99	FE	-1.0121170	-0.12	RE	32.4019500	0.64	FE
道北	-19.9136300	-1.74	* FE	-8.4266140	-1.14	FE	-41.9505000	-0.66	FE
道南	7.1916190	0.40	RE	17.1067000	2.12	** RE	-22.6092300	-0.38	RE
十勝	10.5415400	0.28	RE	0.3830686	0.03	FE	76.9399100	2.23	** RE
オホーツク	-24.9145300	-0.75	FE	-47.1708800	-1.73	* RE	4.8433080	0.11	FE
釧路	-25.7884400	-0.49	RE	-8.6385570	-0.53	RE	273.9170000	0.95	RE

注: **、* はそれぞれ5、10%で統計的に有意であることを示す。

「農業総算出額」、「生産農業所得額」、「第三次産業従事者数」ともに「道の駅」に対して影響があるとはいえない結果(表-3・表-4・表-5)となった。地域別の推計結果(表-6)では一部有意な結果となったが、全体からすると軽微な影響しか与えていないといえる。

このことから、「道の駅」は「農産物市場」「観光市場」に対して影響を与えているとはいえない結果となった。

第5章 政策提言

全国一律に整備を進めている「道の駅」事業であるが、地域毎に過疎地域振興政策として純便益が最大化するか事業主体は常に分析する必要がある。そのために制度づくりとして政府は「道の駅」整備における費用便益分析のマニュアルを作成すべきである。そして過疎自治体は策定している過疎地域自立促進計画で「道の駅」整備による地域振興を挙げているが実施にあたりそのマニュアルに従い費用対効果を明らかにした上で設置すべきである。その上で事業途中で継続的評価を行い波及効果がマイナスの場合は施設を用途転用するなど柔軟に検討すべきである。このような柔軟な事業変更の為にも特に初期段階においては極力固定費用を抑える工夫(過疎地の廃校を利用するなど)を検討すべきである。

また、過疎事業債や地方交付税制度を見直し、地方負担分の割合を実質的に高め、受益と負担のメカニズムを働くようにする必要がある。すなわち公共投資を行うにあたって、地方が負担をしてでも行う価値があるかどうかの検討をすることによって公共投資が効率化を目指すべきである。

第6章 おわりに

6-1 今後の分析課題

今後の課題として買い手の属性(来訪元や利用目的)データなどが入手できれば、その地域のトレンドや買い手のニーズをより正確に把握することもできる。また、「観光市場」を分析する上で被説明変数として自治体毎の「観光客入込数」を用い、

説明変数として「観光振興予算」や「ホテル・旅館の収容人数」などのデータを用いることが有効である。さらにより推計精度を高めるためにサンプル数を増やし全国を地域毎に分析することでより精緻な分析となる。

6-2 まとめ

かつては地方において公共事業が地方の需要創出の一翼を担ってきたが、財政再建や非効率な公共事業の見直しによって、公共事業が地方の需要を下支えする役割や機能を失っている。一方で、公共事業に変わり過疎事業債による事業に衣替えしているだけではないのかとの疑問が残る。

地域の実情に見合った効果的な地域支援の実施が求められる中で今年度(平成22年度)には過疎法が改正し、新たにソフト事業(地域医療の確保・住民の日常的な移動のための交通手段の確保など)が新設されるなど下支えの仕組みも変化しつつある。今後は住民集団移転政策などによる抜本的な政策にシフトし「集積の利益」を期待することも大事である。

地域の魅力を高めるための施策の実行は、補助金や交付金に依存せず既存の施設を用途転用するなど固定費を最大限に抑える努力をし、需要を創出するノウハウを蓄積する必要がある。地域の創意工夫により人を呼び込む施策の策定と実行が期待される。地域の活性化に向けて、各地域が知恵を絞り地域間での競争が活発化することを期待したい。

謝辞

本論文の作成にあたりご指導いただきました、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の西脇雅人助教授、副査の梶原文男教授、黒川剛教授、丸山亜希子助教授をはじめまちづくりプログラム、知財プログラム教員の皆様に感謝いたします。また1年間を通じ研究への助言並びに学生生活において苦楽を共にした同期生に感謝いたします。

付録：データの出典

名称	使用データ
農業総算出額(千万)	生産農業所得統計 (農林水産省大臣官房統計部経営・構造統計課)
生産農業所得額(千万)	
第三次産業従事者数	国勢調査
道の駅有無ダミー	国土交通省道路局HP
販売農家数	世界農林業・農林業センサス (農林水産省大臣官房統計部センサス統計室)
自給農家数	
専業農家率(専業農家/販売農家)	
経営耕地面積	
人口	住民基本台帳 (自治行政局住民制度課)
課税対象所得額	個人所得指標 (日本マーケティング教育センター)

参考文献

- 石橋一雄 (2008) 「地方公共財の理論的考察」『新潟産業大学経済学部紀要』第35号別刷
- 香月敏孝・小林茂典・佐藤孝一・大橋めぐみ (2009) 「農産物直売所の経済分析」『農林水産政策研究』第16号 pp21 - 63
- 北村行伸 (2006) 「パネルデータの意義とその活用:なぜパネルデータが必要になったのか」
『日本労働研究雑誌』2006 年6 月号
『季刊まちづくり19 観光まちづくりの可能性』学芸出版社 (2008)
『季刊まちづくり22 観光立国時代の地域づくり』学芸出版社 (2009)
- 熊田喜三男 (2010) 「道の駅とマーケティング戦略の実践～岐阜東濃地域を例として～」
『名古屋外国語大学現代国際学部 紀要』第6号pp145 - 192
『53 道の駅 休憩・情報交流・地域連携:幹線道路に設けた地域づくり機能』建築資料研究社(1995)
国土交通省道路局 HP (道の駅)
- 財団法人 道路保全技術センター (1993) 『道の駅の本～個性豊かなにぎわいの場づくり』
(ぎょうせい)
- 財団法人 道路保全技術センター (2004) 『道の駅ハンドブック東日本』(ぎょうせい)
- 財団法人 道路保全技術センター (2004) 『道の駅ハンドブック西日本』(ぎょうせい)
- 櫻井清一・斎藤修 (2002) 「短期周遊型観光基調下における農村活性化を目指した地域資源活用方策」『千葉大園学報』第56号pp127 - 141
- 総務省 HP (公共事業に関する評価実施要領・費用対効果分析マニュアル等の策定)
- 八田達夫 (2010) 『ミクロ経済学 I』(東洋経済新報社)
- 北海道 (2007) 『新・北海道総合計画ー北の未来を拓くビジョンと戦略ー』
- 北海道 (2010) 『北海道過疎地域自立促進方針平成22 ～27 年度』
- 羽島剛史・藤井聡・住永哲史 (2010) 「地域カリスマの活力に関する解釈学的研究:インタビューを通じた「観光カリスマ」の実践描写」、『土木学会土木技術者実践論文集』Vol. 1pp122 - 136
- N・グレゴリー・マンキュー (2005) 『マンキュー経済学 I ミクロ編』(東洋経済新報社)
- 三木佳光・山口一美・宮原辰夫 (2007) 「観光資源振興による地域活性化」『文教大学国際学部紀要』第18巻1号pp139 - 158

罰金刑が犯罪抑制に与える効果に関する研究

—軽微な事案の窃盗犯を対象にして—

<要旨>

近年、我が国の犯罪件数の動向は、減少傾向にあるもののなお高水準となっている。その要因の一つである万引きなどの軽微な事案の窃盗犯に対処するため、2006年に刑法を改正し、従来の懲役刑に加えて罰金刑を新設した。本稿では、この罰金刑が軽微な事案の窃盗犯に対して与えた犯罪抑制の効果について、同時に罰金刑の新設が行われた公務執行妨害等犯と比較したうえで実証分析を行った。その結果、現行の罰金刑が、公務執行妨害等犯を減少させた効果は示されたのに対して、軽微な事案の窃盗犯を減少させた効果については示されなかった。

この結果を踏まえ、犯罪の種別にもよるが、犯罪者は刑罰よりも刑罰執行確率に依存した行動を選択すると考えられ、現行の罰金刑と刑罰執行確率にもとづく軽微な事案の窃盗犯の期待刑罰は、法改正後も引き上げられていないと考えられることから、犯罪の抑制のために罰金刑の上限を引き上げる必要と刑罰執行確率の改善について提言した。

2011年（平成23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

MJU10055 田中 克典

目次

1. はじめに.....	1
2. 犯罪の現状と法改正の背景.....	2
2-1. 犯罪の現状.....	2
2-2. 法改正の概要と背景.....	4
3. 罰金刑の効果に関する理論分析.....	5
3-1. 経済理論にもとづく犯罪行動.....	5
3-2. 法改正の意図する軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果.....	7
3-3. 実際の軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果.....	8
4. 罰金刑の効果に関する実証分析の手法.....	8
4-1. 軽微な事案の窃盗犯に関するモデル.....	8
4-2. 公務執行妨害等犯に関するモデル.....	9
4-3. 利用するデータ.....	9
4-4. 軽微な事案の窃盗犯の罰金刑新設後の変化に関するモデル.....	12
5. 罰金刑の効果に関する実証分析の推計結果.....	13
6. 考察.....	18
6-1. 刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性における分析.....	18
6-2. 犯罪抑制の社会的効用水準における分析.....	19
6-3. 罰金刑の引き上げにおける分析.....	21
6-4. 刑罰執行確率における分析.....	22
6-4-1. 逮捕される確率.....	22
6-4-2. 起訴等のされる確率.....	23
7. 政策提言.....	24
8. おわりに.....	26
付録：データの出典及び作成手法.....	27
参考文献.....	28

1. はじめに

我が国の刑法犯の認知件数は、平成14年の369万3,928件をピークに平成15年から減少に転じ、平成21年の239万9,702件まで減少傾向を示している¹。しかしながら、急激な増加傾向に入る前の状態に戻ったにすぎず、国民の治安に対する不安感²とともに、その件数は依然として高水準にあるといえる。警察・司法当局では、犯罪の多発や新たな犯罪の発生に対処するため³、また、国民の被害者感情や遺族感情に配慮する形で様々な刑法の改正を行っており、特に、刑罰の引き上げを伴う改正がみられているところである。

このように、近年は厳罰化の傾向にあるとされ、強盗罪など重大犯罪を対象とした有期刑に係る法定刑の上限が15年から20年に引き上げられた平成16年の刑法改正は、その傾向を端的に表しているといえよう。しかし、量刑の変化の乏しさから、量刑と犯罪の抑制効果の関係についての実証研究は十分にされているとはいえず、法改正論議の場においてもその効果を予測した議論とはなっていない。平成18年に新設された窃盗罪に対する罰金刑に際しての議論もまた同様である⁵。

これは、犯罪の多発に対処するための一種の厳罰化といえる量刑であるが、窃盗犯にはかねてより、従来の量刑が懲役刑のみであったことから万引きや自転車盗など犯罪被害額が軽微な事案においては公訴されないなど、実質的に刑罰が与えられていないことの弊害が指摘されており、これに対処する形で罰金刑が加えられた。しかし、窃盗犯は平成21年の刑法犯の認知件数中、約54.1%と最も多くを占める犯罪であり、129万9,294件もの件数となっている。これは年間で人口100人当たり1人は窃盗の被害に遭っている計算となるもの⁶であり、依然として件数は高い水準にとどまっている。このように、現行の罰金刑は犯罪の抑制に法改正の意図するとおりの効果が示されていない可能性がある。

そこで本稿では、罰金刑が軽微な事案の窃盗犯に与えた犯罪抑制の効果について、平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、同時に罰金刑が新設された公務執行妨害等犯との比較から実証分析を行った。結論から先に述べると、現行の罰金刑にはその抑制を意図した軽微な事案の窃盗犯に対してはその行動に影響を与えておらず、効果がないことが示された。その結果を踏まえ、今後の量刑の在り方について考察するとともにその改善を提言したものである。

犯罪に関する実証分析の先行研究としては次のようなものがある⁷。まず、犯罪と刑罰との関係性について、Orsagh (1973) は1960年のカリフォルニア州郡のデータをもとに有罪の確実性(有罪率)による犯罪の抑止効果を示した。Ehrlich (1973) は1960年の全米各州のデータをもとに収監率と刑期による犯罪の減少効果を示している。また、Carr-Hill and Stern (1973) は1961年と1966年のイングランドとウェールズにおける警察区域単位のデータをもとに刑罰の厳格性(収監率)

¹ 法務省「平成22年版犯罪白書」参照。

² 平成19年に内閣府が発表した『治安に関する世論調査』によると、「現在の日本が治安がよく、安全で安心して暮らせる国だと思うか」との問いに対して、「そう思わない」が17%、「あまりそう思わない」が36%となっており回答者の半数以上が不安があると答えている。

³ 例えば、平成13年の「支払い用カード電磁的記録に関する罪」の新設。

⁴ 例えば、平成13年の「危険運転致死傷罪」の新設と平成16年、平成19年の同罪の改定。

⁵ 「法制審議会刑事法(財産刑関係)部会第1回～第3回会議事録」参照。

⁶ 「総務省人口推計」平成21年10月1日現在の人口127,509,567人から算出した。

⁷ 米国における先行論文については松村(1982)を参照。

と確実性（解決率）は犯罪を減少させることを示し、さらに刑罰の厳格性よりも確実性の方が大きな犯罪抑止効果を持っていることを弾性値から示している。一方で、Forst(1976)は1970年の全米各州及びコロンビア特別地区のデータをもとに収監率、平均刑期、矯正予算はいずれも犯罪率と有意な関連がないとして否定的な見解を示している。また、Avio and Clark (1978)は1971年のカナダオンタリオ州各センサス地区のデータをもとに逮捕率は概ね犯罪の減少効果を示すものの、有罪率及び刑期は減少の傾向に留まり有意には示されなかったとしている。以後も、全米各州のパネルデータをもとに罰則の厳しい州では犯罪が少ないことを示したLevitt (1998)の他、日本においても1991年の罰金額等の引き上げ及び1968年の業務上・重過失致死傷罪の法定刑の引き上げによる効果を分析した小島(2006)などがある。

その他に、犯罪と経済情勢との関係について、1976年から2008年までの時系列データ及び1975年から2005年までの5年ごとの都道府県別パネルデータをもとに犯罪の発生率は失業率が上昇すると同じく上昇するが、失業率の上昇よりも貧困率の上昇による影響の方が大きいことを示した大竹・小原(2010)、1966年から1996年までの時系列データ及び1980年から1995年までの5年ごとの都道府県別パネルデータをもとに少年犯罪の発生率が労働市場の需給状況や教育の質と関係していることを示した大竹・岡村(2000)、犯罪と外部性との関係について、2005年の東京都のデータをもとに犯罪発生率が地価を減少させることを示した沓澤・山鹿・水谷・大竹(2007)がある。

このような先行研究はあるものの、我が国では罰金刑の採用が比較的少なく、かつその量刑の変化に乏しいこともあり、刑法犯に対する罰金刑の犯罪抑制効果について実証分析した例は、著作権法犯と強盗犯に対する刑罰引き上げの効果を比較し強盗犯のみに効果がみられたことを示した牛山(2009)があるが、いまだ十分になされているとはいえない。その点において、罰金刑の犯罪抑制効果を実証的に分析しようとする本研究は、今後の量刑の在り方について考察するうえで、一定の意義をなすものと考えらる。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第2章で、犯罪の現状と法改正に至る背景について統計データを示しながら概観する。第3章では、罰金刑が犯罪抑制に与える効果について理論分析を行う。第4章では、前章の理論分析で示した仮説を検証するための実証分析の手法を提示し、第5章においてその結果を示す。第6章では分析の結果を踏まえ、現行の罰金刑と望ましい量刑の在り方について考察を行い、第7章で改善に向けた政策提言をする。そして、最後に第8章で今後の課題をまとめる。

2. 犯罪の現状と法改正の背景

この章では平成18年の刑法改正で罰金刑が新設された窃盗罪と公務執行妨害等罪について統計データをもとに概観する。2-1.節では犯罪の現状について長期の動向と直近の動向を示す。2-2.節では法改正の概要と改正に至る背景について示す。

2-1. 犯罪の現状

昭和41年から平成21年までの窃盗犯（侵入盗・乗物盗・非侵入盗）の認知件数及び検挙率の推移を表したのが、図1である。特徴としては、侵入盗の割合が低下した一方で乗物盗及び非侵入盗の割合が上昇していること、乗物盗及び非侵入盗の検挙率が低迷していることなどが挙げられる。

図1の示すとおり、認知件数は平成9年頃から急激に増え始め、平成15年から減少に転じている。また、検挙率は平成に入ってから低下を始め、平成14年から上昇に転じている。このように幾分改善してきてはいるものの、依然として増加前の水準に戻ったにすぎず、前章で示した国民の治安に対する不安が解消しきれない姿を捉えることができる。

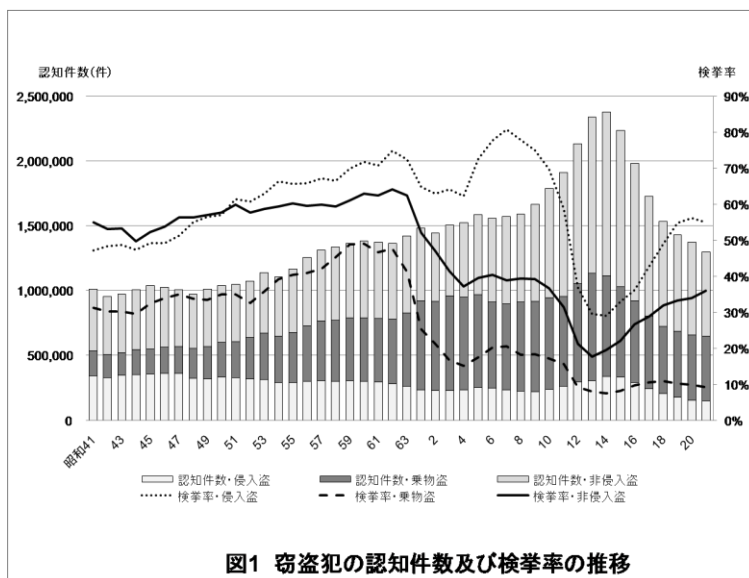


図1 窃盗犯の認知件数及び検挙率の推移

次に、本稿で対象とした、新たに罰金刑が加えられた窃盗罪と公務執行妨害及び職務強要罪（以下、「公務執行妨害等罪」という）の犯罪について、平成12年から平成21年までの認知件数及び検挙率の推移を表したものが、図2、図3である。なお、ここでは本稿で軽微な事案の窃盗犯と位置づけた自転車盗及び万引きについて掲載している。

軽微な事案の窃盗犯・公務執行妨害等犯ともに犯罪認知件数は高水準で推移しており、また、検挙率の傾向には変化が示されないが、自転車盗の検挙率は10%に満たない低位である一方、公務執行妨害等犯の検挙率は95%以上の高位であることが分かる。なお、70%を超える万引きの検挙率については、実際に逮捕される確率とは異なるものと考えられるので注意を要する⁸。

軽微な事案の窃盗犯・公務執行妨害等犯ともに犯罪認知件数は高水準で推移しており、また、検挙率の傾向には変化が示されないが、自転車盗の検挙率は10%に満たない低位である一方、公務執行妨害等犯の検挙率は95%以上の高位であることが分かる。なお、70%を超える万引きの検挙率については、実際に逮捕される確率とは異なるものと考えられるので注意を要する⁸。

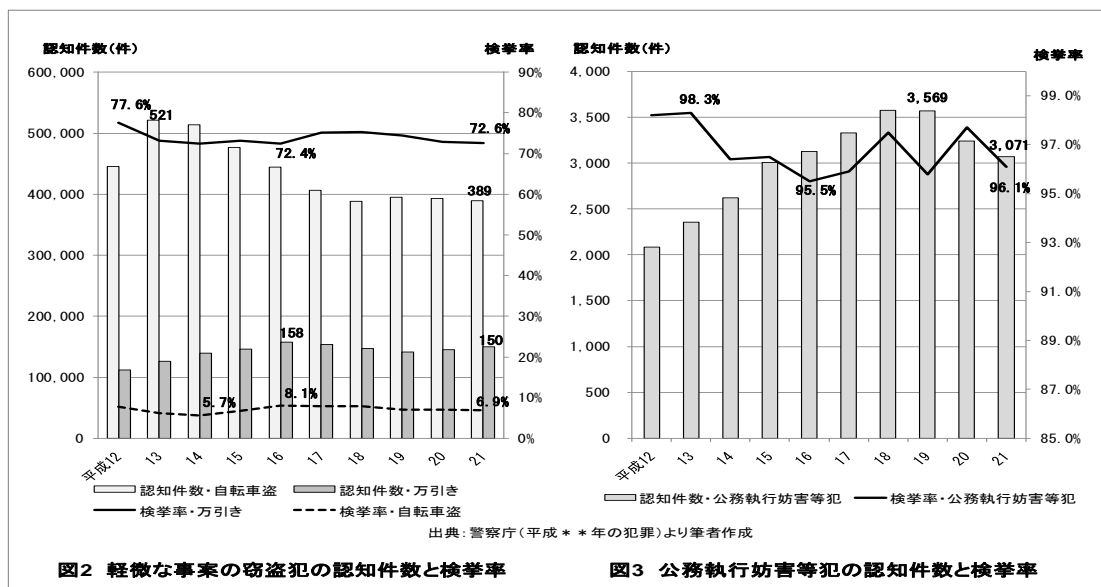


図2 軽微な事案の窃盗犯の認知件数と検挙率

図3 公務執行妨害等犯の認知件数と検挙率

⁸ 万引きは店舗等の現行犯での取り押さえが主な犯罪認知手段であるが、取り押さえ後も警察に引き渡されないものは犯罪認知件数に含まれていない。また、警察に引き渡された身柄とその余罪がそのまま犯罪認知件数となるため、検挙件数を犯罪認知件数で除して算出するここでの検挙率は、実際の犯罪件数を分母とした逮捕される確率と比較すると相当大きいと考えられる。実際に、万引きの被害額については警察庁の把握額と小売業団体の把握額には大きな乖離があることが知られている。

2-2. 法改正の概要と背景

該当する平成18年の刑法の改正内容は、次のとおりである。

平成18年法律第36号「刑法及び刑事訴訟法の一部を改正する法律」

(平成18年5月8日公布 同年5月28日施行)

(1) 公務執行妨害及び職務強要罪に対する罰金刑の新設

3年以下の懲役又は禁固

→3年以下の懲役若しくは禁固又は50万円以下の罰金

(2) 窃盗罪に対する罰金刑の新設

10年以下の懲役

→10年以下の懲役又は50万円以下の罰金

刑法犯罪における犯罪者は検挙後においても2つの手段で公訴を逃れることが可能である。一つは、警察限りの内部処理にとどめられる微罪処分⁹、もう一つは、起訴便宜主義にもとづく検察官の判断による起訴猶予を含む不起訴扱い¹⁰である。

公務執行妨害等罪は暴行又は脅迫により公務員による円滑な公務を阻害する犯罪であり、平成5年の934件を境に増加傾向に転じ、法改正前の平成17年には2,868件と急増していた。この急増件数の中には、酒に酔って職務質問中の制服警察官に因縁をつけて暴行を加えたもの、喧嘩の仲裁に入った制服警察官に興奮や感情の行き違いから暴行を加えたものの直ちに制圧・検挙されるなど、比較的影響の大きくない事案も数多くみられたが、一方で、法定刑が懲役刑又は禁固刑に限られていることから刑罰の適用に困難が生じていた。

また、窃盗罪は他人の財物を窃取する私利慾的犯罪であり、法改正前の平成17年には交通事故に係る業務上過失致死傷罪を除く全刑法犯の認知件数の約76%を占め、治安対策の重要な課題となっていた。この中には、食料品の万引きなど安易な気持ちから行われ、かつ、被害額が僅小である上、被害回復も速やかになされるといった比較的軽微な事案も多くみられたが、一方で、法定刑が懲役刑に限られていることから刑罰の適用に困難が生じていた。実際、この刑罰が適用されないことで万引きの再犯による被害に苦しむ業界団体からは、法改正を望む声が出ていたほどである¹¹。また、国会の衆・参両議院のそれぞれの法務委員会における附帯決議においても、政府に対し、罰金が選択刑として定められていない財産犯及び公務執行妨害罪について、罰金刑の導入検討を求めている¹²。

⁹ 司法警察員は、犯罪の捜査をしたときは、この法律に特別の定のある場合を除いては、速やかに書類及び証拠物とともに事件を検察官に送致しなければならない。但し、検察官が指定した事件については、この限りでない。(刑事訴訟法第246条)

捜査した事件について、犯罪事実が極めて軽微であり、かつ、検察官から送致のしるべき必要がないとあらかじめ指定されたものについては、送致しないことができる。(犯罪捜査規範第198条)

¹⁰ 犯人の性格、年齢及び境遇、犯罪の軽重及び情状並びに犯罪後の状況により訴追を必要としないときは、公訴を提起しないことができる。(刑事訴訟法第248条)

¹¹ 例えば、特定非営利活動法人全国万引犯罪防止機構が平成17年6月23日に設立されている。

¹² 平成3年の通常国会において成立した「罰金の額等の引上げのための刑法等の一部を改正する法律」の審議の際に、衆・参両議院のそれぞれの法務委員会において附帯決議がされている。

また、平成16年秋の臨時国会において成立した「刑法等の一部を改正する法律」の審議の際には、衆・参両議院のそれぞれの法務委員会において、近年の犯罪情勢等を踏まえ、財産犯の一部に罰金刑を選択刑として新設することの更なる検討が附帯決議で求められている。

この背景は統計データからも見てとることができる。

平成18年以前の窃盗犯及び公務執行妨害等犯の起訴等の確率について概要を表したものが、図4である。図4では、微罪処分率が高いほど逮捕後も警察どまりの処理になりやすいこと、起訴率が低いほど逮捕後も検察どまりの処理になりやすいことをそれぞれ表している。統計データの制約上、自転車盗及び万引きの起訴率は入手できなかったが、ここでは代用として窃盗犯の起訴率を掲載している。窃盗犯・交通業過を除く刑法犯総数の起訴率と比較すると窃盗犯及び公務執行妨害等犯の起訴率はいずれも低い傾向を示している。また、公務執行妨害等犯の微罪処分率は0%ではあるが、自転車盗及び万引きの微罪処分率はいずれも窃盗犯・交通業過を除く刑法犯総数と比較すると高い傾向を示していることから、法改正前における起訴等の困難性をここで確認することができる。

そこで、平成18年の刑法の改正では、比較的軽微な事案の犯罪であっても早い段階で相応の刑罰を科し、刑罰が有する一般予防機能¹³及び特別予防機能¹⁴の効果により、同種事犯の再発を防止し、常習化や他のより重い犯罪への発展を食い止める必要があるとの判断によって、事案に対応した適正な事件処理・科料を可能とするべく、法制審議会刑事法（財産刑関係）部会での審議を経て、両罪に対し、50万円以下の罰金刑が新設されるに至った。

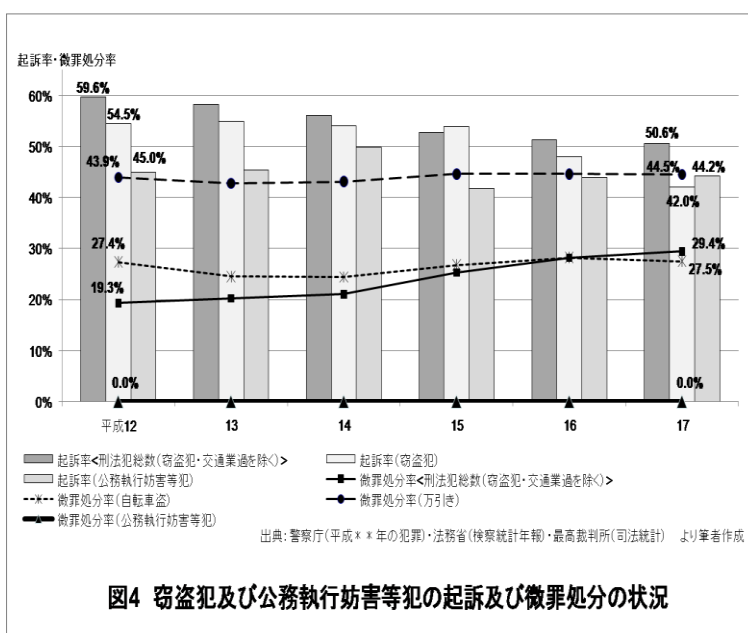


図4 窃盗犯及び公務執行妨害等犯の起訴及び微罪処分の状況

3. 罰金刑の効果に関する理論分析

本章では法と経済学の視点から合理的な犯罪者に与える罰金刑の犯罪抑制効果について分析する。3-1.節では一般的な犯罪モデルを経済理論で示し、3-2.節で軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の犯罪抑制効果を法改正の意図するところとして示す。しかしながら、次の3-3.節では法改正の意図する効果は理論上示されないことを提示する。

3-1. 経済理論にもとづく犯罪行動

近代の犯罪学（古典派犯罪学）を創設したのはイタリアの経済学者Beccariaとされている。彼は当時の恣意的な刑事司法と残虐な執行を批判する観点から、功利主義に基づく合理的な刑事司法制度の確立を主張した（Beccaria (1764)）。さらに、古典的功利主義を代表するBenthamは、犯罪は快楽を求めるための合理的行動であるとする犯罪論を展開した（Bentham (1896)）。な

¹³ 刑罰の抑止力によって一般社会人による犯罪の発生の予防に期待する考え方

¹⁴ 犯罪者当人を教育して更生・社会復帰をさせて再犯の防止に期待する考え方

お、犯罪の経済分析を論文で最初に発表したのはBeckerである。

したがって、本稿においても、このBeckerの犯罪行動理論（Becker (1968)）をもとに法と経済学の観点から理論分析を行う。

経済学では「人々は、自身の意思決定（行動）に関してトレードオフの関係に直面しており、意思決定にあたっては行動から得られる便益とそれに要する費用とを比較して決定する。なお、ここでいう費用には、実際に要する費用のみならず、行動から得られる便益のために放棄したもの（機会費用）まで含めなければならない。また、合理的な人々は、限界的な変化を比較して行動を決定する。したがって、上記の行動から得られる便益については限界便益を、行動に要する費用については限界費用を比較していることになる。さらに、人々は様々なインセンティブ（誘因）に反応して行動する。個々の人々が直面する便益と費用に変化をもたらすインセンティブ（誘因）に対しては、行動が変化する可能性を考えるべきである。」とされている。

つまり、合理的な意思決定者は、インセンティブに反応しつつトレードオフに直面しているため、限界的な便益が限界的な費用を上回る行動だけを選択する¹⁵。

これら経済学の理論をBeckerの犯罪モデルに応用する場合、犯罪者は犯罪によってYの利益を得ることができるが、確率pで刑罰fを科される可能性があるものと仮定する。すると、合理的な潜在的犯罪者は、期待効用EU（不確実性の下において得られる効用の期待値）を最大化するように、犯罪の量O（ここでいう「量」は「質」を含む概念）を決めることになる。このような犯罪者の行動を数式で表現すると、犯罪者の犯罪による利益Yは以下の効用最大化問題を解くことで決定され、

$$\text{Max}_Y EU = pU(Y-f) + (1-p)U(Y), \quad \partial U/\partial Y > 0, \quad \partial^2 U/\partial Y^2 < 0$$

となる¹⁶。

その結果、犯罪者による犯罪の量Oは、刑罰の重さfと刑罰執行確率pの関数として、 $O=O(p, f)$ 、 $\partial O/\partial p < 0$ 、 $\partial O/\partial f < 0$ と示される。

すなわち、犯罪者による犯罪の量は、図5が示すとおり、刑罰の重さと刑罰の執行確率が大きくなるほど減ることになる¹⁷。

ここで、合理的意思決定者である潜在的犯罪者は、犯罪から得られる限界便益と犯罪に要する限界費用に直面していることになる。限界便益としては、犯罪の成功による期待利得が挙げられ、限界費用としては、期待刑罰（刑罰の重さに刑罰の執行確率を乗じたもの）を上げることができる。したがって、期待利得が期待刑罰を上回る場合に犯罪を実行する理由が生じ¹⁸、その一致する点（犯罪からの限界便益曲線と限界費用曲線が図6のMBとMCのように描かれるとき

¹⁵ N.グレゴリー・マンキュー (2005) 5-12頁参照。

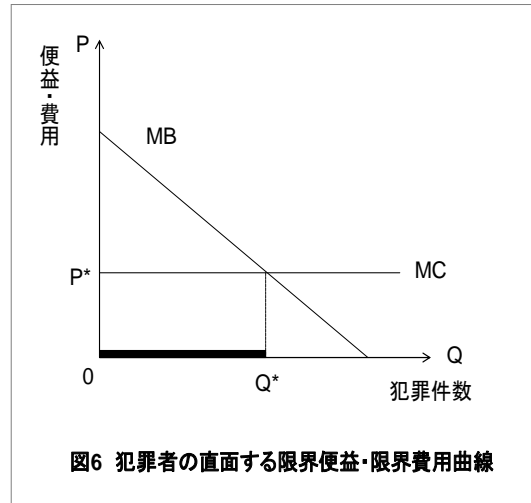
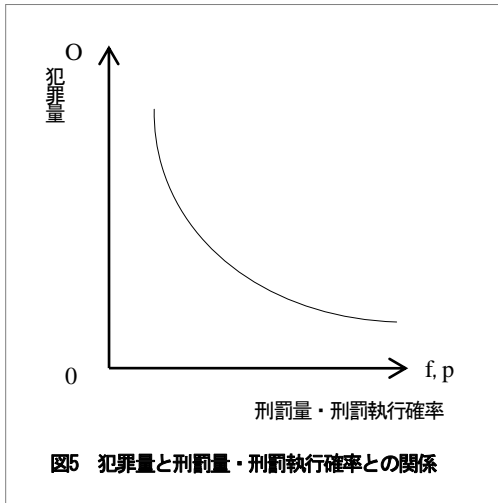
¹⁶ 本稿でいう刑罰には、新たに罰金を科される場合の確率pに着目している。その場合の効用関数は $U(Y-f)$ であり、罰金を逃れる場合の確率は $(1-p)$ でその場合の効用関数は $U(Y)$ なので、「期待効用」の最大値 $\text{Max}_Y EU$ は、 $pU(Y-f) + (1-p)U(Y)$ と表される。

また、 $\partial U/\partial Y > 0$ は、効用Uが利益Yの増加とともに増加することを、限界的な効用 $\partial^2 U/\partial Y^2 < 0$ は、効用Uの増加程度は利益Yが大きくなるにつれて小さくなっていくことを示す。

¹⁷ 四方 (2007) 287-288頁参照。

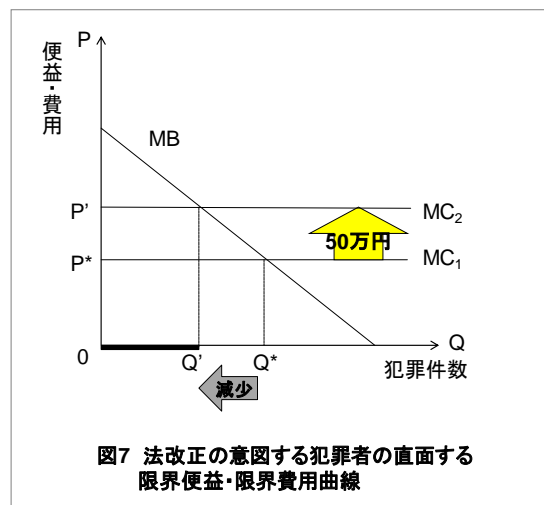
¹⁸ 福井 (2007) 133-137頁参照。

¹⁹、MBとMCが交わる点) まで犯罪を実行する。



3-2. 法改正の意図する軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果

平成18年の刑法の改正による窃盗罪に対する罰金刑の新設は、刑罰の強化の一環と捉えることができる。窃盗犯の中には、犯罪被害額が小さく、また被害回復も速やかになされるなど比較的軽微な事案が多くみられる²⁰が、従来、窃盗罪の法定刑が懲役刑に限られていたことから、顕著な再犯を除き、軽微な事案においては、司法当局に書類送検されることなく警察内部の微罪処分になること²¹や、送検後においても公判請求するには酷であるとして、起訴猶予せざるを得ない事案²²など、実質的に刑罰が科されることが問題視されてきた。この場合、軽微な事案の窃盗犯の直面する期待刑罰は刑罰の執行確率のみとなり²³、本来乗じるべき刑罰の重さだけ限界費用曲線が引き下げられている状態といえる。



¹⁹ ここでは、犯罪からの便益が高い者から順に並べた場合を想定しており、したがって限界便益曲線MBは右下がりの直線である。また、通常、犯罪件数が増えるほど捜査が及びにくくなり逮捕されるリスクは低下すると考えられるため、犯罪者の限界費用曲線MCは緩やかな右下がりの曲線となるが、ここでは議論の簡素化のために一定と仮定している。

²⁰ 平成21年中の窃盗犯罪認知件数のうち、本稿で軽微な事案の窃盗犯と位置づけた万引き及び自転車盗が占める割合は41.5%となっている。

²¹ 平成21年中の窃盗犯の微罪処分件数は61,589件で検挙人員件数中約35%となっている。

²² 「法制審議会刑事法（財産刑関係）部会第1回議事録」中において、事務局は「このような事案につきましては、一方で、早い段階で相応の刑罰を科し、刑罰が有する一般予防及び特別予防的效果により、同種事犯の再犯を防止し、ひいては常習化や他の犯罪傾向への発展を食い止める必要があると考えられますが、他方で、窃盗罪の法定刑が懲役刑に限られておりますことから、現実には起訴をすべきか否かの判断に困難を伴うものが少なくありません。」と述べている。

²³ 犯罪に対する制裁として犯罪者が直面する社会的制裁には、司法により直接科される刑罰の他に、評判や将来所得の低下といった制裁もあるが、ここでは議論の簡素化のために社会的制裁を省略している。

ここで、窃盗罪に対する罰金刑の新設は、他の条件を一定とすると、従来、実質的に刑罰が科されていなかった軽微な事案の窃盗犯が直面する限界費用曲線を、 MC_1 から MC_2 へ刑罰の重さ（罰金支払い）分引き上げることになり、犯罪の件数は Q^* から Q' へ減少することになる（図7）。

3.3. 実際の軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果

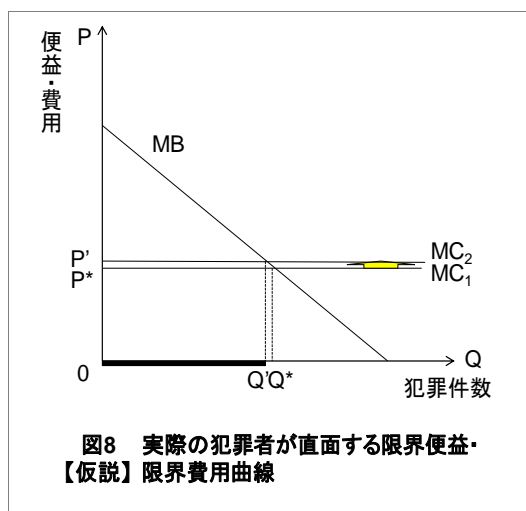
前節では、法改正の意図する軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果进行分析したが、果たして法改正は、意図する政策的インセンティブを犯罪者に正しく与えているのだろうか。

そこで仮説として、実際の軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑の効果进行分析する。

犯罪者が直面する限界費用（期待刑罰）は、刑罰の重さに刑罰の執行確率を乗じたものであるが、軽微な事案の窃盗は、前章で述べたとおり刑罰の執行確率が元々低い。犯罪者にとって刑罰の重さとともに刑罰の執行確率は、犯罪行動の重要な決定因子になると考えられるため、同一の罰金刑による刑罰の重さであっても、刑罰の執行確率によって犯罪者が直面する「真の」刑罰の重さ（限界費用）には差異が生じると考えられる。

実際に刑罰が科せられる量を C_p 、刑罰の執行確率を p 、新たに科される罰金刑を P_q とすると、 $C_p = p \times P_q$ ($0 \leq p \leq 1$)と表される。つまり、 P_q （罰金刑50万円）は刑罰の執行確率 p の影響を受けるため、 $C_p = P_q$ とはならない。自転車盗や万引きといった軽微な事案の窃盗は、現行犯以外に逮捕されるのは稀であるので、犯罪者が見積もる p は通常著しく低くなる。

したがって、刑罰の執行確率が低い軽微な事案の窃盗犯については、法改正による罰金刑（上限50万円）の新設がもたらした限界費用の引き上げ幅が、他の条件を一定としたとき、法改正の意図するほどの効果は生じず、限界費用曲線を MC_1 から MC_2 へ押し上げるにとどまり、限界便益曲線 MB を上回るものは小さいため、軽微な事案の窃盗件数は Q^* から Q' への移動が示すとおり減少しない若しくは若干の減少にとどまると考えられる（図8）。



4. 罰金刑の効果に関する実証分析の手法

本章では、刑罰執行確率によって罰金刑の犯罪抑制効果が異なることを示した前章の理論分析を検証するために実証分析を行う。まず、4-1.節で刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯についての推計モデルを示し、4-2.節で刑罰執行確率の高い公務執行妨害等犯についての推計モデルを示す。加えて、4-3.節では両モデルで利用するデータの説明を行う。併せて、4-4.節では軽微な事案の窃盗犯における罰金刑新設後の各要素の変化を確認するために行う実証分析の手法を示す。

4.1. 軽微な事案の窃盗犯に関するモデル

本節では、前章の理論分析により導かれた「窃盗罪に対する罰金刑の新設（上限50万円）は、刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯に対しては効果が示されない」との仮説について実証

分析を行うため、平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、次のモデルを推計する。

$$(a) \ln(\text{自転車盗認知件数/人口})_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{LowDummy}_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(b) \ln(\text{万引き認知件数/人口})_{it} = \alpha_2 + \beta_3 \text{LowDummy}_{it} + \beta_4 X_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\alpha_1 \sim \alpha_2$: 定数項 $\beta_1 \sim \beta_4$: パラメータ

LowDummy : 平成18年刑法改正ダミー X : コントロール変数

δ : 固定効果 (個体ごとに特有で観察できない要因) ε : 誤差項

i : 都道府県 t : 年

仮説を検証する軽微な事案の窃盗犯の対象については、刑罰の執行確率が低いものとして「(a) 自転車盗」及び「(b) 万引き」の人口10万人当たりの犯罪認知件数を用いる。推計モデルについては、県民性等の都道府県ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられることから、固定効果モデル (Fixed Effect Model 以下、「FE」と呼ぶ) により推計を行う。

4.2. 公務執行妨害等犯に関するモデル

本節では、前章の理論分析の反対解釈から導かれる「公務執行妨害等罪に対する罰金刑の新設 (上限50万円) は、刑罰執行確率の高い同犯に対しては効果が示された」との仮説について実証分析を行うため、平成12年から平成20年までの都道府県別パネルデータを用いて、次のモデルを推計する。

$$(c) \ln(\text{公務執行妨害等犯認知件数/人口})_{it} = \alpha_3 + \beta_5 \text{LowDummy}_{it} + \beta_6 X_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α_3 : 定数項 $\beta_5 \sim \beta_6$: パラメータ

LowDummy : 平成18年刑法改正ダミー X : コントロール変数

δ : 固定効果 (個体ごとに特有で観察できない要因) ε : 誤差項

i : 都道府県 t : 年

仮説を検証するものとして、公務執行妨害等犯の人口10万人当たりの犯罪認知件数を用いる。推計モデルについては、前節と同じく固定効果モデル (FE) により推計を行う。

4.3. 利用するデータ

前節までの推計モデルを分析するのに利用するデータは次のとおりである²⁴。

(1) 被説明変数

(a) : \ln (人口10万人当たりの自転車盗認知件数)

(b) : \ln (人口10万人当たりの万引き認知件数)

(c) : \ln (人口10万人当たりの公務執行妨害等犯認知件数)

(a)～(c)のモデルにおいて、各都道府県警が警察庁に報告した都道府県別の犯罪認知件数を利用し、人口による効果を考慮するため²⁵人口10万人当たりの認知件数の対数値を被説明変数とした。

²⁴ データの出典及び作成手法については付録に掲載した。

²⁵ Wooldridge (2006) 691頁以下参照

(2) 説明変数

①法改正ダミー

平成18年の刑法の改正前（罰金刑の新設前）の期間を0，法改正後の平成19年以降を1とするダミー変数を用いた²⁶。罰金刑の新設が犯罪を減少させる効果があったならば，予想される符号は負である。

②コントロール変数Ⅰ：ln（失業率）

犯罪の機会費用を表す指標として，失業率の対数値を用いた。失業率の上昇は，犯罪発覚後に失うであろう自らの仕事と再就職の困難により，犯罪から得られる便益に対して相対的に機会費用を高めるため，予想される符号は負である。

③コントロール変数Ⅱ：ln（人口10万人当たりの警察職員数）

モデル(a)，(c)の刑罰の執行確率のうち，犯罪捜査力を表す指標として，各都道府県における人口10万人当たりの警察職員数（警察官数）の対数値を用いた。

モデル(a)では警察職員の増員は犯罪者にとって限界費用を引き上げると考えられるため，予想される符号は負であるが，モデル(c)では犯罪の対象となる公務員は警察職員であることが多いため，予想される符号は正である。

④コントロール変数Ⅲ：ln（小売業1店舗当たりの店舗面積）

モデル(b)については，先述のとおり，犯罪の認知は店舗における現行犯逮捕と考えられるため，刑罰の執行確率のうち犯罪捜査力とは相関を持たないと考えられる。

したがって，犯罪者にとって犯罪実行の容易さを表す代理指標として，各都道府県における小売業1店舗当たりの店舗面積の対数値を用いた。小売業店舗面積の増加は万引きの監視の目を低下させ，犯罪者にとって犯罪実行を容易にすると考えられるため，予想される符号は正である。

⑤コントロール変数Ⅳ：ln（可住地面積当たりの人口密度）

犯罪機会を表す指標として，各都道府県における可住地面積1平方キロメートル当たりの人口密度の対数値を用いた。人口密度の増加は，犯罪者にとって犯罪機会の増加と考えられるため，予想される符号は正である。

⑥コントロール変数Ⅴ：ln（大学進学率）

犯罪予防機能及び犯罪の機会費用を表す指標として，各都道府県における高等学校等生徒の大学進学率の対数値を用いた。大学進学率の増加は，教育による犯罪予防機能の上昇が考えられるとともに，犯罪者にとって犯罪の機会費用（犯罪発覚によって逸失する生涯獲得所得）に影響すると考えられるので，予想される符号は負である。

⑦コントロール変数Ⅵ：ln（生活保護率）

生活困窮による犯罪を表す代理指標として，各都道府県における人口千人当たりの生活保護被保護実人員の対数値を用いた。生活保護率の増加は，機会費用（犯罪発覚によって逸失する所得）が元々低いと考えられる生活困窮者による犯罪の誘因になると考えられるので，予想される符号は正である。

²⁶ 本来であれば施行日以降を1とするデータを用いるべきであるが，データが年単位であるため，5月施行であることから翌年以降を1とするダミー変数とした。

⑧コントロール変数Ⅶ：ln（1世帯当たりの可処分所得額）

所得による犯罪の機会費用を表す代理指標として、各都道府県における二人以上の1世帯当たりの可処分所得額の対数値を用いた。可処分所得額の増加は、相対的に犯罪の機会費用の上昇になると考えられるので、予想される符号は負である。

⑨コントロール変数Ⅷ：ln（児童・生徒数10万人当たりの補導数）

愉快犯による犯罪を表す代理指標として、各都道府県における児童・生徒数10万人当たりの補導数の対数値を用いた。児童・生徒の被補導者は、日常規律の逸脱行動自体に快楽を求めるものや仲間内の自己誇示行動によるものと考えられるため、愉快犯の指標と概ねみなし得ると考える。児童・生徒補導数の増加は愉快犯による犯罪の増加になると考えられるので、予想される符号は正である。

⑩コントロール変数Ⅸ：ln（人口100人当たりの自転車保有台数）

モデル(a)の自転車盗について、犯罪機会の指標として、各都道府県における人口100人当たりの自転車保有台数の対数値を用いた。自転車保有台数の増加は犯罪者にとって犯罪機会の増加と考えられるため、予想される符号は正である。

⑪コントロール変数Ⅹ：ln（鉄道駅数）

モデル(a)の自転車盗について、犯罪機会の指標として、各都道府県における鉄道の駅数の対数値を用いた²⁷。鉄道駅周辺では長時間駐輪自転車の集中により自転車盗の認知件数が多くみられることから、鉄道駅の増加は犯罪者にとって犯罪機会の増加と考えられるため、予想される符号は正である。

⑫コントロール変数Ⅺ：地域ダミー*年次ダミー

犯罪から得られる期待利得など年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、地域ダミーと年次ダミーの交差項を用いた。地域ダミーの分類は表①のとおりである。

表① 地域ダミーの分類

東日本地域	北海道	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県	茨城県	栃木県
	群馬県	埼玉県	千葉県	東京都	神奈川県	新潟県			
中日本地域	富山県	石川県	福井県	山梨県	長野県	岐阜県	静岡県	愛知県	三重県
西日本地域	滋賀県	京都府	大阪府	兵庫県	奈良県	和歌山県	鳥取県	島根県	
	岡山県	広島県	山口県	徳島県	香川県	愛媛県	高知県	福岡県	佐賀県
	長崎県	熊本県	大分県	宮崎県	鹿児島県	沖縄県			

(3) 操作変数（同時性の問題への対応）

刑罰の執行確率のうち、捜査力の向上となる警察職員数の増員は、犯罪者にとっての限界費用を引き上げる結果、犯罪認知件数を減少させると考えられる。一方で、犯罪認知件数が増加するほど警察職員数は増員される関係にあるため、被説明変数と説明変数の間における同時性の問題を考慮に入れて推計しなければ、警察職員数の犯罪認知件数に対する影響が過小推計され、法改正ダミーの効果が過大推計されてしまう問題が生じる²⁸。そこで、次の操作変数を用い

²⁷ 鉄道駅数は、沖縄県で平成12年から平成15年まで0のため、すべての対数値は原数値に1を加えて算出している。

²⁸ Wooldridge (2006) 558頁以下参照。

て、二段階最小二乗法（Two-stage least squares 以下、「2SLS」と呼ぶ）による固定効果モデルを併せて推計する²⁹。

⑬操作変数：ln（人口10万人当たりの前年警察職員数）

警察職員数は前年の定員数を参考に条例によって定められるため、前年の警察職員数は内生変数である当年の警察職員数には影響を与えないが、当年の犯罪認知件数には影響を与えないと考えられる。したがって、モデル(a)，(c)の刑罰の執行確率のうち、犯罪捜査力を表す指標として、各都道府県における人口10万人当たりの前年の警察職員数（警察官数）の対数値を操作変数として用いた。予想される符号は③と同じである。

以上の変数の基本統計量は表②のとおりである。

表② 基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(人口10万人当たりの自転車盗認知件数)	423	5.580	0.404	4.431	6.398
ln(人口10万人当たりの万引き認知件数)	423	4.702	0.234	3.718	5.307
ln(人口10万人当たりの公務執行妨害等犯認知件数)	423	0.441	0.544	-1.402	1.902
法改正ダミー	423	0.222	0.416	0.000	1.000
ln(人口10万人当たりの警察職員数)	423	5.143	0.165	4.837	5.857
ln(人口10万人当たりの前年警察職員数)	423	5.131	0.168	4.833	5.872
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)	423	4.748	0.158	4.305	5.093
ln(可住地面積当たりの人口密度)	423	6.941	0.720	5.578	9.142
ln(大学進学率)	423	3.805	0.161	3.398	4.168
ln(生活保護率)	423	1.881	0.603	0.336	3.091
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	423	13.004	0.125	12.530	13.350
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	423	5.119	0.480	3.801	6.184
ln(人口100人当たりの自転車保有台数)	423	3.833	0.269	2.586	4.411
ln(鉄道駅数)	423	5.097	0.792	0.000	6.658

(注) 地域ダミー*年次ダミーについては省略した。

4.4. 軽微な事案の窃盗犯の罰金刑新設後の変化に関するモデル

軽微な事案の窃盗犯における法改正後の各要素の変化について分析するため、次のモデルを推計する。

$$(a) \quad (b) \quad \ln(\text{犯罪認知件数}/\text{人口})_{it} = \gamma_1 + \sigma_1 \text{LowDummy}_{it} + \sigma_2 X_{it} + \sigma_3 \text{LowDummy}_{it} * X_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

前々節の推計モデルに、LowDummyとコントロール変数の交差項を加えて推計する³⁰。したがって、推計された交差項のパラメータ σ_3 は、各要素における法改正後の変化を示す。

²⁹ Levitt (1997)は警察職員数と犯罪件数の同時性を解消するため、その地域で選挙がおこったかどうかを操作変数に用いて、警察職員数の増員が犯罪件数の減少に寄与することを示した。

³⁰ LowDummyのパラメータ σ_1 は単に交差項を入れた場合、 $\Sigma \sigma_3$ が重複されて推計される問題が生じるため、下記のとおり推計式を変換した。

$$\begin{aligned} \ln(\text{犯罪認知件数}/\text{人口})_{it} &= \gamma_1 + \sigma_1 \text{LowDummy}_{it} + \sigma_2 X_{it} + \sigma_3 \text{LowDummy}_{it} * X_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= \mu_1 + \omega_1 \text{LowDummy}_{it} + \omega_2 X_{it} + \sigma_3 (\text{LowDummy}_{it} - \theta_1) * (X_{it} - \theta_2) + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$* \gamma_1 = \mu_1, \sigma_1 = \omega_1, \sigma_2 = \omega_2, \theta_1 = 1/n \Sigma \text{LowDummy}, \theta_2 = 1/n \Sigma X_{it}$$

利用するデータについては、交差項を加える以外は前節と同じとする。なお、交差項の基本統計量は表③のとおりである。

表③ 基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(人口10万人当たりの警察職員数)*法改正ダミー	423	1.154	2.163	0.000	5.835
ln(人口10万人当たりの前年警察職員数)*法改正ダミー	423	1.152	2.158	0.000	5.836
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)*法改正ダミー	423	1.085	2.034	0.000	5.093
ln(可住地面積当たりの人口密度)*法改正ダミー	423	1.540	2.905	0.000	9.142
ln(大学進学率)*法改正ダミー	423	0.865	1.621	0.000	4.168
ln(生活保護率)*法改正ダミー	423	0.445	0.879	0.000	3.091
ln(1世帯当たりの可処分所得額)*法改正ダミー	423	2.889	5.412	0.000	13.275
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)*法改正ダミー	423	1.106	2.085	0.000	6.020

5. 罰金刑の効果に関する実証分析の推計結果

モデル(a), (b)の推計結果をそれぞれ表④及び表⑤に掲げる。

なお、推計結果の記述については地域ダミーと年次ダミーの交差項を入れた場合を対象としている。

表④ モデル(a)の推計結果

被説明変数	ln(人口10万人当たりの自転車盗認知件数)			
	FE		2SLS:FE	
推計モデル	FE	2SLS:FE	FE	2SLS:FE
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]
ln(失業率)	0.116 [0.10]	0.101 [0.10]	-0.118 [0.11]	-0.125 [0.11]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)	-1.790 *** [0.48]	-2.060 *** [0.57]	-1.593 *** [0.49]	-1.951 *** [0.59]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	1.775 *** [0.57]	1.732 *** [0.57]	1.620 *** [0.58]	1.587 *** [0.58]
ln(大学進学率)	-1.187 *** [0.31]	-1.153 *** [0.31]	-0.916 ** [0.37]	-0.849 ** [0.37]
ln(生活保護率)	0.170 [0.15]	0.221 [0.16]	-0.038 [0.16]	0.013 [0.16]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	0.186 [0.13]	0.181 [0.13]	0.223 [0.14]	0.224 [0.14]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.066 [0.05]	0.068 [0.05]	0.039 [0.05]	0.042 [0.05]
ln(人口100人当たりの自転車保有台数)	0.006 [0.12]	0.005 [0.12]	0.044 [0.12]	0.041 [0.12]
ln(鉄道駅数)	0.076 [0.05]	0.076 [0.05]	0.107 ** [0.05]	0.105 ** [0.05]
法改正ダミー	0.095 *** [0.04]	0.098 *** [0.04]	0.013 [0.06]	0.017 [0.06]
定数項	3.315 [5.03]	4.853 [5.34]	2.328 [5.24]	4.046 [5.47]
地域ダミー*年次ダミー	NO	NO	YES	YES
F 又は Wald ²	21.85	398142.80	10.96	432339.85
R ²	0.374	0.373	0.449	0.448
観測数	423	423	423	423

表⑤ モデル(b)の推計結果

被説明変数	ln(人口10万人当たりの万引き認知件数)	
	FE	FE
推計モデル		
説明変数	係数 [標準誤差]	係数 [標準誤差]
ln(失業率)	-0.008 [0.07]	-0.136 [0.09]
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)	0.141 [0.17]	-0.197 [0.24]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	0.666 [0.42]	0.659 [0.44]
ln(大学進学率)	-1.172 *** [0.23]	-0.802 *** [0.29]
ln(生活保護率)	0.807 *** [0.12]	0.728 *** [0.13]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	-0.212 ** [0.10]	-0.173 [0.11]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.311 *** [0.03]	0.302 *** [0.03]
法改正ダミー	-1.466E-04 [0.03]	0.030 [0.05]
定数項	3.526 [3.37]	3.557 [3.64]
地域ダミー*年次ダミー	NO	YES
F 又は Waldx ²	32.47	12.29
R ²	0.414	0.456
観測数	423	423

(注1) ***, **, * 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。

(注2) 地域ダミー*年次ダミーについては省略した。

i. 法改正ダミー

係数の符号は、いずれも正であった。ただし、統計的に有意ではない。

ii. 失業率

係数の符号は、いずれも予想どおり負であった。ただし、統計的に有意ではない。

iii. 人口10万人当たりの警察職員数

モデル(a)の係数の符号は、1%の水準で統計的に有意に負であり、予想どおりの結果が得られた。

iv. 小売業1店舗当たりの店舗面積

モデル(b)の係数の符号は、予想に反し負であった。ただし、統計的に有意ではない。予想と異なった理由については、新設店舗は従来と比べて防犯カメラの複数台設置などセキュリティ体制が強化されており、逆に監視の目が強まっているとも考えられる。

v. 可住地面積当たりの人口密度

モデル(a)の係数の符号は、いずれも1%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの結果が得られた。また、モデル(b)の係数の符号は、予想どおり正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。

vi. 大学進学率

係数の符号は、いずれも1%から5%の水準で統計的に有意に負であり、予想どおりの結果が得られた。

vii. 生活保護率

モデル(a)の係数の符号は、正又は負であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。また、モデル(b)の係数の符号は、いずれも1%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの

結果が得られた。

viii. 1世帯当たりの可処分所得額

モデル(a)の係数の符号は、予想に反し正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。一方、モデル(b)の係数の符号は統計的に有意ではないか、または5%の水準で統計的に有意に負であり、予想どおりの結果が得られた。

係数の符号が定まらない理由としては、説明変数としたデータが県庁所在市を対象とした少ないサンプル数による統計であり、その誤差によるものが考えられる。

ix. 児童・生徒数10万人当たりの補導数

モデル(a)の係数の符号は、予想どおり正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。一方、モデル(b)の係数の符号は1%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの結果が得られた。

x. 人口100人当たりの自転車保有台数

モデル(a)の係数の符号は、予想どおり正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。

xi. 鉄道駅数

モデル(a)の係数の符号は5%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの結果が得られた。

次に、モデル(c)の推計結果を表⑥に掲げる。

なお、推計結果の記述については地域ダミーと年次ダミーの交差項を入れた場合を対象としている。

表⑥ モデル(c)の推計結果

被説明変数	ln(人口10万人当たりの公務執行妨害等犯認知件数)				
	FE		2SLS:FE		
	推計モデル 説明変数	FE 係数 [標準誤差]	2SLS:FE 係数 [標準誤差]	FE 係数 [標準誤差]	2SLS:FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)		-0.194 [0.15]	-0.213 [0.16]	-0.157 [0.18]	-0.161 [0.18]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)		3.102 *** [0.77]	2.751 *** [0.93]	2.834 *** [0.81]	2.621 *** [0.97]
ln(可住地面積当たりの人口密度)		1.570 * [0.92]	1.514 [0.92]	1.626 * [0.95]	1.604 * [0.95]
ln(大学進学率)		0.480 [0.50]	0.524 [0.50]	1.078 * [0.61]	1.117 * [0.61]
ln(生活保護率)		0.273 [0.24]	0.339 [0.26]	0.070 [0.26]	0.099 [0.27]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)		-0.184 [0.21]	-0.190 [0.21]	0.021 [0.23]	0.022 [0.23]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)		0.342 *** [0.07]	0.345 *** [0.07]	0.345 *** [0.07]	0.346 *** [0.07]
法改正ダミー		-0.137 ** [0.06]	-0.133 ** [0.06]	-0.171 * [0.10]	-0.169 * [0.10]
定数項		-27.803 *** [8.11]	-25.804 *** [8.62]	-31.537 *** [8.64]	-30.510 *** [9.02]
地域ダミー*年次ダミー		NO	NO	YES	YES
F 又は Waldχ ²		16.36	1075.10	6.91	1148.92
R ²		0.262	0.262	0.320	0.320
観測数		423	423	423	423

(注1) ***, **, * 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。

(注2) 地域ダミー*年次ダミーについては省略した。

i. 法改正ダミー

係数の符号は、いずれも10%の水準で統計的に有意に負であり、予想どおりの結果が得られた。

ii. 失業率

係数の符号は、いずれも予想どおり負であった。ただし、統計的に有意ではない。

iii. 人口10万人当たりの警察職員数

係数の符号は、1%の水準で統計的に有意に正であった。これは、公務執行妨害等犯のうち警察職員に対するものが大多数を占める現状において、捜査を伴わない現行犯逮捕を基本とする犯罪の実情にも一致する。

iv. 可住地面積当たりの人口密度

係数の符号は、いずれも10%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの結果が得られた。

vi. 大学進学率

係数の符号は、いずれも10%の水準で統計的に有意に正であった。これは、公務執行妨害等犯のうち高等教育を受けた確信犯によるものがあると考えられる。

vii. 生活保護率

係数の符号は、予想に反し正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。

viii. 1世帯当たりの可処分所得額

係数の符号は、予想に反し正であった。ただし、いずれも統計的に有意ではない。

ix. 児童・生徒数10万人当たりの補導数

係数の符号は1%の水準で統計的に有意に正であり、予想どおりの結果が得られた。

これらの結果から、その他の説明変数が示す傾向は、概ね予想どおりの結果が得られたが、今回のモデル(a)、(b)で推計した法改正ダミーの係数は、統計的に有意な減少が観測できなかった。したがって、軽微な事案の窃盗犯に対して、上限50万円の罰金刑を新設した今回の法改正は犯罪件数に影響を与えていないと考えられる。

また、今回のモデル(c)で推計した法改正ダミーの係数は、他の条件を一定として、平成18年の刑法の改正（罰金刑の新設）後、公務執行妨害等犯の認知件数が平均16.9%から17.1%減少したことが10%の水準で統計的に有意な観測がみられた。したがって、公務執行妨害等犯に対して、上限50万円の罰金刑を新設した今回の法改正は犯罪件数を減少させたと考えられる³¹。

次に、モデル(a)´、(b)´の推計結果をそれぞれ表⑦及び表⑧に掲げる。

なお、推計結果の記述については地域ダミーと年次ダミーの交差項を入れた場合を対象としている。

³¹ 公務執行妨害等犯のデータには2つの属性が含まれていると考えられ、1つは突発的な感情の高まりによるもの、もう1つは合理的なものである。突発的な感情の高まりによるものは合理的ではなく罰金刑の効果が仮にないとしても、平均17%の減少を示していることから、合理的なものに限定したデータであれば、さらに減少の効果は示されると考えられる。

表⑦ モデル(a)の推計結果

被説明変数 推計モデル 説明変数	ln(人口10万人当たりの自転車盗認知件数)			
	FE 係数 [標準誤差]	2SLS:FE 係数 [標準誤差]	FE 係数 [標準誤差]	2SLS:FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)	0.175 * [0.10]	0.152 [0.10]	-0.027 [0.12]	-0.039 [0.12]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)	-1.574 *** [0.52]	-1.947 *** [0.65]	-1.464 *** [0.54]	-1.958 *** [0.67]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	1.372 ** [0.61]	1.309 ** [0.61]	1.307 ** [0.61]	1.261 ** [0.61]
ln(大学進学率)	-1.173 *** [0.33]	-1.125 *** [0.34]	-0.867 ** [0.39]	-0.768 * [0.40]
ln(生活保護率)	0.102 [0.16]	0.174 [0.17]	-0.112 [0.16]	-0.041 [0.17]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	0.126 [0.14]	0.120 [0.14]	0.191 [0.15]	0.194 [0.15]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.060 [0.05]	0.064 [0.05]	0.033 [0.05]	0.039 [0.05]
ln(人口100人当たりの自転車保有台数)	0.030 [0.12]	0.030 [0.12]	0.083 [0.12]	0.081 [0.12]
ln(鉄道駅数)	0.082 [0.05]	0.083 * [0.05]	0.098 * [0.05]	0.097 * [0.05]
法改正ダミー	0.076 [0.05]	0.080 [0.05]	-0.027 [0.07]	-0.025 [0.07]
ln(失業率)*法改正ダミー	-0.089 [0.16]	-0.096 [0.16]	0.100 [0.17]	0.091 [0.17]
ln(人口10万人当たりの警察職員数)*法改正ダミー	-0.044 [0.20]	-0.098 [0.20]	-0.056 [0.20]	-0.122 [0.20]
ln(可住地面積当たりの人口密度)*法改正ダミー	0.070 [0.05]	0.066 [0.05]	0.056 [0.05]	0.053 [0.05]
ln(大学進学率)*法改正ダミー	0.011 [0.27]	0.035 [0.27]	0.065 [0.26]	0.094 [0.27]
ln(生活保護率)*法改正ダミー	0.010 [0.06]	0.015 [0.06]	0.009 [0.07]	0.017 [0.08]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)*法改正ダミー	-0.320 [0.24]	-0.324 [0.24]	-0.191 [0.24]	-0.194 [0.24]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)*法改正ダミー	-0.083 [0.05]	-0.078 [0.05]	-0.129 ** [0.06]	-0.129 ** [0.06]
定数項	5.675 [5.45]	7.787 [5.85]	4.000 [5.60]	6.296 [5.89]
地域ダミー*年次ダミー	NO	NO	YES	YES
F 又は Waldχ ²	13.38	399407.32	8.94	434019.46
R ²	0.388	0.387	0.462	0.461
観測数	423	423	423	423

表⑧ モデル(b)の推計結果

被説明変数 推計モデル 説明変数	ln(人口10万人当たりの万引き認知件数)	
	FE 係数 [標準誤差]	FE 係数 [標準誤差]
ln(失業率)	0.064 [0.07]	-0.015 [0.09]
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)	0.265 [0.17]	-0.175 [0.24]
ln(可住地面積当たりの人口密度)	0.317 [0.44]	0.348 [0.46]
ln(大学進学率)	-1.078 *** [0.24]	-0.587 ** [0.30]
ln(生活保護率)	0.716 *** [0.13]	0.669 *** [0.13]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)	-0.231 ** [0.10]	-0.180 * [0.11]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)	0.302 *** [0.03]	0.297 *** [0.03]
法改正ダミー	-0.050 [0.04]	-0.045 [0.06]
ln(失業率)*法改正ダミー	-0.094 [0.11]	-0.073 [0.12]
ln(小売業1店舗当たりの店舗面積)*法改正ダミー	-0.011 [0.15]	-0.007 [0.16]
ln(可住地面積当たりの人口密度)*法改正ダミー	0.062 * [0.04]	0.051 [0.04]
ln(大学進学率)*法改正ダミー	0.154 [0.20]	0.202 [0.20]
ln(生活保護率)*法改正ダミー	0.083 * [0.04]	0.062 [0.05]
ln(1世帯当たりの可処分所得額)*法改正ダミー	-0.034 [0.17]	0.003 [0.18]
ln(児童・生徒数10万人当たりの補導数)*法改正ダミー	-0.134 *** [0.04]	-0.135 *** [0.04]
定数項	5.366 [3.56]	4.852 [3.83]
地域ダミー*年次ダミー	NO	YES
F 又は Waldχ ²	20.08	10.70
R ²	0.455	0.490
観測数	423	423

(注1) **, *, * 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。

(注2) 地域ダミー*年次ダミーについては省略した。

i. 児童・生徒数10万人当たりの補導数*法改正ダミー

係数の符号は、いずれも1%又は5%の水準で統計的に有意に負であった。

これらの結果から、平成18年の刑法の改正（罰金刑の新設）前後において、各要素は児童・生徒数10万人当たりの補導数と法改正ダミーの交差項を除き、いずれも統計的に有意な差はみられなかった。

一方、児童・生徒数10万人当たりの補導数と法改正ダミーの交差項の係数は、他の条件を一定として、平成18年の刑法の改正（罰金刑の新設）前後において、補導数が1%上昇した場合に自転車盗及び万引きの認知件数がそれぞれ平均0.13%から0.14%減少したことを示している。

したがって、軽微な事案の窃盗犯に対して上限50万円の罰金刑を新設した今回の法改正は、愉快犯による犯罪を若干減少させた効果があった可能性があるものと考えられる。

6. 考察

前章までの分析により、同じ罰金刑にもかかわらず、刑罰執行確率の高い犯罪に対してはその抑制効果が示されたのに対して、刑罰執行確率の低い犯罪に対してはその抑制効果が示されないことが明らかになった。したがって、犯罪の種別にもよるが、犯罪者は刑罰執行確率に依存した行動を選択するとともに、軽微な事案の窃盗犯が直面する現行法の量刑による期待刑罰 {罰金刑（上限50万円）と低い刑罰執行確率を乗じたもの} では犯罪の抑制に効果がないと考えられる。

そこで、本章においては、刑罰執行確率の低い軽微な事案の窃盗犯を抑制するために、彼らが直面する現状と望ましい量刑の在り方について、経済学的分析を用いて考察する。まず、6-1. 節では、犯罪者が直面する期待刑罰が犯罪からの便益を上回らない限り犯罪は抑制されないことを示し、刑罰の引き上げの必要性について述べる。続いて6-2. 節では、刑罰の引き上げ方法は罰金刑によることが社会的に効率的であることを示す。また、6-3. 節では、罰金刑を著しく引き上げることの弊害について触れる。最後に6-4. 節では、刑罰執行確率について現状を分析し、改善の余地について検討する。

6-1. 刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性における分析

刑罰の効果としては、刑罰論において一般予防と特別予防の2つの効果があると認められているが、現行の刑罰は軽微な事案の窃盗犯に対してどのような影響を与えているのだろうか。この点について、ここでは一般予防効果における一般的な合理的犯罪行動について経済学的な分析を試みる。

図9は、軽微な事案の窃盗犯が直面する現行の刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性を示している³²。犯罪の重さ（窃盗額）を横軸にとり、金銭に換算した刑罰の重さを縦軸にとる。傾き45度の直線は

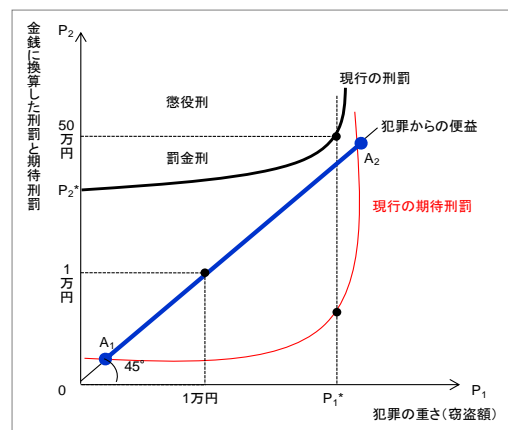


図9 現行の刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性

³² クーター、ユーレン (2005) 496-501頁参照。

窃盗から得る便益であり、例えば1万円を盗んだ場合に得る便益はそのまま犯罪者の利益となることを示している。上の曲線は現行の刑罰を表しており、通常、犯罪の重さ（窃盗額）が大きくなるほど刑罰は重く科されるため、右上がりの曲線である。一般的に、罰金刑よりも懲役刑の方が重いと考えられるため、現行法においては金銭に換算すると上限50万円を境に罰金刑から懲役刑に切り替わるものと考えられる。また、いったん懲役刑を科せられた場合、その苦痛は初めから非常に大きいものであるため垂直な直線に近づくと考えられる。

ここで、ある P_1^* 未満の額を窃盗した場合には P_2^* から上限50万円までの罰金刑が科せられ、 P_1^* 以上の額を窃盗した場合には懲役刑になるものとする。また、軽微な事案の窃盗であることから、重い懲役刑は嫌避する一般的な犯罪者を考える。

合理的な軽微な事案の窃盗犯は、犯罪後も逮捕されないことや、逮捕されても起訴等されないことなど、刑罰の執行可能性を確率的な計算として考慮すると考えられるため、彼らの直面する期待刑罰は、刑罰に低い刑罰執行確率を乗じた結果、下の曲線のように引き下げられた状態になっていると考えられる。この結果、犯罪からの便益が現行の期待刑罰を上回る A_1 点から A_2 点の範囲で犯罪のインセンティブが働いていると考えられる。

次に、刑罰を引き上げた後の関係性について考察する。図10は、刑罰を引き上げた後に軽微な事案の窃盗犯が直面する刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性を示している。

ここで、ある P_1^* 以上の額を窃盗した場合に懲役刑になるのは変わらないが、 P_1^* 未満の額を窃盗した場合に科せられる刑罰が引き上げられ、 P_2^* から上限 x 万円までの罰金刑が科せられることになるとする。

この場合、引き上げ後の刑罰曲線は現行の刑罰曲線よりも傾きを大きくしながら上方に移動する。同様に、合理的な軽微な事案の窃盗犯が直面する刑罰引き上げ後の期待刑罰曲線は、現行の期待刑罰曲線よりも傾きを大きくしながら上方に移動する。この結果、犯罪からの便益が刑罰引き上げ後の期待刑罰を上回る点がない水準に到達すると、犯罪のインセンティブが働かないと考えられる。

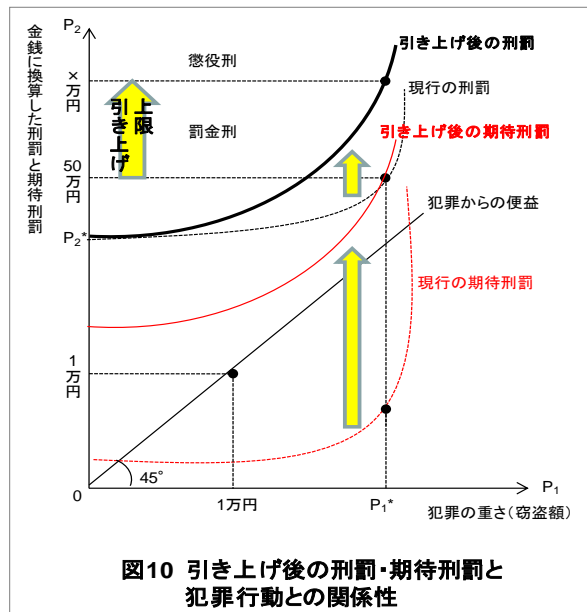


図10 引き上げ後の刑罰・期待刑罰と犯罪行動との関係性

6.2. 犯罪抑制の社会的効用水準における分析

前節では、罰金刑による刑罰の引き上げを想定していたが、果たして、刑罰を引き上げる場合には懲役刑などの自由刑又は罰金刑のいずれが社会にとって効率的な方法なのだろうか。この点について、ここでは犯罪抑制のための資源配分量と社会的効用水準との関係性について経済学的な分析を試みる。

図11は、軽微な事案の窃盗犯を抑制するための現行の資源配分量と社会的効用水準との関係性を示している。刑罰を与えられる量（これを増やそうとすると、通常、刑務所職員の増員等が必要である。）を横軸にとり、犯罪者を逮捕できる量（これを増やそうとすると、通常、警

察職員の増員等が必要である。)を縦軸にとる。現行の予算制約下において、政府が犯罪抑制のためにできる資源配分はこの2財のいずれかであるとした場合、この2財はトレードオフの関係にあるため、資源配分は Q_1 上のある点 Q_1^* と Q_2 上のある点 Q_2^* を結ぶ等費用曲線の上で決定されることになる。つまり、 Q_1^* は現行の量刑で刑罰を与えられる最大値を示している(ただし、この場合は犯罪者を逮捕できる量が0となり現実的ではない。)

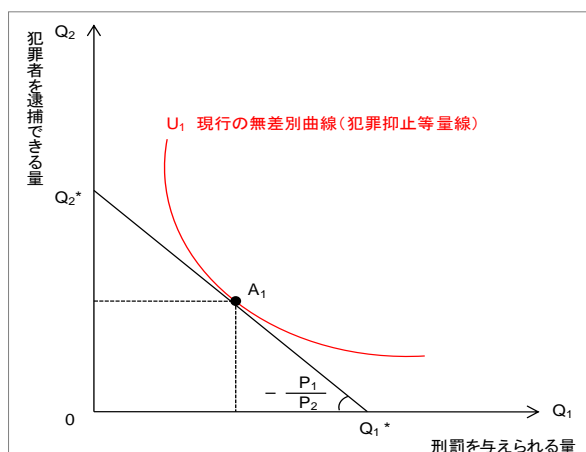


図11 現行の犯罪抑制の社会的効用水準

ここで、刑罰を与えられる量と犯罪者を逮捕できる量の配分において、現実に発生した犯罪の対応量だけではなく、未然に防ぐことのできた犯罪量までを含む犯罪抑止量が一定となる点を結んだ線を犯罪抑止等量線(U_1)とすると、 U_1 は現行の社会が犯罪抑止から得られる無差別曲線(効用曲線)と言い換えることができる。したがって、最も効率よく資源配分がなされている場合に、現行の犯罪抑止の達成から得られる社会的効用水準は、等費用曲線と U_1 が接するある A_1 点となっている。

それでは、刑罰を引き上げた場合の社会的効用水準はどうなるだろうか。図12は、軽微な事案の窃盗犯を抑制するために、罰金刑又は自由刑のいずれかを選択して刑罰を引き上げた後の資源配分量と社会的効用水準との関係性を示している。

まず、現行の予算制約は不変として、罰金刑による刑罰の引き上げを選択した場合を考える。ここでは、刑罰の引き上げのみを変更の対象としているため、最大限で犯罪者を逮捕できる量 Q_2^* は変わらないものとする。また、罰金を徴収する費用等は無視できる程度と仮定している。ここで、罰金刑による刑罰の引き上げを選択した場合、刑罰を与えられる量は Q_1^* から Q_1' まで刑罰の引き上げ分増やすことができる。その一方、罰金刑に要する費用は発生しないため、1人当たりの犯罪者に刑罰を与えるための費用(価格 P_1)は下落し、1人当たりの犯罪者を逮捕できる費用(価格 P_2)が不変であっても、相対価格の変化により、等費用曲線の傾きは $-P_1/P_2$ から $-P_1'/P_2'$ へと小さくなる³³。このため、まず現行の犯罪抑止等量線(U_1)上において、社

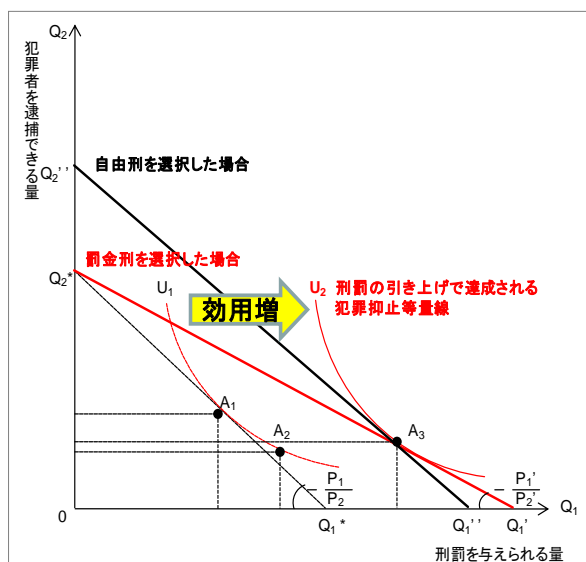


図12 刑罰引き上げ後の犯罪抑制の社会的効用水準

³³ 政府は P_1 と P_2 を自由に設定し得る価格設定者と考えることもできるが、現実的には、罰金刑の上限を際限なく引き上げること(P_1' を際限なく引き下げる)は相対刑罰量の変化による弊害を招くため出来ない。また、警察職員の確保は労働市場において適正な給与水準での競争市場であることを考慮すれば P_2 はある一定水準にならざるを得ない。したがって、 Q_1' と Q_2^* を結ぶ新たな等費用曲線が極端な水平に近づくことはないものとする。

会的効用水準は代替効果によりA₁点からA₂点に移動する。そして、所得効果によりQ₁'とQ₂*を結ぶ新たな等費用曲線と刑罰の引き上げで達成される新たな犯罪抑止等量線(U₂)が接する社会的効用水準A₃点に移動することになる。その結果、社会的効用水準はA₁点からA₃点に右上シフトしているため、社会にとっての効用は増加すると考えられる。

次に、自由刑による刑罰の引き上げを選択した場合を考える。

ここで、罰金刑と同じ社会的効用水準A₃点を実現しようとする、刑罰を与えられる量はQ₁*からQ₁'まで増加する一方、その費用の増加も伴うため、1人当たりの犯罪者に刑罰を与えるための費用(価格P₁)は不変である。したがって、等費用曲線の傾きは-P₁/P₂'のままであり、Q₁'とQ₂'を結ぶ新たな等費用曲線まで予算を増やさないと実現できない。

したがって、同じ刑罰の引き上げで社会的効用を増加させるには、自由刑よりも罰金刑の方が予算の増額を伴わない分、社会にとって効率的な刑罰であると考えられる。

6-3. 罰金刑の引き上げにおける分析

前節では、罰金刑による刑罰の引き上げが望ましいことを示したが、では、罰金刑も際限なく引き上げることが望ましいのだろうか。刑法学で論ずる罪刑均衡の原則³⁴は保つ必要がないのであろうか。この点について、ここでは罪刑均衡の変化によって予測される軽微な事案の窃盗犯の行動の変化について経済学的な分析を試みる³⁵。

図13は、軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑を適正な水準に引き上げた場合の窃盗犯の行動の変化を示している。強盗等より重大な窃盗件数を横軸にとり、軽微な事案の窃盗件数を縦軸にとる。現行の予算制約下において、犯罪者が選択できる犯罪はこのいずれかであるとした場合、この2つはトレードオフの関係にあるため犯罪者の配分は、Q₁上のある点Q₁*とQ₂上のある点Q₂*を結ぶ、等費用曲線の上で決定されることになる。つまり、Q₂*は軽微な事案の窃盗以外選択していないことを示している。

ここで、2つの犯罪の選択組み合わせから得られる効用が一定となる点を結んだ線を、罰金刑引き上げ前の犯罪者の無差別曲線(U₁)とすると、引き上げ前の犯罪者は等費用曲線とU₁が接するあるB₁点を最適点としてそれぞれの犯罪件数の決定を行い最大の効用を得ている状態になる。いま、軽微な事案の窃盗に対する罰金刑が適正な水準に引き上げられると、犯罪者にとってその犯罪の価値は下がり、犯罪者が付ける犯罪の値付け価格(価格P₂')は上昇する。したがって、より重大な窃盗犯罪の値付け価格(価格P₁)が不変であっても、相対価格の変化により、等費用曲線の傾きは-P₁/P₂から-P₁'/P₂'へと若干小さくなる。このため、まず現行の無差別曲線(U₁)上にお

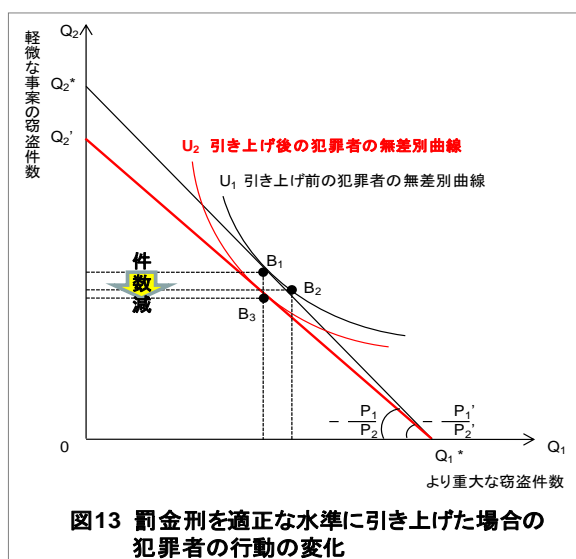


図13 罰金刑を適正な水準に引き上げた場合の犯罪者の行動の変化

³⁴ 刑法学では憲法第31条の罪刑法定主義から、刑罰は犯罪の反社会性や責任に応じたものでなければならないと導かれている。

³⁵ 渡瀬 (2006) 145-147頁参照。

いて、犯罪者の効用水準は代替効果により B_1 点から B_2 点に移動する。そして、所得効果により Q_1^* と Q_2^* を結ぶ新たな等費用曲線と、罰金刑の引き上げによる新たな無差別曲線(U_2)が接する効用水準 B_3 点に移動することになる。その結果、犯罪者の効用水準は B_1 点から B_3 点に左下シフトしているため、犯罪者の効用は減少し、軽微な事案の窃盗件数のみ減少する望ましい状態になると考えられる。

次に、軽微な事案の窃盗に対する罰金刑を、著しく引き上げた場合の窃盗犯の行動の変化を考える。この場合、犯罪者にとってその犯罪の価値は急激に下がり、犯罪者が付ける犯罪の値付け価格(価格 P_2')は急上昇する。したがって、図14が示すとおり、より重大な窃盗犯罪の値付け価格(価格 P_1)が不変であっても、相対価格の変化により、等費用曲線の傾きは $-P_1/P_2$ から $-P_1'/P_2'$ へと相当小さくなる。このため、まず現行の無差別曲線(U_1)上において、犯罪者の効用水準は代替効果により B_1' 点から B_2' 点に大きく移動する。そして、所得効果により Q_1^* と Q_2' を結ぶ新たな等費用曲線と、罰金刑の引き上げによる新たな無差別曲線(U_2)が接する効用水準 B_3' 点に移動することになる。その結果、犯罪者の効用水準は B_1' 点から B_3' 点に大きく左下シフトしているため、犯罪者の効用は減少して軽微な事案の窃盗件数は大きく減少するものの、一方で、より重大な窃盗に移行するインセンティブを犯罪者に与えてしまうため、かえってより重大な犯罪件数を増やしてしまい、社会にとって望ましくない状態を招きかねない事態があることも考慮しておく必要がある。

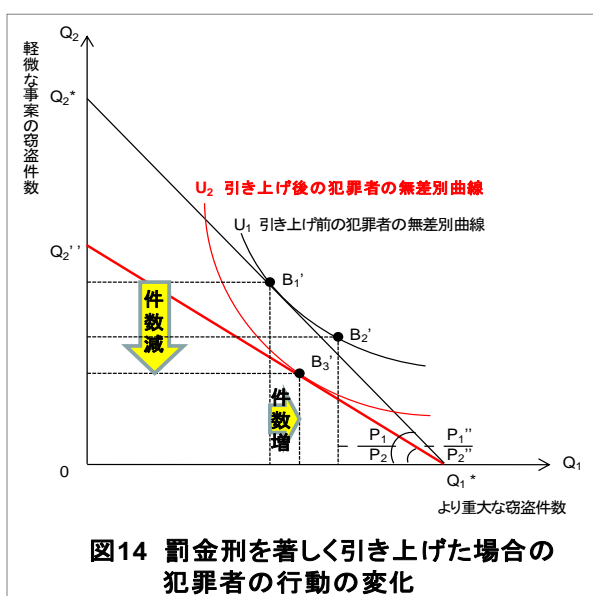


図14 罰金刑を著しく引き上げた場合の犯罪者の行動の変化

6.4. 刑罰執行確率における分析

前節までは軽微な事案の窃盗犯を抑制するための方策として、期待刑罰のうち刑罰の引き上げについて分析したが、本節では、残る刑罰執行確率の引き上げについて、6-4-1.節で逮捕される確率向上の一定の限界を経済学的な分析から示し、6-4-2.節で起訴等されて有罪となる確率の現状の分析を試みる。

6-4-1. 逮捕される確率

合理的な犯罪者が計算する刑罰執行確率は、犯罪を行った後に逮捕される確率と逮捕された後に起訴等されて有罪となる確率の2つに分けることができる。まず、ここでは逮捕される確率の引き上げについて分析する。

Beckerによると、犯罪を根絶することは不可能又は著しく非効率なため、政府は、犯罪による社会的損失を最小限にするという観点から法執行の努力(逮捕を含む有罪とする確率 p と刑罰の重さ f)のレベルを定めるべきとしている(Becker (1968))。

いま、社会が受ける犯罪からの損失 L を分析するにあたり、 L は、三つの要素から構成されるとする。第一は、被害者が被る金銭的又は非金銭的な直接的被害や治安不安など社会が受ける間接的被害による社会的損失 $Ls(X)$ である。この損失は、犯罪の量 X の増加に比例する。第二は、

警察官や警備員等を雇い配置するのに要する予防費用としての損失 $Lp(p_1, X)$ である。この損失は犯罪の量 X の増加に比例し、また、逮捕する確率 p_1 を高めようとする場合にも増える。第三に、刑務所の運営等に要する刑罰の執行に伴う費用としての損失 $Le(p_2, X)$ がある。この損失も、犯罪の量 X の増加に比例し、有罪の確率 p_2 が高まるほど増えることになる。

これらを数式で表現すると、政府による最適な犯罪抑止水準は、以下の最適化（最小化）問題を解くことで決定され、

$$\text{Min}_x L = Ls(X) + Lp(p_1, X) + Le(p_2, X)$$

となる。

ここで、モデルの簡略化のため刑罰の執行に伴う費用としての損失 $Le(p_2, X)$ を考慮しないとすると、政府による最適な犯罪抑止の水準は、図15が示すとおり、犯罪による社会的損失(Ls)と予防費用としての損失(Lp)との和である社会が受ける犯罪からの損失(L)を最小化する水準(X^*)となる³⁶。逮捕する確率 p_1 を高めることが社会にとって望ましいのは疑いもないが、その一方、警察官や警備員の増員等による予防費用も増え続けることになるため、社会にとって最も効率的なのは、犯罪抑止水準が X^* に決定されることである。したがって、警察官や警備員等の配置人数は、犯罪の予防による限界便益と限界費用が一致する点³⁷に決定されるべきとなり、逮捕確率を際限なく高めていくことは社会的効率の観点からみれば困難である。

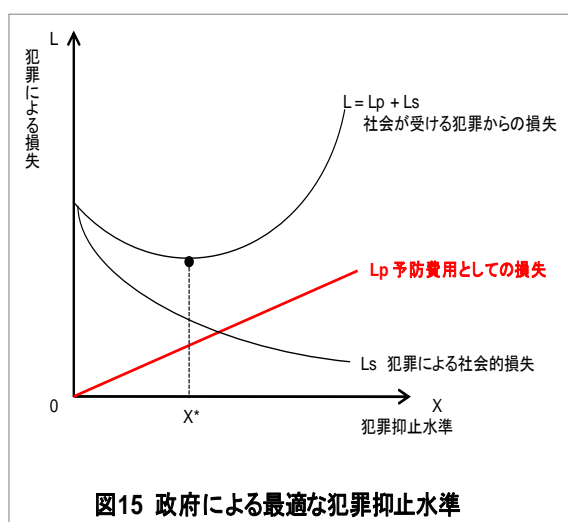


図15 政府による最適な犯罪抑止水準

6-4-2. 起訴等のされる確率

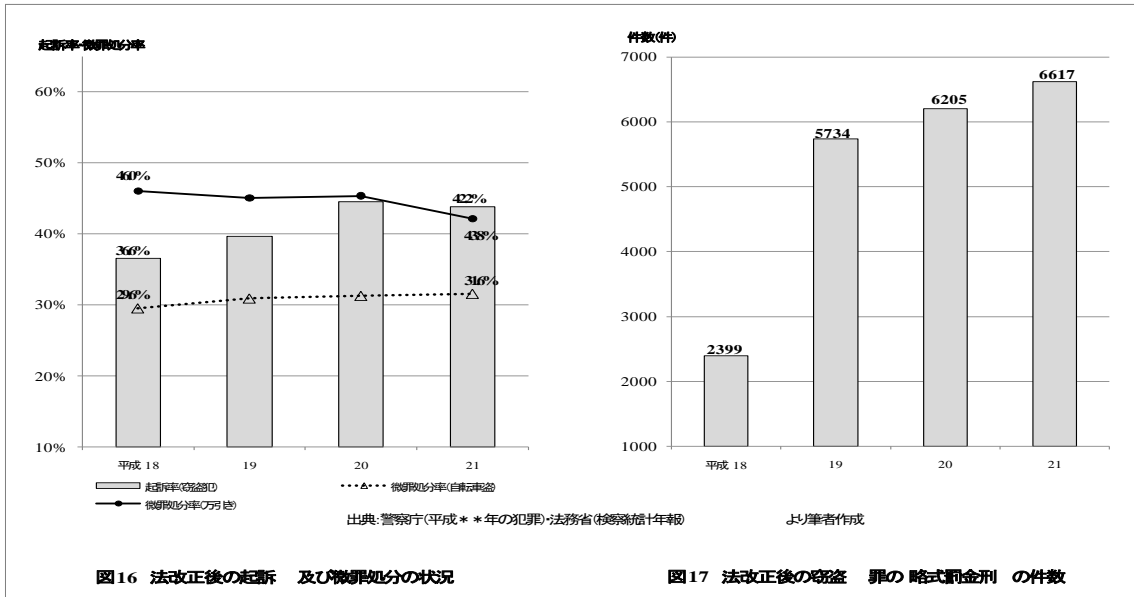
次に、法改正後の、逮捕された後における犯罪者の状況について分析する。図16は平成18年以降の起訴及び微罪処分の状況について示している。データの制約上、窃盗犯の起訴率しか入手できなかったが、窃盗犯の起訴率は平成18年の36.6%から平成21年の42.2%まで若干上昇しているものの、まだ半数以上が起訴されていない実態がある。また、自転車盗の微罪処分率は同じく29.6%から31.6%、万引きの微罪処分率は46.0%から43.8%となっており、ほとんど変化が見られないことが分かる。さらに、図17は平成18年以降の窃盗罪の略式による罰金刑の件数を示している。こちらもデータの制約上、窃盗罪総計の統計ではあるが、平成18年の2,399件から翌年は5,734件へと2.4倍に急増したものの、以降は緩やかな増加にとどまっている。したがって、軽微な事案の窃盗はこの件数中に含まれるため、軽微な事案の窃盗に限れば相当低いと予想される。

これらの統計が示すとおり、軽微な事案の窃盗犯にとって、法改正後においても起訴等のされる確率、つまり実際に刑罰を科せられる手続きが厳しくなっているとは到底言えない状況とい

³⁶ 四方 (2007) 288-289頁参照。

³⁷ $\partial Ls / \partial p_1 = \partial Lp / \partial p_1$

えるのではないだろうか。



7. 政策提言

前章までの分析の結果、現行法の罰金刑の量刑では軽微な事案の窃盗犯が直面する期待刑罰は犯罪からの便益を上回るものではないことが示され、今後も現状のままでは犯罪の抑制は困難であると考えられた。そこで本章では、軽微な事案の窃盗犯を抑制するため以下の2点について提言する。

(1) 罰金刑の上限を引き上げること

6-1.節で示したように、犯罪からの便益が期待刑罰を上回る現行において犯罪者にとっては犯罪を行うメリットが続くことになる。

そこで、第一に、量刑を決定する際には、犯罪者が直面する刑罰執行確率から期待刑罰を積算し、その犯罪から得る便益との比較・分析をする必要性について提言したい。重要なのは刑罰量ではなく期待刑罰量である。

第二に、軽微な事案の窃盗の刑罰執行確率は他の犯罪と比較しても相当低いものであることを考慮すると、期待刑罰の引き上げにはまず刑罰の引き上げが必要である。6-4-1.節で示した最適な犯罪抑止水準を政府が実際に把握し決定することは到底不可能であり、犯罪抑止水準を引き上げるほど社会の負担は大きくなる。したがって、効率的な刑事政策を実現するうえでは、被害者たる国民にさらにその費用負担をさせるよりも、犯罪者のみにその費用負担をさせる刑罰の引き上げを考えるべきである。そこで、この引き上げの方策については、6-2.節で示したように自由刑に対して罰金刑は社会の新たな費用負担を少なく実現できることから、罰金刑によって刑罰を引き上げるべきである。

それでは、際限なく罰金刑を引き上げることが可能かといえばそうではない。政府は犯罪者に対して犯罪の選択を割り当てることはできない。あくまで犯罪者は自らの意思決定で犯罪を選択できるのである。それ故、6-3.節で示したように軽微な事案の窃盗犯を抑制するために罰金刑を著しく引き上げた場合には、軽微な事案の窃盗件数は激減するかもしれないが、代わりに

より重大な窃盗件数が増加してしまう懸念が残る。したがって、軽微な事案の窃盗犯を抑制するために罰金刑を引き上げる場合には、より重大な窃盗への移行がないように罪刑均衡の配慮が必要である。刑法学における罪刑均衡の原則の論理は、経済学においてもその正しさが導かれる。

ここで同じ罪刑均衡への配慮でも、軽微な事案の窃盗に対する罰金刑を引き上げると同時に、より重大な窃盗に対する刑罰も引き上げるという選択も考えられるが、この場合、確かに罪刑均衡は保たれるも、量刑全体が上方シフトしていくことでさらに凶悪な犯罪までの量刑の広がりまでもが縮小することになる。なぜなら量刑の最上位は死刑より他にないのであり、上限は一定にならざるを得ないためである。

したがって、今後の量刑選択肢の変動範囲と犯罪が軽微な事案であることを考慮すれば、軽微な事案の窃盗のみ罰金刑を引き上げ、順次データを蓄積していくことを提言したい。

(2) 刑罰執行確率を運用改善すること

罰金刑の引き上げとともに期待刑罰を引き上げることができるのは刑罰執行確率の改善である。6-4-1.節で示したとおり逮捕される確率を上げていくことは望ましいものの社会的な効率からは一定の限度がある。そこで、逮捕後も一定程度が罪に問われていない現状の改善を提言したい。逮捕後に必ず罪に問われる状況になれば抑制効果が働くものとする。

まず、第一に、自転車盗や万引きなど軽微な事案の窃盗では、被害者側も被害額が小さいことから警察に届け出せず、事件自体が被害者のみにとどまっているケースを指摘する声もある³⁸。このようなケースは1つの事件としては被害者のみの損失であるが、犯罪者にとっては新たな犯罪機会を得ることになり警察に身柄が届け出されるまで再犯を重ね、しいては社会的な損失の増加につながっていく。したがって、被害者の心構えとして被害は必ず警察に届け出ることを徹底し、さらに、届け出された犯罪者の記録は再犯の心理的圧力となるようにデータベース化等により整備していくべきである。この徹底は最も社会的費用をかけることなく再犯の抑制になると思われる。

第二に、6-4-2.節で示したとおり逮捕後の罪に問う運用制度の現状を改善していくべきであり、犯罪者を逮捕した警察は微罪処分にとどめることなく検察に送検し、受理した検察は不起訴にとどめることなく裁判所に公訴する運用に改めていくべきである。法改正前までは、刑法犯罪の増加傾向にあって警察や司法当局が限られた人員・資源を重大犯罪に重点的に振り向けなければならなかったことや逮捕後も懲役刑の執行に費用がかかりすぎることにより、軽微な事案の窃盗を取り締まる余力がなかったことから低い逮捕確率になっていたが、罰金刑の新設によって人員・資源利用の効率化、刑罰執行の効率化が進み、今後逮捕確率の向上が期待できる。したがって、罰金刑への積極的なスライド・活用によって、罰金の徴収を進めていくべきである。罰金刑の適用が今後進んでいけば、警察や司法当局の事務負担をそれほど増やすことなくこれらは実現できるのではないかと考える。

仮に、罰金が払えない生活困窮者は、たとえ有罪になっても元々罰金を支払う意思を持たず

³⁸ これについて、特定非営利活動法人全国万引犯罪防止機構では全ての身柄は警察に通報することを徹底するように呼びかけている。また、警察庁でも平成22年4月の通達の中で、全ての被害を警察に通報してもらい、警察側も厳しく取り締まるように求めるとともに、店側の手間が煩雑にならないように手続きを簡素化し業界団体への協力を呼び掛けている。

その代替として労役場留置にせざるを得なくなる³⁹ため、司法当局の事務負担増を考慮すると罰金刑の適用拡大は困難であるとする意見があるならば、所得に応じた罰金額の在り方を考えるのも一案である。諸外国においては既に日数罰金制ともいえるこの考え方が導入されている⁴⁰。したがって、この懸念については解決できるものであることを参考として述べておきたい。

8. おわりに

本稿では、罰金刑が新設された平成18年の刑法改正に着目してその犯罪抑制効果を実証分析した。その結果、同じ罰金刑でも刑罰執行確率の大小によって犯罪抑制効果は異なることが分かった。しかし、犯罪の抑制には罰金刑の他にも行政、地域サイドで様々な取り組みが行われている。これらによる影響を除いたうえで一層精緻に分析することについては今後の課題としたい。また、今回の分析では犯罪者を合理的で一般的な者と仮定した。実際の犯罪者は公務執行妨害等犯、軽微な事案の窃盗犯いずれも様々な嗜好をもちその背景も多岐にわたるものである。したがって、今回の分析では説明できていない変数が数多くあるものと思われ、集計データによる分析ではその説明におのずと限界があるため、今後の課題としては個別データを入手し、犯罪者の属性をより反映した分析が必要である。

最後に、今回の分析では軽微な事案の窃盗犯に対する罰金刑を引き上げるべきことを提言したが、その適正水準については分析することができなかった。今後、実際に罰金刑が引き上げられ、そのデータが蓄積されれば適正水準まで分析することが可能になるはずである。本研究をより発展的なものとするため、量刑の動向については今後も注視し、更なる分析・提言を図りたい。

謝辞

本論文を執筆するにあたり、まちづくりプログラムディレクターの福井教授、主査の西脇助教授、副査の梶原教授、丸山助教授、田尾講師をはじめとする政策研究大学院大学の先生方にはご多忙な中丁寧にご指導をいただきましたことに御礼申し上げます。また、客員の先生方にもご多忙な中熱心にご指導をいただきましたことに御礼申し上げます。加えてまちづくりプログラムの学生の皆様からも貴重なご意見と激励をいただきましたことに御礼申し上げます。最後に1年間このような貴重な経験を積ませていただいた派遣元の岐阜県にも感謝いたします。

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。

³⁹ 「罰金又は料金の言渡しをするときは、その言渡しとともに、罰金又は料金を完納することができない場合における留置の期間を定めて言い渡さなければならない（刑法第18条第4項）」とされ、罰金が未納の場合には日額換算で労役場に留置されることで代用できるようにしている。

⁴⁰ 1921年からフィンランドで導入され、現在ペルー、メキシコやスウェーデン、デンマークなど中南米、北欧諸国でも採用されている。

付録：データの出典及び作成手法

データ	出典及び作成手法
人口10万人当たりの犯罪認知件数	警察庁『平成**年の犯罪』中、各犯罪の認知件数を利用し、総務省『人口推計年報』の人口（以下、「人口」という）で割ることにより算出した。
失業率	総務省統計局『労働力調査（基本集計）都道府県別結果（モデル推定値）』を利用した。
人口10万人当たりの警察職員数	総務省自治行政局『地方公務員給与実態調査結果』中「警察職員数」を利用し、これを人口で割ることにより算出した。
小売業1店舗当たりの店舗面積	経済産業省経済産業政策局『商業統計』中「業態別統計編（小売業）」を利用し、小売業計の売場面積を事業所数で割ることにより算出した。 なお、『商業統計』は平成11年、平成14年、平成16年及び平成19年以外は統計作成を行っていないため、分析対象期間中、線形補完することで各年の数値を算出した。
可住地面積当たりの人口密度	（財）矢野恒太記念会『データでみる県勢』中「都道府県別可住地面積」を利用し、これを人口で割ることにより算出した。
大学進学率	文部科学省生涯学習政策局『学校基本調査』中「大学等進学率」を利用した。
生活保護率	厚生労働省統計情報部『社会福祉行政業務報告（福祉行政報告例）』中「被保護実人員及び保護率」を利用した。
1世帯当たりの可処分所得額	総務省統計局『家計調査年報（家計収支編）』中「二人以上の世帯 - 1か月間の収入と支出」を利用した。なお、『家計調査年報』では、都道府県庁所在市単位のデータとなっているが、本稿においては都道府県単位として扱った。
児童・生徒数10万人当たりの補導数	警察庁『平成**年の犯罪』中「府県別 - 児童・生徒別補導人員」を利用し、文部科学省生涯学習政策局『学校基本調査』中「小学校児童数及び中学校生徒数」で割ることにより算出した。
人口100人当たりの自転車保有台数	（財）自転車産業振興協会『都道府県別自転車保有台数』を利用し、人口で割ることにより算出した。
鉄道駅数	（財）運輸政策研究機構『地域交通年報』を利用した。
人口10万人当たりの前年警察職員数	総務省自治行政局『地方公務員給与実態調査結果』中、前年の「警察職員数」を利用し、これを人口で割ることにより算出した。

参考文献

- 生田勝義 (2005)「刑罰の一般的抑止力と刑法理論 - 批判的一考察 -」立命館法学300・301号,24-44
- 牛山敦 (2009)「著作権法犯の法定刑引き上げが犯罪発生にもたらす影響に関する実証分析 - 強盗犯と比較して -」法と経済学研究4巻1号,33-54
- 大竹文雄, 岡村和明 (2000)「少年犯罪と労働市場: 時系列および都道府県別パネル分析」日本経済研究No.40,40-65
- 大竹文雄, 小原美紀 (2010)「失業率と犯罪発生率の関係: 時系列および都道府県別パネル分析」犯罪社会学研究No.35,54-71
- 菊田幸一 (2009)『犯罪学』成文堂
- 木村裕三, 平田紳 (2006)『刑事政策概論 (第3版)』成文堂
- ロバート・D・クーター, トーマス・S・ユーレン著 太田勝造訳 (2005)『新版法と経済学 (第4刷)』商事法務
- 小島透 (2006)「刑事司法の運用に対する法定刑変更の効果 - 統計データから見た法定刑変更と量刑等の関係 -」『法律時報』No.78,4号,98-103
- 四方光 (2007)『社会安全政策のシステム論的展開』成文堂
- 曾根威彦 (1997)『刑法総論 (新版補正版第3刷)』弘文堂
- 土本武司 (1995)『刑法読本 総論 (第2刷)』信山社出版
- 内閣府大臣官房政府広報室 (2007)「治安に関する世論調査」
- マーカス・フェルソン著 守山正監訳 (2005)『日常生活の犯罪学』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
- 法務省HP (<http://hakusyo1.moj.go.jp/>)「平成22年版犯罪白書」
- 松村良之 (1982)「刑罰による犯罪の抑止 - アメリカにおける経済学的研究を中心として -」北大法学論集,33(3),428-368
- ゲアリー・E・マルシェ (2006)『合理的な人殺し - 犯罪の法と経済学 -』木鐸社
- 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 (第2版)』東洋経済新報社
- ロジャー・レロイ・ミラー, ダニエル・K・ベンジャミン, ダグラス・C・ノース著 赤羽隆夫訳 (2010)『経済学で現代社会を読む』日本経済新聞出版社
- スティーブン・D・レヴィット, スティーブン・J・ダブナー著 望月衛訳 (2009)『ヤバい経済学 (第6刷)』東洋経済新報社
- 渡瀬啓之 (2006)『犯罪原論 - 犯罪行動の経済学的考察 -』新風舎
- Becker, Gary S. (1968) "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy*, Vol.76, No.2, 169-217.
- Levitt, Steven D. (1998) "Juvenile Crime and Punishment," *Journal of Political Economy*, Vol.106, No.6, 1156-1185.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press
- Wooldridge, Jeffrey M. (2006) *Introductory Econometrics*, 3rd ed., Mason, Ohio: Thomson South-Western

郊外大規模店舗の立地規制が出店動向に与えた影響に関する研究

(要 旨)

2006年5月に都市計画法および建築基準法の一部が改正(以下改正都市計画法等)され、中心市街地衰退等の大きな要因とされる床面積が1万㎡超の郊外大規模店舗¹について、新たに立地規制が行なわれた。

本研究は、この法改正が出店動向(規模・場所・件数)にどのような影響を与えたかを分析することを目的としている。実証分析の結果、地方都市部では法改正から法施行までの2年間に郊外大規模店舗の申請件数が増加し、法施行後は減少したこと、また、法施行後は1万㎡超の店舗が規制されることによって5千~1万㎡の中規模店舗にシフトし、法施行前と同様、郊外の幹線道路沿いに集積する傾向にあることを明らかにした。本分析により、規模規制に郊外立地の抑制効果はなく、改正都市計画法等は政府の目的どおりには機能していないことから、効果のない規模規制の廃止を提言している。

2011年2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10056 田渕 俊郎

¹ 法律では、大規模集客施設(床面積1万㎡超の店舗、映画館、アミューズメント施設、展示場等)としているが、本論では店舗に着目しているため、大規模店舗と読みかえる。

目次

第1章 はじめに

- 1. 1 本研究の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 2
- 1. 2 政府の中心市街地活性化方針・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 2
- 1. 3 中心市街地活性化基本計画と実施の現実課題・・・・・・・・ 3
- 1. 4 先行研究と本研究の位置づけ・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 4
- 1. 5 論文構成と研究方法・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 5
- 1. 6 用語の定義・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 5

第2章 大型店舗の出店規制政策のレビュー

- 2. 1 第1次百貨店法～大店立地法の内容・・・・・・・・・・・・・・・・ 6
- 2. 2 都市計画法の改正内容・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 7

第3章 規模規制の理論分析

- 3. 1 郊外店舗の出店規制について・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 8
- 3. 2 土地利用に関する規模規制について・・・・・・・・・・・・・・ 8
- 3. 3 規模規制に対するSC協会の見解・・・・・・・・・・・・・・・・ 10

第4章 郊外大規模店舗の立地規制が出店動向（場所・規模・件数）に与えた影響の検証

- 4. 1 郊外店舗の出店状況について・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 11
- 4. 2 仮説・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 12
- 4. 3 推定式及び推定方法・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 12
- 4. 4 検証結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 14

第5章 法改正の副作用について

- 5. 1 店舗の撤退動向分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 16
- 5. 2 大規模店舗の出店動向分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 19
- 5. 3 中小規模店舗の出店動向分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 21

第6章 まとめ

- 6. 1 分析結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 22
- 6. 2 結論・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 23

【参考文献】

【参考資料】

第1章 はじめに

1.1 本研究の目的

近年、モータリゼーションの進展等を背景として、特に地方都市では都市機能の無秩序な拡散が進むとともに、中心市街地の居住人口やいわゆる「シャッター通り」となった商店街が増えるなど中心市街地の空洞化が進んでいる。政府はこのような拡散型の都市は、暮らしにくく非効率であるとして集約型都市へ転換する様々な政策を実施している。

このような中、政府は2006年5月に都市計画法および建築基準法の一部を改正（以下改正都市計画法等）し、中心市街地衰退等の大きな要因とされる床面積が1万㎡超の郊外大規模店舗について立地規制を行った。

これまでも、大型店舗の立地に関する規制等は、戦前の第1次百貨店法からはじまり、大店法（改正）、まちづくり三法（大店立地法）など制定、改正、廃止を繰り返してきたが、これらの改正に加え、今回の改正都市計画法等の効果を検証しておく必要があると考えた。

本論文は、改正都市計画法等による郊外大規模店舗の立地規制が出店動向（規模・場所・件数）にどのような影響を与えたかに焦点を当て、定量的に実証分析するとともに立地規制の副作用を考察する。

1.2 政府の中心市街地活性化方針

政府は社会的、経済的、文化的拠点となる中心市街地の形成を図るため、認定を受けた中心市街地活性化基本計画（2011年2月現在100市103計画）に対して支援措置を行うこととしている。現在、国土交通省関連で行われている中心市街地活性化支援策および方針は以下のとおりである²。

○都市福利施設の整備

暮らし・にぎわい再生事業を活用し、教育文化施設、医療施設、社会福祉施設等を含めた多様な都市機能の集積促進を図ることを目的に、認定中心市街地活性化基本計画の地区において、都市機能のまちなか立地、空きビルの再生、多目的広場等の設置を総合的に支援することとしている。例として、公共公益施設の整備におけるエレベータ・駐車場等の共同施設整備費部分に対する補助や空きビル等の公共公益施設・集客施設への改修・コンベンションに対する補助などがある。

○街なか居住の推進

中心市街地共同住宅供給事業、街なか居住再生ファンド等を活用し多様なニーズに対応した優良な住宅の供給を目的に、中心市街地における優良な共同住宅の供給に対する支援や民間の多様な住宅供給事業等に出資している。また、優良な住宅整備を行う事業と併せて、住宅市街地を総合的に整備し、居住環境の向上を推進している。

○市街地の整備改善

面として中心市街地の機能向上、環境改善、防災機能の向上等に資するよう、区画整理、再開

2 「中心市街地活性化法の概要と支援策について」（2006年6月26日経済産業省 国土交通省）を参考に作成

発等の活用により面的な整備を推進するとともに中心市街地を支える道路、公園、駐車場、下水道等公共の用に供する都市基盤施設の整備事業を推進することとしている。

○公共交通機関の利便の増進

公共交通機関や交通結節点等の整備を進め、中心市街地へのアクセスや中心市街地内の移動の利便性の向上を図ることとしている。

○商業等の活性化

再開発やまちづくり交付金を活用し、商業基盤施設の整備やイベントの開催を通じて、商業の活性化を図ることとしている。

○その他の支援策

中心市街地において、都市機能の集積や優良な住宅の供給を促進するための税制上の特別措置がある。

1. 3 中心市街地活性化基本計画と実施の現実課題

現在、100市103計画の中心市街地活性化基本計画が認定され、中心市街地の活性化に取り組んでいるが、中心市街地活性化基本計画では設定された目標の達成状況を的確に把握できるよう、基本計画に居住人口、歩行者通行量、事業所数、従業員数、年間小売販売額、空き店舗数等について絶対値、変化率等の定量的な指標に基づく数値目標を設定しなければならないとされている。この指標については各市町村の判断で設定し、計画期間内に達成されているかどうかを定期的にフォローアップすることになっている³。本研究にあたって中心市街地活性化基本計画を策定している自治体を対象に、中心市街地の店舗数や年間売上額や店舗数の推移について調査したところ、これらを指標としていない自治体にはデータはなく、また指標としている自治体でも2007年の商業統計に基づいた推計値で評価している状況であった。何をもって中心市街地の活性化なのかは、地域特有の指標も考慮する必要があるが、中心市街地活性化基本計画を策定し、補助金を投入している自治体は、少なくとも中心市街地の店舗数、年間売上額、昼夜間人口、空室率等の実態について把握しておく必要があると考える。

また、図1-1および図1-2に示すように総合病院、大学といった公共公益施設は、かつて中心市街地に立地していたが、老朽化した建物の立替えを契機に郊外移転、特に市街化調整区域へ移転している地域が多い。さらに県庁や市役所の郊外移転や大規模店舗の中心市街地からの撤退などにより、既に中心市街地の再活性化が困難な地域もあり、多額の補助金投入にもかかわらず、中心市街地の衰退が続くのであれば、この政策の効果を検証しなければならないであろう。

³ 「中心市街地活性化基本計画認定申請マニュアル」（平成20年4月1日内閣府中心市街地活性化担当室）参考

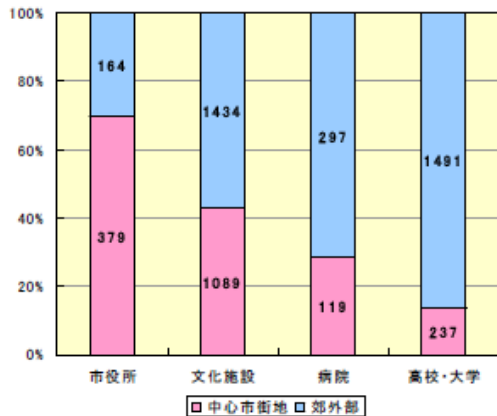


図 1-1 公共公益施設の地域別立地条件

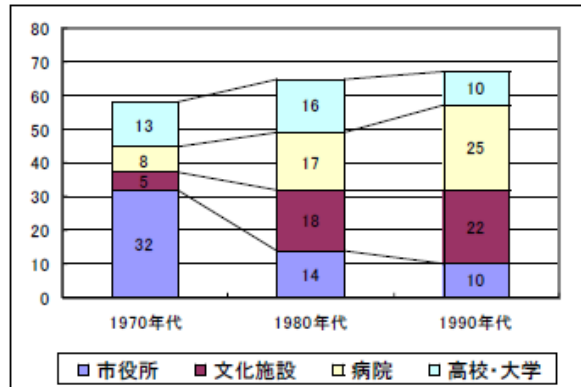


図 1-2 公共公益施設の郊外移転状況

出所：国土交通省「中心市街地再生のためのまちづくりのあり方について－アドバイザー会議報告書」（2005年）

1. 4 先行研究と本研究の位置づけ

地方都市における中心市街地活性化に関する研究は多く存在する。福士（2010）⁴は、公共施設の設置と中心市街地の小売店舗の売上げの関係について実証し、中心市街地小売総売上増減率と中心市街地昼間人口増減率の関係には強い相関関係があり、昼間人口の増加に資するとは言えない「文化観光施設」や「交流施設」などの公共施設の設置は中心市街地の売上の増加につながるケースは少ないことを指摘している。また赤沼（2010）⁵は、中心市街地に対する補助金が増加する中で中心市街地人口の増加のみを目的とした補助事業については、支出に見合う効果がないことを実証し、投資効果の小さい中心市街地への補助金は見直す必要があるとしている。

また、坂上ら（2009）⁶は大型店 VS 中小規模店という構図の中で中小小売店舗を守るために実施した大型店舗の出店調整は政府の思い通りには機能してこなかったことを示し、松浦ら（2006）⁷は、大規模店舗の参入（退出）は、当該地域の「商業の活性化」に対して正（負）の影響があることを実証し、現在は「大型店 VS 中小規模店」から「市街地 VS 郊外」に転換されているとしている。

この「市街地 VS 郊外」の構図の中で、2006年の都市計画法等の改正は、中心市街地を活性化させるために、大規模店舗を中心部へ誘導するものであるが、法改正が店舗の出店動向にどのような影響を与えたかについて全国的な調査・分析を行っている研究は見当たらない。

そのため研究テーマとして取り上げ、その効果を分析するものである。

⁴ 福士（2010）

⁵ 赤沼（2010）

⁶ 阪上（2009）

⁷ 松浦、元橋（2006）

1. 5 論文構成と研究方法

本論文は、まず次章で大型店舗に関する参入規制や規模規制などの政策的な流れをレビューし、第3章でこれらの政策について経済学的視点で理論分析する。第4章では郊外大規模店舗の規模規制が出店動向に与えた影響について仮説を立て定量的に実証し、第5章では第4章の結果を踏まえ、法施行後の郊外店舗の出店動向や中心市街地に与えた影響を分析し、本政策の副作用について述べる。最終章となる第6章では、5章までの分析結果のまとめと本研究の結論を述べる。

1. 6 用語の定義

本論文では店舗の規模や立地環境特性により、用語を使い分けているため、以下のとおり整理しておく。

- 大規模店舗：床面積が1万㎡超の店舗をいう。
- 中規模店舗：床面積が5千～1万㎡の店舗をいう。
- 小規模店舗：床面積が1千～5千㎡の店舗をいう。
- 大型店舗：百貨店法，大店法，大規模小売店舗立地法等の対象となる比較的大型の店舗全般をいう（小～大規模店舗を含む）。
- 小型店舗：大型店舗以外の零細店舗等をいう。
- 中心店舗：全国大型小売店総覧（東洋経済）の立地形態におけるターミナル型店舗，駅前・駅近辺型店舗，商店街型店舗をいう。
- 郊外店舗：全国大型小売店総覧（東洋経済）の立地形態における郊外住宅型店舗，郊外幹線道路型店舗，その他店舗をいう。
- ショッピングセンター（以下SC）⁸：ディベロッパーにより計画，開発されるものであり，次の条件を備えるもの。
1. 小売業の店舗面積が1,500㎡以上であること。
 2. キーテナントを除くテナントが10店舗以上含まれていること。
 3. キーテナントがある場合，その面積がショッピングセンターの80%程度を超えないこと。ただし，その他テナントのうち小売業の店舗面積が1,500㎡以上である場合には，この限りでない。
 4. テナント会等があり，広告宣伝，共同催事等の共同活動を行っていること

⁸ SC白書（2010）社団法人日本ショッピング協会から抜粋

第2章 大型店舗の出店規制政策のレビュー

2. 1 第1次百貨店法～大店立地法の内容

1937年 第1次百貨店法

大規模商業施設にかかる商業調整政策は、戦前の第一次百貨店法に遡る。1930年代には百貨店の進出が相次ぎ、中小商業だけでなく百貨店相互の競争も激しくなり、新規開業、店舗の拡張等を許可制とした。この法律は中小小売商業の保護を図るだけでなく百貨店自体の経営合理化にも資するところとなったが、競争制限的な性格を有する同法は1947年に独禁政策に反するとして廃止された⁹。

1956年 第2次百貨店法<中心小型店舗VS中心大型店舗>

第2次百貨店法では、中小商業の事業活動の機会を確保するために、百貨店の開業および店舗の新・増設を政府による許可制にし、事業活動を調整した。店舗面積が1,500㎡(指定都市では3,000㎡)の物品販売業を対象にしたが、規制基準として店舗面積が企業単位で算定されたため、同一建物内に実質同一企業が出店するなど、本法律は機能しなかった¹⁰。

1973年 大規模小売店舗における小売業の事業活動の調整に関する法律(以下、大店法)<中心小型店舗VS中心大型店舗>

大店法では、百貨店法と同様に中小小売業の事業活動の機会を確保することにより小売業の正常な発展を図ることを目的として定められた。その内容は大型店の出店に際して、出店調整するしくみを定めており、対象となる大型店は①店舗面積3,000㎡以上(特別区、指定都市は6,000㎡以上)、②店舗面積500㎡以上3,000㎡未満という2つの区分が設けられ、近隣商店街への影響が大きい場合は、店舗面積がカットされた¹¹。

しかし、出店規制の対象となる基準面積を下回る規模での出店が増加するとともに中心市街地での出店調整は、大型店の郊外立地が進む原因となった。

1978年 大店法改正<中小小売店舗VS大型小売店舗>

大店法における店舗の基準面積未満の店舗が増加したことに対応するため、基準を500㎡超に引き下げた¹²。

1991・1994年大店法改正

トイザらスの日本進出を契機として、日米構造協議において大店法の問題が取り上げられるようになり、大店法の規制緩和が行われた。これにより、店舗面積1,000㎡未満の出店が原則自由化された¹³。

1998年 大店法廃止、大店立地法施行<中心市街地商店街VS郊外大型小売店舗>

大店立地法では、1,000㎡以上の店舗の設置者は、出店によって引き起こされる周辺への悪影響(交通渋滞、駐車場、騒音等)に配慮する必要があるが、大店法で行われていた

⁹ 『中心市街地活性化とまちづくり社会P38』社団法人日本建築学会

¹⁰ 阪上(2009)

¹¹ 鈴木浩(2007)『日本版コンパクトシティ』

¹² 阪上(2009)

¹³ 阪上(2009)

中小小売業との商業調整は廃止され、出店が原則自由化されることとなった¹⁴。

まちづくり三法では、地域の実情を反映したまちづくりを目指したが、中心市街地活性化法に基づく活性化策の実効性が薄く、また都市計画法による大型店舗等の立地調整機能が弱かったため、目的どおりには機能せず中心市街地の空洞化には歯止めがかかなかつた。

2006 都市計画法等改正（まちづくり三法改正）改正内容は2. 2で説明

- ① 1万㎡の規模規制は出店動向（規模・場所・件数）にどのような影響を与えたか？
- ② 規模規制の副作用はなかったのか？
- ③ 政府の思いどおりに機能したか？

2. 2 都市計画法の改正内容

1998年に制定されたまちづくり三法（大店立地法・改正都市計画法・中心市街地活性化法）では、地域の実情を反映したまちづくりを目指したが、中心市街地活性化法に基づく活性化策の実効性が薄く、また都市計画法による大型店舗等の立地調整機能が弱かったため、政府の目的どおりには機能せず、中心市街地の空洞化に歯止めをかけることができなかつた。また、まちづくり三法は大規模集客施設がほとんどの地域で立地可能であったため、多様なタイプの大規模店舗が郊外に出店した。そのため、政府は広域的に都市構造やインフラに大きな影響を与える大規模施設の立地を一旦制限した上で、中心市街地の活性化を進めるとして、表2-1のとおり都市計画法を改正した。

表2-1 都市計画法の改正内容¹⁵

用途地域	改正前	改正後
第一種低層住居専用地域	50㎡超不可	同左
第二種低層住居専用地域	150㎡超不可	
第一種中高層住居専用地域	500㎡超不可	
第二種中高層住居専用地域	1,500㎡超不可	
第一種住居地域	3,000㎡超不可	
第二種住居地域	制限なし	大規模集客施設については、用途地域の変更又は用途を緩和する地区計画決定により立地可能
準住居地域		
工業地域		
近隣商業地域		
商業地域		
準工業地域	制限なし ※	
工業専用地域	用途地域の変更又は地区計画（再開発等促進区）決定が必要	同左
市街化調整区域	原則不可 ただし、計画的な大規模開発は許可（病院、福祉施設、学校等は開発許可不要）	大規模開発も含め、原則不可 地区計画を定めた場合、適合するものは許可（病院、福祉施設、学校等も開発許可を必要とする。）
非線引き都市計画区域、準都市計画区域の白地地域	制限なし	大規模集客施設については、用途地域の指定により立地可能。また、非線引き都市計画区域では、用途を緩和する地区計画決定でも立地可能。

¹⁴ 阪上（2009）

¹⁵ 国土交通省「都市の秩序ある整備を図るための都市計画法等の一部を改正する法律案」資料より作成

大規模集客施設：床面積 1 万㎡の店舗，映画館，アミューズメント施設，展示場等。

※準工業地域では，特別用途地区を活用。特に地方都市においては，これを中活法基本法の基本計画の国による認定の条件とすることを基本方針で明記。

第 3 章 規模規制の理論分析

3. 1 大型店舗の出店規制について

一般的に競争市場で参入規制をすると市場供給曲線を構成する個別の供給曲線が少なくなり，自由参入の場合と比べて供給曲線が左方へシフトし死重の損失が発生する¹⁶が，第 1 次百貨店法～大店法時代の大型店舗の出店規制も同様な考え方で説明できる。(図 3-1)

企業は総費用として固定費用と可変費用が必要となるが，規模規制をした場合，最適規模に近づけようと店舗を細分化するものと考えられる。この場合，店舗の開設費用や維持管理費などの固定費用 (FIX) が増えるとともに市場供給曲線 (限界費用曲線) も左へシフトする。これにより，販売価格が上昇し，取引数量が減少する。生産者余剰の増減は需要曲線および供給曲線の弾力性によって異なるが，消費者余剰は減少し，社会全体としては非効率となる。

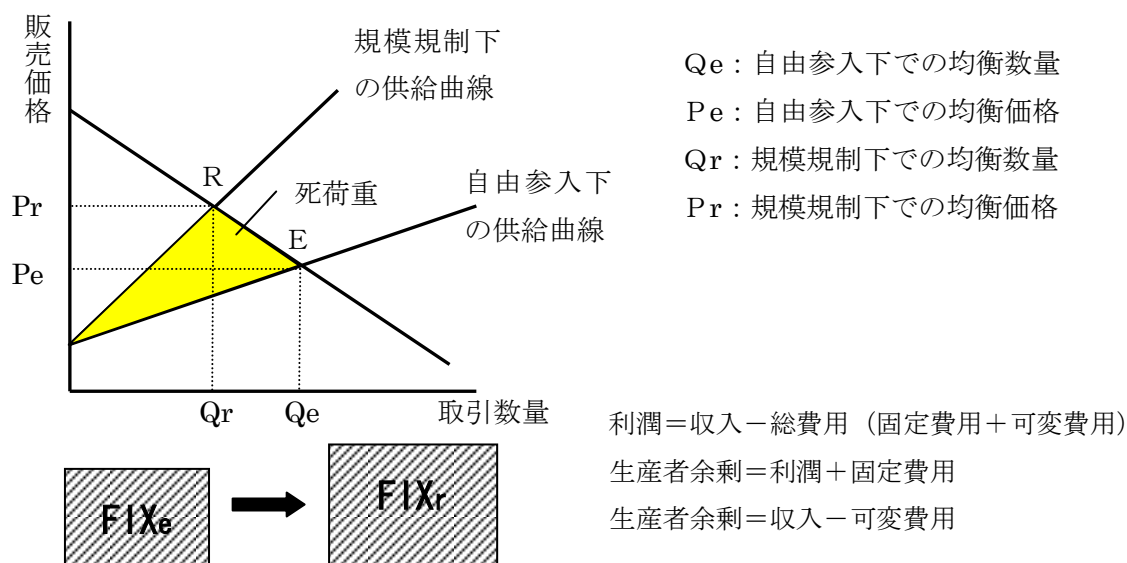


図 3-1 規模規制下の需要供給曲線

3. 2 土地利用に関する規模規制について

土地利用についての規模規制は法律や条例等で定められている。例えば都市計画法第 29 条第 1 項では市街化区域等における規模規制を定めており表 3-1 に示す規模以上の開発行為をしようとするものは，都道府県知事又は指定都市等 (指定都市，中核市又は特例市) の長の許可を受けなければならないとされている。しかし，この法規制だけでは，一団の土地を分割して見かけ上複数の開発行為を行う場合があるため，多くの自治体では開発行為の一体性の判断基準を定め指導を行っている。

¹⁶ 八田達夫 (2008) p. 98

この判断基準は自治体によって異なっており、先行する開発行為から1年(3年)以内の隣接地の開発については制限されている場合が多いが、先行して行った開発行為の1年(3年)後には、隣接地に同一土地所有者から申請がなされ、結果として規制値を超える開発が行われる場合がある。(図3-1)このとき、工事費や手続き費用などの余分なコストがかかり、図3-2のように社会的に非効率になると考えられる。

表3-1

市街化区域	1,000㎡以上	市街化の状況により、無秩序な市街化を防止するため特に必要があると認められる場合	300㎡以上 1,000㎡未満
区域区分が定められていない都市計画区域及び準都市計画区域	3,000㎡以上	市街化の状況等により特に必要があると認められる場合	300㎡以上 3,000㎡未満

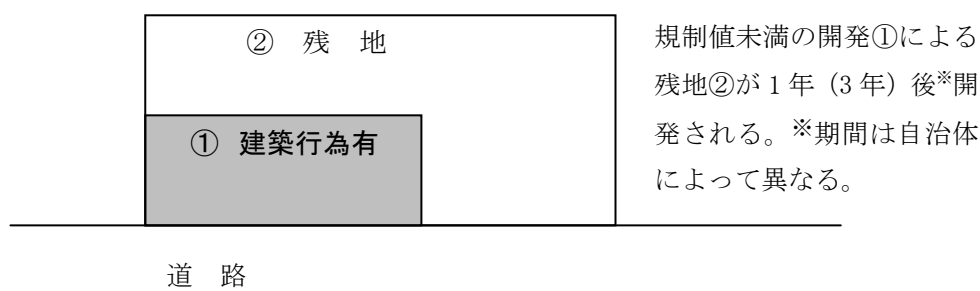


図3-1 開発行為の規模規制説明図

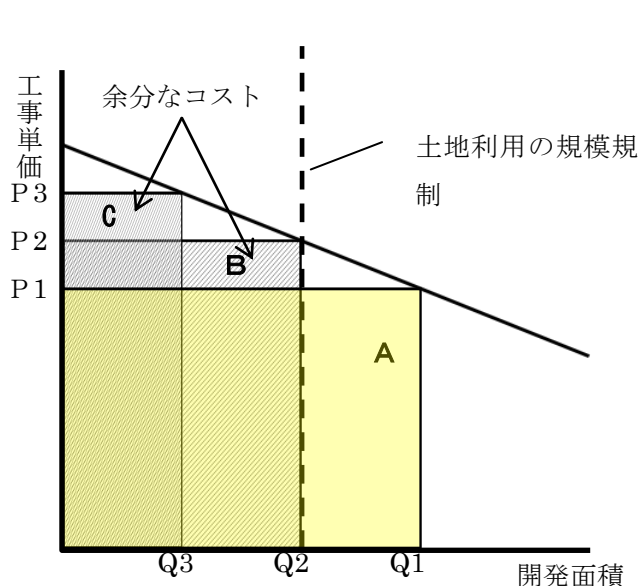


図3-2 規模規制の非効率モデル

- Q1: 規模規定がない時の数量 (均衡数量)
- Q2: 規制値
- Q3 = Q1 - Q2
- P1: 規模規定がない時の価格
- P2: 規制値の価格
- P3 > P2 > P1

規模規制をしても、一旦規制値未満で開発し、数年後残地部分の開発を行う。これにより余分なコストが発生し非効率になる。

また本論文で取り上げた改正都市計画法等では郊外部における1万㎡超の大規模店舗の立地を規制したが、地域によって、人口、商圈、年齢層、経済規模が異なる中で全国一律の1万㎡という規模規定を定めたことは疑問である。例えば、大都市圏と地方都市とで1万㎡超SCの出店状況を比べた場合、大都市圏では継続的に1万㎡を超える店舗が出店しているが、地方都市では出店そのものがない、若しくは単発的に出店している状況である。特に、法改正前の2カ年(2004・2005年)の申請件数を見た場合、秋田県、富山県、福井県、長野県、滋賀県、島根県、

岡山県、山口県、香川県、愛媛県、高知県、佐賀県、長崎県、大分県、鹿児島県、沖縄県の 16 県では大規模店舗の申請はなく、富山県、福井県、長野県、高知県の 4 県に至ってはかけ込み申請があると思われる法改正～法施行までの 2 年間（2006・2007 年）を加えても、申請がなかった。さらに、法改正前の 1999 年～2005 年におけるショッピングセンターの出店面積を都道府県別に集計してみると、1 S C あたりの店舗面積が大きい順では、熊本県（36, 114 m²）、群馬県（35, 772 m²）、岡山県（33, 243 m²）、小さい順では、島根県（0 m²）、長崎県（6, 200 m²）、福井県（6, 329 m²）であり、地域によって大きく異なっていた。この結果からも 1 万 m² という規模について、影響の大きい地域と小さい地域があるものと考えられる。

経済学的視点でみた場合、規模規定と言うことは、一定の規模以上の場合に、何らかの規模による外部経済・外部不経済、独占・寡占などの不完全競争、公共財、情報の非対称、取引費用などの限られた問題の明示ができるときに限られ、これが政府介入の条件である¹⁷。規模規制するのであれば、例えば環境（CO₂）、騒音、交通渋滞などの外部不経済を予測し、その規模がどの程度かについて算定する必要がある。つまり、一部の主体の立場の主張を取り入れ規模規制をしてしまうと、その規模が過大でも過小でも非効率になり社会的便益を減少させることになろう。都市計画法第 29 条の開発規制や 2006 年改正都市計画法等の大規模店舗の立地規制は根拠が不明確であり、社会的に非効率になっているものと考えられる。

3. 3 規模規制に対する S C 協会の見解

表 3-2 は S C の規模別テナントの平均賃料について（社）日本ショッピングセンター協会が平成 20 年 12 月末までに開設された全国 S C 2, 877 の中から 1, 000 S C を比例抽出して調査した結果である。これを見ると、店舗面積が 1 万 m² 程度の家賃が高く、テナント数は 1～2 万 m² が極端に多いのが特徴である。これは、地域によって異なると思うが 0.75～2 万 m² 規模の S C に魅力があるものと考えられる。

表 3-2 S C 規模別テナントの平均賃料¹⁸ 単位：円/月坪

		総合	3,000m ² 未満	3,000m ² ～ 5,000m ² 未 満	5,000m ² ～ 7,500m ² 未 満	7,500m ² ～ 10,000m ² 未満	10,000m ² ～20,000 m ² 未満	20,000m ² ～30,000 m ² 未満	30,000m ² ～50,000 m ² 未満	50,000m ² 以上	(テナント数)
物 販	総 合	21,698	21,197	17,642	16,643	29,564	27,676	16,576	18,564	16,958	(18458)
	(テナント 数)	(18458)	(411)	(1062)	(1797)	(2780)	(5915)	(1610)	(1942)	(2212)	
飲 食	総 合	20,248	16,466	17,020	15,707	22,449	23,816	15,526	20,246	19,330	4737
	(テナント 数)	(4737)	(131)	(281)	(373)	(589)	(1471)	(458)	(554)	(693)	
ス サー ビ	総 合	10,632	18,286	12,343	10,681	15,110	11,554	9,786	9,606	9,340	3478
	(テナント 数)	(3478)	(67)	(186)	(218)	(392)	(1088)	(369)	(482)	(575)	

¹⁷ マンキュー（2005）p. 660

¹⁸ 「2010 S C 白書」p. 28 図表-3 より作成

表3-3は年次別オープンSCの平均面積を表したものであるが2009年の16,283㎡は、前年度の27,479㎡と比べ約40%減少している。この原因としてSC協会は都市計画法等の改正による郊外大規模店舗の立地規制の影響によるものとし、今後もSC規模の縮小化が続くと予測しているが中小規模のSCについては、現在のところ十分なノウハウもないし、成功事例も少ないという²⁰。一方、中心市街地における再開発型のSCについても、成功事例は少なく、短期的に成功しても、長期的に安定した業績を維持することは困難であると述べている。そのため2006年の改正都市計画法等における規模規制は郊外開発を進めてきたSCの出店動向に大きく影響を与えるものとなるが、今後SCが中心市街地に目を向けるかは疑問である。

表3-3 1SC当りの平均面積¹⁹

	オープンSC数	1SC当り平均面積(㎡)
01年	43	17,266
02年	64	16,160
03年	64	20,659
04年	78	22,395
05年	74	20,997
06年	83	25,060
07年	100	22,964
08年	89	27,479
09年	57	16,283

第4章 郊外大規模店舗の規模規制が出店動向(場所・規模・件数)に与えた影響の検証

4.1 郊外店舗の出店状況について

図4-1は、郊外部における開発許可申請件数を表したものである。これを見ると1万㎡超の店舗は法改正が行われた2006年から法施行の2007年までの2年間は増加しているが、法施行後の2008年には減少に転じ、その後は横ばいである。また5千~1万㎡の中規模店舗も2006年を境に増加し、法施行後は、減少に転じている。その減少幅は1万㎡超店舗に比べると小さく、または申請件数が法改正前に比べて多いのが特徴である。

図4-2は、各年の出店総面積の合計を表にしたものである。郊外部の店舗面積は、2006年~2007年の間に急増する傾向は、図4-1と同じであるが、法施行後は1万㎡超店舗より5千~1万㎡の中規模店舗の割合の方が大きくなっている。

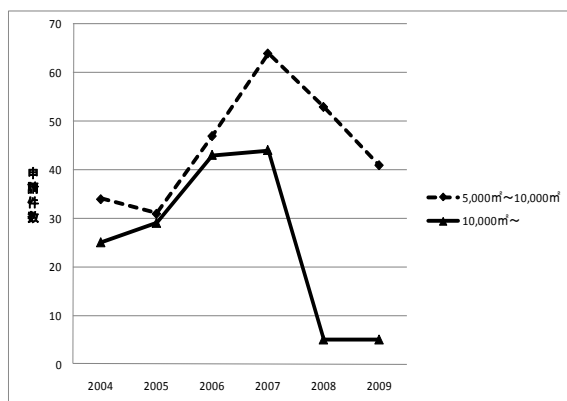


図4-1 郊外店舗申請件数²¹

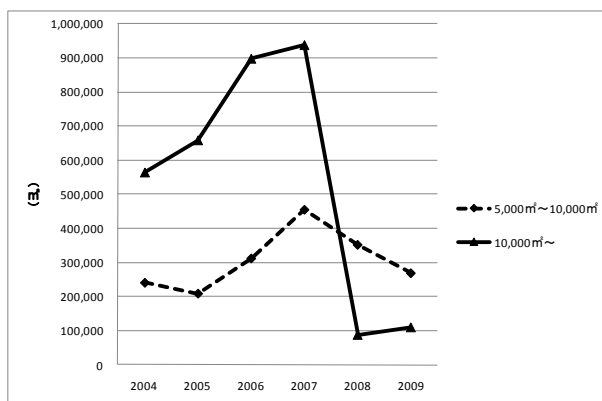


図4-2 郊外店舗申請数(面積)²²

¹⁹ 2010SC白書p.7「年次別オープンSCとテナントの状況」より作成

²⁰ 2010SC白書p.7

²¹ 全国大型小売店総覧(2006~2011)より作成

²² 全国大型小売店総覧(2006~2011)より作成

4. 2 仮説

図4-1・図4-2より、2006年の都市計画法等の改正が郊外大型店舗の出店の件数・規模・場所にどのような影響を与えたかという点について、次の3つの仮説を立てた。

仮説1 法改正から法施行まで間に郊外大規模店舗の申請件数が増加した。

仮説2 法施行後は、立地規制により郊外大規模店舗の申請件数は減少した。

仮説3 法施行後は1万㎡超店舗が規制されることによって5千~1万㎡の中規模店舗にシフトする。

4. 3 推定式及び推定方法

(1) 推定方法

仮説1は2004・2005年を法改正前、2006・2007年を法改正時とし、また仮説2および仮説3は2004・2005年を法改正前、2008・2009年を法改正後として、県別のパネルデータを用いて計量分析を行ない、法改正および法施行が郊外大規模店舗等の申請件数に与えた影響を実証する。なお、パネルデータ分析においてはhausman検定を行い最小二乗法、固定効果モデル、変量効果のうちいずれかを採用した。

(2) 推定式

対象地区 全国の地方都市32県（東京都および政令指定都市のある都道府県を除く）

対象年度 2004~2009

推定式 $Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i X_{it} + \gamma D_t + \varepsilon_{it}$ ε : 誤差項

Y : 被説明変数（郊外大規模店舗申請件数）

$X1$: 道路実延長（中心部の道路整備はほぼ完了しており、新設道路の多くは郊外地域によるものだと考えられるため、道路延長の増は郊外ロードサイド型店舗の出店に影響を与えるものと考えられる）

$X2$: 自動車保有台数（各県における1世帯当たり乗用車保有台数であり、モータリゼーションの進展と郊外大規模店舗の出店との関係を調べるものである。）

$X3$: 県民一人あたりの店舗面積（既存店舗が多い地域では既に飽和状態であり、新規出店動向に影響を与えるものと考えられる。）

$X4$: 可処分所得（県別の経済動向を示す指標の一つである。近年の傾向としてマイナス成長の地域とプラス成長の地域が明確であり、新規出店に影響を与えるものと考えられる。）

$X5$: 大型小売店年間販売額（SC協会によれば2008年9月のリーマンショックによる影響を受け、業績が落ち込んだと述べており²³、売上額が大規模店舗の新規出店に影響を与えるものと考えられる。また、 $X4$ および $X5$ を入れることにより地域の経済動向をコントロールする。）

²³ SC白書（2010）社団法人日本ショッピング協会 p.1

D：法改正ダミー（本推定式で最も確認したい説明変数である。郊外大規模集客施設の立地を規制した都市計画法等の改正は平成18年2月6日に閣議決定され、平成18年5月31日公布、平成19年11月30日に施行されたため、平成16年および平成17年を法改正前として0、平成18年および平成19年を法改正時として1とするダミー変数である。）

なお、X1～X5の説明変数は被説明変数の前年のデータとし、データの出典は表4-1のとおりである。

表4-1 データの出典および加工方法

変数	データの出典および加工方法
郊外大規模店舗（1万㎡以上）申請件数	大型小売店総覧（東洋経済）および大店立地法の届出状況（経済産業省）から郊外大規模店舗の届出件数を集計したものである。大店立地法届出日と開発許可申請日の年が異なると思われる場合は、自治体への調査を行い修正した。
道路実延長	「道路統計年報全国道路利用者会議」から該当データを抽出したもの
1世帯当たり乗用車保有台数	「自動車保有台数統計データ（財団法人自動車検査登録情報協会）」から該当データを抽出したもの
一人あたりの既存店舗面積	「全国大型小売店総覧（東洋経済新報社）」の店舗総面積を各県の人口で除したもの
LN可処分所得	「地域経済総覧（東洋経済新報社）」における可処分所得の自然対数値
LN大型小売店年間販売額	「地域経済総覧（東洋経済新報社）」における可処分所得の自然対数値

(3) データの基本統計量

本分析に用いるデータの基本統計量は表4-2のとおりである。

表4-2 基本統計量

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
地方都市	郊外大規模店舗申請件数	192	0.786458	1.249596	0	9
	道路実延長	192	3363.133	1103.882	1466.5	6145.8
	一人あたりの既存店舗面積	192	0.782969	0.1295099	0.5	1.08
	LN可処分所得	192	13.00698	0.1232086	12.64	13.38
	LN大型小売店年間販売額	192	3.18724	0.2021978	2.8	3.5
	郊外中規模店舗申請件数	128	1.25	1.463466	0	7
大都市	郊外大規模店舗申請件数	60	1.966667	1.656693	0	7
	道路実延長	60	4679.472	3770.974	1534	17833.6
	一人あたりの既存店舗面積	60	0.712333	0.1097048	0.53	0.92
	LN可処分所得	60	12.97417	0.1021678	12.77	13.17
	LN大型小売店年間販売額	60	3.998167	0.7585412	3.34	9.25

4. 4 検証結果

【仮説 1】法改正から法施行までの間に郊外大規模店舗の申請件数が増加した。

仮説 1 について、最小二乗法による分析結果は以下のとおりである。

郊外大規模店舗申請件数	最小二乗法			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.0000714	0.0001203	0.59	0.554
1 世帯あたり乗用車保有台数	0.4758663	0.6868212	0.69	0.490
一人あたりの既存店舗面積	0.24112	1.317094	0.18	0.855
可処分所得	0.5619352	0.9842884	0.57	0.569
大型小売店年間販売額	2.566008 ***	0.6644628	3.86	0.000
法改正ダミー	0.5193194 **	0.2369906	2.19	0.030
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1795				

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

2006 年～2007 年の法改正時において、郊外大規模店舗申請件数に影響を与えたものとして、前年の大型小売店年間販売額が 1%、法改正が 5%で統計的に有意であった。これより、前年の年間販売額が新規出店に影響を与え、法改正により一県あたり約 0.5 店舗のかけ込み申請があったと認めることができる。また、その他の説明変数は郊外大規模店舗の申請件数に対しプラス符号ではあるが、統計的に有意であるとは認めることができなかった。

【仮説 2】法施行後は、立地規制により郊外大規模店舗の申請件数は減少した。

仮説 2 について、最小二乗法による分析結果は以下のとおりである。

郊外大規模店舗申請件数	O L S			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.000299	0.0000775	0.39	0.700
1 世帯あたり乗用車保有台数	0.3624284	0.439078	0.83	0.411
一人あたりの既存店舗面積	-0.669109	0.800067	-0.84	0.405
可処分所得	0.7911335	0.7191618	1.10	0.273
大型小売店年間販売額	1.14975 ***	0.4265279	2.70	0.008
法改正ダミー	-0.5933394***	0.1703385	-3.48	0.001
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1991				

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

法施行後の 2008 年～2009 年における郊外大規模店舗に出店数は、前年の年間販売額と法改正ダミーが 1%で統計的に有意であり、仮説どおり立地規制の影響を受け、新規出店件数が減少したものと認められる。また、その他の説明変数については、可処分所得で若干の影響は認められるが、統計的に有意ではなかった。

【仮説3】法施行後は1万㎡超店舗が規制されることによって5千～1万㎡の中規模店舗にシフトする。

仮説3について、最小二乗法による分析結果は以下のとおりである。

郊外中規模店舗申請件数	O L S			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.0000865	0.000131	0.66	0.510
1世帯当たり乗用車保有台数	0.8405297	0.7424109	1.13	0.260
一人あたりの既存店舗面積	0.1559733	1.352786	0.12	0.908
可処分所得	-0.2409115	1.215988	-0.20	0.843
大型小売店年間販売額	2.169225 ***	0.7211906	3.01	0.003
法改正ダミー	0.4920754 *	0.2880153	1.71	0.090
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1991				

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

法施行後の2008年～2009年については、規制値未満である中規模店舗の出店数は前年の年間販売額が1%、法改正ダミーが10%で統計的に有意であり、法改正ダミーと中規模店舗の出店数に強い相関関係があるとは言えないものの、法施行により、中規模店舗にシフトしたことが確認された。

【仮説1を大都市で検証した結果】

仮説1～3については、全国の地方都市32県で行なった結果であるが、人口が集中している大都市（東京都および指定都市のある14県）で法改正の影響を分析する。推定式は地方都市と同様とするが、分析方法はhausman検定の結果により、変量効果モデルを採用した。

郊外大規模店舗申請件数	変量効果モデル			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
道路実延長	0.000244	0.000912	0.27	0.789
1世帯当たり乗用車保有台数	0.4706259	1.188207	0.40	0.692
一人あたりの既存店舗面積	-1.00374	3.501384	-0.29	0.774
可処分所得	-1.794806	2.359181	-0.76	0.447
大型小売店年間販売額	0.8968437***	0.2892601	3.10	0.002
法改正ダミー	-0.1126035	0.383573	-0.29	0.769
サンプルサイズ 128 Adj R-squared = 0.1245				

都市部では、地方都市と同様、年間販売額の影響は1%で統計的に有意であるが、法改正ダミーは有意ではなかった。つまり、人口が集中している大都市では、法改正による郊外部へのかけ込み申請は認められなかった。

第5章 法改正の副作用について

5.1 店舗の撤退動向分析

図5-1は過去10年間の郊外大型店舗総数の推移を表したものである。これを見ると、2008年までは一貫して増加しているが、2009年を境に減少に転じている。一方、図5-2の中心部については、2002年から2008年までは増加傾向にあるものの、2009年を境に大幅に減少している。

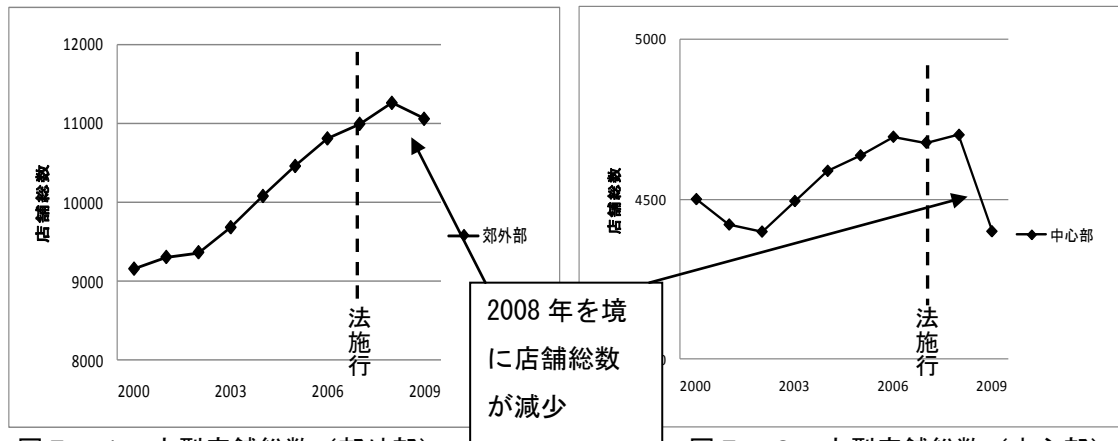


図5-1 大型店舗総数（郊外部）

図5-2 大型店舗総数（中心部）

図5-3は大型店舗総数を増減率で表したものであるが、2008年（1年間）において郊外部で1.3%、中心部で6.4%の店舗が減少している。これは、法改正によるかけ込み申請の結果、郊外、中心ともに飽和状態となり、撤退する店舗が増えたものと考えられる。また、図5-4で減少幅の大きい中心部について立地形態別に見てみるとターミナル型では増減はなかったが、駅前・駅近辺型で2.4%、商店街型で13.2%の店舗が減少しており、さらに法改正のあった2006年～2007年までの2カ年分を加えると商店型店舗では23.3%と大幅に減少していた。

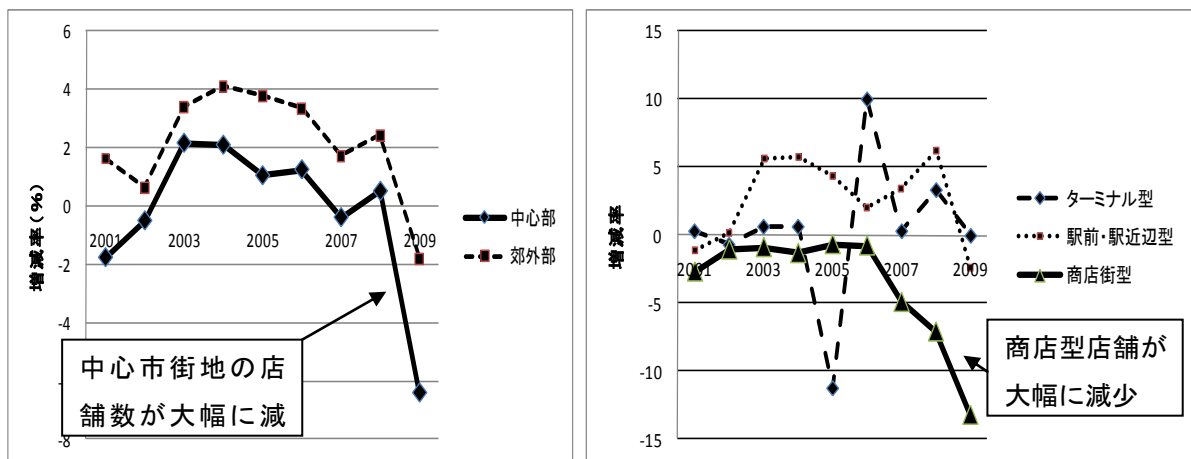


図5-3 大型店舗総数増減率（中心・郊外別）

図5-4 大型店舗総数増減率（中心・立地形態別）

中心部の店舗が撤退する理由にはさまざまな要因があると思われるが、法改正による郊外大規模店舗のかけ込み申請が中心大型店舗の撤退に影響を与えたことは否定できない。そのため、仮説4「郊外大規模店舗が立地すると中心大型店舗数が減少する」について計量的に分析を行っ

た。対象年度は2004～2009とし、仮説1と同様に地方都市と大都市について以下の推定式で分析した。

推定式
$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i X_{it} + \Delta N_{it} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon : \text{誤差項}$$

Y : 被説明変数（大型小売店総覧（東洋経済）から中心市街地店舗として立地タイプが駅周辺型、ターミナル型、商店街型の件数を集計したものである。）

X 1 : 県民一人あたりの店舗面積（人口や店舗の増減が中心市街地の店舗数に影響与えているものと考えられる。）

X 2 : 可処分所得（県別の経済動向を示す指標の一つである。近年の傾向は、マイナス成長の地域とプラス成長の地域が明確であり、新規出店に影響を与えるものと考えられる。）

X 3 : 大型小売店年間販売額（SC協会によれば2008年9月のリーマンショックによる影響を受け、業績が落ち込んだと述べており、売上額が大規模店舗の新規出店に影響を与えるものと考えられる。また、X 4およびX 5を入れることにより地域の経済動向をコントロールする。）

N : 郊外大規模店舗立地数（郊外大規模店舗の新規出店件数であり、本分析で最も確認したい変数である。）

X 1～X 3の説明変数は被説明変数の前年のデータとし、データの出典は表4-1のとおりである。

表5-1 データの出典および加工方法

変数	データの出典および加工方法
中心大型店舗数	「全国大型小売店総覧（東洋経済新報社）」から県別の該当データを抽出し件数を集計したもの
一人あたりの既存店舗面積	「全国大型小売店総覧（東洋経済新報社）」の店舗総面積を各県の人口で除したもの
LN 可処分所得	「地域経済総覧（東洋経済新報社）」における前年度可処分所得の自然対数値
LN 大型小売店年間販売額	「地域経済総覧（東洋経済新報社）」における前年度可処分所得の自然対数値
郊外大規模店舗立地数	「全国大型小売店総覧（東洋経済新報社）」から前年度の該当データを抽出し件数を集計したもの

本分析に用いるデータの基本統計量は表5-2のとおりである。

表5-2 基本統計量

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
地方都市	中心大型店舗数	192	41.47917	16.96098	13	90
	一人あたりの既存店舗面積	192	0.782969	0.1295099	0.5	1.08
	L N可処分所得	192	13.00698	0.1232086	12.64	13.38
	L N大型小売店年間販売額	192	3.18724	0.2021978	2.8	3.5
	郊外大規模店舗立地数	192	2.484375	2.999086	0	15
大都市	中心大型店舗数	90	219.6	158.6903	51	681
	一人あたりの既存店舗面積	90	0.730333	0.115549	0.53	0.93
	L N可処分所得	90	12.97711	0.0992471	12.75	13.17
	L N大型小売店年間販売額	90	9.002778	0.7215713	7.7	10.5
	郊外大規模店舗立地数	90	2.211111	2.013965	0	8

【仮説4】郊外大規模店舗が立地すると中心大型店舗数が減少する

仮説4については、hausman 検定の結果により、固定効果モデルを採用した。

中心大型店舗数（地方都市）	固定効果モデル			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
一人あたりの既存店舗面積	4.044098	7.046062	0.57	0.567
可処分所得	-0.0640511	3.336692	-0.02	0.985
大型小売店年間販売額	14.9222	10.42824	1.43	0.154
郊外大規模店舗立地数	-0.6309668 ***	0.1727917	-3.65	0.000
サンプルサイズ 192 within=0.1899 between=0.3606 overall=0.3174				

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

郊外大規模店舗の出店は中心大型店舗数にマイナスの影響を与えることが、1%で統計的に有意であった。つまり経済動向を示す変数は有意とはならず、郊外大規模店舗の立地数と中心大型店舗数には相関関係にあることが確認された。本分析はデータの制約上、1千㎡超店舗を対象にしているが、個人経営の零細店舗等はさらに影響をうけたものと考えられる。

また、仮説4は地方都市を対象に分析したものであるが、仮説1と同様に大都市で分析した結果、郊外大規模店舗の新規出店数が中心部に影響を与えるとは認めることができなかった。つまり、大都市では、法改正に反応を示さず、また郊外大規模店舗の立地と中心大型店舗数には相関関係がないことが確認された。

【仮説4を大都市で検証した結果】

中心大型店舗数（大都市）	固定効果モデル			
	係数	標準偏差	t 値	P 値
一人あたりの既存店舗面積	-30.00529	60.44701	-0.50	0.621
可処分所得	-14.79466	61.85829	-0.24	0.812
大型小売店年間販売額	208.257 ***	9.962734	20.90	0.000
郊外大規模店舗立地数	-3.750673	3.16919	-1.18	0.240
サンプルサイズ 90 Adj R-squared = 0.8794				

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

上記の結果により、郊外大規模店舗の新規立地と中心市街地の店舗数の間には相関関係があることが分かったが、これのみで結論づけることはできないと判断し、大手SC1社に焦点を絞り、撤退状況について調査を行った。その結果、2006年から2010年の5年間に撤退した店舗は39店舗あり、このうち29店舗（約75%）が中心市街地からであった。このことから近年郊外に多数出店しているSCは、採算のとれない中心市街地から戦略的に撤退しているとも推測できる。

5.2 大規模店舗の出店動向分析

(1) 改正法施行後の申請の変化

法施行後に本来立地が規制される郊外1万㎡超店舗の出店動向の調査を行った。改正都市計画法等では、大規模な集客施設の立地を完全に抑制するのではなく、第二種住居地域、準住居地域、工業地域では用途地域の変更又は用途を緩和する地区計画決定、また白地地域では用途地域の指定等により立地が可能となっている。つまり、2006年の法改正により、全く1万㎡超の店舗が郊外立地できなくなったというわけではなく、手続き方法や形状を変え立地するようになったとすることができる。

図5-5は法施行後において、本来立地が規制される1万㎡超の店舗について、その立地が可能となった理由を個別に調査した結果であり、分割申請、区画整理事業、跡地利用、地区計画、用途変更の5ケースが確

認された。この中でも分割申請については、表5-1のように所在地、建物設置者、届出日が同じで、店舗の合計面積が1万㎡を超えるものであるが、これらの店舗は個々の店舗が駐車場の共有など一体のものとして営業している。これは法の抜け道とも言える申請である。

(2) 分割立地の非効率性

通常、店舗が新規出店する場合、計画・設計費用、用地取得・周辺調整（交渉費用）、本工事費用・関連工事費用（インフラ整備費用）等の経費が必要となるが、これらの経費は規模が大きくなるほど、単位面積当たりのコストは安くなる。しかし規模規制があり、社会的に必要な店舗面積に近づけようと分割立地した場合は、図5-6に示すように企業にとって余分なコストが発

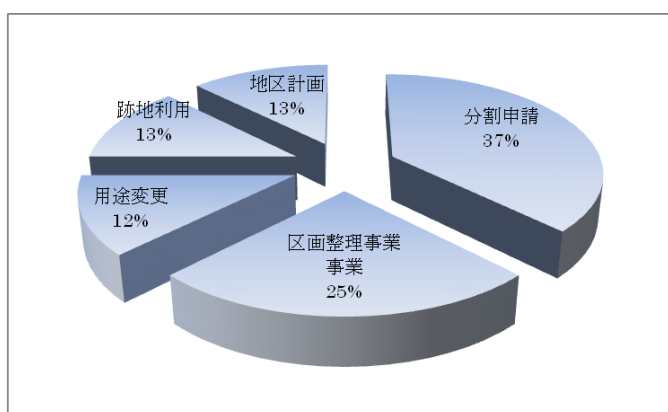


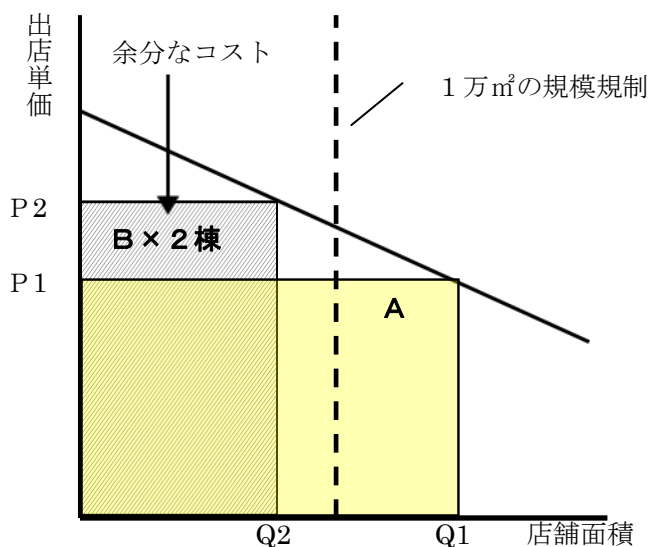
図5-5 郊外1万㎡超店舗の立地状況（法施行後）²⁴

表5-1 大店立地法届出状況（抜粋）

	所在地	建物設置者名	届出日	店舗面積の合計(㎡)
1	〇〇〇1629番地外	C	2008年8月4日	5,255
	〇〇〇1627番地外	D	2008年8月4日	7,814
2	〇〇〇772番地 外15筆	E	2008年8月28日	8,180
	〇〇〇808番地 外7筆	E	2008年8月28日	2,221
3	〇〇〇520番2ほか	J	2009年6月30日	7,800
	〇〇〇541番ほか	J	2009年6月30日	5,325

²⁴ 大店立地法届出状況を同住所のもので並べ替えることによってピックアップし、担当者への調査を行い作成した。

生し、非効率になると考えられる。



Q 1 : 規模規定がない時の数量
 P 1 : 規模規定がない時の価格
 Q 2 : $Q 1 / 2$
 $P 2 > P 1$

規模規制をしても、細分化され、均衡数量になる。これにより余分なコストが発生し非効率になる。

図 5 - 6 分割立地の非効率モデル

○法施行前後の出店状況写真



図 5 - 7 法施行前の出店状況写真

図 5 - 8 法施行後の隣接出店状況写

①イオン綾川ショッピングセンター

届出日: 2007年10月29日

店舗面積: 42, 000㎡

②ホームセンターコーナン香川綾南店

届出日: 2009年6月30日

建物設置者: コーナン商事

店舗面積: 7, 800㎡

③ケーズデンキ綾川パワフル館

届出日 2009年6月30日

建物設置者: コーナン商事

店舗面積: 5, 325㎡

図 5 - 7 は法施行の 1 ヶ月前に届出があった大規模 S C であるイオン綾川ショッピングセンターである。また、図 5 - 8 はイオン綾川ショッピングセンターの隣接地に法施行後届出があった中規模店舗 (2 店舗) であるが、届出内容を見てみると届出日、建物設置者が同一であり、また 2 店舗の合計面積は 1 万㎡超となっている。これらは法施行前後に生じた現象の典型的な事例であるが、今後も同様な届出が増えるものと考えられる。

5. 3 中小規模店舗の出店動向分析

法施行後の中小規模店舗の出店動向について四国地方の中心市街地活性化区域を指定している3都市を対象に分析した。

分析方法は、法施行前（～2007）の既存店舗および法施行後（2008～）に出店した店舗を地図上にプロットし、エリア内における店舗の立地状況および商業施設の集積傾向を分析したものである。高松市（図5-9）は地形上平地が多く、広範に大型店舗が広がっており、法改正以前から郊外化が進んでいるのが特徴である。法施行後の新規出店件数は11件あったが、このうち中心市街地への出店は無く、国道193号線、県道10号線などの郊外幹線道路沿いに出店する傾向にある。また、新規出店場所の周辺には既存店舗も多く、郊外部での新たな商業集積地を形成していることが確認された。

松山市（図5-11）については、市街地の北東部に高縄山地、東部に石鎚山地が連なり平地が少ないという地形上、平地部である中心市街地およびその周辺に店舗が集中しており法改正以前から郊外化が進んでいるのが特徴である。新規出店については高松市と同様、中心市街地ではなく、郊外部の国道196号および国道11号沿いへの出店に集中しており、ロードサイド型の商業空間が拡大している。

高知市（図5-12）については、北部に四国山地、南部には太平洋があり、山が多く平地が少ない地形である。新

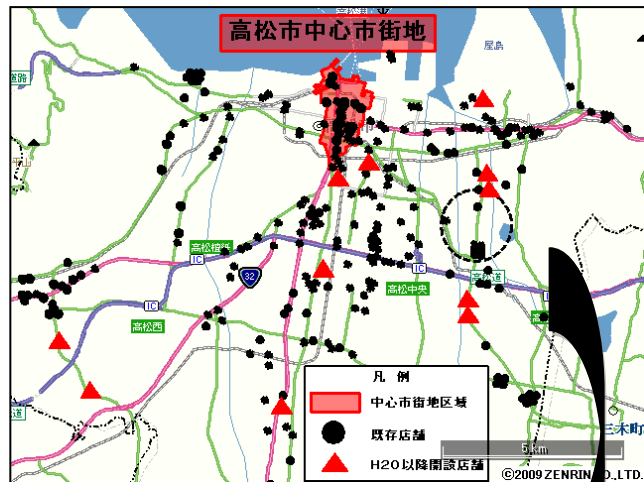


図5-9 大型店舗の立地状況（高松市）



図5-10 ロードサイド商店街の状況写真

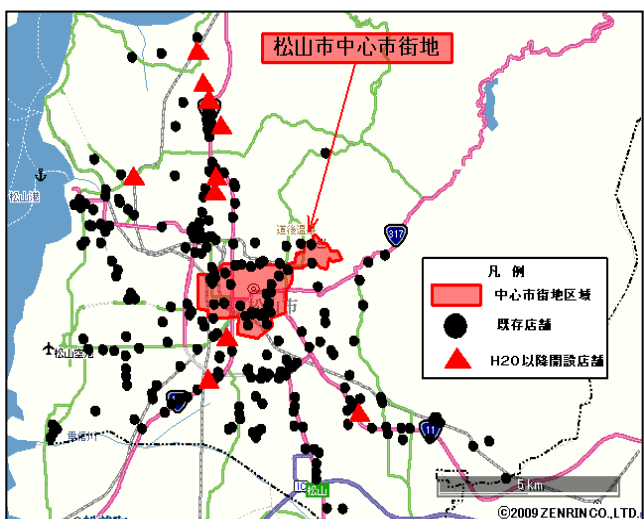


図5-11 大型店舗の立地状況（松山市）

規店舗のうち中心市街地は2009年に商業ビル(約5千㎡)1件の申請があったものの、他都市と同様、法改正前から郊外化は進んでおり、新設店舗のほとんどが郊外部の国道32号線や国道56号線などの幹線道路沿いに立地する傾向がある。

これら3都市の調査結果から新設店舗は郊外部の幹線道路沿いでかつ周辺に既存店舗が多い場所に立地する傾向にあり、特に新設バイパス道路は、図5-10のように中小規模店舗が連なりロードサイド商店街と化している状況である。このため、法改正以前から既に郊外化が進んでいる地方都市では、都市計画規制の強化により郊外化を抑制することは困難であると考えられる。

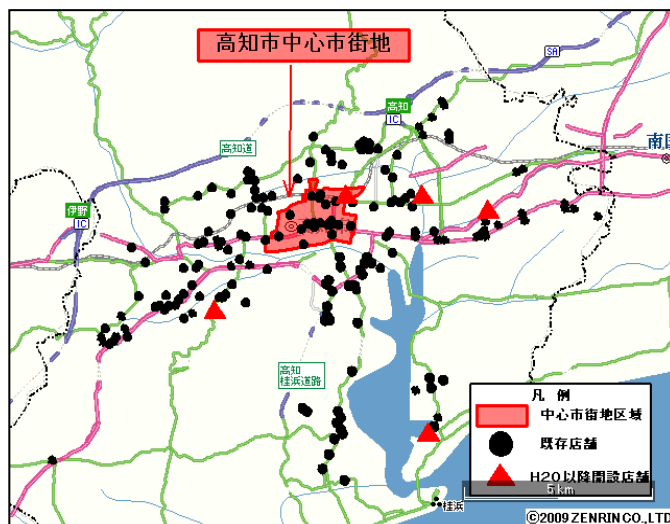


図5-12 大型店舗の立地状況(高知市)

第6章 まとめ

6.1 分析結果

以上改正都市計画法等に着目し、その副作用について理論分析および実証分析を行った。その結果は以下のとおりである。

- ① 地方都市部では法改正から法施行までの2年間に郊外大規模店舗の申請件数が増加し、法施行後は、立地規制により郊外大規模店舗の申請件数は減少した。また、法施行後は1万㎡超店舗が規制されることによって5千~1万㎡の中規模店舗にシフトすることが認められる。
- ② 地方都市において郊外大規模店舗の出店と中心市街地の店舗数には相関関係があるため、法改正によるかけ込み申請が中心市街地に与えた影響は大きいと考えられる。また大手SCの出店・撤退動向を調査した結果、郊外に出店しているにも関わらず、同時期に中心市街地から撤退している。
- ③ 新設店舗は郊外の幹線道路沿いでかつ周辺に既存店舗が多い場所に立地する傾向にあり、特に新設バイパス道路は、ロードサイド商店街と化している状況である。このため、法改正以前から既に郊外化が進んでいる地方都市では、都市計画規制の強化により郊外化を抑制することは困難であると考えられる。

6.2 結論

店舗の最適な規模を導くことは困難であるにもかかわらず、規模規制が実施されたことによる影響を分析、考察した。また、規制の副作用の例示を行い、分割申請や規制値未満の店舗が集積するのであれば本来の政策目的を果たさないことも示した。これらの分析結果を踏まえ、都市計画規制の強化が中心市街地の再活性化をもたらす可能性は低く、改正都市計画法等は政府の目的どおりには機能していないと結論づける。また効果が明確でなく、副作用がある規模規制は廃止したほうがよいことを提言する。

最後に、先行研究では中心市街地の住宅政策等の補助金については、支出に見合う効果がないことが指摘されて、本研究では都市計画規制の強化が中心市街地にプラスに働く可能性は低いと結論づけた。そのため既に郊外化が進んだ地方都市において、政府が介入して郊外化を抑制し、中心市街地を再活性化させることは困難な状況である。

今後は中心市街地を守る政策を継続的に実施していくかどうか、各自治体の判断が重要になる。

謝辞

本論文の執筆にあたっては、福井秀夫教授（ディレクター）、梶原文男教授（主査）、安藤至大客員准教授（副査）、西脇雅人助教授（副査）をはじめ、まちづくりプログラムの教員及び学生の皆様には、お忙しい中、大変貴重なご意見をいただきましたことお礼申し上げます。

また、1年間政策研究大学院大学での研究機会を与えていただいた派遣元および協力を惜しまず支えてくれた妻、家族に改めて深く感謝します。

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、誤りは全て筆者の責任であることをお断りいたします。

【参考文献】

- ・赤沼孝昭（2010）「地方都市における中心市街地居住推進事業に関する考察」
（政策研究大学院大学政策研究科平成21年度まちづくりプログラム論文集，2010月3月）
- ・国土交通省・地域整備局（2004）『概説 まちづくり三法の見直し』ぎょうせい
- ・財団法人都市計画協会（2007）『コンパクトなまちづくり』
- ・阪上貴紀（2009）「大規模小売店舗に対する規制緩和と中心市街地の衰退」
一橋経済学，3(2)：117-141
- ・鈴木浩（2007）『日本版コンパクトシティ』学陽書房
- ・中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』日本評論社
- ・八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅰ』東洋経済新報社
- ・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
- ・富士竜司（2010）「中心市街地活性化政策における公共施設設置・移転の効果に関する研究」
（政策研究大学院大学政策研究科平成21年度まちづくりプログラム論文集，2010月3月）
- ・松浦寿幸，元橋一之（2006）「中・大規模店の参入・退出と中心市街地の活性化に関する計量分析」RIETI Discussion Paper 2006/7 06-J-051
- ・N・グレゴリー・マンキュー（2005）『マンキュー経済学Ⅰミクロ編』東洋経済新報社

【参考資料】

- ・経済産業省大店立地法届出件数表
<http://www.meti.go.jp/policy/economy/distribution/daikibo/todokede.html>
- ・社団法人日本ショッピング協会 <http://www.jcsc.or.jp/data/index.html>
- ・全国大型小売店総覧（2006～2011）東洋経済新報社
<http://www.meti.go.jp/policy/economy/distribution/daikibo/todokede.html>
- ・地域経済総覧（2006～2011）東洋経済新報社
- ・自動車保有台数統計データ（財団法人自動車検査登録情報協会）
<http://www.airia.or.jp/number/index.html>
- ・中心市街地活性化のまちづくり（国土交通省）<http://www.mlit.go.jp/crd/index/index.html>
- ・中心市街地活性化本部 <http://www.kantei.go.jp/jp/singi/chukatu/index.html>
- ・中心市街地活性化基本計画認定申請マニュアル（2008）
- ・中心市街地活性化法の概要と支援策について」
（平成18年6月26日経済産業省 国土交通省）
- ・「中心市街地再生のためのまちづくりのあり方についてーアドバイザー会議報告書」
（2005）
- ・統計局 <http://www.stat.go.jp/>
- ・道路統計年報（2004～2009）全国道路利用者会議
- ・SC白書（2010）社団法人日本ショッピング協会

自動車運転代行業における法の制定・改正に関する考察

(要旨)

近年、自動車保有率の高い地方都市を中心に自動車運転代行業が発展してきている。自動車運転代行業に対しては、従前は法律による規制が無かったことなどを背景に、事業者により提供されるサービスの質について、利用者が十分な情報を得ることができず、市場において情報の非対称が生じていた。このような状況を背景に、2002年に「自動車運転代行業の業務の適正化に関する法律」が施行され、2004年には関連する改正道路交通法が施行された。本稿では、これら一連の法の施行及び改正が自動車運転代行業の市場に与えた影響について、理論分析及び実証分析を行った。分析の結果、一連の法の施行及び改正後においても、市場において情報の非対称が解消されていないことが明らかとなった。これらの分析結果を基に、情報の非対称を解消するための市場メカニズムによる解決の可能性を検討するとともに、幾つかの政策提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10057 田村 和彦

【 目次 】

1. はじめに.....	1
1.1 研究の背景と目的.....	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ.....	2
1.3 論文の構成.....	2
2. 運転代行業をめぐる状況と一連の法の制定、改正の概要等.....	2
2.1 運転代行業法制定前の状況.....	2
2.2 情報の非対称下での需給の均衡.....	3
2.3 運転代行業法の制定、道路交通法の改正の狙い.....	6
2.4 運転代行業法の制定、道路交通法の改正の概要.....	6
2.5 法の制定、改正後の状況.....	7
3. 計量分析.....	9
3.1 推定の方法.....	9
3.2 推定モデル (Difference -in-differences)	10
3.3 データの概観.....	11
3.3.1 被説明変数.....	11
3.3.2 説明変数.....	11
3.4 推定結果.....	13
3.4.1 タクシー運転手との比較.....	13
3.4.2 バス運転手及び一般の運転手との比較.....	15
3.5 考察.....	17
4. 市場メカニズムによる解決と代行業界における現状.....	17
4.1 シグナリング.....	18
4.2 評判による解決.....	18
4.3 第三者機関による評価の仕組み.....	19
4.4 政策提言.....	19
5. まとめと今後の課題.....	21
5.1 まとめ.....	21
5.2 今後の課題.....	22
参考文献.....	23

1. はじめに¹

1.1 研究の背景と目的

今日、1999年の東名高速道路での飲酒運転事故や2006年の福岡市における飲酒運転事故などの重大事故の発生等を契機として飲酒運転を根絶する機運が高まっている。飲酒運転を根絶するためには、飲酒運転に対する罰則の引き上げや取締りの強化といった飲酒運転抑止対策が必要であると考えられるが、一方で飲酒した人の代替の交通手段を確保する必要もある。そこで、飲酒した人の代替の交通手段の一つとして、自動車運転代行業も寄与することが期待されている。

自動車運転代行業務は、2人1組で車両（随伴車）1台を用いて行なわれる。飲酒などの理由により自己の自動車が運転できなくなった顧客から依頼を受け、飲食店などの待ち合わせ場所に2人で随伴車に乗り依頼のあった場所へ向かう。その場所で、顧客の車の鍵を預かり、顧客の車両が遠くに駐車している場合には随伴車でそこへ向かい、待ち合わせ場所まで車両を持ってくる。そして、2人のうちの1人は顧客の車両を運転し、顧客や顧客車の搭乗者も顧客の車に乗せて、目的地まで移動する。もう1人は、随伴車で目的地まで随伴する。目的地に着いたら、顧客に車両を引き渡して料金を受け取り、その後、2人で随伴車に乗り営業所等に戻る、という形態で行われる。特に、自家用自動車を使用した移動をすることの多い地方都市において発展している業態である²。

2002年に、自動車運転代行業の業務の適正化に関する法律（以下、「運転代行業法」）が施行され、都道府県公安委員会による認定制度が設けられたほか、2004年には改正道路交通法により顧客の車両を運転する者（以下、「代行運転手」）には、普通第二種運転免許の取得が義務付けられた。これら一連の法の制定及び改正は、自動車運転代行業の業務の適正な運営を確保することによって、交通の安全及び利用者の保護を図ろうとするもの³であった。

しかし、2007年に警察庁及び国土交通省が実施したアンケート調査⁴によれば、過去に運転代行を利用できなかった、あるいは利用しなかった人の理由として「安心できる業者が分からなかった」「料金システムに不安があった」などの回答が上位を占めており、利用者が運転代行を利用するための情報が不足している状況⁵が窺える。すなわち、買い手である利用者が不十分な情報しか保有せず市場において情報の非対称が生じていると考えられる。

そこで、本稿においては、一連の法の制定及び改正後において、運転代行業界の事業者や運転手にどのような変化が生じ、その結果、利用者の選択行動にどのような影響を生じさせているか、

¹ 本稿作成にあたり、福井秀夫教授（プログラム・ディレクター）、鶴田大輔准教授（主査）、梶原文男教授（副査）、西脇雅人助教授（副査）、その他教員及び学生の皆様から大変貴重なご意見を頂戴いたしました。ここに記して感謝の意を表します。なお、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、内容の誤りはすべて筆者に帰属します。

² 2008年12月末時点において、都道府県の公安委員会によって認定されている事業者数の上位は沖縄県、秋田県、茨城県、熊本県、鹿児島県などである。

³ 運転代行業法第1条参照

⁴ 2008年2月7日警察庁交通局報告「自動車運転代行業に関するアンケート調査の結果」

⁵ なお、同アンケートにおいては利用できなかった、あるいは利用しなかった「時期」についての回答は行われていないことから、一連の法の制定及び改正の前であったか、後であったかは不明である点には留意する必要がある。

を検証することによって、運転代行業市場における政策等について分析を行うこととする。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

運転代行業に関する先行研究としては、(財)交通事故総合分析センター(2002)による『自動車運転代行業に係る交通事故の特性についての調査研究』がある。これは、「交通事故統計分析によって代行運転業務中の車両が関与した事故の特徴を明らかにし、事故防止対策を講ずるための基礎資料を整える」ことを目的としており、運転代行業務中の交通事故の特徴や傾向を把握することにより、以後の交通事故防止対策に活用しようとするものである。昼夜別や道路形状別などの技術的な側面から運転代行業に従事する者の交通事故が分析されているという特徴がある一方で、運転代行業法の制定に近接した時期の研究であることから、運転代行業法の制定や、その後の改正道路交通法の施行の効果については分析が行われていない。

本稿においては、一連の法の施行、改正の前後の状況を理論的に分析するとともに、代行運転手への第二種運転免許の義務付けの効果を実証分析することにより、今後の政策展開に活用しようとするものである。

1.3 論文の構成

本稿における主な結論を述べると、次のようにまとめられる。第一に、代行運転手への第二種運転免許の義務付けは、代行運転手による交通事故の発生を減少させる効果は認められないことが実証分析により明らかである。その結果、政策は市場における情報の非対称の解消に寄与していない。第二に代行運転業界においては、市場メカニズムによっても必要な情報の開示が進んでいない。このため、今日においても利用者は情報の非対称の下でのサービスの購入、選択を行っている。

論文の構成は次のとおりである。第2章において、近年の運転代行業に関する状況と一連の法の制定と改正の概要等について、情報の非対称の下における売り手と買い手の行動についての理論分析とともに述べる。次に、第3章において、2004年の代行運転手への第二種運転免許の義務付けの効果について実証分析を行い、考察を行う。そして、第4章において、運転代行業における市場メカニズムによる情報の非対称の解消について現在の実情を基に考察する。さらに、理論分析と実証分析の結果を踏まえて、政府の介入による情報の非対称の解消のための政策について提案を行う。最後に、第5章において本稿のまとめと今後の課題について述べる。

2. 運転代行業をめぐる状況と一連の法の制定、改正の概要等

2.1 運転代行業法制定前の状況

運転代行業は、日常的に自家用自動車を移動手段として利用している地方都市を中心に運転代行業法の制定前から発展していた。(社)日本自動車会議所「数字でみる自動車」によれば、1995年には全国で1,742の事業者が運転代行業を営み、26,844名の運転手が業務に従事していた、とされている。

一方で、法律による規制がなかったこともあり、事業者が運転手に対し、最高速度違反の運転を下命・容認するなど、その業態として責任を問われるべき実態があったほか、交通死亡事故の発生率も高い水準で推移していた。また、主に夜間の繁華街において飲酒した顧客を対象に行われる業態であることから、業者による白タク行為、料金の不正収受、損害賠償保険の未加入、暴力団関係業者による被害等の問題も指摘⁶されていた。

このような状況の下においては、運転代行を利用したいと思う者は、そのサービスの品質に関して情報が不足することとなり、その結果、利用が少なくなってしまう⁷という情報の非対称が起こっていたと考えられる。

2.2 情報の非対称下での需給の均衡

では、情報の非対称が生じた場合に、利用者と供給者の間においてどのような均衡が市場で実現されるのであろうか。今、市場において、良質な運転代行サービス（以下、「良質なサービス」と品質の劣る運転代行サービス（以下、「低質なサービス」）が存在し、それぞれのサービスに対して売り手と買い手が存在していると仮定し検証する。

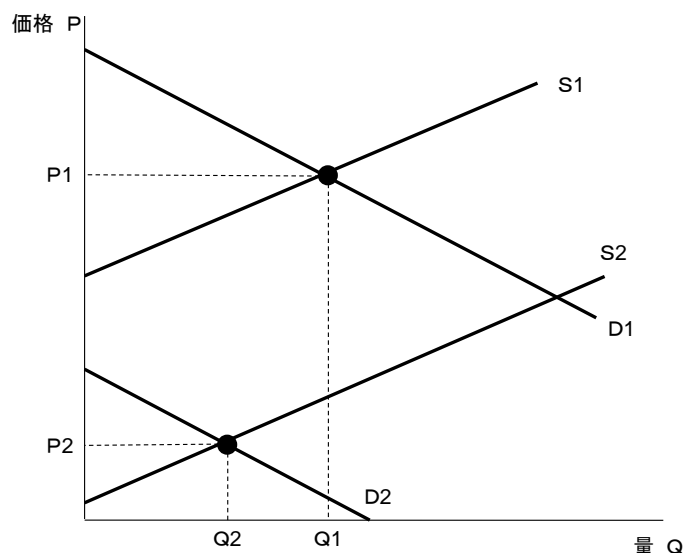


図1 対称情報（売り手、買い手ともに完全な情報保有）
（出所：酒井（2010）⁸を参考に筆者作成）

まず、売り手と買い手が双方ともに完全な情報を保有している状況を考える。

図1において、S1は良質なサービスを提供する売り手の供給曲線、S2は低質なサービスを提供

⁶ 国土交通省ホームページ「自動車運転代行業の概要」

http://www.mlit.go.jp/jidosha/jidosha_tk3_000006.html

⁷ 日本自動車会議所「数字でみる自動車」によれば、1997年には事業者数は1,436、運転者数は23,022名であり、1995年に比べて事業者数で約300、運転者数で約3,000の減少が生じている。このことから、この時期においては運転代行業の市場が縮小していたことが窺われる。

⁸ 酒井（2010） 236頁 - 246頁参照。

する売り手の供給曲線である。良質なサービスを提供するためには、優良なドライバーの雇用、雇用後の教育、保険への加入などに費用がかかる。さらに、優良なドライバーは相対的に賃金も高くなるため、S2よりもS1は上方に位置することとなる。この時、売り手は自らのサービスの品質について完全な情報を有しているの、その品質に応じて、市場には2つの供給曲線S1とS2が存在することとなる。

一方、サービスの買い手である利用者の需要曲線であるが、D1は良質なサービスを利用する場合の需要曲線であり、D2は低質なサービスを利用する場合の需要曲線である。価格が同じであれば、良質なサービスの需要量は、低質なサービスの需要量を上回るはずであり、D1はD2より上方に位置することとなる。

売り手と買い手の双方がサービスの質についての完全な情報を有しているならば、S1とD1の交点及びS2とD2の交点においてそれぞれ市場の均衡が生じ、良質なサービスの価格P1は低質なサービスの価格P2を上回る⁹こととなる。すなわち、この状況においては、良質なサービス、低質なサービスのそれぞれに対して、相互に関連するけれども別々の市場が実現することとなる。

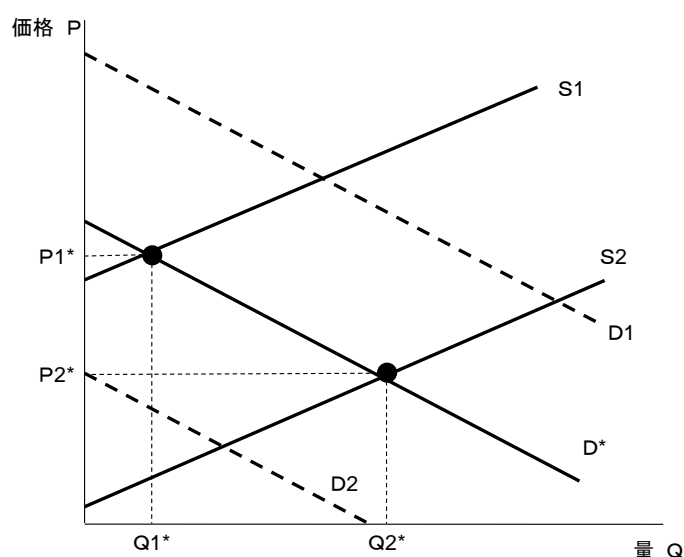


図2 非対称情報（売り手のみが情報保有）
（出所：酒井（2010）を参考に筆者作成）

次に、図2を用いて、売り手のみがサービスの品質について情報を保有している状況を考える。

売り手は、先の対称情報の場合と同じく、自己の品質に関して完全な情報を有しており、S1とS2の供給曲線が存在する。一方、買い手はサービスの品質について不完全な情報しか有していないため、良質なサービスと低質なサービスの平均的な品質でしか判断できない。このため、

⁹ なお、良質なサービスと低質なサービスのそれぞれの均衡供給量に関しては、供給曲線及び需要曲線の傾きや開きによって変化するため、常に図1のようにQ1がQ2を上回るわけではない点には留意が必要である。

市場において供給されているサービスは、平均的なサービスであるとの推定の下に、 $D1$ と $D2$ の中間に位置する D^* という需要曲線が実現することとなる。その結果、需給の均衡点は、 $S1$ と D^* の交点及び $S2$ と D^* の交点において実現することとなる。

この時、良質なサービスを提供する売り手にとっての取引価格 $P1^*$ は、対称情報下における $P1$ より低くなってしまい、利益の減少が生じる。一方で、低質なサービスを提供する売り手にとっての取引価格 $P2^*$ は、対称情報下における $P2$ より高くなり、利益の増加が生じる。つまり、良質なサービスを提供する売り手は損をして、低質なサービスを提供する売り手は利得を得ることとなる。

このことにより、市場から良質なサービスを提供する売り手が退出し、品質の劣る売り手の退出が進まず逆に参入が促進されてしまう可能性がある。つまり、情報の非対称が存在するために逆選択の状況が生じてしまうのである。さらに、仮に良質なサービスを提供する売り手が市場から完全に退出してしまふと、市場に供給されるサービスは低質なもののみとなり、 $S2$ のみが市場における供給曲線となる。このような状況において、その市場におけるサービスの品質が低いということが買い手の認識として固定されると、 $D1$ の供給曲線は消滅し、 $D2$ のみが市場における需要曲線となり、市場における新たな均衡は $D2$ と $S2$ の交点においてのみが実現する、という一般的に「レモンの原理」といわれる状況となる（図3）。

逆選択が起きて、良質なサービスの市場が無くなると、良質なサービスに対して買い手は高い効用を感じているにもかかわらず、そのサービスを利用することができなくなってしまい、死荷重が生じることとなる。つまり、市場における非効率が生じてしまうのである。

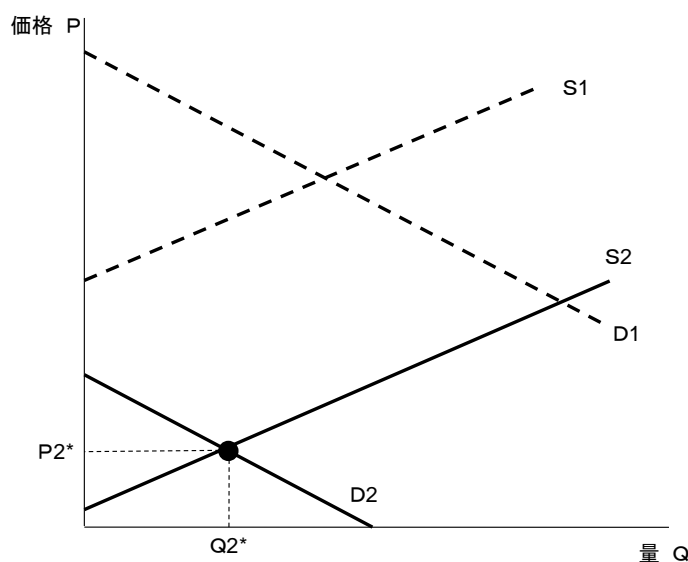


図3 レモンの原理

(出所：酒井 (2010) を参考に筆者作成)

2.3 運転代行業法の制定、道路交通法の改正の狙い

運転代行の利用者にとって、サービスを利用するにあたっては、以下の情報が重要になると考えられる。

- ① 料金が明確であること
- ② プロのドライバーが事故を起こさず、安全に運転すること
- ③ 万一、事故が起きた場合には、その損害が補償されること
- ④ 暴力団などの反社会的組織に関係する会社でないこと

情報の非対称を解消するために、事業者は広告などの手段を用いてシグナリングを行うインセンティブを有するため、これらの情報については運転代行業法の制定前においても事業者側から発せられていたと思われる。しかし、シグナリングによって発せられる情報が不完全であったり、誤ったものであったりする場合には、買い手のもとにある情報は不完全なものとなり、情報の非対称は十分には解消されない。運転代行業法の制定前の運転代行業者によるシグナリングの実態については、十分な情報を得ることができていないが、後述する現在の運転代行業界の現況から見て、法施行前の業者によるシグナリングは不十分であったと推察される。

このように、情報の非対称が市場において存在し、そのことによって非効率な状態が生じている場合、政府が取りうる対策として、以下のような方法をとることが多い¹⁰。

- ① 企業に情報開示を義務付ける、あるいは促進すること
- ② 財、サービスの提供者に資格を義務付けることや、品質の高い財、サービスのみが提供されるように規制すること

その効果として、①の方法によればサービスの買い手である利用者は、サービスの品質及び価格を確認したうえでサービスの購入を判断することができるようになる。つまり、売り手、買い手ともに完全な情報を保有している対称情報の状況が実現される。一方、②の方法によれば、利用者は「市場に供給されているサービスの品質は良質である」という推定の下にサービスの購入を判断することができる。さらに、低質なサービス提供者が市場から完全に退出すれば、低質なサービスに対する需要が消滅することも考えられる。

現実の社会においては、政府が市場に介入する時、これらの対策のいずれか、あるいは両方を複合した形の政策が実施され、情報の非対称の解消が図られている。

2.4 運転代行業法の制定、道路交通法の改正の概要

そこで、自動車運転代行業の業務の適正な運営を確保し、交通の安全及び利用者の保護を図り、情報の非対称を解消するために、2002年に運転代行業法が施行¹¹され、自動車運転代行業を営業するために公安委員会の認定が必要となるなどの規制が行われ、続いて2004年に改正道路交通法

¹⁰ 長岡・平尾(1998)147頁参照。なお、同書においては、この他に政府の対策方法の一つとして「保険への加入」もあげられているが、このケースは売り手が不完全な情報しか得られない場合の対策例であるため、本稿においては取り上げていない。

¹¹ 平成13年法律第57号（2001年6月20日公布／2002年6月1日施行）

が施行¹²され、代行運転手に対して第二種運転免許が義務付けられることとなった。

なお、運転代行業法の構成は以下のとおりである。

第1章 総則（第1条～第2条）

第2章 自動車運転代行業の認定等（第3条～第10条）

第3章 自動車運転代行業者の遵守事項等（第11条～第19条）

第4章 監督（第20条～第25条）

第5章 雑則（第26条～第30条）

第6章 罰則（第31条～第35条）

この法律の施行により、都道府県公安委員会による認定制度が導入され、また第11条の規定により、料金の提示、損害賠償措置、役務の提供条件の説明、約款の提示、代行自動車標識の表示などの義務付けが行われた。

さらに、道路交通法の改正により、2006年以降は代行運転手に対して第二種運転免許の取得が義務付けられ、第二種運転免許を保有することなく利用者の車両を運転した代行運転手は道路交通法第64条違反となり、その運転を下命・容認した事業者も下命容認違反として道路交通法違反¹³となって、場合によっては運転代行業法第7条第1項第2号により事業の認定が取り消されるようになった。

これらの一連の法の制定や改正のねらいは、以下のようなものである。

- ① 料金の事前提示の義務付けによる料金の明りょう化
- ② 第二種運転免許の義務付けによる運転技術の保証
- ③ 損害保険、共済への加入の義務付けによる万一の場合への利用者の不安の解消
- ④ 認定制度による不適正な業者の排除

このうち、①は事業者による利用者に対する情報の開示の義務付け、促進を目的とし、②③④は有資格者によるサービスの提供や、法に定められた遵守事項を守る事業者及び運転手によってのみサービスが提供されるように限定し、低質なサービスを提供する事業者を市場から退出させることによって、良質なサービスが市場において多く供給されるようにすることを目的とするものであると考えられる。

2.5 法の制定、改正後の状況

2002年の運転代行業法の制定や2004年の改正道路交通法の施行により、その後の市場において提供されるサービスの品質が良質なものであり、かつ、その情報が利用者にとっても取得しうる

¹² 平成13年法律第51号（2001年6月20日公布／2002年6月1日施行）。なお、代行運転手に対して第二種運転免許を義務付ける同法第86条第5項及び第6項などの運転代行業に関連する条項については、附則第1条により、「公布の日から起算して三年を超えない範囲内において政令で定める日から施行される」として猶予期間が設けられた。その後、平成15年政令第301号により、施行期日は2004年（平成16年）6月1日と定められた。

¹³ 運転代行業法第19条第1項の規定により読み替えて適用される道路交通法第75条第1項第1号に該当する。

ものとなっていれば、情報の非対称の解消は促進されているはずである。第二種運転免許の義務付けなどによって低質なサービスを提供する事業者や代行運転手が市場から完全に退出しているのであれば、前述の図1において、S1の供給曲線及びD1の需要曲線が実現され、良質なサービスの提供のみが行われる、または、多く行われることとなる。

自動車の運転に関するサービスの品質の高低については、利用者の満足度や利用頻度の増減など様々な観点から見ることができるが、明確な指標の一つとして、当該自動車の交通事故の発生件数が考えられる。サービスの品質が高ければ事故の発生件数は相対的に少なくなり、逆にサービスの品質が低ければ事故の発生件数は多くなる。市場に良質なサービスが多く供給されるようになっていけば、結果として事故の発生件数は減少していると考えられる。

図4は、法の制定、改正前後の運転代行業者の事業者数、車両数及び交通事故の発生件数¹⁴の変化を示したものである。

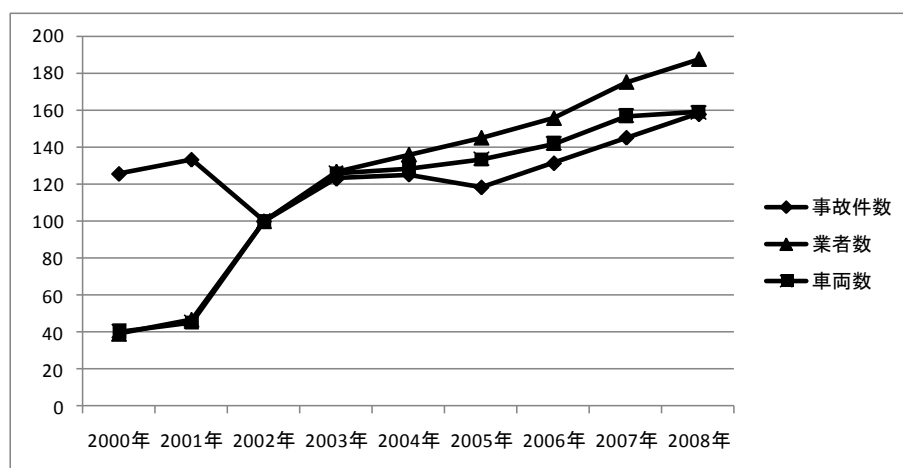


図4 自動車運転代行業者の交通事故件数等の変化（2002年を100として指数化）

（出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成）

業者数及び車両数¹⁵に関しては、2000年以降一貫して上昇しており、2008年末時点において7,763業者、28,347台の随伴車が全国の都道府県公安委員会において認定を受けている。また、事故件数に関しては、運転代行業法制定の2002年に大幅に減少している。このことから、2002年の運転代行業法の制定は、情報の非対称の解消に貢献し、運転代行業者による交通事故の減少にも一定寄与したとも考えられる。特に、認定制度により暴力団関係者などの不適正な業者が市場か

¹⁴ 事故件数のデータは(財)交通事故総合分析センターによる『交通事故統計年表』にある「用途別発生件数（第1当事者）」である。以下の事故件数の数字についても同じである。なお、第1当事者とは「違反（過失）がより重いか、または違反（過失）が同程度の場合にあっては、被害がより小さいほうの当事者をいう」。

¹⁵ 運転代行業法制定前の2001年までの業者数及び車両数は、道路運送法第94条に基づく報告のあった数である。2002年以降の業者数及び車両数は運転代行業法により都道府県公安委員会から認定を受けた数である。

ら排除されたことにより業界全体のサービスの品質の向上、底上げが起こったことは容易に想像される。

一方で、2003年以降、事故件数は再び増加に転じている。もちろん、自動車を使用している限り最大の注意を払っていたとしても、交通事故は一定の割合で起こりうるものであるので、事業者が増加すれば、合わせて事故の発生件数も増加するのは自然なことのようにも思われる。

しかし、同時期のタクシー・ハイヤー運転手の交通事故件数等の変化と比較すると、運転代行業者の事故が相対的にも増加傾向にあることがわかる。

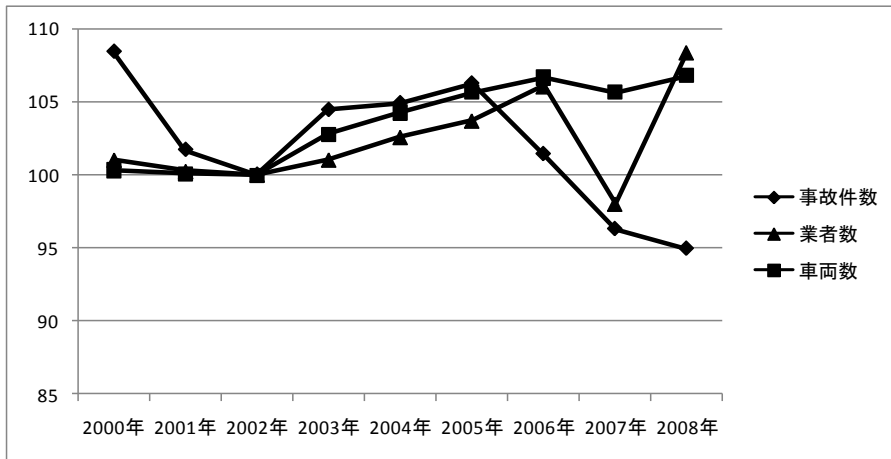


図5 タクシー・ハイヤー業者の交通事故件数等¹⁶の変化（2002年を100として指数化）
（出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成）

図5から、同時期におけるタクシー・ハイヤー業者の変化を概観してみると、車両数はわずかではあるものの一貫して増加しているが、事故件数は2005年を境に減少傾向にある。一方で、運転代行業者による事故件数は増加していることから、一連の法の制定及び改正、特に2004年の改正道路交通法の施行による代行運転手への第二種運転免許の義務付けが果たして効果をあげているのか、疑問が生じる。

そこで、以下では2004年の代行運転手への第二種運転免許の義務付けによる効果に着目して実証分析を行うこととする。

3. 計量分析

3.1 推定の方法

推定にあたって、サービスの品質を図る指標として、本稿においては交通事故の件数を用いることとしている。

¹⁶ 業者数及び車両数は、東京交通新聞社「ハイヤー・タクシー年鑑」による。なお、業者数には個人タクシー事業者を含む。

交通事故の件数を被説明変数として、交通事故の発生に影響を与える変数を用いて政策の効果を推定する方法も考えられる。しかし、斉藤(2004)に指摘されるように、「交通事故を被説明変数とするモデルにおいては、信号機や交通標識といった道路環境の変化や車両の性能向上、損害賠償金額や運転免許などの制度の変化、警察による交通違反の取締り頻度や天候、年齢構成の変化など、非常に多くの要因が交通事故の発生に影響を及ぼすと考えられる。しかしながらデータの制約上、こうした変数のすべてをモデルに取り入れることは不可能であり、その結果、推定値にバイアスが発生している可能性がある。」

この問題に対処する一つの方法として、政策の影響を受けていない他のグループの交通事故の件数の推移と比較するDifference-in-Differences estimator（以下、DID 分析）がある。道路環境の変化や天候など先にあげた各種の要因が異ならなければ、政策の導入されなかった場合の交通事故の発生の変化をとらえることが可能となる。

そこで、政策導入の前後における代行運転手の変化を見るために、まずタクシー及びハイヤー¹⁷の運転手（以下、「タクシー運転手」）をコントロールグループとするDID 分析により分析を行う。

タクシー運転手は、代行運転手と同様に第二種運転免許を有していること、運転業務を主たる仕事とする者であること、運転する車両が普通車両であること、利用者の要望に応じて目的地まで運転業務を行うことなど共通する点が多く、また道路環境の変化や天候、さらに景気などの社会環境の変化などによる影響については、代行運転手と同じ影響を受けている。一方で、従前より第二種運転免許の取得が義務付けられており、2004年の改正道路交通法の施行による影響を受けていない。このことから、タクシー運転手をコントロールグループとしたものである。

さらに、コントロールグループをバス運転手及び一般の運転手に替えてDID分析を行い、政策の効果について検証を行う。代行運転手と比較して、バス運転手は、運転する車両が大型の車両であること、原則として走行する経路が定められていることなどの相違点があり、一般の運転手は、自動車の運転を業務としないことなどの相違点がある。しかし、道路環境、天候及び社会環境などの変化などによる影響については、代行運転手と同じ影響を受けている一方で、法の改正の影響を受けていないことから、これらのグループと代行運転手を比較するものである。

3.2 推定モデル (Difference -in-differences)

推定するモデルは、次のとおりである。

$$\text{ACCIDENT}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (\text{TIME})_{it} + \alpha_2 (\text{TYPE})_{it} + \alpha_3 (\text{TYPE*POLICY})_{it} + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

ACCIDENT : 1台あたり事故件数（事故件数／車両数）

TIME : 年毎のダミー変数

¹⁷ 使用できるデータとして、タクシーとハイヤーを併せて集計したデータが多いことから、タクシーとハイヤーを1つのグループとして取り扱うこととしている。

POLICY：政策ダミー．2004年以降であれば1，そうでなければ0を取るダミー変数

TYPE：運転代行ダミー．自動車運転代行業者であれば1，そうでなければ0を取るダミー変数

Z：各年における都道府県の特徴を示す変数

(人口密度，1台あたり舗装道路延長，県民一人あたり所得，1台あたり交通違反件数，駅数)

ε ：誤差項

3.3 データの概観

3.3.1 被説明変数

I-1. 事故件数

サービスの品質の高低を図る数字として，各都道府県における代行運転手，タクシー運転手，バス運転手及び一般の運転手によるそれぞれの交通事故発生件数（第1当事者）を被説明変数とする。

データは，(財)交通事故総合分析センター『交通事故統計年報』中「用途別（交通事故）発生件数（第1当事者）」を利用¹⁸した。

I-2. 車両数

事故件数そのものを被説明変数として推定を行うと，運転代行業者とコントロールグループの市場や業界の規模の大きさの違いに非常に影響を受けてしまう。このため，事故件数を何らかのデータで除することによって，それぞれの発生確率により推計する方が正しい推計を行うことができる。この時，それぞれの走行距離に関するデータが最も望ましいと思われるが，運転代行業者に関して走行距離に関するデータを入手することは困難である。このため，これを代替するものとして，車両台数を使用することとする¹⁹。

運転代行業者については認定事業者の登録車両数，タクシー運転手，バス運転手及び一般の運転手については保有車両数による。データは，警察庁に対する開示請求，東京交通新聞社『タクシー・ハイヤー年鑑』中「運輸局別・都道府県別事業者数及び車両数」及び全国道路利用者会議『道路統計年報』中「都道府県別自動車保有台数」などを利用した。

3.3.2 説明変数

II-1. 政策ダミー

政策の効果をみるため，2004年以降であれば1，そうでなければ0を取るダミー変数を用いた。運転代行業に関連する道路交通法の改正は2001年に公布されているが，代行運転手への第二種運転免許の義務付けの施行は2004年6月からであり，法の改正の効果が顕著に表れるのは2004年であるため，2004年で区切ったものである。

¹⁸ 一般の運転手は，自家用車を使用している者のデータを使用している。以下のデータにおいても同じである。

¹⁹ この他，道路交通法改正前の代行運転手の第二種運転免許保持者のデータが入手できれば，その数によることもできるが，正確に把握したデータが不在である。

II-2. 運転代行ダミー

DID 分析におけるコントロールグループとトリートメントグループを区分するため、自動車運転代行業者であれば1、そうでなければ0を取るダミー変数を用いた。

II-3. 人口密度（対数）

都道府県の混雑具合に伴う交通事故の発生件数の変化を表す指標である。人口密度が上昇し、道路における混雑の発生が増加することにより、交通事故も増加すると予想されるため、予想される符号は正である。

II-4. 1台あたり舗装道路延長

道路の整備状況の変化に伴う交通事故の発生件数を表す指標である。舗装されている道路においては、運転の安全性が向上し交通事故は減少すると予想されるため、予想される符号は負である。舗装道路延長のデータは、国土交通省『道路統計年報』中「道路種類別整備状況」を利用し、車両数は全国道路利用者会議『道路統計年報』中「都道府県別自動車保有台数」を利用した。

II-5. 県民一人あたり所得（対数）

所得の増減に伴う交通事故の発生件数を表す指標である。所得が増加すれば、交通事故を起こすことによって失われる機会費用が大きくなるため、交通事故を起こさないように安全な運転をするインセンティブが高まるため、予想される符号は負である。

データは、内閣府『県民経済計算年報』中「県民一人あたり所得」を利用した。

II-6. 1台あたり交通違反件数

安全に対する意識の高低に伴う交通事故の発生件数を表す指標である。交通違反が多いことは安全運転に対する意識が低く、交通事故を発生させる可能性が高いので、予想される符号は正である。

交通違反件数のデータは、(財)交通事故総合分析センター『交通事故統計年報』中「都道府県（方面）別道路交通法違反取締件数の推移」を利用し、車両数は全国道路利用者会議『道路統計年報』中「都道府県別自動車保有台数」を利用した。

II-7. 駅数／可住地面積

公共交通機関の整備状況の変化に伴う交通事故の発生件数を表す指標である。公共交通機関が発達することにより、交通事故を起こすリスクの高い運転技術の未熟な運転手が運転を取りやめる可能性が高まるため、予想される符号は負である。

駅数のデータは、(財)運輸政策研究機構『地域交通年報』を利用した。

説明変数及び被説明変数の基本統計量は以下のとおりである。

表6 基本統計量

Variable	Unit	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs
1台あたり事故件数	件	0.077	0.631	0.000	13.143	846
(代行)		0.091	0.892	0.000	13.143	423
(タクシー)		0.063	0.031	0.009	0.200	423
(バス)		0.012	0.012	0.009	0.003	423
(一般)		0.009	0.003	0.004	0.017	423
人口密度	人/平方 km	646.334	1123.251	70.581	5868.800	846
1台あたり舗装道路延長	m	14.039	4.323	4.392	26.739	846
県民一人あたり所得	千円	2758.136	408.757	2001.714	4573.229	846
1台あたり交通違反件数	件	0.093	0.039	0.044	0.323	846
駅数/可住地面積	駅/平方 km	0.103	0.090	0.000	0.557	846
ln (人口密度)		5.810	0.972	4.257	8.677	846
ln (一人あたり所得)		7.912	0.140	7.602	8.428	846

(注) 年ダミー, 政策ダミー, 運転代行ダミーについては省略した.

3.4 推定結果

3.4.1 タクシー運転手との比較

最初に, タクシー運転手をコントロールグループとするDID分析を行った. 結果については, 以下のとおりである.

表7 モデル(コントロールグループ: タクシー運転手)の推定結果

説明変数	(1)		(2)		(3)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
2001年ダミー	-0.0543	0.0899				
2002年ダミー	-0.2322 *	0.0953				
2003年ダミー	-0.2233 *	0.0983	-0.0011	0.0021	0.0005	0.0013
2004年ダミー	-0.1257	0.1069	0.0001	0.0024	-0.0001	0.0015
2005年ダミー	-0.1151	0.1025	-0.0015	0.0024	0.0001	0.0015
2006年ダミー	-0.1857	0.0978	-0.0044	0.0025	-0.0007	0.0015
2007年ダミー	-0.2181 *	0.0964	-0.006 *	0.0026	-0.0014	0.0015
2008年ダミー	-0.265 **	0.098	-0.0084 **	0.0027	-0.0027	0.0015
代行ダミー	-	-	-	-	-0.05 ***	0.0038
政策ダミー*代行ダミー	-0.1712 *	0.0771	-0.0023	0.0024	0.0015	0.0015
ln (人口密度)	-10.5631 ***	2.1732	-0.459 ***	0.0757	0.0094 *	0.0041
1台あたり舗装道路延長	-0.142	0.0873	-0.0111 **	0.0037	-0.0008	0.0007
ln (県民一人あたり所得)	-0.346	0.9758	-0.0419	0.0314	-0.0164	0.0131
1台あたり交通違反件数	-9.0917 ***	2.0583	-0.1973 **	0.0663	0.0079	0.0409
駅数/可住地面積	-13.7501 **	4.6542	-0.0544	0.1342	0.0212	0.0384
補正R2	0.1138		0.1086		0.0178	
サンプルサイズ	846		658		644	

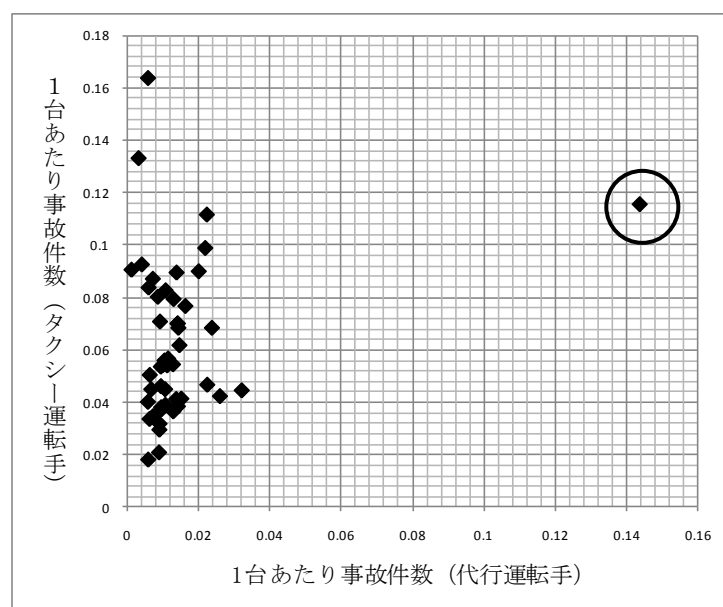


図8 1台あたり事故件数のグループ間の散布 (代行運転手/タクシー運転手)
(出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成)

表7において，***，**，* 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。データはすべての都道府県についての2000年から2008年までのパネルデータである。また，分析(1)において2000年ダミー，分析(2)，(3)において2002年ダミーが除かれているのはそれぞれの年を基準年としているためである。なお，ハウスマン検定の結果に基づき，分析(1)，(2)は固定効果モデル，分析(3)は変量効果モデルで分析を行っている。

まず，2000年から2008年までの全都道府県のパネルデータを用いて，分析を行ったところ，TYPE*POLICYの係数は負となり，第二種運転免許の義務付けにより1台あたりの事故件数は約0.17件減少している，という結果になった。(分析(1))

分析(1)においては，政策の効果があつたように見られるが，2000年，2001年に関しては，運転代行業者の車両数が2002年以降の集計方法と異なる。また，2002年の運転代行業法の制定による効果も含まれてしまっているため，政策の効果が過大に推計されてしまっている可能性もある。このため，2000年，2001年のデータを除いて分析を行った結果，TYPE*POLICYの係数は負であるが，その数値は約0.002と非常に小さく，またt値は0.94と統計的に有意でない結果となった。

(分析(2))

さらに，分析(2)における1台あたりの事故件数の代行運転手とタクシー運転手との都道府県ごとの散布図を確認したところ，図8のような散布になり，大きく外れているサンプルがあることが分かる。

このため，当該サンプルを除いて分析を行ったところ，TYPE*POLICYの係数は正で，その数値は約0.001であり，t値も1.04であり統計的に有意ではなくなっている。(分析(3))

3.4.2 バス運転手及び一般の運転手との比較

次に、コントロールグループをバス運転手または一般の運転手に替えて、タクシー運転手の場合と同様のDID分析を行った。結果については、以下のとおりである。

表9 モデル(コントロールグループ：バス運転手)の推定結果

説明変数	(1)		(2)		(3)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
2001年ダミー	-0.0515	0.0899				
2002年ダミー	-0.2299 *	0.0953				
2003年ダミー	-0.2224 *	0.0983	-0.0023	0.002	-0.0006	0.001
2004年ダミー	-0.1237	0.1069	-0.0002	0.0023	-0.0005	0.0012
2005年ダミー	-0.1134	0.1025	-0.0021	0.0023	-0.001	0.0012
2006年ダミー	-0.1814	0.0979	-0.0027	0.0024	0	0.0012
2007年ダミー	-0.2132 *	0.0965	-0.0038	0.0024	-0.0004	0.0012
2008年ダミー	-0.2586 **	0.0981	-0.0048	0.0025	-0.0002	0.0012
代行ダミー	-	-	-	-	0.0004	0.0016
政策ダミー*代行ダミー	-0.1732 *	0.0771	-0.0039	0.0023	0.0002	0.0012
ln (人口密度)	-10.4897 ***	2.1742	-0.3841 ***	0.0722	0.0008	0.0016
1台あたり舗装道路延長	-0.14	0.0873	-0.0085 *	0.0035	-0.0002	0.0003
ln (県民一人あたり所得)	-0.3544	0.9763	-0.0367	0.03	-0.0062	0.0061
1台あたり交通違反件数	-9.054 ***	2.0592	-0.172 **	0.0632	0.0249	0.0261
駅数/可住地面積	-13.7375 **	4.6563	-0.0287	0.128	0.0381 *	0.0172
補正R2	0.1129		0.0844		0.0008	
サンプルサイズ	846		658		644	

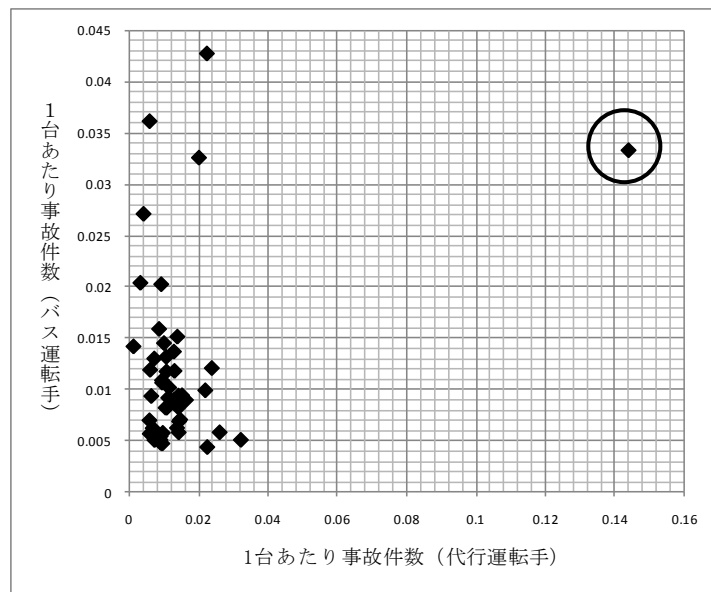


図10 1台あたり事故件数のグループ間の散布 (代行運転手/バス運転手)
(出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成)

表11 モデル(コントロールグループ：一般の運転手)の推定結果

説明変数	(1)		(2)		(3)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
2001年ダミー	-0.0516	0.0899				
2002年ダミー	-0.2299	*	0.0953			
2003年ダミー	-0.2226	*	0.0983	-0.0026	0.002	-0.0007
2004年ダミー	-0.1244		0.1069	-0.0009	0.0023	-0.0009
2005年ダミー	-0.1143		0.1025	-0.003	0.0023	-0.0016
2006年ダミー	-0.1827		0.0979	-0.004	0.0023	-0.0011
2007年ダミー	-0.2143	*	0.0965	-0.0048	*	0.0024
2008年ダミー	-0.2597	**	0.0981	-0.0058	*	0.0025
代行ダミー	-	-	-	-	-	0.0021
政策ダミー*代行ダミー	-0.1724	*	0.0771	-0.0031		0.0023
ln (人口密度)	-10.5028	***	2.1741	-0.392	***	0.0717
1台あたり舗装道路延長	-0.14		0.0873	-0.0083	*	0.0035
ln (県民一人あたり所得)	-0.3574		0.9762	-0.0409		0.0298
1台あたり交通違反件数	-9.0471	***	2.0592	-0.163	*	0.0628
駅数/可住地面積	-13.7416	**	4.6561	-0.0463		0.1272
補正R2	0.113			0.0889		0.0038
サンプルサイズ	846			658		644

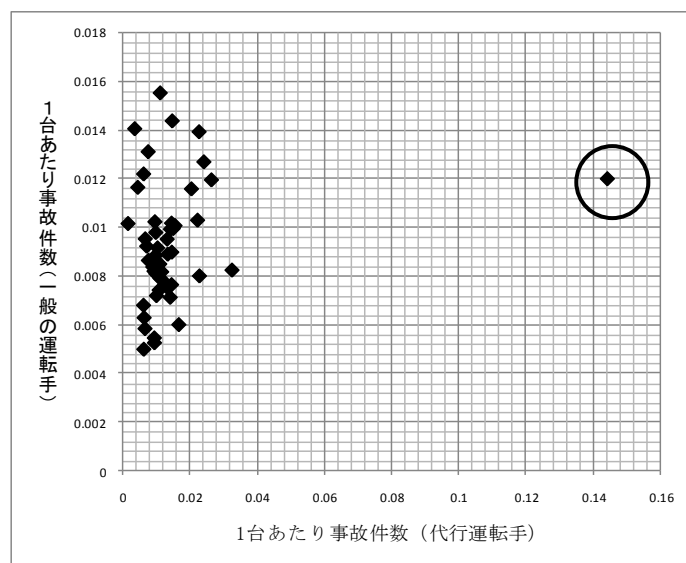


図12 1台あたり事故件数のグループ間の散布 (代行運転手/一般の運転手)

(出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成)

表9,11の見方については，表7と同じであり，いずれの分析においてもハウスマン検定の結果に基づき，分析(1)，(2)は固定効果モデル，分析(3)は変量効果モデルで分析を行っている。

表9,11の結果から示されるように，分析(3)におけるTYPE*POLICYの係数はいずれも正で，その数値は0.0002または0.001と非常に小さく，また統計的に有意ではない。

3.5 考察

3.4.1で示されたように、タクシー運転手をコントロールグループとして分析を行った時、政策の効果を示すTYPE*POLICYは統計的に有意ではない。さらに、3.4.2において、コントロールグループを変更して分析を行っても同様の結果となっている。これらの結果から、政策の効果が出ているように見えるが、データの不備やはずれ値の影響によるもので、政策の効果は認められない、つまり道路交通法の改正による第二種運転免許の義務付けは低質なサービスを提供する事業者や運転手を市場から退出させる効果は少ない、と言える。その結果、政策は事故の減少に寄与していない可能性が高く、運転代行業界全体のサービスの品質の向上に寄与していない。このため、第二種運転免許の義務付け後においても、利用者は良質なサービスと低質なサービスが混在する市場の中で、サービスを利用、購入しなければならず、情報の非対称対策としては不十分であろう。

では、何故このような状況が起こるのか。警察庁交通局・国土交通省自動車交通局作成の「自動車運転代行業法の施行状況」(2008年)によれば、運転代行業者の料金の計算方法については、2006年末現在で自動車の走行積算メーターによるものが83%を占めている。タクシーやハイヤーにおいて採用されている走行時間及び距離による料金の徴収ではなく、距離による徴収が主な収入となるため、できるだけ早く利用者のもとへ到着してできるだけ早く目的地へ届けた方が、運転代行業者にとっては利益が大きくなる。

このことから、より多くの利用者を獲得するために制限速度を超過するインセンティブが働くことにより、交通事故を起こしてしまうリスクを高めてしまう。つまり、評判や信頼を得ることによって顧客を獲得して収入を増やそうというインセンティブよりも、事故を起こすリスクが高くても回転を早めて収入を増やそうとするインセンティブが大きいため、本来安全な運転をする運転手であっても粗暴な運転になり、また、事業者が代行運転手に対して速度超過などを下命するインセンティブも高まることとなり、その結果、交通事故の発生確率を高めてしまっていると推測される。このようなインセンティブが大きいため、代行業者による交通事故の発生を抑制し、情報の非対称を解消するという2004年の第二種運転免許の義務付けの効果を減じている一因となっている可能性がある。

4. 市場メカニズムによる解決と代行業界における現状

第3章において、情報の非対称解消のための政策の効果は見られないことを明らかにしたが、市場メカニズムにより情報の非対称を解消することは一般的には可能である。つまり、買い手が情報弱者である場合であっても、事業者自身が買い手にとって必要な情報を開示するならば、買い手は財やサービスの購入にあたり合理的に選択行動を行うことができるので、情報の非対称は解消される。良質な財やサービスを提供している事業者にとっては、情報の非対称は利益の減少をもたらすこととなるので、情報を開示するインセンティブがあると思われる。また、買い手の側においても何らかの手段により売り手の真の情報が容易に得られるならば、情報の非対称は起らない。

そこで、以下では、情報の非対称を市場において解消するための方法²⁰を、運転代行業においての現状と併せて概観する。

4.1 シグナリング

売り手からのシグナリングにより、情報の非対称を解消しようとする動きは運転代行業においても、広告などの手法により行われている。一部の事業者においてはホームページを開設し、利用に際しての料金や加入している保険や共済の補償内容などを掲載している。また、代行運転手が第二種運転免許を有していることを示している業者も多く見受けられる。しかし、このことは、公安委員会の認定を受けて事業を行っている事業者であれば当然のことであり、サービスの質についてのシグナリングになりえていない可能性が高い。

さらに、利用者は、良質なサービスを提供する事業者であるかどうかを判断するにあたって、運転免許の資格や保険の加入状況に関する情報だけではなく、運転手が交通事故を起こすリスクが低いかなどの安全性に対する情報、つまり提供されるサービスの質そのものに関する情報も欲するはずである。しかし、安全性などサービスの質について、具体的な指標やデータを示して提示している代行業者の広告は見つけることはできなかった²¹。

4.2 評判による解決

事故や違反の件数は、代行サービスの品質を示す指標の一つとなり、それらが他の運転代行業者と比較して少なければ、その運転代行業者の評判を高めることにつながる。しかし、これらの情報について業者は積極的に開示するインセンティブを持たない。なぜなら、良質なサービスを提供する売り手がこれらの情報を開示しても、利用者が低質なサービスとの比較を行わなければ、かえって市場において不利な状況に陥る、つまり顧客を失ってしまう可能性があるからである。これは、長岡・平尾（1998）に指摘²²されるように、市場が効率的に機能せず、品質の相対的な水準のみしか開示されない状況である、とも言える。

同じく長岡・平尾により指摘されるように、「消費者の抱いている品質についての予想（品質の分布）が企業の実際の品質水準より高い場合、企業はあえてその品質の水準をディスクローズ（開示）しようとしなない」。運転代行業においても、利用者が求める情報はより高い安全性に対するものであり、極端に言えば事故の発生確率が皆無（0%）であることを求めており、その水準は実際の水準を大きく上回ることとなる。

このことにより、事故を限りなく減らし、そのことを情報提供して評判や信頼を得ることによって将来の顧客を獲得して収入を増やそうというインセンティブよりも、事故を起こすリスクが多少高くても、回転を早めて収入を増やそうとするインセンティブをさらに大きくさせ、結果と

²⁰ 情報の非対称による問題を克服するための企業の戦略については、長岡・平尾(1998)137頁-139頁を参照。

²¹ 筆者のみがyahooやgoogleなどの検索ツールを用いて調査したものであるため、これらの情報を掲示している広告を見逃している可能性はあるが、情報入手の困難性は明らかである。

²² 長岡・平尾(1998)148頁参照。

して低質なサービスを提供する事業者や運転手を市場にとどめてしまう、という悪循環を起こしてしまっている可能性も否定できない。

4.3 第三者機関による評価の仕組み

買い手である利用者が、情報の非対称に対して対応する方法として、信頼のおける第三者に、売り手のサービスの質について判定や鑑定を依頼する方法も考えられる。運転業務に関するものでいえば、東京タクシーセンターにおいては評価委員会²³による評価を行い、法人タクシーの事業者ごとのランク付けを行っている。その他、個人タクシーに関しても、学識経験者または利用者による委員会が優良な事業者であるかどうかの審査を行う優良個人タクシー事業者認定制度が存在する²⁴。このように、タクシー業界においては第三者機関による評価が公にされることで、利用者がサービスの質を判断することが可能である。

運転代行業においても、今後、このような仕組みが確立される可能性はある。しかし、現在のところ、運転代行業者紹介のホームページに利用者の投票によるものがある他は、第三者的な立場からの評価の仕組みなどはほとんど見られない。

4.4 政策提言

前節までに示された運転代行業の市場における市場メカニズムによる解決の問題点を、政府が介入することによって解決する手段としては、第2章で述べたように大きく分けて2つの方法、①企業に情報開示を義務付ける、あるいは促進すること②財、サービスの提供者に資格を義務付けることや、品質の高い財、サービスのみが提供されるように規制すること、が考えられる。2002年の運転代行業法の制定、2004年の改正道路交通法の施行は、後者(②)の目的を実現しようとするものが大きかった。しかし、第3章で分析したように、第二種運転免許の義務付けでは、運転代行業界の情報の非対称を十分に解消しきれていない。また、認定制度は入口において低質なサービスを提供するリスクの高い事業者を排除することには成功しているかもしれないが、認定事業者のサービスの質の低下についてチェックする機能が十分に機能していないと考えられる。チェックする方法の一つとして取締りや指導監督²⁵の強化が考えられ、この点については、警察

²³ 学識経験者、有識者、行政・タクシー利用者代表、法人事業者・個人事業者団体代表及び労働団体代表からの推薦者並びに東京タクシーセンターをもって構成されている。(財)東京タクシーセンターホームページ参照

<https://tokyo-tc.or.jp/user/yuuryouji/yuuryouji.html>

²⁴ (社)全国個人タクシー協会ホームページ参照 http://www.kojin-taxi.or.jp/master/seido_a.html

²⁵ 公安委員会は、自動車運転代行業者について、次に掲げるいずれかの事実が判明したときは、その認定を取り消すことができる。(1) 偽りその他不正の手段により認定受けたこと。(2) 法第3条各号(欠格要件)(第6号及び第7号を除く)に掲げる者のいずれかに該当していること。(3) 正当な理由がないのに、認定を受けてから6か月以内に営業を開始せず、又は引き続き6か月以上を休止し、現に営業を営んでいない者。(4) 3か月以上所在不明であること。

また、認定を受けた後でも、欠格要件に該当することとなった場合には、認定が取り消される。

庁、国土交通省においても改善の余地があると現状を認識している²⁶。しかし、2006年から2008年までの都道府県ごとの運転代行業者に対する立入検査実施状況と運転代行業者による交通事故発生件数とのデータの間の相関を確認したところ、取締りや指導監督が交通事故の発生を抑制する効果は必ずしも大きくはないように思われる（図13）。

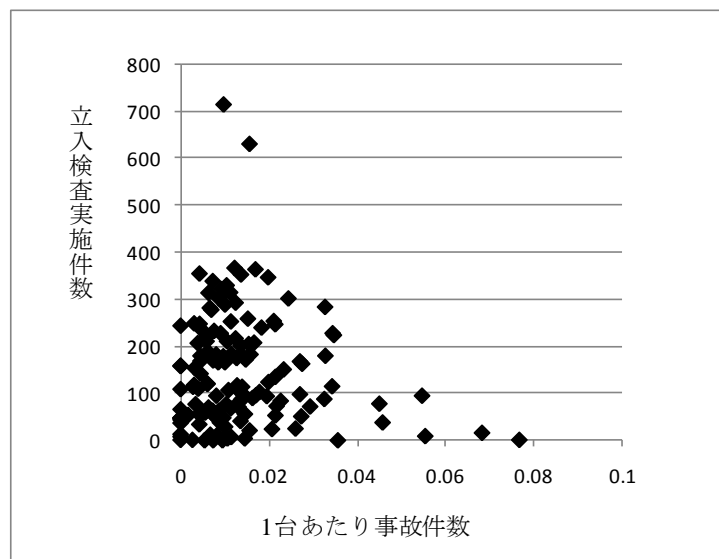


図13 都道府県別立入検査実施状況と1台あたり事故件数 散布図
（出所：警察庁，国土交通省データにより筆者作成）

この他に、認定後のサービスの品質の維持，向上のためには、運転手に対する教育を行うことが考えられる。タクシー業界においては、2007年のタクシー業務適正化特別措置法の改正により、タクシー事業者に対する登録運転者の講習受講命令制度が創設され、指定された地域の事業者は雇用する運転手に交通安全等に関する講習を受けるよう命ずることができるようになっている。この制度の効果が実証されれば、運転代行業にとっても参考となりうるであろう。

しかし、サービスの最低限の基準を保証しただけでは、サービスの品質の向上には不十分である。事業者自身に優良なサービスを提供するインセンティブが働くようにすることが重要であると考えられる。そこで、前者（①）の方法、つまり情報の開示の義務付けや促進をどのように進めていくべきか、が今後の課題となる。

最も明確な方法として、事故や違反の件数を利用者に対して提示するよう義務付けることや、警察、公安委員会、運輸局など公的機関により公表する方法が考えられる。仮に個人情報保護との関係で運転手ごとの公表が困難であるとしても、事業者ごとの公表であれば問題は小さく、また、旅客を運ぶという業務の形態に内在する制約だと考えることも可能であるとする。これら

²⁶ 警察庁交通局，国土交通省自動車交通局「運転代行サービスの利用環境改善プログラム」（2008）には「自動車運転代行業法の施行状況をみると、事業者数が一貫して増加しているにもかかわらず、近年、立入検査や行政処分の件数がほぼ横ばいとなっており、同法の施行管理に改善の余地が認められる」と指摘されている。

の情報は信用や評判に影響しうるので、売り手がその認識を高めることとなり、事故や違反を減少させるインセンティブを高めることができる。そうすれば、後は市場メカニズムによって良質なサービスの供給を増加させ、併せて交通事故を減少させることが可能であると考えられる。

また、2007年のタクシー業務適正化特別措置法の改正では、運転手の重大な事故の有無や業務の取扱いに関する経歴を証明する「登録運転者業務経歴証明書」を国に交付申請することが可能となっている。優良な運転手であるということを運転手自らがシグナリングする手段となり、運転手自身の安全等へのインセンティブを向上させることが期待される。このような証明書を業務中には常時携帯を義務付けすれば、優良な運転手は顧客獲得の可能性が高くなり、低質な運転手は可能性が低くなるので、安全等へのインセンティブが向上し、事業者や運転代行業界全体としてもサービスの品質を向上させることができるのではないだろうか。

もちろん、これらの情報は、公的機関や事業者、または運転手が保有しているのみでは効果はない。運転代行サービスを利用しようとする者が、容易に情報を入手し、サービス利用の意思決定に利用できるような情報発信を行うことも同時に行う必要があるだろう。事業者ごとの履歴については、各都道府県警のホームページに掲載すること²⁷などが考えられ、運転手ごとの履歴については、顧客に求められた際には提示することを義務付けることなども、併せて実施するべきである。

5. まとめと今後の課題

5.1 まとめ

冒頭で述べたように、飲酒運転を根絶する機運がより高まっている今日において、飲酒した人の代替の交通手段の一つとして、運転代行業が寄与することに対する期待は小さくない。しかし、情報の非対称の状況が市場に存在していれば、運転代行の利用者あるいは利用を考えている者は合理的に代行サービスを選択することができなくなってしまう。

本稿では、運転代行業において生じている情報の非対称の下での需給の均衡について理論的な分析を行うことにより、運転代行市場において非効率が生じていることを明らかにした。さらに、一連の法制定及び改正、特に2004年の改正道路交通法の施行による代行運転手への第二種運転免許の義務付けの効果について、2000年から2008年の都道府県ごとのパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、代行運転手への第二種運転免許の義務付けという政策は、運転代行業者及び運転手による交通事故を減少させる効果は見られず、市場における情報の非対称が十分に解消されていないことが明らかとなった。政府の市場への介入の方法として、品質の高いサービスのみが提供されるように一律に規制する手法の限界の一つが示されたとも言えるのではないだろうか。その一方で、市場メカニズムによる情報の非対称の解消についても、今日の運転代行業界においては十分でない可能性が高いことも現状を概観することで明らかとなった。

これらの分析から、情報の非対称を解消するために政府が引き続き運転代行業に介入することは正当化しうると思われる。しかし、今後、政府が介入を行う時には、サービスの質を一律にコン

²⁷ 現在、大半の都道府県警のホームページにおいて認定事業者の一覧が掲示されている。

トロールしようとする規制的手法だけではなく、利用者にとって必要な情報の開示を促進していく対策を、他業種の事例なども参考としながら重点的に講じていく必要があると思われる。

5.2 今後の課題

本稿の実証分析においては、第二種運転免許の義務付けの効果について、交通事故の発生件数を被説明変数として分析を行ったが、都道府県別のデータを使用しているため、代行業界全体の変化については分析できているが、個々の事業者や運転手の行動やインセンティブに与える影響の変化については捉えられていない。また、サービスの品質の変化については、交通事故の発生件数以外の指標も考えられる。政策の効果を、より精緻に分析するためには、個々の事業者の変化に着目した分析や、市場での取引価格の変化などサービスの品質を図る他のデータによる分析などが必要であると考えられる。

さらに、運転代行業法の制定及び道路交通法の改正による第二種免許の義務付けは、情報の非対称の解消のための対策である一方で、市場への新たな参入の規制になっている可能性もある。この点については、本稿においては触れられなかったが、市場での取引量の変化に着目した分析などを今後は行うことにより、政府の介入の必要性及びその方法について検討するよう努めることとする。

参考文献

- (財)運輸政策研究機構『地域交通年報』各年版
- 木島康雄 (2008)『運転代行・個人タクシー・介護タクシー：開業手続き・許認可申請実践マニュアル』三修社.
- 警察庁交通局『運転免許統計』各年版
- 警察庁交通局・国土交通省自動車交通局(2008)『自動車運転代行業法の施行状況』
- 警察庁交通局・国土交通省自動車交通局(2008)『運転代行サービスの利用環境改善プログラム：飲酒運転根絶の受け皿の普及に向けて』
- (財)交通事故総合分析センター『交通事故統計年報』各年版
- (財)交通事故総合分析センター (2002)『自動車運転代行業に係る交通事故の特性についての調査研究』
- 国土交通省ホームページ『自動車運転代行業の概要』
(http://www.mlit.go.jp/jidosha/jidosha_tk3_000006.html)
- 斉藤郁美(2004)「自動車車検制度が交通事故率に与える影響について」『日本経済研究』第50号 (2004年9月)pp.1-18.日本経済研究センター.
- 酒井泰弘 (2010)『リスクの経済思想』ミネルヴァ書房.
- ジョセフ. E. ステイグリッツ・カール. E. ウォルシュ著 藪下史郎ほか訳 (2006)『ステイグリッツミクロ経済学 (第3版)』東洋経済新報社.
- 全国道路利用者会議『道路統計年報』各年版
- (社)全国法人タクシー協会ホームページ『マスターズ制度』
(http://www.kojin-taxi.or.jp/master/seido_a.html)
- 東京交通新聞社『ハイヤー・タクシー年鑑』各年版
- (財)東京タクシーセンターホームページ『タクシーランキング(法人タクシー事業者ランク評価)』
(<https://tokyo-tc.or.jp/user/yuuryouji/yuuryouji.html>)
- 長尾貞男・平尾由紀子 (1998)『産業組織の経済学：基礎と応用』日本評論社.
- (社)日本自動車会議所『数字でみる自動車』各年版
- 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.

「家庭ゴミ有料化」の実証研究

～～ その東京 23 区への適用について～～

<要旨>

バブル最盛期の 1990 年にゴミの排出量がピークを迎え、全国の各自治体はゴミ処理の問題を重要課題として取り組み始めた。東京都の多摩地域では処分場の残余年数の逼迫等から、青梅市が 1998 年に家庭ゴミの有料化をスタートさせ、その後 26 市中 19 市が有料化に踏み切っている。全国的にも既に 60%以上の自治体有料化を実施している。

有料化はゴミの減量をもたらすとの先行研究はあるが、具体的に有料化実施自治体を取り上げ、本論文で取り上げているような需要関数を求める実証研究をしている例は少ない。

本研究は、家庭ゴミの有料化による「ゴミの排出量の削減効果の推定」と「需要関数と厚生改善度の推定」について、既に有料化を実施している自治体のデータを用いて実証分析するものである。

更に、検証結果をもとに現在未実施の東京 23 区が有料化を実施した場合に、どのような影響（効果）を生じるかを検証し、23 区への政策提言を行うものである。

2011 年（平成 23 年）2 月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
学籍番号 MJU10058 氏名 富岡 晃

目次

1. はじめに	3
2. ゴミ排出量・処理の現状	3
3. ゴミ排出抑制に関する有料化の理論的分析	6
4. 実証分析Ⅰ. 有料化による「ゴミの削減効果」の推定	7
5. 実証分析Ⅱ 有料化価格による「需要関数」の推定と「厚生改善度」の推定	8
6. 東京 23 区への実証分析結果の適用と東京 23 区の実情	10
7. 東京 23 区へのゴミ政策提言	15
8. まとめと今後の課題	16
付録	17
参考文献	17

1. はじめに

バブル最盛期の 1990 年にゴミの排出量がピークを迎え、全国の各自治体はゴミ処理の問題を重要課題として取り組み始めた。東京都の多摩地域では処分場の残余年数の逼迫等から、青梅市が 1998 年に家庭ゴミの有料化をスタートさせ、その後 26 市中 19 市が有料化に踏み切っている。全国的にも既に 60%以上の自治体で有料化を実施している。一方、東京 23 区では、平成 8 年から事業系ゴミの有料化を開始したが、家庭ゴミの有料化は平成 23 年 2 月現在、全ての区で実施していない。

有料化はゴミの削減効果をもたらすとの先行研究はあるが、具体的に有料化実施自治体を取り上げ、本研究で取り上げているような、需要関数を求め、人々がゴミ処理価格にどの程度反応するかを検証している例は少ない。ヒヤリング方式（山谷修作「ゴミ有料化」2005 ソウル市の家庭ゴミ有料化について）や、アンケート方式（東京市町村自治調査会「多摩地域ゴミ実態調査」）等の研究はある。

本研究では、既に有料化を実施している自治体（東京の多摩地域）と近接する未実施自治体（東京 23 区）の過去 10 年間（実施自治体の未実施期間も含む）のデータを用いて「有料化による家庭ゴミ削減効果」を推定し、その結果有料化を実施することによって（一人、年）約 23kg のゴミの削減効果があることが推計された。

また、有料化実施自治体（多摩地域）の有料化のゴミ処理価格（過去 10 年間、未実施期間も含む）をもとに、需要関数を推定し、ゴミ処理価格 1 円上昇することでゴミの排出量が（年、一人）約 4.6 kg 減少することが推計された。

更に、検証結果をもとに現在未実施である東京 23 区に適用した場合、東京 23 区が家庭ゴミを有料化することで、約 10%のゴミの削減効果と、手数料収入と合わせると、23%のゴミ処理費用に相当する効果があることが推計された。

本論文は、これらの検証結果をもとに東京 23 区の特異性も加味したうえで、東京 23 区への家庭ゴミ有料化の必要性を提言するものである。

なお、事業系ゴミの問題、有料化による不法投棄の問題、ゴミ処理価格と民営化の問題、清掃一部事務組合と都区財政調整制度の問題等については、今後の課題としたい。

本論文のこの後の構成は、2 章では「ゴミの現状」、3 章では「有料化に関する理論的分析」、4 章では「有料化によるゴミの削減効果の実証分析」、5 章では「需要関数と厚生改善度の推定」、6 章では「東京 23 区への実証分析結果の適用と、東京 23 区の実情」、7 章では「東京 23 区への政策提言」、8 章では「まとめと今後の課題」を述べる。

2. ゴミ排出量・処理の現状

この章ではゴミ排出量・処理の現状と廃棄物処理法の概要について述べる。

2.1 ではゴミ排出量、2.2 では有料化実施自治体の推移、2.3 では廃棄物の区分、2.4 では焼却施設、2.5 では処分場、2.6 では廃棄物処理法の概要を述べる。

2.1 ゴミ排出量

全国の平成 20 年度のゴミの排出量は 4,811 万トン、前年比で 5.1%減、1 人 1 日当たりでは 1,033g となる。また家庭系ゴミの占率は約 70%、事業系ゴミの占率は約 30%である。リサイクル率は 20.3%である。東京 23 区の平成 20 年度のゴミ排出量は 305.8 万トンで平成 12 年以降概ね横ばい或いは微減で推移している。1 人 1 日当たりでは 1,126g となる。（多摩地域では 821g）また、家庭系ゴミの占率は 50%強、事業系ゴミの占率は 50%弱となっている。リサイクル率

は17.3%である。(多摩地域の家庭系ゴミの占率は70%強, リサイクル率は37%である。) 23区における事業系ゴミの占率は全国平均を約20%上回っている。事業系ごみの有料化や, 区や区民のゴミ減量とリサイクルへの取り組みに加え, 景気低迷の影響もあり, この10年間では横這いか, 微減で推移している。

なお, 平成元年はバブル最盛期, 平成8年より23区で事業系ゴミの有料化を始めている。

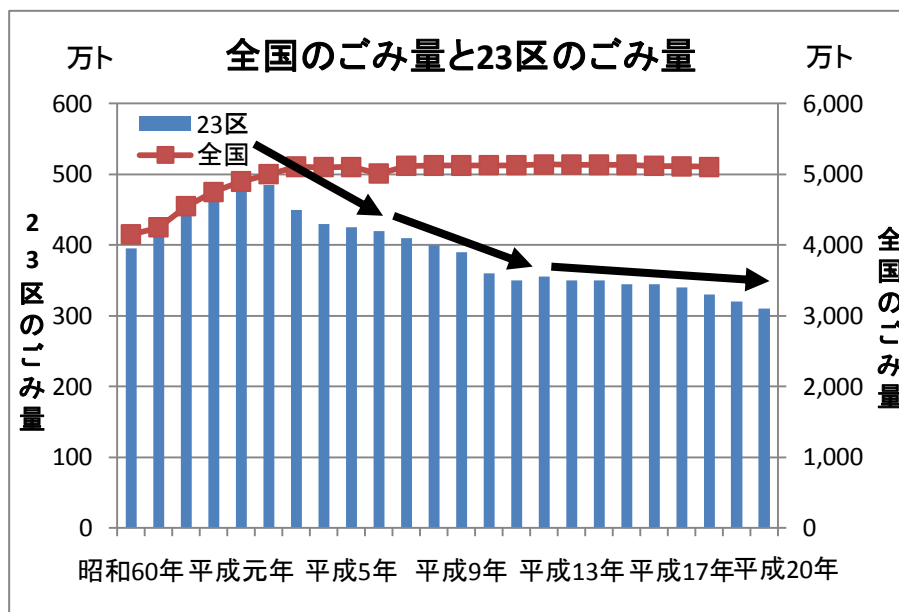


図1. 全国のごみ量と23区のごみ量
(ごみれば2010 東京23区清掃一部事務組合)

2.2 有料化実施自治体の推移

家庭ゴミの処理を有料化している自治体は, 市町村合併で見かけ上減少した平成16年度を除き近年増加している。最近の4年間では約10%増加している。税収減等からも, 今後も家庭ゴミ有料化の自治体は増えて行くと考えられる。

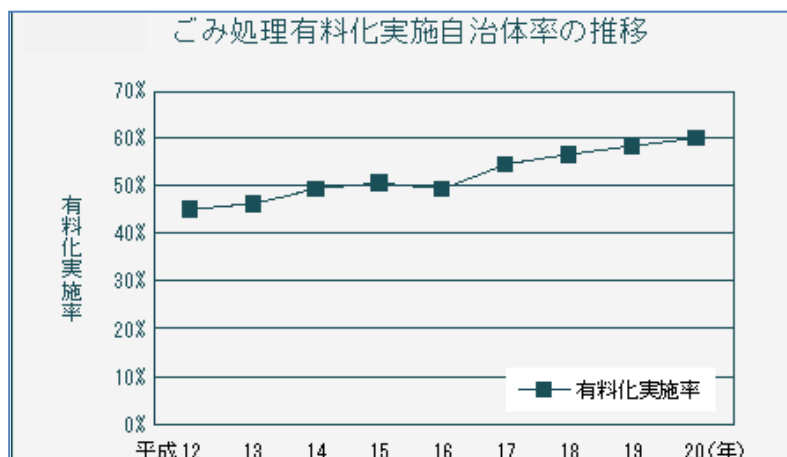


図2. ゴミ処理有料化実施自治体の推移 (環境白書2010: 環境省)

2.3 廃棄物の区分

廃棄物は一般廃棄物と産業廃棄物に区分される。「産業廃棄物」は事業活動に伴って生じた廃棄物のうち, 法律で定められた20種類のもの, と輸入された廃棄物をいう。「一般廃棄物」は産業廃棄物以外のものをいう。なお, 本研究は一般廃棄物のうちで家庭系ゴミを対象にしている。

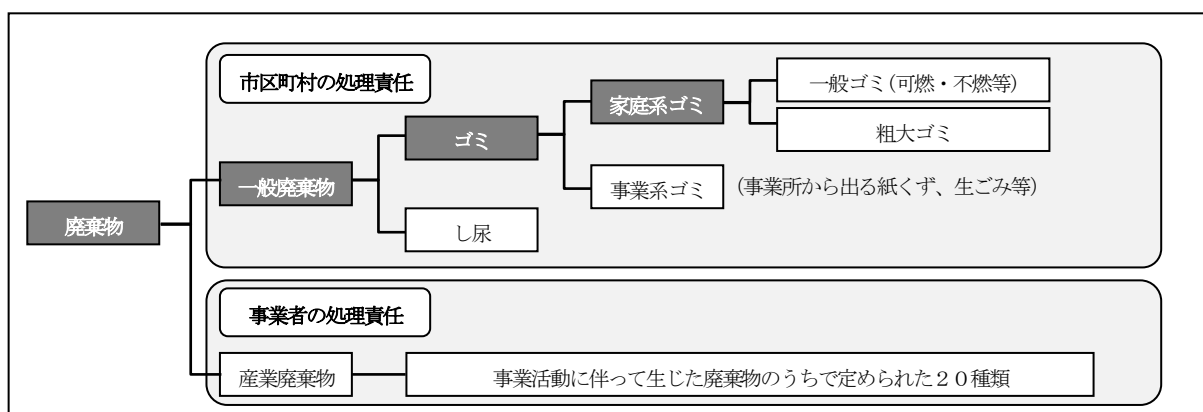


図3 廃棄物の区分 (環境省)

2.4 焼却施設

ゴミは直接あるいは中間処理を行って資源化されるもの、焼却によって減量化されるもの、処理せず直接埋め立てられるものに分けられる。排出ゴミから中間処理を経て最終処分されるものは約13%、またリサイクルされるものは20%である。東京23区では清掃事業の生命線である最終処分場の延命化を進めるために、可燃ごみを焼却した時にできる焼却灰を1200℃に加熱し、熔融・固化してスラグ化している。その結果ゴミの排出時の容積に比べて2.5%に減量化している。また、多摩地域では平成18年度から焼却灰をエコセメントの原料に使用することで約0.7%に減量化している。

表1 (東京23区) 最終処分量の実績と予測

(一般廃棄物処理基本計画書 平成22年4月, 23区清掃一部事務組合)

年度	平成元年	10年	20年	25年(予測)	30年(予測)
処分量	240万トン	95万トン ↘	45万トン ↘	23万トン ↘	18万トン ↘

なお、最終処分量は技術の進歩などにより、今後も減量化が予測されている。

2.5 処分場

平成20年度末現在、全国の最終処分場は1,823施設、残余容量は12,184万 m^3 、また残余年数は全国平均で18年分である。最終処分量が減少しているため全国平均での残余年数は増加傾向にある。

東京23区内の埋め立て処分は、中央防波堤外側埋め立て処分場及び新海面処分場で行われている。この処分場は東京港内での最後の埋め立て処分場となり、残余年数は概ね50年以上確保できると推定されている。ただ埋め立てできる量には限度があるため、少しでも埋め立て量を少なくする必要がある。その為の減量化やリサイクルの推進に取り組んでいる。(港区情報誌みなくる)

表2 (全国) 一般廃棄物の最終処分場の残余容量及び残余年数の推移

(環境白書2010 環境省)

年度	平成12年	14年	16年	18年	20年
残余年数	12.8年	13.8年 ↗	14.0年 ↗	15.6年 ↗	18.0年 ↗
残余容量	165百万 m^3	153百万 m^3	138百万 m^3	130百万 m^3	122百万 m^3

残余年数は増えているが、残余容量は減少している。

表3 (全国) 産業廃棄物の最終処分場の残余年数

年度	平成 12 年	14 年	16 年	18 年
残余年数	3.9 年	4.5 年	7.2 年	7.5 年

一般廃棄物に比べて、産業廃棄物処分場の残余年数は少ない。

2.6 廃棄物処理法等の概要

昭和 45 年に「廃棄物処理法」が制定されて以降、環境基本法を初め、次のような改正や新しい法律による規制が行われてきた。

- a. 環境基本法 平成 6 年 8 月に施行 (自然循環・社会の物質循環)
- b. 循環型社会形成推進基本法 (基本的枠組み法 ①基本原則 ②国, 地方公共団体, 事業者, 国民の責務 ③国の施策
平成 20 年 3 月改正)
- c. 廃棄物処理法 平成 18 年 2 月一部改正 ①廃棄物の排出抑制 ②廃棄物の適正処理 (リサイクル含む) ③廃棄物
処理施設の設置規制 ④廃棄物処理業者に関する規制 ⑤廃棄物処理基準の設定等
- d. 資源有効利用促進法 平成 13 年 4 月 全面改正施行, リサイクルの推進・3R²
- e. 廃棄物処理施設整備計画 平成 20 年 3 月公表 (5 カ年計画)
- f. 個別物品の特性に応じた規制
 - ・容器包装リサイクル法 平成 12 年 4 月, 平成 18 年 6 月一部改正
 - ・家電リサイクル法 平成 14 年 4 月
 - ・食品リサイクル法 平成 13 年 5 月, 平成 19 年 6 月一部改正
 - ・建設リサイクル法 平成 14 年 5 月
 - ・自動車リサイクル法 平成 15 年 1 月, 平成 17 年 1 月一部改正
- g. グリーン購入法 (国が率先して再生品などの調達を推進する)

3. ゴミ排出抑制に関する有料化の理論的分析

ゴミの有料化はゴミを収集する際にサービスの利用者から何らかの料金を徴収することである。この費用は無料の場合は全額税金で賄われているが、増加傾向にあるゴミ処理費用や最終処分場の逼迫の問題から各自治体で導入が進められている。

有料化の目的は、費用負担、啓発による意識向上によるゴミの減量、価格メカニズムによる減量等が考えられる。価格メカニズムによって、ゴミ処理サービスの利用料を減らそうとするため有料化によってゴミが減少する。

¹循環型社会形成推進基本法・・・循環型社会の形成 ①廃棄物発生抑制 ②資源の循環的な利用 ③適正な処分の確保により天然資源の消費を抑制し、環境への負荷が軽減される社会。

² 3R とは Reduce (発生抑制), Reuse (再使用), Recycle (再生利用)

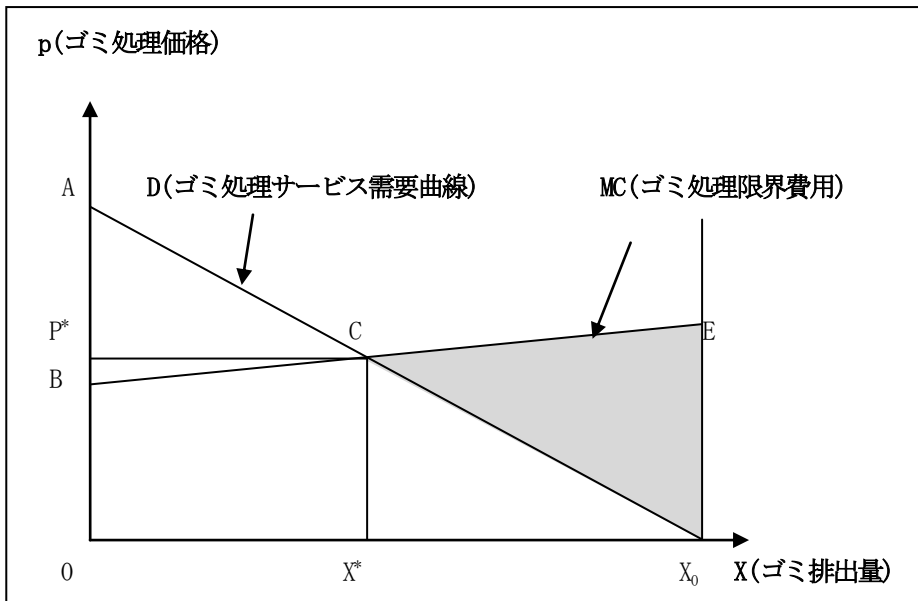


図 4. ゴミ処理価格とゴミ排出量

ゴミ処理価格が無料 ($P=0$) の時

排出量は X_0 となり, 家計の利益は, $\triangle AOX_0$, ゴミ処理費用は, $\square BOX_0E$

従って, 社会的利益は, $\triangle ABC - \triangle CX_0E$ となる.

ゴミ処理価格が有料 ($P=P^*$) の時

排出量は X^* となり, 社会的利益は, $\square AOX^*C - \square BOX^*C = \triangle ABC$ となる.

無料の場合は最適なゴミの排出量と比べ, $\triangle CX_0E$ だけ社会的利益が減少する.

4. 実証分析 I. 有料化による「ゴミの削減効果」の推定

a. 推定の目的と方法

この章では, 既に有料化を実施している自治体と未実施自治体の 10 年間のゴミ排出量(未実施期間も含む)をもとに, 有料化によるゴミ削減効果(どの程度の量が削減できるか)を検証する. また, 所得や人口密度等は, ゴミ排出量にどのような影響を与えるのかを合わせて検証する.

なお, 分析方法は最小二乗法 (OLS) による. 使用データについては付録を参照されたい.

b. 推計モデル

$$Q_{it} = \alpha + \beta D_{it} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 Q_{it} : ゴミ排出量 (一人当たり, 年, kg)

説明変数 D_{it} : 有料化実施有無 ダミー (有料化実施自治体 1, 未実施自治体 0)

その他説明変数 Z_{it} : 個人所得, 人口密度, 昼間人口比率, 転入者人口比率, 20 人以下事業所比率, 単独世帯比率, 戸建て住居世帯比率

c. 推計結果

下表 4 の推計結果より, 有料化を実施することで 23.1kg(年, 一人)の削減効果が検証された.

なお, 個人所得, 人口密度, 昼間人口比率はゴミ排出量にマイナスの反応を示し, 転入者人口比率, 20 人以下事業所比率, 単独世帯比率, 戸建て住居世帯比率についてはプラスの反応を示している.

表 4. 推計結果

ゴミの排出量(年間,一人当たり, kg)	Coef	StdErr	t	P> t
有料化 実施自治体 1, 未実施 0	-23.17926	3.36521	-6.89	0.000
個人所得 (年間,一人当たり,千円)	-0.00739	0.00518	-1.43	0.154
人口密度 (km ² 当たりの人口)	-0.00057	0.00060	-0.96	0.339
昼間人口比率 (昼間人口数÷人口数)	-0.33285	0.16026	-2.08	0.039
転入者人口比率 (転入者数÷人口数)	4.87784	1.28278	3.8	0.000
20人以下事業所比率 (20人以下事業所数÷人口数)	39.19791	5.13031	7.64	0.000
単独世帯比率 (単独世帯数÷世帯数)	0.33662	0.28893	1.17	0.245
戸建住居世帯比率 (戸建住居世帯数÷世帯数)	0.04543	0.21354	0.21	0.832
_cons	251.05370	19.18339	13.09	0.000

Adj R-squared 0.4855

5. 実証分析Ⅱ 有料化価格による「需要関数」の推定と「厚生改善度」の推定

この章では需要関数を推定し、推定結果をもとに厚生改善度を推定する。

なお、5.1では「需要関数の推定」、5.2では「厚生改善度の推定」を述べる。

5.1 「需要関数」の推定

a. 需要関数の推定の目的と方法

この節では、有料化実施自治体のデータを用いて、需要関数を推定し、各家庭がゴミ処理価格の上昇に対してどの程度反応するかを検証する。

なお、分析方法は最小二乗法 (OLS) による。使用データは付録を参照されたい。

b. 推計モデル

$$Q_{it} = \alpha + \beta P_{it} + Z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 Q_{it} : ゴミ排出量 (一人当たり, 年, kg)

説明変数 P_{it} : ゴミ処理価格 (円, kg)

その他説明変数 Z_{it} : 個人所得, 人口密度, 昼間人口比率, 転入者人口比率, 20人以下事業所比率, 単独世帯人口比率
戸建て住居世帯比率

c. 推計結果

下表 5 より次の逆需要関数が推計された。

$$\hat{p} = \frac{(200+Z\gamma)}{\hat{\alpha}} - \frac{Q}{\hat{\alpha}}$$

$$P(\text{ゴミ処理価格}) = \frac{(200+Z\gamma)}{4.69} - \frac{Q(\text{ゴミ排出量})}{4.69}$$

$Z\gamma=86.1$ (Z は係数、 γ は平均値) 代入することにより、

$$P = 286.1 \times \frac{1}{4.69} - Q \times \frac{1}{4.69} \text{ が求められる.}$$

表 5. 推計結果

ゴミの排出量 (年間, 一人当たり, k g)	Coef	StdErr	t	P> t
ゴミ処理価格 (円, k g)	-4.69930	0.52519	-8.95	0.000
個人所得 (年間, 一人当たり, 千円)	-0.00261	0.00290	-0.90	0.369
人口密度 (k m ² 当たり人口)	-0.00199	0.00092	-2.71	0.031
昼間人口比率 (昼間人口数÷人口数)	-0.58603	0.26570	-2.21	0.029
転入者人口比率 (転入者数÷人口数)	5.81563	1.92786	3.02	0.003
20人以下事業所比率 (20人以下事業所数÷人口数)	65.20498	15.77737	4.13	0.000
単独世帯比率 (単独世帯数÷世帯数)	0.51141	0.48575	1.05	0.294
戸建住居世帯比率 (戸建住居世帯数÷世帯数)	1.33670	0.20627	6.48	0.000
_cons	200.07380	26.95704	7.42	0.000

Adj R-squared 0.5629

5.2 厚生の改善度の推定

a. 推定の目的

この節では、限界費用で価格を設定した場合、価格がゼロの場合(有料化未実施の場合)に比べて、どれだけの厚生の改善を生じるかを推定するものである。

b. 推計結果

$P=30$ 円とする³ (下欄³を参照されたい)

$P=61 - \frac{1}{4.69} \times Q$ より $P=30$ 円の時 $X_1=145$ kg となる

従って、ゴミ処理費用を限界費用で価格設定した場合、価格ゼロの場合に比べて、

$$\text{図5の } \Delta BX_0 C = \frac{(286 - 145)\text{kg} \times 30 \text{円}}{2} = 2,115 \text{円 (年、一人)}, \text{ の厚生の改善が生じることが推計された.}$$

³限界費用は通常観察不可能なので、この分析では、固定費がなく限界費用を一定と仮定してゴミ処理の平均費用から導出している。

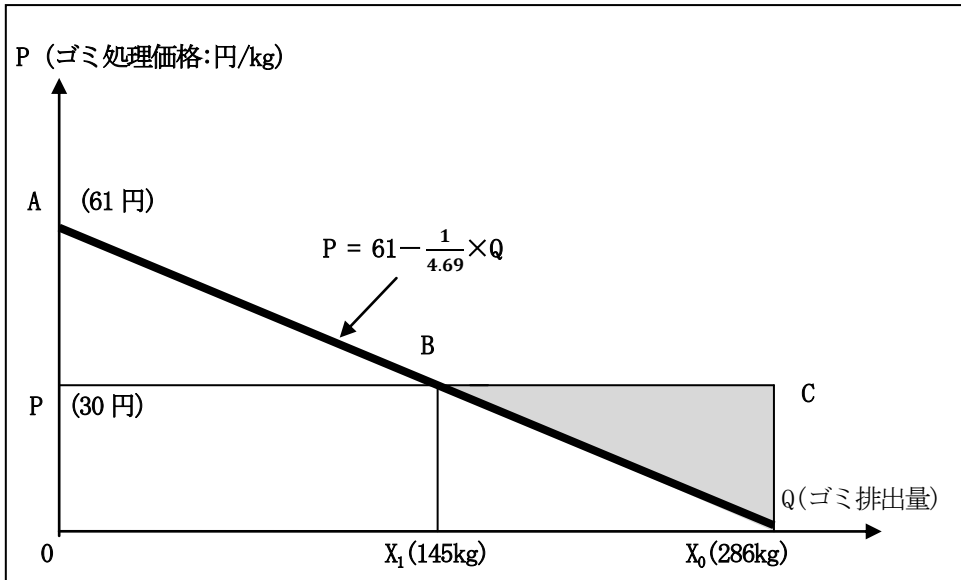


図 5. ゴミ処理価格とゴミ排出量

6. 東京 23 区への実証分析結果の適用と東京 23 区の実情

本章では、実証分析結果をもとに、家庭ゴミ有料化未実施の東京 23 区に「家庭ゴミ有料化」を適用した場合、どの程度のゴミの削減効果、と有料化実施によるゴミ処理費用の収入が、ゴミ処理費用にどの程度の影響を与えるかを 6.1 節で検証し、更に 6.2 節で東京 23 区のゴミ処理の実情を確認する。

6.1 実証分析 I をもとにして東京 23 区へ有料化を適用した場合のゴミの削減効果

この節では有料化による実証分析結果を東京 23 区に適用し、その効果を推定する。

ゴミ削減効果、約 20.4 万トン・・・排出量の 10.3%の削減効果がある。

年間一人当たりのゴミの削減額 23.17926kg・・・①・・・(実証分析結果による)

①×東京 23 区の人口(8,802,067 人：平成 21 年 10 月 1 日) 約 20.4 万トン・・・②

これは、平成 21 年度の東京 23 区のゴミ量 197.1 万トン⁴の 10.3%に相当する。

減量によるゴミ処理費用の削減効果、約 112.2 億円・・・③

②×東京 23 区のトン当たりゴミ処理費用(5.5 万円：平成 20 年) 約 112.2 億円

有料化による手数料収入効果、約 141.36 億円

197.1 万トン(ゴミの量) - ②20.4 万トン(減量可能な量) 約 176.7 万トン・・・④

④×8,000 円(トン当たりの手数料価格) 約 141.36 億円・・・⑤

③+⑤により 約 253.56 億円となる。この金額は、23 区のゴミ処理費用の 23.3%に相当する。

(ただし、有料化実施のための費用については、算出過程で算定していない)

⁴ ゴミの量から事業系ゴミである持ち込みゴミは除いている。(区の回収に限定)

6.2 東京 23 区の実情

23 区の面積は 622k m² 東京都の 28.4%、人口約 880 万人 (H21/10) 東京都の 67.8% を占め、都心回帰により人口、世帯数ともにやや増加傾向にある。今後人口は平成 27 年度まで、世帯数は平成 32 年度まで増加が予測されている。(世帯数約 440 万世帯)

a. ゴミ処理事業についての役割分担

ゴミ処理事業についての東京 23 区と清掃一部事務組合、東京都の役割が分担されているために区単位による減量化取り組みへのインセンティブが弱い。東京 23 区清掃一部事務組合(清掃一組⁵)は東京都から 23 区へ清掃事業が移管されるに当たり中間処理を共同で行うために平成 12 年 4 月に設立した組織である。次のような役割分担がなされている。

表 6. 役割分担

23 区	収集・運搬	ゴミの収集と運搬(不燃ゴミ・可燃ゴミ・粗大ゴミ・資源) ゴミの減量・リサイクルの推進
清掃一組	中間処理	不燃ゴミセンター(中防・京浜島)、鉄・アルミ等の回収・再利用 清掃工場(破碎ゴミ処理施設, 21 の工場) 灰溶融施設(スラグ等) 粗大ゴミ破碎処理施設(鉄等の回収・再利用)
東京都	最終処分	中央防波堤外側埋め立て処分場, 新海面処分場

b. 23 区のごみ排出量と分担金, 処理原価

排出量はバブル崩壊後減少、更に分別化も進んで来ている。一方分担金, 処理原価は横這いか、やや増加している。平成 21 年度における 23 区のごみの量は区収集及び持ち込みを合わせ 294.7 万トン、前年対比 3.6% 減である。内訳では可燃ゴミが 1.9% 増加, 不燃ゴミ 51.8% 減である。

表 7. 23 区のごみ排出量と分担金, 処理原価

東京 23 区清掃一部事務組合(清掃事業年報・予算執行の実績報告・事業概要)

平成 年	ゴミ量 (万 t)	区回収量 (万 t)	分担金 (億円)	処理原価 円/t
14	350.1	233.6	390	58,167
15	348.8	233.2	387	56,370
16	340.3	227.0	386	56,491
17	339.0	224.3	390	56,405
18	333.4	220.9	397	56,847
19	322.3	212.6	435	58,486
20	305.8	203.1	440	59,130
21	294.7	197.1	451

⁵清掃一組の平成 20 年度決算：歳入 781 億円(内訳分担金 56%, 使用料・手数料 19%)

c. ゴミの流れ (平成 22 年度)

表 8. ゴミの流れ

ゴミ量	中間処理による減量	資源化量	埋め立て処分量
303.7 万トン	△249.5 万トン	△14.0 万トン	40.3 万トン

d. 23 区に分担金算出方法

表 9. 分担金算出方法

区の収集相当分ゴミ	区収集ゴミの量の割合による
持ち込み相当分ゴミ	持ち込みゴミの量の割合による (平成 21 年度までは人口割りに基づいて算出)

e. 焼却施設 (清掃工場)・処分場

焼却施設 (21 工場), 埋め立て処分場 (2 か所) は, 現時点においては特に問題なく推移している. 余裕を残しているが, 将来的には処分場には限りがある. ただし, 一方でゴミ処理技術の進歩もあり予測は難しい.

現在 21 の清掃工場が稼働しているが, 今後順次建て替えて行くには継続的に 2~3 の工場を停止する必要があるため, 定常的に処理できる工場は 18~19 となる. また標準的な整備期間は工事着手 4 年前から開始し整備期間を合わせると約 9 年の期間を要することになる. また 24 年度から 26 年度にかけて大田, 練馬, 杉並工場の建て替えが重なる. 事業費は国からの交付金と清掃一部組合の組合債及び一般財源で賄われる. 年末年始の急増するゴミ量や不測の事故等を考慮に入れ 12% 程度の焼却余力を確保し基本計画を立てている.

平成 2 年当時中央防波堤の残余容量が 1 年 1 カ月になり, 同処分場の延命対策とともに新処分場の確保を目指し, 平成 8 年に新海面処分場が認可された. その際に廃棄物の減量・減溶化, 及び埋め立て用材の削減を行い, また平成 8 年から事業系ゴミの全面有料化, 溶融固化施設の導入, 建設残土やしゅんせつ土の有効利用により延命化を図っている.

f. 事業系ゴミ

事業系ゴミの占率が他に比べ高い水準にある. 事業者が出すゴミは, 原則として事業者が責任を持って自己処理することになっている. 事業系一般廃棄物は, 事前に承認を得た上で清掃一組の処理施設に直接搬入することができ, その場合の廃棄物処理手数料は 1kg 当たり 14.5 円である. なお, 23 区においては, 従業員数が 20 人以下で 1 日平均 50kg 以下や 1 回 900 以下の条件を付け, 有料シールを貼ることで, 区収集の家庭ゴミとして出すことができる. 事業系ゴミを家庭ゴミとして区の回収に出す場合の有料化は平成 8 年より全面实施され, 金額も 23 区同額で 450 が 275 円である. (多摩地域の家庭系ゴミの料金の 3~4 倍)

表 10. 家庭系ゴミの内訳 (23 区清掃事業年報 21 年度：清掃一部事務組合)

ゴミ量	持ち込み (事業系)	区の回収 ⁶
294.7 万トン	97.6 (33.1%)	197.1

家庭・事業系別内訳について、一般廃棄物処理基本計画ゴミ量の予測 (22/2 清掃一部事務組合) では、平成 22 年度、家庭系 152 万トン、事業系 144 万トンである。

g. 分別方法

東京 23 区では平成 20 年 10 月より分別方法が変更されている。変更点は今まで不燃ゴミであったものが①資源プラスチック ②可燃ゴミ ③不燃ごみの 3 種類に分類された。

表 11. ゴミの分別 (下線部分が今まで不燃ごみとして分別していたもの)

(ゴミ・資源の分別ガイドブック・港区からのお知らせ「分ければ資源、洗えば資源」)

資源プラスチック	フィルム・袋類, パック・カップ類, トレイ類 キャップ・ふた類, チューブ類, ボトル類, 緩衝材やケ- ス, その他プラスチック製品	食べきって, 使い切 って, きれいにして 中身の見える袋に
資源	ペットボトル, 新聞・段ボール・紙パック・雑誌, 瓶・ 缶	ラベルはがし, 軽く すすいで
可燃ゴミ	生ゴミ, 紙くず, ゴム・皮革製品, CD, ビデオテープ, 汚れ が落とせないプラスチック, 衣類, 古布, 紙おむつなど	汚物は除いて, 水を切って
不燃ごみ	陶磁器, ガラス類, 金属製品, アルミホイル, 電球, 蛍光 灯, スプレー缶, ライター 30 cm 以下の小型家電	刃物は包んで 危険表示をして, 使 い切って

h. 23 区の財政状況

区間に格差はあるものの、財政調整制度により、補完されているため 23 区としては他の自治体に比べて優位にある。

都区財政調整制度

23 区の財政は「都区財政調整制度」という他の自治体にはないシステムで運営されている。固定資産税と法人住民税は市町村に徴収権があるが⁷、「特別区」と呼ばれる 23 区の場合東京都が一括して徴収し、各区の財政事情に応じて振り分ける。土地の値段が高く企業の本社が集中する 23 区では 2 税の平成 21 年度の合計は 1 兆 6,000 億円に上る。都区財政調整は ①都と特別区及び特別区相互間の財源配分の均衡化を図り ②特別区の行政の自主的かつ計画的な運営を確保することを目的に行われている。

平成 21 年度特別区決算の概要(平成 22 年 9 月 3 日東京都総務局)

⁶ 表 10 の区の回収の中には有料シールによる事業系一般ゴミが含まれている。推定はできるが、家庭ゴミと一緒に回収されるために詳細な把握は難しい。なお、中小の企業から排出される産業廃棄物のうち(紙くず, 木くず, 繊維くず)は事前に承認を得ることで清掃一組の粗大ゴミ破砕処理施設に搬入が可能である。(料金は 14.5 円/kg)

⁷ 固定資産税, 市町村民税法人分, 特別土地保有税, 都市計画税, 事業所税があり, そのうち下線の税が都区財政調整の財源になっている

歳入は0.3%増, 歳出は3.8%増, 実質収支6.0%減(1,139億円), 昭和53年度以降32年連続して黒字。引き続き良好な状態を維持しているが, 特別区は景気変動の波を受けやすい歳入構造となっており, 景気低迷の伴う一般財源の大幅な減収により, 特別区の財政は厳しい局面を迎えている。また, 小学校を初め公共施設の改築需要, 少子高齢化の進展による扶助費の伸びを勘案すると厳しさを増していくと考えられる。景気の悪化による影響を最小限に食い止め引き続き財政改革に取り組み, 計画的に財政運営を行っていくことが必要である。

表 12. 「平成 20 年度都区財政調整, 区別算定結果 (単位・億円)」

区	基準財政 収入額	基準財政 需要額	普通交付金	区	基準財政 収入額	基準財政 需要額	普通交付金
千代田	210	278	67	渋谷	468	476	8
中央	253	389	135	中野	333	674	573
港	613	520	0 ⁸	杉並	662	1,033	371
新宿	454	709	254	豊島	298	597	298
文京	292	490	198	北	291	798	507
台東	207	511	303	荒川	161	555	393
墨田	221	604	382	板橋	480	1,125	645
江東	431	959	527	練馬	676	1,447	770
品川	429	820	390	足立	499	1,528	1,028 ⁹
目黒	413	590	177	葛飾	356	1,046	689
大田	773	1,447	674	江戸川	564	1,462	897
世田谷	1,141	1,528	386	合計	10,237	19,596	9,451

i. 多摩地域での家庭ゴミの有料化の実施時期と価格

清瀬市の4円(kg)から調布市の8.4円(kg)までの開きがある。(400袋が40円~84円, 10約0.25kgに換算して, 1kgが約4円~8.4円)

表 13. 多摩地域での家庭ゴミの有料化の実施時期と価格

価格 時期	~60円~ (400袋)	70円~	80円~
H10	青梅市(48円)		
H12			日野市
H13	清瀬市(40円)		
H14	昭島市, 福生市, 羽村市	東村山市(72円)	
H16	稲城市, あきる野市	八王子市(75円)	武蔵野市, 調布市(84円)
H17	町田市(64円)		小金井市, 狛江市
H20	多摩市		西東京市
H21		三鷹市(75円)	
H22			府中市

⁸普通交付金: 港区はゼロ

⁹普通交付金: 足立区は1028億円

7. 東京 23 区へのゴミ政策提言

「家庭ゴミ有料化」の実証分析結果をもとに東京 23 区に適用した場合、有料化により約 10.3%のゴミの減量と、手数料収入を含めると、ゴミ処理費用の約 23.3%に相当すること、また 30 円にゴミ処理価格を設定した場合 2,115 円（一人、年）の厚生が改善が図られることが検証された。

「東京 23 区の実情」ではゴミの流れについて、①清掃一組と区の役割分担、分担金、処理原価の推移 ②ゴミ量の推移、焼却施設、処分場 ③事業系ゴミの割合、分別方法 ④23 区の財政状況、財政調整制度、交付金について、23 区の実情を把握した。

また、先行研究では有料化実施にあたって、過度な料金設定をすると「不法投棄や買い控え」が発生、また低い金額では「効果が薄く、持続しない」等の問題が、一般的に指摘されている。

導入に当たっては東京 23 区の実情を十分に考慮した政策が必要である。

現状は、他の自治体に比べた場合、財政面や焼却施設、処分場等において優位な状況にあり、現在程度の税収が確保できれば、現行のまま家庭ゴミの処理費用を税金で賄うことは不可能ではないと考えられる。

東京 23 区でゴミがピーク時に比べ減量してきた主な要因は、バブル崩壊後の景気の冷え込みによる事業系ゴミの減少、東京湾最終処分場の確保の条件として国に約束した事業系ゴミの有料化を平成 8 年度から全面实施したこと、各区が住民に対して、ゴミの分別等に対し、繰り返し肌理の細かい啓蒙を行い、住民がそれに応じてきた結果等、によるものと考えられる。ただし、最近 10 年間ではほぼ横這いで推移している。従って東京 23 区で家庭ゴミの有料化を実施する場合は、他の自治体が行った時点と違い、既に事業系ゴミの有料化が 10 年以上定着し、一方設置済みの焼却施設の規模や性能が高く、また住民意識の向上によるゴミの分別回収がかなり進んで来ていることを十分に考慮する必要がある。

以上を踏まえて次の提言行いたい。

- (1) 実証分析より「家庭ゴミ有料化」は、一人当たり年間 23.1kg の削減効果があり、また価格による需要関数から、ゴミ処理費用を 30 円とした場合、一人当たり年間 2,115 円の厚生が改善の効果が検証できた。また、東京 23 区に適用した場合、約 10%のゴミの減量効果と有料化による手数料収入を含めると、ゴミ処理費用の 23%に相当することが推定されたことから、東京 23 区への家庭ゴミ有料化の実施を提言する。地球温暖化対策等の世界的な広がりの中で、880 万の人口を有する東京 23 区においてもゴミの減量、資源の有効活用（リデュース、リユース、リサイクル）に取り組む事は重要な課題である。現時点では、財政面や処分場、焼却場の確保等において他の自治体に比べると優位に推移しているが、今後の急速な少子高齢化の進展による税の減収予測、また新たな処分場の確保、既存焼却施設等の老朽化による改築等次世代を見据えた対策等を考えると家庭ゴミについての有料化は避けられない。
- (2) 「家庭ゴミ有料化」の手数料価格は、現行の事業系の手数料価格相当額(30 円/kg)が、相応しいのではないかと考えられるが、まず先行自治体で実施している価格(8 円/kg)からスタートすることを提言する。
- (3) 一方でゴミ処理原価は横這いか増加傾向にあり、処理原価を引き下げのための方策（民営化等も含め）を検討する必要がある。ただし、処理原価の検証や民営化移行への検討は、今後の課題としたい。東京 23 区では、既に事業系ゴミ、粗大ゴミの有料化や分別回収がある程度進んでおり、白地段階で導入した自治体に比べ同様の方法では減量効果は薄く、また現時点では処分場等が緊迫した状況にないことから、有料化に対する住民の理解が得にくい状況にある。ゴミの量が遞減、横這いで推移している中で、ゴミ処理を中間処理するための清掃一

組への各区の費用分担金の合計が増加していることや処理原価が高止まりしていること等の検証が有料化を実施するためには事前の作業として必要と考える。(施設や人員の適正配置やゴミ収集・廃棄業者への適正な委託料、清掃一組と区との役割分担に伴う効率性の検証、見直し等) 例えば、ゴミ排出量とゴミ処理費用の相関を明確にするなどして、区民に対して有料化によるゴミ減量に対するインセンティブを与えることが重要と考える。また、有料化による住民からの手数料徴収額の使用目的(流れ)を示し、現行の全額税負担との違いを明確にしていくことも必要と考える。

- (4) (処理原価を下げた上で) 処理原価と手数料価格が同じになるところでの価格の設定(または、近いところでの)が望ましいと考える。将来的には事業系手数料価格=家庭系手数料価格⇒ゴミ処理原価を目指す。現在の事業系ゴミの手数料は、ゴミ処理原価の約半分である。ゴミ処理原価=手数料価格が理想であるが、現行の処理原価の見直しを行うことで、ゴミ処理原価は現行の事業系ゴミの現行の価格に近づくことが考えられる。従って、初めに処理価格の原価を下げる努力をし、その上で事業系ゴミ=家庭系ゴミ=ゴミ処理原価を設定することを提言する。

8. まとめと今後の課題

以上日常生活の中で現代人が、いつでも、どこでも直面する問題を東京 23 区の住民の立場にも立ちながら、問題意識を持ち、提言を行う趣旨で取り上げてきた。

本研究から家庭ゴミを有料化することで、ゴミの排出量の削減効果と無料の場合に比べての厚生の改善が図られることが実証でき、またそれを東京 23 区へ適用した場合の効果も推定できた。

今後は更にこれを発展させどのような方法で、政策として実現させるかが大きな課題である。

880 万の人口を抱える「首都東京 23 区」の特殊事情等を勘案し、どのような方法で実際に有料化を実現させていくのがよいのか。少子高齢化時代を迎えて、人口が減り、税収の減る時代を迎えようとしている。限りある税収の中で、いかにゴミ処理の効率化を図り、いかに少ない費用で大きな削減効果を実現し、循環型社会のための資源を有効活用する政策に向けることができるかが、これからのゴミ問題の課題ではないかと考える。

また、実施に当たっては、事業系ゴミの問題、有料化と不法投棄の問題、ゴミ処理原価と金額の妥当性の問題、分担金と清掃一組の問題、都区財政調整制度の問題等は、今回ゴミ有料化の実証研究を進める中で更に深めていく必要があることを痛感しており、これらの諸問題は今後の課題としたい。

謝辞

本論文の作成に当たりご指導いただきました、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の西脇雅人助教授、副査の久米良昭教授、安邊英明教授、安藤至大准教授をはじめ、各先生には多大なご指導、ご支援をいただき感謝申し上げます。

また、高齢入学者に対し、温かいご指導、ご支援をくださった各先生、学校事務の方々、一緒に学ばせて頂いた仲間の皆さまに心よりお礼申し上げます。

付録

4章, 5章の実証分析で使用したデータの対象自治体, 資料は次のとおりである。

a. 4章「有料化によるゴミ削減効果の推定」で使用したもの

対象期間と対象自治体	データの対象とした自治体は23区中14区, 多摩地域26市中20市。データの対象期間は平成11年から平成20年までの10年間	
	東京23区 (14)	墨田区, 江東区, 目黒区, 大田区, 世田谷区, 中野区, 杉並区, 北区, 荒川区, 板橋区, 練馬区, 足立区, 葛飾区, 江戸川区
	多摩地域 (20)	八王子市, 立川市, 武蔵野市, 三鷹市, 府中市, 調布市, 町田市, 小金井市, 小平市, 日野市, 東村山市, 国分寺市, 国立市, 福生市, 狛江市, 清瀬市, 多摩市, 稲城市, 羽村市, 西東京市

b. 5章「有料化価格による需要関数の推定と厚生改善の推定」で使用したもの

対象期間と対象自治体	データの対象とした自治体は多摩地域の17市, データの対象期間は平成11年から平成20年までの10年間
	八王子市, 武蔵野市, 調布市, 町田市, 小金井市, 日野市, 東村山市, 福生市, 狛江市, 清瀬市, 多摩市, 稲城市, 羽村市, 西東京市, 青梅市, 昭島市, あきる野市

c. 4章, 5章共通で使用したもの

- ゴミ排出量
 - ・東京23区: 清掃事業年報 (東京23区清掃一部事務組合)
 - 多摩地域: 公共施設状況調査 (東京都総務局)
 - 東京都区市町村事業年報 (東京都環境局廃棄物対策課)
- 人口
 - ・東京都区市町村町丁別報告 (国勢調査)
 - 住民基本台帳による東京都の世帯と人口 (東京都総務局統計部)
- 所得
 - ・東京都個人所得指標 (JPS 株式会社)
- 単独世帯数
 - ・東京都世帯数の予測「地域別単独世帯数」 (東京都統計局調整課)
- 昼間人口
 - ・区市町村別昼間人口比率 (東京都総務局統計部調整課)
- 20人以下事業所
 - ・区市町村企業常用雇用者規模
- 戸建て住居
 - ・住居の種類・住宅の所有の関係別一般世帯数 (東京都区市町村町丁別報告第2巻)
- 有料化・価格
 - ・多摩地域ゴミ実態調査 (財団法人 東京市町村自治調査会)

参考文献

- 植田和弘 (1998) 「環境と経済を考える」 岩波書店
- 植田和弘 (1998) 「環境経済学への招待」 丸善ライブラリー
- 片野優 (2008) 「ヨーロッパ環境対策最前線」 白水社
- 環境省環境計画課 (2010) 「環境白書」

環境省廃棄物対策課 (2008) 「日本の廃棄物処理」
 (株)要興業 (2009) 「東京の廃棄物とリサイクル」
 埼玉県清掃行政研究協議会 (2005) 「家庭ゴミ有料化に関する検討報告書」
 坂田裕輔 (2005) 「ゴミの環境経済学」 晃洋書房
 坂田裕輔 (2007) 「ゴミ問題と循環型社会」 晃洋書房
 JPS 株式会社 (2010) 「2010 年所得指標」
 東京市町村自治調査会 (2010) 「多摩地域ゴミ実態調査」
 東京都環境局廃棄物対策課 (2010) 「東京都区市町村清掃事業年報」
 東京都総務局行政部 (2009) 「東京都区市町村年報」
 東京都総務局行政部 (2010) 「都区財政調整について」
 東京都総務局人口統計課 (2010) 「住民基本台帳による東京都の世帯と人口」
 東京 23 区清掃一部事務組合 (2009) 「清掃事業年報」
 東京 23 区清掃一部事務組合 (2010) 「一般廃棄物処理基本計画」
 東京 23 区清掃一部事務組合 (2010) 「事業概要」
 東京 23 区清掃一部事務組合 (2010) 「ごみれば 2010」
 東京都港区 (2010) 「港区 3R 情報誌みなくる」
 八田達夫 (2010) 「ミクロ経済学 I, II」 東洋経済新報社
 服部美佐子・松本裕明 (2005) 「ゴミ処理のお金は誰が払うのか」 合同出版
 服部美佐子 (2011) 「ゴミ減量」 丸善株式会社
 日引聡・有村俊秀 (2002) 「入門環境経済学」 中公新書
 細田衛士 (2008) 「資源循環型社会」 慶応義塾出版会
 前田章 (2010) 「環境経済学入門」 日本経済新聞社
 ロジャーミラー (2010) 「経済学で現代社会を読む」 日本経済新聞社
 山谷修作 (2007) 「ゴミ 2007 有料化」 丸善株式会社
 吉田文和 (2004) 「循環型社会」 中公新書
 寄本勝美 (2003) 「リサイクル社会への道」 岩波新書

耕作放棄地問題と農業生産性

—都道府県データに基づく実証分析—

<要旨>

本論は、耕作放棄地拡大の要因について、食料の需要と供給の観点から考察し、併せて個別農家の耕作放棄要因についてモデル化し、実証分析を行ったものである。

その結果、国民摂取熱量、高齢化を含む生産性の要因が影響を及ぼすことが明らかとなった。すなわち、耕作放棄は、国民の高齢化等による食料消費量の減少により食料生産量も縮小調整される過程で、低生産性の農家や農地から放棄され拡大しているといえる。

今後、政府は、放棄地そのものに焦点を当ててではなく、その原因となっている生産性の阻害要因である規制の緩和・撤廃を一層進めるべきである。

2011年（平成23年2月）

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10059 長谷川 正之

目次

1. はじめに	1
1.1 問題意識と研究の目的.....	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ.....	1
2. 耕作放棄地をめぐる状況と政府の対策の概要等	2
2.1 耕作放棄地をめぐる状況.....	2
2.1.1 農家の区分定義.....	2
2.1.2 農業者の高齢化.....	3
2.1.3 耕作放棄地面積の推移.....	5
2.1.4 現状取組まれている耕作放棄地対策.....	5
3. 食料の需給と耕作放棄について	6
3.1 食料の需要動向.....	6
3.2 耕作放棄地との関係	7
4. 個別農家の耕作放棄における理論モデルの構築	8
4.1 個別農家の耕作放棄におけるインセンティブ	8
4.2 個別農家の耕作・放棄における行動の検討	9
4.2.1 基本的行動の検討	9
4.2.2 3パターンの行動選択の条件	10
4.2.3 個別農家の耕作放棄選択モデル	11
5. 実証分析	12
5.1 実証分析の手順.....	12
5.2 耕作放棄に関するモデル.....	12
5.2.1 検証する仮説と推計モデル	12
5.2.2 被説明変数及び説明変数	12
5.2.3 推計結果と考察.....	15
5.3 全要素生産性分析	16
5.3.1 推計モデル	16
5.3.2 被説明変数及び説明変数	16
5.3.3 推計結果と考察.....	17
6. 政策提言	18
参考文献	20

1. はじめに

1.1 問題意識と研究の目的

平成22年版「食料・農業・農村白書」（以下白書という）において、我が国の農業の現状は農業者の高齢化と後継者難により衰退の一途を辿っており、それに伴い耕作放棄地が拡大していると述べている。そして、耕作放棄地の主な発生原因として「高齢化等による労働力不足」を挙げており、農水省による聞き取り調査では、高齢化・後継者難等55%、条件不利等19%、その他26%となっている¹。65歳以上の農業者が全体の60%を占める状況下、農業者の高齢化が主な放棄地拡大要因としてあげられるのは、後継者難、条件不利地とのセットでの場合が多い。このように「高齢化による放棄地問題」とは、一般に農村人口の減少・高齢化により条件不利地での担い手不足となり耕作放棄が増え、農地が荒れ農村が疲弊化するという一連の農村問題の中で深刻に捉えられているように思われる。耕作放棄地拡大という社会的現象を考える時、農業における高齢化問題と放棄地拡大要因としての高齢化を一括りにしないで考える必要がある。

一方、そもそも少子高齢化社会の到来等で国民の食料消費量は減少傾向にあり、その影響を大きく受ける中、個別農家が耕作放棄をするインセンティブは作業困難等の高齢化だけではない。農業に係る政策が生み出す転用期待や、他産業での就業機会の増加による耕作の機会費用の増加なども耕作放棄に影響を与えるだろう。

そこで、本論文では、耕作放棄地拡大の要因を食料の需要と供給の観点から考察し、個別農家による耕作放棄の選択行動をモデル化し、耕作放棄の要因を特定するための実証分析を行った。その結果、「食料の消費量の減少」と「農家の高齢化を含む低生産性」の要因が耕作放棄の拡大に影響を及ぼしていることが明らかとなった。今後、政府は放棄地そのものに焦点を当てるのではなく、その原因となっている生産性の阻害要因である規制の緩和・撤廃を一層進める政策をとるべきである。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

耕作放棄の要因分析における先行研究は、特定地域のデータを基に分析する方法論がとられる場合が多い。稲葉（2006）は千葉県で耕作放棄率と相関係数の強い変数を説明変数とし、樹形モデルの手法を用い1戸当たり耕作面積が広いと耕作放棄率が小さく放棄地解消には規模拡大を進めることと結論づけている。地域におけるデータから推計した結果を基に放棄地対策を提案することは実態を踏まえている一方、他の地域における状況との相違や一般化において必ずしも妥当とは言い切れない。また、農地の利用計画面から生産性を反映したアプローチがあり、その中で耕作放棄による外部不経済の影響についての論考がある。八木・山下・大呂・植山は、土地利用計画上纏

¹平成20年度「耕作放棄地防止適正管理実証化委託事業報告書」農林水産省農村振興局平成21年3月の聞き取り調査による。

まった土地として区分する分級単位として農業所得の有意性を示し、個々の耕作放棄が集落全体の農業所得に与える影響を定量的に示しているが、研究の目的上、農地に制限されたものである。他方、全国的な統計データによる分析は白書で行われているが、その分析は分類的であり時系列的な変化の記述が中心となっている。

本論文は、農林業センサス3期分（1995年・2000年・2005年）の47都道府県パネルデータをもとに、全国の耕作放棄地拡大における要因を分析するものである。経済における需給動向という視点と、個別農家の耕作放棄における選択行動の理論モデル化を試み実証分析を行うもので、耕作放棄地における実証分析は先行研究でも少ない²。よって、その結果から導かれる提案は国の施策としての方向に役立つものとする。

2. 耕作放棄地をめぐる状況と政府の対策の概要等

2.1 耕作放棄地をめぐる状況

2.1.1 農家の区分定義

ここで、農林業センサスにおける農家の分類定義を示しておく。

- ①販売農家：経営耕地面積30a以上、または農産物販売金額が年間50万円以上の農家。
- ②自給的農家：経営耕地面積30a未満かつ農産物販売金額が年間50万円未満の農家。
- ③土地持ち非農家：農家以外で耕地及び耕作放棄地を5a以上所有している世帯。

それぞれの世帯数と所有耕地の動向を1995年～2005年について見ると、販売農家は265万戸から196万戸へ69万戸減少し、面積は397万haから354万haへ43万ha減少している。自給農家は79万戸から89万戸へ約10万戸増加し面積も1万戸増加。土地持ち非農家も約30万戸・13万ha増加している。

これを全体での割合で見ると、販売農家は戸数が61%から48%の半数以下に減少している一方、自給農家は戸数が18%から22%に、面積が3%から4%へ増加し、土地持ち非農家も戸数が21%から30%に、面積で7%から11%に増加している。この推移を見ると、土地持ち非農家の割合が3割に増加し販売農家から自給農家、そして土地持ち非農家へ遷移している実態が把握できる（表1）。

² 大橋・齋藤（2009）は、農地の転用期待に着目し稲作の経営規模や生産性に与える影響について緻密な推計モデルによりシミュレーションしている。分析過程で耕作放棄地の影響についても知見が得られており、本論文もその成果を参考としている。

表1 農家・土地持ち非農家の動向

	1995		2000		2005	
	戸数	面積	戸数	面積	戸数	面積
販売農家	2,651	3,970	2337	3734	1963	3447
	61%	90%	55%	88%	48%	85%
自給農家	792	150	783	150	885	162
	18%	3%	19%	19%	22%	4%
土地持ち非農家	906	302	1097	341	1201	436
	21%	7%	8%	8%	30%	11%
合計	4349	4422	4217	4225	4049	4045
	100%	100%	100%	100%	100%	100%

(注)販売、自給農家は経営耕地面積。非農家は所有耕地面積

2.1.2 農業者の高齢化

次に、農業の高齢化について、耕作放棄地との関係があると考えられることから、その状況を農林センサス2005年でのデータで把握する。農業が主である農業者は「農業就業人口」と呼ばれ、自営農業のみに従事した者または自営農業以外の仕事に従事していても年間労働日数で見て自営農業が多いものをいう。農業が従である農業者は「農業従事者」といわれ、15歳以上の世帯員で年間1日以上自営農業に従事したものをいう。少しでも自営農業に従事した者は農業従事者にカウントしていることになる。

農業従事者のうち、農業が主の農業就業人口と差し引きの数はそれ以外の従の農業者ということになる。両者を5歳刻みの年齢階層別にみると、概ね59歳までは農業が従の農業者の方が主の農業者よりも多い。60歳以上になると主の農業者が逆転し、従の農業者よりも多くなる。この意味するところは、59歳までは土日農業の会社勤めの兼業農家が多いが、60歳で定年退職をすると農業を主に行う人たちが多くなるということであろう。

農業者数でも顕著な特徴が現われている。それは、農業従事者全体を表す農業就業人口が65歳から69歳では60万人、70歳から74歳では65万人と増加していることである。これは65歳の年金生活開始を境に農業を始める新規参加者がいるということを示唆している。農業が主の農業就業人口のうち65歳以上の割合は58%であり、約6割が老年人口である。ここで自書による就業形態別の退職希望年齢を見ると、農林漁業は他の自営業・常勤の被雇用者・会社の嘱託・派遣・パート等に比べ「働けるうちはいつまでも働きたい、かなり高齢になるまで働きたい」と考えている者の割合が高くなっている³。この60歳以上の動きをさらに考察する。

59歳まで従として週末農業を行ってきた兼業農業者は、企業を定年しても退職金を取得して農業を継続する。この層とは別に、在職中は農業をやらず親に農業を任せる

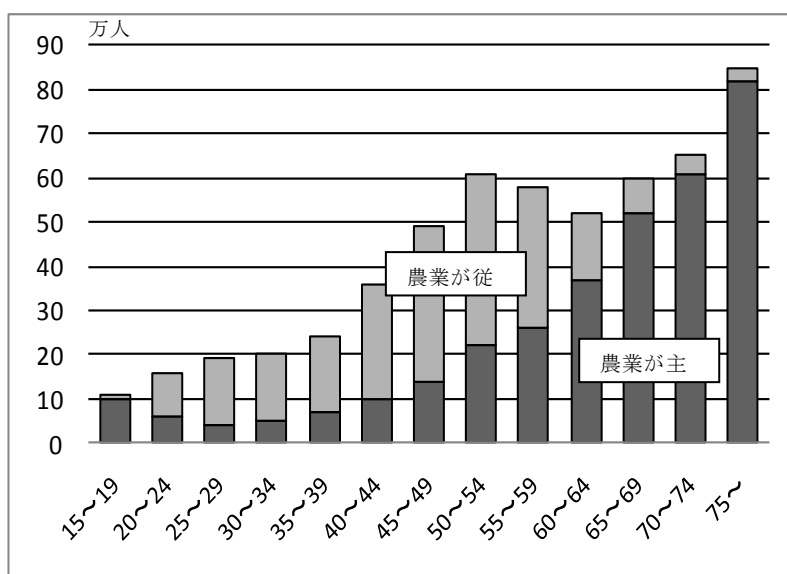
³ 農林水産省「高齢農業者の営農や地域活動への参画に関する意向調査」(2009.公表)

か貸し出していた他産業勤めの人たちが、定年退職後に実家の農家に戻り、健康維持や自分で食べるものは作ることに価値を見出す自給農業を始めるパターンである。あるいは、農業を専業でやってきた農業者が息子に主たる農業を譲りそれを手伝う場合もあろう。これら60歳以上の農業者は小規模農業であり、農業をする主な目的は農業による収入増加ではなく、農業と関わることで健康増進や趣味の実現を図ることである。よって、65歳から新たに新規就農する人たちや健康・趣味目的で行う主たる農業者は、高齢化してもできるだけ耕作を続けることになる。従って、65歳以降高齢化するにつれ耕作放棄が増えるということにはならないだろう。あくまで放棄するのは、最後に高齢で農作業ができなくなる、つまりは生産性の低下により放棄するというのではないかと考えられる。

一方、農村部では条件不利地が多く、定年で従たる農業者が主になって農業を継続することや、他産業従事者が定年後実家に戻り新規に農業を始める確率は低いと思われる。また、農村での兼業農業者は、定年後農村を離れて息子と同居する場合もあるであろう。

そういう実態を踏まえると、高齢化により条件不利地から耕作放棄されること自体が問題ではなく、政府がいう「高齢化による放棄地問題」は農村人口が減少し、耕作放棄により農地が荒れ、「農村が疲弊し限界集落が拡大する」という農村問題において深刻に受け止められているように思われる。つまりは、放棄地解消対策は農村疲弊化阻止対策の意味合いが少なからずあると思われる。

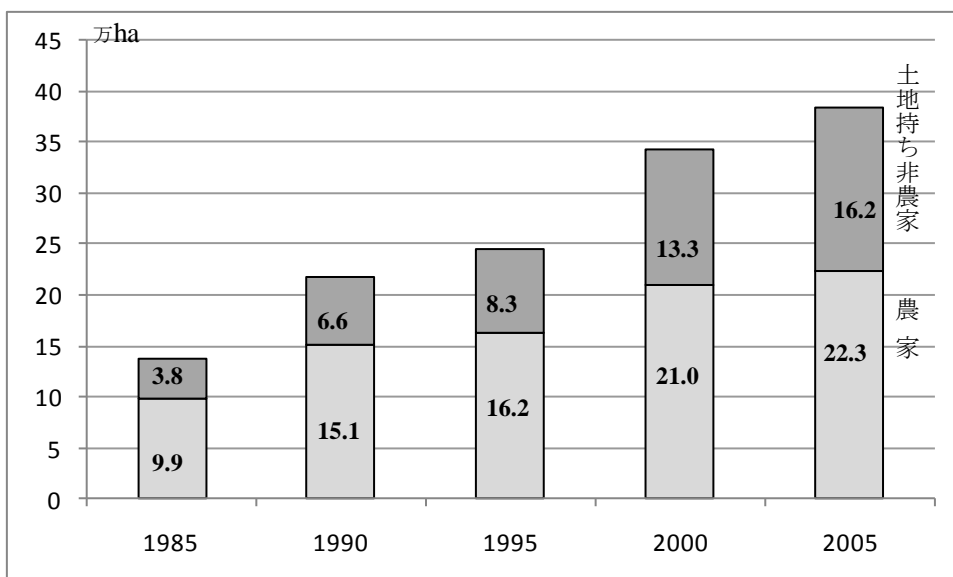
このように、「農業において高齢化が進んでいる」という事実は、耕作放棄問題において生きがい農業者の増加と農村の疲弊化という現象を冷静に区別して考察する必要があると思われる。



[図1 年齢別農業従事者数]
(出所 農林センサス2005より作成)

2.1.3 耕作放棄地面積の推移

我が国の耕地面積は、農用地開発や干拓等で拡大してきた一方、住宅や工業・道路用地等への転用が進んだ結果、ピーク時（1961年）の609万haから2009年には460.9万haへと24%の減少を示している⁴。それに対し、耕作放棄地の面積は1985年（昭和60年）の13.5万haから2005年（平成17年）には38.5万haへと約3倍に増加している。この耕地面積減少・耕作放棄地面積拡大が日本農業の衰退を顕著に表しているとして、懸念されている。ここでの耕作放棄地とは農林水産省の統計調査における区分であり、農林センサスにおいては「以前耕地であったもので、過去1年以上作物を栽培せず、しかもこの数年の間に再び耕作する考えのない土地」をいう。耕作放棄地を所有者別に追っていくと、土地持ち非農家所有が1985年3.8万haから2005年には4倍の16.2万haに拡大している。販売農家が自給農家、土地持ち非農家に縮小していく過程で耕作放棄が行われていると考えられる(図2)。



[図2 耕作放棄地面積の推移]

(出所 「食料・農業・農村白書」より作成)

2.1.4 現状取組まれている耕作放棄地対策

政府は、耕作放棄地の増加に対応して、近年、法律改正を行ってきた。平成元年、農用地利用増進法改正により、「特定利用権の設定」制度の創設がされた。耕作放棄地が長引けば農地としての利用が困難になると見込まれる農地について、市町村又は農協が住民・組合員の共同利用のために当該農地の利用権の取得を行うというものである。

⁴ 白書155項

平成14年には、構造改革特別区域法にて「リース特区制度」の創設を行った。特区（遊休農地または遊休農地となる恐れのある農地が相当程度存在する区域）において、農業生産法人以外の法人のリース方式による農地の権利取得を容認するものである。さらに、平成15年農業経営基盤強化促進法の改正で、「特定遊休農地の農業上の利用に関する計画の届出制度」を創設した。農業委員会の指導に従わず、なお相当期間耕作の目的に供されない農地に対し、市町村長が特定遊休農地である旨を通知し、当該農地の利用計画の届出を行わせるというもので、届け出をせず又は虚偽の届出をした場合には10万円以下の過料を科すというものである。平成17年には、今までの改正を体系的に整備した農業経営基盤強化促進法等の改正が行われた。

平成21年には農地法等の改正により以下の施策を講じている。①貸借規制を緩和し、会社・NPOの参入をし易くする。②農業生産法人への外部からの出資規制を緩和する。（1/10以下の廃止，農商工連携事業者等の場合1/2未満まで可）③農協による農業経営は、組合員の合意で貸借により可能。

改正法の趣旨に則って法律を運用していくには、農地の利用許可権限を有する農業委員会の役割が一層重要になる。しかし、現状においてはその役割が発揮されているとは言い難く、法改正の実効性に大きな問題があると指摘されている⁵。

平成21年度予算では、「耕作放棄地等再生利用緊急対策費230億円」を講じており。これに加え、新たに「耕作放棄地等再生利用緊急対策実施要領」を策定し、解消マニュアル策定や助成等の措置を講じている。また、47都道府県に耕作放棄地対策協議会を設置し取組んでいるが、まずはその実態把握に主眼が置かれているといえよう。

3. 食料の需給と耕作放棄について

3.1 食料の需要動向

我が国の食料需要の動向をみる場合、一般的には白書にある通り国民1人当たりの摂取熱量⁶、世帯員1人当たり食料消費支出が用いられている⁷。ここでは金額ベースではなく量ベースの摂取熱量を用いる。

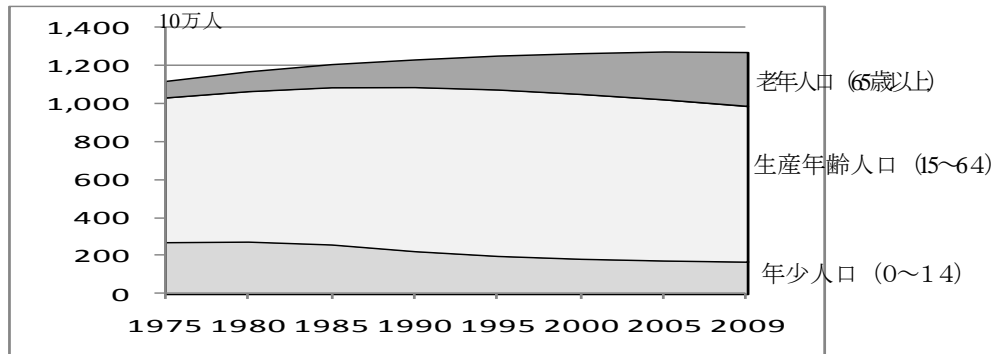
1985年の日本人全体での国民1日総熱量を100%とすると以降、低下傾向にあり2005年では96%に減少している。この食料消費の減少は国民全体における65歳以上の高齢者割合が増え、また15歳～64歳の生産年齢人口割合の減少に起因しており、国民の胃袋縮小と考えられる⁸。また近時、国民的な課題となっている生活習慣病等に対し、低カロリーの食事を進めていることも熱量減少の背景にあると思われる（図3）。

⁵ 八田・高田（2010）117項，118項

⁶ 農林水産省「食料需給表」では、実際に供給された純食料とその供給熱量は算出しているが、実際に国民の口に入った量は分からない。国民の食した消費量は統計上、国民1人1日当り摂取熱量（厚生労働省「国民健康・栄養調査」）で算出されているので、それを用いる。

⁷ 白書51頁

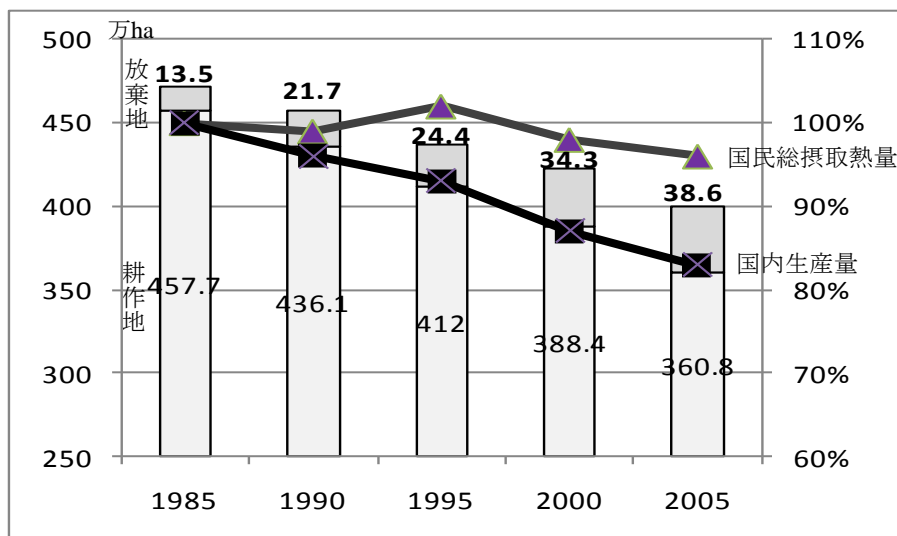
⁸ 白書59項



[図3 年齢別人口の推移と見通し]
 (出典 総務省「人口統計」より作成)

3.2 耕作放棄地との関係

これに対し供給側の国内生産量の傾向は、農林水産省「食料需給表」より、米、野菜、果実、肉類、鶏卵、牛乳、乳製品の合計で算出すると、1985年から一貫して低下しており、食料消費量（摂取熱量）の傾向に連動している。国内生産量に純輸入量を加えると全体の供給量になるが、その輸入量の40%はトウモロコシ・大麦で主に家畜の飼料用である。穀物の栽培には耕作面積を要するが、トウモロコシや大麦は外国の土地で生産されたものであり、国内の農地面積を必要とするのは主に米である。摂取熱量に大きなウェイトを占める生食用の国内産米の生産量減少が耕地面積減少に大きく影響していると考えられる。それに伴って、放棄地拡大となっている関係が図4から読み取れる。つまり、「国民全体の食料摂取熱量の低下（胃袋の縮小）が供給する国内農産物の生産量を低下させ、生産に要する耕作面積の減少となり、耕作放棄地の拡大となって現われている」という仮説が想定できる。



[図4 国民1日当り供給・摂取熱量, 農産物生産量, 耕地面積の推移]
(出典 農林水産省「農林センサス」「食料需給表」厚生労働省「国民健康

4. 個別農家の耕作放棄における理論モデルの構築

4.1 個別農家の耕作放棄におけるインセンティブ

農家の生産量は、食料需要の影響を受けるとはいえ所有する農地を耕作するか、貸し出すか放棄するかは、農家個別の要因に起因する。一般的に農家が所有する農地を放棄するインセンティブを検討する。

まず、農家は農業に従事するか他の仕事に就くかをそれぞれから得られる収入から判断する。農業をするより稼げる会社があれば、農地は貸すか借入者がいなければ放棄して会社勤務を選択する。土日に農業ができるならば、兼業農家を選択する。その時、農外収入があるので健康のため自給的・趣味的目的で農業を行う人たちが増えてくる。ここでの基本的判断は年齢も重ね合わせ、農地利用の生産性が高いか低いか、機会費用である会社給料が高いか低いかの比較選択で兼業を含め意思決定しているといえる。

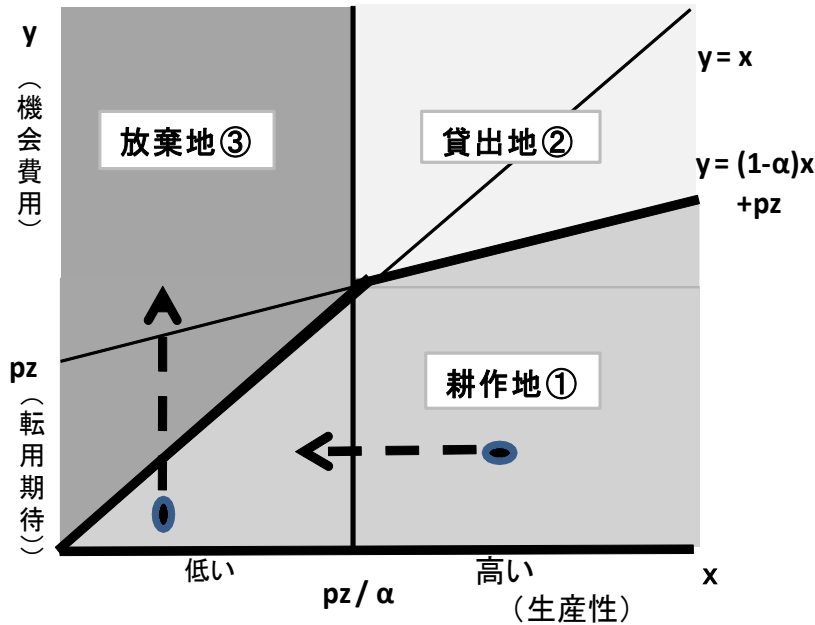
また、転用期待収益であるが、農地を持っていればその農地が宅地や工場に転用されれば売却益が期待できるので、所有し続ける。転用期待が上昇すれば、転用機会を逸しないよう貸し出さず、また耕作する以上に収益が期待できるので放棄が増える。大橋・齋藤（2009）は、この期待収益上昇で耕作放棄が増えるとの結果を得ている。

一方、生産性が高ければ農業を行い、規模の利益を得るためには借入農地を増やし機械化して規模拡大する。高齢化については、農業は定年がないので兼業農家が定年後退職金を得て小規模の専業農家として継続するケースが多いし、年金生活が始まる65歳以降、田舎に帰り農業を始める新規就農者も一定数存在する。それにより農業者の高齢化が進んでいるともいえる。この一連の過程で放棄が増えているのではない。高齢化で放棄が増えるということは、高齢で作業が困難になり最後に耕作を辞めるという「生産性の低下要因の一つ」としてあるということではないか。

以上から、耕作放棄のインセンティブは、①生産性②機会費用③転用期待④年齢が考えられ組合せの相対的な判断となる（図5）。

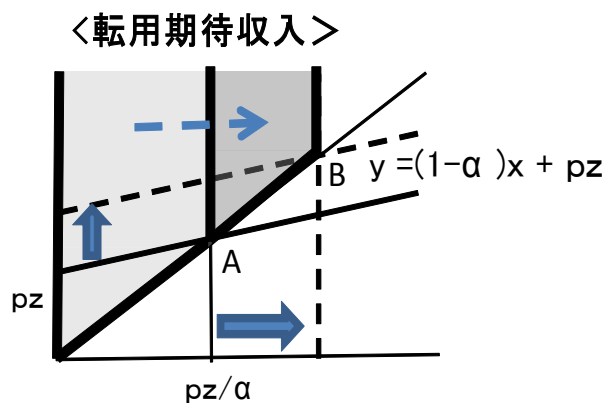
4.2.3 個別農家の耕作放棄選択モデル

上記の3つのパターンの選択条件で図示された領域を合成し、耕作放棄選択モデルを導く。図9で示された中で、耕作放棄地拡大がどのような要因の下の変化によって起こるのかを明らかにする。生産性については、x軸の生産性が図中の矢印のように低下すると放棄地③は増加する。機会費用は、y軸の機会費用が図中矢印のように上昇すると放棄地③は増加する。



(図9 個別農家の耕作放棄選択モデル)

転用期待収益については、図10中において、 $y = (1-\alpha)x + pz$ の直線の切片である期待収益 pz が上昇すると直線が上昇シフトするとともに、 $x = pz/\alpha$ も増加しその垂直の直線が右方シフトするので、両直線の交点はAからBに移動し放棄地は増加する。ただし、事後的には放棄地の転用面積と増加面積の大きさで減少することもありうる。



(図10 転用期待における放棄地領域)

5. 実証分析

5.1 実証分析の手順

理論モデルに基づいて、放棄地拡大の仮説を設定する。その仮説を説明する非説明変数及び説明変数を選択し、推計モデルにより実証分析を行う。変数のデータを調査し推計モデルで検証し、その有意性をテストする。

5.2 耕作放棄に関するモデル

5.2.1 検証する仮説と推計モデル

耕作放棄地が拡大する仮説を次のように設定する。

国民食料摂取熱量の減少が国内生産量、耕作面積減少となり放棄地が増加する。個別農家の耕作放棄は、低生産性、機会費用・転用期待収益の上昇により増加する。農家の高齢化については、高齢化で新規参入の農業者がいること、できるだけ農業を続けたいという農業者が多く、高齢化で放棄が増えるとは予想しにくい。「65歳以上の農業高齢者が増えると放棄が増える」と仮定して推計し結果を考察する。また、高齢化した農業者は最後には農作業が困難になり、「生産性の低下で放棄する」という仮説を加える。

推計式

$$\ln Ab = \alpha + \beta_1 \ln Ca + \beta_2 \ln Pr + \beta_3 \ln Op \\ + \beta_4 \ln Ex + \beta_5 \ln Age + \varepsilon$$

5.2.2 被説明変数及び説明変数

非説明変数 Ab は耕作放棄地面積で表し、 $\text{放棄地面積} / (\text{経営耕地面積} + \text{放棄地面積})$ で算出する。放棄地と経営耕地は、ともに販売農家、自給農家、土地持ち非農家の合計である。データは農林センサス 1995・2000・2005 の3期分を用いた。

説明変数 Ca は摂取熱量、 Pr は生産性、 Op は機会費用、 Ex は転用期待収益⁹、 Age は農業者年齢を表す。ここで摂取熱量は国民1日当たり摂取熱量であり、国民1人1日当たり摂取熱量×国民人口で計算した。国民1人1日当たり摂取熱量は厚生労働省『国民健康・栄養調査』を、国民人口は総務省『人口推計』を用いた。生産性とは、投入量と産出量の比率をいう。投入量に対して産出量の割合が大きいほど生産性が高いことになる。投入量としては、労働、土地、資本、原料、燃料、機械設備等の生産諸要素があげら

⁹大橋・齋藤(2009)の計算式を用いた。農地の転用確率は事後的に転用された農地の割合と等しくなるとし、また評価総地積によったのは、非農家所有の農地や耕作放棄地の分析対象とするため、そのデータが得られない農林センサスの農地面積は用いなかった。これらも大橋・齋藤の考え方によっている。

れる。農業の生産性は本来農業労働の生産性にほかならないが、農業生産においては土地が最も基本的な生産手段であり、土地の農業に占める位置と役割が大きいため、単位面積当たりの生産額をもって土地生産性ということが多い¹⁰。よって、代表的な労働生産性と土地生産性を適用する。労働生産性とは、純生産額／基幹農業従業者数で算出する。ここでの純生産額は、農業粗生産額から中間投入財を差引いたものである。農業粗生産額とは、農水省の定義では個々の農業生産物の生産数量に実際の価格を乗じた金額を合計したものから、農業生産に再び消費される種子、餌料部分を控除したものである。中間投入財とは、種苗、苗木、蚕種、動物、肥料、飼料、農業薬剤、諸材料、光熱動力である。中間投入財費用は、農水省『農業経営統計調査』を用いた。また、基幹的農業従事者とは自営農業に主として従事した世帯員（農業就業人口）のうち、ふだんの主な状態が「主に仕事（農業）」である者をいい、農林センサスを用いた。土地生産性は純生産額／経営耕地面積で算出する。経営耕地面積は、販売農家の面積である。機会費用は労働者現金給与総額とし、現金給与総額は全産業の常用労働者5人以上の事業所における1人当たり税込現金給与額で、残業・休日手当・賞与を含む。厚生労働省「毎月勤労統計年報」を用いた。転用期待収益¹¹は、期待利潤×転用割合＝転用期待収益で算出した。期待利潤は（転用目的売却価格－耕作目的売却価格）で表し、転用割合は農地転用面積／評価総地積として算出した。転用目的及び耕作目的価格は全国農業会議所『田畑売買価格等に関する調査結果』を用いた。農地転用面積は農林水産省『農地の移動と転用』を、評価総地積は総務省『固定資産の価格等の概要調書』を用いた。農業者年齢は65歳以上総農家人数／総農家人数であり65歳以上の農業者割合を示す。年齢の高齢化を示す変数の代理とし、データは農林センサスを用いた。

説明変数と予測符号の関係は表3に整理して示す。

¹⁰（財）日本生産性本部のHPでの定義。

¹¹大橋・齋藤（2009）の計算式を用いた。農地の転用確率は事後的に転用された農地の割合と等しくなるとし、また評価総地積によったのは、非農家所有の農地や耕作放棄地を分析対象とするため、そのデータが得られない農林センサスの農地面積は用いなかった。これらも大橋・齋藤の考え方によっている。

表3 説明変数と予測符号の説明

変数	変数	予想符号	符号の説明
被説明変数 ln Ab	ln(耕作放棄地面積)		耕作放棄地面積の対数を被説明変数とする。
説明変数 ln Ca	ln(摂取熱量)	－	国民の消費する摂取熱量が減少すると、供給サイドの生産量も減少し耕作地面積の減少・放棄地増となる。予想される符号は負である。
説明変数 ln Pr	ln(生産性)	－	生産性が低下すれば、耕作地は減少し放棄地は増加するので、予想される符号は負の関係である。
説明変数 ln Op	ln(機会費用)	＋	機会費用である会社給料が上昇すると就業し耕作を減らすので、放棄地が増える。予想される符号は正の関係である。
説明変数 ln Ex	ln(転用期待収益)	±	転用期待収益が上昇すると、放棄が増えるので正の関係である。ただし、事後的な転用面積と増加面積の関係で負になることもある。
説明変数 ln Age	ln(農業者年齢)	＋	65歳以上になれば、農業を定年として辞め放棄地が増えるので、正の関係である。

基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
ln 放棄地	141	8.588	0.759	6.485	9.985
ln 国民摂取量	141	19.333	0.023	19.310	19.365
ln 労働生産性	141	-3.662	0.320	-4.515	-2.736
ln 機会費用	141	-3.807	0.472	-5.423	-2.946
ln 転用期待	141	8.287	0.119	8.004	8.726
ln 年齢	141	6.593	1.166	4.033	10.448
定数項	141	-1.117	0.171	-1.545	-0.768

5.2.3 推計結果と考察

分析データは、農林センサスの都道府県データ 1995・2000・2005 に合わせ、3 期分のパネルデータ分析とする。推計方法は、固定効果モデルにより推計を行った。推計式は、生産性について労働生産性、土地生産性に分けて推計した。

① 労働生産性

	OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(放棄地)				
ln(国民摂取量)	1.601	4.760	-8.247 ***	1.860
ln(労働生産性)	0.350	0.206	-0.152 **	0.068
ln(機会費用)	-0.690	0.860	0.317	0.242
ln(転用期待)	-0.201 **	0.079	-0.115 **	0.060
ln(年齢)	1.257 **	0.620	-0.073	0.275
定数項	-12.630 ***	89.019	165.519 ***	34.995
修正済み決定係数	0.222		0.873	
サンプル数	141		141	

② 土地生産性

	OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(放棄地)				
ln(国民摂取量)	-3.302	5.032	-8.380 ***	1.818
ln(土地生産性)	0.340 **	0.157	-0.179 **	0.073
ln(機会費用)	-0.132	0.878	0.287	0.241
ln(転用期待)	-0.307 ***	0.087	-0.131 **	0.060
ln(年齢)	0.421	0.620	-0.118	0.270
定数項	77.321	94.229	168.273 ***	34.140
修正済み決定係数	0.232		0.874	
サンプル数	141		141	

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

<結果の考察>

推計結果として、国民摂取熱量は①、②とも符号が負で1%の有意水準で統計的に確認された。また、労働生産性・土地生産性は予想通り符号は負であり、それぞれ5%の有意水準で確認できた。機会費用は統計的には有意性を確認できなかったが、モデルの予想の通り正の関係であった。転用期待収益は、5%の有意水準で確認できたが符号は負であった。予測では正負の両方の符号がありうるとしているが、負の符号は事後的な転用面積と増加面積の関係で転用価格が下落すると放棄地は減少するが、その減少面積よりも転用面積の減少が小さければ放棄地は差引で増加する結果を反映したものと考えられる。農家の高齢化については、仮説でできるだけ農業を続けたいという農業者が多く、高齢化で放棄が増えるとは予想しにくく、「65歳以上の農業高齢者が増えると放棄が増える」と正の符号を予測し推計したが、結果は有意ではなく、符号は負であった。この結果から、農業者の高齢化により放棄が増えるとは統計的に言えない。

5.3 全要素生産性分析

5.3.1 推計モデル

生産性については、代表的な労働生産性と土地生産性を用いて推計し結果を得たが、機会費用と年齢で有意ではなかった。特に年齢については、「年齢の高齢化により生産性が低下する」との仮説を加えているので、それを踏まえて、さらに生産性について全要素生産性分析を行う。

$$\ln Y = \alpha + \beta \ln T + \gamma \ln L + \delta \ln \text{Age} + \varepsilon$$

5.3.2 被説明変数及び説明変数

被説明変数Yは農業生産額で農業粗生産額とする。説明変数Tは経営耕地面積、Lは農業基幹従事者数、Ageは農業者年齢を表す。

説明変数として、機械装備である農業機械数もあげられるが、農業機械は小型大型の区別を農林センサスのデータで把握できるものの、新旧の性能については混在しており、有効な変数となり得ていないので除外した。

説明変数の予測する符号は、経営耕地面積、農業基幹従事者数は正の関係であり、農業者年齢は65歳以上の割合が高まると生産性が低下すると予測するので負の関係である。

基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
ln 農業生産額	141	7.358	0.717	5.659	9.319
ln 経営耕地面積	141	10.815	0.855	8.562	13.838
ln 基幹農業従事者数	141	10.670	0.616	9.175	11.874
ln 年齢	141	-1.117	0.171	-1.545	-0.768

5.3.3 推計結果と考察

推計方法は、最小二乗法にて推計した。

OLS		
ln生産額	係数	標準偏差
ln(経営耕地面積)	0.312 ***	0.032
ln(基幹農業従事者数)	0.741 ***	0.041
ln(年齢)	-0.229 **	0.101
定数項	-4.174 ***	0.284
修正済み決定係数	0.935	
サンプル数	141	

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

説明変数の経営耕地面積と基幹農業従事者数は共に1%の水準で統計的に有意であった。年齢は5%の水準で統計的に有意であった。得られた推計値から全要素生産性を計算し、耕作放棄の推定式における生産性変数に得られた全要素生産性を用いて固定効果モデルで推計する。

$$\text{生産性} = \exp(\hat{\varepsilon})$$

ln(放棄地)	OLS		固定効果	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
ln(国民摂取量)	0.721	4.777	-8.368 ***	1.842
ln(生産性)	-0.137	0.299	-0.278 **	0.124
ln(機会費用)	-0.634	0.873	0.297	0.242
ln(転用期待)	-0.216 ***	0.079	-0.088	0.060
ln(年齢)	0.902	0.589	0.036	0.289
定数項	2.471 ***	89.411	168.805 ***	34.505
修正済み決定係数	0.207		0.873	
サンプル数	141		141	

(注)***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す

<結果の考察>

①食料の需要動向は、国民消費量の指標である国民1人当たり摂取熱量が減少傾向にあり、国民の少子高齢化等が国民の胃袋を小さくしていると考えられ、その結果、国内農産物生産量の減少となり耕作面積を減少させ、放棄地拡大につながっていると思われる。この国内生産量が減少している要因として考えられるのは、穀物として国内で生産する米は土地利用型であり、そのウェートが高いことから米の生産量の減少は一定の減反面積を含め、耕地面積の減少に連動していると考えられる。

②生産性については、生産性の低下が放棄地拡大を招いている結果となった。代表的な労働生産性、土地生産性を用い、さらに全要素生産性を用い推計結果の頑健性を確認している。

③農家の高齢化については、農家の60%を占める65歳以上の農業者の多くは小規模農業者であり、できる限り歳をとっても農業をやっていたいという人たちである。推計

結果は、農業者の65歳以上の割合が増えると放棄地が増加するとの統計的な確認は得られなかった。その意味するところは、農業には定年がなく、また定年退職後農業を行う新規参入もあり増加する中で農作業をできなくなるまでやるということであり、高齢化が放棄を招くということではないと解釈できる。

また、高齢者が最後に耕作を辞め放棄するのは、農作業が困難になり生産性が低下するからであるという解釈が生産性分析からいえる。

④機会費用については、3つの推計結果から言えることは、有意ではないがモデルで予想した正の符号であるということである。統計的に有意性が確認できなかったのは、他産業の給与が農業の生産性から得られる収入を上回るからといって、モデルのように耕作をやめ就業するという合理的な行動を多くの人が取るとは考えにくいということである。

⑤転用期待収益については、全要素生産性では有意性が確認できなかったものの、労働生産性、土地生産性による推計式での結果では有意性が確認できた。共に負の符号であり、これはモデルで予測した正の関係ではなく、事後的な放棄地の転用面積と増加面積の大小によるものであると思われる。すなわち、転用期待価格が上昇し放棄地が増加するが、その増加分以上に既存の放棄地を含めて転用されると、残存する放棄地面積は減少する。逆に、転用価格が下落すると放棄地は減少するが、その減少面積よりも転用面積の減少が小さければ放棄地は差引で増加する結果となる。

これは、過去の放棄地問題を考える場合に示唆を与えてくれる。バブルのはじける1990年ころまでは、耕作放棄地は社会的に問題とならなかった。地方においても、住宅団地や工業団地、道路用地の需要があり、優良農地を避け、安く買い上げられる傾斜面の農業における条件不利地も含め、その開発対象用地となったのである。増えると思われた耕作放棄地は政府によって買い上げられ転用され、少なからず放棄地は顕在化しなかったのではなかいと思われる。バブルの崩壊以降、住宅・工場団地や道路建設の転用需要は減少し転用価格は下落、転用面積の減少で事後的には放棄地が拡大することとなったと考える。

6. 政策提言

耕作放棄は、国民の高齢化等による食料消費量の減少により食料生産量も縮小調整される過程で低生産性の農家や農地から放棄され、拡大しているといえる。

今後、政府は放棄地そのものに焦点を当てるのではなく、その原因となっている「生産性」の阻害要因である規制の緩和・撤廃を一層進めるべきである。そこでの重要な取り組みは、株式会社による農業への参入を促進する施策の実施である。

以下、主な施策を掲げる。

①農地法の改正による株式会社の参入促進

具体的には、株式会社の農地所有、農地賃借の自由化、農業生産法人への出資割合

引き上げ等を実施する。

②固定資産税、相続税の優遇措置是正

農地には税制の恩恵があるが、相続税についていえば、農地が低率適用なので所有農地を子供に相続させるため所有権を手放さない。よって、相続税の課税ベースのうち生前の農地の売却額に対して農地への低い相続税率を適用すれば所有権を手放すインセンティブが働くと思われる¹²。

株式会社の参入を進める規制緩和は、農地の需要を増加させることであり、土地の所有と経営の分離を進めることである。これは農家の後継者が農地を利用する生産性の高い株式会社に雇用され、農業を行うことが可能となる道筋でもある。土地持ち非農家で耕作を放棄している農地が少なからず存在するが、規制緩和で株式会社が利用することも充分可能だろう。

政府が以上の政策を早急に行う時、放棄地の拡大に歯止めがかかるのではないかと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたっては、北野助教授（主査）、福井教授（副査）、梶原教授（副査）、丸山助教授（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、安藤准教授からも貴重なご意見をいただきました。また、学生の皆様にも気さくに相談に応じていただきました。ここに記して感謝の意を表します。

最後に、政策研究大学院大学で一年間研究する願いを受け入れてもらい、研究生活に専念できたのは、支えてくれた妻、母のお陰であり改めて深く感謝の意を表します。

¹² 八田・高田（2010）33項

主なデータの出典

データ	出典
国民人口	総務省「人口推計」
評価総地積	総務省「固定資産の価格等の概要調書」
国内生産量	農林水産省「食料需給表」
経営耕地面積	農林水産省「農林センサス」
放棄地面積	農林水産省「農林センサス」
基幹的農業従事者	農林水産省「農林センサス」
65歳以上農業者割合	農林水産省「農林センサス」
農業粗生産額	農林水産省「生産農業所得統計」
農業生産中間投入財費用	農林水産省「農業経営統計調査」
農地転用面積	農林水産省「土地管理情報収集分析調査 [農地の移動と転用]」
国民1人1日当り摂取熱量	厚生労働省「国民健康・栄養調査」
労働者現金給与総額	厚生労働省「毎月勤労統計年報」
転用目的農地売却価格	全国農業会議所「田畑売買価格等に関する調査結果」
耕作目的農地売却価格	全国農業会議所「田畑売買価格等に関する調査結果」

参考文献

- ・ 浅川芳裕（2010）『日本は世界5位の農業大国』講談社
- ・ 稲葉弘道（2006）「耕作面積と耕作放棄地の変化の要因分析」千葉大学経済研究第20巻第4号
- ・ 内田多喜生(2007)「農地の所有構造の変化と土地持ち非農家の動向」農林金融2007・10
- ・ 荏開津典生（2008）『農業経済学』岩波書店
- ・ 大泉一貫（2009）『日本の農業は成長産業に変えられるか』洋泉社新書
- ・ 大橋弘・斎藤経史（2009）「農地の転用機会が稲作の経営規模及び生産性に与える影響:日本ではなぜ零細農家が滞留し続けるのか」東京大学大学院経済学研究科付属日本経済国際共同研究センター Discussion Paper J series(in Japanese):[210]
- ・ 奥野正寛・本間正義編（1998）『農業問題の経済分析』日本経済新聞社
- ・ 川島博之（2010）『食料自給率の罨』朝日新聞出版
- ・ 鈴木宣弘・木下順子（2010）『新しい農業政策の方向性』全国農業会議所
- ・ 生源寺真一（2008）『農業再建』岩波新書
- ・ 神門善久（2009）『偽装農家』飛鳥新社
- ・ 高田明典（2006）『千葉県長南町における耕作放棄地の拡大とその背景』地球環境研究,Vol.8

- ・ 八田達夫・高田眞（2010）『日本の農林水産業』日本経済新聞出版社
- ・ 八木洋憲・山下裕作・大呂興平・植山秀紀(2004)「中山間地域における圃場単位の期待所得土地分級－耕作放棄による外部不経済の影響を考慮して－」農村計画学会誌 Vol.23,No.2
- ・ 八木洋憲・八木宏典（2006）「農地の生産性の把握方法論の展開－土地分級論を中心として－」農村計画学会誌Vol.25,No.2
- ・ 山下一仁（2010）『農業ビッグバンの経済学』日本経済新聞出版社

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－

<要旨>

2003年、不動産競売市場における占有問題の原因となっていた「短期賃借権保護制度」が廃止され、新たに「明渡猶予制度」が創設された。本論文では、制度改正後の不動産競売市場における占有者が落札価額等に与える影響について、東京都、神奈川県及び埼玉県において2010年9月9日から2010年12月28日までの間に行われた実際の競売データを用いて、ヘドニック・アプローチによる分析を行った。分析の結果、法的に保護された第三者による占有は、所有者が占有している場合と比べ、落札価額を8%下落させており、また、法的保護が強いほど落札価額の下落率は大きいことが確認された。さらに、第三者による占有は、入札件数を減少させ、市場参加者の大半を占める法人が落札する確率に対してマイナスの影響を与えることも確認された。以上を踏まえ、不動産競売における占有者に対する保護制度のあり方について政策的な提言を行った。

2011年2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10060 丸岡 浩二

<目次>

第1章	はじめに	1
第2章	不動産競売制度の概要	2
第1節	不動産競売とは	2
第2節	不動産競売と任意売却	6
第3節	不動産競売に関する法改正の概要	6
第3章	第三者占有が不動産競売市場に与える影響に関する分析	9
第1節	問題の背景と検証する仮説	9
第2節	第三者占有が落札価額に与える影響に関する実証分析	10
第1項	データ	10
第2項	モデル	11
第3項	推定結果	13
第3節	第三者占有と落札者の属性に関する実証分析	15
第1項	データ	15
第2項	モデル	16
第3項	推定結果	16
第4章	まとめと今後の課題	17
第1節	まとめ	17
第2節	今後の課題	18

第1章 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は異なり、物件の購入に際し、買主が売主から協力を得ることは難しい。また、売主は買主に対して瑕疵担保責任を負わないうえ、買受希望者の物件への事前立ち入り調査が原則として認められておらず、さらに、占有者が居座っている場合には、直ちに物件の明渡しを受けることができず、場合によっては高額な立ち退き料を支払わざるを得ないこともあるなど、通常の不動産取引にはないリスクを伴う。そのため、不動産競売市場は不良債権等を専門に取扱うプロ向けの卸売市場という色彩が強い。

一般消費者が不動産競売市場に参入しづらい最大の原因が占有者の存在である。これまで、不動産競売市場で最大の問題とされていたのは短期貸借権の存在であった。2003年の民法改正により「短期貸借権保護制度」は廃止され、競売不動産の買受人が裁判所に対して代金を納付することにより、短期貸借権に基づく占有権限は失われることとなり、その代わり、買受人による代金納付後、6か月間は明渡しを猶予する「明渡猶予制度」が創設された。本稿は、明渡猶予制度等の法的保護に基づく占有が不動産競売市場に与える影響について、2010年9月から12月の競売データを用いて、実証分析に基づく評価を行う。

不動産競売市場における占有問題に関する先行研究としては次のようなものがある。

井出（2000）は、短期貸借権保護制度が廃止される前の大阪地方裁判所によって実施された不動産競売のマイクロデータを用いて、明渡しにかかわる権利関係がどの程度物件の価格に影響を与えているか検証している。その結果、短期貸借権等によって法的に保護された第三者による占有は、所有者（兼債務者）等が占有している場合と比べ、占有面積単位当たりの売却価格を12.2%低下させることを確認している。

また、岩田・田口・井出（2008）は、同データを用いて短期貸借権の存在が最低売却価額の下落を通じて落札価額を直接下落させるとともに、最低売却価額の下落による入札者数の減少を通じて落札価額を押し下げることを確認している。

才田（2003）は、首都圏の不動産競売情報をデータベース化し、競売で落札された土地の価格をヘドニック関数により導出することで、バブル崩壊後の競売市場における地価動向を探っている¹。

所有者・債務者以外の第三者による占有が落札価額に与える影響について実証した研究は井出らが用いた大阪のデータに限られており、首都圏のデータを用いて占有の影響を分析した研究が存在せず、また、上記の研究はいずれも制度改正前のデータを用いて分析を行ったものであり、制度改正後のデータを用いてその効果を実証した研究は存在しない。

本稿においては、関連研究を参考にしつつ、不動産競売制度において大きな転換点となった短期貸借権廃止と短期貸借権に代わって創設された明渡猶予制度が不動産競売市場に

¹ 才田（2003）は、第三者占有の落札価額への影響についても分析を試みているが、占有権限に関する情報の不足もあり、井出（2000）の結果とは異なり有意にならなかったとしている。

与える影響を中心に、制度改正後のデータを用いた分析を行う。

本稿は、全四章から構成されている。

第二章では、不動産競売制度の概要及び制度の変遷について整理を行う。第三章では、不動産競売取引データを用いた実証分析を行うことにより、第三者占有が落札価額に及ぼす影響について明らかにする。第四章では、既往研究の調査や制度変遷の整理、そして不動産競売取引データを用いた定量分析によって得られた知見に基づき、不動産競売における占有者に対する保護制度のあり方について政策的な提言を行うとともに、今後の課題について整理する。

第2章 不動産競売制度の概要

本章では、不動産競売制度の内容及び変遷について整理を行う。第一節では、不動産競売制度の概要を整理し、第二節では、一般の不動産流通市場での任意売却と不動産競売市場での売却の違いについて整理を行う。第三節では、不動産競売に関する主な法改正の内容について整理を行う。

第1節 不動産競売とは

不動産競売とは、裁判所が一定期間、入札を受付け、別に定めた期日に開札して最高の価格を提示した入札者（最高価買受申出人）に、その価格での物件の所有権移転を認めるという制度である。通常、債権者による不動産競売執行の申立てに基づく裁判所による差押えが行われ、同時に執行官及び裁判所から選任された不動産鑑定士によって、不動産の現況調査・評価が行われ、「現況調査報告書」、「評価書」が作成される。現況調査報告書とは不動産の地目、占有者の氏名や権限の有無等について記したものであり、評価書は不動産の評価額や周囲の環境、不動産図面等を記載したものである。裁判所は現況調査報告書及び評価書をもとに買受人が引継ぐ賃借権等の有無について判断することになるが²、これらの書類はあくまで参考資料に過ぎず、裁判所が最終的な責任を負うものではない。また、入札に際しては売却基準価額の10分の8以上の価格で入札を行う必要があり、入札に参加するためには、事前に売却基準価額の20%を入札保証金として裁判所に納めなければならない。入札期間が終わるとあらかじめ決められていた開札期日に開札が行われ、最高価買受申出人が落札する。裁判所は最高価買受申出人が適格であるかを判断したうえで売却を許可し、代金納付後、所有権の移転が行われる（競売手続の流れについて、図1参照）。

² 現況調査報告書及び評価書に基づき、裁判所書記官が、競売後に買受人が負担することとなる権利などを記載した「物件明細書」を作成する。これらの資料を合わせて「3点セット」といい、一冊の資料として裁判所に備え置かれる。

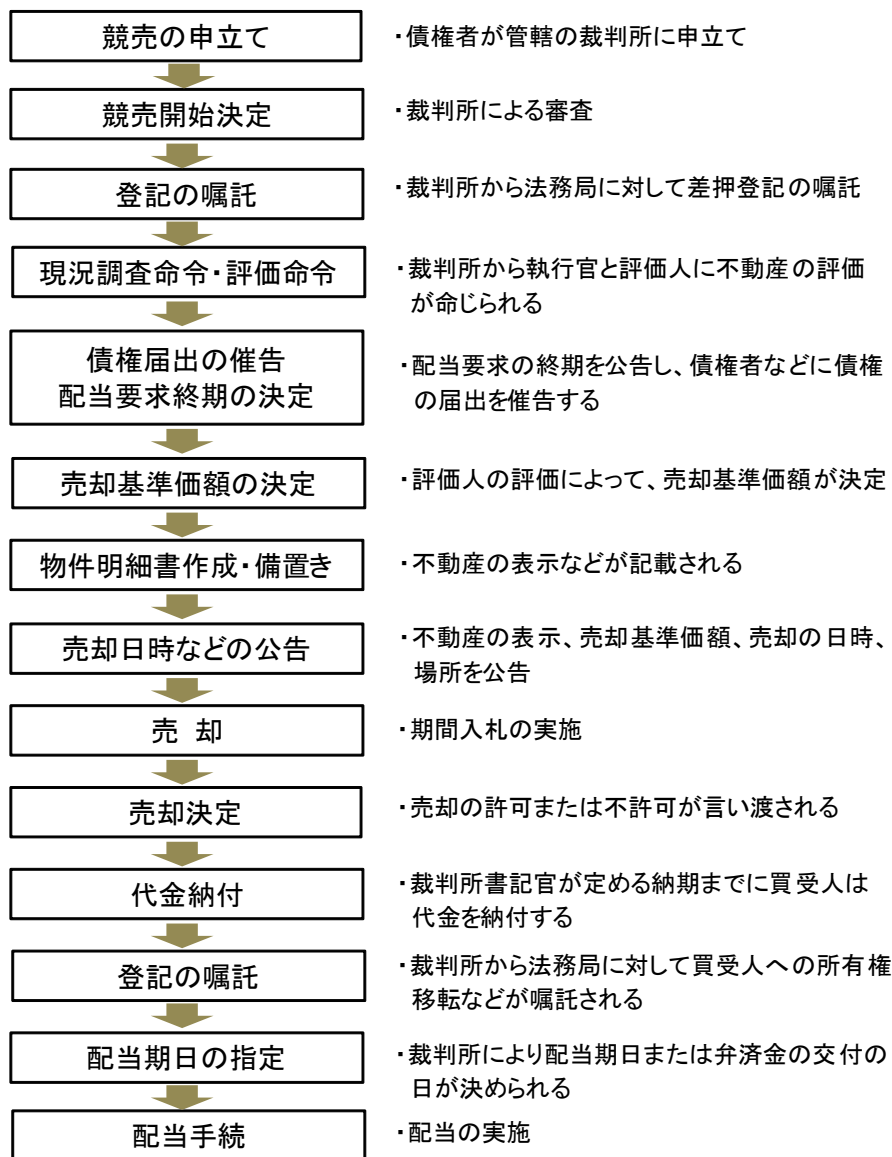


図 1 競売手続の流れ

不動産の引渡しに際して、不動産を占有している者がいる場合が少なくない。この場合、占有者が自主的に退去してくれればよいが、そうでない場合には交渉により立ち退き料を支払うなどして明渡しを要求することになる。占有が不法に行われていて交渉にも応じないような場合は、裁判所の引渡命令に基づいて債務名義を取得し、強制執行により排除することになる。ただし、強制執行等の費用はあくまでも買受人の責任と費用に基づいて行われることになっており、また、物件明細書の段階で占有権限がないと判断される場合でも、引渡訴訟の段階で、占有者が新たな資料等を提出し、理由があると判断される場合には、引渡命令自体が発令されない危険性も存在する。したがって、占有者を排除するためには大きなコストと不確実性が伴うのである。

不動産競売制度をめぐっては、2003年に廃止された民法395条の短期賃借権に対する批判が強かった。短期賃借権とは、建物については3年以内の契約期間ならば、抵当権よりも後に設定された本来優先順位の低い賃借権であったとしても、抵当権の実行後、競売物件の買受人に対してそのまま存続期間中の賃借権の継続を主張できるという権利であった。本来の対抗原則に反するこのような保護を導入した民法制定時の立法趣旨は、賃借人にとって抵当権に基づく不測の競売実施によって突然建物利用が不可能となるならば、このような建物を借りることが躊躇されるようになりかねないため、不動産の有効利用を促進しようとしたとされている。

しかし、実際には、いわゆる占有屋や暴力団により制度が悪用され、本来債権者に帰属すべき利益が債務者や第三者に移転し、このことが入札価格の低迷を招いていると指摘されている。短期賃借権の悪用の手口としては、債務不履行に陥った債務者が、故意に第三者と共謀して架空の高額の保証金を受け取った形で賃借権を設定し、高額な立ち退き料を買受人に要求すること、落札不調を繰り返させることによって抵当権者に競売実施を諦めさせるとともに任意売却に応じさせ、仲間内で安く物件を買い取ったうえで、民間市場を通じて市場価格で転売し巨額の利益を得ること、などがある³。このような執行妨害を含む短期賃借権の濫用は、不動産競売の落札率を低下させ、金融機関の不良債権問題の早期解決を阻害する要因とされた。これらの問題を背景に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短期賃借権の廃止が議論され、その結果、執行妨害による社会的デメリットの他に、短期賃借権の有効性が賃借権設定時期と差押え時期に大きく左右される非合理性についても批判が寄せられ、2003年に短期賃借権は廃止された。

一方で、短期賃借権が廃止され、落札と同時に直ちに賃借人の占有を解くこととすると、賃借人は不測の明渡しに応じなければならず、転居先が決まらないまま立ち退きを余議なくされる可能性が生じる。このため改正民法395条第1項では、競売手続の開始前から賃貸借により抵当権の目的である建物の使用または収益をする者は、その建物の競売における買受人の買受けの時から6か月を経過するまでは、建物を買受人に引渡すことを要しないとする、いわゆる「明渡猶予制度」が創設された（図2参照）。

³ 福井（2007）108～109項

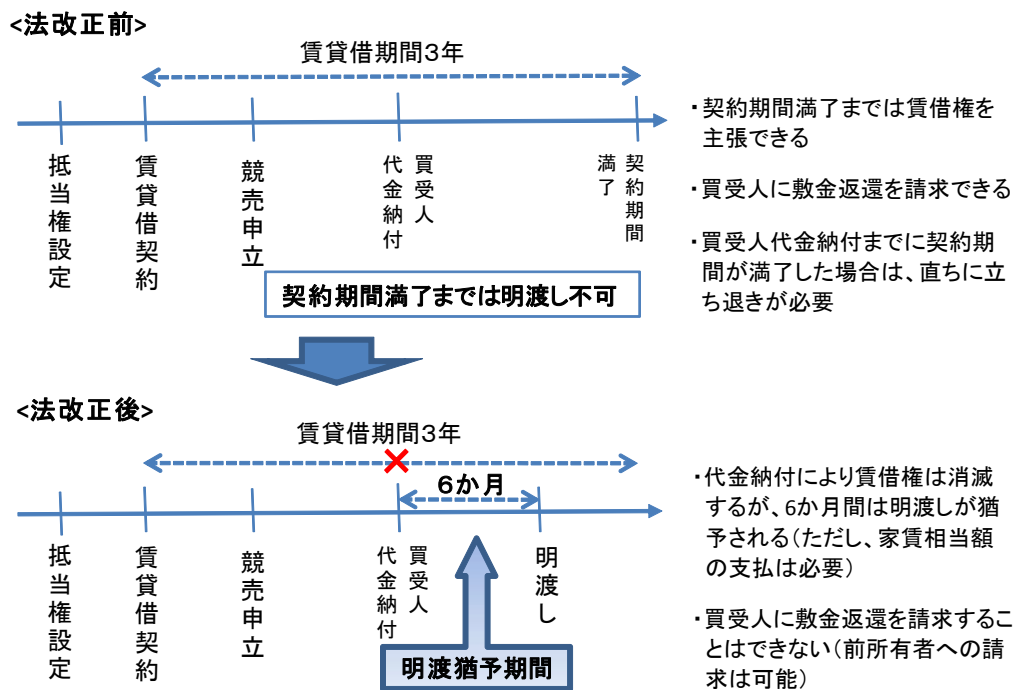


図 2 短期賃借権と明渡し猶予制度

裁判所の決定する最低売却価額に対しても、評価人の査定が高すぎる、あるいは賃借権や不法占有者のコストを十分に反映していない、地域ごとで評価の基準が違う等の批判がなされた。実際、競売物件の評価をめぐることは、権利関係の複雑さ、事故（自殺等）や土壌汚染の有無、撤去困難な建築物等がある場合に、どのように減額評価するのかについて統一的な基準がなく、地域によってかなりのばらつきがあると指摘されている。また、最低売却価額が高すぎることにより競売入札が十分に進んでいない可能性も指摘される。

最低売却価額は、2004年の民事執行法改正により、名称が売却基準価額へと変更された。売却基準価額は、基礎となる価格から市場性修正・競売市場修正を行って求めた卸値水準の価格である。売却基準価額は物件価格として公告されるほか、民事執行法 66 条の買受の申出の保証額（原則として売却基準価額の 10 分の 2）の計算、配当の際の債権者等への案分計算、各不動産に執行費用を負担させる際の案分計算に使用され、買受可能価額の算出根拠となる。買受可能価額は、売却基準価額からさらに 20% 下回る価額である。卸値の最低の額にも一定の幅が認められることを理由として、売却をより確実にするために定められた政策的な価格である。すなわち買受可能価額は売却基準価額の 10 分の 8 であり、例えば、売却基準価額が 1000 万円の場合は 800 万円以上で買受けが可能となる。買受可能価額は、超過売却の判定基準、無剰余及び無剰余取消しの判定基準、次順位買受の申出の額の基準、買受けの申出をした差押債権者のための保全処分の申出の際の申出額の基準として使用される。

第2節 不動産競売と任意売却

不動産競売市場での売却価格は一般の不動産流通市場での売却価格と比べ、20%から30%程度低いとされる⁴。そのため、所有者にとって、不動産競売ではなく一般の不動産市場で売却した方が高い価格で売却できるため有利である。しかし、抵当権が登記された状態で不動産を売却することはできないため、売却するには抵当権者の同意を得て抵当権を解除することが必要である。抵当権者は、債務不履行を起こした債務者の返済能力に基づく弁済は期待できない以上、担保不動産を売却することにより債権を回収する必要があるが、競売を申立てるよりも一般の不動産市場で売却させたほうが回収額を高めることができるため、債務者が任意売却に応じる場合には抵当権を解除するのが一般的であり、むしろ金融機関側から債務者に対して積極的に任意売却を働きかけることが多い。債務者にとっても、一般の不動産流通市場で売却したほうが、売却代金が残債務に満たず手元に売却代金が残らない場合でも、売却後の債務を圧縮することができるため、任意売却に応じるケースは少なくない。

それにも関わらず、任意売却を行わずに競売にいたる理由は実に様々である。例えば、破産免責手続等によって債務が消滅しており担保不動産を処分した後の債務者の返済意欲が極めて乏しい場合や、債務者が任意売却に同意しているものの後順位の抵当権者の同意が得られない場合が考えられる。

このような場合、債務者に不動産を高く売却しようとするインセンティブが働かず、むしろ占有屋を招き入れることに手を貸すことで、占有屋の不当利益の分け前からの分配を得ようとしたり、いずれ出て行かざるを得ないことを承知のうえで可能な限り長く競売不動産に居座ろうとするインセンティブが働く。このような事情もあって、通常不動産取引のように売主（所有者）が買主に対して協力することは期待できず、このことが、競売物件の売却価格を低下させる一因となっているといえよう。

第3節 不動産競売に関する法改正の概要

不動産競売制度に関する主な法改正の内容は、以下のとおりである⁵。

(1) 民事執行法制定（昭和54年3月30日施行／昭和55年10月1日施行）

民事訴訟法第六編と競売法を統合し、強制執行の手続と担保権実行の手続の双方について、全面的な改正を行った。主な改正点は以下のとおりである。

① 執行手続の迅速化

- ・不服申立て（執行抗告）ができる場合を限定し抗告の乱発による手続の遅延を防止した。
- ・執行停止文書を提出した場合に手続が停止する期間を制限し、執行停止によって手続が

⁴ 井手（2000）は、権利関係が弱いと考えられる所有者等が占有する場合は約20%、法的保護のない第三者が占有する場合は28%、短期賃貸借権利など法的保護のある第三者が占有する場合、価格は31%下落すると指摘している。

⁵ 不動産競売に関する法改正の内容のみを記載

遅滞することを防止した。

② 債権者による権利行使の実効性の確保

- ・ 配当要求をすることができる者を限定し、虚偽の債権による配当要求を排除した。
- ・ 売却のための保全処分制度を新設し、差押債権者が価値減損行為等を執行妨害に対処できるようにした。
- ・ 執行官及び評価人の権限を強化し、現況調査及び評価を充実させることにより、最低売却価額の適正さを確保し、不当な廉価での売却を防止した。
- ・ 売却方法を弾力化するとともに、買受希望者への情報提供を拡充することによって、競売に一般市民が参加しやすいようにした。

③ 買受人の地位の安定強化

- ・ 買受人のための保全処分制度を新設し、買受人が価値減損行為等の執行妨害に対処できるようにした。
- ・ 担保権が不存在であったり、消滅していた場合でも、代金納付後は、買受人が取得した権利は覆らないこととした。

(2)民事保全法制定（平成元年12月22日公布／平成3年1月1日施行）

民事訴訟法第六編第四章と民事執行法第三章を統合し、保全命令と保全執行の両手続について、全面的な改正を行った。

① 仮差押え及び仮処分の命令手続の審理の適正迅速化

- ・ 審理方式をすべて決定手続とするとともに、釈明処分の特例及び参考人等の審尋の規定を設けて、裁判の適正迅速化を図った。

② 利用頻度の高い仮処分の強化

- ・ 処分禁止の仮処分及び占有移転禁止の仮処分について、その執行方法及び効力を明確かつ強力なものにし、これらの仮処分によって裁判の一回性が保障されるようにした。

③ 手続全般の合理化

- ・ 仮処分解放金及び執行停止の裁判の規定を設けるなど、旧法下における解釈の争いを立法的に解決し、また、現状回復の裁判、保全異議事件等の移送等、旧法下において規定がなく不都合であったものについて、規定を新設し、手続全般を合理的なものとした。

(3)民事執行法改正（平成8年6月26日公布／平成8年9月1日施行）

① 売却のための保全処分制度の強化

- ・ 相手方の範囲を債務者・所有者以外の第三者にも拡大し、第三者による執行妨害にも対処できるようにした。
- ・ 直ちに執行官保管とすること（引渡しの断行）ができるようにした。

② 買受人のための保全処分制度の強化

- ・ 相手方の範囲を債務者・所有者以外の第三者にも拡大し、第三者による執行妨害にも対

処できるようにした。

③ 引渡命令制度の整備

- ・相手方の範囲を買受人に対抗できないすべての者に拡大し、債務者・所有者に対抗できる権限を有する者でも、その権限が買受人に対抗できない限り、引渡命令の対象になるようにした。
- ・審尋が必要な場合を限定し、迅速に引渡命令が出せるようにした。

④ 競売開始決定前の保全処分制度の新設

- ・競売開始決定前に行われる執行妨害行為への対処を可能にした。

(4)民事執行法改正（平成10年10月16日公布／平成10年12月16日施行）

執行手続の迅速化のための方策を網羅的に検討し、実施したもの。

① 濫用的な執行抗告の原審却下

- ・手続の不当遅延を目的とした執行抗告を原審で却下できるようにし、手続の遅延を防止した。

② 執行官及び評価人の調査権限の強化

- ・件外物件（地上建物・敷地）及びライフラインに関する資料請求及び調査の権限を付与し、現況調査及び評価の適正・迅速化を図った。

③ 買受けの申出をした差押債権者のための保全処分制度の新設

- ・売却を実施しても買受けの申出がなかった場合に、自己競落を申し出た差押債権者に保管させる方法等による保全処分を設け、売却をしやすくした。

④ 売却の見込みのない場合の措置

- ・売却を3回以上実施させても買受けの申出がなく、更に売却を実施しても売却の見込みがない場合に、手続の停止・取消しができるようにした。

⑤ 住宅ローンを利用する買受人のための移転登記の嘱託方法の整備

- ・買受人等が指定した司法書士等に嘱託書を交付し登記所に提出させる方法によって移転登記の嘱託ができるようにし、買受人への移転登記に引続いて住宅ローンに係る抵当権の設定登記をすることができるようにした。

(5)民法改正（平成15年8月1日公布／平成16年4月1日施行）

短期貸借権保護制度を廃止するとともに明渡猶予制度が創設された。

① 短期貸借権保護制度の廃止

- ・抵当権設定後の抵当不動産の貸借利用を一定限度で保障する短期貸借権保護制度であったが、競売執行妨害に濫用される弊害があったこと、貸借契約の更新時期と競売のための差押登記の期日とが近傍しているかどうかという偶然の事情により、賃借人が賃借を継続できる期間に著しい格差が生じるという問題があったことから廃止した。

② 明渡猶予制度の創設

- ・短期賃借権保護制度が廃止されたことに代わり創設された制度である。賃借人は、建物の競売による代金を競売の買受人が納付した日から 6 か月間は、当該建物の明渡しを拒むことができることとした。

(6)民事執行法改正（平成 16 年 12 月 3 日公布／平成 17 年 4 月 1 日施行）

- ・最低売却価額の名称を「売却基準価額」へ変更し、それを 2 割下回る価額以上ならば競売を成立させることとした。

第 3 章 第三者占有が不動産競売市場に与える影響に関する分析

本章では、不動産競売取引データを用いて、第三者占有が落札価額、売却基準価額及び入札件数へ及ぼす影響について検証を行う。さらに、落札者の属性と第三者占有との関係について検証を行う。まず第一節では、本章の実証分析を通じて検証する仮説を明らかにしたうえで、第三者占有が不動産競売市場へ影響を与えるという問題の背景について考察を行う。続いて第二節では、不動産競売取引データを用いて第一の仮説について実証分析を行う。第三節では、第二の仮説について実証分析を行う。

第 1 節 問題の背景と検証する仮説

本稿では、第三者占有が不動産競売市場へ与える影響に着目し、次の二つの仮説の検証を行う。

第一の仮説は、競売不動産を所有者（兼債務者）が占有している場合と所有者・債務者以外の第三者が占有している場合の価格差の有無の検証である。明渡猶予制度等により、法的な保護を受けた第三者が競売不動産を占有している場合、競売不動産の買受人にとって、占有者を排除するための取引費用は高まる。法的に保護された占有権限を持つ占有者は、買受人に対して高額の立ち退き料を要求してくる可能性が高まるからである。入札者は、占有者排除に係る取引費用を考慮して入札に参加するため、落札後の占有者排除に係る取引費用分だけ落札価額を下落させることが予想される。

第二の仮説は、第三者占有は、市場参加者のうち法人の購入を消極化させることの検証である。競売物件を購入する目的は様々であるが、概ね次の 3 つに分類することができる。第一は、再販売するため、第二は自ら居住するため、第三は賃貸収益を獲得するための投資である。市場参加者の属性は、裁判所が提供する情報から法人と個人とに分類することができるが、このうち個人は自ら居住するため、または賃貸収益の獲得を目的としていることが多いのに対し、法人は再販売を目的としていることが多い。明渡猶予制度等の法的保護に基づく占有が行われている場合、買受人は、占有権限が消滅するまでは、裁判所からの引渡命令を取得することができないため、占有者が立ち退き料等の支払いによる明渡しに応じない場合には、一定期間、物件を使用することが不可能となる。そのため、明渡

しを受けられない期間が長いほど、地価下落局面では不動産価格下落のリスクを抱えることになり、また、取引先の金融機関に対して支払う利息負担が大きくなるため、再販売を目的とした市場参加者にとっては、自ら居住や賃貸収益の獲得を目的とした市場参加者と比べた場合に受ける不利益が大きいと考えられる。

第2節 第三者占有が落札価額に与える影響に関する実証分析

第1項 データ

本研究では、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、次のようにデータベースを構築した。

不動産競売は、裁判所の管轄地域ごとに実施されるが、本研究で用いるデータは、東京地方裁判所、横浜地方裁判所及びさいたま地方裁判所が管轄する地域、すなわち東京都、神奈川県及び埼玉県で実施された競売事件を対象とし、この地域において2010年9月9日から2010年12月28日に開札が行われた不動産競売事件について、裁判所が提供する3点セットに記載された情報を再現した⁶。

この期間に開札が行われた不動産競売事件のうち、種別をマンションに限定して抽出した1190件を分析に利用した。マンションを選択した理由は、土地と建物の一体価格であり、物件が標準化されているため、データ数が限られる中、占有の形態に着目した比較が容易と考えたからである。

1190件のデータについて、物件概要書及び現況調査報告書の記載内容に基づき、占有の形態に応じて、表1のとおり、6種類に分類した。また、基本統計量は表2のとおりである。

表1 占有形態による分類

	占有区分	占有状況	保護期間
1	所有者	所有者（兼債務者）が居住または空家状態で占有	なし
2	明渡猶予対象者	明渡猶予制度の対象となる賃貸借契約に基づく占有	6か月
3	使用貸借	使用貸借による占有	なし
4	長期賃貸借	抵当権設定前に締結された賃貸借契約に基づく占有	無期限
5	短期賃貸借 ⁷	法改正前に締結された賃貸借契約に基づく占有	最長3年 ⁸
6	非正常	債権回収目的の賃貸借契約、無権限者による占有等	なし

⁶ 3点セットは、最高裁判所事務総局『不動産競売情報サイト』(<http://bit.sikkou.jp/>)、不動産競売格付センター『981.jp』(<http://981.jp>)より収集した。

⁷ 法改正前から存続する短期賃貸借契約は、経過措置として従前の制度が適用される。

⁸ サンプルにおける残存する賃貸借期間の平均は約4か月である。

表2 基本統計量

	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
ln落札価額	1190	7.095	0.754	1.914	10.325
ln売却基準価額	1190	6.684	0.696	1.609	9.431
ln入札件数	1190	2.141	0.851	0.000	4.205
ln駅からの距離	1190	6.636	0.816	2.303	9.060
ln建ぺい率	1190	4.172	0.156	3.689	4.382
ln容積率	1190	5.520	0.448	4.382	6.697
ln総戸数	1190	3.911	0.822	1.386	7.641
ln築後経過年数	1190	2.490	0.774	0.531	3.886
ln占有床面積	1190	3.948	0.470	2.279	6.073
ln公示地価	1190	3.260	0.736	0.247	6.064
ln管理費等	1190	9.300	2.233	0.000	11.992
ln滞納金	1190	9.720	5.284	0.000	15.567
明渡猶予対象者ダミー	1190	0.201	0.401	0.000	1.000
使用貸借ダミー	1190	0.041	0.199	0.000	1.000
長期賃貸借ダミー	1190	0.033	0.178	0.000	1.000
短期賃貸借ダミー	1190	0.030	0.171	0.000	1.000
非正常ダミー	1190	0.025	0.157	0.000	1.000
30㎡未満ダミー	1190	0.133	0.339	0.000	1.000
S56以前建築ダミー	1190	0.127	0.333	0.000	1.000
建物形態ダミー	1190	0.100	0.300	0.000	1.000
借地ダミー	1190	0.013	0.112	0.000	1.000
既存不適格ダミー	1190	0.012	0.108	0.000	1.000
事故物件ダミー	1190	0.013	0.115	0.000	1.000
東京地裁ダミー	1190	0.448	0.497	0.000	1.000
横浜地裁ダミー	1190	0.301	0.459	0.000	1.000

第2項 モデル

まず、第一の仮説である占有の形態による価格差の有無について検証するため、次の(a)～(c)のモデルを推計する。

$$(a) \ln P = \alpha_1 + \sum_i \beta_{1i} SD_i + \sum_j \beta_{2j} X_j + \varepsilon_1$$

$$(b) \ln BP = \alpha_2 + \sum_i \beta_{3i} SD_i + \sum_j \beta_{4j} X_j + \varepsilon_2$$

$$(c) \ln N = \alpha_3 + \sum_i \beta_{5i} SD_i + \sum_j \beta_{6j} X_j + \varepsilon_3$$

P は最高価で買受けの申出をした者の入札価格である落札価額、BP は裁判所の鑑定価額である売却基準価額、N は入札件数を示している。(a)のモデルは、第三者占有が落札価額

へ及ぼす効果を捉えようとするものである。(b)では、裁判所の鑑定価額であり最低売却価額の基準となる売却基準価額への効果を捉えようとしている。(c)では、市場参加者数である入札件数への効果を捉えようとしており、それぞれ、最小二乗法 (OLS) により推定を行う。

また、SD は第三者占有に係る以下の 5 つのダミー変数をとる。

① 明渡猶予対象者ダミー

明渡猶予制度の対象となる賃貸借契約に基づく賃借人が占有している場合を 1 とするダミー変数である。法的保護を受けない所有者 (兼債務者) が占有している場合と比べ、法的保護を受けた賃借人が占有していることから、占有者を排除するための取引費用が大きいと考えられるため、負の係数になると予想される。

② 使用貸借ダミー

所有者から無償で借り受けた者 (例えば、所有者の元妻等) が占有している場合を 1 とするダミー変数である。明渡猶予制度の対象者とは異なり、法的な占有権限が認められていないことから、同じく占有権限が認められていない所有者 (兼債務者) が占有している場合と比べ、占有者を排除するための取引費用は同程度であると考えられることから、落札価額に有意な差は見られないと予想される。

③ 長期貨貸借ダミー

抵当権設定前に締結された賃貸借契約に基づいて賃借人が占有している場合を 1 とするダミー変数である。長期貨貸借に基づく占有者は、原則として排除することができないため、買受人にとって物件の利便性は低い。そのため、負の係数になると予想される。

④ 短期貨貸借ダミー

法改正前 (平成 16 年 3 月 31 日以前) に締結された期間 3 年以内の賃貸借契約に基づく賃借人が占有している場合を 1 とするダミー変数である。法改正後の賃貸借契約に基づく占有者には明渡猶予制度が適用されるのに対し、法改正前の賃貸借契約に基づく賃借人に対しては従前の法律が適用されるため、最長 3 年の占有保護期間が認められる。実際の契約は慣例上 2 年契約 (2 年ごとに更新) とされていることが多く、また、競売申立てから落札代金が納付されるまでに平均して 9 か月程度の期間を要することから、実質的な明渡猶予期間は最長でも 1 年強であるものの、明渡猶予制度と同様に法的な保護期間が認められているため、負の係数になると予想される。

⑤ 非正常ダミー

債権回収目的の賃貸借契約に基づく占有者、無権限者及び占有権限が不明な者のいずれかによって占有が行われている場合を 1 とするダミー変数である。これらの占有者に法的な占有権限は認められていないものの、入札参加者にとって、どのような占有者が存在するのか事前の情報が不足しており、明渡しに関する不確実性が高いことから占有者排除に係る取引費用を予想しにくい。そのため、負の係数になると予想される。

その他、駅までの距離、建ぺい率、S56以前建築ダミーなどをコントロール変数として含めている。S56以前建築ダミーは、昭和56年以前に建築された物件を1とするダミー変数である。昭和56年の建築基準法改正によって新たに耐震基準が設けられたが、法改正前に建築された物件は法改正後の耐震基準を満たしていない可能性があり、法改正後に建築された物件に比べ地震に対する安全性が低いと考えられるため、負の係数になると予想される。その他推定に用いた変数は表3にまとめられている。なお、 $\varepsilon_1 \sim \varepsilon_3$ は誤差項をあらわす。

表3 コントロール変数

	変数	内容
X1	ln 駅からの距離	最寄駅までの道路距離
X2	ln 建ぺい率	指定建ぺい率
X3	ln 容積率	指定容積率
X4	ln 総戸数	マンションの総戸数
X5	ln 築後経過年数	建築後の経過年数
X6	ln 占有床面積	占有部分の床面積
X7	ln 公示地価	マンション周辺の公示地価
X8	ln 管理費等	管理費及び修繕積立金の合計
X9	ln 滞納金	管理費、修繕積立金等の滞納金の合計
X10	30㎡未満ダミー	30㎡未満の物件を1とするダミー変数
X11	S56以前建築ダミー	昭和56年以前に建築されたマンションを1とするダミー変数
X12	建物形態ダミー	店舗が併設されている等、住居専用以外のマンションを1とするダミー変数
X13	借地ダミー	敷地の一部または全部が借地である場合を1とするダミー変数
X14	既存不適格ダミー	指定容積率を超えている等、既存不適格（当初から違法建築の場合もある）のマンションを1とするダミー変数
X15	事故物件ダミー	物件内で占有者等が死亡していた場合を1とするダミー変数
X16	地域ダミー	さいたま地裁が管轄する地域を0、東京地裁及び横浜地裁が管轄する地域をそれぞれ1とするダミー変数

第3項 推定結果

モデル(a)～(c)の推定結果を表4に示す。

表 4 推定結果

	ln落札価額		ln売却基準価額		ln入札件数	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
ln駅からの距離	-0.1093	0.0156 ***	-0.0597	0.0140 ***	-0.1572	0.0315 ***
ln建ぺい率	0.2655	0.1193 **	-0.0044	0.1074	0.7743	0.2410 ***
ln容積率	-0.2975	0.0477 ***	-0.2809	0.0430 ***	-0.1714	0.0964 *
ln総戸数	0.0912	0.0128 ***	0.0416	0.0115 ***	0.2380	0.0258 ***
ln築後経過年数	-0.3626	0.0182 ***	-0.3089	0.0164 ***	-0.1095	0.0368 ***
ln占有床面積	1.0256	0.0394 ***	1.0008	0.0354 ***	0.0081	0.0795
ln公示地価	0.6300	0.0233 ***	0.5493	0.0210 ***	0.3259	0.0471 ***
ln管理費等	0.0547	0.0060 ***	0.0257	0.0054 ***	0.1079	0.0122 ***
ln滞納金	-0.0099	0.0022 ***	-0.0130	0.0020 ***	0.0002	0.0044
明渡猶予対象者ダミー	-0.0794	0.0296 ***	-0.0206	0.0267	-0.3835	0.0599 ***
使用貸借ダミー	0.0158	0.0515	0.0269	0.0464	-0.1166	0.1041
長期賃貸借ダミー	-0.1374	0.0584 **	-0.1537	0.0526 ***	-0.7108	0.1180 ***
短期賃貸借ダミー	0.1045	0.0605 *	0.0503	0.0545	-0.1236	0.1222
非正常ダミー	-0.1505	0.0666 **	-0.1481	0.0600 **	-0.4489	0.1346 ***
30㎡未満ダミー	0.0122	0.0527	0.0315	0.0474	-0.4647	0.1065 ***
S56以前建築ダミー	-0.2110	0.0374 ***	-0.1547	0.0337 ***	-0.3957	0.0755 ***
建物形態ダミー	-0.0713	0.0381 *	-0.0516	0.0343	-0.0840	0.0770
借地ダミー	-0.4446	0.0910 ***	-0.3556	0.0820 ***	-0.8801	0.1839 ***
既存不適格ダミー	-0.0427	0.0969	-0.2061	0.0873 **	0.1513	0.1959
事故物件ダミー	-0.2924	0.0870 ***	-0.2610	0.0783 ***	-0.6670	0.1757 ***
東京地裁ダミー	0.2145	0.0327 ***	0.3295	0.0294 ***	-0.1764	0.0660 ***
横浜地裁ダミー	0.1400	0.0285 ***	0.1227	0.0256 ***	-0.0321	0.0575
定数項	2.3098	0.4596 ***	3.2576	0.4139 ***	-1.5111	0.9289
補正R ²	0.7933		0.8031		0.3369	
サンプル数	1190		1190		1190	

***、**、*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。

明渡猶予対象者ダミーについて1%水準で統計的に有意に負となった。これは、明渡猶予制度により、買受人は売却代金納付後6か月間は明渡しを受けることができず、仮に買受人が直ちに明渡しを求める場合には占有者と交渉して立ち退き料等を支払う必要があるため、立ち退き料等の取引費用分だけ入札価額を低めに設定していることを反映していると考えられる。

使用貸借ダミーについては、予想どおり統計的に有意な結果を得ることはなかった。使用貸借権に基づく占有者への法的な保護規定が存在しないため、落札者にとって占有者排除に係る取引費用は所有者が占有している場合と変わらないからであろう。

長期賃貸借ダミーについて5%水準で統計的に有意に負となり、係数(の絶対値)は明渡猶予対象者ダミーよりも大きい値となった。長期賃貸借に基づく占有者は退去させることができないため、占有者が引続き入居を希望した場合には従わざるを得ず、買受人にとって物件の利便性は低い。仮に交渉により退去を求める場合には、明渡猶予期間が6か月である明渡猶予対象者よりも多額の立ち退き料を支払う必要性が高いことを反映したもので

あろう。

短期貸借ダミーについては予想とは異なり、符号が正となり 10%水準で統計的に有意となった。その理由としては、今回の分析に用いたサンプルの残存する貸借期間が平均して 4 か月程度であり、明渡猶予対象者の 6 か月よりも短いことが考えられる。また、法改正前の短期貸借権は、暴力団等による競売妨害に利用されていたが、制度が廃止され 6 年以上が経過しており現存する短期貸借権を暴力団等が占有の根拠として悪用しているリスクは低いこと、長期間に渡り貸借居住を継続している占有者の賃借人としての属性がよいと考えられること、現在の占有者と貸借借契約を結び直すことができれば新たに入居者を探すコストを必要としないことが、特に貸借収益の獲得を目的とした入札参加者に高く評価された可能性がある。

非正常ダミーについては、統計的に 5%水準で有意に負となった。また、係数(の絶対値)が最も大きくなった。これは、何者が占有しているのか情報が不足しており、明渡しに関する不確実性の高さが落札価額に反映されたものと考えられる。

落札価額に対する第三者占有の影響については、占有権限が認められていない使用貸借ダミーと経過措置が適用される短期貸借ダミーを除き、すべてのパラメータが統計的に有意に負となった。これに対し、裁判所が算出する売却基準価額に対しては、長期貸借ダミー及び非正常ダミーについては統計的に有意に負となったものの、そのほかのダミー変数については、統計的に有意な水準が得られなかった。特に、明渡猶予対象者について、市場参加者が落札後の占有者排除に係る取引費用を考慮し、所有者が占有する物件と比べ 8%程度低い価格で評価しているのに対し、裁判所は明渡猶予対象者が占有していても売却基準価額を減価していないことがわかる。また、その他のコントロール変数のうち、建ぺい率、建物形態及び既存不適格についても市場参加者と裁判所の認識に差が見られる。このような裁判所と市場参加者との認識の相違から、裁判所が売却基準価額を市場参加者よりも高く評価してしまう場合には、入札が不調に終わり、競売手続が長引く可能性がある⁹。

入札件数に対しては、明渡猶予対象者ダミー、長期貸借ダミー及び非正常ダミーの係数が負で統計的に有意な水準を示している。これらの占有が行われていると、市場参加者が減少することを示しており、落札価額が下落している結果とも整合的である。占有者への法的保護は取引費用の増加を通じて落札価額を直接的に下落させるだけではなく、市場参加者の減少を通じた間接的な落札価額の下落も引き起こしていると考えられる。

第3節 第三者占有と落札者の属性に関する実証分析

第1項 データ

分析に用いるデータは前節で用いたものと同じである。

⁹ 首都圏での競売入札は堅調に推移しており、売却基準価額が高すぎるために入札が不調となるケースは殆ど見られませんが、市場参加者が少ない地方においては、占有減価が行われないことにより売却基準価額が高すぎれば、入札が不調となることも考えられる。

第2項 モデル

法人が落札する確率に対して第三者占有が与える効果を明らかにするため、次のとおり、プロビットモデルで推計する。

$$(d) HD = \alpha_4 + \sum_i \beta_{7i} SD_i + X + \varepsilon_4$$

HDは法人が落札した場合を1、それ以外(個人が落札した場合)を0とする変数であり、SDは前項のモデルと同じ第三者占有に係る5つのダミー変数である。第三者占有物件に対しては、個人と比べ法人は購入に際して、より消極的になると考えられるため、負の係数になると予想される。Xは売却基準価額であるが、個人と比べ法人は資金力が大きいいため、高額な物件ほど落札できる確率が高いと考えられることから負の係数になると予想される。なお、 ε_4 は誤差項であり標準正規分布に従う。

第3項 推定結果

モデル(d)の推定結果を表5に示す。

表5 推定結果

	法人落札ダミー	
	係数	標準偏差
ln売却基準価額	0.6407	0.0692 ***
明渡猶予対象者ダミー	-0.4139	0.1195 ***
使用貸借ダミー	-0.4870	0.2205 **
長期賃貸借ダミー	-0.4789	0.2465 *
短期賃貸借ダミー	-0.6585	0.2343 ***
非正常ダミー	-0.1125	0.3147
定数項	-2.9400	0.4475 ***
補正R ²	0.1214	
サンプル数	1190	

***、**、*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。

売却基準価額については、予想どおり符号が正となり1%水準で統計的に有意な結果が得られた。法人の資金力の高さを裏付けているが、逆にいえば法人と比べた場合の個人の資金力が低いと捉えることもできる。不動産競売市場は、リスクの高いプロ向けの市場といわれ、落札者の約9割が法人であり、個人が落札する割合は全体の1割程度に過ぎない。落札者は、売却許可決定が確定した後、約1か月以内に代金を納付しなければなら

ず、金融機関からの融資を受けることが難しい現状では、競売市場に参加できるのは、多額の現金を一度に用意できる者に限られる。このように資金決済上のリスクがあることも競売市場への個人の参入が少ない理由の一つである。平成10年の法改正により、住宅ローンを利用できる仕組は用意されているが、手続の煩雑さや明渡しのリスクが存在することに対して金融機関の融資姿勢は消極的であり、競売物件の購入に際し住宅ローンの利用が進んでいないのが現状である。

第三者占有に関するダミー変数はすべて符号がマイナスとなっており、第三者が占有している物件については、法人が落札する確率が下がっている。この理由については、明渡しの手続に時間のかかる第三者占有物件は再販売目的の法人にとってリスクが高いため、

個人と比べ購入に際してより消極的である¹⁰、落札後の明渡交渉を意識して不動産業者が個人名で入札を行っている¹¹、競売市場に参入している個人のうち、自ら居住を目的に競売に参加している者は著しく少なく（あるいは参加していたとしても資金力の問題で入札で法人に勝つことが困難であり）、結果的に賃貸収益の獲得を目的に第三者占有物件を中心に投資を行う一部の個人が落札している、などが考えられる。

第4章 まとめと今後の課題

これまで述べてきたとおり、第三者占有が不動産競売市場へ与える影響について検証するために、第三者占有が落札価額、売却基準価額、入札件数に及ぼす効果を分析し、さらに、落札者の属性と第三者占有との関係についての分析を行った。本節では、これらの分析のまとめと、それを踏まえた提案を行い、最後に今後の課題について触れる。

第1節 まとめ

占有者に対して占有権限を法的に認めるものである明渡猶予制度は、競売物件の買受人にとって占有者排除の取引費用を増大させるため、占有者排除に係る取引費用分だけ落札価額を下落させることがわかった。井手（2000）は、法改正前の短期貸借権は、落札価額を12%程度下落させることを指摘しているが、本稿においては明渡猶予制度に基づく占有は落札価額を8%下落させており、モデルや分析の対象地域が異なるため、単純な比較はできないものの、法改正により競売市場における落札価額は概ね上昇したと捉えることができる。しかし、明渡猶予制度による占有者への法的保護は、落札価額を依然として下落させており、短期貸借権廃止による落札価額の引上げの効果を相殺してしまっている。長期賃貸借に基づく占有は、明渡猶予制度以上に落札価額を下落させており、このことは占有者に対する法的な保護期間が長いほど、落札価額の下落率も大きくなることを示している。また、占有者に対する法的保護は、入札件数を減少させているが、市場参加者の減少は落札価額の下落につながる。さらに、第三者占有は、個人と比べ資金力が高く、競売市場でのメインプレイヤーである法人の市場参入を消極化させている可能性があることがわかった。

以上を踏まえれば、明渡猶予制度による占有者への保護政策は廃止する、あるいは現在の6か月という猶予期間を短縮すべきであると考えられる。占有者への法的な保護規定を弱め、買受人にとっての取引費用を引下げることにより、落札価額が上昇すると考えられるからである。また、占有者への保護規定を弱めることにより、入札件数の増加が期待できる。明渡猶予制度の廃止により、現在、市場参加者の大半を占めている法人を中心に市場参加

¹⁰ データの制約上、入札者の属性の内訳が把握できないため、個人と法人のどちらが入札を減らしているのかを直接確認することはできない。しかし、この結果から、法人が第三者占有物件の購入に際してより消極的である可能性が高い。

¹¹ 法人名で占有者と明渡交渉に臨んだ場合、個人として交渉に臨んだ場合と比べ多額の立ち退き料を請求されると考え、あえて個人名で入札に参加していることがある。

者のいっそうの増加が期待され、間接的に落札価額の上昇につながると考えられる。

一方、明渡猶予制度を廃止した場合、借家人は競売によって不測の明渡しに応じなければならなくなるが、競売申立てから売却代金納付までには平均的に 9 か月程度の期間を要することを踏まえれば、買受人による代金納付後、さらに 6 か月もの猶予期間を設ける必要性は乏しく、競売申立ての時点で、裁判所が賃借人に対して将来の明渡しの必要性を説明することにより、あらかじめ賃借人に対して明渡しのための準備期間を与えるなど、一定の配慮を行うことで十分対応可能であろう。

第2節 今後の課題

今回の分析では、明渡猶予制度による 6 か月の占有保護期間を廃止（あるいは短縮）することにより、占有者排除に係る取引費用を引下げ、落札価額を上昇させるべきとの結論を導いた。しかし、取引費用を引下げる手段として、明渡猶予制度を廃止しただけでは必ずしも十分とはいえない。占有者との明渡交渉は、引続き買受人が行うことになるが、占有者が明渡しに応じない場合には、裁判所の引渡命令に基づいて債務名義を取得し、強制執行により排除することになる。強制執行を行うためには、非常に大きな労力と費用を伴うため、実際に強制執行を行うケースは少なく、買受人は可能な限り話し合いでの解決を図ろうとする。買受人は強制執行に係る費用の範囲内で占有者に対して立ち退き料を支払うことにより退去を求めようとするが、強制執行に要する費用が大きいほど、占有者は高額の立ち退き料を要求してくる可能性が高まる。したがって、占有者からの明渡しを円滑に行うためには強制執行に係る費用を引下げる必要がある。買受人が実際に強制執行や明渡交渉にかけた費用に関するデータは入手が困難であるため、今回の分析では強制執行に係る費用と明渡交渉に係る費用との関係について実証分析に基づく評価を行うことはできなかった。競売不動産を取扱う不動産業者へのヒアリング等を通じてこれらのデータを入手することができれば、占有者排除に関する取引費用を引下げるためのより具体的な提案ができると考えられるため、この点については今後の課題と考えている。

謝辞

本論文の執筆にあたっては、北野泰樹助教授（主査）、安邊英明教授（副査）、植松丘客員教授（副査）、福井秀夫教授（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、政策研究大学院大学まちづくりプログラム関係教員のみなさまからご多忙な中大変貴重なご意見をいただきましたこと心から感謝いたします。加えて日頃から様々な相談に応じていただいたまちづくりのメンバーにもお礼申し上げます。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤りはすべて筆者に帰します。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。

【参考文献】

- 井出多加子（2000）『不動産競売市場のリスク』（不動産流動化と日本経済）
- 岩田真一郎・田口輝幸・井出多加子（2008）『不動産競売市場の法規制と入札行動－短期貸借権が不動産競売に与える影響について－』（法と経済学会梗概集）
- 海老沼利幸（監修）（2008）『すぐに役立つ不動産競売のしくみと物件入手マニュアル』三修社
- 才田友美（2003）『競売不動産からみた首都圏地価の動向』（日本銀行ワーキングペーパーシリーズ）
- 鈴木禄彌・福井秀夫・山本和彦・久米良昭（2001）『競売の法と経済学』信山社
- 瀬下博之・山崎福寿（2001）『抵当権の侵害と短期貸借権』（季刊住宅土地経済 2001 年冬季号）
- 全国競売評価ネットワーク（2006）『競売不動産評価の理論と実務』金融財政事情研究会
- 戸田泰・井出多加子（2000）『不動産競売市場と明渡しの権利関係』（季刊住宅土地経済 2000 年夏季号）
- 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
- 山田純男・竹本裕美（2010）『プロが教える競売不動産の上手な入手法』週刊住宅新聞社

消防団員の配置に関する実証研究

<要 旨>

本稿は、消防団による火災の鎮圧の役割に注目し、消防団の配置に焦点を当て分析した。現状の消防団の配置は、焼損の危険性が高い住宅密集地域においても、そうでない地域においても、等しく同じ数だけの消防団員が配置されており、非効率性を招いている可能性がある。そこで本稿では、消防団員は住宅密集地域においては、焼損棟数の減少に効果があるとの仮説をたて、消防団員が焼損棟数に与える効果について実証分析を行い、住宅密集地域に手厚く消防団員を配置すれば、焼損棟数の減少に効果があるという結果を得た。そして、消防団員の配置方法は、住宅密度を勘案した算定基準に見直すべきであるということ提言とした。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10061 三輪 徹

目次

1. はじめに	1
1-1. 研究の背景と問題意識	1
1-2. 先行研究と本研究の位置づけ.....	2
1-3. 論文の構成.....	2
2. 現状分析	2
2-1. 現状の制度について.....	2
2-2. 消防団の定員数の算定方法	4
2-3. 物理的検証.....	4
3. 理論分析	7
3-1. 公共財としての消防団	7
3-2. 消防団の配置に関する理論分析	8
4. 実証分析	9
4-1. 利用するデータ	10
4-2. 被説明変数及び説明変数.....	11
4-3. 推計結果	12
5. 考察	13
6. まとめ	13
参考文献	15

1. はじめに

1-1. 研究の背景と問題意識

消防団とは、消防組織法に基づき、市町村が消防本部とともに設置を義務付けられている消防機関である¹。消防団には、火災の鎮圧、火災の予防や警戒、救助、地震、風水害等の災害の予防・警戒、武力攻撃保護法においては避難住民の誘導、地域住民に対する協力などの業務があり、具体的には、消火活動、広報活動や歳末の警戒、水難山岳救助や行方不明者の捜索、地域の祭りやイベントなどでの警戒や防火意識啓発など様々な役割がある。

消防団は、社会に奉仕する我が国唯一の義勇団体であるといわれている²。また、地域愛護の精神に基づいた社会奉仕団体とも言われている³。世間一般からすると、ボランティア的要素が強くイメージされている消防団であるが、その身分は、非常勤特別職の地方公務員である。しかし、その役割は、ほとんど消防署と同じことが求められているといってもよい。消防団は、地域住民の生命や財産を守るために火災予防等の活動を担い、火災発生時においては初期消火が主な役割であることから、本稿では、消防団の火災の鎮圧に注目した。

重要な役割を担う消防団であるが、全国的には消防団員数の減少が大きな課題となっている⁴。そこで本稿は、消防団員の効果を検証するため、消防団員の配置に焦点を当てて分析した。

現状の消防団の配置人員は市区町村の条例に基づき、算定方法で決められている。

例えば、海老名市においては、消防団の数は市町村全体として合計15分団存在する。各消防団の器具置き場⁵には、消防ポンプ自動車⁵が1台ずつ配備されており、各消防団の定員数は、消防ポンプ自動車1台当たり15人と算定されている。消防団の器具置き場のある場所に消防ポンプ自動車⁵が配備されているわけだが、その位置は、市町村内においてほぼ等間隔に位置しているといえる。

例で示したように、消防団員の配置は、市町村の人口や市町村に配備されている消防ポンプ自動車の位置を基準として決められ、割り振られている制度であるといえる。言い換えると、現状の消防団の配置人員は、消防ポンプ自動車に強く依存した算定方法であるため、焼損の危険性が高い住宅密集地域においても、そうでない地域においても、等しく同じ数だけの消防団員が配置されることになる。したがって、現在の消防団員の

¹ 消防組織法 第9条 (消防機関) 市町村は、その消防事務を処理するため、次に掲げる機関の全部又は一部を設けなければならない。(1)消防本部 (2)消防署(3) 消防団

² 徳田 (2007)18頁参照

³ 橋立 (2009)74頁参照

⁴ 総務省消防庁(2004)「地域防災体制の充実強化に向けた消防団員確保の在り方について」

⁵ 消防小屋、消防頓所、詰所などとも呼ばれる。一般的に2階建ての構造で、1階部分に機庫を併設している場合が多い。機庫には消火に必要な消防ポンプ自動車などの機材が保管されており、いざ災害が発生すると管轄区域の消防団員がここに参集し、消防ポンプ自動車を出動させて災害現場に駆け付ける。

配置は、住宅密度などで割り振られていないために、効果的な配分とは言えず、うまく機能していない可能性が高いため、非効率な状態になっていると考えられる。

よって、本稿では、消防団の配置人員の割り当てを問題とし、消防団員が焼損棟数に与える効果について、平成12年から平成20年までのパネルデータを用いて、実証研究を行うものである。

1-2. 先行研究と本研究の位置づけ

消防団に関する先行研究としては次のようなものがある。小西 (1998) においては、消防団は消防署による常備消防では完全には代替できない地域防災力を担っているため、大規模災害時には中心的な意味づけを強化する必要があるということを提言している。

小林・関沢 (2004) においては、重回帰分析の結果、消防団は可住地面積と小学校数に相関が強いことを示した。つまり、地域と密着した消防団の存在が明らかになったというものである。

このような先行研究はあるものの、消防団の必要性を実証分析するという内容の先行研究は見当たらなかった。そのため、消防団の火災の鎮圧の効果を実証することを本稿の目的とした。

1-3. 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。まず、第2節で、消防団の現状と問題点について、統計データと実際の事例を示しながら概観する。第3節では、消防団の配置による非効率性について経済理論分析を行い、仮説を立てる。第4節では、前節の仮説を検証するため、実証分析を行う。そして第5節において、実証分析の結果を踏まえ、考察を行い、最後の第6節において結論をまとめる。

2. 現状分析

2-1. 現状の制度について

我が国の消防は、昭和23年に消防組織法が施行され、市町村消防を原則とする自治体消防制度が誕生して以来、制度、施策、施設等の充実強化が図られ、火災の予防、警防はもとより、救急、救助から地震、風水害等への対応まで広範囲にわたり、日々国民の安全の確保に努めている。災害等から国民の生命、身体及び財産を守るという消防の責務はますます大きなものとなってきており、その中で国民の安心と安全を向上させていくためには、総合的な消防防災行政を迅速かつ積極的に推進していく必要があるとされている⁶。

⁶ 総務省消防庁(2009)「消防白書」中「はじめに」を参照

消防団は、市町村の非常備の消防機関であり、その構成員である消防団員は、他に本業を持ちながらも、権限と責任を有する非常勤特別職の地方公務員として、「自らの地域は自らで守る」という郷土愛護の精神に基づき参加し、消防・防災活動を行っている。平成22年4月1日現在、全国の消防団数は2,275団、消防団員数は883,698人となっている⁷。

消防団は、(1)地域密着性(消防団員は管轄区域内に居住又は勤務) (2)要員動員力(消防団員数は消防職員数の約6倍) (3)即時対応力(日頃からの教育訓練により災害対応の技術・知識を習得)といった3つの特性を活かしながら、初期消火や残火処理等を行っているほか、大規模災害時には住民の避難誘導や災害防ぎょ等を、国民保護の場合は住民の避難誘導等を行うこととなっており、特に消防本部・消防署が設置されていない非常備町村にあっては、消防団が消防活動を全面的に担っているなど、地域の安全確保のために果たす役割は大きい。また、消防団は、平常時においても地域に密着した活動を展開しており、消防・防災力の向上、地域コミュニティの活性化にも大きな役割を果たしている。

東京都、特別区における消防団は東京都条例により設置され、団数は58団である。各消防団の本部は特別区内においては、東京消防庁の消防署内に設置されている。また、多摩地域の市町村においては、各市町村に1消防団が設置され、団数は30団である。島しょ地域では、新島村が新島と式根島にそれぞれ1団設置しているため、9町村に10団設置されている。消防団員数は、平成20年度には前年度と比較して309人増加し、24,408人となった。団員の平均年齢については上昇傾向にあり、平成20年度には前年と比較して0.3歳上昇し、43.9歳となった。特に特別区は平均年齢が48.6歳となっており、多摩地区の36.4歳、島しょ地区の38.0歳に比べ著しい格差がある⁸。

2000年から2008年までの東京都多摩地区内における消防団員の定員数と実員数、それに充足率の推移を表したのが図1である。【東京都の「消防年報」をもとに作成】

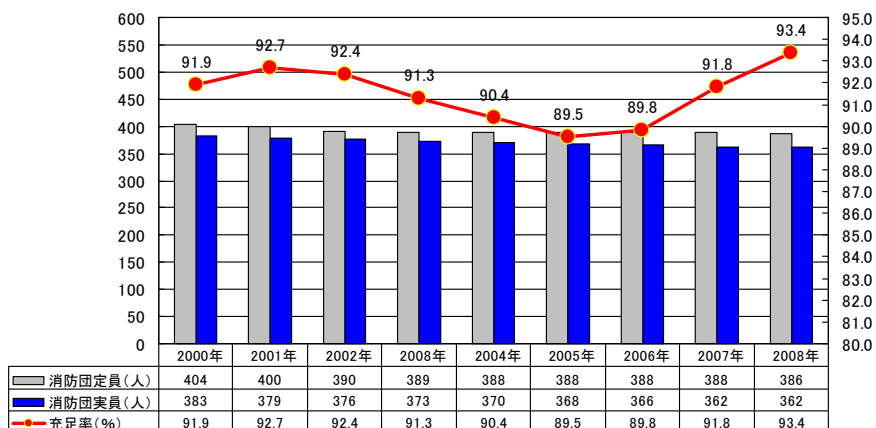


図1 消防団員の現状(東京都多摩地区)

⁷ 総務省消防庁(2009)「消防白書」中「第2章 消防防災の組織と活動 (2)消防団」を参照

⁸ 東京都(2009)「消防年報」21頁参照

充足率は2008年では93.4%であり、東京都多摩地区においては、消防団員の充足率は高いものとなっているが、全国的には消防団員数の減少が大きな課題となっている。したがって、本来の需要から見ると、現状の消防団は、(1)定員数自体が過小に設定されている。(2)定員数は適正であっても市町村内での配置が需要を反映していない。という2つの可能性がある。

2-2. 消防団の定員数の算定方法

消防団の定員数の算定方法を問題意識としたとき、消防団員の数は、消防ポンプ自動車の数に従い算定されている傾向があるため、まず、消防ポンプ自動車の算定方法について説明したい。

消防力の整備指針⁹によると、現状の消防ポンプ自動車の算定方法は、市街地の人口など、地域における、地勢、道路事情、建築物の構造等の事情「諸事情」を勘案した数¹⁰とされている。また、消防ポンプ自動車の搭乗員についても示されている¹¹。この整備指針をもとに、各市区町村は、主に市街地の人口などを基準として消防ポンプ自動車を配備することになる。

次に消防団員の算定方法について説明する。現状の消防団の定員数の算定方法は、通常の火災に対応するために必要な団員数と大規模災害時等に対応するために必要な団員数を合算して得た数とされている。通常の火災に対応するために必要な団員数としては、消防団が管理する消防ポンプ自動車等の操作に必要な人員(消防ポンプ自動車1台につき5人、手引動力ポンプ又は小型動力ポンプ1台につき4人)の数を算定するとしている。大規模災害時等に対応するために必要な団員数としては、地域において住民の主要な避難場所として指定されている公立小学校へ住民を避難誘導する場合を想定して、小学校区の可住地面積を団員1人が徒歩により1時間で避難誘導をできる面積(0.06～0.09km²)で除して得た数、指揮者の数(小学校区ごとの団員数のおおむね1割)を加えた数を算定¹²するとしている。

以上のことから、現在の消防団員の算定方法は、消防ポンプ自動車に強く依存しているといえる。

2-3. 物理的検証

本節では実際の事例をもとに物理的検証を行う。実例として、海老名市の例を取り上げる。

⁹「消防力の整備指針(消防庁告示第1号)」は、市町村が目標とすべき消防力の整備水準を示すものであり、市町村においては、その保有する消防力の水準を総点検した上で、この指針に定める施設及び人員を目標として、地域の実情に即した適切な消防体制を整備することが求められている。

¹⁰「消防力の整備指針(消防庁告示第1号)」第4条第3項

¹¹「消防力の整備指針(消防庁告示第1号)」第29条第1項及び第2項

¹²「消防力の整備指針(消防庁告示第1号)」第38条第2項第1号及び第2号

まず、海老名市の概要について説明したい。海老名市は、神奈川県のおお中央に位置し、東経139度23分27秒、北緯35度26分42秒、海拔20m30cm(消防本部の位置)にあり、西は清流相模川を隔てて厚木市と接し、大山・丹沢をはじめ秀峰富士を望み、東から北にかけては綾瀬市・大和市・座間市に、南は藤沢市・寒川町と接している。地形は長方形に近く、東西6.15キロメートル、南北8.70キロメートル、総面積26.48平方キロメートルで南北に長く、東部丘陵地帯と、沖積層地からなる西部平坦地とに分けられ、水に恵まれ、気候の温和な土地である¹³。

次に海老名市の消防団の概要について説明する。海老名市消防団は、昭和30年7月に町村合併に基づき旧高座郡海老名町と旧高座郡有馬町が合併し、海老名町となり782人の組織となるが、その後数回の定数改正を行い、昭和56年7月に現在の定数228名となる。現在の海老名市消防団は、消防本部及び15分団をもって組織され、昭和44年7月に発足した消防本部とともに、市民の生命、財産を守るために重要な役割を担っている。これまでに海老名市消防団は、昭和40年に日本消防協会から規律・厳正・成績抜群により「表彰旗」を、昭和41年には消防庁長官より「表彰旗」を授与され、平成19年には消防団最高の榮譽である日本消防協会特別表彰「まとい」を受賞した。神奈川県消防操法大会においては、消防ポンプ車の部において6度の最優秀賞、全国大会に2度の出場を果たしている。

次に海老名市の消防団の状況について、図を用いて説明する。海老名市においては、消防署が3か所と消防団が15カ所設置されている。それぞれの消防団には、消防ポンプ自動車及び小型動力ポンプが各1台ずつ配備されている。平成22年4月1日現在、海老名市全体における消防団の定員数は228人¹⁴、実員数は193人であり、充足率は84.6%となっている。各消防団の定員数は等しく15人となっている。

図2は、海老名市内の各消防団の器具置き場の位置とその管轄範囲を示した図である。さらに、図3は、用途区域が表示されている都市計画地図に、図2を重ね、住宅密集地域との関係に対比させたものである。図2及び図3から、住宅密集地域にも、住宅がまばらな市街化調整区域においても、住宅密度に関係なく、消防団の器具置き場が設置されていることが理解できよう。

表1は、海老名市における、消防団の管轄面積や人口密度などの状況を示した表である。表1からも、面積や人口密度に関係なく、消防団員が配置されていることが理解できる。

以上、海老名市の事例を用いて説明したが、住宅密度を考慮せず、消防団員が配置されていることがわかった。

¹³ 海老名市消防本部(2010)「海老名市消防年報」2頁参照

¹⁴ 消防団員数には、団長及び副団長の数も含まれているため、団長1人及び副団長2人を除いた消防団の定員数は225人となる。

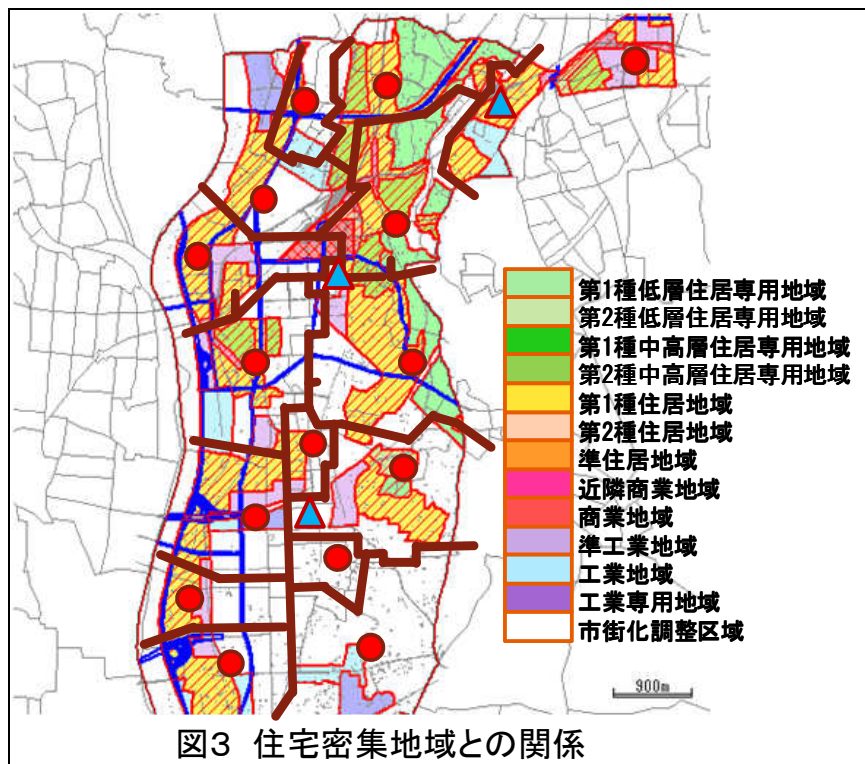
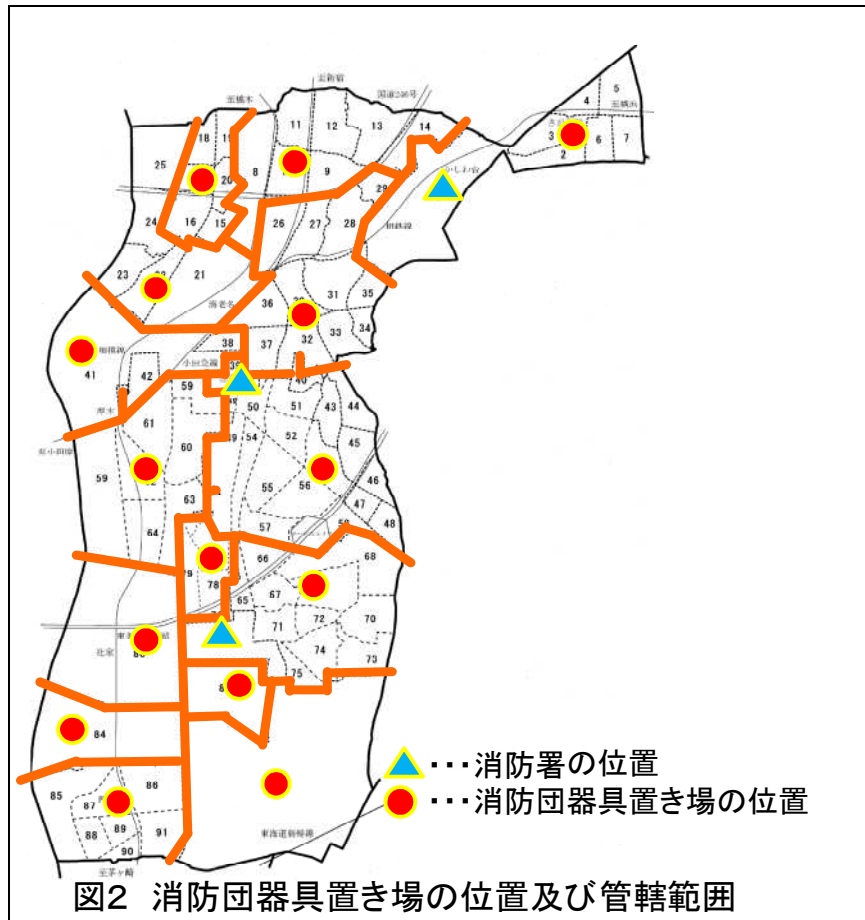


表1 消防団の管轄面積及び人口密度などの状況

消防団	管轄内世帯	管轄内人口	管轄内面積 (km ²)	人口密度 (人/km ²)	消防ポンプ 自動車(台)	小型動力 ポンプ(台)	定員数 (人)
第1分団	8,566	20,863	2.36	8,840.25	1	1	15
第2分団	6,356	16,624	3.02	5,504.64	1	1	15
第3分団	3,955	9,159	2.22	4,125.68	1	1	15
第4分団	5,121	12,502	1.52	8,225.00	1	1	15
第5分団	1,361	3,404	1.80	1,891.11	1	1	15
第6分団	1,295	3,230	0.77	4,194.81	1	1	15
第7分団	5,124	13,243	1.93	6,861.66	1	1	15
第8分団	8,904	21,460	2.03	10,571.43	1	1	15
第9分団	194	773	0.61	1,267.21	1	1	15
第10分団	3,615	9,845	2.49	3,953.82	1	1	15
第11分団	912	2,558	0.57	4,487.72	1	1	15
第12分団	1,323	3,346	1.68	1,991.67	1	1	15
第13分団	1,060	2,714	0.97	2,797.94	1	1	15
第14分団	1,901	5,097	1.43	3,564.34	1	1	15
第15分団	731	2,309	3.08	749.68	1	1	15
合計	50,418	127,127	26.48	4,800.87	15	15	225

3. 理論分析

本節では実証分析に入る前に、面積や人口密度等を考慮せずに人員を配置した場合、社会的に見て望ましくない状態になる事を経済学のモデルを用いて示す。

3-1. 公共財としての消防団

消防サービスは公共財の1つであり、非排他性及び非競争性があるため、対象となる利用者を限定することが難しい。誰かが費用を負担してサービスを供給すれば、負担していない人も便益を受けることが可能となり、対価を支払わずにして便益を享受する者が出現する。結果として、公共財の供給を市場経済に任せた場合、供給のための費用を負担するというインセンティブは働かなくなり、皆がただ乗りをしようとするフリーライダー問題が発生する。そのため、サービスの供給が著しく過少になり、社会全体で見ると余剰が少なくなってしまうという非効率性の問題が生じることは公共財の議論で広く知られている。

しかしながら、消防サービスは必要不可欠なサービスであるため、租税により、便益に関わらず広く負担を募り、公共サービスを提供し社会的需要を満たす必要がある。サービスを提供するのは、通常、租税によって活動する公共性の高い主体、すなわち政府や地方自治体である¹⁵。

消防団には、消防サービスの一部としての性質を持ち、正の外部性を持つ公共財であると考えられる。さらに、春期及び秋期の火災予防週間や歳末特別警戒での防災パトロール活動、警察との連携による防犯パトロール活動、住民に対する応急手当の指導な

¹⁵ N.グレゴリー・マンキュー (2005)302-321頁参照

どの応急指導活動、防災訓練時の訓練指導活動など、消防団の日頃の活動により、地域住民は安心安全という正の外部性を得ていると言えるだろう。

したがって、消防団についても、公共財としての供給が最適な量よりも過小になってしまうという問題があげられるが、本稿においては、消防団員の割り当てについての分析を行う。

次節では、消防団員の割り当てについての理論分析を行う。そこで、消防署員と対比させると、消防団員は補助要員であるとする考え方もあるが、本稿の主旨としては、消防団員は住宅密集地域の火災においては消防署員よりも役に立つ存在と考え、単純化のため、消防署とは別の公共財として考える。

3-2. 消防団の配置に関する理論分析

理論分析にあたっては、単純化して2つの地域を考える。ある1つの市町村に、隣接する2つの地域、住宅密集地域である地域Aと住宅が密集していない地域Bがあるとする。この2つの地域における消防団員の定員の和が一定であることを前提とし、地域コミュニティの発達などにより、両地域でも消防団の成り手は充分にいとしよう。

消防団員の割り当てに関する非効率性を調べるために、地域Aと地域Bには正の外部性による過小供給を補うだけの消防団サービスが十分に供給されていることを前提とする。各地域の定員数は政府(もしくは自治体)が規制した上で決められ、政府が定員数を決定すればその数で各地域に消防団サービスが供給されるため、供給は非弾力的で、供給曲線は垂直になると考えられる。通常、最適な供給量を政府が把握するのは難しく、非効率な状態になっていると考えられるが、第2節でみた事例のように、住宅密集地域も住宅が密集していない地域も等しく同じ消防団員を割り当てられている制度となっている場合、最適な消防団員数になっていない可能性が高い事が予想される。

住宅密集度を考慮に入れた消防団への需要を考えた場合、住宅密集地である地域Aについては、消防団への需要は高いと考えられる(図4)。一方、地域Bについては、住宅が密集していない地域であるため、消防団の需要は地域Aと比較して低いと考えられる

(図5)。これら地域Aと地域Bを合わせると図6が描ける。社会的な余剰が最大になる最適な消防団員数は S^* で決まるが、現状は、政府が S で数量規制を行っているため、三角形の面積部分に死荷重が発生しており、この市町村においては消防団の配置が非効率を招いているといえる。

以上の分析から、現状の消防団の定員の配置は、燃え広がりやすい所に重点的に配置されていないために非効率性を招いており、災害の危険性のあるところに手厚く配置すれば、非効率性は改善されると考えられる。

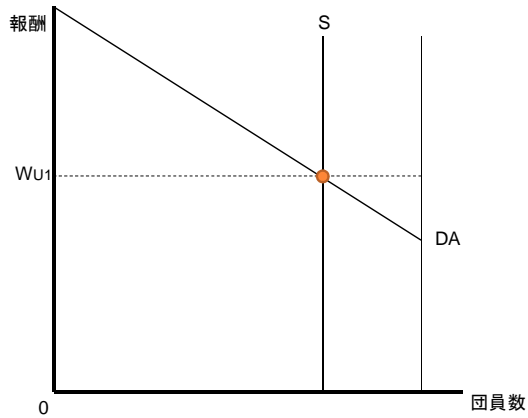


図4 地域A(住宅密集地域)

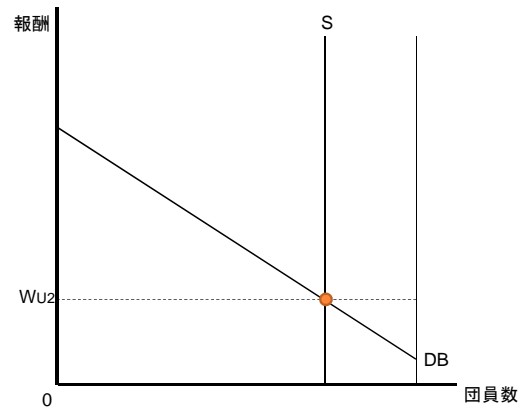


図5 地域B(住宅が密集していない地域)

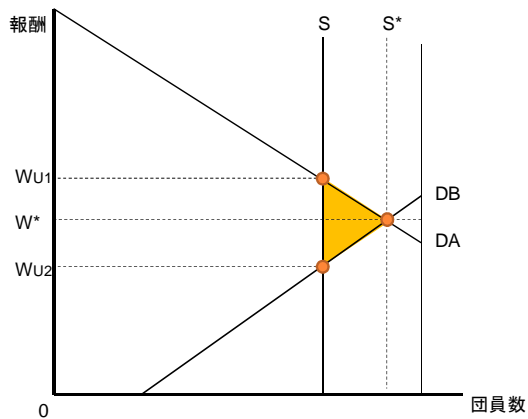


図6 地域Aと地域Bを合わせた図

理論分析を踏まえると、住宅密集地域は需要が大きいため、そこに消防団員を増やせば社会的余剰が増えることから、もし住宅密集地域により多く消防団員を配置した方が焼損棟数の減少に効果があるならば、非効率性が改善されると考えられる。そのため、焼損棟数に対する消防団員の効果を見ることにしたい。

4. 実証分析

本節では、前節の理論分析を踏まえて、住宅密集地域により多く消防団員を配置する場合に焼損棟数の減少に効果があるかどうか、現実のデータを用いて実証分析を行う。消防団員が焼損棟数に与える影響を検証するため、次のモデルを推計する。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \ln \beta_1 \ln X_{1it} + \ln \beta_2 \ln X_{2it} + \ln \beta_3 \ln X_{3it} + \ln \beta_4 \ln X_{4it} + \ln \beta_5 \ln X_{5it} + \ln \beta_6 \ln X_{6it} + \varepsilon_{it}$$

β_0 : 定数項 $\beta_1 \sim \beta_6$: パラメータ $X_1 \sim X_6$: コントロール変数
 i : 市町村 t : 年 (平成12年から平成20年)

東京都多摩地区内22市町村の消防署管轄ごとに推計した。なお、市町村の分類は表2のとおりである¹⁶。

表2 市町村の分類

1 立川消防署	2 武蔵野市	3 三鷹市	4 府中市	5 昭島市
6 調布市	7 小金井市	8 小平市	9 東村山市	10 国分寺市
11 狛江市	12 北多摩西部	13 清瀬市	14 西東京市	15 八王子市
16 青梅市	17 町田市	18 日野市	19 福生消防署	20 多摩市
21 秋川消防署	22 奥多摩町			

推計モデルについては、平成12年から平成20年までの9年間のパネルデータを利用し、固定効果モデルにより推計を行う¹⁷。

4-1. 利用するデータ

データは、東京消防庁「東京消防庁統計書」、東京都「消防年報」、総務省統計局「統計でみる市区町村のすがた」を利用した。なお、データの出典及び作成方法は表3のとおりである。

表3 データの出典及び作成方法

変数	データ	出典及び作成方法
ln 焼損棟数	東京消防庁『東京消防庁統計書』	「消防署別火災状況」の「焼損棟数」(全焼, 半焼, 部分焼, ぼやの合計)を利用した。
ln 木造割合	東京消防庁『東京消防庁統計書』	「消防署別管内情勢」の「構造別建物棟数」の「計」及び「木造」を利用し、建物棟数に占める木造棟数の割合を算出した。
ln 火災件数	東京消防庁『東京消防庁統計書』	「消防署別火災状況」の「建物の火災件数」の「小計」(全焼, 半焼, 部分焼, ぼやの合計)を利用した。
ln 住宅密度	東京消防庁『東京消防庁統計書』 総務省統計局『統計でみる市区町村のすがた』	建物棟数のデータは、『東京消防庁統計書』中の「消防署別管内情勢」の「構造別建物棟数」の「計」(木造, 防火造, 準耐火造, 耐火造の合計)を利用した。また、可住地面積のデータは、『統計でみる市区町村のすがた』中「経済基盤」の「可住地面積」を利用し、建物棟数を可住地面積で割ることで算出した。
ln 消防団員数	東京都『消防年報』	「階級別非常勤消防団員数」を利用した。
ln 水利数	東京消防庁『東京消防庁統計書』	「消防署別消防水利数」の「消火栓」及び「防火水槽」数を合算して求めた。

¹⁶ 立川消防署は立川市と国立市、北多摩西部は東大和市と武蔵村山市、福生消防署は福生市と羽村市と瑞穂町、秋川消防署はあきる野市と日の出町と檜原村が管轄範囲であるため合算したデータを採用した。

¹⁷ Hausman検定の結果、RE(Random Effects Model)よりFE(Fixed Effects Model)を採択する。

4-2. 被説明変数及び説明変数

被説明変数を、 $\ln(\text{焼損棟数})$ とし、焼損棟数に対する消防団員の効果を見るために、消防署の管轄内の市町村ごとの棟数とした。

説明変数については、 $\ln(\text{木造割合})$ 、 $\ln(\text{火災件数})$ 、 $\ln(\text{住宅密度})$ 、 $\ln(\text{消防団員数})$ 、 $\ln(\text{水利数})$ 、 $\ln(\text{消防団員数}) * \ln(\text{住宅密度})$ を採用した。

$\ln(\text{木造割合})$ については、木造割合が増えると、燃え広がりやすくなることから焼損棟数が増加すると思われるため、予想される符号は正である。

$\ln(\text{火災件数})$ については、火災件数と焼損棟数の相関は非常に強いと思われるため、予想される符号は正である。

$\ln(\text{住宅密度})$ については、焼損棟数には住宅密度が大きく影響することが予想される。住宅密度が高まると焼損棟数も増加すると思われるため、予想される符号は正である。

$\ln(\text{消防団員数})$ については、現在決められている消防団の定員は、焼損棟数の減少には効果を与えていないと思われるため、予想される結果は、符号に関わらず有意ではない。

$\ln(\text{水利数})$ については、水利数が多いほど、火災の鎮圧に効果があり、焼損棟数の減少に影響を与えると思われるため、予想される符号は負である。

$\ln(\text{消防団員数}) * \ln(\text{住宅密度})$ については、住宅密度と消防団員の関連性を見るため、交差項を用いた。このモデルにおいて一番注目する変数である。住宅密度が高まると消防団の必要性も増してくると考え、住宅密度が高い地域に、重点的に消防団員が配置されていれば、焼損棟数の減少に影響があると思われるため、予想される符号は有意に負である。

これらの変数の基本統計量は表4のとおりである。

表4 基本統計量

	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
\ln 焼損棟数	198	3.759	0.769	0.000	5.429
\ln 木造割合	198	2.942	0.362	2.249	4.002
\ln 火災件数	198	3.539	0.769	0.000	5.093
\ln 住宅密度	198	7.33	0.484	5.470	7.836
\ln 消防団員数	198	5.597	0.792	4.276	7.367
\ln 水利数	198	7.580	0.625	5.293	8.990
\ln 消防団員数 * \ln 住宅密度	198	-0.142	0.189	-0.554	0.140

4-3. 推計結果

推計結果を表5に掲げる.

表5 推計結果

被説明変数	ln 焼損棟数
推計モデル	FE
説明変数	係数 [標準誤差]
ln 木造割合	0.129 [0.13]
ln 火災件数	0.959 *** [0.05]
ln 住宅密度	-0.519 [0.70]
ln 消防団員数	0.579 [0.37]
ln 水利数	0.138 [0.14]
ln 消防団員数 * ln 住宅密度	-1.301 ** [0.54]
定数項	-0.684 [5.86]
F 又は Wald χ^2	72.23
R^2	0.7183
観測数	198

(注) ***, **, * 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.

このモデルの推計結果について説明する.

木造割合の係数の符号は統計的に有意ではないが, 予想どおり正であった.

火災件数の係数の符号は1%の水準で統計的に有意に正であった. このことは, 火災件数と延損棟数の相関が非常に強いということであり, 予想どおりの結果が得られた.

住宅密度の係数の符号は統計的に有意ではないが, 予想どおり負であった.

消防団員数の係数の符号は正であり, 予想どおり統計的に有意ではないという結果が得られた. このことは, 現在の消防団員は延損棟数の減少には影響がないと考えられる.

水利数の係数の符号は統計的に有意ではないが, 予想に反して正の結果が得られた.

消防団員数*住宅密度の係数の符号は5%の水準で統計的に有意に負であり, 予想どおりの結果が得られた. このことは, 住宅密度が高い地域により消防団員を増やせば, 焼損棟数の減少に影響があると考えられる.

これらの結果から, 説明変数が示す傾向は, 概ね予想どおりの結果が得られた. 注目する変数においては, 予想どおり現状の消防団員は焼損棟数の減少には効果がないということと, 住宅密度の高い地域により手厚く消防団員を配置すれば, 焼損棟数の減少に効果があるということが実証できた.

5. 考察

前章までの分析結果から、住宅密度の高い地域への消防団員の増員という方向性が考えられる。したがって、社会的な余剰も踏まえると、管轄エリア内の消防団員の配置の転換は有効な施策であると考えられる。

災害の多いわが国では、特に予防が大事であるとされているが、予防対策には経済的負担や権利関係の複雑さを理由に、密集地などの解消がなかなか進んでいないのが現状である。倒壊や延焼のおそれの高い木造住宅密集市街地の解消も急がなければならない。過密大都市を直撃するような大災害の場合、高密度の住宅地や商業地が集積の利益を求めて建築されるため、被災の程度が大きくなるといわれている¹⁸。このことから、住宅密度という危険度を考慮した上で消防団の定員数の算定を行い、配置するべきであると考えられる。

実証分析により、現在の算定方法で決められている消防団の定員数が、焼損棟数の減少には効果を与えていないという結果が明らかになったことから、「現在の消防団の定員数の改善」について考察したい。

焼損棟数を減少させるためには、住宅密度の高い地域に手厚く消防団員を割り当てるべきである。また、現在の消防団の定員数の算定方法は、消防ポンプ自動車に依存している傾向が強いので、住宅密度を加味した算定方法とするべきであり、住宅密度を加味した消防団員の配置を行うべきである。しかし、消防団員の増員は現状として大変苦慮しており、稼働できる団員でなければ意味がないことを考えれば、エリア内の者を割り当てる必要があると考える。

また、そもそも消防団員の算定方法が消防ポンプ自動車を基準としていることから、いくら消防団員を住宅密集地域に手厚く配置しても、消防団員の数に相応した、稼働できる消防ポンプ自動車がなければ意味がないことから、消防団員を多く配置したエリアについては、消防団員数の比率に合わせて、消防ポンプ自動車も増加させるなどの対応も必要であると考えられる。

6. まとめ

前節での考察をもとに政策提言をしたい。

消防団員の算定・配置方法は、住宅密度を勘案した算定基準に見直すべきであるということを本稿の政策提言とする。

今回の研究では、データの制約から、東京都多摩地区に対象エリアを限定したが、今後は、対象エリアを拡大した分析を行いたい。また、消防署との役割分担を明確に研究した上で、幅広く消防団の効果についての分析を行うことも今後の課題としたい。

¹⁸ 三井(2009)『大地震から都市をまもる防災行政と都市づくり』34頁参照

謝辞

本稿の作成にあたり、まちづくりプログラム・ディレクターの福井秀夫教授，主査の丸山亜希子助教授，副査の岡崎健二教授，副査の梶原文男教授，副査の西脇雅人助教授をはじめ，まちづくりプログラム関係教員の皆様から，丁寧かつ熱心なご指導と大変貴重なご意見を賜りました。

また，学生の皆様からも有益なご意見と激励をいただきました．ここに記して感謝の意を表します．最後に，貴重な経験を積ませていただいた派遣元の海老名市にも感謝するとともに，この1年間で得られた知識や経験を今後の業務に活かしていきたいと思えます．

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ないと考えています．また，誤りは全て筆者の責任であることをお断りいたします．

参考文献

- ・海老名市(2010)「海老名市消防年報」
- ・小西砂千夫(1998)「公共財の私的供給システムとしての消防団の研究」産研論集(関西学院大学)25号
- ・小林将之・関沢愛(2004)「地域特性と消防団員数の関連性に関する考察」2004年度地域安全学会
- ・後藤一蔵(2001)『消防団の源流をたどる—21世紀の消防団の在り方—』近代消防社
- ・後藤一蔵(2010)『国民の財産 消防団—世界に類を見ない地域防災組織—』近代消防社
- ・消防力の整備指針研究会(2006)『消防力の整備指針・消防水利の基準』ぎょうせい
- ・総務省消防庁(2009)「消防白書」
- ・総務省消防庁(2004)「地域防災体制の充実強化に向けた消防団員確保の在り方について」地域防災体制の充実強化に向けた消防団員確保のための調査検討会報告
http://www.fdma.go.jp/html/new/chiiki_h16.html
- ・総務省統計局「統計でみる市区町村のすがた」(2000～2008)
- ・東京消防庁「東京消防庁統計書」第61回(平成20年)～第53回(平成12年)
- ・東京都「消防年報」(平成21年版～平成13年版)
- ・徳田正明(2007)『がんばれ消防団 消防団員の身分と処遇』近代消防社
- ・橋立多美(2009)『ルポ消防団』耶珂書房
- ・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
- ・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(第2版)』東洋経済新報社
- ・三井康壽(2009)『大地震から都市をまもる』信山社
- ・三井康壽(2009)『防災行政と都市づくり』信山社

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

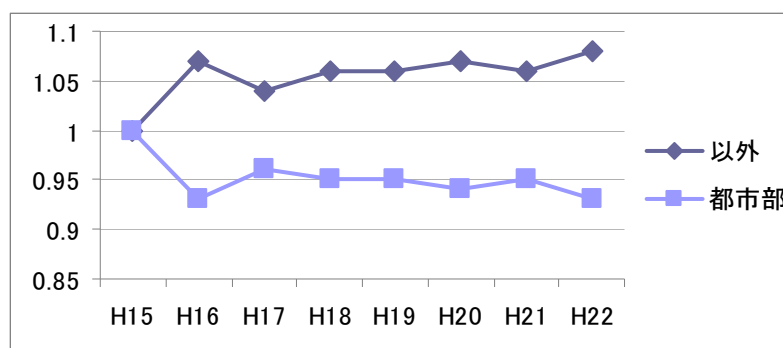
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑮

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているのので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

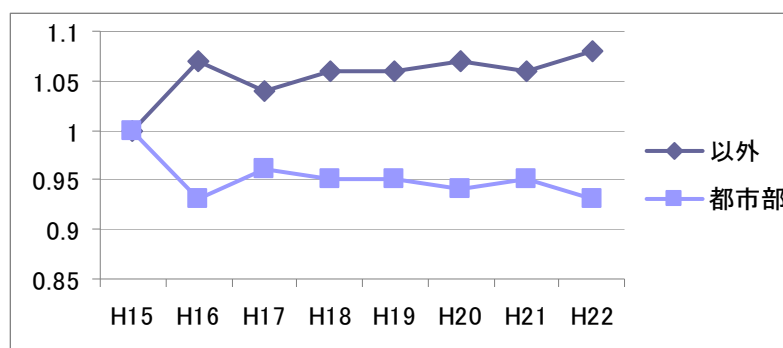
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているのので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒後教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだが、本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

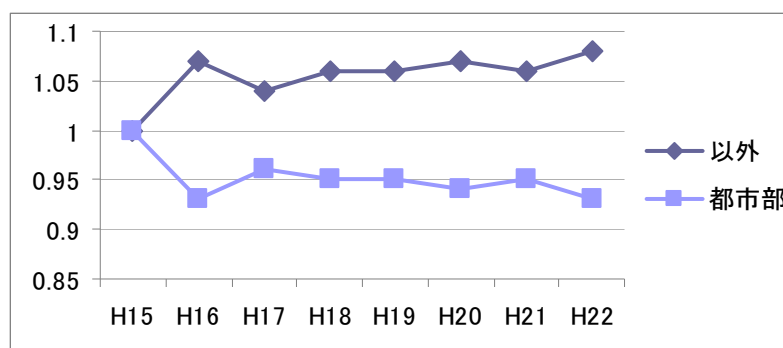
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

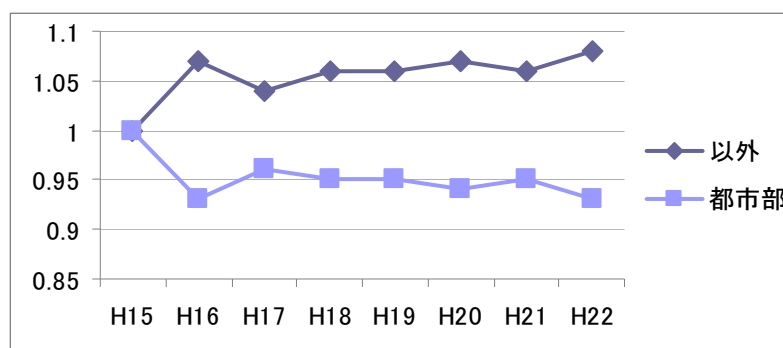
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

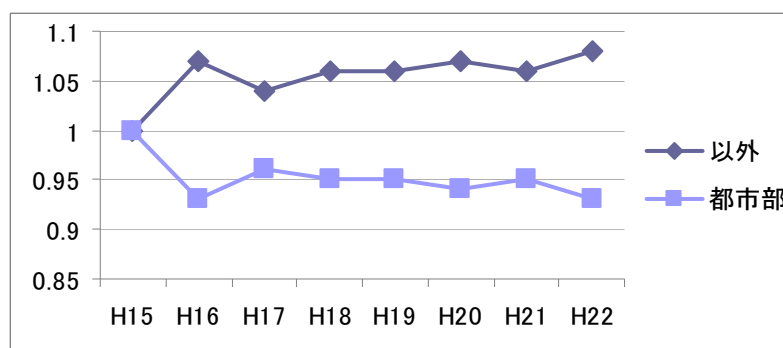
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒後教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

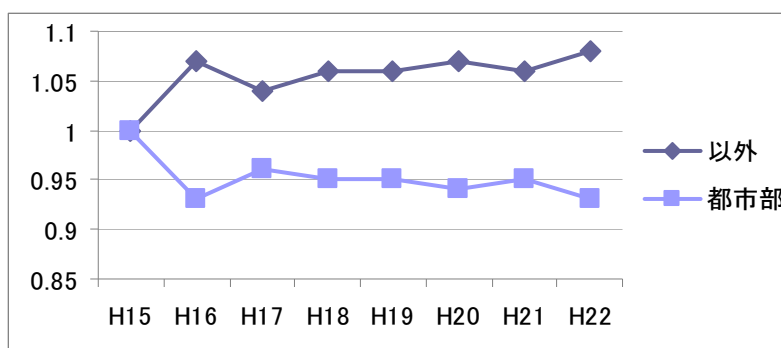
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

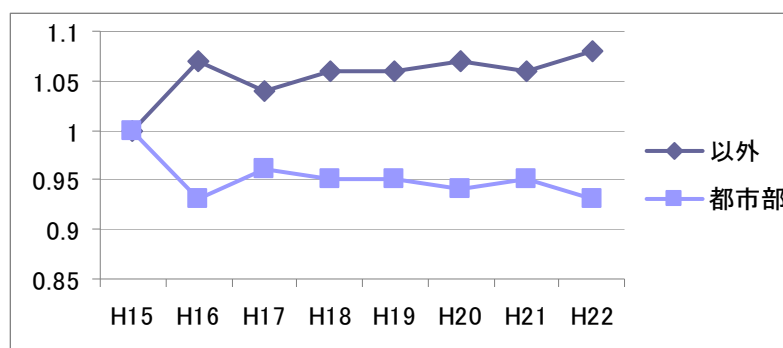
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑮

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒後教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

新医師臨床研修制度が医師偏在に与えた影響に関する考察

<要旨>

平成16年度に施行された新医師臨床研修制度について、研修医の大都市集中と地方の医師不足の顕在化を招いたとされる。しかし、実数を見ると実際には研修医は大都市ではなく地方で増加している。

本論文では、新制度導入後の医師数の変化に着目し定量的に分析した。分析結果から、医師は大都市よりも地方県の中心市への集中傾向が高くなり、都道府県間での偏在ではなく県内での偏在が進行しているということが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、各都道府県で地理的な条件等が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応する等の医師偏在に対する政策への提言を行っている。

2011年（平成23年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10062 矢ヶ崎 洋子

目 次

1. はじめに	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 先行研究と本研究の位置づけ	1
1.3 論文の構成	1
2.新医師臨床研修制度の概要等	2
2.1 新制度導入から見直しまでの変遷	2
2.2 大学病院の医局制度と医師派遣機能	3
3.新制度の影響の分析	3
4.新制度の影響の実証分析	4
4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル	5
4.1.1 検証する推定モデル	5
4.1.2 被説明変数及び説明変数	5
4.1.3 推定結果	7
4.1.4 考察	8
4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル	8
4.2.1 検証する推定モデル	9
4.2.2 被説明変数及び説明変数	9
4.2.3 推定結果	10
4.2.4 考察	11
5.研修制度見直しに対する考察	11
5.1 都道府県別の定員制限について	11
5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案	11
6.分析のまとめと今後の課題	12
6.1 まとめ	12
6.2 今後の課題	13
参考文献	15

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

平成16年度に導入された新医師臨床研修制度（以下、新制度と呼ぶ）により、努力義務だった臨床研修制度が必修化された。必修化の背景には、地域医療との接点が少なく専門の診療科目に偏った研修が行われていたこと、多くの研修医は給与等の処遇が不十分でアルバイトせざるを得ず研修に専念できない状況だったこと、等の問題があった¹。新制度はこれらの解消を目指したものであるが、研修病院を自由に選択できるようになったため、研修医の大都市集中を招き医師の地域偏在を顕在化したと言われる²。確かに新制度が導入された後、主に地方の公立病院が閉鎖危機に晒される事例が相次いだ。本当に大都市集中は起きたのか、仮に起きたとしても新制度と因果関係があるのだろうか。本稿では、その検証と対策について述べる。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

新臨床研修制度や医師不足、地域偏在の問題点を論じた先行研究には、次の研究がある。宮本(2007)は、地方とくに離島における医師不足問題を一般均衡モデルによって分析しているが、実際のデータによる分析は行っていない。また、佐野(2009)がコンジョイント分析による医師の就業地選択に関する研究を行っている。他に、吉田(2010)は、医師不足について、医師総数が足りないという主張は内部収益率を見る限り正しくなく、診療科間や病院・診療所間のミスマッチが存在する可能性を指摘しているが、地域偏在については触れていない。

以上のように、経済学分野の研究では理論を扱ったものが多く、データを用いた研究ではアンケート調査によるものが多い。実際のデータを用いた実証的な分析を行った研究は少なく、また厚生労働省の「医師偏在の原因は新制度」という見解について検証した点で本研究には一定の意義があるものと考えられる。

1.3 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、臨床研修制度と大学病院の医局システム及び医師派遣機能について概観を述べる。第3節では、臨床研修制度による医師数変化の理論分析を行う。第4節では、前節の理論分析を踏まえ、実際に医師数はどのように変化したのかについて実証分析を行い、その結果について考察する。そして、第5節において、実証分析の結果を踏まえ、臨床研修制度の見直しと医師偏在問題について試案を提示する。最後に第6節において、分析から導かれた結論と今後の課題についてまとめる。

¹ 厚生労働省「医師臨床研修制度のホームページ」より。

² 臨床研修制度のあり方等に関する検討会の意見のとりまとめより。

2.新医師臨床研修制度の概要等

2.1 新制度導入から見直しまでの変遷

戦後の研修制度は臨床実地研修制度と呼ばれ、大学卒業後に1年間の実地研修を経て医師国家試験の受験資格が得られる仕組みだった。正規の資格がなく研修医の身分が不安定だったため、昭和43年に医師法が改正され、臨床研修は努力規定となり卒業後すぐに国家試験が受験可能となった。正確なデータは存在しないが、当時の研修率は80～85%とされることが多い。

新制度の基本理念は「医師としての人格の涵養とプライマリ・ケア³の基本的な診療能力の修得」であり、プライマリ・ケアを実際に医療機関で研修を行い身に付けることとされる⁴。そのため、新制度では複数の診療科で研修を行うことが必須とされた。また、旧制度下においても研修医の身分保障が十分ではなかったため、処遇について「研修医に対する適切な処遇を確保していること」と明確な規定が設けられた。さらに、研修を実施する医療機関の指定基準が大幅に緩和された。旧指定基準を満たすのは大学附属病院や同等の大規模な病院のみだったが、この改正により中規模の病院でも研修が可能になった。併せて募集採用方法が原則として公募制になったこともあり、研修先が自由に選択できることになった。

新制度施行にあたり、あらかじめ5年後の見直しが規定されていた。平成20年に厚生労働省と文部科学省が「臨床研修制度のあり方等の検討会」（以下、検討会と呼ぶ）を合同で設置し、臨床研修制度及び関連する諸制度等のあり方について議論された。検討会の意見のとりまとめには、技術的な目的（プライマリ・ケアの修得）を達成するために研修の制度設計を見直す必要があること、研修医の処遇改善については効果が見られた⁵こと、等の見解が示されている。また、新制度の予期せぬ副作用として研修医の大学病院離れと大都市集中が起き、医師の地域偏在の顕在化と加速するきっかけになった、との見解が示された。そして、この見解を基に、平成22年度から研修医の都道府県別定員制限が実施され、研修病院の選定基準が厳格化されることになったのである。

なお、臨床実地研修制度下では「研修医」は国家試験受験前の学生でも医師でもない期間の前医師のことを指したが、現在では法律的に規定された身分ではなく、医学部卒業後1から5年目の医師を指す呼称に過ぎない。1から2年目の研修医を前期研修医、3から5年目の研修医を後期研修医と呼ぶこともあるが、本稿で取り扱うのは前者である。

³ すべての診療科目の基本的な治療法

⁴ 吉田(2010)は「卒業後すぐに大学医局に入り、その医局が得意とする診療科目を専門的に学ぶことになるので、総合的な診療技術を学ぶ機会が少なかった」と指摘している。

⁵ 厚生労働省の調査によると、研修医の平均給与は平成15年は約260万円、平成16年は約360万円だった。

2.2 大学病院の医局制度⁶と医師派遣⁷機能

旧制度下では、大学を卒業し国家試験に合格した医師の大半は医局と呼ばれる大学病院の組織に属し、医局の人事に従うのが一般的なキャリアパスだった。大学病院ではない一般の病院は市中病院と呼ばれ、市中病院の中で大学病院から医師派遣を受けている病院は関連病院と呼ばれる。

医局に入局すると、長期間に渡って医局の統制下に置かれ、大学病院と関連病院を平均して約5年のローテーションで転勤することになる。また、医局は教授を筆頭に、助教授、講師、医局員、研修医と続くピラミッド構造を成し、大学外の関連病院に勤務していてもその人事権が教授にあるという特殊な労働市場を形成している。猪飼(2000)は、医局制度を通して日本の医師のキャリアを分析したが、40歳前後までは、どの病院に勤務するかは医局の決定による部分が大きいとしている。

表1は、平成15年から平成22年の、臨床研修を実施した病院を大学病院と市中病院の割合を表したものである。医局制度が一種の徒弟制度であり勤務地に対する選択権が無いことや、大学病院が研修病院として魅力的ではない⁸ことから、研修病院が自由に選択できるようになった新制度下では、研修先に市中病院を選択する医師が急増していることがわかる。

表1 臨床研修実施病院の割合⁹

	単位:%							
	H15	H16	H17	H18	H19	H20	H21	H22
大学病院	72.5	55.8	49.2	44.7	45.3	46.4	46.8	43.3
市中病院	27.5	44.2	50.8	55.3	54.7	53.6	53.2	56.7

3.新制度の影響の分析

検討会のとりまとめでは、「大学病院で研修を受ける医師が大幅に減少し、大学病院の若手医師が実質的に不足する状況となり、地域への医師派遣機能が低下した」となっている。つまり、大学医局に入局する医師が減り人手不足に陥ったため、関連病院に派遣していた医師を引き上げ、後任が補充されない関連病院が閉鎖等の事態に陥ったという構図となっている。

とりまとめは、続けて「研修医が研修後も含め都市部に集中する傾向が続いている」としている。しかし、この見解には疑問がある。図1は、平成15年度の研修医

⁶ 医局制度は存在の是非が問われる制度であるが、本稿においてはその議論は行わない。

⁷ 派遣と呼ばれているが、実際は医師を推薦という形で医師を供給している。

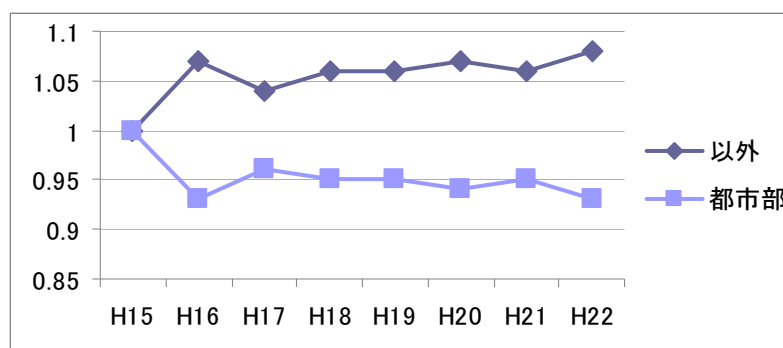
⁸ 川村(2009)によると、研修病院を選択する要因は、診療科数や病床数や救急患者数が多い等の多数の症例に触れられることであり、指導体制や給与待遇は決定的な要因ではないとされる。

⁹ 厚生労働省及び医師臨床研修マッチング協議会の資料から筆者作成。

数を1とした場合の研修医数の推移を表したものの¹⁰、新制度導入後、都市部の研修医数が導入前の水準を超えたことは一度もないということがわかる。つまり、研修医の大都市集中は起きていないということになる。また、同様の比較を行うと、導入後最も研修医数が増加したのは岩手県、次いで沖縄県である。

以上から、研修医は大都市に集中しているわけではなく、大都市か否かに関係なく大学病院から市中病院に移動したと考えられる。また、研修可能な市中病院は、都道府県内の中心部に立地することから、都道府県の中心ではない周辺部の関連病院で医師が減少していると推測する。

図1 研修医数の推移



前節で述べたように、確かに研修医の大学病院離れは数字の上からも確認できる。しかし、大学病院離れと実際には起きていない大都市集中は別の論点であるにもかかわらず、とりまとめでは一義的に扱い制度見直しの要因としている点は問題であろう。

4.新制度の影響の実証分析

本節では、前節の分析により導かれた「医師は都道府県レベルの都市部では減少傾向にあるが、市町村レベルでは都道府県内の中心部への集中傾向にある」という仮説を基本として、平成10年から平成20年までの都道府県別の隔年のパネルデータを用いて実証分析を行う。また、市町村レベルでの変化を分析するため、サンプルケースとして山梨県を用いる。隔年のデータを用いる理由は、被説明変数とした医師数のデータ出所の「医師・歯科医師・薬剤師調査」が隔年の統計調査であるためである。

¹⁰ 同上。都市部は、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、京都府、福岡県である。

4.1 都道府県別の医師数の変化に関するモデル

4.1.1 検証する推定モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。また、都道府県ごとの観測不可能な固有要素が存在すると考えられるので、ハウスマン検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデルあるいは変量効果モデルにより推定する。

新制度が医師数に与える影響を明らかにするため、次のモデルを推計する。

$$\ln N = \alpha_1 + \beta_1 \text{Dh16} * \text{Dhcity} + \beta_2 \text{Dh18} * \text{Dhcity} + \beta_3 \text{Dh20} * \text{Dhcity} + \beta_4 X_1 + \varepsilon_1$$

N：都道府県別の人口10万人当たり医師数

α_1 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_4$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_1 ：変数

ε_1 ：誤差項

4.1.2 被説明変数及び説明変数

以下に各変数の意味、データの時期、出所等を整理する。

①被説明変数：ln(都道府県別の人口10万人当たり医師数)

各都道府県における医師数の対数値を被説明変数とした。データは、厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査¹¹』を利用した。

被説明変数を研修医数でなく医師数とした理由は、研修医とは医学部卒業後およそ5年までの医師を指す言葉であり、医師であることに変わりはなく、統計上の医師数に含まれるからである。また、新制度施行前は研修自体が努力義務だったため研修を受けない医師が約15%前後存在し、前後比較が困難なためである。

②都会ダミー

都会ダミーは、政令指定都市のある道府県と東京都について1を、それ以外の県について0をとるダミー変数である。

③年ダミー

平成16年ダミーは、平成16年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。同様に、平成18年ダミー及び平成20年ダミーは、それぞれの年について1を、それ以外の期間について0をとるダミー変数である。

¹¹ 医師・歯科医師・薬剤師調査の問題点として、①回答が有資格者の約90%とデータに欠損がある②高齢等の理由で実際に診療を行っていない医師も数に含まれている③実際の労働の状況が把握されていない等がある。

平成16, 18, 20の各年でダミーを取った理由は、研修期間は2年であり、研修修了後に別の都道府県に移動する可能性を想定したからである。また、新制度の影響は導入後すぐにではなく、時間が経過するにつれて少しずつ現れて行くと予想したためである。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に現れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。

⑤説明変数Ⅰ：人口10万人当たりの病院数

医師の労働の場である病院の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑥説明変数Ⅱ：人口10万人当たりの診療所数

医師の労働の場である診療所の増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における病院の人口10万人当たりの数を用いた。

データは、厚生労働省『医療施設動態調査』を利用した。

⑦説明変数Ⅲ：人口10万人当たりの老人ホーム数

医師の労働の場である老人ホームの増減に伴う数の変化を表す指標として、各都道府県における老人ホームの人口10万人当たりの数を用いた。なお、本稿における老人ホームの定義は、老人福祉法に定められている特別養護老人ホームとする。

データは、厚生労働省『社会福祉施設調査』及び『介護サービス施設・事業所調査結果』を利用した。

⑧説明変数Ⅳ：人口10万人当たりの一日当たり外来患者数

⑨説明変数Ⅴ：病床利用率

地域ごとに異なる医療事情をコントロールするため、人口10万人当たりの一日当たり外来患者数及び病床利用率を用いた。

データは、厚生労働省『病院報告』を利用した。

⑩説明変数Ⅵ：高齢化率

⑪説明変数Ⅶ：幼児割合

高齢者や幼児の多い地域では医療事情が異なると考えられるため、この要因をコントロールするために高齢化率と幼児割合を用いた。

データは、総務省統計局の10月1日付け人口推計を利用した。幼児割合は、5歳階級の人口推計の0～4歳人口から計算した。

⑫説明変数Ⅷ：可住地面積当たりの人口密度

地域ごとに異なる要因をコントロールするため、人口密度を用いた。

データは、総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』を利用した。

⑭年ダミー*高齢化率

⑮年ダミー*幼児割合

年ごと、地域ごとに異なる要因をコントロールするため、年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項を用いた。

これらの変数の基本等計量は次のとおりである。

表2 基本統計量①

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(人口10万人当たりの医師数)	282	5.350575	0.185185	4.757891	5.70178
都会ダミー	282	0.255319	0.436816	0	1
H16年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H18年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H20年ダミー	282	0.166667	0.373341	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	282	0.042553	0.202206	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	282	0.046099	0.210073	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	282	0.049645	0.217597	0	1
人口10万人当たりの病院数	282	83.866310	14.434390	54.500	134.800
人口10万人当たりの診療所数	282	75.294360	12.650270	48.580	105.730
人口10万人当たりの老人ホーム数	282	4.864291	1.585601	1.460	10.760
人口10万人当たりの外来患者数	282	14.245180	3.158358	8.430	27.340
病床利用率	282	0.842192	0.030698	0.768	0.914
高齢者割合	282	0.207943	0.033883	0.120	0.290
幼児割合	282	0.044986	0.004041	0.034	0.065
人口密度	282	1251.63	1581.182	68.900	8893.350

注) 年ダミー*高齢者率, 年ダミー*幼児割合については省略した。

4.1.3 推定結果

推定結果は表3のとおりである。

表3 推計結果①

被説明変数	ln医師数 OLS	
	係数	標準誤差
都会ダミー	0.0761617 ***	0.0235924
H16ダミー	0.3504626	0.4229033
H18ダミー	0.4563129	0.4112614
H20ダミー	0.8100372 **	0.402421
病院数	0.005539 ***	0.0014257
診療所数	0.0042657 ***	0.0015098
老人ホーム数	0.0056413	0.0034937
高齢化率	1.170003 ***	0.4309764
幼児率	9.125863 ***	2.816547
人口密度	0.00000566	0.0000047
H16ダミー×都会ダミー	-0.0581116	0.0478176
H18ダミー×都会ダミー	-0.0672411 *	0.0459612
H20ダミー×都会ダミー	-0.0897387 **	0.041661
H16ダミー×高齢化率	-0.9712882	0.9015469
H18ダミー×高齢化率	-1.13606	0.8899899
H20ダミー×高齢化率	-2.156185 *	0.8483338
H16ダミー×幼児割合	-1.63035	5.72822
H18ダミー×幼児割合	-2.050112	5.530542
H20ダミー×幼児割合	-3.314619	5.502347
定数項	2.912547	0.2324082
修正済R2値	0.8057	
サンプル数	282	

注) ***, **, *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。

4.1.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が負であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、都道府県単位では、大都市の医師数は減少傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項でも同様の傾向がある。都市部での少子高齢化の変化率が、地方よりも高いことが要因と考えられる。また、都会ダミーの係数は正だが、依然として都市部の医師数の方が多いためであると思われる。各年ダミーの係数がいずれも正なのは、一部の県を除き基本的には医師は前年よりも増加しているからだと思われる。

4.2 市町村別の医師数の変化に関するモデル

本稿では、山梨県をケーススタディとして、県レベルにおける医師数の偏在の状況を分析する。

4.2.1 検証する推定モデル

$$N = \alpha_2 + \beta_5 Dh16 * Dhcity + \beta_6 Dh18 * Dhcity + \beta_7 Dh20 * Dhcity + \beta_8 X_2 + \varepsilon_2$$

N：市町村別の人口10万人当たり医師数

α_2 ：定数項

$\beta_5 \sim \beta_8$ ：パラメータ

Dh16：平成16年ダミー Dh18：平成18年ダミー Dh20：平成20年ダミー

Dhcity：都会ダミー

X_2 ：変数

ε_2 ：誤差項

4.2.2 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：市町村別の人口10万人当たり医師数

医師数が0の市町村があるため、この分析では実数を用いた。

②都会ダミー

都会ダミーは、県庁所在地である甲府市及び山梨大学医学部附属病院が立地する中央市は1、他の市町村は0をとるダミー変数である。

④年ダミー*都会ダミー

新制度の影響は時間の経過と共に表れると予想したため、年ダミーと都会ダミーの交差項を用いた。予想される符号は正である。

③、⑤～⑬

4.1.2と同様の変数である。なお、総務省統計局では市町村別の5歳階級の人口推計をしていないため、県で把握している数値を用いた。また、平成10年から20年の間に合併した市町村については、全て平成22年度現在の市町村に同定した。

これらの変数の基本統計量は次のとおりである。

表4 基本統計量②

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
人口10万人当たりの医師数	138	174.629700	227.165600	35.25	1259.57
都会ダミー	138	0.217391	0.413974	0	1
H16年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H18年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H20年ダミー	138	0.166667	0.374036	0	1
H16年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H18年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
H20年ダミー×都会ダミー	138	0.036232	0.187547	0	1
人口10万人当たりの病院数	138	0.057391	0.047910	0	0.2
人口10万人当たりの診療所数	138	0.657536	0.248125	0.33	1.54
人口10万人当たりの老人ホーム数	138	5.435062	7.063610	0	34.92
人口10万人当たりの外来患者数	138	1312.2330	1039.0220	0	3823.03
病床利用率	138	0.710971	0.241394	0	0.94
高齢者割合	138	0.214420	0.060085	0.11	0.39
幼児割合	138	0.045565	0.010194	0.02	0.07
人口密度	138	362.1667	420.1985	24.80	1875.20

注) 年ダミー×高齢者率, 年ダミー×幼児割合については省略した.

4.2.3 推定結果

推定結果は表5のとおりである.

表5 推計結果②

被説明変数	医師数 Fe	
	係数	標準誤差
都会ダミー	(dropped)	
H16ダミー	-70.486	84.663
H18ダミー	-89.117	88.062
H20ダミー	23.241	94.144
病院数	468.299 *	264.009
診療所数	49.972 ***	18.391
老人ホーム数	1.161	0.751
高齢化率	382.179 **	168.168
幼児率	-394.942	819.587
人口密度	0.014	0.092
H16ダミー×都会ダミー	20.160 **	8.510
H18ダミー×都会ダミー	31.124 ***	8.586
H20ダミー×都会ダミー	56.586 ***	9.240
H16ダミー×高齢化率	82.964	174.917
H18ダミー×高齢化率	90.680	174.553
H20ダミー×高齢化率	151.327	181.659
H16ダミー×幼児割合	1030.022	1060.470
H18ダミー×幼児割合	1091.865	1106.677
H20ダミー×幼児割合	462.207	1156.233
定数項	-3.919	66.720
修正済R2値	0.5671	
サンプル数	138	

注) ***, **, *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.

4.2.4 考察

推定の結果、各年ダミーと都会ダミーの交差項の符号が正であり、係数の絶対値が漸増していることが示された。このことから、市町村単位では、県内の中心部の医師数は増加傾向にあると言える。

統計的に有意ではないが、各年ダミーと高齢化率及び幼児割合の交差項には一定の傾向が見られなかった。医師が増加している中心部の高齢化率と幼児割合が、他の市町村と比較して高いとも低いとも言えないことが要因と考えられる。また、各年ダミーの係数の符号も一定ではないが、中心部では医師が増加し続けているが、それ以外の市町村では増加した年と減少した年が混在しており、一定の傾向がないためではないかと思われる。

5.研修制度見直しに対する考察

5.1 都道府県別の定員制限について

前節までの分析により、新制度導入後に研修医の大都市集中は起きておらず、都道府県の中での偏在が進行していることが明らかになった。しかし、検討会は大都市集中を前提に制度の見直しを行い、研修医募集に対して都道府県別の上限を設定することとした。また、研修病院の要件を厳格にし、医師派遣を行っている病院に対しては定員を優遇することとした。

この見直しには、平成18年の全国医学部長病院長会議による「臨床研修制度の迅速な見直しを求める緊急声明」等、大学側からの主張が反映されていると思われる。一般の研修病院や学生の意見が生かされていない点が問題であるし¹²、何より都道府県間の医師数の不均衡が是正されている流れに逆行する。県の中での偏在が問題なのだから、都道府県ごとに定員を設けても問題の解決にはつながらない。無意味な規制を行う必要性はなく、都道府県別の定員制限については撤廃も含めて再考すべきであると考えられる。

5.2 都道府県内の医師偏在に関する対応案

都道府県内の医師偏在にどう対応すべきなのだろうか。各都道府県で地理的な条件が異なることから、国による一律な対応策を講じるのは困難であり、都道府県ごとに対応すべきだと考える。

実証分析のサンプルケースとして取り上げた山梨県を例に、周辺部の病院での医師確保に関する対応案を提示する。

第一に、周辺部の病院で常勤医師が確保できないならば、常勤にこだわらずに非

¹² 伊藤(2010)や堀籠(2010)は、新制度の成果についての検討が十分に行われず、大学関係者の主張に従う形で見直し議論を進めたことについて異論を唱えている。

常勤で医師を招聘することである。医師の地理的な分布は市場原理に従わない¹³ことや、就業地選択に当たって医療機関の立地場所がへき地でないこと等の要因が大きい¹⁴と指摘されている。つまり、医師にとってへき地である県の周辺部で勤務するインセンティブは小さいのである。このギャップを埋め常勤で勤務する医師を探すことは困難であるので、県の中心部に勤務する医師を非常勤として雇用するセカンドベストを選択するのである。

第二に、行政として何もしないという選択である。山梨県はほぼ円形で県のほぼ中央に県庁所在地があるため、県内の大抵の場所から一時間以内で到達できる。また、県の東部は東京都と接しており、八王子市まで30分ほどの距離である。つまり、近所に病院が無くとも他地域の病院に通院が可能と言える。もちろん通院困難な地域も存在するが、医師の確保に多大なコストを要するならば、あえて何もしないという選択肢もあり得るのではないだろうか。

第三に、他県との連携である。地理的に県の中心部よりも隣県の方が近いという地域は必ず存在する。個人では既に他県の医療機関を利用しているケースも多いだろうが、県が相互扶助の協定等を結び、医療提供体制を整備する方がより効率的であろう。

6.分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、新医師臨床研修制度の影響、特に地域別の医師数の変化に与えた影響について、平成10年から平成20年までの都道府県別及び市町村別のパネルデータを用いて実証分析を行った。その結果、都道府県単位では大都市では医師は減少傾向にあり、市町村単位では県内の中心部に集中傾向にあることが明らかになった。

この分析から導き出される結論は以下である。

第一は、新制度の見直しによって研修医の都道府県別の定員制限が設けられたが、これは撤廃も含めて再考すべきということである。

第二に、医師の地域偏在は都道府県の中で進行しているので、対応するのならば国による一律な対策ではなく、都道府県ごとに地域事情に応じた策を講じるべきということである。

厚生労働省は、昭和60年前後から長く医師数過剰の立場を取っていたが、平成20年の「骨太の方針2008」に至って公式に医師の総数不足を認め¹⁵、医学部の定員を

¹³ 小林(2006)は、同じ診療科の医師が増え患者獲得競争が起きても地域的に均等に分布しないと指摘している。

¹⁴ 佐野(2009)は、医療機関の立地場所以外の非金銭的な要因として、診療について相談できる医師の有無、学会や研修会への出席機会が保証されていること等を挙げている。

¹⁵ 昭和57年の第二次臨時行政調査会による答申や昭和61年の「将来の医師需要に関する検討委員会」の最終意見を受け、医師数抑制政策と医療費抑制政策が取られた。医学部の定員は昭和59年の

7,625名から7793名に増員した。平成23年には8,923名まで増加しているので、増員された医学生が医師として働き始める約10年後には、偏在の問題がいくばくかは解決すると期待したい。

6.2 今後の課題

今回の研究では、医師の地域別の人数について分析したが、サンプルケースとして分析した県が一つであり、地域ごとに精緻な分析を行う必要がある。また、診療科の偏在や女性医師の増加等の問題について触れられなかった。医師不足や偏在には多くの側面があり、その要因が複雑に絡み合っている。今回は数の面だけで議論を行ったが、問題の諸要因を丁寧に考察すべきと考える。

謝辞

本論文の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、梶原文男教授（主査）、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授（副査）、田尾亮介講師（副査）をはじめとするまちづくりプログラムの先生方には、丁寧なご指導をいただきましたことに心より感謝申し上げます。また、まちづくりプログラム及び知的財産プログラムの学生の皆様にも、お礼申し上げます。

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ないこと、内容の誤りはすべて筆者に帰属することを予めお断りいたします。

8,280名をピークに平成19年には7,625名まで減少していた。

付録：主なデータの出典

データ	出典
医師数	厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』
病院数 診療所数	厚生労働省『医療施設動態調査』
老人ホーム数	厚生労働省『社会福祉施設調査』，『介護サービス施設・事業所調査結果』
外来患者数 病床利用率	厚生労働省『病院報告』
高齢化率 幼児割合	総務省統計局『人口推計年報』
人口密度	総務省統計局『社会生活指標－都道府県の指標－』

参考文献

- ・猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業教育の構造分析ー」『季刊社会保障研究』36巻2号, 269-278.
- ・漆博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊社会保障研究』22巻1号, 51-62.
- ・大森正博(2008)『医療経済論』岩波書店.
- ・川村颯(2009)「新卒医師の研修先決定要因」『病院』68巻12号, 100-104.
- ・小林廉毅(2006)「医師数と医師の分布」『医療経済研究』18巻2号, 142-146.
- ・佐野洋史・石橋洋次郎(2009)「医師の就業場所の選択要因に関する研究」『季刊社会保障研究』45巻2号, 170-182.
- ・佐野洋史・岸田研作(2004)「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊社会保障研究』40巻2号, 193-203.
- ・中澤勇一「医師不足の現状と対策」『信州医学雑誌』58巻6号, 291-300.
- ・平井慶徳(2006)「“医局”の是非」『順天堂医学』52巻4号, 651-653.
- ・堀籠崇(2010)「実地修練(インターン)制度に関する研究ー新医師臨床研修制度に与える示唆ー」『医療と社会』20巻3号, 239-250.
- ・真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保障旬報』2121号, 26-30.
- ・宮本守(2008)「地方における医師不足問題」『経済系：関東学院大学経済学会研究論集』235集, 1-13, 関東学院大学経済研究所.
- ・吉田あつし(2009)『日本の医療のなにかが問題か』NTT出版.
- ・吉田あつし(2010)「医師のキャリア形成と医師不足」『日本労働研究雑誌』52巻1号, 28-41.

関係機関HP

- ・医師臨床研修マッチング協議会 <http://www.jrmp.jp/>
- ・厚生労働省「新たな医師臨床研修制度のホームページ」
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/isei/rinsyo/index.html>

放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察

<要旨>

全国の港湾・河川では、放置艇が多く見うけられ、その対応に行政が苦慮している。本稿は、放置艇の減少に効果がある対策を明らかにすることに加え、現場の実態、法制度の現実課題を把握することにより、今後の放置艇への対応と現実課題について考察することを目的とする。実証分析では、撤去率が放置艇率に与えた影響を分析し、放置艇の減少には撤去の効果があることを示した。しかし、撤去のための行政代執行を行う上で煩雑な手続、撤去費用の回収等の課題があることから、今後、円滑な実施のために、所有者特定のための制度を厳密に運用する必要性等の対応案を提案している。

2011年(平成23年)2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU10063 成田佳奈子

目次

1.1 研究の概要	1
1.2 先行研究	2
2. 放置艇に関する現行の取組	2
2.1 小型船舶登録制度	2
2.2 港湾・河川における施設整備・法整備	2
2.2.1 港湾	2
2.2.2 河川	3
2.3 撤去	3
3. 実証分析	4
3.1 分析方法	4
3.2 推定モデル	4
3.3 データ	5
3.4 分析結果と考察	5
4. 代執行・小型船舶制度の課題	6
4.1 代執行の課題を把握するための調査	6
4.1.1 法律や関連制度との比較	6
4.1.2 現場の手続	6
4.2 実態調査結果の整理・分析	6
4.2.1 実態の例示	6
4.2.2 手続上の課題	7
4.2.4 故意犯の存在	10
4.2.5 代執行の判断に移る契機	10
4.2.6 実施上の課題	11
4.3 対応方針	11
4.3.1 効率的な作業体制	11
4.3.2 所有者特定のための制度の厳密化	12
4.3.3 不法投棄防止の対策の必要性	13
5. 対応案	13
5.1 行政代執行に関する専門機関の設置	13
5.2 小型船舶登録制度、検査制度の厳密化	13
5.3 登録時のデポジット金の徴収等	14
6. 分析のまとめと今後の課題	14
6.1 まとめ	14
6.2 今後の課題	15
【参考文献】	16

1. はじめに

1.1 研究の概要

余暇の多様化に伴い小型船舶（ヨット、モーターボート等）の利用を楽しむ人が増加している。一方で水域管理者により認められた施設や区域以外の場所に係留等されている放置艇による船舶航行の障害、洪水時の流水阻害、台風時の船舶の流出等が問題となっている。

港湾・河川等の各水域の放置艇は減少している傾向にあるものの、全国で11万強の放置艇があり、これは確認されているプレジャーボート数の約5割を占めており、その対策が求められている。

一方、各水域管理者では重点的に取り組むべき対策（施設料金の調整、撤去等）が整理されないまま個々の現場の裁量によって対応されているのが現状である。例えば、撤去件数は管理者によって大きく異なっている。

そこで本稿では、港湾及び河川を中心に船舶の放置行動に影響を与えている要素の実証分析を行い、また各水域管理者の現場の実態、法制度の現実課題を把握することで、今後放置艇を抑制するための制度・運用を考察し、提言を行った。本稿の構成と研究方法は以下のとおりである。

第2章では港湾・河川での施設整備・法整備状況を概観した。具体的には個別法における簡易代執行の創設や撤去の根拠法令等を整理した。

第3章ではロジックモデルに基づく実証分析を行った。東京湾、伊勢湾、大阪湾における個別港湾を対象とし、船舶の放置行動に関連すると考えられるいくつかの指標を用いて推計することで、放置行動に影響を与える要素について定量的に推定した。その結果、放置行動の減少に撤去の効果があることが実証された。

第4章では、第3章で放置艇の減少には撤去の効果があると実証されたものの、現実には撤去の頻度はそれほど高くないことを踏まえ、その背景には現場の手続きや行政職員の意識、小型船舶制度に課題があると考え、現場手続等の調査を行うこととした。具体的には法律や関連制度との比較や現場の実態調査を行った。その結果、撤去の手続きが煩雑であるために手間・時間がかかることや撤去費用等の回収の困難さ等から課題があることが明らかになった。それへの対応策としては、効率的な作業体制、所有者特定のための現行制度の厳密化、不法投棄防止の対策の必要性が考えられる。

第5章では第4章で明らかになった課題及び対応策への方向性を踏まえて具体的な提言を行った。具体的には、行政代執行に関する専門機関の設置、小型船舶登録・検査制度の厳密化、デポジット金の徴収等を挙げた。

第6章では、本稿のまとめと本稿では解決できなかった問題点について今後の課題として提示した。

1.2 先行研究

放置艇に関する最近の研究等では、八木宏樹（2002）が海洋調査や聞き取り調査などから、後志管内のプレジャーボート等の実態を把握し、漁業と海洋レジャー産業をうまく調和させながら発展させる方策について提示している。国土交通省・農林水産省は「平成18年度プレジャーボート全国実態調査」を実施し、全国の港湾及び河川等における放置艇数の実態を調査している。また、船舶ではないが、放置行動に関する研究では梶田佳孝(2010) が自転車撤去がその後の自転車利用者の駐輪行動にどのような影響を及ぼすか検証している。

このように先行研究はあるものの、これまで放置艇放置行動、法制度の運用実態、課題を基にした対策に関するは見あたらない

2. 放置艇に関する現行の取組

2.1 小型船舶登録制度

小型船舶の所有者を明らかにし放置艇の適正な係留・保管施設への誘導や不法投棄の未然防止等のため、平成14年度から小型船舶登録制度が実施されている。当該制度は小型船舶の登録等に関する法律(小型船舶登録法 平成13年6月制定、平成13年7月4日公布、平成14年4月1日施行 国土交通省所管)に基づいて創設されたものである。

制度創設の背景を整理する。総トン数 20 トン未満の小型船舶は以前よりも普及しており、レジャーの一環として浸透していた。しかし一方で所有権を公証する登録制度が存在しなかったこともあり、無責任な管理を促し、放置艇の増加による航行障害や破損による油流出等が大きな社会的問題となっていた。そのため、放置艇を適正な保管場所へ誘導するための所有者の廃棄状況の把握のため、登録制度の早急な導入が求められていた。

小型船舶登録制度の対象は漁船等以外の総トン数20トン未満の小型船舶であり、平成14年度以降に購入した者はその際に新規登録し、抹消しない限りはそれ以降登録されたままとなる。また、平成14年度以前から所有している者は、14年度以降の最初の船舶検査を受ける際に登録手続を行うことになっている。

2.2 港湾・河川における施設整備・法整備

2.2.1 港湾

港湾区域における施設整備は各港湾管理者により既存の静穏水域を活用した簡易な係留・保管施設(ボートパーク)の整備がなされている。早急に施設整備を実施することが困難な場合は、船舶航行等に支障のない水域を放置艇の係留・保管のための場所として暫定的に活用している(暫定係留施設)。

法整備面では、平成12年度の港湾法改正により、港湾管理者が自ら撤去・保管した所有者不明の放置艇に対して、その売却・廃棄処分を行う事を可能とする簡易代執行ができるようになった。

簡易代執行は、港湾法56条の4第2項に「第四十条の二第一項、第四十一条第一項又は前項の規定により必要な措置をとることを命じようとする場合において、過失がなく、当該措置を命ずべき者を確知することができないときは、国土交通大臣、都道府県知事又は港湾管理者は、当該措置を自ら行い、又はその命じた者若しくはその委任した者にこれを行わせることができる。」と手続が規定されている。

2.2.2河川

施設整備については治水上支障のない場所に暫定係留施設を設置できる。また、法整備面では平成7年の河川法改正により簡易代執行制度が創設された。それにより撤去・保管した所有者不明の放置艇に対して、その売却・廃棄処分を行う事が可能となった。

河川区域における放置艇の簡易代執行については、河川法75条3項「必要な措置をとることを命じようとする場合において、過失がなく、当該措置を命ずべき者を確知することができないときは、河川管理者は、当該措置を自ら行い、又はその命じた者若しくは委任した者にこれを行わせることができる。この場合においては、相当の期限を定めて、当該措置を行うべき旨及びその期限までに当該措置を行わないときは、河川管理者又はその命じた者若しくは委任した者が当該措置を行う旨を、あらかじめ公告しなければならない。」と規定されている。

2.3 撤去

数回にわたって行政指導を受けた後も船舶が放置されていた場合、港湾法あるいは河川法に基づいて撤去命令が出される。

港湾区域においては、港湾法56条の4第1項「国土交通大臣、都道府県知事又は港湾管理者は・・・(略)・・・工作物若しくは船舶その他の物件の改築、移転若しくは撤去・・・(略)・・・を命ずることができ」と規定されており、河川では河川法75条1項「河川管理者は・・・(略)・・・工事その他の行為若しくは工作物により生じた若しくは生ずべき損害を除去し、若しくは予防するために必要な施設の設置その他の措置をとること若しくは河川を原状に回復することを命ずることができる。」に基づいて撤去命令がなされる。

命令されても自主撤去されない場合は代執行により水域管理者により強制的に撤去されることとなり、所有者が把握されている場合は行政代執行法に基づき行政代執行がなされ、所有者が不明の場合は既述のように港湾法、河川法等の個別法に基づいて簡易代執行がなされる。

しかし、代執行を実施する際の事務作業（法解釈、役所内での決裁、撤去業者への発注、警察等関係者との打ち合わせ等）や撤去費用（撤去、保管、処分費用）の回収の困難さ等から、実施頻度は低いのが現状である。

3. 実証分析

3.1 分析方法

2. で既述したように、様々な取組がなされているものの各水域では放置艇による被害が未だに取り上げられ、問題の解決には至っていない。そこでどのような対策が有効なのか検討するため、放置行動に影響を与えている要素を明らかにする。

今回は被説明変数が質的な情報（放置する、しない）を表すため、そのような個人の選択行動を表すものとしてロジットモデルで推計を行う。分析対象は東京湾、伊勢湾、大阪湾にある港湾¹である。データは平成14年度、18年度のものを用いる。なお、放置艇数が0の場合等の港湾は推計が不可能になってしまうため近隣のいくつかの港湾をグループ化しており²、その結果サンプル数は54となった。

3.2 推定モデル

放置行動に影響を与えている要素を明らかにするために以下の（1）式にて推計を行う。

$$\ln (P/1-P) = \alpha + \beta_1 RP + \beta_2 FM + \beta_3 HD + \beta_4 X + \beta_5 D + \beta_6 Dh14 + \varepsilon \quad (1)$$

ここでPは放置艇率を表し、各港湾で確認されている小型船舶の総隻数（係留が許可されている船舶＋放置艇）と放置艇数を基に放置艇数／総隻数として算出し、RPは撤去率を表し、各港湾区域の撤去された隻数／放置艇隻数として算出し、FMは係留料金、HDは臨港地区を表す。Xはコントロール変数で県民総生産、Dは係留所ダミー、Dh14は年度ダミーを含めている。αは定数項、β₁～β₆はパラメータ、εは誤差項を表す。これらの変数の基本等計量は表1のとおりである。

¹具体的には千葉港、木更津港、興津港、名洗港、上総湊港、浜金谷港、館山港、東京港、横浜港、川崎港、横須賀港、湘南港、葉山港、真鶴港、熱海港、清水港、伊東港、田子の浦港、沼津港、宇久須港、土肥港、松崎港、御前崎港、大井川港、相良港、伊東港、下田港、手石港、浜名港、名古屋港、衣浦港、三河港、常滑港、衣良湖港、福江港、泉港、東幡豆港、倉舞港、吉田港、河和港、富具崎港、内海港、堺泉北港、阪南港、二色港、泉佐野港、淡輪港、深日港、尾崎港、大阪港

²一つの港湾と見なしたもの：興津港＋名洗港、上総湊港＋浜金谷港＋館山港、横須賀港＋湘南港＋葉山港、真鶴港＋熱海港、田子の浦港＋沼津港＋宇久須港＋土肥港＋松崎港、御前崎港＋大井川港＋相良港、伊東港＋下田港＋手石港、福江港＋泉港、東幡豆港＋倉舞港＋吉田港、富具崎港＋内海港、阪南港＋二色港＋泉佐野港、淡輪港＋深日港＋尾崎港

表1 基本統計量

	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
港湾数	54	14	7.862018	1	27
ln(放置艇率/1-放置艇率)	54	-0.94052	2.026358	-5.03695	3.721669
料金	54	232969.1	215115.9	0	790000
係留所ダミー	54	0.759259	0.431548	0	1
撤去率	54	0.007082	0.028702	0	0.142857
臨港地区	54	597.2963	1041.002	1	4213
県民総生産	54	29710.85	29635.03	7265	106215
年次ダミー	54	0.5	0.504695	0	1

表1の撤去率をみると、最大値は0.14だが、撤去を実施していない港湾が多いため平均は0.007と非常に低い水準となっている。

3.3 データ

次に各変数のデータの出所だが、まず、放置艇数は国土交通省・農林水産省平成14年度及び18年度「プレジャーボート全国実態調査」結果を利用し、撤去件数、係留料金、臨港地区面積は各港湾周辺のマリーナ・ボートパーク等、各港湾管理者のHPや水域管理者への問い合わせにより調べた。県内総生産額は「内閣府県民経済計算」より平成15年度及び19年度の県内総生産額を使用した。

3.4 分析結果と考察

表2はモデルの推定結果である。撤去率は5%水準で有意であり係数の符号は負、臨港区域は10%水準で有意であり係数の符号は正となった。

これより、撤去率が放置行動に影響を与えていることが実証された。撤去の限界効果は、例えば放置率50%の港湾では $0.5 \times 0.5 \times (-19.118) = -4.78$ となる。これは係留している小型船舶の5割が放置艇である港湾の場合、撤去率が1%上昇すると、放置率が約5%減少することを示している。

表2 推定結果

被説明変数	ln(放置艇率/1-放置艇率)	
	係数	標準誤差
撤去率	-19.117620 **	9.356840
係留料金	-0.000001	0.000003
臨港区域(陸地)	0.000509 *	0.000259
県民総生産	-0.000019	0.000015
係留料金ダミー	1.000687	0.877992
年次ダミー	-0.476849	0.507248
定数項	-0.751665	0.649282
サンプル数=54		
R ² = 0.2677		
**, *はそれぞれ5%、10%水準で統計的に有意であることを示す		

また、臨港地区の限界効果は、例えば臨港地区面積が1000haの港湾の場合、 $1000 \times 0.0005 \times 0.5 \times 0.5 = 0.125\%$ となることから臨港地区が1%拡大することで、放置率が0.125%上昇することが明らかになった。

4. 代執行・小型船舶制度の課題

4.1 代執行の課題を把握するための調査

このように撤去率が放置行動に影響を与えることが実証されたが、それでは現場での撤去の実施状況はどうなのだろう。

港湾の場合、平成21年度で行政代執行0件、簡易代執行4件と非常に低い頻度となっている。このように実施頻度が低い背景には現場の手続や行政職員の意識、小型船舶制度に課題があると考え、以下のような実態調査を実施・整理する。

4.1.1 法律や関連制度との比較

代執行が行われない要因として、手続面、運用面、法解釈面等からの課題が考えられるため、法律や手続について整理した。また、自動車等の関連制度との比較も行った。具体的には小型船舶に関する登録・検査制度、税金、保管場所に関する規定の有無、保険制度の整理、自転車や自動車の同様の制度との比較を行った。

4.1.2 現場の手続

対象は過去に代執行を実施した管理者で、実態調査に対応することを承諾して頂いた8水域管理者である。表3に調査項目を整理する

表3 調査項目

時期:平成23年1月6日(木)～1月28日(金)
手法:調査項目に沿って電話により聞き取り
調査項目
① 代執行を行う契機
② 実施体制編成
③ 物件保管場所確保
④ 撤去業者の選定、予算確保
⑤ 事前準備等
⑥ 撤去した船の状態

4.2 実態調査結果の整理・分析

4.2.1 実態の例示

以上のことを調査した結果、次のことを整理・分析した。まず、調査で明らかになった事例をいくつか紹介する。

(A港湾の例)

A港湾では行政代執行を実施した。契機は護岸工事实施のため所有者に自主撤去

を要請したが、所有者がそれに応じず、工事作業の進行に支障があったため行政代執行を実施する判断に至った。

法令上の解釈等の判断に際しては法制部局や顧問弁護士へ相談した。実施するに当たって知事までの決裁手続等の事務作業に手間・時間がかかった。撤去時の見張りや所有者が抵抗した場合に備えて警察からの協力等、一定規模の人員を配置する必要もあったが、人員の制約上既存組織で対応せざるを得ず大変だった。回収した船舶は半年間マリナーで保管したが、その費用も大きな額となった。その後は別の場所に保管のため移動、新たに船台を作成した。また、行政代執行当日は所有者による妨害行為もあった。

(B港湾)

B港湾では沈没しかかった船があり、所有者に半年以上に渡り自主撤去するように呼びかけているものの、撤去の意思がなく放置すれば重油流出で周辺に被害を与える可能性が高かった。また、過去に同様の油流出の放置艇があったが対応が遅れたために多くの批判があった。今回は早急に対応する必要があり、費用は約300万がかかったが行政代執行を実施した。

(C河川)

C河川では150隻の不法係留船があり、その中の廃船から不審火が発生、周辺住民が管理者に船舶の撤去を要請したことが契機となり、簡易代執行を実施することとなった。

実施にあたっては不法係留船の隻数、位置確認等の実態調査の実施や業者選定（大型クレーン車の手配）があり、手間がかかった。撤去した船の中には廃船同様の船もあった。

制度、その運用、手続に関する課題を以下に整理する。

4.2.2 手続上の課題

図1にあるように代執行は行政代執行法、港湾法あるいは河川法等の個別法に基づいて行われる。

(1) 所有者がわかる場合

図1の左にあるように、所有者が明らかな場合は行政代執行法に基づいた手続が取られる。行政代執行法2条には「法律（法律の委任に基く命令、規則及び条例を含む。以下同じ。）により直接に命ぜられ、又は法律に基き行政庁により命ぜられた行為（他人が代ってなすことのできる行為に限る。）について義務者がこれを履行しない場合、他の手段によってその履行を確保することが困難であり、且つその不履行を放置することが著しく公益に反すると認められるときは、当該行政庁は、自ら義務者のなすべき行為をなし、又は第三者をしてこれをなさしめ、その費用を義務者から徴収することができる。」とある。「不履行を放置することが著しく公

益に反すると認められるとき」の解釈は後に訴訟に発展する可能性もあり法務担当部局や顧問弁護士へ相談することもある。

事例にもあるように、船を引き上げるためのクレーン付台船、えい航用船舶、陸揚げのためのクレーン、トラック等の特殊車両を手配することもある。所有者が把握されており、本人の意思を振り切って行政が強制的に撤去するため、所有者が悪質な場合には当日職員に危害を加える可能性もある。そのため、警察に立ち会い協力を要請することもあり、当日に向けて綿密な打ち合わせが必要とされる。その他に記者発表資料の準備等の作業もある。

また、行政代執行実施の前に戒告（行政代執行法3条1項）、代執行令書の交付（行政代執行法3条2項）等の各手続があるが、それぞれ一定期間をおく必要がある。

このように法解釈等の事前準備からはじまり、行政代執行実施まで、職員体制や案件にもよるが、約1年程度かかることもある。

（2）所有者がわからない場合

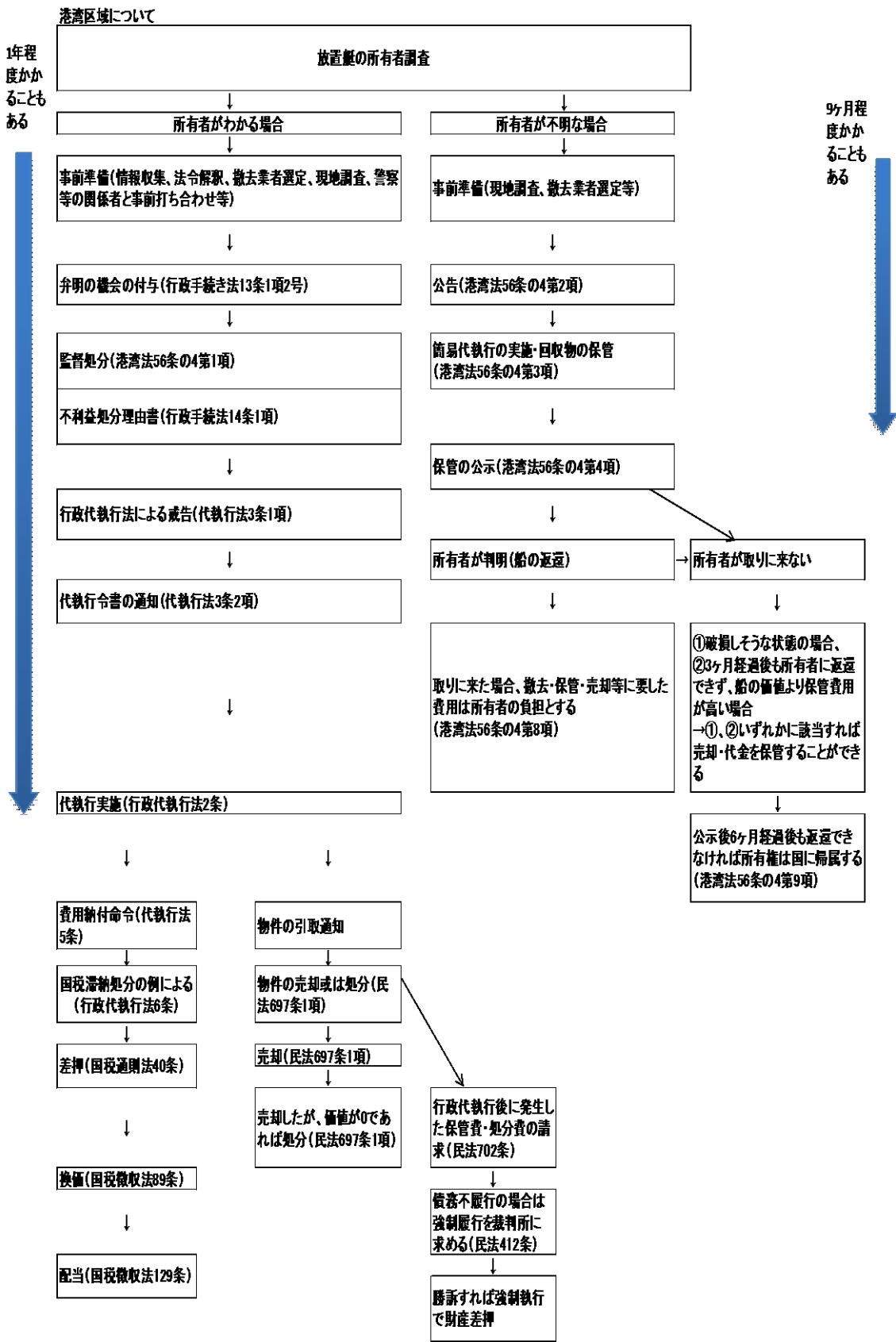
一方で所有者が不明の場合は既述のように港湾法56条の4第2項、河川法75条3項に基づく簡易代執行により撤去することができる。簡易代執行は、行政代執行と比較すると相手が不明であるが故に若干簡略化されるが、やはり作業等の手間も時間もかかる。また撤去、保管の費用は行政代執行と変わらない。

図1の右をみると、まず、撤去作業を円滑にするための現地調査の実施や業者選定作業等がある。期限内に自主撤去しない場合は所有者に対して行政が撤去する旨を公告し、期限が切れれば簡易代執行を実施する（港湾法56条の4第2項、河川法75条3項）。回収した船舶を保管し、所有者に返還するため公示するが（港湾法56条の4第3,4項、河川法75条4,5項）、その後老朽化が激しく破損しそうな場合や3ヶ月経過しても所有者が現れず、その船の価値と比較して保管費がかかる場合のいずれかに当てはまれば船舶を売却し、代金を保管できる（港湾法56条の4第5項、河川法75条6項）。

そして公示後6ヶ月経っても所有者が現れない場合、所有権は管理者に帰属する（港湾法56条の4第9項、河川法75条10項）。簡易代執行の対象となる船舶は所有者情報が不明になっていることで不法投棄されている可能性が高く、船舶も老朽化が進み、ほとんど価値のないケースが多い。そのため、水域管理者が撤去・保管・処分費用を負担することも多いと考えられる。

このように簡易代執行は行政代執行より事務作業等の手間や作業に要する時間も相対的に少ないが、それでも対象隻数が多い場合は一定の時間を要することになる。

図1 代執行手続きの流れ（港湾区域の場合）



4.2.3 撤去、保管等費用回収の難しさ

行政代執行の場合、行政代執行法5条「代執行に要した費用の徴収については、実際に要した費用の額及びその納期日を定め、義務者に対し、文書をもつてその納付を命じなければならない。」とある。「代執行に要した費用」は行政代執行法6条により「代執行に要した費用は、国税滞納処分の例により、これを徴収することができる。」とあるため、所有者が支払いに応じない場合は差押等の強制的な手法をとることもできる。実態調査では、所有者に払う意思がないケースや、所有者が無資力のケースもあり、回収できないという事が多かった。その場合は回収した船舶を売却・換価し、そこから費用の一部を回収するという手法もあるが、老朽化が進み価値がほとんどない船舶の場合は管理者が撤去費用を負担することになる。

簡易代執行では所有者が不明なため、管理者が全額負担することとなる。

また、行政代執行法5条「代執行に要した費用」とは、撤去費用は含まれるが代執行終了後の保管費用、処分費用は条文上含まれないと一般的にはされている。そのため、私債権として回収していく（民法702条 管理者による費用の償還請求等）。撤去費用は行政代執行法に規定されているため行政の判断で強制徴収の手段をとることが可能であるが、私債権の強制的回収は裁判所の判断となるため、これにも時間と手間がかかる。

このように、撤去費用、保管費用、処分費用とも円滑には回収できていない実態がある。ケースにもよるが、先ほどの事例（B港湾）では撤去費用額は300万程度要する場合もある。また、所有者が引き取る前の保管費用も多く費用がかかる。

4.2.4 故意犯の存在

所有者の中には廃船処分する意思がなく、不法投棄する悪質な者がいる。未登録なら所有者情報は不明なため、高額な処分費用を支払いたくない者は不法投棄のインセンティブが働きやすいと考えられる。このことから登録制度の重要性和その後のチェック体制が必要であると言えよう。

4.2.5 代執行の判断に移る契機

代執行の手続に移る契機は、問題の重要性和手続の比較考量となる。たとえば、台風、洪水等による船舶の流出、破損から生じる油漏れ、工事の遂行上の障害、航行上の危険、住民・マスコミ対応等があり、放置すれば重大な事態になりうるケースでないと行政は動かない事が多いと考えられる。

4.2.6 実施上の課題

実施上の課題もいくつかある。まず、小型船舶登録制度についてである。小型船舶登録法3条には「小型船舶は、小型船舶登録原簿に登録を受けたものでなければ、これを航行の用に供してはならない。」とあり、航行する際は登録しなければならない。しかし、これは既存船の未登録を許容してしまうこととなる。具体的には小型船舶登録制度が開始される前に購入され、定期検査も受けず、航行されていない小型船舶が未登録の状態であっても罰則の対象にならない。そのような小型船舶は所有者情報も不明なため、不法投棄するインセンティブを与えやすいと考えられる。

検査制度については、船舶安全法5条「船舶所有者ハ・・・（略）・・・検査ヲ受クベシ 一 初メテ航行ノ用ニ供スルトキ又ハ第十条ニ規定スル有効期間満了シタルトキ行フ精密ナル検査（定期検査）ニ 定期検査ト定期検査トノ中間ニ於テ国土交通省令ノ定ムル時期ニ行フ簡易ナル検査（中間検査）・・・（略）・・・」に規定されており、これに基づいて検査制度は実施されている。小型船舶は6年おきに精密な検査である定期検査を受け、定期検査と定期検査の間に簡易な検査である中間検査を受ける事となっている。そのため、簡易な検査を含めると3年おきに検査を受ける事となっている。しかし、検査を受けなくても所有者は追跡されないため、船の管理がどのようになされているか把握されない状況となっている。

また、行政代執行法は、当該法2条に「当該行政庁は、自ら義務者のなすべき行為をなし、又は第三者をしてこれをなさしめ」と規定されており、以降は戒告、代執行令書の交付等（行政代執行法3条）実施のための手続及びそれに要する費用徴収に関する内容となっている。

しかし、そこには行政代執行終了後の回収物の取扱（保管、処分等）に関する規定がない。そのため、現状では回収した小型船舶は民法697条「義務なく他人のために事務の管理を始めた者は、その事務の性質に従い、最も本人の利益に適合する方法によって、その事務の管理をしなければならない。」の事務管理に関する規定に基づいて保管、管理していることが多いようだが、円滑に放置艇を撤去するためには、執行後の対応について規定する必要がある。

また、既述のように行政代執行法5条「代執行に要した費用は、国税滞納処分の例により、これを徴収することができる」にある「代執行に要した費用」は撤去後の保管費用及び処分費用は含まれず回収に手間がかかることとなるため、円滑に回収を進めるために保管費用及び処分費用に関する規定も必要と考えられる。

4.3 対応方針

4.3.1 効率的な作業体制

既述のように代執行は法解釈の厳密性や訴訟への発展可能性等もあり、専門的な法律知識が必要であり、そのための事前準備等で多大な時間を費やす事になる。

一方で、代執行は頻度も低いため、経験が少ない公務員が多いと考えられる。そのような公務員が高度な法律知識が求められる作業をするよりも、専門的な知識を持った人材が対応する方が効率的である。

4.3.2 所有者特定のための制度の厳密化

まず未登録船の登録義務が必要である。既述のように平成14年度から所有者を公証するための小型船舶登録制度を創設した。しかし、それ以前に購入された既往船は14年度以降の最初の船舶検査で登録手続をするが、検査を受けなければ（航行していなければ）未登録でも罰則がない。それゆえに現状で未登録の船舶は今後不法投棄される可能性があると考えられ、未登録船の登録義務化が必要となる。

また、登録情報の継続的チェックが必要と考える。平成14年度以降に購入する者は新規登録し、今後登録船は増加すると考えられるが、登録船の所有者が途中で不明にならないように継続的チェック、例えば、追跡調査等が必要と考えられる。

このように、小型船舶の管理の厳密さが重要であると考ええる。

小型船舶の管理に関して、ここで他の諸制度と比較してみよう。表4は小型船舶と自動車に関する諸制度を整理したものである。

表4 自動車と小型船舶に関する制度の比較

	自家用乗用自動車	小型船舶
登録	購入時等	購入時等
継続検査	2年	6年
保管場所の確保	必須	不要
保険	必須	不要
税金	自動車税・自動車重量税	なし
廃車・廃船手続	自動車重量税の還付措置あり	なし

まず、自動車の中でも自家用常用自動車に限定してみると、登録、検査制度は自動車と小型船舶の両方ともそれぞれ購入時に行い、定期的に検査を受けることに大きな違いはない。

しかし、保管場所は自動車の場合は購入時に必要であるのに対して、小型船舶は確保しなくても購入できる。

保険制度は、自動車が自動車損害賠償責任保険（自賠責）に強制加入であるのに対して、小型船舶はヨット・モーターボート総合保険等の任意保険はあるものの、強制保険はない。

また、自動車が自動車税、自動車重量税の税が課せられるのに対して、小型船舶は所有することに対して税が課せられない。

廃車・廃船手続については、自動車が適正に廃車した場合は、自動車重量税の還

付措置があり、所有者へ適正な廃車へのインセンティブを与える。小型船舶はそのような措置がないため、廃船費用がかかり、不法投棄へのインセンティブにつながる可能性がある。

このように、自動車为例にとると、登録検査制度だけでなく、税制、保険制度など、多くの観点から制度が組み立てられており、完全とまでは言えないまでも、所有者情報をチェックする機会が多いことがわかる。一方、小型船舶は保管場所や税、保険など、監視が行き届いておらず、所有者情報が適正に管理されていない。

4.3.3 不法投棄防止の対策の必要性

不法投棄防止には、適切な廃船処分を促すような対策が必要である。所有者特定のための対策があっても不法投棄をするような悪質な者への対応が必要である。それには適正な処分へのインセンティブを与える事が重要である。

5. 対応案

以上を踏まえて、次のような対応案を考えた。

5.1 行政代執行に関する専門機関の設置

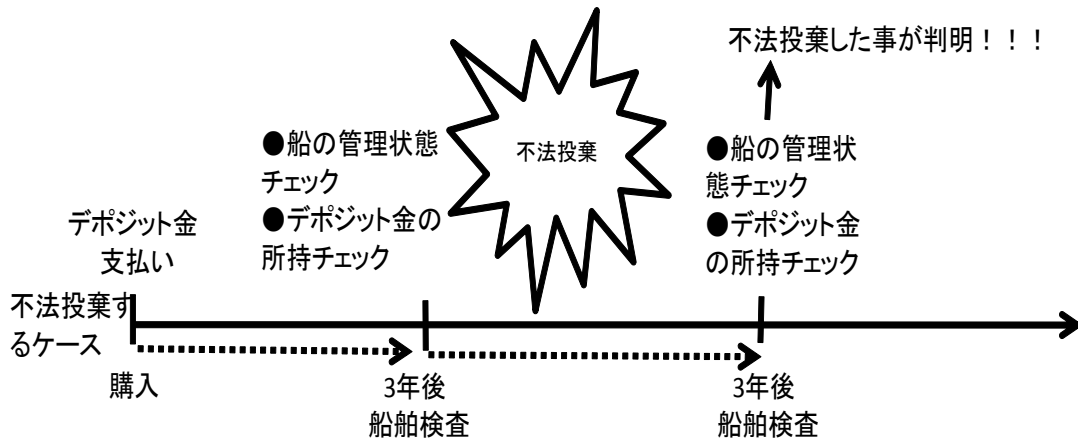
効率的な作業体制の必要性に対しては行政代執行に関する専門機関の設置が考えられる。既述のように代執行には専門的な知識が必要であり、時間と手間がかかることが分かった。また、代執行は頻度が低いため、対応する公務員も未経験者が多いと考えられ、作業が非効率だと考えられる。それよりは、代執行を実施するにあたっての知識や経験が豊富な人材を配置している専門機関を設置した方が効率的と考える。

5.2 小型船舶登録制度、検査制度の厳密化

既述のように現行の登録、検査制度は所有者情報の管理が行き届いていない。それを防止するために未登録船への登録義務化や定期検査等の厳密化が考えられる(図2)。図2のように3年毎の検査において船舶所有者に変更がないか、購入時に払い込まれたデポジット金(後述)は所持しているかをチェックする。

例えば、次の検査前に不法投棄している者のケースでは、次の検査を受けに来ないと考えられるが、その場合は必要な検査を受けない所有者を追跡することで船の有無等の状況を確認し、また適切な処分をしていれば返還されるデポジット金が本人に返還されていないことがわかるため不法投棄したことが判明する。

図2 検査制度の厳格化とデポジット金の回収イメージ図



5.3 登録時のデポジット金の徴収等

5.2でも触れたように、購入時にデポジット金を回収しておき、適正に廃船処分した場合はその預託金が返還される仕組みにすれば、不法投棄も抑制されることが考えられる。

6. 分析のまとめと今後の課題

6.1 まとめ

本稿では、放置艇の減少に効果がある対策を明らかにすることと現場の実態、法制度の現実課題を把握することで、今後の放置艇への対応を考察した。

その結果、実証分析では放置艇の減少に撤去の効果があることが明らかになった。一方、実態調査、法制度の分析からは代執行を行う上で煩雑な手続、回収の見込みが少ない撤去費用等の管理者負担等から実施への意識が低くなっていることが明らかになった。以上の分析から導きだされる結論は以下のとおりである。

①行政代執行に関する専門機関の設置

効率的な作業体制が必要ということに対しては行政代執行に関する専門機関の設置が考えられる。既述のように代執行には時間と手間がかかることが分かった。また、代執行は頻度が低いため対応する公務員も未経験者が多いため、法解釈等の作業に当たっても知識の習得等時間が必要となり、作業が非効率だと考えられる。それよりは、代執行を実施するに当たっての知識や経験が豊富な人材を配置している専門機関を設置することで作業が効率的になると考える。

②小型船舶制度、検査制度の厳密化

現行の登録、検査制度は航行しなければ未登録でも罰則がなく、定期検査を受けなくても追跡されないため所有者情報の管理が行き届いていない。それをなくすために未登録船への登録義務化や定期検査等の追跡等の厳密化が必要である。

③ 登録時のデポジット金の徴収等

例えば購入時にデポジット金を回収しておき、適正に廃船処分した場合はその預託金が返還される仕組みにすることで、不法投棄も減ると考えられる。

6.2 今後の課題

今回の分析では、放置艇をなくすための対策や対策を実施するにあたっての障害等について分析・考察したが、障害をなくすために必要なコストは今後の課題である。放置艇が与える外部不経済との比較も必要だが、現在は費用回収ができていないことを考えれば、撤去、保管の費用を小さくしていくための長期的な取り組みが必要であろう。また、代執行を専門に処理する組織・機関の設置コストや将来放置艇がなくなった場合の組織の位置づけ等を考える必要がある。

さらに未登録船を探すためのコストや定期検査を受けていない小型船舶への追跡調査へのコストやデポジット金の具体的な金額の設定等も今後の課題である。

謝辞

本稿の作成にあたって、福井秀夫教授（プログラム・ディレクター）、梶原文男教授(主査)、北野泰樹助教授（副査）、丸山亜希子助教授(副査)をはじめ、まちづくりプログラム関係教員及び学生の皆様から貴重なご指導、ご意見を賜りました。ここに記して心よりの感謝を申し上げます。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、誤りは全て筆者の責任であることをお断りいたします。

【参考文献】

- 阿部泰隆（2003）『政策法学講座』第一法規
- 岡山市行政代執行研究会（2002）『行政代執行の実務 岡山市違法建築物除去事例から学ぶ』ぎょうせい
- 梶田 佳孝(2010)「違法駐輪の撤去が駐輪行動の変化に及ぼす影響」『土木学会論文集D Vol.66』土木学会、No2.137-146.
- 国土交通省（2002）『平成14年度プレジャーボート全国実態調査』
- 国土交通省（2006）『平成18年度プレジャーボート全国実態調査』
- 国土交通省 プレジャーボートの放置艇対策に関する検討懇談会
http://www.mlit.go.jp/kowan/kowan_tk6_000011.html
- 国土交通省（2005）『プレジャーボートの利用改善- 放置艇対策等の総合的な取組- 』
- 小林奉文（2005）「行政の実効性確保に関する諸課題」『レファレンス No649号』国立国会図書館,7-38.
- 須田徹（2008）「自治体債権の管理にかかる基礎知識」『クリエイティブぼうそう76号』千葉県自治研修センター,3-8.
- 福井秀夫（1996）「行政代執行制度の課題」『公法研究第58号』日本公法学会,206-219.
- 福井秀夫（1999）「行政上の義務履行確保」『法学教室 226号』,有斐閣,27-30.
- 八木宏樹・山本充・民谷嘉治・岩淵静一・井澤貞登（2002）「後志海域における漁業, 遊漁とプレジャーボート等のあり方」『北海道科学技術総合振興センター研究開発支援事業研究成果報告書』北海道科学技術総合振興センター
- N・グレゴリー・マンキュー(2005)『マンキュー経済学I ミクロ編』東洋経済新聞社
- その他、各自治体HP