平成２４年度
まちづくりプログラム論文集

Master's Thesis

２０１３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

秋山　健 （台東区）	修士（公共政策）	東京都の自治体隣接域における地区計画の影響分析	…… 2
井上　加奈子 （東京都）	修士（公共政策）	大規模建築物が地価に与える影響に関する研究	…… 6
長　毅	修士（公共政策）	森林の土砂災害防止機能の維持により発生する受益者の分析 ～保安林制度を対象として～	…… 10
久米　仁志 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	都市鉄道の新駅設置が周辺地域に与える影響に関する研究	…… 14
小山　洋輔 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	市街地再開発事業の初動期における権利者合意と資金調達について	…… 18
齋藤　裕之 （埼玉県）	修士（公共経済学）	交通混雑の影響と対策について	…… 22
坂井　康二 （石川県）	修士（公共経済学）	暴対法の改正が犯罪に与える影響に関する研究 －威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に与える影響の分析－	…… 26
佐野　健二 （高松市）	修士（公共政策）	生活保護受給者（その他の世帯）の稼働に関する実証分析	…… 30
澤井　勇人 （参議院事務局）	修士（公共政策）	東京都区部における災害時の一時集合場所の立地特性に関する研究	…… 34
平良　和也 （鹿児島市）	修士（公共経済学）	市町村合併の組み合わせが職員数の効率化に与えた影響について	…… 38
高橋　宏幸 （国土交通省）	修士（公共政策）	エリアマネジメントが地価に及ぼす影響について	…… 42
髙橋　麻梨子 （岐阜県）	修士（公共政策）	小水力発電普及に際しての水利権に関する研究	…… 46
田島　剛 （横浜市）	修士（公共政策）	工業系用途地域における住工混在が地価に与える影響に関する研究 ～横浜市内の工業系用途地域を事例として～	…… 51
田中　健太郎 （荒川区）	修士（公共政策）	自転車による事故抑制のための携帯電話及びヘッドホンの使用禁止に関する研究	…… 54
千代反田　誠 （川崎市）	修士（公共経済学）	開発許可制度における提供公園の影響に関する研究	…… 58
西依　尚士 （日本貨物鉄道 株式会社）	修士（公共政策）	大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響について ―2007年道路交通法改正を対象として―	…… 62
濵田　賀夫 （高知県）	修士（公共経済学）	品質表示制度の強化が市場に与える影響について （JAS法等の法整備の影響を中心とした考察）	…… 66
疋田　心平 （北九州市）	修士（公共経済学）	都道府県が維持管理する道路の品質に関する要因分析	…… 70

概　　要　　目　　次

福本　弘 （杉並区）	修士（公共政策）	災害時における自治体による被災地支援のあり方について 市区町村間災害時相互援助協定締結の有効性の検証から	…… 75
本多　浩 （海老名市）	修士（公共政策）	条例によるワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響について	…… 78
山下　和博 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	地震保険制度の加入率に関する考察 ～住宅性能表示制度の耐震等級に着目して～	…… 82
山本　剛 （奈良県）	修士（公共政策）	スマートインターチェンジの整備が周辺地価に与える影響について -距離・土地の用途地域・供用後経過年数から見た考察-	…… 86
湯川　大介 （宮崎県）	修士（公共経済学）	労働者派遣法における派遣解禁効果に関する実証分析 －建設業務への適用が建設労働市場に与える影響について－	…… 90

論　　文　　目　　次

秋山　健 （台東区）	修士（公共政策）	東京都の自治体隣接域における地区計画の影響分析	····· 95
井上　加奈子 （東京都）	修士（公共政策）	大規模建築物が地価に与える影響に関する研究	····· 115
長　毅	修士（公共政策）	森林の土砂災害防止機能の維持により発生する受益者の分析 ～保安林制度を対象として～	····· 145
久米　仁志 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	都市鉄道の新駅設置が周辺地域に与える影響に関する研究	····· 161
小山　洋輔 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	市街地再開発事業の初動期における権利者合意と資金調達について	····· 187
齋藤　裕之 （埼玉県）	修士（公共経済学）	交通混雑の影響と対策について	····· 211
坂井　康二 （石川県）	修士（公共経済学）	暴対法の改正が犯罪に与える影響に関する研究 －威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に与える影響の分析－	····· 232
佐野　健二 （高松市）	修士（公共政策）	生活保護受給者（その他の世帯）の稼働に関する実証分析	····· 250
澤井　勇人 （参議院事務局）	修士（公共政策）	東京都区部における災害時の一時集合場所の立地特性に関する研究	····· 269
平良　和也 （鹿児島市）	修士（公共経済学）	市町村合併の組み合わせが職員数の効率化に与えた影響について	····· 291
高橋　宏幸 （国土交通省）	修士（公共政策）	エリアマネジメントが地価に及ぼす影響について	····· 311
髙橋　麻梨子 （岐阜県）	修士（公共政策）	小水力発電普及に際しての水利権に関する研究	····· 333
田島　剛 （横浜市）	修士（公共政策）	工業系用途地域における住工混在が地価に与える影響に関する研究 ～横浜市内の工業系用途地域を事例として～	····· 351
田中　健太郎 （荒川区）	修士（公共政策）	自転車による事故抑制のための携帯電話及びヘッドホンの使用禁止に関する研究	····· 371
千代反田　誠 （川崎市）	修士（公共経済学）	開発許可制度における提供公園の影響に関する研究	····· 391
西依　尚士 （日本貨物鉄道 株式会社）	修士（公共政策）	大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響について ―2007年道路交通法改正を対象として―	····· 418
濵田　賀夫 （高知県）	修士（公共経済学）	品質表示制度の強化が市場に与える影響について （JAS法等の法整備の影響を中心とした考察）	····· 441
疋田　心平 （北九州市）	修士（公共経済学）	都道府県が維持管理する道路の品質に関する要因分析	····· 469

論　　文　　目　　次

福本　弘 （杉並区）	修士（公共政策）	災害時における自治体による被災地支援のあり方について 市区町村間災害時相互援助協定締結の有効性の検証から	…… 490
本多　浩 （海老名市）	修士（公共政策）	条例によるワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響について	…… 541
山下　和博 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	地震保険制度の加入率に関する考察 ～住宅性能表示制度の耐震等級に着目して～	…… 564
山本　剛 （奈良県）	修士（公共政策）	スマートインターチェンジの整備が周辺地価に与える影響について -距離・土地の用途地域・供用後経過年数から見た考察-	…… 583
湯川　大介 （宮崎県）	修士（公共経済学）	労働者派遣法における派遣解禁効果に関する実証分析 －建設業務への適用が建設労働市場に与える影響について－	…… 605

概　要

東京都の自治体隣接域における地区計画の影響分析

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12601　秋山　健

1.　はじめに

地区計画（都市計画法第 12 条の 4）は、それぞれの地区の特性に応じたきめ細かなまちづくりを進めるための制度であり、都市全体の観点から適用される地域地区制度と、個々の建築物に対して制限を加える建築確認制度の、中間領域をカバーする地区レベルのまちづくりを担う制度として位置づけられている。この制度は建築物の形態や規模に関する規制を強化または緩和する制度としてだけでなく、公園や道路などの公共施設の将来的な位置及び内容を定めることにより、地域の整備手順としても活用されている。都心部の既成市街地では、地区計画を活用した市街地整備が進められており、年々、計画策定数が増えている。比較的自治体規模の小さい区市町村が集まる東京都では、それぞれ行政域の外周部まで土地利用が進んでおり、自治体間の隣接域にて実施される地区計画も少なくない。

地区計画による地価等の資産価値への影響を研究した事例は多いものの、隣接域における地区計画及びそれによる他自治体へ影響について実証分析したものは見当たらない。本稿では、自治体の隣接域で実施される地区計画に着目し、それが地価に与えた影響、また他の自治体までの影響を分析することを目的とする。

2.　地区計画制度の概要

2－1. 地区計画制度の種類及び策定手続き

制度創設以来、その時々の需要に応じ様々なタイプの地区計画が追加されてきた。体系として基本となる規制強化型地区計画[1] をはじめ特例的な活用として誘導容積型、容積適正配分型、高度利用型、用途別容積型、街並み誘導型などの規制緩和型地区計画がある。

東京都における地区計画は、区市町村が定める都市計画の一般の策定手続きに加えて原案の作成段階で、公聴会や説明会による住民の意見収集、その原案に係る区域内の土地所有者等一定の利害関係者の意見を求めて作成することが義務づけられている（都市計画法 16 条 2 項）。原案をまとめ、地区計画の案として都知事協議より同意を得た後、案の公示及び縦覧を行う（都市計画法 17 条 1 項）。期間内であれば住民は地区計画の案に対して意見書を提出することができる（都市計画法 17 条 2 項）。このような合意形成活動を経て、各区市町村が主体となり地区計画の都市計画決定及びその運用を行う。

2－2. 東京都の地区計画の策定状況

東京都においては年々策定数が増加傾向にあり、区部で 342 箇所、多摩地域で 345 箇所、計 687 箇所[2]策定され 、地区計画面積 13758.4ha、地区整備計画面積 12633.9ha となっている。地区計画数の推移について、図 1 に示す。

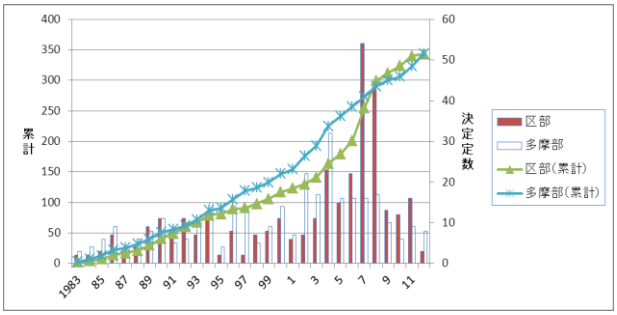


図 1　地区計画数の推移(1982～2012 年)[3]

都内の隣接地区計画は 152 箇所存在している。区部及び多摩地域の隣接地区計画数については、表 1 に示す。

表 1　隣接地区計画数[4]

	全体		規制強化型（基本型）		規制緩和型	
	地区数	隣接数	地区数	隣接数	地区数	隣接数
区部	342	78	249	64	93	14
多摩部	345	74	324	67	21	7
計	687	152	573	131	114	21

3.　地区計画制度についての理論分析及び問題点

3－1. 地区計画策定による地価への影響

地区計画は自治体及び住民により地域情報を正確に把握することができれば、規制の強化または緩和を実施することにより地域の詳細なニーズに近づけることが可能となる。また地方公共財である公園や道路等の地区施設を供

[1] 一般型地区計画とも呼ばれるが、本稿では、規制緩和型との比較のため規制強化型地区計画と呼ぶ。

[2] 再開発等促進区は除く。

[3] 平成 24 年 3 月時点。東京都都市整備局 HP 及び東京都都市整備局　東京都都市計画地理情報システムデータ内容を参考に筆者作成。

[4] 平成 24 年 3 月時点。規制強化型地区計画については基本型のみ。規制緩和型については誘導容積型、容積適正配分型、用途別容積型及び街並み誘導型。東京都都市整備局　東京都都市計画地理情報システムデータ内容及び各区市町村 HP を参考に筆者作成。

給させ、それら公共施設整備事業を通じて土地利用の誘導を図ることも可能となっている。荒井(2007)によれば、理論的には適切な土地利用規制によって地価は上昇し、不適切であれば規制前から下落する可能性もあるとしている。

地区計画による規制の強化は、その地区の住環境や防災性に寄与するが、利用可能な床面積を減少させ、収益性を低下させる可能性も考えられる。規制の緩和は、逆の影響を与える。また効果は規制地区内にとどまらず、地区外の周辺にも及ぶと考えられる。このように地区計画は地区内及び地区外に便益と費用をともにもたらす可能性がある。地区計画による土地利用規制が地価に与える影響についての可能性としては表 2 ように考えられる。

表 2　地区計画による規制が地価に与える影響

	正の要因	負の要因
地区内	・容積率、高さ規制、最低敷地面積強化による採光、通風などの住環境向上 ・道路、公園、壁面後退などの空間確保による街並み景観、住環境、防災性の向上 ・高さ、意匠、柵などの統一による街並み景観の向上	・容積率、高さ規制強化による収益性の低下 ・道路確保などの交通量増加に伴う安全性の低下
地区外（周辺）	・隣接地区に設置される道路、公園による利便性、防災性の向上	・隣接地区に設置される道路などの交通量増加に伴う安全性の低下
地区内	・容積率、高さ規制緩和により利用可能床面積が増大することによる収益性の向上 ・高さ、意匠、柵などの統一による街並み景観の向上（街並み誘導型） ・土地利用転換の促進 ・都心住宅確保	・建物規模・高さの不統一による住環境及び街並み景観の悪化
地区外 （周辺）	・隣接地区に設置される空地、多様な施設による利便性の向上 ・土地利用転換による防災性の向上	・隣接地区の高層化・建詰りによる圧迫感、採光、通風などの住環境の悪化 ・隣接地区内への混雑、交通量増加に伴う安全性の低下

3－2. 合意形成活動における問題

地区計画策定にかかる主なコストのひとつとして住民及び自治体ともに合意形成活動が挙げられる。

しかし、地区計画制度は法定都市計画であるため策定にあたっては財産権の制約を伴うものであり、住民などの地権者や関係者の合意形成を進めるのが難しい側面がある。大塚(2009)によれば、地区計画における住民合意に関する分析において、地区計画の案について合意に至る過程には、地区外地権者も含めて関係者への情報提供や、関係者全員の参加による最終的な意思の確認手続きが行われていることが重要であるとしている。特に、地区外の広範囲の住民及び事業者が利用する道路変更を伴う地区計画や緩和型地区計画を決定する場合には、周辺に与える影響が大きいことから自治体と地区内の地権者だけの検討に留めず、原案の縦覧、広報誌及び説明会等の早期段階から広く周知し、意見を聴取することが必要である。都市計画に定める地区計画等の案は、公聴会や説明会による住民の意見収集、その原案に係る区域内の土地所有者等一定の利害関係者の意見を求めて作成することが義務づけられているが、実際には地区内の合意形成のみに留まらないことがある。

3－3. 自治体領域における問題

そもそも都などの広域自治体が区市町村などの地方自治体（基礎自治体）に地区計画の策定権限を委ねている理由としては以下が挙げられる。地方自治体のほうが詳細な各地域情報をより多く持っていることから、公共サービスの生産に必要な情報や技術がさほどコストをかけずに獲得でき、地域住民の厚生増大を期待できる。地方自治体に任せることによる取引費用の回避及び節約、個々のプロジェクト調整の円滑化などが考えられる。しかし林(2006)によれば、論理的には地方自治体に可能なことは職員の雇用方法や人事体系を適切に設計することによって広域自治体にも可能であるはずであり、むしろ広域自治体は複数の地方の情報を集約し互いに比較検討できる立場にあるため、情報の集積による追加的な費用効率性の向上も可能性としては排除できないとしている。

地区計画などの政策における便益のスピルオーバーや外部不経済の問題は、規制地区や地方自治体の政策が周辺域や他自治体に影響を与えることである。当然、空間的な制限により隣接域で実施する地区計画等の政策は、他自治体に外部性を及ぼす可能性が高いといえる。外部性を内部化する方法として、ひとつは広域自治体がピグー税(補助金)を利用して、地方自治体が認識する便益や費用を適切な水準に調整することが挙げられる。もうひとつは、政策による外部性が及ぶ空間的範囲が公共サービスを提供する自治体範囲が合致していない場合、広域自治体が政策を管理する。また地方自治体領域を便益が及ぶ範囲と合致するように決めれば、これに伴う非効率性を根絶することができるが、現状の地方自治体における行政区域は歴史的な産物であり変更は容易ではない。地区計画制度において、策定主体が各区市町村である、及び自治体領域が存在するがゆえの自治体隣接域での問題が考えられる。

4.　隣接域における地区計画の影響に関する実証分析

4－1. 問題意識及び検証する仮説

地区計画運用にかかるコストを負担するのは実施自治体及びその地区住民である。現状では隣接域で地区計画を策定するにあたり他自治体との協議及び連携の義務はない。しかし、各自治体の縦覧や説明会の実施状況において地権者以外の地区外からの意見も出ることがあるため、隣接域で地区計画を策定しようとする際、他自治体及びその住民等とまったく接触しないということは可能性として低いと考えられる。本稿では、隣接域[5]では内部域より取引

[5] 本稿において地区計画が隣接するとは、計画区域が自治体境界線に接しており且つ自治体間が少なくとも地上部で接していることを表す。海、河川等で自治体境界線または外周域に接しているものは含まないものとする。

費用が多く発生しているという仮説を置く。それにより、内部域と隣接域で実施される地区計画には効果の違いがあるのではないか。さらに、地区計画には外部性があるため、隣接域で実施される地区計画は他の自治体にまで影響を及ぼしているのではないか。

4－2. 検証方法・推計式及び説明変数

本稿ではヘドニック・アプローチにより、制度の効果を検証する。対象とする地区計画は、東京都特別区及び多摩地域の各区市町村で実施されているもののうち、住居系用途地域を含むもの[6] 、地区整備計画まで定めているもの 。規制強化型地区計画においては基本型の地区計画とし、容積率の最高限度、建蔽率の最高限度、壁面の位置の制限及び建築物等の高さの最高限度の建物規模及び収益性に直接影響する規定を含むものとする [7]。規制緩和型地区計画においては誘導容積型、用途別容積型、街並み誘導型とする。データの制約上、再開発等促進区は除外する。また、国土数値情報ダウンロードサービスの 1997 年から 2012 年の公示地価を使用し、パネルデータを作成した。そのうち対象とするものは、東京都特別区及び多摩地域における住居系用途地域の住宅用途の地点とする。本稿では公示地価の各地点が有する観測できない特性の影響を除去し規制実施の効果を抽出するため、固定効果モデルを採用する。各変数の説明は表 3 に示すとおりである。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \sum \beta_{jt} X_{jit} + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

- P_{it}：地点 i、年次 t における公示地価（円／㎡）
- X_{jit}：地点 i、年次 t における説明変数 j の値
- ε_{it}：誤差項

表 3　被説明変数及び説明変数一覧

変数	説明	出典
ｌｎ公示地価	公示地価の対数値	公示地価
年次ダミー	2,012年を基準とし、公示地価ポイントが各年の地価である場合に１をとるダミー変数	公示地価
強化型地区計画内ダミー	公示地価ポイントが規制強化型地区計画の区域内である場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、各自治体HP
緩和型地区計画内ダミー	公示地価ポイントが規制緩和型地区計画の区域内である場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、各自治体HP
他自治体隣接ダミー（隣接）	地区計画が他自治体境界と接している場合に１をとるダミー変数	都GISデータ
地区計画策定年数（年数）	地区計画が都市計画決定されてからの経過年数	各自治体HP
強化型地区計画距離ｌｍダミー	公示地価ポイントが規制強化型地区計画の区域外周から0～300m（100mスパンで設定）にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、GIS計測
緩和型地区計画距離ｌｍダミー	公示地価ポイントが規制緩和型地区計画の区域外周から0～300m（100mスパンで設定）にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、GIS計測
他自治体内ダミー（他自治体）	公示地価ポイントが他の自治体で実施する地区計画の区域外周から300m以内にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ

4－3. 推計結果及び考察

まず推計モデル 1・2 については、規制強化型及び緩和型地区計画内ダミーを説明変数として用いる。それぞれ他自治体隣接ダミーの交差項から内部域で実施される地区計画と隣接域との差を分析する。モデル 3 についてはモデル 2 の変数と地区計画策定年数の交差項から、地区計画による時間を通じた効果を分析する。モデル 1～3 の推計結果を表 4 に推計結果を示す。

表 4 推計結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価	
説明変数	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
強化型地区計画内ダミー	-0.1043 ***	(0.0139)	-0.1008 ***	(0.0151)	-0.0715 ***	(0.0212)
緩和型地区計画内ダミー	0.1385 ***	(0.0349)	0.1952 ***	(0.0422)	0.1174	(0.0892)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)			-0.0177	(0.0295)	0.0309	(0.0613)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)			-0.1516 **	(0.0634)	-0.0940	(0.1468)
強化型地区計画内ダミー*(年数)					-0.0082 **	(0.0042)
緩和型地区計画内ダミー*(年数)					0.0336	(0.0299)
強化型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項					-0.0001	(0.0002)
緩和型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項					-0.0013	(0.0011)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)					-0.0001	(0.0132)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)					-0.0385	(0.0423)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項					-0.0002	(0.0005)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項					0.0018	(0.0016)
年次ダミー　（省略）						
定数項	12.5060 ***	(0.0033)	12.5602 ***	(0.0033)	12.5144 ***	(0.0035)
観測数	5639		5639		5639	
自由度修正済決定係数	0.6134		0.614		0.6211	

（）内の数値は標準誤差。
***は1%，**は5%，*は10%の水準で統計的有意であることを表す。

モデル 2 については、規制強化型地区計画では地区内の地価を 10%下げ､緩和型では地価を 20%上げる傾向があると、ともに 1%水準で有意な結果となった。規制強化による住環境向上の便益より、床面積の抑制による収益の低下が大きい。つまり、東京都では平均的に過剰に規制しており、望ましい水準を超えてしまっている可能性がある。緩和型については、望ましい水準に近づいている傾向があると考えられる。

また、着目したい変数である他自治体隣接ダミーとの交差項については、緩和型では内部域に比べ地価上昇効果が 15%低い傾向があり 5%水準で有意な結果となった。隣接域で緩和する地区計画には、他自治体との交渉などの取引費用が作用しており、緩和による収益性が内部域に比べ下がっていると考えられる。具体的には、規制緩和型地区計画の意見収集及び公示・縦覧などの合意形成活動の際に、反対する周辺住民に加え他自治体とも協議をすることになり、その意見も踏まえ望ましい水準まで規制したかったところが妥協案になっている可能性が考えられる。現状では地方自治体間の交渉によって解決するという形態はうまくいっていない、つまり外部性を内部化することになっていないことが考えられる。

モデル 3 では、収益性の低下があったとしても将来的に

6 地区計画区域に第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域、準住居地域を含むものとする。

7 建築物の用途の制限、建築物の敷地面積又は建築面積の最低限度、建築物等の形態又は色彩その他の意匠の制限、建築物の緑化率の最低限度、垣又はさくの構造の制限でのみ規定されている地区計画は除外した。

は住環境の改善によりその影響が相殺されると想定したが策定年数が経つほど地価が下がる傾向は有意となったが、変化がマイナスからプラスに転じる結果とならなかった。今回は他の説明変数には有意性はみられなかった。

次に推計モデル 4・5 では強化型及び緩和型地区計画距離 100～300m ダミー及びそれらと他自治体内ダミーとの交差項を説明変数として用いる。それぞれの地区計画における地区外への波及効果について、地区計画実施自治体域及び他自治体域との差を分析する。モデル 4 及び 5 の推計結果を表 5 に示す。

表 5 推計結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価	
説明変数	モデル 4		モデル 5	
強化型地区計画内ダミー	-0.0985 ***	(0.0151)	-0.0975 ***	(0.0152)
緩和型地区計画内ダミー	0.1956 ***	(0.0422)	0.1961 ***	(0.0422)
強化型地区計画内ダミー×（隣接）	-0.0177	(0.0295)	-0.0173	(0.0295)
緩和型地区計画内ダミー×（隣接）	-0.1516 **	(0.0634)	-0.1437 **	(0.0637)
強化型地区計画距離100mダミー	0.0215	(0.0491)	0.0325	(0.0524)
強化型地区計画距離200mダミー	0.0471 **	(0.0231)	0.0408 *	(0.0234)
強化型地区計画距離300mダミー	-0.0196	(0.0351)	-0.0423	(0.0389)
緩和型地区計画距離100mダミー	-0.1259 ***	(0.0532)	-0.1258 **	(0.0532)
緩和型地区計画距離200mダミー	-0.0809	(0.056)	-0.106 *	(0.0616)
緩和型地区計画距離300mダミー	0.0229	(0.044)	0.0014	(0.0476)
強化型地区計画距離100mダミー*(他自治体)			0.0387	(0.1749)
強化型地区計画距離200mダミー*(他自治体)			0.2311 *	(0.1369)
強化型地区計画距離300mダミー*(他自治体)			0.1463	(0.1057)
緩和型地区計画距離100mダミー*(他自治体)			(omitted)	
緩和型地区計画距離200mダミー*(他自治体)			0.1447	(0.1484)
緩和型地区計画距離300mダミー*(他自治体)			0.1761	(0.1262)
年次ダミー　（省略）				
定数項	12.5039 ***	(0.0067)	12.5144 ***	(0.0035)
観測数	5639		5639	
自由度修正済決定係数	0.6152		0.6145	

（）内の数値は標準誤差。
***は1%，**は5%，*は10%の水準で統計的有意であることを表す。
(omitted)については隣接域の緩和型地区計画が少ない為、使用データではサンプルが存在しなかった。

モデル 4 については、規制強化型の地区計画外周から 200m の地点で地価を上げる傾向があり、5%水準で有意な結果となった。緩和型では 100m の地点で地価を下げる傾向が 1%水準で有意な結果となった。地区計画には波及効果があり規制強化地区外へ防災性向上などの便益のスピルオーバーや、地区内の緩和による周辺への圧迫感・日照の妨げなどの住環境の悪化をもたらすことが考えられる。

モデル 5 については、他自治体内ダミーとの交差項との差を比較すると、規制緩和型は有意ではないが、強化型については 200m 地点で内部域よりさらに地価を上げる傾向があり 10%水準で有意な結果となった。これについては、他の自治体にまで同じ影響を及ぼしており、且つ地区計画実施自治体の住民より多くの便益を受けていることがいえる。コストをかけず、となりの地区の壁面後退などの防災性向上などの便益を受けているというフリーライドしている可能性が考えられる。隣接域で実施する規制強化型地区計画については、取引費用が小さいまたは無いことも考えられる。

5. まとめ

以上、本稿での分析結果より、自治体内部域と隣接域で実施される地区計画の効果に差異があり、さらに隣接自治体へ影響を及ぼす可能性があることを示した。都市計画決定権者が地区計画等の土地利用規制を定めるときには、その地区内だけでなく周辺も含めた影響範囲全体の効用を分析する必要があると考えられる。今回の研究より、以下を政策提言として示す。

自治体隣接域で実施する緩和型地区計画については他自治体及びその住民にも意思決定に参加させるべきであり、原案段階からの自治体間協議を義務づけることも考えられる。しかし必ず取引費用が発生することになり住民や自治体の隣接域で地区計画を実施するインセンティブをさらに低下させる可能性がある。よって地方自治体ではなく交渉によらない中立的な立場である広域自治体が、外部性をコントロールした上で地区計画を発意し策定する、といった政策における広域自治体の介入を強化することが考えられる。

自治体隣接域で実施する強化型地区計画については便益のスピルオーバーした分の自治体間における費用負担制度が必要である。計画を実施していない自治体はコストをかけずに済むため、取引費用がかからない可能性がある。よって地区計画を実施しない他自治体が便益を受ける分の費用負担を前提とした上で計画実施予定自治体へ発意できる権利制度をつくることも考えられる。

今後の課題として、本稿の分析では地区計画の属性の区分について規制の強化及び緩和のみにとどまっており、詳細な属性が考慮されていない点がある。地区計画毎の規定内容などの詳細な属性や、その自治体及び住民の選好の詳細なデータを使用することによって、精度の高い分析結果を得られるものと考えられる。また、他の地域を含めた広域なエリアの分析を行うことにより、理論の一般化を図る必要がある。これらを加味することにより深い知見を得られるものと考えられる。

＜主な参考文献＞
荒井貴史(2007)「土地利用規制の経済学的考察」
和泉洋人(1999)「地区計画策定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」
大塚康央(2009)「地区計画における住民合意に関する一分析　－区域、組織、決定手続きに着目して－」
谷下雅義、長谷川貴陽史、清水千弘(2012)「地区計画・建築協定の規制が戸建住宅価格に及ぼす影響」
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－」
林正義(2006)「国と地方の役割分担－経済学的視点と日本の実態」

大規模建築物が地価に与える影響に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12602　井上加奈子

第１章　はじめに

東京都内では、都市開発諸制度の活用や都市再生特別地区の指定等による容積率の緩和等により、大規模建築物が年々増加している。

大規模建築物は、周辺地域の景観、利便性、人口、賑わい、交通量などに変化をもたらし、周辺のまちに外部性を与えると考えられる。大規模建築物の外部経済は、利便性の向上、賑わいの向上、イメージの向上などが挙げられ、外部不経済としては、景観の悪化、騒音、交通量の増加、公害、イメージの低下などが挙げられる。

通常、大規模建築物は外部経済と外部不経済の両方を持っていると考えられ、それらの合計が、総合的な外部経済または外部不経済として表れると考えられる。

そのため、大規模建築物を整備する際には、建築物そのものがもたらす便益だけを検討するのではなく、まちづくりの観点から、外部経済の増大、外部不経済の抑制に配慮した土地利用を推進する必要がある。

そこで、本研究では、延べ面積 10,000 ㎡以上の建築物を「大規模建築物」と定義し、便益が地価にキャピタライズするというキャピタリゼーション仮説に基づき、ヘドニック・アプローチにより都内の大規模建築物が地価に及ぼす影響を調べる。また、それらの建物用途、エリア、用途地域による差異を測定する。更に大規模建築物の外部性の総額を測定し、それを用いた総合評価による土地売却の方法、緑地率の増加による容積率の緩和の設定方法を提案する。

第２章　東京の大規模建築物の現状分析

平成 14 年 6 月に開始した東京都建築物環境計画書制度においては、延床面積 1 万㎡（平成 22 年 10 月より 5,000 ㎡）を超える新築・増築は、環境配慮の取組等を示した届出を計画時・完了時に提出し、その内容を公表することが義務づけられている。そのため、本研究では、同制度に計画書が提出された延べ面積 10,000 ㎡以上の大規模建築物を研究の対象とする。

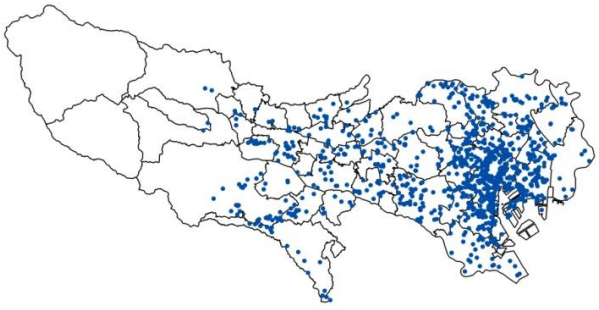
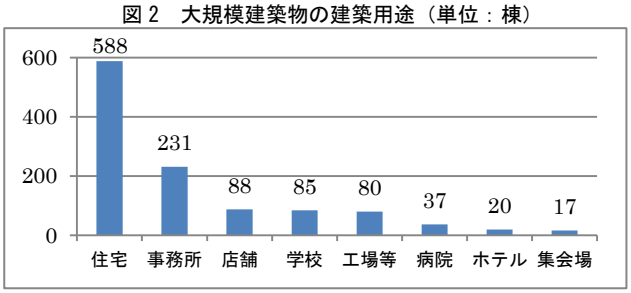


図１　都内の大規模建築物の分布

本研究で分析の対象にする大規模建築物の分布を、図 1 に示す。大規模建築物は、都心部に多く建設されていることがわかる。

その建物用途の内訳をみると、図 2 となっており、住宅が圧倒的に多い。

図２　大規模建築物の建築用途（単位：棟）



第３章　大規模建築物が周辺地価に及ぼす影響の算定

3.1　使用データ

(1)　大規模建築物に関するデータ

東京都建築物環境計画書制度に計画書が提出された 1089 棟[i]

(2)　地価データ

2004 年から 2012 年までの都内の地価公示のうち、半径 1 km 以内に大規模建築物のある 2227 ポイント

3.2　大規模建築物の外部性に関する仮定

大規模建築物の外部性について、次を仮定する。

仮定①　建築物を中心に、同心円状に広がっている。

仮定②　規模（延べ面積、高さ）に比例する。

仮定③　建築物までの距離に反比例する。

仮定④　外部性が大きく影響するのは、建築物から半径 1 ㎞程度である。

外部性の大きさ（地価の上昇または地価の低下）を縦軸にとると、図 3-のように、大規模建築物を中心に、富士山型に外部性が広がっているイメージである。

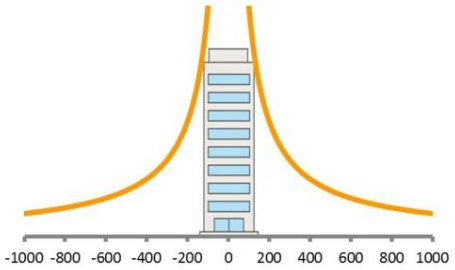


図３　大規模建築物の外部性のイメージ

3.3　研究の方法

3.3.1　地価公示から半径 1㎞ 以内にある大規模建築物の抽出と距離の測定

GIS を用いて、地価公示標準地から半径 1 ㎞の、2004 年から 2012 年までの、地価公示の算定日（毎年 1 月 1 日）の前日（前年 12 月 31 日）までに建設が完了した大規模建築物を抽出し、地価公示標準地から各大規模建築物までの距離を測定した[ii]。

3.3.2　指標の算定

(1)「延べ面積影響指標」の算定

外部性に関する仮定に基づき、大規模建築物の延べ面積が地価に影響を与える強さを示す指標として「延べ面積影響指標」を作成する。

延べ面積影響指標＝延べ面積／距離

(2)「地価公示が受ける延べ面積影響指標」の算定

2004 年から 2012 年までの地価公示について、抽出した大規模建築物の「延べ面積影響指標」を合計する。

地価公示が受ける延べ面積影響指標＝Σ　延べ面積影響指標

(3)　建物用途ごとの「延べ面積影響指標」の算定

大規模建築物の用途を「住宅」「ホテル」「病院」「店舗」「事務所」「学校」「集会所」「工場等」に分類し[iii]、用途ごとに「延べ面積影響指標」を合計する。

地価公示が受ける住宅延べ面積影響指標＝Σ住宅の延べ面積影響指標

(4)「高さ影響指標」の算定

同様の考え方で、大規模建築物の高さが地価に影響を与える強さを示す指標として「高さ影響指標」、「地価公示が受ける高さ影響指標」、建物用途ごとの「地価公示が受ける高さ影響指標」を算定する。

高さ影響指標＝高さ／距離

地価公示が受ける高さ影響指標＝Σ高さ影響指標

地価公示が受ける住宅高さ影響指標＝Σ住宅の高さ影響指標

(5)「緑化影響指標」の算定

同様の考え方で、大規模建築物の緑化が地価に影響を与える強さを示す指標として「緑化影響指標」、「地価公示が受ける緑化影響指標」を算定する。緑化については、建物用途ごとの分類は行わない。

緑化影響指標＝緑化面積　／距離

地価公示が受ける緑化影響指標＝Σ「緑化影響指標」

例として、図 4 に東京都港区六本木 7 丁目の地価公示標準地から半径 1km の 2011 年 12 月 31 日までに建設が完了した大規模建築物を示す。この標準地における 2012 年の延べ面積影響指標は、3662.1 となる。

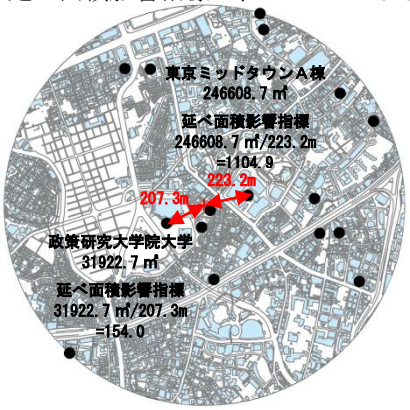


図 4　地価公示から半径 1km の範囲にある大規模建築物の例

3.4　大規模建築物の延べ面積・高さ・緑化が地価に与える影響

「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」が、地価に与える影響を調べるため、被説明変数を地価の対数、説明変数を、地価公示の受ける延べ面積影響指標（又は高さ影響指標）、緑化影響指標、年ダミーとし、2004 年～2012 年までのパネルデータを用いて、固定効果モデルによる実証分析を行った。

本稿では、比較のしやすさのため、延べ面積、高さ、緑化それぞれについて、下記の数字に換算し、外部性の大きさの比較を行う。

表 1　大規模建築物の地価変化額の換算[iv]

延べ面積	延べ面積 30,000 ㎡の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額
高さ	高さ 50 m の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額
緑化	緑化面積 3,000 ㎡の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額

3.4.1　延べ面積が地価に与える影響

推計モデル①—建物用途の分類なし（延べ面積）

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta f_{\_it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit} d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α: 定数項　P_{it}: 地価公示　f_{it}：延べ面積影響指標　d_{it}：年ダミー　δ_{it}：固定効果　ε_{it}：誤差項　i：地価公示標準地　t：年

推定結果を表 2 に示す。

表 2　延べ面積が地価に与える影響　推計結果

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.2876			サンプル数：2227
変数	係数	標準誤差	t 値	地価変化額
延べ面積影響指標	0.000113	0.000006	19.48 ***	¥6,804
緑化延べ面積影響指標	0.000012	0.000056	0.22	¥73
年ダミー				
定数項	13.170020	0.004053	3249.09 ***	定数項

その結果、延べ面積影響指標は 1%水準で有意であり、都内全域を平均すると、大規模建築物の延べ面積が増えるほど地価が上昇することが明らかになった。表 1 の設定に換算すると、6,804 円地価を上昇させることになる。

つまり、都内の平均では、大規模建築物は景観や交通量の増加等の外部不経済よりも、利便性の向上や地域の活性化といった外部経済の方が上回る結果となっている。また、緑化については、統計的に有意な結果ではなく、地価の変化は極めて小さいことが明らかになった。

推計モデル②—建物用途の分類あり（延べ面積）

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 f_{house\_it} + \beta_2 f_{hotel\_it} + \beta_3 f_{hospital\_it} + \beta_4 f_{shop\_it} + \beta_5 f_{office\_it} + \beta_6 f_{school\_it} + \beta_7 f_{hall\_it} + \beta_8 f_{factory\_it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit} d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

P_{it}: 地価公示　$f_{house_{it}}$：住宅延べ面積影響指標(他の用途も同様)　d_{it}:年ダミー　δ_{it}: 固定効果　ε_{it}:誤差項　i: 地価公示標準地　t: 年

推定結果を表 3 に示す。また、表 1 の設定に換算したときの、地価変化額を図 5 に示す。

表 3　建物用途別の延べ面積が地価に与える影響　推計結果

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.3127			サンプル数：2227
変数	係数	標準誤差	t 値	地価変化
住宅延べ面積影響指標	−0.0000640	0.0000131	−4.88 ***	¥−3,840
ホテル延べ面積影響指標	0.0007693	0.0000688	11.18 ***	¥46,158
病院延べ面積影響指標	−0.0000342	0.0001226	−0.28	¥−2,052
店舗延べ面積影響指標	0.0002484	0.0000232	10.71 ***	¥14,904
事務所延べ面積影響指標	0.0001191	0.0000088	13.57 ***	¥7,146
学校延べ面積影響指標	0.0001319	0.0000461	2.86 ***	¥7,914
集会所延べ面積影響指標	0.0004580	0.0001953	2.34 **	¥27,480
工場等延べ面積影響指標	−0.0001955	0.0001351	−1.45 *	¥−11,730
緑化延べ面積影響指標	0.0002248	0.0000581	3.87 ***	¥1,349
年ダミー	（省略）			
定数項	13.1849500	0.0043318	3043.74 ***	

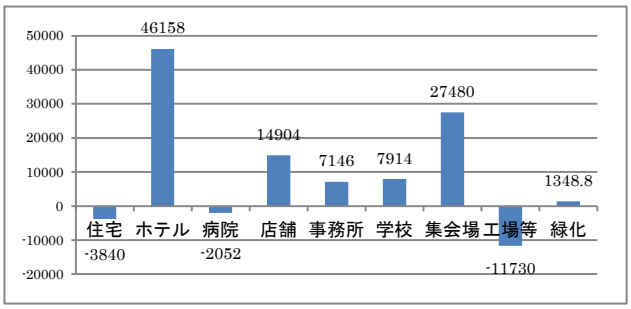


図 5　延べ面積を指標とした建物用途ごとの地価変化額

その結果、建物用途ごとに、地価変化額は異なることが明らかになった。住宅・病院・工場に関しては、周辺の地価を下げており、ホテル・店舗・事務所・学校・集会所に関しては、周辺の地価を上げている。

3.4.2　高さが地価に与える影響
推計モデル③—建物用途の分類なし（高さ）
推計モデル④—建物用途の分類あり（高さ）

延べ面積と同様、高さが地価に与える影響を調べるため、延べ面積と高さ影響指標を用いて、建物用途の分類の有無により、推計を行った。ここでは、推計方法及び結果は割愛する。都内全域を平均すると、大規模建築物の高さが高くなるほど、地価が上昇することが明らかになった。おおむね、延べ面積と同様の結果であったが、病院や工場など、延べ面積が増えても高さが高くならない建築物については、有意な結果が出なかった。よって、今後の分析は延べ面積影響指標を説明変数に用いる。

3.5　エリア別・用途地域別の比較
推計モデル⑤—エリアごとの比較

都内を　都心部（千代田区、中央区、港区）、区部（都心以外）、多摩部の３つのエリアに分けて、延べ面積影響指標とエリアダミーの交差項を加えることで、エリアごとの「延べ面積影響指標」「緑化影響指標」が地価に与える影響を比較した。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 f_{house\_it} + \beta_2 f_{hospital\_it} + \beta_3 f_{shop\_it} + \beta_4 f_{office\_it} + \beta_5 f_{school\_it} + \beta_6 f_{factory\_it} + (\beta_7 f_{house\_it} + \beta_8 f_{hospital\_it} + \beta_9 f_{shop\_it} + \beta_{10} f_{office\_it} + \beta_{11} f_{school\_it} + \beta_{12} f_{factory\_it}) * d_{ku} + (\beta_{13} f_{house\_it} + \beta_{14} f_{hospital\_it} + \beta_{15} f_{shop\_it} + \beta_{16} f_{office\_it} + \beta_{17} f_{school\_it} + \beta_{18} f_{factory\_it}) * d_{tama} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit} d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

P_{it}: 地価公示　$f_{house_{it}}$：住宅延べ面積影響指標(他の用途も同様)　d_{it}：年ダミー　d_{ku}: 区(都心以外)ダミー　d_{tama}: 多摩ダミー　δ_{it}: 固定効果　ε_{it}: 定数項　i: 地価公示標準地　t: 年

推計結果は割愛し、表 4 に推計結果より得られる地価変化率と、表 1 の設定に換算した地価変化額を示す。

表 4　エリアごとの延べ面積による地価の変化

	都心部		区部（都心部以外）		多摩部	
	地価変化率	地価変化額	地価変化率	地価変化額	地価変化率	地価変化額
住宅	-0.0000388	¥-2,328	0.0000209	¥1,254	-0.0002770	¥-16,620
病院	-0.0009645	¥-57,870	0.0002114	¥12,684	-0.0007496	¥-44,976
店舗	0.0003192	¥19,152	0.0000554	¥3,324	0.0013978	¥83,868
事務所	0.0002204	¥13,224	0.0000220	¥1,320	0.0000684	¥4,104
学校	0.0004087	¥24,522	0.0002088	¥12,528	-0.0001658	¥-9,948
工場	0.0012876	¥77,256	-0.0000969	¥-5,814	-0.0012309	¥-73,854

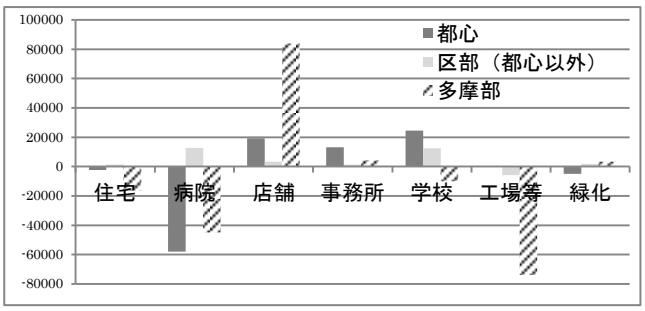


図 6　延べ面積を指標としたエリアごとの地価変化額[v]

推計モデル⑥—用途地域ごとの比較

地価公示標準地の用途地域を、第一種低層住居専用地域、その他住居系地域、商業系地域、工業地域の４つに分け、延べ面積影響指標と用途地域ダミーとの交差項を追加することで、用途地域ごとの差異を比較した。

推計式・推計結果は割愛し、表 5 に推計結果より得られる地価変化率と、地価変化額を示す。

表 5　用途地域ごとの延べ面積による地価の変化

	一低層	その他住居系地域	商業系地域	工業系地域
	地価変化率 地価変化額	地価変化率 地価変化額	地価変化率 地価変化額	地価変化率 地価変化額
住宅	−0.000203 ¥−12,234	−0.000002 ¥−138	−0.000131 ¥−7,908	0.000057 ¥3,450
病院	−0.000259 ¥−15,594	−0.000117 ¥−7,068	0.000199 ¥11,982	−0.001044 ¥−62,694
店舗	0.000122 ¥7,356	0.000126 ¥7,615	0.000335 ¥20,106	0.000283 ¥17,034
事務所	0.000175 ¥10,548	0.000094 ¥5,640	0.000144 ¥8,682	0.000393 ¥23,628
学校	−0.000270 ¥−16,200	0.000237 ¥14,226	0.000178 ¥10,728	−0.000600 ¥−36,030
工場	−0.000559 ¥−33,582	−0.000355 ¥−21,306	0.000361 ¥21,702	−0.000102 ¥−6,162

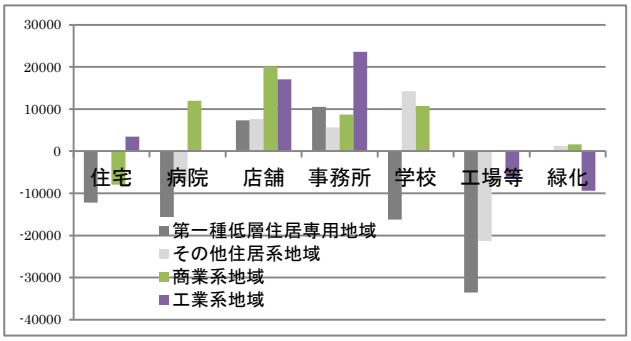


図 7 延べ面積を指標とした用途地域ごとの地価変化額[vi]

エリアごとの比較、用途地域ごとの比較の結果から、主な特徴と留意点を述べる。

住宅は、多摩部や、第一種低層住居専用地域で地価を下げる。圧迫感等の軽減など景観への配慮が必要である。

病院は、特に都心部と多摩部、住居系用途地域で地価を下げる。景観や救急車の騒音等への配慮が必要である。

店舗は、特に多摩部での地価の上昇が大きいことから、郊外における大型店舗の出店が、周辺地域の利便性を上昇させている。

事務所は、都心部で地価を大きく上げるため、都心部での集積が効果的である。

学校は、多摩部と第一種低層住居専用地域で地価を下げる。騒音や交通量の増加などに配慮が必要である。

工場は、多摩部と住居系用途地域において、大きく地価を下げるため、景観や環境などへの配慮が必要である。

第４章　大規模建築物の外部性の総額の算定

4.1　大規模建築物の外部性の総額の算定方法

大規模建築物による地価の変化を縦軸にとると、図 8 のような富士山型になる。この体積を求めることで、大規模建築物の外部性の総額を計算することができる。

V=2π　地価*係数*延べ面積(b-a)　　(1)

b:外部性を図る範囲　a:敷地を円形に近似したときの半径

総額は、(1)式で求められる。しかし、道路空間などは地価を上昇させないので、それを割り引く必要がある。

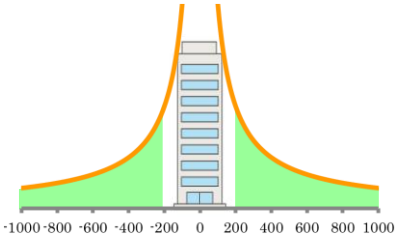


図 8 外部性の総額の算定

例として、東京都港区六本木７丁目に存する政策研究大学院大学の、半径 1km の外部性を求める。

半径 1km の地価公示の平均 2,303,937 円、都心部の学校の係数 0.0004087、都心部の緑化の係数-0.0008371、延べ面積　31,922.70 ㎡、敷地面積　17,842.11 ㎡（⇒半径 75 mの円に近似）、大学から半径 1km の道路率 19.5%、緑化面積 5924.56 ㎡

これらを、(1)式に代入すると、建築物の外部性は、140,563,353,708 円、緑化の外部性は－53,431,983,974 円となり、合計 87,131,369,734 円となる。

第５章　大規模建築物の外部性のまちづくりへの応用

5.1　総合評価による土地売却への応用

公有地の土地売却を行う際に、プロポーザル等を実施し、土地価格と建物評価を総合的に判断し、土地買受者を決定する「総合評価方式」の事例が増えている。しかし、提案内容評価と土地価格の重みづけは、採点基準や点数のつけ方、土地価格提示のばらつき具合等によって左右され、定式化された指標がなく、訴訟になった例もある 。

そこで、建築物の外部性の総額を求めることで、建築物の価値の金銭価値化を図り、土地買受希望価格との合計額をプロポーザルの提案の価値とすることを提案する。

プロポーザルによる提案の価値

＝土地買受希望価格＋建築物の外部性の総額

例）多摩部の 10,000 ㎡の土地の売却（周辺の土地価格が 80 万円）において集合住宅を建設するプロポーザルを実施する場合

(1)Ａ案:土地買受希望価格 80 億円、集合住宅 20000 ㎡、緑化 1,000 ㎡

⇒外部性の総額は-19,811,891,972 円

⇒提案の価値は　-11,811,891,972 円

(2)Ｂ案:土地買受希望価格 70 億円、集合住宅 18000 ㎡、緑化 2,000 ㎡

⇒外部性の総額は -15,433,022,823 円

⇒提案の価値は　-8,433,022,823 円

よって、この例のように、土地買受希望価格が低い場合でも、提案の価値が高いＢ案が選定されることがある。

5.2　緑化率の増加による容積率の緩和の適切性の判定

東京都は、「東京都高度利用地区指定方針及び指定基準」において、緑化率に応じ「空地の確保に対する容積率の緩和」の値を増減させることを定めている。

しかし、本来、容積率と緑化に関連性はなく、容積率と緑化をトレードオフすることで、外部性が増えなければ、まちづくりにマイナスの結果を与える。

例えば、空地による容積率の緩和 150%の場合、緑化率が 5%増えるごとに、3%の容積率の割増が得られる。周辺の平均地価が 100 万円と仮定し、敷地 10,000 ㎡の住宅において 500 ㎡の緑地を整備し、300 ㎡の延べ床面積の割増を得た場合の、都心部・区部（都心以外）・多摩部における外部性の変化額を算定する。

表 6　緑化率の増加による容積率の緩和の外部性の試算

	容積率の割増による外部性の総額　A	緑化による外部性の総額　B	外部性の変化額 A＋B
都心部	−57757724	−2076846707	**−2134604431**
区部（都心部以外）	31111764	783004205	**814115970**
多摩部	−412342519	1362318154	**949975635**

これらの結果により、エリアにより緑化による容積率緩和の効果は異なり、エリアごとにきめ細かい設定が必要であると言える。

第６章　結論・今後の課題

本研究では、大規模建築物が地価に及ぼす影響を調べることにより、大規模建築物の外部性の大きさを測定した。その結果、外部性は建物用途により異なり、都心部・区部・多摩部などのエリアや、用途地域によって異なることが明らかになった。

また、大規模建築物の外部性の大きさを測定し、それを用いた総合評価による土地売却の方法、緑地率の増加による容積率の緩和の設定方法を提案した。

これらより、大規模建築物を建設する際には、周辺地域に与える外部性の影響を考慮したうえで、立地計画を行うべきであること、また、大規模建築物の外部性の大きさを測定することが、今後のまちづくりにおける政策決定の一助になることを示した。

今後は、より大規模建築物のデータが蓄積されることで、「エリア」×「用途地域」といったマトリクスによる分析が可能になり、より正確な外部性の傾向がつかめるようになると考える。

主な参考文献

沼田麻美子(2012)、「高層建築物が景観価値に与える影響に関する研究―定量的評価による眺望景観価値と地価の検証―」、『筑波大学大学院生命環境科学研究科持続環境学専攻博士（環境学）学位論文』

---

i 2012 年 11 月までに環境計画書が提出されている建築物のうち、延べ面積が 10,000 ㎡以上で、2011 年 12 月 31 日までに建設が完了した 1089 棟。ただし、位置情報の特定ができなかった 35 棟を除く。

ii 大規模建築物の住居表示から、東京大学空間情報科学研究センターが提供する「号レベルアドレスマッチングサービス」 を用いて大規模建築物を GIS（地理情報システム） 上に表示させた。本研究は同センターとの共同研究である。

iii 複合用途を持つ建築物については、最も延べ面積が多い用途を建築物の用途としている。工場等には、駐車場及び分類できなかった建築も含んでいる。

iv 本研究で対象にした大規模建築物の平均延べ面積が 31,275 ㎡、高さ 54m、緑地面積 2,849 ㎡、本研究で対象にした地価公示標準地の地価の平均（2012 年）が 956,485 円であるため、それに近い数字を想定した。

v エリアの特性上、都心部の工場は 1 棟しかない。比較にはなじまないと考え、グラフには示していない。

vi 病院・学校から 1km 以内のある工業系地域、工場等から半径 1km 以内にある商業系地域は、サンプルが少ないため、比較になじまないと考え、グラフには示していない。

森林の土砂災害防止機能の維持により発生する受益者の分析
～保安林制度を対象として～

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12603　長　毅

1.はじめに

森林は，生物多様性保全や地球環境保全，災害防止など多面的な機能を持つとされている.

森林の持つ機能を適切に発揮するためには，過度な伐採などを防ぎ，森林として保たれることが必要である.森林法に基づく保安林制度は，森林の所有者に伐採の制限や，植栽の義務を課し，森林の機能を維持しようとするものである.保安林制度は，森林の所有者の所有権に制限を与えるものなので，正当な補償を行う必要がある.また，土砂災害防止の目的で指定される保安林などは，受益者がある程度特定されると考えられる.森林法にも補償金の一部または全部を受益者に負担を求めることができるという条文があるが，受益者の特定が困難であるという理由から，受益者負担が行われた事例はなく，政府や地方政府が補償を行っている.受益者負担の原則に基づくと，現状の保安林制度の運用は社会的な効率を損ねていると考えることができる.

社会資本投資や環境変化の影響は 100%地価に反映されるという資本化仮説 に基づくと，保安林の効果も地価に反映されると考えられる.地価を分析することにより，保安林の指定による受益者についても明らかにすることができると考えられる.

本稿では，土砂災害防止のための保安林に注目し，土砂災害の危険性が高い地区で保安林の指定が行われた際の地価への影響を分析し，保安林の指定による受益の範囲を明らかにしようとしている.

本研究では，保安林の土砂災害防止効果による地価への影響がどの程度の距離に及ぶかを見るため，保安林と地価ポイントとの距離を考慮して研究を行った.また，指定前と指定後の地価データを用い，保安林の指定による効果に限定して研究を行った.

2.保安林制度の概要と土砂災害防止効果

2.1　保安林制度

保安林制度は,森林法(昭和26年法律第249号)により規定されており，水源の涵養，災害防止などの公共目的を達成するため，特にこれらの機能を発揮する必要がある森林を，保安林として指定し，立木の伐採，土地の形質変更行為等の規制により，その森林の適切な保全と森林施業を確保する制度である.

2.1.1　保安林制度の歴史

日本では，古くから森林の伐採規制があり，明治には保安林制度に類似したものができている.戦後の昭和 26 年には，現行の森林法が制定され，それまでの保安林制度を踏襲しつつ，保安林の指定目的などが追加された.昭和 37 年の改正により，植栽の義務などが追加され現在に至っている.

2.1.2　保安林制度の概要

・保安林の指定

農林水産大臣又は都道府県知事は，公共の目的を達成するために必要があるときは，森林を保安林として指定することができる.保安林は目的により 17 種類ある.日本の森林面積は国土面積の約 66%だが，平成 22 年度で指定されている保安林は森林面積の約 47%で，国土面積の約 30%に達する.

1～3 号の保安林が，全体の保安林の 90%以上を占めており，国土保全上重要な森林となっている．

2.1.3　保安林における制限

保安林に指定された森林の所有者には伐採の制限などの行為の制限が課せられる．

また，都道府県知事は，許可を受けないで立木の伐採や土地の形質変更等を行っている者に対し，中止命令，造林命令，復旧命令を実施できる．

2.1.4　民有保安林にかかる助成措置等

保安林に指定された森林の所有者が国や自治体でない場合に様々な助成が行われる．

（1）損失補償

保安林の指定により，森林所有者の所有権に制限が行われるので，補償が行われる．（森林法第 35 条）

指定施業要件における伐採の方法が禁伐（伐採禁止）又は択伐（伐採に適した立木のみ伐採する）とされている保安林を対象に，立木評価額の 5%に相当する額が補償金として支払われる．

そのほかにも，固定資産税の免除など優遇がある．

2.1.5　受益者の負担

損失補償にかかる金額について，その保安林の指定によって受益を受ける者に負担させることができる．（森林法第 36 条）

ただ，現在まで受益者の負担が行われた事例はない．

2.2　保安林の土砂災害防止効果

2.2.1　土砂災害

土砂災害は毎年 1000 件程度発生しており，自然災害による死者・行方不明者の半数近くが土砂災害によるものである .土砂災害は，急傾斜地の崩壊・土石流・地すべりの三種類に区別できる．

これらの土砂災害に関して，土砂災害から国民の生命を守るため，土砂災害のおそれのある区域について危険を周知することなどが目的となっている土砂災害防止法において，土砂災害警戒区域というものが定められている.また，土砂災害の可能性がある地域として，都道府県が独自に設定しているものが，土砂災害危険箇所である.両者の違いは，警戒区域が土砂流出等の物理的な現象が起こる可能性が高い場所を示し，危険箇所はそのような地域で，人家などがあり被害が起きるおそれがある場所を示していると考えることができる．

2.2.2　保安林と土砂災害防止

・森林の土砂災害防止機能

森林の土砂災害防止機能について，日本学術会議は「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」（2001）の中で，森林の土砂災害防止は表層崩壊について効果があるとしている．

一般的に深層崩壊に伴って発生するのが地すべりであり ，表層崩壊に効果があるとされる森林の効果は，地すべりには及ばないと考えることができる．

保安林は，上記のような森林の機能を維持するために指定されるもので，土砂災害防止を目的とした 2･3 号保安林の指定の際の留意点については，林野庁から以下のような通知が出されている．

この中に記述のある崩壊土砂流出危険地区や山腹崩壊危険地区は，林野庁の主導により調査が行われている山地災害危険地区の種類である．崩壊土砂流出危険地区，山腹崩壊危険地区はそれぞれ，土石流，急斜面の崩壊に対応している．この危険地区は，前述の土砂災害危険箇所と同じような検討が行われ，さらに森林の状況を加味して決定される.山地災害危険地区の種類として，地すべり危険地区もあるが，2・3 号の保安林の指定の際には考慮されていない．

以上のことから，2・3 号の保安林については，土砂災害の中でも土石流や急斜面の崩壊に対して効果を発揮し，これらの危険性が高い地域で，森

林整備の必要がある森林地域について指定されるものと考えることができる.

3. 理論分析

森林による土砂災害防止は，例えば個人が行ったとしても，効果を及ぼす範囲に受益をもたらすため，フリーライドが生じる.そのため，過少供給に陥る可能性がある.森林による土砂災害防止効果は地方公共財として考えることができ，政府の介入が妥当だと考えられる.

ただ，現状では適正な水準で供給されていない可能性がある．保安林の指定が行われると，森林の所有者に対して伐採の制限がかかるなど，所有権に制限が行われるので，憲法に基づき補償が行われる．森林の所有者に補償金や税制優遇などの措置が行われるが，この費用については受益者が負担しているわけではなく，受益の及ばない範囲の住民からも徴収されている税金で賄われている.森林法にも受益者負担の記述があるが，受益者の特定が困難という理由から受益者負担が行われた事例はない.受益者負担が実現すれば，その負担を受けても，その土地に対する価値が他の土地に転出することよりも高い者はとどまり，低いものは転出する．また，負担を求められるなら保安林指定の解除を求める者などが表れると考えられる.

このような市場原理に基づき受益者負担を実施すれば，適正な保安林の供給量になり，補償費用などが削減され，効率が改善すると考えられる.

受益者負担を求めるためには，受益者を明らかにすることが必要である.「社会資本投資や環境変化の影響は地価に反映される」という資本化仮説に基づけば，保安林による土砂災害防止効果による受益者の分析も，地価を分析することにより可能になると考えることができる.また，保安林からの距離を考慮して地価を分析すれば，保安林による災害防止効果が及ぼす受益の範囲が明らかになると考えられる.

4. 実証分析

理論分析に基づき，保安林の指定による土砂災害防止効果が市場価値として地価への影響をDifference-in-difference（DID）分析する.

4.1 分析方法

国土交通省が公開している，全国の 18 年度と 23 年度の保安林（1～3 号のみ）の情報を含む森林地域の地図情報 を比較し，5 年間で新たに指定されたと考えられる保安林を抽出した.地図情報は，全国のデータが公開されているが，保安林データが 18 年度と 23 年度で更新されている地域を分析対象とした.この地図情報は，1/25000 の精度のデータであり，基図に 1 ㎜の誤差が生じるとデータ上 25mの誤差が生じるという粗いデータではあるが，全国的に保安林の位置情報を把握するために使用した．対象になった都道府県は 19 県となった.

新たに指定されたと考えられる保安林と，地価ポイントとの距離を測定し，50m 以内，100m 以内，200m以内にある地価ポイントにダミーをつけた.距離は，地価ポイントから保安林までの最短の水平距離をとっている.また，使用した保安林の地図情報では，保安林の種類を区別することができないため，土砂災害危険箇所の地図情報を重ね，その中にある地価ポイントを抽出し，新たに指定された 2・3 号保安林からの距離と考えることにした.この土砂災害危険箇所については，3 種類の土砂災害危険箇所をまとめて使用している.

4.3 推定結果

基本統計量を表 3，推計結果を表 4 に示す.

表3 基本統計量

変数	単位	平均	標準誤差	最少	最大
ln都道府県調査地価	(円/㎡)	10.81888	1.121099	7.326	15.306
年度ダミー（平成24年度を1とする）①	ダミー	0.5	0.5	0	1
新たに指定された保安林から50m未満ダミー ②	ダミー	0.0012062	0.0347105	0	1
①×②の交差項	ダミー	0.0088656	0.0937417	0	1
新たに指定された保安林から50m以上100m未満ダミー③	ダミー	0.0029552	0.0542829	0	1
①×③の交差項	ダミー	0.0008443	0.0290461	0	1
新たに指定された保安林から100m以上200m未満ダミー ④	ダミー	0.0026536	0.0514466	0	1
①×④の交差項	ダミー	0.0021712	0.0465465	0	1
地積	㎡	1156.038	7921.015	42	417511
水道ダミー	ダミー	0.9506061	0.2166955	0	1
ガスダミー	ダミー	0.4103492	0.4919119	0	1
下水ダミー	ダミー	0.7231771	0.4474417	0	1
最寄駅からの距離	km	3.303424	5.41346	0	68
県庁所在地主要駅からの距離	km	43.05038	30.24433	0.146334	159.2096
建蔽率	%	51.47699	25.40947	0	80
容積率	%	172.6223	122.1634	0	1000
都道府県ダミー	ダミー	省略			
用途地域ダミ	ダミー				

表4 推計結果

	係数		標準誤差
X1 年度ダミー（平成24年度を1とする）	−0.0711	***	0.0094
X2 新たに指定された保安林から50m未満ダミー	−0.6317		0.4272
X3 X1×X2の交差項	0.7883	*	0.4681
X4 新たに指定された保安林から50m以上100m未満ダミー	−0.1996		0.2468
X5 X1×X4の交差項	0.2034		0.2949
X6 新たに指定された保安林から100m以上200m未満ダミー	−0.152		0.1679
X7 X1×X6の交差項	−0.1206		0.1956
地積	0	*	0
水道ダミー	−1.0839	***	0.0245
ガスダミー	0.4959	***	0.0128
下水ダミー	0.1387	***	0.0128
県庁所在地主要駅からの距離	−0.0061	***	0.0002
最寄駅からの距離	−0.0218	***	0.001
建蔽率	−0.00357	***	0.0004
容積率	0.002234	***	0.0001
都道府県ダミー	省略		
用途地域ダミー			
定数項	12.2246	***	0.031716
修正済R2値	0.7103		
F値	0		
サンプル数	16580		

4.4 結果を踏まえた考察

分析結果から以下のことが示された.

・新たに指定された保安林から 50m未満にある地価ポイントは，指定前と指定後で有意に上昇している.

・新たに指定された保安林から 50m以上離れている場合は，有意な結果が得られなかった.

第 2 章で述べたように，土砂災害が起こるおそれのある区域を示す土砂災害警戒区域は，急傾斜地の崩壊の警戒区域の場合，急傾斜地の上端から 10m以内，下端から 20m以内となっている.土石流の場合は，扇頂部から勾配 2 度となっている．土石流は，崩壊箇所から川にそってふもとまで流れるものなので，崩壊の危険性が高い箇所からの水平距離については地理条件によって大きく差ができると考えられる.

分析では，新たに指定された保安林として，2・3 号の保安林を区別できなかったため，両方の影響を含んでいると考えられるが，保安林から 50m以内では受益者が発生していると考えられる.

第５章　まとめと今後の課題

森林の多面的機能を維持する保安林制度の中で，土砂災害防止を目的とする保安林について，どの程度の範囲で受益者が発生しているかを分析した.その結果，保安林から 50m以内で土砂災害の危険性が高い場所について受益者が発生していることが示された.

ただ，本稿では，詳細ではない保安林の地図情報を使用したことや，保安林の種類を区別できなかったこと，3 種類の土砂災害の危険箇所についてすべて同じものとして分析していることなどが問題点としてあげられる.

また，本稿では一律に保安林からの水平距離で効果を分析したが，保安林と保全対象の標高差や，保全対象の規模や範囲などを考慮して分析を行えばさらに明確な結果が得られると考えられる.

このような詳細な分析を行えば，受益者負担を求める際の基準として考えることができるのではないだろうか.

都市鉄道の新駅設置が周辺地域に与える影響に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12605　久米仁志

1　はじめに

鉄道の駅は鉄道敷設時にその大部分が設置されるが、鉄道建設後の住環境や人口分布など様々な環境変化によって、既存路線に新たな駅が必要となることがある。これまでの研究では、主に新駅の設置手法や費用負担について研究されているが、費用負担者は単独の市町村（以下、「自治体」という。）を前提としている。また、事例分析においては、地価の上昇を推計しているものの分析範囲が新駅周辺に限定され、地価のマクロ的変動を除去していない推計となっている。そこで本研究では、都市鉄道の新駅設置が周辺地域に及ぼす範囲が大きく、隣接自治体にまでその効果が及ぶ可能性があるという問題意識のもと、新駅設置が周辺地域の地価に与える影響について実証分析を行った。

2　鉄道の新駅設置に関する概要

2.1　新駅設置の現状

表 2-1 は 2000 年以降に首都圏において主に通勤・通学で使われている鉄道の既存路線に新設された駅の一覧である。既存路線に新駅が設置される例として、①駅間が長い場合、②既存路線同士が近接または交差している場合、③新線建設に伴い新線と近接または交差している場合などがある。

2.2　新駅設置の形態分類

表 2-1 にある新駅設置一覧において、新駅が設置される際の形態を整理すると、乗り入れ線のある場合と乗り入れ線のない場合の 2 種類に分類することができるが、武蔵小杉駅と流山おおたかの森駅を除く大部分の駅は乗り入れ線のないケースである。

2.3　新駅設置の費用負担

表 2-1 の新駅設置の事例で行われている費用負担は、新駅の設置を要望した自治体が行っている例が多い。また、新駅設置に合わせて周辺で開発事業が行われているため、土地区画整理事業の施行者（都市再生機構、事業組合等）や再開発事業に参加しているデベロッパーが負担している例も多い。鉄道会社においては、新駅建設そのものではなく新駅設置に伴い必要となる利便性向上施策に対する費用負担を行っている例が多い。いずれも受益者負担の原則に基づき費用を負担している[1]。

表 2-1　首都圏における都市鉄道の新駅設置箇所

会社名	路線名	駅名	所在地	開業日
東京メトロ	東西線	妙典	千葉県市川市	2000年1月
東急電鉄	こどもの国線	恩田	横浜市青葉区	2000年3月
JR東日本	京浜東北線・宇都宮線	さいたま新都心	埼玉県さいたま市	2000年4月
東武電鉄	東武東上線	つきのわ	埼玉県比企郡	2002年3月
小田急電鉄	小田急多摩線	はるひ野	神奈川県川崎市	2004年12月
東武鉄道	東武野田線	流山おおたかの森	千葉県流山市	2005年8月
JR東日本	武蔵野線	越谷レイクタウン	埼玉県越谷市	2008年3月
JR東日本	南武線	西府	東京都府中市	2009年3月
JR東日本	川越線	西大宮	埼玉県さいたま市	2009年3月
JR東日本	横須賀線	武蔵小杉	神奈川県川崎市	2010年3月
JR東日本	武蔵野線	吉川美南	埼玉県吉川市	2012年3月

3　新駅設置の外部効果に関する理論分析

3.1　新駅設置の外部効果

図 3-1 は新駅設置が地価に反映されるまでの流れを示した図である。

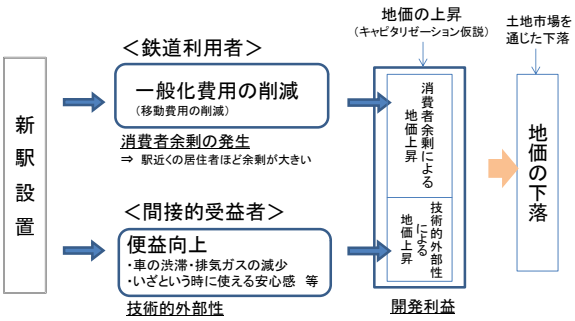


図 3-1　新駅設置による地価変動のフロー図

新駅設置による便益は大きく分けて鉄道利用者の一般化費用削減と間接的受益者の便益向上が考えられる。これらの便益が地域の魅力を向上させるため、

[1] 自治体、開発事業者、鉄道会社の受益はそれぞれ固定資産税増収、分譲益増、運賃収入増である。

キャピタリゼーション仮説を前提とした場合、新駅設置による便益は地価に帰着することになる。このようにして生じた地価上昇を開発利益と呼ぶこととする。また、新駅設置により地価が下落する地域も出てくる可能性があるが、これは人口流出による土地市場を通じた下落である。

3.2　新駅設置に対する政府介入の根拠

図 3-2 は需要曲線よりも平均費用曲線が上方に位置しているため市場に任せたままでは供給が行われてないことを表している。しかし、図中 F 点で供給を行う場合には、消費者余剰は三角形 TFP_{MC} となり図中の赤字の面積よりも大きくなる。したがって、社会全体として便益が発生しているため、赤字を補填して新駅を供給する方が望ましい。このように、鉄道会社に任せるのではなく、社会的には新駅を設置することが望ましいケースがあることから、開発利益を鉄道会社へ還元する政策として政府の介入が正当化される[2]。開発利益の還元は、独占のような固定費が大きい市場に対して適用される理論である。したがって、政府の介入は独占を根拠としているが、地価の上昇という外部性を政府が介入して供給主体に還元するという観点からは、技術的外部性と同様の特性があるという理解も可能である。

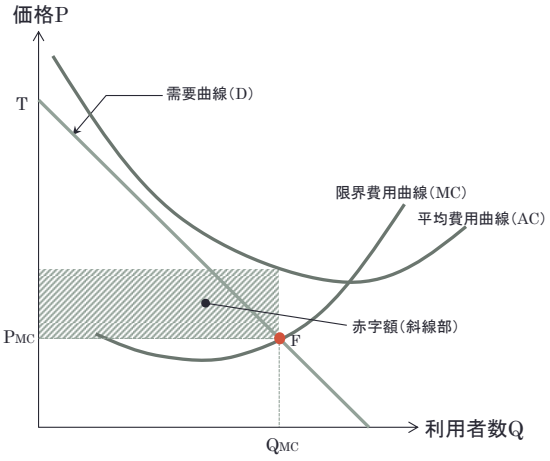


図 3-2　限界費用価格形成による赤字補填

3.3　政府補助と便益のスピルオーバー

開発利益が広範囲に及ぶ場合には便益が近隣の自治体にスピルオーバーする可能性もあり、その場合、近隣自治体はフリーライダーとなり、社会的に望ましい水準よりも新駅の供給が過少になる[3]。図 3-3 における F 点は、社会的に最適水準の新駅設置数 Q_{MC} が実現できている状態である。A 市には②の便益が発生しているが、追加で必要となる設置費用③を A 市単独では負担しきれない。しかし、フリーライドしている B 市に追加で発生する便益①を負担させることで社会的には①＋②の便益が顕在化し、③の設置費用に充当できるため社会的に最適な供給数が実現可能となる。したがって、F 点の状態を実現するためには、A 市と B 市の適正な費用負担割合を決定するための政策を導入する必要がある。

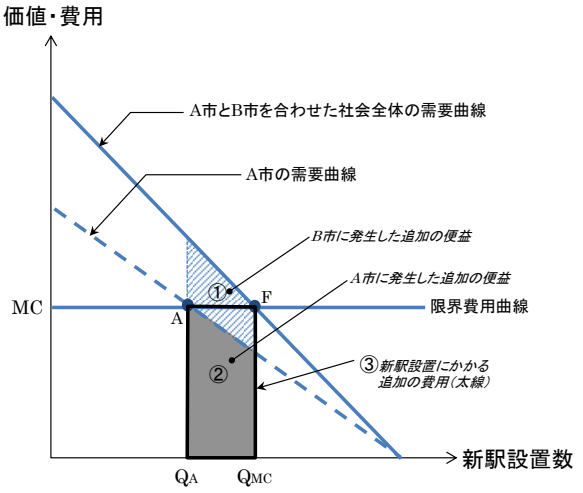


図 3-3　便益が 2 つの自治体に及ぶ場合の最適供給数

4　新駅設置の外部効果に関する実証分析

川崎市中原区に設置された武蔵小杉新駅が周辺地価に与える影響を観察し分析するため、DID 推定を用いて地価の変動を推計する。

(1) 推計モデル

推計モデルは、新駅の設置効果を市町村別で沿線に渡って分析するため、次式を用いる。

$$\begin{aligned} \ln LP_{it} = {} & \alpha + \beta_1 AD_t + \beta_2 TG_i \\ & + \beta_3 AD_t \times TG_i \times 川崎市ダミー_i \times 東横線ダミー_i \\ & + \beta_4 AD_t \times TG_i \times 横浜市ダミー_i \times 東横線ダミー_i \\ & + \beta_5 AD_t \times TG_i \times 南武線ダミー_i \\ & + \beta_6 AD_t \times TG_i \times 市営地下鉄ダミー_i \\ & + \beta_7 AD_t \times TG_i \times 横浜線ダミー_i \\ & + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \qquad \cdots (1) \end{aligned}$$

[2] キャピタリゼーション仮説をもとにしたデベロッパー定理が理論的根拠となっている。

[3] 図中 A 点における供給数は F 点よりも過少となっている。

ここで、ADt は設置時期ダミーであり、自治体と鉄道会社の間で施行協定が締結された時期を境にして、それ以降を 1 とし、それ以前には 0 を取るダミー変数とする。また、TGi は、新駅設置の影響を受けたグループとして、東横線（新丸子～白楽）、南武線（鹿島田～武蔵溝ノ口）、横浜市営地下鉄グリーンライン（日吉本町～北山田、以下、「市営地下鉄」という。）、横浜線（大口～鴨居）の各路線ダミーを設定し、そのグループであれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数とする。なお、新駅設置が沿線に及ぶ効果を分析するため、東横線、南武線の沿線ダミーに武蔵小杉駅は含めない。コントロールグループについては、都心へ乗り入れる私鉄と JR が交差するというトリートメントグループが持つ特性と同様の特性を持った小田急線（登戸～町田）、南武線（津田山～南多摩）、横浜線（成瀬～橋本）の駅を最寄駅とする地域に設定した。

設置時期ダミーADtとトリートメントグループダミーTGi、市町村ダミー、沿線ダミーの交差項は、新駅設置後でかつ新駅設置の影響を受けたグループの効果を市町村別、沿線別に表した変数である。したがって、この項の係数を推計することにより新駅設置が地価に与えた影響を把握することができる。

また、Xiはヘドニック・アプローチにより地価を構成する要素である説明変数を表しており、本研究では敷地面積（㎡）、最寄駅までの距離（m）、山手線主要駅までの時間（分）、容積率（%）を採用している。また、川崎市ダミー、横浜市ダミーの市町村ダミー変数と東横線、南武線、市営地下鉄、横浜線の各路線のダミー変数も表している。αは定数項、β、γは係数、εitは誤差項である。

被説明変数lnLPitには地価の対数を採用しており、使用するデータは2003年から2012年までの住宅系用途の公示地価（円／㎡）である。

(2) 推計結果と考察

推計式 (1) に基づいて推計した結果を表 4-1 に示す。川崎市内の東横線で約 18%、南武線で約 7%の地価上昇が見られ、横浜市内の東横線で約 3%、市営地下鉄で約 5%の地価上昇が見られる。いずれも統計的に有意な結果となっている。したがって、新駅設置の効果は川崎市内に留まらず、横浜市側にも及んでいることが示された。一般化費用の削減効果が沿線に渡って及ぶような場合は、地価上昇の便益が隣接する自治体にスピルオーバーすることを確認することができた。一方、横浜線については約 4%程度の地価下落が見られる。横浜線や南武線、市営地下鉄は都心へ直接乗り入れない路線であり、東横線などに比べて相対的に利便性に欠けるという共通の特性がある。つまり、新駅設置によって南武線沿線や市営地下鉄沿線の魅力が向上したのに対して、その地域と代替関係にある横浜線沿線の魅力が相対的に下がったため地価下落が生じたと考えられる。

表 4-1　推計式（1）の推計結果

	被説明変数	ln（公示地価）	
	説明変数	係数	標準誤差
	設置時期ダミー	−0.0092	0.0060
	トリートメントグループダミー	0.2282 ***	0.0340
川崎市内	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*川崎市ダミー*東横線ダミー	0.1769 ***	0.0296
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*南武線ダミー	0.0699 ***	0.0175
横浜市内	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜市ダミー*東横線ダミー	0.0273 *	0.0162
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*市営地下鉄ダミー	0.0529 **	0.0240
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜線ダミー	−0.0427 **	0.0204
	敷地面積	0.0002 ***	0.0000
	最寄駅までの距離	−0.0002 ***	0.0000
	山手線主要駅までの時間	−0.0056 ***	0.0002
	容積率	0.0009 ***	0.0001
	定数項	12.4353 ***	0.0162
	市町村ダミー	省略	
	路線ダミー	省略	
	観測数	2730	
	自由度調整済決定係数	0.8084	

※ ***、**、*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。

実証分析結果から得られた地価の上昇分を新駅設置の負担費用とすることは開発利益の還元策として理論的に正当化される。よって、政府が介入して地価上昇分の補助を行う場合、地価上昇には技術的外部性と同様の特性があると理解することが可能である。一方、地価の下落については、土地市場を通じた下落であるため政府が介入して補償を行うことや地権者が損害賠償を請求することは正当化されない。

実証分析により、川崎市だけでなく横浜市側にも便益が発生していることを示したが、武蔵小杉駅は川崎市の負担で設置された駅のため、図 3-3 における A 点までの状況で供給されたと考えることができる。しかしながら、社会的に望ましいのは F 点の状態であり、便益を受ける自治体は適正な負担割合を決定しなければならない。この場合には、当事者間協議では協議が円滑に進まないため費用負担割合を決定するための制度設計が必要となる。

5　政策提言

(1) 自治体間の費用負担決定制度

自治体間の費用負担割合を決定するため、第三者機関を活用した図 5-1 のような制度を提案する。ま

ず、ステップ①として、新駅を設置したい自治体が第三者機関に申請を行う。第三者機関とは、有識者によって新駅設置の開発利益に関する分析を行う機関のことである。

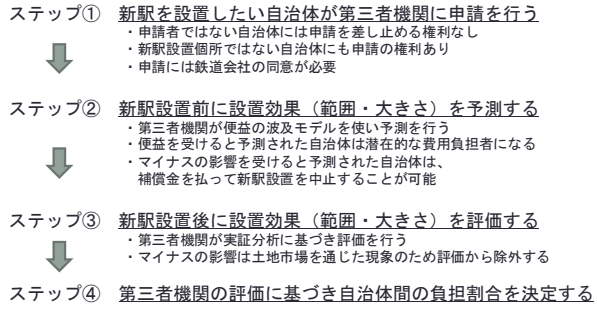


図 5-1　費用負担決定制度の提案

ステップ②では、第三者機関は新駅設置がどの範囲にどの程度の地価上昇をもたらすかを予測する。地価の下落は土地市場を通じた現象のため、開発利益の評価に含める必要はない。しかしながら、負の影響を受ける自治体が地価下落の範囲内の補償金を支払うことで新駅設置の実現を阻止することは可能とする。これはコースの定理と同様の市場取引を想定したものである。本研究で提案する制度は、初期の権利を新駅設置側に与え、その上で負の影響を被る自治体が補償費を払って新駅設置を中止することも可能な制度とする。地価下落の影響を受けるが、補償費を払ってまで新駅設置を阻止できない自治体については、新たな新駅設置計画を実行し、自らの地域の魅力を向上させて地価下落の解消を図ることができる。このように自治体間競争という環境の中で新駅設置を行うことで、社会的に最適な数の新駅が供給されることになると考える。

ステップ③は、新駅設置後に第三者機関が実証分析を行い、地価上昇の範囲と大きさを評価する。この場合、地価下落は土地市場を通じた現象のため評価の対象からは除外する必要がある。新駅建設の際に、鉄道会社は建設資金が必要となるため、国などが新駅設置基金を創設して鉄道会社に対して一時的に補助を行い、費用負担が決定した段階で自治体が基金に負担分を返納する仕組みが必要となる。ステップ④では第三者機関の評価に基づき各自治体は費用負担額を決定して、上記の基金に負担金を納入する。

このような制度を導入することで、フリーライダー問題が解消され、新駅が社会的に最適な水準で供給される環境が整うと考える。

(2) 一般化費用の削減を考慮した新駅の設置計画

新駅の設置を計画する際には、一般化費用を削減する効果が大きい乗り入れ線のある箇所を選定することが重要となる。具体的な事例として、例えば相模鉄道の都心直通プロジェクトに伴う新駅設置が考えられる。西谷駅と羽沢駅の間に短絡線を建設し、西谷から短絡線、貨物線を通って横須賀線に入り新宿方面へ乗り入れる計画であり、貨物線と交差する横浜市営地下鉄ブルーライン（根岸公園駅）または横浜線（大口駅）付近に新駅を設置することで武蔵小杉新駅のような沿線に渡って一般化費用を削減できる効果が期待できる。当然、新駅用地の確保、新駅周辺開発の実現性など課題はあるものの、武蔵小杉新駅で地価下落の影響を受けた横浜線沿線の地価上昇を期待できる一つの施策と考えられる。

6　おわりに

本研究は、新駅の供給が 2 つの理由で社会的な最適水準よりも過少となることを示した。1 つ目は独占であり、2 つ目は公共財による理由である。独占による過少供給の解決策は供給主体に開発利益を還元することであるが、公共財による過少供給の解決には新たな制度設計が必要になるため費用負担決定についての政策提言を行った。今後の課題としては以下のものが挙げられる。

開発利益の還元を適正に行うためには新駅設置前に地価上昇を予測することが重要であり、本研究で行ったような新駅設置後の実証データを蓄積することが直近の課題である。その後、蓄積したデータをもとに新駅設置の便益波及モデルを構築して、費用負担の決定根拠として耐え得る精度で予測を行えるようにする必要があると考える。

また、乗り入れ線のない新駅を計画する際には、駅周辺の開発事業との連携を強化することが重要であり、開発事業と新駅設置に関する実証分析が必要になる。本研究では乗り入れ線のない新駅設置の実証分析に公示地価を用いたが、取引ベースのデータを用いて推計を行うことで駅周辺のごく狭い範囲においても複数の地価データが入手可能となり、乗り入れ線のない新駅設置の外部効果をより詳細に把握できると考える。

市街地再開発事業初動期における権利者合意と資金調達について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
ＭＪＵ１２６０６　　小山洋輔

１．　はじめに

市街地再開発事業は、時代の変化とともに実情に合わなくなった既存市街地を望ましい形に作り替える都市計画の一つの手法として多くの実績を上げている。都市機能、防災性の向上のみならず、時には疲弊した中心市街地の活性化の起爆剤になることもあり、全国各地で多く実施されている。同事業においては、土地所有者、借地人、借家人等地区内の権利者全員の理解、協力が必要となる。よって、権利者数の増加は関係者の合意形成の長期化につながると考えられ易い。

本稿は、権利者数の増加は事業への不同意者の発生確率を上げ、権利者の合意形成期間を長くすると考える。そして、権利者の現在置かれている経済状況、土地の利用状況等の違いにより事業期間への影響が異なると考え、その分析を行うとともに、それ以外に事業初動期における長期化の要因となる事由を考察し、今後の市街地再開発事業の検討、実施に当たり、その基礎資料となることを目的とする。

また、資金調達リスクも市街地再開発事業の大きな問題として位置づけられている。そこで組合施行と自治体施行の事業の資金計画を比較することによって、初動期の資金調達の困難性について客観的な評価を行う。

２．　市街地再開事業の現状と権利者の合意について

権利者等は、その事業に参加、協力するかを自らが得る便益（権利床、補償等）と費用（従前の資産、移転の手間等）を比較して決定をする。その便益が、費用を上回れば事業に賛成するし、費用が上回れば事業の実施に反対をする。

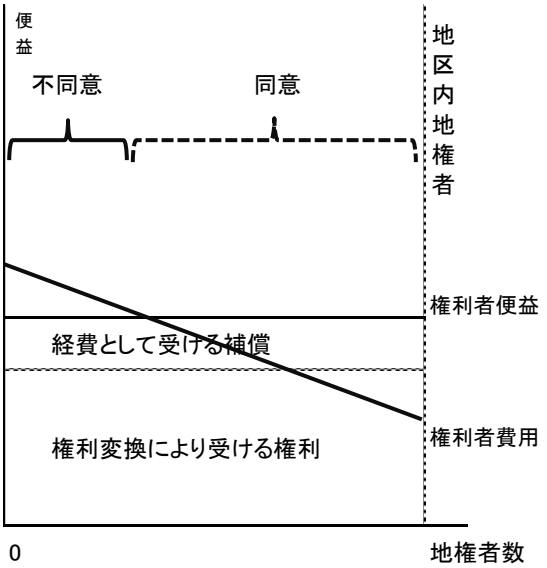
①施行者が権利者等の情報を正確に知り、②権利者等が事業の内容を正確に知り、③それらに基づき適切な補償等がなされていれば、取引は正常に行われ、事業の遅延は少なくなる。しかしながら実際には、施行者の持つ地権者に関する情報は少なく、権利者等が知る事業の情報も調査、設計等が行われ、事業の進捗とともに増えていくものであり、そこには常に情報の非対称が存在する。

権利者等の事業へ参加を図１のように考える。

便益：施行者から受ける権利床、移転に対する補償等

費用：従前資産、移転に関する手間、再開発事業から受けるメリット（マイナスの費用として考える）等

図表１　権利者の再開発事業への参加基準



移転に関する手間、再開発事業から受けるメリットは個々の価値観によって異なるため、権利者費用曲線は地区、計画内容、権利者の考え等によりシフトする。市街地再開発事業から受けるメリットが小さい権利者等が増えると費用曲線が右に

シフトし不同意者の確率を増やす。事業実施において、現状ではほぼ全員の協力が必要であるから、施行者は不同意者との協議に時間を割くことになり、合意形成に時間を要する。そのメリットが大きければ、ほとんどの権利者等との取引が順調に進み、合意形成に要する期間が短くなる。また、地区内の権利者数が増えれば、事業に不同意な人が増える可能性が増すため、同様に調整に時間を要し事業の長期化に影響するはずである。

先に述べた通り、事業の進捗とともに情報の非対称は徐々に解消する。そこで本研究においても事業進捗段階に応じた分析を行う。

フェーズⅠ：準備組合設立から都市計画決定まで
フェーズⅡ：都市計画決定から権利変換計画認可まで

3． 研究の構成

本研究は、事業期間に関する分析と資金計画に関する研究に分類される。前者は権利形態や土地の利用状況が事業期間に与える影響を実証分析し、後者は組合施行の市街地再開発事業の初動期の資金調達の困難性を、市町村施行の事業と比較することで客観的に示すものである。

4． フェーズⅠの実証分析

本章は、再開発準備組合の設立から都市計画決定までの期間について実証分析を行う。分析の方法は、再開発準備組合の設立から都市計画決定までの期間の重回帰分析を構築し、最小二乗法を用いた回帰分析を行う。分析に使用するデータは、公益社団法人全国市街地再開発協会が取りまとめている市街地再開発事業のデータのうち、1999年4月から2009年3月末までに完了した組合施行の第一種市街地再開発事業地区を対象とした。同期間に完了した組合施行の市街地再開発事業215地区のうち、分析に必要な項目が欠落していない192地区を対象とする。

また、戦後右肩上がりだった日本経済においてバブル崩壊の影響は大きい。よって、1992年を基準としたコントロール変数を時間ダミーとして使用する。

事業期間の推定式は、以下の通りとし、被説明変数は、事業期間（フェーズⅠ）として準備組合設立から都市計画決定までの事業期間(単位:日)とする。

事業期間（フェーズⅠ）
$=\alpha_0+\alpha_1$都市人口$+\alpha_2$東京23区ダミー
$+\alpha_3$従前平均価格$+\alpha_4$土地所有者数$+\alpha_5$借地人数
$+\alpha_6$借家人数$+\alpha_7$使用貸借人数$+\alpha_8$店舗棟数
$+\alpha_9$店舗兼住宅棟数$+\alpha_{10}$住宅棟数
$+\alpha_{11}$業務施設棟数$+\alpha_{12}$工場施設棟数
$+\alpha_{13}$その他施設棟数$+\alpha_{14}$従前公共用地面積
$+\alpha_{15}$従前空地面積$+\alpha_{16}$法第111条ダミー
$+\alpha_{17}$時間ダミー+誤差項

事業期間の推定結果を表1に示す。

表1 フェーズⅠ推定結果

説明変数	推定値(注2)
都市人口(千人)[東京23区を除く]	0.171 **
東京23区ﾀﾞﾐｰ	432.760 *
従前平均価格(千円)	−0.090
所有者数(人)	−1.905
借地人数(人)	−3.667
借家人数(人)	−3.317
使用貸借人(人)	32.280 **
店舗棟数(棟)	5.843
店舗兼住宅棟数(棟)	−9.616
住宅棟数(棟)	6.915
業務施設棟数(棟)	52.619 ***
工場施設棟数(棟)	−36.375 *
その他施設棟数(棟)	−0.344
従前公共用地面積(㎡)	0.087 ***
従前空地面積(㎡)(注1)	−0.030 **
時間ﾀﾞﾐｰ	1,179.082 ***
定数項	1,021.085 ***
自由度調整済み決定係数	0.3468
サンプル数	192

(注1)従前空地面積=宅地面積(公有地も含む)−建物敷地面積
(注2)***,**,*はそれぞれ有意水準1,5,10%に対応(以下省略)。

フェーズⅠにおいて、権利者数の増加と期間の関係性は見られず、土地所有者、借地人、借家人の間で事業期間への影響に大きな差は見られない。土地利用状況をみると、建物棟数が増えると、その調整に時間を要し事業の長期化の影響が出ている。本分析結果の通り、有意な差が出てくるもの、

有意でないまでも符号も含め値に大きな差があるということは、権利者は置かれている状況により再開発事業の便益、費用が異なり、それを施行者が正確に把握していないことにより、取引が円滑に進まず、事業期間への影響の違いという形で表れていると考えられる。

従前公共用地面積は高度化利用という再開発事業のなかで再配置が目的であり、時間リスクの少ない地権者（自治体）がかかわるため、その面積の増加に伴い、事業の長期化傾向が見られる。空地は建物等権利、財産がなく調整要因が少ないこと、空地活用の意識が地元でも高まり易いことなどの理由から、期間短縮要因として表れていると思われる。

5． フェーズⅡの実証分析

本章は、都市計画決定から権利変換計画認可までの期間について実証分析を行う。推定式は以下の通りとする。

ケースA

事業期間（フェーズⅡ）

$=\beta_0+\beta_1$都市人口$+\beta_2$東京23区ダミー

$+\beta_3$従前平均価格対数$+\beta_4$土地所有者数

$+\beta_5$借地人数$+\beta_6$借家人数$+\beta_7$使用貸借人数

$+\beta_{10}$店舗棟数$+\beta_{11}$店舗兼住宅棟数$+\beta_{12}$住宅棟数

$+\beta_{13}$業務施設棟数$+\beta_{14}$工場施設棟数

$+\beta_{15}$その他施設棟数$+\beta_{16}$従後公共用地面積

$+\beta_{17}$新設公益施設床面積＋誤差項

また、市街地再開発事業において権利者等は、事業計画認可後 30 日以内に地区に残留するか、転出するかを決めるため、その影響を考慮する。

ケースB

事業期間（フェーズⅡ）

$=\beta_0+\beta_1$都市人口$+\beta_2$東京23区ダミー

$+\beta_3$従前平均価格対数$+\beta_8$残留者数$+\beta_9$転出者数

$+\beta_{10}$店舗棟数$+\beta_{11}$店舗兼住宅棟数$+\beta_{12}$住宅棟数

$+\beta_{13}$業務施設棟数$+\beta_{14}$工場施設棟数

$+\beta_{15}$その他施設棟数$+\beta_{16}$従後公共用地面積

$+\beta_{17}$新設公益施設床面積＋誤差項

推定結果を表２に示す。

表2 フェーズⅡ推定結果

説明変数	ケースA 推定値	ケースB 推定値
都市人口(千人)[東京23区を除く]	−0.324 ***	−0.265 **
東京23区ﾀﾞﾐｰ	−393.733	−341.968
従前平均価格(千円)対数	562.728 **	636.490 ***
所有者数(人)	−2.158	
借地人数(人)	10.518 ***	
借家人数(人)	−1.044	
使用貸借人数(人)	−1.119	
残留者数(人)		−6.792 **
転出者数(人)		8.637 ***
店舗棟数(棟)	19.440 *	11.868
店舗兼住宅棟数(棟)	3.091	7.868
住宅棟数(棟)	8.943	4.381
業務施設棟数(棟)	48.686 **	38.592 *
工場施設棟数(棟)	−20.682	−14.986
その他施設棟数(棟)	−0.588	6.054
従後公共施設面積(㎡)	−0.015	−0.028
新設公益施設床面積(㎡)	0.025 *	0.020
定数項	−323.529	−532.810
自由度調整済み決定係数	0.1928	0.2065
サンプル数	192	192

借地人が他の権利者に比べ、事業を長期化させる傾向が出ている。賃借権が所有権に変換され、「所有」の権利が増える分だけその効率性が落ちる。土地所有者、借家人は従前の権利通り所有権、借家権で変換を受ける。他の権利に変換され、かつ、それにより利用の効率性が落ちることから借地人が他の権利者等に比べ、調整に時間がかかることが考えられる。

残留者と転出者の関係をみると、転出者が事業期間を長くする傾向が見られ、ごね得等が再開発事業でも発生している可能性が示された。

新設される公益施設床面積が長期化に寄与するのは、建築物の施設計画と併せて自治体等との調整を要するからであろう。

6． 初動期の資金調達について

分析に使用するデータは、公益社団法人全国市街地再開発協会が取りまとめている市街地再開発事業のデータのうち、1999 年４月から 2009 年３月末までに完了した東京都内で行われた地区組合施行による第一種市街地再開発事業と自治体施行で行われた第一種市街地再開発事業を対象とし、組合施行地区は 43 地区、自治体施行９地区のデ

ータを使用した。地区ごとに各時期の費目別執行割合を求め、地区平均を算出した。

結果は表３のとおりである。

表3　費目別執行割合

費　目			事業計画認可前		権変認可前	
			組合	自治体	組合	自治体
歳出	工事費		3.4%	16.7%	12.2%	15.0%
		本工事費	0.0%	3.6%	2.0%	3.6%
		付帯工事費	1.3%	1.8%	3.7%	6.8%
		調査設計費等	27.3%	34.8%	29.7%	20.1%
		用地費	6.5%	0.2%	46.7%	20.0%
		補償費	5.3%	35.5%	39.3%	34.0%
	借入利息		6.3%	4.4%	19.1%	4.4%
	事務費		16.0%	10.6%	20.6%	13.0%
	小計		3.8%	16.3%	12.5%	14.5%
歳入	市街地再開発事業補助金		5.9%	16.5%	12.7%	7.2%
	公共施設管理者負担金		4.7%	24.1%	19.9%	16.5%
	保留床処分金		0.0%	3.6%	2.8%	0.2%
	参加組合員負担金		1.5%	ー	29.3%	ー
	預金利子・使用料等		11.6%	1.5%	3.8%	2.9%
	小計		2.4%	11.3%	10.0%	7.9%

事業進捗のために必要な、調査設計費等と事務費については組合施行においても初動期より積極的に支出されている。収入を見ると明らかに補助金収入の時期に差があり、かつ、組合施行においては歳出と歳入の差が小さく、借入等外部調達のあまり行われていない。この差が、組合の資金調達の困難性として言われている部分ではなかろうか。ただし、初動期に運営に必要な執行資金、事務費と調査設計費は現時点で足りているようにも見えるため、更なる精査が必要である。

７．考察

実証分析が示す通り、実際の市街地再開発事業の現場では、権利形態等の違いにより、事業期間に異なる影響が出ていることが確認された。施行者と権利者等との交渉において、お互いの情報を知らないことにより、影響の違いが見られると思われ、両者の間には情報の非対称があると考えられる。現制度以上に施行者、権利者等が情報を正確に知ることが出来れば、交渉は円滑に進むようになるはずである。そのためには建物調査、各種設計を早期に実施すべきである。そして、準備組合、再開発組合ともにその執行力を強化することが不可欠であると考える。

借地権の問題は、賃借権である借地権が原則所有権に変換されてしまう現行の権利変換計画の手法に問題がありそうで、自由度の高い権利変換計画策定を行うことで改善が見込めるのではないだろうか。権利者の望む権利変換が通常の手続きでできるようになれば、協議量が多少減るのではないか。

転出者の問題については、現土地収用法のもとではごね得を発生しやすいため、施行者の強制力の強化し、転出者に対する補償等対応を厳粛に行わなくてはならない。また、転出等の一番の判断基準なる従前価額、従後価額、買い取り価額については明確にする必要がある。例えば、固定資産税評価額等を用いた算定方法も考えられるのではないだろうか。

８．おわりに

本研究では、土地・建物利用状況と事業期間の関係性はある程度見ることができたが、権利者数については必ずしも正の関係ではなく、借地人と転出者での対応で特に長期化するなど、権利形態や状況により異なることが示された。権利者合意という言葉ひとつにまとめられていた問題も、一部は分解し解析することができることを示せたと思う。これらをもとに今後も事業の迅速に向けた手法の検討を続ける必要があると考える。

【主な参考文献】

浅見泰司・福井秀夫・山口幹幸(2012)「マンション建替え」日本評論社

公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第６巻(2006)・第７巻(2011)

瀬下博之・山崎福寿(2007)「権利対立の法と経済学」一般財団法人東京大学出版会

水谷圭司(2012)「市街地再開発事業における権利者合意水準が事業期間に与える影響」政策研究大学院大学

交通混雑の影響と対策について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12607　齋藤　裕之

１．はじめに

社会資本の老朽化により、安全対策が道路政策上の大きな課題となっている。一方で道路利用者にとっては日常の道路利用における問題は、主に混雑が考えられる。混雑の外部性は、限られた空間の中で１台の道路利用者の速度低下が他の車に及ぶことであり、時間費用を増加させる。その主な原因は道路の容量の不足であり、バイパスをはじめとする容量の拡大策が進められてきた。しかし新規の道路整備や拡幅は、財政制約や土地の確保等における権利調整の難しさなどが大きな課題である。

すでにカーナビやスマートフォンなどによる位置情報、混雑情報に加え、今後はGPSをはじめとする情報技術の革新によって、より精緻な交通情報の把握が可能になる。このようなデータは、いわば、道路利用者の需要を調整し、費用を把握する方法でもある。またそうした情報は、効率的な政策実施にも寄与すると考えられる。そのため既往研究を踏まえて調査や研究の蓄積が必要となる。

本稿では、道路混雑による影響について実証的に分析し、道路の効率的な利用のために、その対策と課題について考察することを目的とする。

２．交通を取り巻く現状と課題

２－１　社会的な背景

交通は、都市間や都市内の移動手段として発展し、社会や経済の発展に寄与してきたが、社会の変化に伴う課題は多い。

第１に、人口減少と高齢化社会である。日本の総人口は2005年に減少に転じ、国立社会保障・人口問題研究所(2012)によると2048年には１億人を割ることが予想されている。また年少人口や生産年齢人口が減少、老齢人口が増加していく。将来的に経済規模の縮小や、交通施設を含む社会基盤に対して大きな変化を与えることが想定される。

第２に、社会資本が老朽化し、更新期を迎えている。

今後集中的なインフラ更新期を迎え、国や地方公共団体に大きな財政需要を発生させる。

第３に、財政状況が悪化している。社会資本の更新や投資は増大する需要に対して減少する予算で賄わなければならない状況が生じている。政策実施においてさまざまな課題を達成するためには、多くのトレードオフに留意する必要がある。

２－２　道路混雑の現状と対策

「全国道路・街路交通情勢調査（道路交通センサス）」における平成22年の結果では、全国的な平均交通量は、前回調査の平成17年度から2.6%減少している。一方で平日の混雑時旅行速度は、35.1km/hで、平成9年度からほぼ横ばいで推移している。なお首都圏や大阪、愛知においては多くの混雑が発生している。混雑対策は、主に交通容量の拡大策としてバイパス整備、交差点整備が行われている。また市街地においても都市計画道路などの整備が進められている。なお需要面での対策実施は限られる。

３．理論分析

山田(2001)、佐々木・文（2000）を参考に交通混雑に関する経済学での理論を整理した。

３－１　混雑

道路利用の便益とは何か。交通需要は、本源的活動に伴う派生需要で、それ自体が目的ではなく、他の社会経済活動の目的を達成するための手段とされている。交通費が十分に低ければ、便益の大小にかかわらず交通流動が生じるが、費用が大きければ交通量は減少する。

混雑は、ある容量（キャパシティ）を持つ施設あるいは限られた空間混雑はある容量を持つ施設あるいは限られた空間で、その施設から本来提供されるサービス水準が低下する現象である。道路では、混雑が生じると走行速度が低下して所要時間が増し、他の利用者へ負の外部性が生じる。

３－２　混雑費用

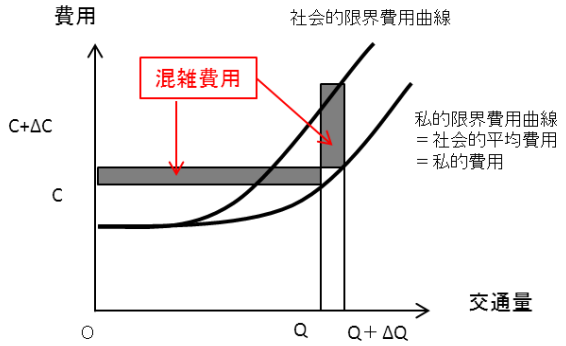
ある道路を利用する台数が増加すると、速度が低下し区間を通過する時間が増加する。

交通量１台増加した時の社会的限界費用
＝1台当たり限界費用増分×交通量＋1台当たりの費用

＝混雑費用＋私的限界費用

ここで右辺の第１項は、交通量が１台増加したことによって、同時に走行している他の道路利用者の私的費用の増加分で交通の増加による外部不経済であり、「混雑費用」である。

図１ 混雑費用

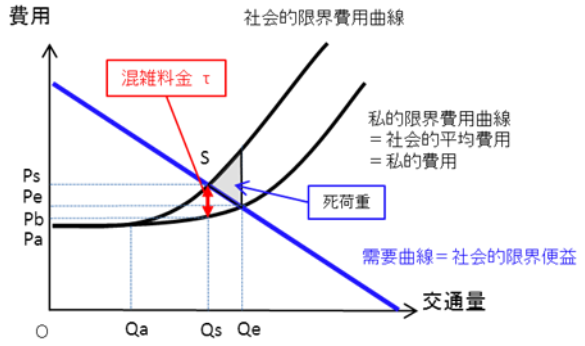


３－３　混雑対策

道路利用に対する需要は、私的便益が私的費用を上回る限り道路が利用される。各個人が自由に意思決定する場合、外部効果を考慮しないために交通量は過大になり、社会全体からみると非効率になる。この場合には社会的限界費用は、混雑の外部費用に相当する分だけ私的費用を上回る。

交通混雑への対策として、混雑料金が最善の策とされている。私的限界費用を社会的限界費用に一致するよう引き上げるために道路利用者に対して課す費用で、最適交通量のときの混雑費用（τ＝Ps－Pb）に見合う額が「混雑料金」である。

図２ 混雑料金



４．実証分析

埼玉県を事例とした交通データを用いて、混雑による速度変化に影響する特性や要因を把握するため、OLS 推定により実証分析を行った。

４－１　分析モデル

分析は３段階に分けて行った。まず分析①において交通量１台追加あたりの速度変化に関して、地域特性と道路構造（車線数）による特性を OLS 分析によって明らかにする。次に分析②において速度低下の大きい地域における速度変化の要因を分析する。分析には「全国道路・街路交通情勢調査（道路交通センサス）」平成 22 年度のうち、首都圏の中でも混雑が多発している埼玉県の交通データを用いた。調査対象区間は、高速自動車国道、一般国道、主要地方道、一般県道など延長 3554.3km、2851 区間となっている。

４－２分析①（地域特性と道路構造）推定モデル

道路混雑による交通量１台追加あたりの速度変化を確認し、地域特性と道路構造の要因を分析するために、以下の(1)式にて OLS 分析により推計を行う。

$$Y_i = \alpha + \Sigma \beta_i X_i + \varepsilon_i \qquad \cdots (1)$$

ここで α は定数項、β_i はパラメータ、ε_i は誤差項を表す。Y_i は被説明変数で、混雑時の速度（km/h）を混雑時の上り下りの平均旅行速度を用いた。X_i は説明変数で、

ピーク１時間のあたりの交通量（台/h）は車種別、車線別、地域別の交差項である。地域別については、道路交通センサスで分類された沿道の状況によって人口集中地区かつ商業地域、人口集中地区（商業地域を除く）、その他市街部、平地部の４つに分類している。その他説明変数については、信号交差点密度（箇所/km）、大型車混入率（%）、指定最高速度（km/h）、可能交通容量（台/h）（＝換算昼間１時間交通量上下合計/混雑度）、停車帯幅（m）、5.5m以上改良済み延長（%）、道路種別ダミーは、高速自動車国道、都市高速道路、一般国道、一般県道、指定市道で主要地方道との比較を表す。

４－３分析①（地域特性と道路構造）結果と考察

表１ 推定結果

車線別	車種別	地域別	単位	Coef.		Std. Err.
2車線	小型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	-0.0059	***	0.0017
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	-0.0065	***	0.0012
		その他市街部	台/時	-0.0065	***	0.0021
		平地部	台/時	-0.0012		0.0011
	大型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	-0.0241	**	0.0096
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	-0.0136	**	0.0060
		その他市街部	台/時	-0.0032		0.0090
		平地部	台/時	-0.0047		0.0044
多車線（3車線以上）	小型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	-0.0062	***	0.0016
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	-0.0033	***	0.0008
		その他市街部	台/時	-0.0040	***	0.0015
		平地部	台/時	-0.0005		0.0009
	大型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	0.0061		0.0054
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	-0.0083	***	0.0023
		その他市街部	台/時	-0.0025		0.0042
		平地部	台/時	-0.0086	***	0.0027
		信号交差点 交差点密度	箇所/km	-1.4914	***	0.1025
		信号のない交差点密度	箇所/km	0.1345	***	0.0208
		昼間12時間大型車混入率	%	0.0652		0.0517
		停車帯等 幅員 下り	m	0.5359		1.2588
		指定最高速度	km/h	0.4331	***	0.0349
		c:可能交通容量(1時間)	(台/h)	0.0017	***	0.0004
		5.5m以上改良済み延長	%	0.0192	**	0.0098
		高速自動車国道	ダミー(注1)	22.3122	***	2.1647
		都市高速道路	ダミー(注1)	26.0904	***	1.8971
		一般国道 直轄	ダミー(注1)	-0.5763		0.7375
		一般国道 都道府県管理	ダミー(注1)	-2.0841	***	0.5535
		一般都道府県道	ダミー(注1)	-0.4490		0.4153
		指定市の一般市道	ダミー(注1)	-2.0411		2.4220
		バス路線 延長率	%	-0.0261	***	0.0041
		定数項		12.3880	***	1.6735
		自由度調整済み決定係数		0.6154		
		観測数		2,640		

(注1)※ダミーは主要地方道との差
(注2)***,**,*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　地域別

車種	車線数	地域	単位	Coef.		比率
小型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	-0.0059	***	5.0
		人口集中地区(商業地域を除く)	km/台	-0.0065	***	5.5
		その他市街部	km/台	-0.0065	***	5.5
		平地部	km/台	-0.0012		1.0
	多車線(3車線以上)	人口集中地区かつ商業地域	km/台	-0.0062	***	5.3
		人口集中地区(商業地域を除く)	km/台	-0.0033	***	2.8
		その他市街部	km/台	-0.0040	***	3.4
		平地部	km/台	-0.0005		0.4
大型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	-0.0241	***	5.1
		人口集中地区(商業地域を除く)	km/台	-0.0136	***	2.9
		その他市街部	km/台	-0.0032		0.7
		平地部	km/台	-0.0047		1.0
	多車線(3車線以上)	人口集中地区(商業地域を除く)	km/台	-0.0083	***	1.8
		人口集中地区かつ商業地域	km/台	0.0061	－	-1.3
		平地部	km/台	-0.0086		1.8
		その他市街部	km/台	-0.0025		0.5

(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

推計結果を車種別、車線別、地域別に比率を用いて表2にまとめる。

ここで、地域別による係数の違いについて有意な数値を見ると、人口密度の大きい地域の方がより大きい傾向がみられる。特に人口集中地区かつ商業地域が大きい傾向が見られる。

表３　道路構造（車線数別）

車種	車線数	地域	単位	Coef.		評価
小型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	-0.0059	***	
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0062	***	○
大型車	2車線		km/台	-0.0241	***	
	多車線(3車線以上)		km/台	0.0061		
小型車	2車線	人口集中地区(商業地域を除く)	km/台	-0.0065	***	○
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0033	***	
大型車	2車線		km/台	-0.0136	***	○
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0083	***	
小型車	2車線	その他市街部	km/台	-0.0065	***	○
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0040	***	
大型車	2車線		km/台	-0.0032		△
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0025		
小型車	2車線	平地部	km/台	-0.0012		△
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0005		
大型車	2車線		km/台	-0.0047		
	多車線(3車線以上)		km/台	-0.0086	***	△

(注)***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であること ○有意に差がある
△差はあるが有意ではない
無印　符号条件が合わない

次に、表3で分析①の結果を道路構造（車線数）の違いについて各係数の変化を観察した。交通量1台追加あたりの速度低下は、2車線の方が大きい傾向がみられた。以上より人口集中地区（商業地域）の２車線道路がより対策の効果が高いと考察する。

４－４　分析②（個別要因）推計モデル

人口集中地区（商業地域）で混雑の個別要因の影響を観察するために分析②を行った。基本式は分析①と同様であるが、道路構造の要因などの説明変数を加え、推計を行った。なおデータは、人口集中地区（商業地域等）の一般道路に限定した。

$$Yi = \alpha + \Sigma \beta iXi + \varepsilon i \quad \cdots (2)$$

ここでαは定数項、βｉはパラメータ、εｉは誤差項を表す。Yi は被説明変数で、混雑時の速度（km/h)を混雑時の上り下りの平均旅行速度を用いた。Xi は説明変数で、以下の変数を用いた。ピーク１時間のあたりの交通量（台/時）は車種別、車線別の交差項とした。

その他の説明変数は、大型車混入率(%)、バス路線延長率(%)、信号交差点密度(箇所/km)、信号のない交差点密度(箇所/km)、指定最高速度(km/h)、車道幅員(m)、両側歩道設置率(%)、両側自転車歩行者道設置率(%)、停車帯等幅員、5.5m以上改良済み延長(%)、右折車線ありダミーとした。

４－５　分析②（個別要因）結果と考察

表４　推定結果

	Coef.		Std. Err.
2車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	0.00119		0.00281
2車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	-0.01374		0.01469
多車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	0.00152		0.00200
多車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	-0.00674		0.00722
昼間12時間大型車混入率	0.07292		0.15183
バス路線　延長率	-0.02335	***	0.00999
信号交差点　交差点密度	-0.59383	***	0.19390
信号のない交差点密度	0.13190		0.09782
指定最高速度	0.13539		0.10027
車道　幅員	0.97791	***	0.20732
両側歩道　設置率	-0.01340		0.01685
両側自転車　歩行者道設置率	-0.33123		0.24324
停車帯等　幅員　下り	0.69651		1.08145
5.5m以上改良済み延長	0.01078		0.03059
右折車線ありダミー	-3.50685	*	1.86113
定数項	8.41418		4.93475
自由度調整済み決定係数	0.31310		
観測数	283		

(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

分析②の結果は表4のとおりで統計的に有意となった主な影響について考察する。車道幅員は、１m増加により、0.978km/h 速度が上昇、バス路線延長率は区間内で１%増加により、0.023km/h 速度減少、信号交差点密度、信号が１箇所増加により、0.594km/h 速度が減少という結果が得られた。

４－６　分析③（混雑による時間損失の推定）

分析①のパラメータを用いて、交通量１台追加あたりの限界費用(時間損失)を推定する。道路交通の時間価値に関する研究会（2012）の所得接近法の考え方を参考に簡易的に推定した。

厚生労働省「平成 22 年賃金構造基本統計調査(全国)結果」で一般労働者の１か月の平均賃金は、男女計 296.2 千円、日本の就業者一人当たり平均年間総実労働時間は 1,733 時間（OECD　Database(2010)）。よって全国平均の 1 人当たりの平均時間賃金は 2,051 円/時間、34.18 円/分と推計し１台当たりの平均乗車人数を 1.29 人/トリップを踏まえ、自家用乗用車１台当たりの交通の時間価値

を推定した。

1 台当たりの交通の時間価値

＝1 台当たり単位時間当たり乗車者の機会費用

＝1 人当たり時間価値×平均乗車人数

＝44.10(円/分)

分析①から推定されたパラメータを用いて、地域別に推定した結果は表 5 に示す。

表 5　沿道状況毎の速度低下による時間損失

沿道状況	車線数	道路種別	ピーク時小型車交通量(台/h)	混雑時上り下り平均速度(km/h)	交通量1台追加あたりの速度低下(km/h)	時間損失(分/台・km)	速度低下による損失する時間費用(円・台/h)	速度低下による損失する時間費用(円・台/min)
人口集中(商業地域)	2	一般国道	1,380	8.3	0.0059***	0.00009	316	5.27
人口集中(商業地域以外)	2	一般国道	990	8.7	0.0065***	0.00009	227	3.79
市街地	2	主要地方道	1,160	12.4	0.0032***	0.00004	131	2.18
平地	2	主要地方道	1,303	9.8	0.0012***	0.00001	44	0.73

(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

5．おわりに

第 3 章では、混雑対策の基本的な考え方を整理した。道路利用者の需要は常に変化するため、外部性を解決するためのコストと得られる便益と比較し、それらが均衡するレベルまで繰り返し減らしていくことが求められる。第 4 章では，交通混雑を示す指標として、埼玉県の速度や交通量のデータを用い、速度変化の影響要因を明らかにした。

分析①の結果から、道路交通の全体的な傾向として、人口集中地区（商業地域）において交通量 1 台追加当たりの速度低下が大きく、また 2 車線道路の方が多車線道路より速度低下が大きいことが推定された。また分析②の結果では、人口集中地区（商業地域）で速度に影響を与える要因として車線の幅員等が有意であった。なお分析③で時間損失費用を推定した結果は、分析①の結果を補足するものとなった。

以上の結果から、人口集中地区（商業地域）では、それ以外の地域に比べて混雑対策が有効であることが確認された。こうした地域は、都市計画道路などの整備が一定程度完了し、交通量も多く、都市の集積がある。未だ混雑が発生している状況を踏まえると追加的な対策によって、混雑による外部性（混雑費用）を解消し、社会的効率を高める必要がある。道路整備など供給面での対策は、密集地の整備が一度完了した場合などは、土地確保や権利調整の面から取引費用が高く整備は容易ではない。そのため需要面での手法をあわせた混雑対策を行うことが、社会的な効率を高める上で必要である。

具体的な対策としては多くあるが、以下に 2 つ考察する。一つは情報の共有である。道路利用者が GPS やナビゲーションによる混雑情報を得ることで、情報の非対称性の解消し、合理的な行動をすることで最適な交通の選択につながる。これらは既往研究等でも示されているが、より多くの活用が必要である　。

もう一つは、経済学では多くの文献等で最善の策とされる混雑料金の課金（ロードプライシング）である。移動時間が正確になるほか、料金収入によって自動車のみならず歩行者、自転車、公共交通の利便性を改善する資金とインセンティブがあることから、諸外国で実施されている。主な状況変化としては、GPS などの発達による技術的な課金コストの減少、ドイツをはじめとした EU 諸国における距離課金の実施、ノルウェーでの財源確保による廃止事例などが挙げられる。我が国においては、社会的な対応が進んでいない状況である。なお既往研究や文献等で検討は多くされており、課題も多く挙げられている、その状況を巻末でまとめた。

今後の課題である。人口減少が進み、財政の制約，社会資本の老朽化対策の必要性などこうした社会状況の中で、混雑対策が実施できる箇所は限られる。そのため将来を見据えて、効果の高い地域や対策を選択していかなければならない。

本稿では道路交通センサスデータに沿ってクロスセクションで分析し、まずは混雑の影響をマクロ的に把握した。また静学的モデルを用いて道路密度の均一化などの仮定した上で検討した。一部に交通工学の知見などを加えることで山田(2001)が述べているように、より現実に相応したモデルの構築が可能になると考える。さらに交通調査区間の分割やGPS などによってさまざまな情報を得ることで、パネルデータによる時間の変化に対する分析や、DID 分析による道路施策を反映した政策効果分析など様々な分析が可能になり、より詳細な評価や選択につながるものと考える。またこうした交通に関する精緻なデータを収集し、逐次的に対策を講じていくことが社会的な効率を高めるために必要である。

【参考資料】

・国土交通省道路局ウェブページ『平成 22 年度全国道路・街路交通情勢調査（道路交通センサス）』

・国立社会保障・人口問題研究所(2012)『日本の将来推計人口（平成 24 年 1 月推計)』

・佐々木公明、文世一（2000)『都市経済学の基礎』有斐閣アルマ

・山崎福寿、浅田義久(2003)『都市再生の経済分析』東洋経済新報社

・山田浩之(2001)『交通混雑の経済分析　ロードプライシング研究』日本交通政策研究会研究双書

暴対法の改正が犯罪に与える影響に関する研究
－威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に与える影響の分析－

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12608　坂井　康二

1. はじめに

我が国における，平成 14 年から平成 23 年までの刑法犯の検挙件数は，平成 16 年の 66 万 7,620 件をピークに減少傾向にある．しかしながら，暴力団犯罪における刑法犯の検挙件数については，若干の増減を繰り返しながら，4 万件前後でほぼ横ばいの傾向にある．

暴力団犯罪に対しては，平成 3 年 5 月に，「暴力団員による不当な行為の防止等に関する法律（以下「暴対法」という．）が制定され，それ以降も，改正が繰り返されてきているところであるが，その影響について十分に実証的な分析がなされているとは言い難く，法改正の意図しない影響が生じている可能性がある．

そこで，本稿では，平成 20 年の暴対法の改正に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に及ぼす影響について実証分析する．

実証分析においては，威力利用資金獲得行為になりうる強盗罪・恐喝罪の検挙件数が，法改正により，減少したこと及び威力を利用しない資金獲得行為である窃盗罪・詐欺罪が，法改正の結果，増加したことを，統計的に有意に明らかにする．

結論を先に述べると，恐喝罪については減少したことが 1%の水準で統計的に有意に示された．詐欺罪については増加したことが 10%の水準で統計的に有意に示された．強盗罪と窃盗罪については，統計的に有意な結果を得られなかった．

2. 暴力団犯罪の現状と法改正の概要

2.1 暴力団犯罪の現状について

平成 14 年から平成 23 年までの暴力団犯罪における強盗・恐喝・窃盗・詐欺の各犯罪の検挙件数については，強盗罪は平成 15 年の 483 件をピークに，減少している．恐喝罪は平成 15 年の 2,313 件をピークに減少している．窃盗罪は平成 19 年の 27,914 件をピークに減少傾向にあったが，平成 23 年には増加に転じている．詐欺罪は平成 16 年の 3,148 件を底に増加傾向にある．

2.2 法改正の概要について

暴対法 31 条の 2 は，威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任を規定した．

暴力団犯罪における直接の加害者は，末端の構成員であることが大半で，資力に乏しい場合が多く，本条の制定以前より，代表者等に対する損害賠償請求がなされており，民法 715 条のいわゆる使用者責任の規定に基づいて，責任を追及してきた．

しかし，使用者責任の規定による場合には，立証が困難であるという問題があった．そこで，被害者の立証責任を軽減し，損害賠償を請求しやすくしたものである．

なお、威力利用資金獲得行為とは，恐喝などであり，暴力団に典型的にみられる資金獲得行為である．

本条を利用した組長訴訟については，警

察庁の資料[1]によると，損害賠償請求を提起した事例が 2 件，損害賠償請求を提起した後に和解が成立し和解金が支払われた事例が 3 件あるほか，本条の適用を視野に準備を進めた結果，和解が成立し和解金が支払われた事例が 1 件ある．現在，係争中のものを除くと，本条を利用して損害賠償を請求した事例では，いずれも和解により解決しており，判決に至った事案はない．

3. 理論分析

3.1 一般的な犯罪モデルについて

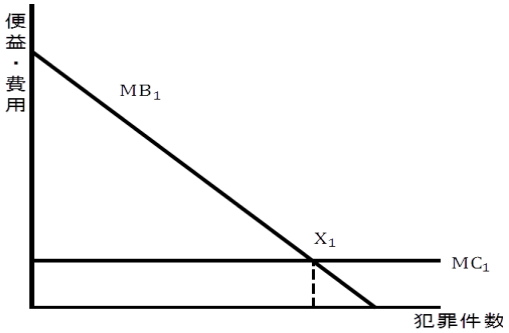
本稿では，合理的な意思決定者である犯罪者について考える．犯罪者は，犯罪の費用と，犯罪から得られる便益を比較して，犯罪を実行するかどうか決定する．ここで，犯罪の費用とは，期待刑罰であるが，期待刑罰の引上げにより，人々の犯罪行動も変化する可能性がある．たとえば，A罪の期待刑罰が引上げられたとする．A罪を行う費用が高くなったので，人々はA罪を犯すのを止め，B罪を犯すようになる．

このように，期待刑罰の引上げは，犯罪行動を変化させ，犯罪の発生に影響を与えるものと考えられる．

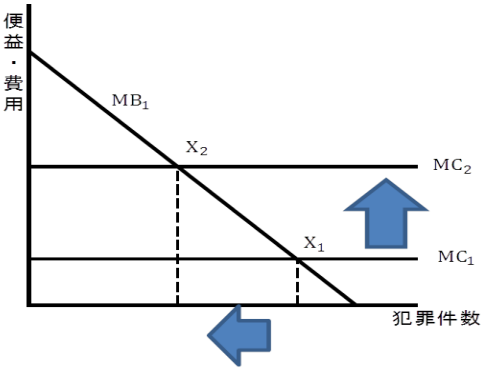
3.2 強盗罪･恐喝罪に対する影響

強盗・恐喝の限界便益曲線を右下がりの直線MB_1とし，限界費用曲線を一定のMC_1と仮定すると，強盗罪・恐喝罪の件数については，次の図のように考えられる．

合理的意思決定者である潜在的犯罪者は，限界便益が限界費用を上回る場合，すなわち，犯罪からの限界便益曲線と限界費用曲線が交わるX_1点まで，犯罪を実行する．



ここで，強盗罪・恐喝罪について，損害賠償が請求しやすくなったことで，限界費用曲線がMC_1からMC_2へ引き上げられると，他の条件を一定とすれば，強盗罪・恐喝罪の件数は限界費用曲線の上昇に伴いX_1点からX_2点へ減少する．



以上の分析より，強盗罪・詐欺罪について損害賠償を請求しやすくする法改正は，強盗罪・恐喝罪の件数を減少させると考えられる．

3.3 窃盗罪･詐欺罪に対する影響

次に，窃盗罪・詐欺罪の件数に対する影響について分析する．

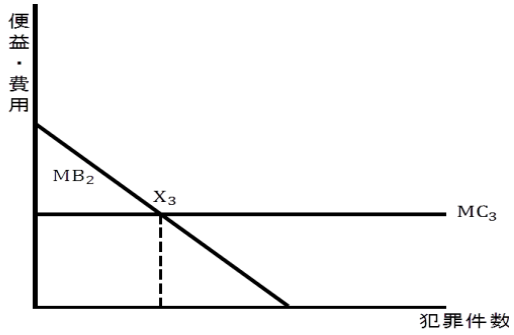
前節で強盗罪・恐喝罪について考えたのと同様に，窃盗罪･詐欺罪について考える．限界便益曲線を右下がりの直線MB_2とし，限界費用曲線を一定のMC_3と仮定すると，

---

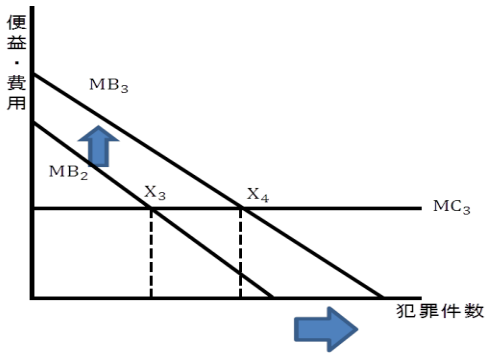
[1] 警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課「平成 21 年の暴力団情勢」「平成 22 年の暴力団情勢」平成 23 年の暴力団情勢」

窃盗罪・詐欺罪の件数については，次の図のように考えられる．

合理的意思決定者である潜在的犯罪者は，限界便益が限界費用を上回る場合に犯罪を実行することになる．すなわち，犯罪からの限界便益曲線と限界費用曲線が交わるX_3点まで，犯罪を実行する．



ここで，強盗罪・恐喝罪について損害賠償を請求しやすくすることによる期待刑罰の引上げは，窃盗罪・詐欺罪により得られる利益が相対的に大きくなることを意味するため，窃盗罪・詐欺罪から得られる便益を次の図のようにMB_2からMB_3へ増大させる結果，窃盗罪・詐欺罪の件数をX_3点からX_4点へ増加させる．



以上の分析より，強盗罪・詐欺罪について損害賠償を請求しやすくする法改正は，窃盗罪・詐欺罪の件数を増加させると考えられる．

4. 実証分析

4.1 推計モデル

理論分析により導かれた「威力利用資金獲得行為に係る代表者等に対する損害賠償責任が，強盗罪・恐喝罪の検挙件数を減少させる反面，窃盗罪・詐欺罪の検挙件数を増加させる」との仮説について実証分析を行うため，平成 14 年から平成 22 年までの都道府県別パネルデータを用いて推計する．

法改正ダミーによって検挙件数に及ぼす影響を捉えたいので，被説明変数は，強盗罪・恐喝罪・窃盗罪・詐欺罪の各犯罪における検挙件数である．推定は最小二乗推定法 （ＯＬＳ） により行う．

4.2 推計結果

推計結果を以下に掲げる．

被説明変数	暴力団の強盗罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	0.001	***	0.000
65歳以上人口割合	0.084		0.149
歳出額	1.01E-08	***	9.19E-10
警察費割合	2.407	***	0.375
法改正ダミー	-0.140		0.753
定数項	-21.805	***	4.163
決定係数	0.868		
観測数	423		

***, **, *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

被説明変数	暴力団の恐喝罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	-0.004	**	0.001
65歳以上人口割合	-0.480		0.480
歳出額	5.37E-08	***	2.93E-09
警察費割合	10.971	***	1.193
法改正ダミー	-9.259	***	2.399
定数項	-58.713	***	13.255
決定係数	0.889		
観測数	423		

***, **, *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

被説明変数	暴力団の窃盗罪の検挙件数	
説明変数	係数	標準誤差
人口	0.242 ***	0.039
65歳以上人口割合	-17.561	11.897
歳出額	3.32E-08	7.33E-08
警察費割合	-11.399	29.872
法改正ダミー	57.916	60.040
定数項	280.266	331.776
決定係数	0.639	
観測数	423	

***, **, *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

被説明変数	暴力団の詐欺罪の検挙件数	
説明変数	係数	標準誤差
人口	0.122 ***	0.004
65歳以上人口割合	-0.666	1.280
歳出額	6.31E-08 ***	7.89E-09
警察費割合	9.415 ***	3.214
法改正ダミー	11.856 *	6.460
定数項	-65.131 *	35.699
決定係数	0.784	
観測数	423	

***, **, *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

法改正ダミーの符号について，恐喝罪ではマイナスで，1%の水準で統計的に有意であった．詐欺罪についてはプラスとなり，10%の水準で統計的に有意であった．強盗罪と窃盗罪については，統計的に有意な結果は得られなかった．

4.3 考察

この分析の結果から，暴力団犯罪における恐喝犯・詐欺犯は，予想どおり，代表者等に対する損害賠償責任に反応していることが示された．一方，強盗犯・窃盗犯については，統計的に有意に反応しているとはいえなかった．

強盗犯については，もともと，組織の威力を利用した態様の犯行が少なかったために，損害賠償を請求しやすくなっても，有意に減少しなかったものと考えられる．

また，窃盗犯については，詐欺犯に比し，得られる利益が大きくならなかったために，有意に増加しなかったものと考えられる．

5. 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，第１に，刑事罰と損害賠償責任とは連続しており，犯罪を抑止するための方策として，損害賠償責任を規定するという方法も考えられるのではないか，ということである．すなわち，犯罪抑止のためには，刑事罰の引上げのみならず，損害賠償責任を規定することも，効果的である可能性が高い．とするならば，損害賠償の目的を被害の回復だけにとどめるのではなく，一般予防を目的とした損害賠償も認めてよいのではないだろうか．

第２に，損害賠償責任による影響に対する十分な検討の必要性である．すなわち，損害賠償責任を規定することにより，威力利用資金獲得行為が減少する可能性があることは，理論分析からもわかるとおり十分に予想できたことである．とすると，代替的に，他の犯罪が増加する可能性についても，十分に検討する必要があったのではないだろうか．

6. 今後の課題

本稿の研究は，データ上の制約から，分析できなかったものもあり，今後の課題となろう．

法の制定・改正にあたっては，実証的な分析を積み重ね，犯罪抑止策に反映させていくことが期待される．

生活保護受給者（その他の世帯）の稼働に関する実証分析

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12609　佐野　健二

1. はじめに

生活保護制度は，憲法第 25 条の理念に基づき，国民の生存権を保障するものであり，社会保障の「最後のセーフティネット」と呼ばれている．

しかし，近年の生活保護受給者数の増加は，派遣切りなどのホームレス対策で，厚生労働省が 2009 年に通達を出し，若くて働ける層（稼働年齢層）にも生活保護受給基準の適用を実質的に緩和したことが要因であると指摘されている．

そこで，本稿では，稼働年齢層が多いとされる「その他の世帯」の生活保護受給者に着目し，稼働率（保護受給しながら稼働している世帯割合）に影響する要因を実証分析するとともに，稼働インセンティブが低下し，不正受給が発生しやすくなる生活保護制度の問題点について考察を行った．

2. 生活保護の制度と現状

生活保護制度は，何らかの原因で生活困窮に陥り，自分の力だけでは生活を維持できない国民に対して，健康で文化的な最低限度の生活を保障することを国の義務とし，また，単に生活を保障するだけでなく，それら国民の自立を助長することを目的とした制度となっている．

また，近年の生活保護受給者の動向として特徴的なのが，高齢者世帯が増加するとともに，厳しい社会情勢の影響を受けて失業等により生活保護に至った「その他の世帯」の割合が増加している．

3. 問題意識

3.1 生活保護における自立

社会情勢が大きく変化していく中で，抜本的な改正がされていない現在の生活保護制度において，制度の重要な目的の一つである「自立の助長」は適切に機能しているのであろうか．

2004 年 12 月「生活保護制度の在り方に関する専門委員会報告書」によると，生活保護受給者の自立については，①就労による経済的自立，②日常生活自立，③社会生活自立の 3 種類に分類し，必ずしも生活保護から経済的に脱する就労自立だけを目標とするのではなく，生活保護受給者の適性に応じた自立を目指すものとしている．

3.2 制度設計の問題点

現在の生活保護制度では，稼働能力を活用して収入を得ると，そのほぼ全額が保護費から差し引かれ，最低生活費を超える収入を得ると，生活保護が廃止となる．つまり，限界税率が 100%に近い状態[1]になるよう制度設計されており，保護受給中は，稼働しても実質的所得が一定に保たれ，稼働収入を得ようと努力するインセンティブが低下する制度設計になっている．また，生活保護受給者自ら稼働収入を届け出るインセンティブを持たず，不正受給が生まれやすい状態となっている．

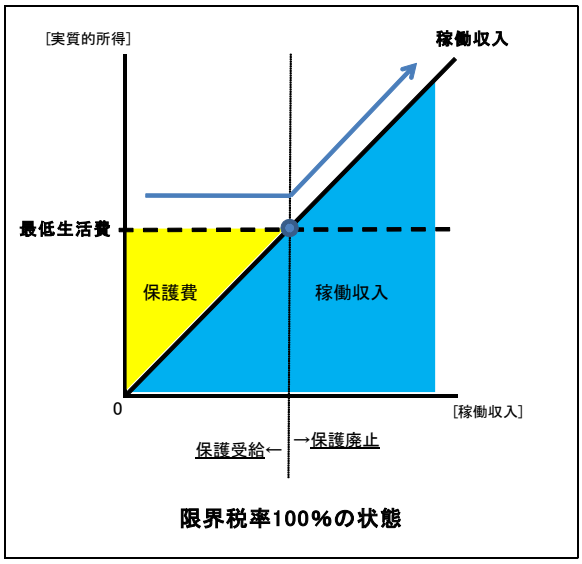


図 1　最低生活費と稼働収入の関係

[1] 実際には，生活保護受給者の稼働収入には「勤労控除」の制度があり，労働に伴う必要経費等が収入から若干差し引かれるが，本稿では単純化して限界税率 100%の状態で述べる．

3.3 本稿が着目する「その他の世帯」

「その他の世帯」は，稼働年齢層が多いとされながらも，稼働率は３割程度であり，実際は稼働していないその他の世帯が多数を占めている．

その要因として，その他の世帯は保護の世帯類型上，「高齢者世帯，母子世帯，障害者世帯，傷病者世帯のいずれにも該当しない世帯」であり，例えば世帯主と介護の必要な親の世帯構成である場合なども想定され，「その他の世帯」に分類される世帯全てが必ずしも稼働可能な状況にあるとは限らないことに注意する必要がある．

3.4 生活保護を受給しながら稼働すること

保護が開始されると，社会生活を営む上での最低限度の生活が保障されるため，生活保護受給者にとって「生活保護を受給しながら稼働すること」は，本来合理的な選択であろうか．

制度上の理由として，生活保護法第 4 条と第 60 条の規定により「能力に応じて勤労に励む義務」が課されている．また，生活保護受給者自身の理由として，保護受給中は実質的所得が増えず，生活保護に対する社会的な偏見のイメージも根強いため，「将来的に生活保護から脱したい」と思うタイプと，最低生活費を超えない程度に働いて，「現在のまま保護受給を継続したい」と思うタイプの生活保護受給者が存在すると思われる．

3.5 就労支援を行うメリットとコスト

稼働可能な生活保護受給者に対して就労支援を行うメリットについて，国や自治体の観点から考察すると，生活保護受給者が稼働することにより，支給する保護費が実質的に減額され，財政的な負担を抑制することが可能となる．次に，生活保護受給者の観点では，少額でも稼働を積み重ねることによって，稼得能力が向上し，就労による経済的自立の可能性が高まるものと思われる．

反対に，コストについては，就労支援を充実させるために職員を増員する自治体にとっては，人件費の追加的なコストが必要になることである．

就労による経済的自立の支援を進めていく上で望ましい状態として，短期的には稼働世帯割合（稼働率）が上昇することであり，中期的には稼働収入が増収し，保護を脱する世帯が増えること，長期的には，真に働けない人しか保護受給しないことであると思われる．つまり，最終的には稼働率が 0%という状態が，真に望ましい状態ではないかと考察することもできる．

4. 稼働率に影響する要因分析

4.1 労働市場の要因

完全失業率が上昇して労働市場が縮小すると，稼働能力が低い生活保護受給者は市場から排除される可能性が高いため，「完全失業率と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる．

次に，生活保護受給者が最低賃金で稼働していると仮定した場合，経済理論上，最低賃金が上昇すれば，雇用市場が縮小するため，「地域別最低賃金と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる．

4.2 地方自治体の要因

自治体職員の業務量が多いと就労指導の密度が低下するため，「職員の業務量と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる．または，自治体職員が稼働率を上げても自分の待遇は変わらず，職務への動機づけが困難なため，「職員の業務量に関わらず，稼働率には影響しない」とも考えられる．

次に，生活保護費は現在，国が 4 分の 3 を負担し，残り 4 分の 1 を自治体が負担しているが，財政力が高く裕福な自治体は，比較的容易な保護認定を行ったり，熱心な就労指導を行わないため，「自治体の財政力と稼働率は，負の因果関係がある」と考えられる．または，財政力が低く財政難の自治体は，生活保護受給者の増加を嫌い，いわゆる「水際作戦」が行われている可能性も排除できず，比較的厳しい保護認定を行っているため，「自治体の財政力と稼働率は，正の因果関係がある」とも考えられる．

4.3 生活保護受給者の要因

平均保護受給期間が長くなれば，稼働収入の増加で保護廃止となる生活保護受給者が増加する，もしくは稼働意欲が低下すると想定され，「平均保護受給期間と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる．または，保護を継続させたい生活保護受給者が存在する場合は，「平均保護受給期間と稼働率は正の因果関係がある」とも考えられる．

次に，単身の方が稼働に対する世帯の影響（親の介護など）を排除できるため，「単身世帯の割合と稼働率は正の因果関係がある」と考えられる．

5. 実証分析

5.1 実証分析のモデルとデータ

実証分析は，中核市の「その他の世帯」の生活保護受給者を対象に，2008 年度～2010 年度までの 3 年間のパネルデータを作成し，固定効果モデルによる推定を実施した．なお，推定式は以下のとおりである．

Y（稼働率）$= \alpha + \beta_1$（労働市場の要因）$+ \beta_2$（地方自治体の要因）$+ \beta_3$（生活保護受給者の要因）$+ \varepsilon$

まず，被説明変数（Y）は，中核市毎のその他の世帯の稼働率（その他の世帯のうち，稼働している世帯割合）である．

次に，説明変数としている労働市場の要因には，完全失業率（都道府県別）と地域別最低賃金，地方自治体の要因には，職員の業務量（1 人当たり担当保護世帯数）と自治体の財政力を示す財政力指数，生活保護受給者の要因には，平均保護受給期間と単身世帯の割合を採用した．なお，αは定数項，εは誤差項を示している．

5.2 推定結果とその考察

5.2.1 推定結果

推定結果については，表 1 のとおりである．

表 1　推定結果

被説明変数	稼働率		
説明変数	係　数	標準誤差	有意水準
完全失業率(都道府県別)	-3.939092	1.517532	**
地域別最低賃金	-0.0455233	0.0859184	
職員の業務量(ｹｰｽﾜｰｶｰ)	-0.0152523	0.0779837	
職員の業務量(就労支援員)	-0.0003196	0.0006339	
財政力指数	38.21154	19.74421	*
平均保護受給期間	0.3889111	0.322353	
単身世帯の割合	0.0517043	0.0924201	
観測数	95		
決定係数	0.4308		

***, **, *は，それぞれ有意水準1, 5, 10%を示す．

5.2.2 労働市場の要因考察

「完全失業率(都道府県別)」の係数の推定値は，有意にマイナスであり，生活保護受給者の稼働率が，地域の完全失業率にマイナスの影響を受けることが判明した．次に，「地域別最低賃金」の係数の推定値は，マイナスであり，地域別最低賃金の上昇が生活保護受給者の稼働率を減少させる傾向がある．ただし，生活保護受給者が必ずしも地域別最低賃金で稼働しているとは限らないことに注意が必要である．

5.2.3 地方自治体の要因考察

「職員の業務量」の係数の推定値については，マイナスであり，職員の業務量が多いと生活保護受給者の稼働率を低下させる傾向がある．しかし，係数の推定値の値は小さく有意でないため，このまま職員を増員しても生活保護受給者の稼働率が上昇するとは限らないことに注意が必要である．次に，「財政力指数」の係数の推定値は，有意にプラスであり，生活保護受給者の稼働率が，自治体の財政力にプラスの影響を受けることが判明した．

5.2.4 生活保護受給者の要因考察

「平均保護受給期間」の係数の推定値は，プラスであり，受給期間が長い程，稼働率が上昇する傾向がある．この理由として，もともと生活保護受給者の稼働能力が低く，最低生活費を超える収入が稼げない，もしくは保護廃止にならない程度に稼働収入を調整している可能性があることも排除できない．次に，「単身世帯の割合」の係数の推定値は，プラスであり，単身世帯が多いと稼働率が上昇する傾向がある．これは，親の介護や子どもの世話といった世帯員の状況に稼働率が影響されている可能性を排除できない．

6. 政策提言

本章では，これまでに得られた分析結果や考察をもとに，4 つの政策提言を行う．

まず，1 つ目の提言として，その他の世帯の生活保護受給者の稼働率は，雇用の高さや税収の多さなど「地域の豊かさ」に影響を受けるため，稼働率上昇のための方策として，生活保護受給者の居住地に実質的に稼働する場が無い場合には，市外転出も含めて求職の場を拡大し，雇用のある地

域へ移動（転居）すべきであることを提言する．このように転居し稼働を促すことは，自治体の財政健全化の観点以外に，働くことで稼得能力が向上する生活保護受給者のためにも有益である．

その場合，移動先の自治体において財政負担が増加するため，国が 4 分の 3，自治体が 4 分の 1 の割合で負担している生活保護費を全額国の負担とすべきである．これには自治体にモラルハザードが起こり，濫給が起こるとの意見もあるが，本来，国が直接的に生活保護業務を行うことが最も適当である．しかし，業務の現場が実質的に近い自治体が制度運用を行うことが効率的であるため，保護認定にかかる資力調査（ミーンズ・テスト）は国が行い，保護認定された生活保護受給者を自治体に引き継ぐことで，濫給のモラルハザードの防止が可能になる．また生活保護受給者が就労による経済的自立を達成した場合など，「自治体の努力」に対して報奨金を支払うことや，「自治体の怠慢」にはペナルティを設けることで，適切な動機づけを行うことができる．

次に 2 つ目の提言として，自治体職員の「職務への動機づけ」が困難な点に対して，支援成果に応じた報奨制度を取り入れることが有効であるが，実際には困難であるため，就労支援自体を民間などに委託する方法を提言する．民間の利点を生かし，支援成果に応じた歩合制を取り入れることで，職務への動機づけが高まると思われる．

次に，3 つ目の提言として，保護受給期間が長期化している生活保護受給者に対して，転職の斡旋など増収支援の強化や職業訓練を行う必要がある．また，保護廃止にならない程度に稼働収入を調整している可能性も排除できないことから，稼働収入の増加による保護廃止となるまでのモニタリングが重要であることを提言する．

最後に，4 つ目の提言として，稼働インセンティブを高めるための生活保護制度の改革の必要性である．限界税率が 100%に近い状態での現在の制度は，稼働インセンティブを奪い，不正受給を生んでしまう．ただし実際は，生活保護受給者の稼働収入には「勤労控除」という稼働に伴う必要経費等を若干控除する制度があり，収入全てが保護費から差し引かれる訳ではない．稼働可能な生活保護受給者に限定した提言として，稼働収入に対する勤労控除額を増加させる（限界税率を引き下げる）と同時に，職の斡旋などで稼働収入を担保した上で最低生活費を減額することが必要である．更に不正受給対策として，現在の罰則を厳罰化するとともに，生活保護受給者は稼働収入を自ら届け出るインセンティブを持たないので，本人以外（例えば雇用主など）から申告させる制度の創設が必要である．このように複数の案を同時に組み合わせることが重要である．

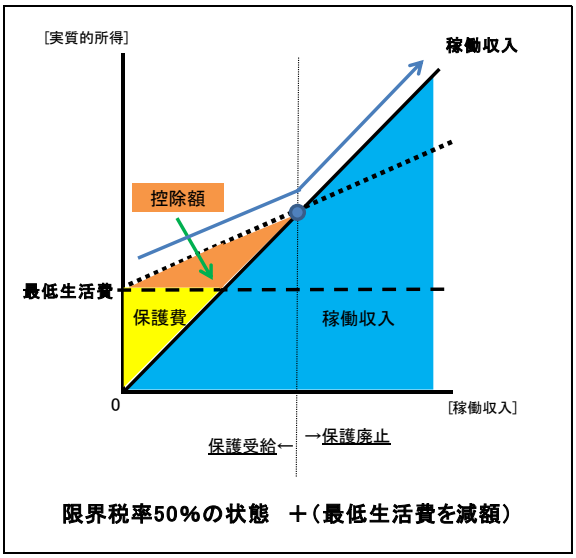


図 2　限界税率の引下と同時に最低生活費の減額

7.　今後の課題

本稿では，「その他の世帯」の稼働率に着目して，稼働に影響する要因や生活保護制度の問題点について考察し，稼働率を上昇させるための政策提言を行ったが，次のような課題も残されている．

稼働に影響する要因として，稼働できる「環境」，「能力」，「意思（目的）」の条件が必要であるが，稼働できる能力は，学齢や就労経験などの生活保護受給者の属性，稼働する意思（目的）は，稼働期間や稼働収入額の推移などを分析する必要がある．また，本稿では考察の対象としなかった「稼働収入が増加して保護を脱した人」も，就労による経済的自立を考察する上で分析が必要である．

生活保護に関する情報は非常にデリケートであるが，「最後のセーフティネット」をより良いものとするためにも，今後も継続した分析が必要であり，生活保護受給者に関するデータの蓄積と，今後の研究に資するための情報の公開が求められる．

東京都区部における災害時の一時集合場所の立地特性に関する研究

政策研究大学院大学　政策研究科
まちづくりプログラム　MJU12610　澤井　勇人

はじめに[1]

東京都区部では、東京都地域防災計画及び各区地域防災計画により、震災発生時にまず一時(いっとき)集合場所と呼ばれる近隣のオープンスペースに集合し、延焼状況等を見極めた上でさらなる被害が予想される際には、大規模公園等の避難場所（広域避難場所[2]）に避難することが原則として定められている。各区により若干の差異はあるものの、一時集合場所として、公立小中学校、小規模公園、神社等が各区地域防災計画に基づいて事前に選定されている。しかし、一時集合場所の選定にあたっては、町内会や自治会といった必ずしも管理能力に長けていない組織が中心となって、区と協議の上定められていることも多く、防災面でのリスク評価が適切になされないまま、選定が行われてしまっている可能性がある。

そこで本稿では、一時集合場所の環境や安全性等について問題意識を有しつつ、ＧＩＳ（地理情報システム）を用いて集計したデータを活用しながら、リスク評価その他立地特性について実証分析を行うことで、東京都区部における一時集合場所の立地の傾向を明らかにする。

１．地域防災計画における一時集合場所の概要

（１）東京都地域防災計画

災害時の避難場所等は、用途や敷地面積により、一時集合場所、広域避難場所、避難所に分類することができる。

東京都は東京都地域防災計画の中で、混乱の発生を防止するために、避難者が一時的に集合して集団を形成し、秩序正しい避難態勢を整える場所として、各区市町村に対し、事前に一時集合場所を選定することを定めている。また、一時集合場所は、集合した人の安全が確保されるスペースを有し、地域住民の生活圏と結びついた学校のグラウンド、神社・仏閣の境内、公園、緑地、団地の広場等を基準として選定することとされている。

広域避難場所は、大規模火災の発生に伴うふく射熱から避難者の生命を守るため、大規模公園等が東京都によって指定されている。一時集合場所と比較すると、敷地面積が広く、人口要素や避難距離を考慮している点で選定基準がやや明確となっている。

避難所は、地震等による家屋の倒壊、焼失などで被害を受けた者を保護するため、学校等の公的施設が指定されている。震災後の一定期間、生活拠点としての機能を有している点で、一時集合場所や広域避難場所と異なる役割を担っている。

（２）各区地域防災計画

各区は、地域防災計画の中で一時集合場所を定めている。各区の地域防災計画を比較してみると、一時集合場所の選定方法として、区と町内会又は自主防災組織が協議し、町内会単位で事前に定める区が多い一方、新宿区や世田谷区のように、町会や防災区民組織が主体的に選定し、区がそれらを事実上追認する形で定めている区もある。

選定場所については、東京都地域防災計画にも記載されているとおり、各区とも学校、公園、神社仏閣を選定している例が多い。区立小中学校のみを指定している区もあり、一時集合場所数は区による差が少なくない。

一時集合場所に集合し、集団を形成するメリットとして、①情報伝達その他各種連絡が効率的に行える点、②近隣相互の助け合いや不在者等の確認が可能である点、③警察官や住民防災組織のリーダー等の指示で避難するため、整然とした行動が確保できる点が挙げられている。

（３）現状把握

東京都区部の 3,592 箇所の一時集合場所をＧＩＳにより地図上にプロットしたものが図１である。

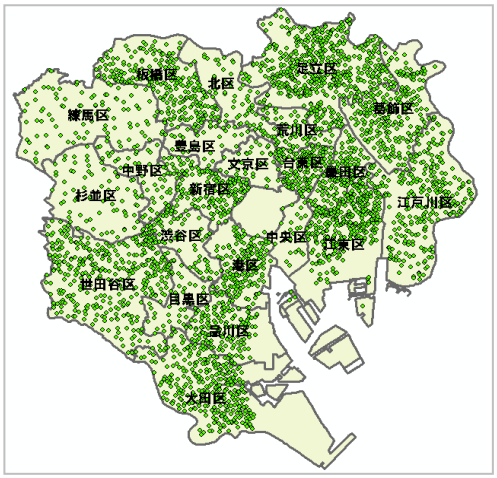


図１　東京都区部の一時集合場所

一時集合場所の種類別の内訳（図２）を見ると、最も多いのが半数弱を占める児童公園などの小規模公園であり、次いで小中学校等が３割を占める。残りは、神社仏閣、駐車場等の広場が続き、その他

[1] 本稿は、論文の要約であるため、分析や参考文献等内容の詳細については論文を参照のこと。
[2] 広義の「避難場所」との混同を避けるため、旧称ではあるものの、以下本稿では「広域避難場所」という。

には大通りの路上や私邸前などといった場所も含まれている。ただし、小規模公園や学校以外は一定数の住民を集合させる場所として懸念がある。例えば、神社仏閣は、築年数の古い建物も多く、倒壊の危険性が高い。駐車場については、時間帯によってはオープンスペースがまったくない可能性がある。大通りの路上については、沿道のビルからガラス等落下物がある危険性がある。

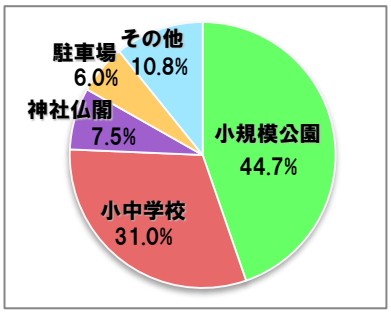


図２　一時集合場所の種類別内訳

２．問題意識

一時集合場所の選定について、区が事前に協議に加わることが多いものの、実際には、行政よりも危機管理能力や組織力が十分とは言えない町内会や自治会が主体的に選定を行っている区も多く、追認するのみの区も存在する。この選定プロセスでは、一定程度のまとまった住民を集合させることの容易性が優先的に考慮され、一時集合場所周辺の環境や立地そのものの安全性について、防災面における適切なリスク評価等が伴っていない可能性が高い。

すなわち、一時集合場所に関して、現状では最適な防災政策が講じられていないのではないだろうか。仮に最適でないとすれば、本来住民の安全を守る目的であるための一時集合場所が防災面での機能を果たせず、実際には人的被害を大きくしてしまうおそれがある。

３．仮説

前述の問題意識から、一時集合場所の立地特性に関し、次の２つの仮説を設定する。

仮説１：一時集合場所の環境や安全性は、その他の地域よりも優れていない。すなわち、地価が有意に上がっていないのではないか。

仮説２：一時集合場所に指定される可能性の高い施設立地が環境の劣っている場所に行われるのではないか。すなわち、環境や安全性が低いほど立地確率が高まるのではないか。

仮説１を実証するため、一時集合場所の立地環境について、ヘドニックアプローチを用いた分析を行う。次いで、仮説２を実証するため、町丁目ごとの一時集合場所の有無を被説明変数とし、一時集合場所の立地確率に影響を与える要因についてプロビット分析により実証する。

４．先行研究及び本研究の位置付け

東京都区部における災害時の一時集合場所に関する先行研究は、特定の区に限定されたケーススタディがいくつかあるものの、区部全体の定量的なデータを用いた実証分析は行われていない。また、工学的なアプローチから避難計画や避難行動を分析する研究や、都市公園等のオープンスペースや緑地が周辺地価に与える影響について、ヘドニックアプローチを用いて定量的に分析した研究は多数あるものの、東京都区部全体の一時集合場所について、ＧＩＳを活用して定量的な分析を行った研究はない。

本研究では、東京都区部全体の一時集合場所に着目し、ＧＩＳを活用して集計したデータを用いた定量的な分析を行い、一時集合場所の環境や安全性等について全体的な傾向を把握することを目指す。したがって、東京都区部における一時集合場所の環境や安全性等立地特性に焦点を当てた実証分析として意義があるものと考える。

５．ヘドニックアプローチによる実証分析

（１）分析方法及び分析対象

仮説１について、一時集合場所が周辺地域の環境に与える影響に関して定量的な実証分析を行うため、環境の価値がすべて地価に反映されるとするキャピタリゼーション仮説を基礎に置いたヘドニックアプローチにより、地価関数を推定する。分析対象は、区全体が地区内残留地区とされている千代田区を除き、東京都特別区の２２区における一時集合場所とする。

（２）推定モデル及び説明変数等

仮説１の推定モデルを次のとおり設定する。

$$lnP = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \gamma_1 ZD_1 + \gamma_2 ZD_2 + \gamma_3 ZD_3 + \gamma_4 ZD_4 + \varepsilon$$

被説明変数は、2012 年公示地価（円／㎡）の対数値（lnP）とする。

コントロール変数（X_i）として、各公示地価地点における地積（㎡）の対数値、公示地価地点から東京駅までの直線距離（m）の対数値、公示地価地点から最寄り駅までの直線距離（m）の対数値及び公示地価地点の指定容積率（%）を使用する。また、観察できない各区固有の影響を各区ダミーでコントロールする。

説明変数として、一時集合場所が周辺環境に与える影響を見るため、ＧＩＳを用いてそれぞれの公示地価地点から最寄りの一時集合場所までの距離帯ダミーを作成した。公示地価ポイントを中心に、0m～100m 未満（ZD_1）、100m～200m 未満（ZD_2）、200m～300m 未満（ZD_3）、300m 以上（ZD_4）の４つの距

離帯に分類した上で、公示地価地点から一時集合場所までの直線距離が該当する場合に 1、該当しない場合に 0 とする。また、一時集合場所の種類別の影響を見るため、一時集合場所の半数近くを占める小規模公園とそれ以外に分けた上で、同様の距離帯ダミーを作成した。

（３）推定結果

推定結果は、表１のとおりである。一時集合場所までの距離帯ダミーについてみると、ベースカテゴリーである一時集合場所まで 300m 以上離れた地点と比較して、一時集合場所までの距離が 100m 未満の地点で約 4.5%、100m-200m 未満の地点で約 3.3%地価が低くなっていることが有意に示された。200m-300m 未満ダミーは有意な結果が得られなかったが、一時集合場所に近接しているほど地価が下がっていることが明らかになった。

一時集合場所を公園とそれ以外に分類して分析した結果を見ると、ベースカテゴリーである公園以外の一時集合場所まで 300m 以上離れた地点と比較して、公園と公園以外のいずれも 100m 未満及び 100m-200m 未満の地点で地価が有意に下がっており、下落幅も一時集合場所に近いほど大きいことが分かる。このことは、一時集合場所の種類による地価に与える影響の差はほとんどないことを示唆している。

表１　推定結果

被説明変数：ln 公示地価(2012)	すべての一時集合場所		公園とそれ以外で分類	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln（地積）	0.1160 ***	0.0084	0.1162 ***	0.0085
容積率	0.0003 ***	0.0001	0.0003 ***	0.0001
ln（東京駅からの距離）	-0.3656 ***	0.0305	-0.3665 ***	0.0307
ln（最寄駅からの距離）	-0.1116 ***	0.0097	-0.1124 ***	0.0099
一時集合場所まで100m未満ダミー	-0.0445 **	0.0183		
同100m-200m未満ダミー	-0.0325 **	0.0151		
同200m-300m未満ダミー	-0.0050	0.0154		
一時集合場所(公園のみ)まで100m未満ダミー			-0.0559 **	0.0237
同100m-200m未満ダミー			-0.0455 **	0.0207
同200m-300m未満ダミー			-0.0080	0.0232
同300m以上ダミー			-0.0239	0.0322
一時集合場所(公園以外)まで100m未満ダミー			-0.0460 **	0.0229
同100m-200m未満ダミー			-0.0341 **	0.0170
同200m-300m未満ダミー			-0.0107	0.0175
各区ダミー	Yes		Yes	
定数項	16.140 ***	0.2630	16.147 ***	0.2642
サンプル数	817		817	
Adj.R^2	0.8874		0.8870	

（注）***,**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）結果を踏まえた考察

実証分析の結果、一時集合場所に指定される可能性の高い施設や敷地は全体の傾向として周辺環境に対して負の影響を与えており、その負の効果が周辺地価に帰着していることが推定された。

そのメカニズムとして、次の２つが考えられる。

第１に、一時集合場所に選定される小規模公園や学校等が本来有する負の外部効果が正の外部効果を上回り、結果として地価を下げていることが推察される。児童公園等の場合、近接していることに伴う騒音、ゴミ又は治安上の問題等デメリットの部分も少なくないと考えられる。また、小中学校については、通学者を有するファミリー世帯にとっては徒歩圏内にあることでメリットを感じるが、それ以外の世帯にとっては騒音等のデメリットを感じる部分が少なくない。

第２に、収益性の確保が必要とされない空き地のほか、もともと地価が相対的に低い場所、すなわち環境や安全性が劣っている場所に一時集合場所が立地している可能性が考えられる。一時集合場所に指定されることの多い小規模公園や学校等の公共施設は、一定規模の面積を有する土地が必要とされるため、地価が相対的に低い場所に立地する可能性が高まる。また、一時集合場所は、民間所有不動産よりも公的組織が有する不動産が選定されることが多く、一時集合場所としての指定の際に周辺住民の政治的抵抗が少ないところに集中している可能性がある。以上のことから、一時集合場所は、他の地域と比較して環境や安全性が優れていない場所に集中して選定されている可能性が推察される。

６．プロビット分析による実証分析

（１）分析方法及び分析対象

仮説２を実証するため、町丁目単位の一時集合場所の有無を被説明変数とし、町丁目における一時集合場所の立地確率の多寡に影響を与える要因について、地震による危険度やそのほかの地域特性を表すデータを用いてプロビット分析を行う。

分析対象は、区全体が地区内残留地区とされている千代田区を除く東京都特別区における全町丁目である。

（２）推定モデル及び説明変数等

仮説２の推定モデルを次のとおり設定する。

$$Y = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \gamma_1 danger + \gamma_2 non\_office + \sum_j \delta_j pop_j + \varepsilon$$

被説明変数は、町丁目内における一時集合場所の有無とし、一時集合場所が立地している場合には 1、立地していない場合には 0 とする。また、一時集合場所の類型として多くを占める公園及び学校についての詳細な分析を行うため、一時集合場所を公園及び学校に細分化し、それぞれが町丁目に立地している場合には 1、立地していない場合には 0 とする。

コントロール変数（X_i）として、各町丁目の面積（㎡）を使用する。また、観察できない各区固有の影響を各区ダミーでコントロールする。

説明変数は、町丁目ごとの地震による危険性を示す指標として、建物倒壊危険度及び火災危険度を合わせた５段階レベルの総合危険度（danger）を使用する。また、町丁目における所得水準を代理的に表

す指標として、非オフィスワーカー比率（non_office）を使用する。さらに、町丁目における人口要因を加味するため、年齢層別の人口数（pop_j）を使用する。年齢区分は、15 歳未満、15 歳から 64 歳、65 歳から 74 歳、75 歳以上の４区分とする。α は定数項、β、γ 及び δ は係数、ε は誤差項を表す。

（３）推定結果

推定結果は表２のとおりである。

表２　推定結果

	すべての一時集合場所		公園		学校	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
町丁目面積	9.53E-08	8.22E-08	-4.42E-08	7.89E-08	5.48E-08	8.19E-08
総合危険度	0.0301 **	0.0120	0.0043	0.0123	0.0260 **	0.0116
非オフィスワーカー比率	0.0030 **	0.0012	0.0038 ***	0.0013	-0.0005	0.0013
15歳未満人口	0.0002 **	0.0001	0.00005	0.0001	0.0002 **	0.0001
15歳以上64歳以下人口	0.0001 **	0.00002	0.00007 ***	0.00003	0.00002	0.00002
65歳以上74歳以下人口	0.0002	0.0001	0.0004 **	0.0002	0.00003	0.00012
75歳以上人口	-0.0001	0.0002	-0.0002	0.0002	0.00023	0.00015
各区ダミー	Yes		Yes		Yes	
サンプル数	2952		2584		2952	
Log likelihood	-1523.7777		-1386.3689		-1726.2411	
Pseudo R-squared	0.1777		0.2097		0.0654	

（注）***,**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。

まず、コントロール変数である町丁目面積についてみると、いずれも有意な結果は出ていない。次に、総合危険度について、危険度レベルが１単位上昇すると、町丁目に一時集合場所が立地する確率が有意に約 3%増加する。すなわち、一時集合場所は震災時の倒壊や延焼可能性の高い地域に立地している傾向にあることが実証された。また、一時集合場所を学校に限定してみると、危険度レベルが１単位上昇すると、町丁目に学校が立地する確率が有意に約 2.6%増加する。

非オフィスワーカー比率について見ると、比率が１ポイント上昇すると、一時集合場所の立地確率が約 0.3%増加する。非オフィスワーカー比率は、各町丁目の所得水準の代理指標として使用しているため、一時集合場所は所得水準の高くない地域に立地している傾向があることが明らかになった。

高齢者人口との関係について見ると、一時集合場所全体では、高齢者人口のいずれの層においても、有意な結果が出ていない。

（４）結果を踏まえた考察

実証分析から、一時集合場所に指定される可能性の高い施設は、①地震による倒壊や延焼被害の危険性が高い地域、②低所得者が住む地域、③必ずしも災害弱者の多くない地域に立地している可能性が高いことが推定された。以下でその結果を踏まえた考察を行う。

第１に、一時集合場所に指定される可能性の高い施設が地震による倒壊や延焼危険性の高い地域に立地している可能性が高いことが実証された。そもそも、倒壊や延焼火災から避難するための一時的な中継地点である一時集合場所が危険度の高い地域に立地している現状は、高齢者等災害弱者を多数集めるという観点からすると、望ましくない状態である。また、一時集合場所は広域避難場所への避難の中継地点であり、広域避難場所への再避難が必要となった際に、倒壊した建物が障害となったり、延焼火災に巻き込まれる可能性が高い地域に立地している傾向にあることも示唆している。さらに、各区で一時集合場所に多く指定されている公立小中学校は、本来の一時集合場所の機能である災害直後の待避・中継場所としての役割のみならず、震災後の生活拠点である「避難所」ともなる施設であり、住民を長期間滞在させる機能も有していることから、避難生活中の余震等の発生可能性に鑑みれば、学校が防災上危険な地域に立地している現状は問題が大きいとも言える。

第２に、非オフィスワーカー比率が一時集合場所の立地確率に対して有意に正の影響を与えていることから、低所得者が住む地域に一時集合場所に指定される可能性の高い施設が立地していることが明らかになった。一般的に、地価が相対的に低い地域は、地域の所得水準も低いという関係にあるが、ヘドニックアプローチによる前述の実証分析結果において、一時集合場所に指定される可能性の高い公的施設は、もともと地価が相対的に低い地域に立地しているということをプロビット分析でも裏付ける結果となっている。

第３に、高齢者人口と一時集合場所の立地確率の関係について有意な結果が出なかったことから、一時集合場所が必ずしも高齢者等災害弱者の多くない地域に立地していることが推察できる。すなわち、高齢者等災害弱者・要援護者を一時的に集め、弱者救済を図るという一時集合場所本来の目的や役割に合致していない現状となっている可能性がある。

７．政策的含意

２つの実証分析結果は、防災行政を担う東京都及び区が主導的に地域防災計画を見直し、自助・共助・公助を前提としつつも、自治会や防災区民組織に多くを委ねるのではなく、一時集合場所の選定を含む避難計画全般について、次のような総合的な再検討を行う必要性を含意している。

第１に、東京都や各区がより主体性を発揮し、木造密集地等危険度の高い地域における一時集合場所の選定を見直す必要がある。

第２に、一時集合場所を経由せずに直接広域避難場所へ避難するケース等、一時集合場所の役割や位置付けに関する認知度を向上させるための周知活動や地道な啓蒙活動が必要である。

第３に、民間地等の一時集合場所では、行政からの統一的な避難情報等を受け取る仕組みが不十分である可能性があり、再避難時の判断基準や情報伝達方法の検討が必要である。

市町村合併の組み合わせが職員数の効率化に与えた影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12611　平良　和也

1. はじめに

平成における市町村合併は，1999 年の合併特例法の改正によって，合併特例債の創設といった合併を促進する政策が実施され，全国的に推進されてきた．

合併により新たな時代に対応できる自治体に生まれ変わるためには，行政能力を質的に高めるだけでなく，予算，人員などの限られた資源を効率的に配分し，適切な行財政運営に取り組む必要があり，合併することで効率的な行財政運営が進むと言われている．しかしながら，同じ地方自治体とはいえ，昨今では提供しているサービスは多種多様であり，新自治体での統一したサービス提供のためには，調整の時間と手間がかかることが想像される．また，新たな事務処理に職員が慣れるまでのコスト，組織が巨大化することによる組織間の調整コストなども発生することが考えられる．

本稿では，合併効果として考えられる職員数の削減について，実際にその効果が発揮されているかどうかを検討するため，合併を構成する関係市町村数及び市町村の人口規模の組み合わせにより調整コストが変化するとの仮説をたて，発生する調整コストが，自治体組織における管理部門であり，総合的な調整業務を行っている総務部門の職員数の削減に与える影響について分析した．

2. 分析の対象

本稿では合併の効率性を捉える指標として，総務部門の職員数を利用する．総務部門は，管理部門として自治体業務の全般を総合的に調整する，人事，財政，法制，出納などの部署を含み，一般的にどの自治体も同じ水準，同じ内容で実施する業務を行っていると考えられる．従って，福祉部門など直接住民にサービスを提供する部門と異なり，自治体の規模や合併前後で行政サービス水準の変化がほとんどないと仮定することが容易であり，職員数の減少を効率性の向上と捉えることができる．

合併後の職員数に影響すると思われる調整コストは，職員の人員配置や組織間の調整，全庁的な事務処理に係る相談対応，資料のとりまとめなど，総務部門の業務量に最も顕著に反映されると思われる．

3. 検証する仮説

調整コストを左右する要因としては，合併する関係市町村数及び人口規模のばらつきが考えられる．

第 1 の仮説は，関係市町村が少ないほど職員数の効率化が高まるというものである．市町村数が多い場合，サービス水準が異なる可能性が高く，調整の機会が増えることが予想されるほか，新自治体での事業実施時も旧市町村の地域バランスを考慮する必要がある場合，市町村数の多さは，コストの増加に結びつく．また，旧役場庁舎が支所等として残されることが想定され，市町村数が多い場合は出先機関の増につながり，組織数の増加による調整コストの発生も見込まれる．

第 2 の仮説は，市町村の人口規模のばらつきが大きい場合は，職員数の効率化が高まるというものである．住民サービスの水準が異なる 2 つの自治体が合併するケースでサービスを統一する場合，人口規模が同程度の 2 自治体の合併と大きな差がある 2 自治体の合併を比較すると，人口規模が同程度の合併

では調整コストが大きくなるものと予想される．なぜなら，人口規模に差がある合併では，合併前に相対的に多くの住民が受けているサービス水準を維持するために，合併時点で規模の大きな自治体のサービス水準に統一される可能性が高く，合併後に調整される余地が小さいと思われることや，仮に調整を要する場合でもサービス対象者である住民が少なくて済むことから大きな事業変化が伴わず，コストが小さくなることが見込まれるためである．また，同規模同士の合併では，変更後の事業，新たな事務処理手法に対する職員の習熟度合いについても，新自治体を構成する職員のほぼ半数が新たな手続き等に慣れる必要がでてくることから，調整コストが高まる可能性が高いと考えられる．

4. 実証分析

4.1 分析の方法

分析にあたっては, 2001 年度から 2010 年度における，未合併市と合併市の合併前後のパネルデータを作成し，固定効果モデルによる DID 分析を行う．

対象とする合併自治体は，合併数がピークを迎えた 2003 年度から 2005 年度の 3 か年において合併した事例のうち，合併後が市であり，かつ，2001 年度から 2010 年度で 1 回のみ合併を経験しているケースとしている．つまり，合併後が政令指定都市，町，村であるものと複数回の合併を行っているものを除いている．これは比較する場合の条件を可能な限り一定とするとともに，合併後の経過を分析するためのサンプルサイズを確保するためである．DID におけるコントロールグループとしての未合併自治体は，平成の合併の始まった 1999 年度から 2010 年度までに合併を経験していない市としている．

なお，合併市における合併前のデータは，関係市町村の職員数，人口などのデータを単純に合計することで仮想合併市のデータを作成した．

4.2 推定式

推定モデルについては，まず，合併の平均的な影響を式 1 で, 合併後経年での影響を式 2 で分析する．

次に，市町村数と人口規模のばらつきが与える影響を式 3, 人口集中度が与える影響を式 4 で分析する．

式 1　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \mathrm{GD}_{it} + \beta_2 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 2　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_2 + \beta_3 \mathrm{AGD}_{it} + \beta_4 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 3　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_3 + \beta_5 \mathrm{GD}_{it} + \beta_6(\ln\_\mathrm{city}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_7(\mathrm{ln\_pop\_cv}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_8 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 4　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_4 + \beta_9 \mathrm{GD}_{it} + \beta_{10}(\mathrm{ln\_pop\_hhi}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_{11} \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

※α は定数項，β はパラメータ，ε は誤差項，i は市，t は年である．

(1)被説明変数

ln_soumu は，総務部門の職員数の対数値とした．

(2)説明変数

①合併の与えた影響を見るために着目する変数

GD は合併前後ダミーであり，合併前の年度は 0, 合併後の年度は 1 となるダミー変数である．

AGD（after GD）は合併後の経過年数ダミーであり，合併市における合併後の時間を通じた効果をみる，合併市の合併後年ごとに 1，それ以外は 0 をとる．

ln_city は関係市町村数の対数であり，関係市町村数が合併による職員数の変化に与える影響の観察に用いる．

ln_pop_cv は，関係市町村の人口規模のばらつき程度が職員数に与える影響の観察に用いるもので，関係市町村の合併直前の年度における人口の多寡によるばらつきの標準偏差を平均値で除して変動係数を算出し対数化したものである．

ln_pop_hhi は人口集中度を表し, 関係市町村の人口規模の集中度が職員数の変化に与える影響を観察するために用いる．市場における集中度を示すハーフィンダール指数と同様の算出方法で計算した値の対数であり，ハーフィンダール指数と同様の算出方法による指標を作ることで，市町村数の影響も加味して散らばり度合いを捉えることができると思われる．独占状態が高いと，相対的に偏りが大きく，規模の異なる市町村の合併と考えることができる．

②その他のコントロール変数

X はその他のコントロール変数であり，人口の対数, 財政力の対数, 退職者数の対数, 2001 年から 2010 年の年度ダミーである.

4.3 合併全体としての影響の推定結果

合併が総務部門職員数に与えた平均的な影響については，合併前後ダミーの符号は負となったものの，統計的に有意な結果にはならず，全体として職員の実数が減少している状況において，未合併市の職員数の減少のトレンドと比較した場合，ほとんど差がないことが示された.

次に，合併後の経過年数ダミーを用いて分析したところ，合併 1 年目及び合併 2 年目ダミーの係数は正の符号となるものの, 3 年目以降はすべて負の符号となるとともに，係数のマイナス値が大きくなる傾向がみられた．合併 2 年目のデータは統計的に有意とは言えないものの，それは係数が 0 である可能性が高いことを示しており，合併後，時間が経過するほど職員数の削減効果が大きく出ることが示された.

表1 式1の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)			
説明変数	係数		標準誤差
合併前後ダミー	−0.0008		0.0044
人口(対数)	0.5927	***	0.0493
財政力(対数)	0.1281	***	0.0221
退職者数(対数)	−0.0032		0.0038
2001から2010年度ダミー	省略		
定数項	−2.3750		0.5530
観測数	6918		
決定係数	0.6318		

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

表2 式2の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)			
説明変数	係数		標準誤差
合併1年目ダミー	0.0352	***	0.0060
合併2年目ダミー	0.0042		0.0064
合併3年目ダミー	−0.0111	*	0.0065
合併4年目ダミー	−0.0197	***	0.0066
合併5年目ダミー	−0.0246	***	0.0066
合併6年目ダミー	−0.0294	***	0.0067
合併7年目ダミー	−0.0318	***	0.0092
合併8年目ダミー	−0.0614	***	0.0211
人口(対数)	0.5020	***	0.0499
財政力(対数)	0.1577	***	0.0224
退職者数(対数)	−0.0029		0.0038
2001から2010年度ダミー	省略		
定数項	−1.3290		0.5605
観測数	6918		
決定係数	0.6038		

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

4.4 合併全体としての影響の推定結果の考察

総務部門の職員数については，業務のアウトカムに大きな変動がない状況で，経年での変化が顕著に表れており，調整に関するコストの減少を表していると考えてよいのではないかと思われる．合併後直後は，決算業務などの合併業務の後始末があるほか，関係市町村間におけるサービス水準の差の調整や組織が大きくなったことによる組織間の調整コストが発生しているが，サービス水準の統一や各部門の新市における業務への習熟が進むことで，合併後数年たってから効果が出るとともに，経年で効果が増すことを示していると思われる.

4.5 関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果

関係市町村数と人口規模のばらつきそれぞれの合併前後ダミーとの交差項による影響の分析については，市町村数の係数の符号は正，人口規模のばらつき度合いの係数の符号は負になるとともに，いずれも統計的に有意な結果となり，仮説を支持するものとなった.

また，人口集中度を示す指数と合併前後ダミーの交差項による影響の分析については，係数の符号が負となるとともに，統計的にも有意な結果となり，仮説を支持するものとなった.

表3 式3の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)			
説明変数	係数		標準誤差
関係市町村数(対数)(交差項)	0.0533	***	0.0073
人口規模変動係数(対数)(交差項)	−0.0337	***	0.0050
合併前後ダミー	−0.0767	***	0.0104
人口(対数)	0.6330	***	0.0494
財政力(対数)	0.0908	***	0.0224
退職者数(対数)	−0.0044		0.0038
2001から2010年度ダミー	省略		
定数項	−2.8451		0.5542
観測数	6918		
決定係数	0.6565		

※ ***,**,*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 式4の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)		
説明変数	係数	標準誤差
人口集中度(対数)(交差項)	−0.0597 ***	0.0071
合併前後ダミー	0.5097 ***	0.0612
人口(対数)	0.6579 ***	0.0496
財政力(対数)	0.0877 ***	0.0225
退職者数(対数)	−0.0046	0.0038
2001から2010年度ダミー	省略	
定数項	−3.1245	0.5572
観測数	6918	
決定係数	0.6602	

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

4.6 関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果の考察

合併後は，旧自治体それぞれの区域に支所等を配置するため，関係市町村の増加は，組織数の増加に結びつく可能性が高い. また, 関係市町村の増加は，多種多様な地域的特性を持つ自治体が合併する可能性を高め，都市部と農村部の自治体が合併する場合など新たな行政需要に対応するための組織が必要となり，組織数が多くなることが想像される．また，市町村数が多いほど，合併前のサービス水準，事務処理の方式などに差が出やすいことから，合併に伴う調整の手間と時間が大きくなり，職員数が減りにくくなるのではないかと思われる．

人口規模のばらつきの影響については，変動係数を利用していることや関係市町村数による影響をコントロールしていることから，同じ規模の新市を構成する場合において，同規模の自治体同士の合併では調整の手間が大きく，規模の違いが大きいほど調整コストがかからないことを示しているものと判断してよいと思われる．おそらく規模の大きな自治体と小さな自治体が合併する場合は，合併前の協議で大きな自治体の行政処理の方式，サービス水準に統一される可能性が高く，合併後の事業内容の調整が少なくなるほか，合併後に事業内容を段階的に調整する場合も，小規模自治体の住民は相対的に少ないことから，事業変更のコストも低くなる．また，小規模自治体の職員は相対的に少数であることから新たな業務に習熟するための調整コストも小さいのではないかと思われる．

人口集中度の与えた影響については，市町村数と人口規模のばらつき度合いを，異なる指数を用いて同時に分析したものと解釈できる．この指数は，合併に関係する市町村数が少なく，かつ，自治体間の規模が異なる場合に大きく算出されるものである．従って，人口の集中度が高くなるほど負の影響が出るということは，市町村数が少なく，規模の差が大きいほど職員数の削減効果が大きくなることを示しており，前述の市町村数に係る係数の符号が正であり，変動係数に係る符号が負であることとも整合的である.

5. おわりに

市町村合併は，行財政運営の効率性の向上をはじめとする自治体の体力強化を図ったものであるが，総務部門職員数に関しては，大きな自治体を作るために数多くの自治体が合併することが必ずしも効率的になるとは言えない面を明らかにした.

総務部門職員数の削減に対する効果については，その効率性を追求すると，これから新たに合併を検討する場合と既に合併相手方との協議が進んでいる場合について，異なる対応が考えられる.

まず，合併相手が決まっていない場合は，地理的条件，住民の生活圏，住民感情などを踏まえる必要はあるが，国，県などが，地域における核となる相対的に規模の大きな自治体に周辺自治体との合併を働きかけるなどして，効率的な合併をあっせんすることが望ましい.

次に，合併相手が決まっている場合において，3つ以上の市町村が合併するケースでは，人口規模の差が最も大きくなる組み合わせの 2 自治体が，まず先行して合併し，一定期間後に，合併済みの拡大した自治体に，残りの 1 自治体が合併することが望ましい可能性がある．この場合，合併のインターバルについての分析が必要であるほか，合併時に発生する取引費用についても，同時合併と順次合併を比較するなどデメリットの更なる分析が必要である.

エリアマネジメントが地価に及ぼす影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12612　高橋　宏幸

1.　はじめに

「エリアマネジメント」とは、地域における良好な環境や地域の価値を維持・向上させるための、住民・事業主・地権者等による主体的な取組であり、具体的には、地域住民等が主体となった公共公益施設の管理、街並み保全、地域の防犯活動等を指す。都市の成長段階においては、行政が主体となった道路・公園・上下水道等の社会資本整備が重要であったが、都市の成熟段階では地域の課題も多様化しており、地域住民等が維持管理に主体的に関わっていく必要性が高まっている。

エリアマネジメントに関する先行研究としては、新たな担い手による地域管理のあり方検討委員会（2007）、国土交通省・土地水資源局（2008）等があるが、先進的な取組の特徴を分類・整理したものにとどまっており、エリアマネジメントの効果を定量的に分析したものではない。このため、本稿ではこれまでに実施されたエリアマネジメントの効果について実証分析を行うとともに、典型的なエリアマネジメント活動である集会施設の管理を対象に、管理団体の種別や選定方法に着目した実証分析を行う。

2.　エリアマネジメント活動の概要および問題意識

2.1.　エリアマネジメントに関するアンケート調査

平成 18 年 10 月、国土交通省が地方公共団体に対し、表 1 の要件を満たす地域管理・まちづくりの事例についてアンケート調査を行ったところ、全国 94 地区について回答があった。アンケートで回答のあった組織の活動内容は図 1 のとおりである。

表 1　アンケート調査の対象要件

①特定の地区（住宅地、商業地、業務地等）を対象として、地区の住民や地権者、事業者等から構成される組織が居住環境向上のために、地域管理・まちづくりに係る活動を主体的に実施していること。
②地区の住民や地権者、事業者が組織の構成員として加わっていること。
③原則として、
- 組織で公共施設、公益的施設の維持管理（清掃活動、草花の植栽等簡易なものを除く。）を行っているか、又は、
- 構成員全員で共有又は共用している施設があること

④組織の構成員が一定の自己負担を行っていること。

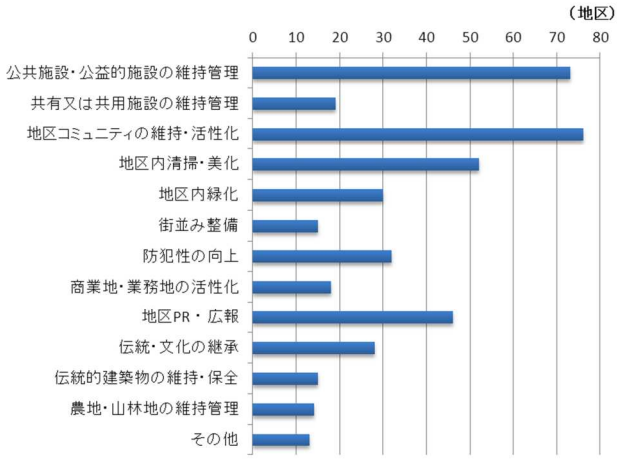


図 1　組織の活動内容（複数回答）

2.2.　問題意識

エリアマネジメント活動として、集会所・コミュニティセンター、公園等の公共公益施設の維持管理、街並みの修景・保全、地域内の防犯パトロールなど様々な取組が行われているところであるが、これまでその効果について定量的な分析はほとんど行われていない。そこで、本稿では次のような問題意識を持ち、研究を行った。

①エリアマネジメント活動のうち、一部のものについては十分な効果を上げておらず、地域の価値を高めることに寄与していないのではないか。
②エリアマネジメント活動として、集会所・コミュニティセンターの管理を自治会やNPO等に委ねている例が多いが、改善する余地があるのではないか。

2.3.　エリアマネジメントの経済学的な意味

エリアマネジメント活動は、集会施設や公園等の公共施設を対象として行われることが多い。これらの施設は、便益が特定の地理的な範囲に限定される地方公共財であり、一般的には地方政府が税収を使って供給することが必要である。

しかしながら、住民ニーズが多様化する中で、地方政府が地域住民の選好を十分に把握できるとは限らない。このため、図 2 のように、政府の失敗により最適な公共財の量に比べて、供給量が過小または過大となる可能性がある。

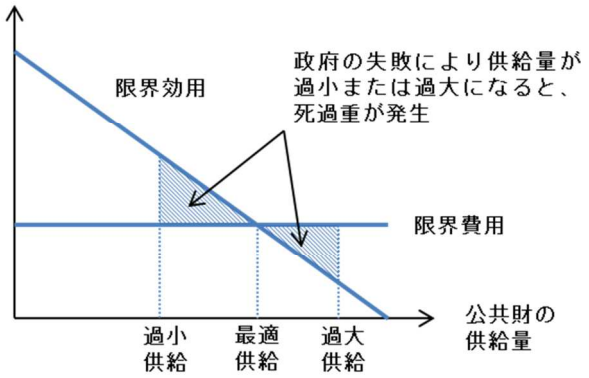


図 2　地方公共財の供給における政府の失敗

エリアマネジメント活動のうち、地域住民等による公共施設の維持管理は、このような政府の失敗による過小供給に対応し、図 3 のように地方公共財の供給量を地域のニーズに合った最適な状態にしようとする取組であると言える。

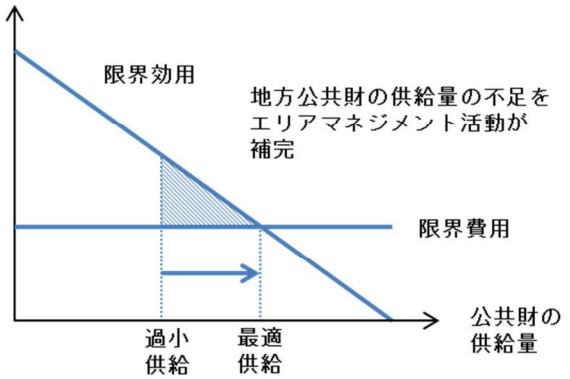


図 3 エリアマネジメント活動による地方公共財の供給

3.　エリアマネジメントの効果に関する実証分析

3.1.　実証分析の対象地区

平成 18 年に国土交通省が実施したアンケート調査で地方公共団体から回答のあった 94 地区のうち、エリアマネジメント活動の開始前後において活動区域内外に地価ポイントのある 36 地区を対象とする。

分析対象の地価ポイントは図 4 のとおりである。

また、分析対象地区の活動は表 2 のとおりである。

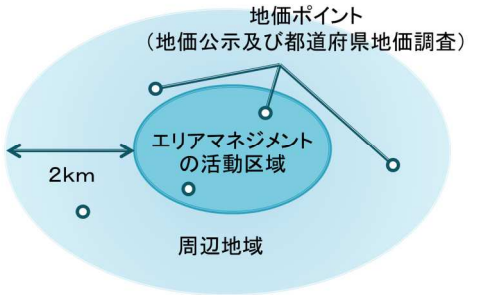


図 4　分析対象の地価ポイント（イメージ）

表 2　分析対象地区の活動内容

公共公益施設の管理　27 地区			街並み保全	防犯対策	その他の取組
集会施設	緑地	観光施設	12 地区	11 地区	25 地区
17 地区	7 地区	3 地区			

注）複数の活動をしている地区があるため、合計は地区数に一致しない。

3.2.　推計モデル

エリアマネジメント活動の開始前後の状況を比較するため、それぞれの地区ごとに活動開始 5 年前から活動開始 5 年後までの原則として 10 年分の地価を分析対象とした。

$$\ln LP = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} Act_j + \beta_2 Dist + \sum_j \beta_{3j} Act_j \times Dist + \sum_k \beta_{4k} X_k + \delta + \varepsilon$$

LP　：住宅地の地価

ACT_j　：活動の前後を表すダミー変数

$Dist$　：活動区域からの距離

X_k　：コントロール変数

基本モデルの他、交差項を含まないモデル、周辺地域のみの地価ポイントを対象とした周辺地域モデルの 3 種類のモデルで分析を行った。

3.3.　推定結果および考察

推計結果を表 3 に示す。

基本モデルの推計結果より、集会施設管理、観光施設管理、防犯対策が活動区域内の地価を引き上げる傾向が見られた。これまで実施された活動が効果を上げていると言える。緑地管理については緑地管理ダミーの係数がプラスではあるものの、10%の水準で統計的に有意とならなかったことから、活動区域内への効果は限定的であると言える。

一方、街並み保全、その他の取組については、活動に伴って活動区域内外の地価が下がる傾向が見られた。街並み保全活動が行われる地域は、開発等により街並みが崩れつつある地域である蓋然性が高く、街並み保全活動をしているものの、開発等による負の外部性に見合う十分な効果を上げるには至っていない可能性が考えられる。エリアマネジメント推進マニュアル（国土交通省土地・水資源局（2008））においても、地域の様々な課題への対応がエリアマネジメント活動の契機となりうることが述べられており、街並みの混乱、質の低下が起きている地域で街並み保全活動が実施されている例が多いと推察される。

エリアマネジメント活動と、地価ポイントから活動区域までの距離の交差項は、緑地管理を除き、それぞれの活動に係るダミー変数の係数と符号が逆になっており、活動区域からの距離が大きくなるにしたがって、活動の影響・効果が小さくなる傾向が見られた。

交差項を含まないモデルによって、活動区域内および活動区域から 2ｋｍまでの範囲の地価に与える平均的な効果を推定したところ、緑地管理、観光施設管理、防犯対策が地価を引き上げる傾向が見られた。周辺地域の地価ポイントのみを対象としたモデルでも同様の傾向が見られたことから、エリアマネジメント活動の効果が周辺地域にスピルオーバーしていると考えられる。

集会施設管理については活動区域内で地価を引き上げる効果があったにもかかわらず、周辺地域の地価を引き下げる傾向が見られた。集会施設の管理サービスが、主に活動区域内の住民向けに行われることにより、結果的に周辺地域住民の利便性が低下している等の可能性が考えられる。

表 3　エリアマネジメントの効果に関する推定結果

推計モデル	(1) 基本モデル		(2) 交差項なしモデル		(3) 周辺地域のみモデル	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
集会施設管理ダミー	0.02104 [0.00692]	***	-0.00652 [0.00460]		-0.01127 [0.00487]	**
緑地管理ダミー	0.00371 [0.00917]		0.01920 [0.00528]	***	0.02385 [0.00552]	***
観光施設管理ダミー	0.05812 [0.01871]	***	0.02647 [0.00827]	***	0.03108 [0.00834]	***
街並み保全ダミー	-0.07289 [0.00920]	***	-0.02127 [0.00493]	***	-0.02232 [0.00521]	***
防犯対策ダミー	0.05682 [0.00891]	***	0.02193 [0.00504]	***	0.02032 [0.00526]	***
その他の取組ダミー	-0.03132 [0.00735]	***	-0.01578 [0.00430]	***	-0.01661 [0.00446]	***
活動区域からの距離（km）	0.09556 [0.01368]	***	0.09485 [0.01378]	***	0.04167 [0.01568]	***
集会施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.02886 [0.00551]	***				
緑地管理ダミー×活動区域からの距離（km）	0.01804 [0.00707]	**				
観光施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.02999 [0.01408]	**				
街並み保全ダミー×活動区域からの距離（km）	0.04847 [0.00746]	***				
防犯対策ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.03569 [0.00722]	***				
その他の取組ダミー×活動区域からの距離（km）	0.01226 [0.00608]	**				
コントロール変数（省略）						
定数項	10.09145 [0.06058]	***	10.08252 [0.06128]	***	9.98495 [0.07214]	***
観測数	6648		6648		6036	
決定係数（within）	0.7566		0.7525		0.7540	

注）***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

4.　地域住民等による公共施設管理の効果に関する実証分析

4.1.　実証分析の対象施設

集会所・コミュニティセンターは全国に多数あるが、エリアマネジメント活動として国土交通省によるアンケート調査に回答されたものはごく一部に過ぎない。このため、指定管理者制度を導入している集会所・コミュニティセンターのうち、一定の要件を満たす全てのものを分析対象とすることで、典型的なエリアマネジメント活動である地域住民等による公共施設管理の改善方策について検討する。

4.2.　推計モデル

神奈川県内の集会所・コミュニティセンターで 2006 年 4 月時点において指定管理者制度により管理されているもののうち、延床面積 1,000 ㎡未満などの要件を満たす計 111 施設を対象とする。

指定管理者制度導入から一定期間経過後に効果が見られる可能性も踏まえ、2007～2010 年の 4 年間の公示価格を分析対象とした。

$$\ln LP = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} Org_j + \beta_2 Pub + \sum_k \beta_{3k} X_k + \delta + \varepsilon$$

LP ：住宅地の地価

Org_j ：管理団体の種別（3 種類または 5 種類）

Pub ：管理団体選定時における公募の有無

X_k ：コントロール変数

団体種別に着目したモデル、公募の有無に着目したモデル、団体種別と公募の有無を組み合わせたモデルの 3 つのモデルで分析を行った。

4.3.　推定結果および考察

推計結果を表 4 に示す。

団体種別に着目したモデルの推計結果から、株式会社、NPO、法人格のない任意団体が集会施設の管理をすることで、地価が引き上げられる傾向が見られた。株式会社、NPO、任意団体が集会施設を効率的・効果的に管理することで住民の利便性が向上していると考えられる。

指定管理者制度導入前の管理委託先を確認したところ、指定管理者が自治会・町内会の施設では、全て指定管理者と同一の自治会・町内会が従前の管理者となっていた。これに対して、指定管理者が株式会社、NPO の施設では、全て指定管理者と異なる団体が従前の管理者であった。このことから、自治会・町内会が管理する集会施設では、指定管理者制度導入後も従

前の管理方法を大きく変更していないのに対し、株式会社やNPOは地域のニーズに合わせて従前の管理内容や方法を適宜見直し、効率的・効果的な管理を行っていることが考えられる。

また、今回分析対象とした施設では、地域内で活動するNPO等のうち公募で選定されたものについて特に高い効果が見られた。地域内で活動するNPO等が地域のニーズに即した維持管理を行うことで、住民の利便性が向上していることが示唆される。

表 4　集会施設の管理に関する推定結果

推計モデル	(1) 団体種別モデル		(2) 公募有無モデル		(3) 団体種別・公募有無モデル	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
株式会社ダミー	0.22514 [0.06756]	***				
NPOダミー	0.17264 [0.06452]	***				
任意団体ダミー	0.16450 [0.03461]	***				
公募ダミー			0.04410 [0.02353]	*		
株式会社（公募）ダミー					0.18994 [0.06685]	***
広域で活動するNPO等（公募）ダミー					0.14188 [0.04202]	***
地域内で活動するNPO等(公募)ダミー					0.38807 [0.05976]	***
地域内で活動するNPO等（非公募）ダミー					0.12450 [0.03369]	***
自治会・町内会（公募）ダミー					−0.10100 [0.08144]	
コントロール変数（省略）						
定数項	12.66130 [0.13885]	***	12.94664 [0.11768]	***	12.71772 [0.13616]	***
観測数	1397		1397		1397	
決定係数(within)	0.7017		0.7001		0.7014	

注）***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

公募の有無に着目したモデルの推計結果から、公募によって選定された団体が集会施設の管理をすることで、地価が引き上げられる傾向が見られた。また、管理団体の種別と公募の有無を組み合わせたモデルの推計結果から、公募によって選定された株式会社、広域で活動するNPO法人等、地域内で活動するNPO法人等が管理をすることで、地価が引き上げられる傾向が見られた。地域内で活動するNPO法人等が公募によらずに選定された場合にも地価が引き上げられる傾向にあるものの、公募による場合と比べると効果は相当程度小さくなる傾向が見られた。公募が効率的・効果的な管理を行う団体の選定に重要な役割を果たしていると言える。

管理団体が公募により選定される場合、事業の安定性などのほか、効率性や質の高い事業を行うための工夫についても選定時の評価の対象になっていることが多いことから、公募に応募してきた団体の中で、より効率的・効果的な管理を行う団体が選定されていると考えられる。

5.　まとめと政策提言

本稿では、これまでに実施されたエリアマネジメントの効果について実証分析を行うとともに、典型的なエリアマネジメント活動である集会施設の管理について、管理団体の種別や選定方法に着目した実証分析を行った。

エリアマネジメントの効果に関する実証分析の結果から、これまでに実施されたエリアマネジメント活動のうち、一部の取組については十分な効果を上げておらず、地域の価値を高めることに寄与していないことが示された。公的主体として政策を立案・推進していく場合には、施策の効果の有無や大小について見極めることが重要であり、効果が十分でないものについては取組内容や公的主体の関与について見直し等を行っていくことが必要である。

また、エリアマネジメント活動のうち、一部のものについては公的助成が行われているが、資源配分の効率性の観点から公的主体による市場介入が正当化されるのは、いわゆる「市場の失敗」がある場合に限られる（福井（2007））ことに留意すべきである。エリアマネジメント活動の場合には、活動の実施主体以外に外部便益が及ぶ場合に、その外部便益の範囲内でのみ公的助成が正当化されるため、費用便益分析などの手法を用いて外部便益とコストを比較した上で、施策を実施していくことが必要である。

集会施設の管理団体の種別、選定方法に着目した分析では、公募により選定された団体が効率的・効果的な管理を行っていることが示された。これまでに実施されているエリアマネジメントでは、集会施設の管理を公募によらずに自治会やNPO等に委ねている例が多いが、管理団体を公募により選定することでエリアマネジメントの効果を高めることが可能である。なお、地域内で活動するNPO等は数が限られているため、効率的・効果的な運営を行う団体を選定するためには、公募の際に団体の活動区域などについて限定的な条件をつけないことが重要である。

参考文献

・新たな担い手による地域管理のあり方検討委員会（2007）『新たな担い手による地域管理のあり方について』国土交通省
・国土交通省・土地水資源局（2008）『エリアマネジメント推進マニュアル』
・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

小水力発電普及に際しての水利権に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12613　高橋麻梨子

1. はじめに

再生可能エネルギーの固定価格買取制度が平成２４年７月１日から開始されたことにより，未開発箇所が多く残っている小水力発電が注目を浴びており，各地で設置計画が進んでいる．小水力発電を設置するために，発電水利利用の許可が必要であり，既に他の目的（かんがい用水，水道用水など）で許可を得ている用水を利用する従属発電においても必要とされている．しかし，従属元が慣行水利権である場合，許可水利権の場合と比べ，取引費用がかかり，小水力発電所普及を妨げていると推測される．本研究では，慣行水利権が小水力発電所設置に及ぼしている影響について分析し，水利権制度の考察，現状の発電水利手続について提案する．

2. 小水力発電を取り巻く現状と課題

2-1. 小水力発電の特徴

従属発電の場合は，既設の堰や用水などを活用することができ，新規に発電所を設置するよりも設置コストを安くすることができるため開発が容易である．また，すでに河川から取水を行っている用水等に設置するため，河川の流量や品質に新たな影響を及ぼすことがない．そのため，環境への負担が少なく，河川管理にも影響を及ぼさないといえる．

2-2. 水利権

水利権とは，河川法第 23 条（流水の占有の許可）により定められる権利であり[1]，特定の目的のために，河川の流水を排他・独占的に利用する権利である．水利権は，「許可水利権」「慣行水利権」の２つに分けられる．許可水利権は，河川法の規定により河川管理者の許可を受けた権利である．慣行水利権は，旧河川法施行（明治 29 年）前から特定の人が独占的に使用している慣習を，許可を受けたものとみなした水利権であり，河川法第 87 条（経過措置）を根拠とする．

慣行水利権は，その性質上，様々な問題を抱えている．それは，①水利目的の不明確さ②取水量の不明確さ③期限の設定がないこと④水資源の無駄遣いがあげることができる．①については，かんがい目的の他，飲雑用，防火用などの種々の目的に使用しているため，利用目的の内訳が不明確であること，②については，取水量が不明確のまま権利として承認されていること，③については，許可期限がなく，水利権者の変更，必要水量の増減などの見直しが不可能であること，最後に④については，農業人口の減少と農地の荒廃，宅地化により必要量が減少しているのにも関わらず以前と変わらず取水していることが水資源の無駄遣いになっているという問題である．

2-3. 小水力発電と慣行水利権

発電水利権の許可は，すでに既設の用水等を活用する従属発電の場合も必要となる．それは，流水の占有は，目的ごとに許可されるものとされており，従属元がかんがい用水などで許可されていれば，発電水利となる従属発電は，別に許可を受ける必要があるためである．しかし，従属元が慣行水利権だった場合，取引費用が増大となることがある．発電水利権の申請のために，小水力発電所を設置しようとする者は，従属元である慣行水

[1] 法律には水利権という用語は用いられておらず慣用語

利権の取水量調査を必要とされているが，慣行水利権者は調査に対して，消極的態度に出ることがある．それは，慣行水利権として届出したときより，現在使用する量が減少していたり，そもそも届出をしていないため，調査をすることにより，実際の使用量が明確化されてしまい，その結果占有量が減少することを恐れているためといえる．また，慣行水利権者は，土地改良区や自治区などの組合であることが多く，多数の組合員の同意が必要となり反対者があれば同意に至るまでに時間がかかる．最後に，慣行水利権の権利内容や取水量などが不明であり，発電所設置により損失が生じるとしても，その損失補償の算定が困難である[2]．慣行水利権の場合は，このような取引費用がかかるといえ，許可水利権を従属元とする場合より，小水力発電の普及が妨げられている可能性があることが予測できる．

3. 小水力発電普及と慣行水利権に関する実証分析

3-1. 分析方法とデータ

岐阜県を流れる木曽川水系（木曽川，長良川，揖斐川）の支流ごとにプロビットモデルによる分析を行う．分析に使用するデータは，国土交通省土地・水資源局調査・編集「1/50,000 主要水系調査利水現況図数値データ（木曽川，揖斐川，長良川水系（2001））」，「標高がわかる web 地図（国土地理院）」を使用した．

水力発電所の設置確率と，設置に影響を与えると予測される変数との関係を分析する．

推定式：

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 D_1 + \varepsilon$$

被説明変数（y^*）：小水力発電所の設置の有無，説明変数を，慣行水利権割合(X_1)，土地改良区・組合の水利権者割合(X_2)，河川の水量(X_3)，国管理ダミー(D_1)　とした．

慣行水利権割合は，許可水利権とあわせた全体の水利権を慣行水利権数で割った割合を，土地改良区・組合の水利権者割合は，企業や市町などあわせた全水利権者数を土地改良区，自治区などの組合の水利権者割合で割った割合を，河川の水量は，川幅(m)と標高差(m)を，国管理ダミーは，国直轄区間を１，県指定区間を０とするダミーとした．

表１　基本統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小	最大
小水力発電所の設置の有無	0.1555	0.3665	0	1
慣行水利権割合	0.4838	0.4643	0	1
土地改良区・組合の水利権者割合	0.4788	0.4569	0	1
国管理ダミー	0.1555	0.3665	0	1
河川の水量	12655.9	16700.35	10	69050

3-2. 推定結果

プロビット・モデルの限界効果の推定結果を表２で表した．慣行水利権割合と，河川の水量については有意となり，予測した結果となった．また有意にはならなかったものの，国管理ダミーについては，予測した傾向となった．土地改良区・組合の水利権者割合については有意とならず予測の結果とはならなかった．慣行水利権割合との相関が原因とも考えられる．この結果から，慣行水利権割合が 1%上昇すると，小水力発電所の設置確率が 0.4%低下するといえる．

表２　推定結果（プロビット・モデル）

変数名	限界効果	標準誤差	漸近t-値	
慣行水利権割合	−0.4167	0.4308	−2.01	**
土地改良区・組合の水利権者割合	0.3069	0.3726	1.59	
国管理ダミー	−0.2599	0.0465	−0.57	
河川の水量	0.0000	0.0000	2.36	**
観測数	45			
疑似決定係数	0.4203			

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

4. 考察

実証により，慣行水利権の割合が高い河川は，小水力発電所が設置されにくいことが確認できた．そこで，まず水利権制度全体について考察を行う．

[2] 河川法第 41 条（水利使用の許可に係る損失の補償）

4-1. 水利権制度についての考察

(1) 水利権の必要性

水資源は誰でも無料で河川を自由に消費できることとすれば，皆が十分に水を利用することができなくなるという，トレードオフの関係にある．これはいわゆる「共有地の悲劇」の問題となる．共有資源である以上，その所有権が明確でなければ，過剰使用となり，水資源の枯渇という事態を招く危険性がある．そこで過剰な水の利用を防ぐためには，水利権を定め権利関係を明確にし，その管理が必要となる．

(2) 水利権の管理

それでは，過剰な水の利用を防ぐために管理が必要だとして，まず民間に取引をゆだねることを考えてみる．これについては，コースの定理を適用することができる．コースの定理によれば，利害関係者は当事者で交渉し，誰が当初に権利をもっていたとしても，効率的な解決に到達することができる．しかし，当事者が増え相互の交渉が時間・労力の点で多大な費用が掛かることになった場合は，取引費用が大きいために交渉が成り立たなくなってしまう．その場合は，初期権利配分のまま固定されてしまうことになる．特にかんがい用水の場合は，土地改良区や自治区で水利権を共有しており関係する農民が多数存在することが考えられ，取引費用がかかってしまう．そうすれば，政府等により初期権利配分を設定することには意味があるといえる．

(3) 最適な水利権制度

政府で初期権利配分を設定する方法としては，現行法のように河川管理者の許可制によるものがあるが，現行法の下では，水利権の優先順位は，基本的に権利の成立の順序によることとされており，いわば早い者勝ちの既得権と化しているのが実態となっている．そして，水利権の譲渡は，河川管理者の承認を要し，譲渡の前後において，権利の同一性が確保されていなければならず，水の活用方法が限られてしまう．現行法によれば，水利権の既得権化と譲渡制限の状態に陥っており，水の効率的使用が妨げられている．

このことから，もっとも水の効率的活用を図るためには，競争入札制度を取り入れるのが余剰を最大化すると考える．高値の落札者に権利配分し，使用料を河川管理者が得るようにするものである．また，その後の譲渡などの取引も自由に行い河川管理者はこれを追認する形で許可をする．競争入札をどの程度の期間ごとで行うかについては，さらなる検討が必要となる．短期間で行えば，水の効率的活用を図ることができる一方で，権利関係が不安定になりがちで，水環境を無視した悪質な利用が行われたりする可能性がある．反対に，長期間で行えば，権利関係は安定し水資源の安全な活用が行われる一方で，より活用できる者に権利が移転せず，水の効率的活用を図れない可能性があるため検討が必要である．このように競争入札制度や譲渡自由の規則を取り入れることができれば，許可水利権，慣行水利権を問わず，まず権利が白紙に戻ることにより，現状に寄り添った権利関係の明確化をはかることができ，水の十分な活用ができる者に権利が移転し，水の効率的な活用を促すことができる．また，慣行水利権によって小水力発電の普及が妨げられている状態が解消され，水の効率的活用の幅が広くなることにより，余剰が最大化されることになるだろう．

4-2. 発電水利の手続き面での提案

水利権制度自体の見直しにより，小水力発電所の普及が図られるが，既得権である慣行水利権者の反対により導入化には時間がかかるおそれがある．そこで，当面小水力発電所が設置しやすくす

るために，手続き面による解消をはかる提案を行う．

(1) 発電水利手続きの簡素化

従属発電の場合，河川の流量等に影響を与えるものでないためとして，許可水利権は発電水利権申請手続の簡素化が図られているが[3]，慣行水利権でも簡素化を図るべきである．許可水利権での従属発電での手続が簡素化された理由として，河川流量等の確認を許可水利権が許可された際に既に行っていることがあげられる．しかし，慣行水利権での従属発電であっても，河川の流量や品質に影響を与えていないという実態には変わりなく，また河川に影響を与えないのであれば，河川流量等の確認を行う必要性もそもそもなく，慣行水利権でも同じく手続きを簡素化すべきであると考える．手続きの現状と改善案については次の図１，２のとおりである．

図１

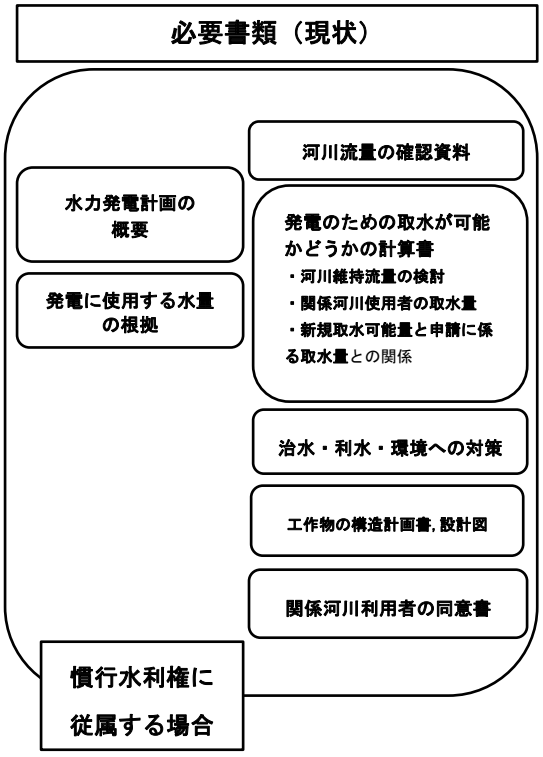
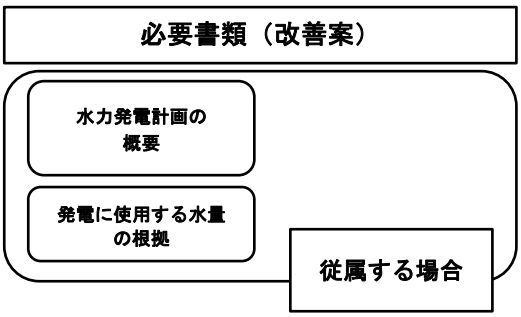


図２



(2) 許可制から登録制へ

現在の許可制度では審査が必要であり，許可を受けるまでに時間がかかる．そこで，より小水力発電所の普及を促進するためには，登録制とすべきである．登録制にすることにより，事後チェックにより適切な水利を行っているか管理することができ，不適切な利用を行った場合は，登録を取り消すことができる．河川法第２３条により，水利の許可を受けることが必要とされているが，それは目的ごとに許可されるものと解されており，従属元がかんがい用水などで許可されていれば，発電水利となる従属発電は，別に許可を受ける必要がある．そのため，但書等により，従属発電の場合は登録で可とする旨の河川法の改正が必要となると考えられる．

5. 今後の課題

水利権の競争入札導入にあたっては，周波数オークションについても研究をすすめる必要があると考える．現在，国において，周波数オークション制度の導入が検討されており[4]，手続きの透明化を図り，新規事業者が参入し活性化されることが期待されている．水利権の競争入札制度導入においても，同様の議論が必要であり，小水力発電が注目されている現状からも，様々な角度から議論を交わしていく必要がある．

[3] 平成 17 年 3 月 28 日国土交通省河川局水政課水利調整室長及び河川環境課流水管理室長通知

[4] 総務省「周波数オークションに関する懇談会報告書 2012 年 12 月」

工業系用途地域における住工混在が地価に与える影響に関する研究

～横浜市内の工業系用途地域を事例として～

まちづくりプログラム　MJU12614　田島　剛

1　研究の背景と目的

現在の都市は、商業、業務、工場、住宅、公共施設、公園、道路など様々な機能の適切な配置と集積を前提として、総合的に効率的な土地利用の状態を実現している。これは都市計画法、建築基準法による用途地域制度の運用と自由な経済活動によってもたらされたものであり、高度経済成長期の住宅地の形成や駅周辺等の商業集積、工業地域の形成など、土地利用用途毎の良好な環境の形成に一定の役割を果たしてきた。

しかし、工業に目を向けると、用途地域制度制定時と比較してそのあり様に変化がみられる。1985 年のプラザ合意以降は、工場移転や景気の低迷による廃業等により、大規模な工場跡地が多く発生した。その跡地には住宅や大規模商業施設の立地が多くみられるようになり、現在では住宅と工業との混在が進み、操業環境や住環境をめぐる工業と住民との紛争も報告されている。

紛争の発生にみられるように、工業と住宅とが共存できているとはいい難い状況において、工業と住宅の混在が認められている工業系用途地域における立地規制は効率的な土地利用を導いているといえるのであろうか。

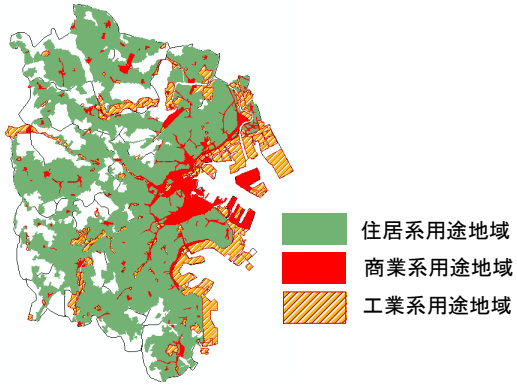
住工混在地に関する既往の研究では、土地利用や規制の変化、住民意識等を工学的視点から分析し、提言や課題提起がなされてきた。一方で住宅との混在の程度が地価与える影響について経済学的な視点から論述した研究は現時点ではあまり見当たらない。

本研究では、一定程度住宅が集積した住工混在地域においては、用途純化を進めることがより効率的な土地利用につながるとの仮説のもと、工業と住宅等の混在が認められている準工業地域と工業地域（以下、工業系用途地域という）における用途混在に着目し、横浜市の工業系用途地域とその周辺地域を対象に、工業と住宅の用途混在の程度が地価に与える影響を明らかにすることで、より効率的な土地利用規制について考察するものである。

2　用途地域制度と工業系用途地域の現状

用途地域制度は都市計画法、建築基準法によりに規定された地域地区の一つであり、用途の混在による環境への影響、つまり外部性を立地規制によってあらかじめコントロールする性格を持つ。工業系用途地域に注目すると、都市計画法第 9 条において「工業の利便性を増進」する地域と定義され、就業地と労働者の職住近接の観点から工業のほか住宅の立地も認められている。しかし、近年工業から住宅等への土地前述の利用転換が進み、その共同住宅に居住する住民のうち工場で就業する者は限りなくゼロに近く、職住近接がもたらす便益は減少してきていると考えられる。工業と住民との紛争が発生している状況は、用途地域制度制定当初の想定とは異なるものであり、当該地域における用途規制が十分に機能していない可能性を示している。このことは、制度自体の欠陥ではなく、時代の変化に応じて規制内容の改正が必要であることを示唆していると考える。

【図1】横浜市用途地域図(横浜市 GIS データより作成)



3　用途の混在が地価に与える影響の分析

工業系用途と住宅との混在の程度が地価に与える影響を明らかにするため、ヘドニックアプローチを用いて下記推計式により OLS 分析を行った。

$$推計式：y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{79} \beta_i X_i + \varepsilon_i$$

3－1　推定に使用するデータ

推定に使用するデータは、公示地価、都道府県調査

地価の GIS データ（国土数値情報ダウンロードサービスより）、横浜市内の用途地域や用途別延床面積データを含む横浜市都市計画課所管の GIS データ（都市計画決定、都市計画基礎調査）から、4 か年分（1992 年、1997 年、2003 年、2008 年）のデータを作成し、分析に用いた。

3－2被説明変数と説明変数

表 1 に被説明変数と説明変数の概要を示す。

1）被説明変数

公示地価、都道府県調査地価の対数値を採用した。対象の地価ポイントは、4 か年に共通し、かつ横浜市内の工業系用途地域から 1km 以内にある 332 地点（4 か年分合計 1328 地点）について、GIS を用いて抽出した。

2）説明変数

延床面積合計値には、用途、規模による外部性とその影響範囲の違いを考慮し、3 距離帯毎の 6 用途の延床面積の合計値を採用した。住宅率と交差項は、住宅立地割合が各用途に及ぼす影響をみるために採用した。住宅率は各距離帯に立地する住宅の延床面積の合計値を当該距離帯の面積（横浜市の道路率 11.8%を考慮、出典：横浜市道路局 HP）で除した百分率で、交差項は距離帯毎、用途毎の延床面積合計値と当該距離帯の住宅率の積とした。その他、地価ポイント毎の特性を考慮するため表 1 に示す説明変数を採用した。

【表 1】被説明変数と説明変数の概要

変数名		説明
y	被説明変数	公示地価、都道府県調査地価の対数値
$X_{1\sim18}$	延床面積合計値 （単位：100㎡）	用途毎、距離帯毎の延床面積合計値 【用途6種類】 ①300㎡未満小工場②300㎡以上大工場 ③研究施設④危険物保管庫・処理施設 ⑤物流施設⑥1000㎡以上商業施設 【地価ポイントからの距離帯3種類】 ①半径50m以内②半径50m～100m ③半径100m～150m
$X_{19\sim21}$	住宅率 （単位：%）	（住宅の延床面積合計値） /（距離帯の面積*0.882）*100
$X_{22\sim39}$	交差項	（延床面積合計値$X_{1\sim18}$）*（住宅率$X_{19\sim21}$）
X_{40}	ln地積	地積の対数値
X_{41}	ln容積率	容積率の対数値
X_{42}	ln建蔽率	建蔽率の対数値
$X_{43\sim45}$	距離 （単位：km）	地価ポイントから最寄駅、東京駅、工業系用途地域までの距離
$X_{46\sim48}$	年次ダミー	1992年、1997年、2003年
$X_{49\sim65}$	行政区ダミー	横浜市の18行政区
$X_{66\sim68}$	用途地域ダミー	住宅系用途地域、商業系用途地域、工業系用途地域
$X_{69\sim70}$	防火指定ダミー	防火地域、準防火地域
X_{71}	水道ダミー	水道の有無
X_{72}	ガスダミー	ガスの有無
X_{73}	下水道ダミー	下水道の有無
$X_{74\sim76}$	河川ダミー	距離帯毎の一級、二級河川の有無
$X_{77\sim79}$	幹線道路ダミー	距離帯毎の幅員12m以上の道路の有無

3－5　推計結果

表 2 に推計結果を示す。

【表 2】推計結果（抜粋）

被説明変数		ln地価			
説明変数			係数		標準誤差
小工場	延床面積合計値	150m～100m	−0.00213		0.00692
		100m～50m	0.01836	**	0.00755
		50m～0m	0.03039	**	0.01427
	交差項	150m～100m	−0.00015	*	0.00009
		100m～50m	−0.00025	**	0.00010
		50m～0m	−0.00051	**	0.00022
大工場	延床面積合計値	150m～100m	−0.00002		0.00051
		100m～50m	−0.00053		0.00077
		50m～0m	−0.00347		0.00213
	交差項	150m～100m	0.00000		0.00000
		100m～50m	0.00002		0.00001
		50m～0m	0.00000		0.00005
研究施設	延床面積合計値	150m～100m	−0.02003		0.02178
		100m～50m	0.00763		0.02293
		50m～0m	−0.28760		0.24481
	交差項	150m～100m	0.00040		0.00043
		100m～50m	−0.00023		0.00048
		50m～0m	0.00465		0.00490
物流施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00060		0.00124
		100m～50m	−0.00598	***	0.00151
		50m～0m	−0.01696	***	0.00324
	交差項	150m～100m	−0.00001		0.00001
		100m～50m	0.00007	**	0.00003
		50m～0m	0.00023	***	0.00007
処理施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00121		0.00426
		100m～50m	0.00486	*	0.00287
		50m～0m	0.01010	***	0.00294
	交差項	150m～100m	−0.00009		0.00006
		100m～50m	−0.00007	**	0.00003
		50m～0m	−0.00054	***	0.00018
商業施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00060	***	0.00010
		100m～50m	0.00025	***	0.00008
		50m～0m	0.00011		0.00020
	交差項	150m～100m	0.00000	**	0.00000
		100m～50m	0.00000	***	0.00000
		50m～0m	0.00000	***	0.00000
住宅率		150m～100m	−0.00076	**	0.00031
		100m～50m	−0.00129	***	0.00030
		50m～0m	−0.00058	***	0.00018
距離			（省略）		
ダミー変数			（省略）		
定数項			12.54272	***	0.37585
観測数			1328		
自由度調整済み決定係数			0.8677		

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

1）延床面積合計値の係数

住宅率が 0%の地域で、ある用途の延床面積が 100 ㎡増加した場合の地価への影響を示す。係数が-0.00213 である場合は、地価が約 0.213%下落することを示す。

2）交差項の係数

住宅率が延床面積合計値の係数に与える影響を示す。交差項の係数をα、延床面積合計値の係数をβ、住宅率をA%とすると、住宅率A%の地域で、ある用途が100㎡立地した場合の地価への影響γは、$\gamma = \beta + \alpha * A(\%)$で示される。

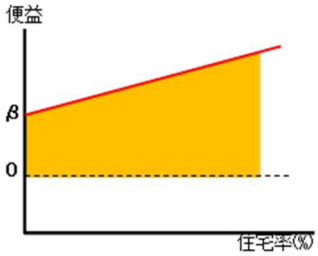
4 結果の考察

推計結果から、延床面積の合計値の係数βと交差項の係数αの符号に注目し、以下の４タイプに分類し考察した。なお、表３～６中の***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

4－1 分類タイプ① β＞0、α＞0

ある用途の延床面積が 100 ㎡増加する場合の地価への影響を便益と捉え縦軸にとり、住宅率を横軸にとる。タイプ①は図２に示す通り、βを切片とする右肩上がりの線形で表され、住宅率に関わらず常に便益は正になる。

【図2】タイプ①の便益と住宅率の関係



該当する用途は、表３のとおりである。商業施設の立地は地価を上昇させ、住宅率が高い地域ほどその効果は大きいことを示している。住宅と商業が近接すると、住宅にとっては利便性が向上し、商業施設にとっては集客や売り上げの増加が見込めるため、互いに地価を引き上げる関係になっているものと推測され、当該距離帯における商業施設は、住宅と混在しても良い用途であるといえる。

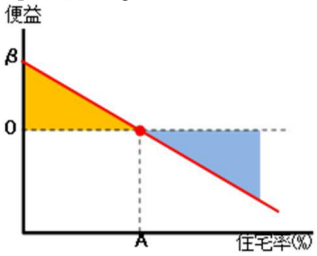
【表3】タイプ①に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率A
商業	100～50m	0.00025***	0.0000004***	-
商業	50～0m	0.00011	0.0000008***	-

4－2 分類タイプ② β＞0、α＜0

タイプ②は図３に示すとおり、住宅率がA%以上の地域に立地した場合に便益が負になる用途であることを示しており、住宅との混在で便益が低下する用途であるといえる。一般的に外部不経済の発生が予想される工業系用途の係数βの符号が正である要因については、工場が集積することで、材料や部品等の運搬にかかる時間的、金銭的コストが低下し生産活動が効率的になること（集積の経済）や、住宅と隣接する確率が減少するため、騒音や振動等が住宅に与える負の外部性への対策コストが低くなること等の可能性が挙げられる。また、便益の正負の転換点である住宅率 A%の値については、小工場の 72.0%、59.8%、施設処理の 50m~0m の 71.4%などからは、概ね住宅率が 60%～70%を超えると、前述の集積の利益が用途の混在による負の外部性を下回り、地価を引き下げることが明らかとなった。

【図3】タイプ②の便益と住宅率の関係



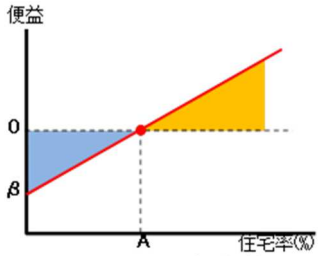
【表4】タイプ②に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率A
小工場	100～50m	0.01836**	-0.00025**	72.00%
小工場	50～0m	0.03039**	-0.00051**	59.80%
処理	100～50m	0.00486*	-0.00007**	18.80%
処理	50～0m	0.01010***	-0.00054***	71.40%
商業	50～0m	0.00060***	-0.000001**	506.01%

4－3 分類タイプ③ β＜0、α＞0

タイプ③は、右図に示すとおり、住宅率 A%を境に便益が正になる用途である。これには表５に示す物流施設が該当する。物流施設のβが負の値である（表５参照）要因については、運搬行為によって騒音・振動の発生や、周辺の交通環境に対する負荷を生じさせる等の外部不経済の発生による可能性が考えられる。住宅率の上昇に従い、地価に与える便益が増加し、概ね住宅率が 74%を超えると便益が正に転換することについては（表５参照）、物流施設と住宅とが互いに地価を引き上げる関係にあるのではなく、物流施設は立地に際し広大な敷地を必要とする場合が多く、住宅と比して土地の単価が下がりやすく、結果土地の付け値は住宅の方が物流施設よりも高い傾向にあるため、住宅が一定程度集積すると、住宅として土地利用することが地価に与える便益が、倉庫、物流施設として土地利用することによる負の便益を上回ることによるものと推測される。よって、タイプ③に該当する用途については、住宅との混在により便益が下がる用途であるといえる。

【図4】タイプ③の便益と住宅率の関係



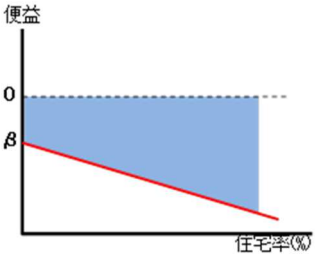
【表5】タイプ③に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率A
物流	100～50m	-0.00598***	0.00007**	81.90%
物流	50～0m	-0.0169***	0.00023***	74.50%

4－4 分類タイプ④ β＜0、α＜0

このタイプは図５のとおり、便益は常に負となり、住宅率の上昇に伴い更に便益が減少していく。これに該当する用途は、住宅との混在が好ましくない用途であるといえる。このタイプには表８に示す、150m~100m に立地する小工場が該当するが、当該用途の他の距離帯はタイプ②に該当する。同じ用途でありながら、距離帯によって結果が異なった要因については、当該βの有意性を判断する P 値が 0.758 と非常に大きく信頼性に欠ける数値であることが考えられる。よって、小工場の 150m~100m の距離帯における小工場の立地については、β、αの符号上はタイプ④に分類されるが、その信頼性は低く、実態的には他のタイプに分類される可能性が高い。

【図5】タイプ④の便益と住宅率の関係



【表6】タイプ④に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率A
小工場	150～100m	-0.00213	-0.00015*	-

4－5 まとめ

商業施設と住宅との混在は地価を上昇させる効果がある一方で、工業系用途と住宅との混在については、住宅との混在が地価を下落させる効果があることが明らかとなった。加えて、工業系用途の集積の利益は存在するが、住宅率が 60%を超えた場合にはその集積の利益は混在による外部不経済で相殺され、地価を下落させる可能性があることが明らかとなった。また、推計式に各データの平均値を入力したところ、工業系用途地域から 1km 以内の地域における現在の用途混在の状況（住宅率の平均値は約 66%であった）は、平均的に地価を 2~5%引き下げるという結果が得られた。有意でない推計値も含まれているためこの結果は信頼性に欠けるが、現状の工業系用途地域における用途に関する立地規制内容が必ずしも効率的な土地利用を実現していない可能性があることを示唆しているといえる。

5 提言

現状の工業系用途地域における用途の混在は、地価を下落させる可能性があること、効率的な土地利用規制となっていない可能性があることを示したが、今後の工業系用途地域のより効率的な土地利用の方策として、用途純化を主眼とした規制変更の検討を提言する。 職住近接を想定した工業系用途地域の用途規制は、現状その想定と異なること、また紛争発生の現状を考えると、住工混在が進む状態を放置することは長期的に外部不経済を発生させるとともに、地方自治体にとっては工業系企業からの税収等を失うことになり、経済的に効率的な状態とは言い難い。よって、住宅率が 60%に達しているなど、ある程度住宅地化した工業系用途地域においては、現状の効率性について前述の分析手法等を用いて評価し、非効率的な状況であった場合には、既に住宅地化した地域については住居系用途地域への規制変更を検討することが望ましい。また、住宅率が低い地域においては、効率的な工業系土地利用が実現できる環境整備として、住宅の立地を制限する等の規制変更を検討する必要があると考える。工業と住宅の混在が公益上必要な場合には、混在による外部不経済を十分に検証の上、建築基準法第 48 条に規定される許可制度の活用が考えられる。用途地域制度はこれまで有効に機能してきたが、工業系用途地域に限らずその規制の効果を改めて評価し、見直す時期に来ていると考えられる。今後は社会情勢の変化を的確にとらえ、規制内容を適宜変更することで効率性を保っていく必要があるといえる。

参考文献

・清水陽子、中山徹(2005)「尼崎市における混在地への用途地域変更の効果について」『日本建築学会大会学術講演梗概集』
・清水陽子、中山徹(2005)「混在地における用途地域変更の効果について―兵庫県尼崎市を事例として―」『平成 17 年度日本建築学会近畿支部研究報告集』
・清水陽子、中山徹（2007）「住工混在地における用途地域変更と土地利用用途の変化について」『日本家政学会誌 vol. 58 No. 413~423』
・清水陽子、中山徹（2007）「住工混在地の事業者と工場跡地に建てられた住宅に住む住民の意識と、住工共存のまちづくりに関する研究」『日本建築学会計画系論文集第 612 号、71-78』
・安田孝(1983)「大阪市都心周辺部の工場転出跡地におけるマンション立地について―大阪都市圏における民間分譲マンションに関する研究（Ⅱ）―」『日本建築学会論文報告集第 323 号』
・神吉紀世子、小原宏勝、三宅雅美、東樋口護（1999）「都市型公害地域における住工混在空間の変化と環境改善課題に関する研究」『日本建築学会計画系論文集』
・神吉紀世子、山崎晋一、安枝英俊、高田光雄(2010)「工業用途減少地域における中高層共同住宅供給に関する研究―大阪市西淀川区を対象とした統計分析と民間事業者へのヒアリングを通じて―」『日本建築学会大会学術講演梗概集』
・岡崎ゆう子、松浦克己(2000)「社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニックアプローチ:横浜市におけるパネル分析」『会計検査研究 No. 22』
・中出文平（1982）「大田区住工混在地域における生産環境の変容と新たなる混在の進行に関する考察」『都市計画別冊 17』
・中出文平（1983）「東京都区部の住工混在地域における居住・生産環境の変容の考察」『日本都市計画学会学術研究論文集 No. 18』
・横浜市ホームページ

自転車による事故抑制のための携帯電話及びヘッドホンの使用禁止に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12615　田中 健太郎

1. はじめに

近年、自転車関連事故は減少傾向であるにもかかわらず、自転車対歩行者の事故については、発生件数が横ばいであるため、自転車関連事故に占める割合が高くなっている。こうした背景から、各都道府県公安委員会が定める道路交通規則などにおいて、その原因の一つと考えられている携帯電話やヘッドホンの使用を独自に禁止している都道府県がある。この禁止は、「負の外部性」を解消することにより、自転車事故件数を減少させるものであるという理論分析を行い、その仮説を実証するため、都道府県パネルデータを用いて、この施策が自転車事故件数に与える影響について分析を行った。

2. 自転車交通事故の状況及び自転車交通事故に対する国及び各都道府県の対応

交通事故全体の概況については、昭和 30 年代以降、交通事故死傷者数が増加の一途をたどり、昭和 45 年にピークに達し、その後、死者数は大きく減少したが、昭和 55 年頃より再び増加に転じ、平成 5 年以降、現在まで減少を続けている。

交通事故の発生件数については、平成 16 年まで伸び続け、その後は着実に減少している。

自転車関連事故については、相手方が歩行者である事故は、平成 20 年にピークに達し、現在まで横ばいである。また、法令違反は自転車側に多く見られるという統計結果がある。主な交通違反としては、「交差点安全進行」、「動静不注視」、「安全不確認」の 3 つが多いが、15 歳以下に限ってみると、「一時不停止」の割合も高い。

こうした自転車事故の背景から、国は交通マナーなどを定めた「交通の方法に関する教則」を平成 20 年 4 月に改正し、携帯電話、ヘッドホンの使用に対する注意を呼びかけた。そして、各都道府県の公安委員会では、この「交通の方法に関する教則」改正を受けて、道路交通規則等を改正し、携帯電話やヘッドホンの使用を独自に禁止している。ただし、すべての都道府県において禁止が定められているわけではなく、その改正時期もまちまちである。

3. 携帯電話・ヘッドホンの使用禁止が自転車事故に与える効果に関する理論分析

自転車は手軽に近場を移動できる交通手段としてその便益は高いが、その一方で、自転車に乗ることの危険性が高まると便益は減少するものと考えられるため、自転車乗用の限界便益は、右下がりの直線として描くことができる。一方、自転車運転には、自転車の購入費用や維持費用がかかり、自転車運転中には運転の注意が必要となる。また、自転車乗用中の危険性が高まると、運転により注意を向けるため、自転車乗用の限界費用は、右上がりの直線として描くことができる。そして、自転車に乗りながら、携帯電話やヘッドホンを使用することは、自転車乗用者に必要とされる注意力を減少させ、自転車乗用者が本来支払うべき限界費用と比べると私的限界費用は低いものとなっている。社会的に望ましい社会的限界費用よりも、自転車乗用者が実際に支払う私的限界費用が低くなっており、本来社会的に許容される危険性と実際の危険性との間にかい離が生じているため、負の外部性が生じている。この社会的限界費用と私的限界費用の差を埋め、自転車乗用中の危険性を社会的に望ましいレベルにするために、政府は携帯電話やヘッドホンの禁止を行っている

と考えることができる。

4. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」に対する携帯電話及びヘッドホン禁止の効果に関する実証分析

4.1 推定の方法

過去 10 年間（平成 14 年から平成 23 年）で、自転車が第一当事者･第二当事者となった交通事故のデータについて都道府県別のパネルデータを作成し、実証分析を行う。その際、各都道府県の自転車施策として､携帯電話の禁止とヘッドホンの禁止について､ダミー変数としてセットする。

4.2 データの説明

(1) 被説明変数

被説明変数には､各都道府県で発生した自転車の交通事故件数（第一当事者）と交通事故件数（第二当事者）を用いた。

(2) 説明変数

説明変数には､交通事故に影響があると考える要因として都道府県の特性を表すと考えられる、人口比率（年少、生産年齢、老年)、 前年対前前年事故件数比、自転車台数、整備自転車比率、日照時間、道路部面積（一般国道、都道府県道、市町村道)、車両台数（モデル３、モデル 4 でのみ使用)、携帯電話契約数、警察官職員数を用いた。

4.3 施策効果を捉えるモデル

(1) 第一当事者事故に対する効果を捉えるモデル

第一当事者事故件数に施策が与えた影響を推定するため、モデル 1 では自転車施策全体の効果を見て、モデル 2 では携帯電話禁止及びヘッドホン禁止の施策効果を見ることとした。

◎モデル 1

$$
\begin{aligned}
\text{自転車事故件数}_{it} = {} & \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{年少人口比率}_{it} \\
& + \beta_2 \cdot \text{生産年齢人口比率}_{it} + \beta_3 \cdot \text{老年人口比率}_{it} \\
& + \beta_4 \cdot \text{前年対前前年事故件数比}_{it} + \beta_5 \cdot \ln(\text{自転車台数})_{it} \\
& + \beta_6 \cdot \text{整備自転車比率}_{it} + \beta_7 \cdot \text{日照時間}_{it} \\
& + \beta_8 \cdot \ln(\text{一般国道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_9 \cdot \ln(\text{都道府県道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{10} \cdot \ln(\text{市町村道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{11} \cdot \ln(\text{携帯電話契約数})_{it} + \beta_{12} \cdot \ln(\text{警察官職員数})_{it} \\
& + \beta_{13} \cdot \text{自転車施策ダミー}_{it} + \beta_{14} \cdot \text{自転車施策経過年数}_{it} \\
& + \beta_{15} \sim \beta_{23} \cdot \text{2003 年~2011 年のダミー変数} \\
& + \beta_{24} \sim \beta_{69} \cdot \text{都道府県ダミー変数} + u_{it}
\end{aligned}
$$

◎モデル 2

$$
\begin{aligned}
\text{自転車事故件数}_{it} = {} & \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{年少人口比率}_{it} \\
& + \beta_2 \cdot \text{生産年齢人口比率}_{it} + \beta_3 \cdot \text{老年人口比率}_{it} \\
& + \beta_4 \cdot \text{前年対前前年事故件数比}_{it} + \beta_5 \cdot \ln(\text{自転車台数})_{it} \\
& + \beta_6 \cdot \text{整備自転車比率}_{it} + \beta_7 \cdot \text{日照時間}_{it} \\
& + \beta_8 \cdot \ln(\text{一般国道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_9 \cdot \ln(\text{都道府県道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{10} \cdot \ln(\text{市町村道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{11} \cdot \ln(\text{携帯電話契約数})_{it} \\
& + \beta_{12} \cdot \ln(\text{警察官職員数})_{it} + \beta_{13} \cdot \text{携帯電話禁止ダミー}_{it} \\
& + \beta_{14} \cdot \text{携帯電話禁止経過年数}_{it} \\
& + \beta_{15} \cdot \text{ヘッドフォン禁止ダミー}_{it} \\
& + \beta_{16} \cdot \text{ヘッドフォン禁止経過年数}_{it} \\
& + \beta_{17} \sim \beta_{25} \cdot \text{2003 年~2011 年のダミー変数} \\
& + \beta_{26} \sim \beta_{71} \cdot \text{各都道府県のダミー変数} + u_{it}
\end{aligned}
$$

(2) 第二当事者に対する効果を捉えるモデル

第二当事者事故件数に施策が与えた影響を推定するため、モデル 3 では自転車施策全体の効果を見て、モデル 4 では携帯電話禁止及びヘッドホン禁止の効果を見ることとした。

◎モデル 3

$$
\begin{aligned}
\text{自転車事故件数}_{it} = {} & \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{年少人口比率}_{it} \\
& + \beta_2 \cdot \text{生産年齢人口比率}_{it} + \beta_3 \cdot \text{老年人口比率}_{it} \\
& + \beta_4 \cdot \text{前年対前前年事故件数比}_{it} + \beta_5 \cdot \ln(\text{自転車台数})_{it} \\
& + \beta_6 \cdot \text{整備自転車比率}_{it} + \beta_7 \cdot \text{日照時間}_{it} \\
& + \beta_8 \cdot \ln(\text{一般国道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_9 \cdot \ln(\text{都道府県道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{10} \cdot \ln(\text{市町村道\_道路部面積})_{it} + \beta_{11} \cdot \ln(\text{車両台数})_{it} \\
& + \beta_{12} \cdot \ln(\text{携帯電話契約数})_{it} + \beta_{13} \cdot \ln(\text{警察官職員数})_{it} \\
& + \beta_{14} \cdot \text{自転車施策ダミー}_{it} \\
& + \beta_{15} \cdot \text{自転車施策経過年数}_{it} \\
& + \beta_{16} \sim \beta_{24} \cdot \text{2003 年~2011 年のダミー変数} \\
& + \beta_{25} \sim \beta_{70} \cdot \text{各都道府県のダミー変数} + u_{it}
\end{aligned}
$$

◎モデル 4

$$
\begin{aligned}
\text{自転車事故件数}_{it} = {} & \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{年少人口比率}_{it} \\
& + \beta_2 \cdot \text{生産年齢人口比率}_{it} + \beta_3 \cdot \text{老年人口比率}_{it} \\
& + \beta_4 \cdot \text{前年対前前年事故件数比}_{it} + \beta_5 \cdot \ln(\text{自転車台数})_{it} \\
& + \beta_6 \cdot \text{整備自転車比率}_{it} + \beta_7 \cdot \text{日照時間}_{it} \\
& + \beta_8 \cdot \ln(\text{一般国道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_9 \cdot \ln(\text{都道府県道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{10} \cdot \ln(\text{市町村道\_道路部面積})_{it} \\
& + \beta_{11} \cdot \ln(\text{車両台数})_{it} + \beta_{12} \cdot \ln(\text{携帯電話契約数})_{it} \\
& + \beta_{13} \cdot \ln(\text{警察官職員数})_{it} + \beta_{14} \cdot \text{携帯電話禁止ダミー}_{it}
\end{aligned}
$$

$+\beta_{15}$・携帯電話禁止経過年数$_{it}$
$+\beta_{16}$・ヘッドフォン禁止ダミー$_{it}$
$+\beta_{17}$・ヘッドフォン禁止経過年数$_{it}$
$+\beta_{18}$~β_{26}・2003 年~2011 年のダミー変数
$+\beta_{27}$~β_{72}・各都道府県のダミー変数$+u_{it}$

5. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」の効果に関する実証分析の推定結果

(1) 第一当事者事故の推定結果

モデル 1 では、自転車施策ダミーは、1%水準で有意にマイナスとなった一方で、自転車施策経過年数の係数は統計的に有意ではないもののプラスとなった。モデル 2 では、携帯電話については禁止ダミーがプラス、禁止経過年数がマイナスとなっているが、どちらも統計的に有意ではない。ヘッドホンについては、禁止ダミーが 1%水準で有意にマイナスとなった一方で、経過年数は統計的には有意ではなくマイナスとなった。

(2) 第二当事者事故の推定結果

モデル 3 では、自転車施策ダミーは、1%水準で有意にマイナスとなった一方で、自転車施策経過年数の係数は 1%水準で有意にプラスとなった。モデル 4 では、携帯電話については禁止ダミーがプラス、禁止経過年数はマイナスとなったが、どちらも統計的に有意ではない。ヘッドホンについては、禁止ダミーが 1%水準で有意にマイナスとなった一方で、経過年数は 5%水準で有意にプラスとなった。

6. 考察

(1) 第一当事者事故への効果

携帯電話禁止による事故削減効果は確認できなかったが、ヘッドホン禁止の導入は効果があることが確認できた。その理由としては、携帯電話に先行してヘッドホン禁止を行っている自治体があり、ヘッドホン禁止実施期間が携帯電話禁止の実施期間よりも長いことが影響していると考えられる。その一方で、ヘッドホン禁止施策経過年数の事故削減効果については、確認することができなかった。これは、禁止規則に基づいた取り締まり強化を行っておらず、自転車乗用者が安全運転を行うディスインセンティブとなっていないためと考えられる。

その他、整備自転車比率については、5%水準でマイナスとなったが、これには、自転車の整備によって、ブレーキやランプなどの故障が解消され、事故抑制につながった可能性と、そもそも自転車整備を行う者はリスク回避傾向が強く、元々自転車の安全運転を心掛けている可能性の 2 点が考えられる。

市町村道_道路部面積については、1%水準でプラスとなった。一般国道や都道府県道と比べると、市町村道の交通量は少なく道幅は狭いと考えられ、そのため、信号のない場所の横断、信号や一時停止確認の無視などが行われ、安全に対する注意を怠りがちであると考えられる。

(2) 第二当事者事故への効果

携帯電話禁止の事故削減効果は確認できなかったが、ヘッドホンの禁止についての規則導入は効果があることが確認できた。第一当事者事故同様、ヘッドホン禁止実施期間が携帯電話禁止の実施期間よりも長いことが影響していると考えられる。その一方で、ヘッドホン禁止施策経過年数の事故削減効果については、プラスに有意となった。第一当事者事故同様、禁止規則に基づいた取り締まり強化を行っておらず、自転車乗用者が安全運転を行うディスインセンティブとなっていないためと考えられる。

その他、整備自転車比率については、1%水準でマイナスとなったが、これには、自転車の整備によってブレーキやランプなどの故障が解消され、事故抑制につながった可能性と、そもそも自転車整備を行う者はリスク回避傾向が強く、元々自転車の安全運転を心掛けている

可能性の２点が考えられる。

都道府県道_道路部面積については、5%水準でマイナスとなったが、考えられる理由としては、市町村道と比べると、道幅は広くなり通行しやすくなるとともに、国道と比べると交通量が少なく、ある程度の注意を払う必要はあるものの、自転車が安全に通行しやすい環境であるためと考えられる。

7. まとめ

今回の実証分析では、携帯電話禁止に係る効果を確認することはできなかったが、携帯電話の使われ方の多様化を考慮するなら、今後の自転車事故の変化について、改めて携帯電話禁止の効果を分析する必要があると考える。

ヘッドホン禁止に関しては、実証分析においてその効果を確認することができた。ただし、第一当事者についてはヘッドホン禁止経過年数に有意な効果があることは確認することができず、第二当事者についてはヘッドホン禁止経過年数が有意にプラスとなった。ヘッドホンの禁止規則を導入するものの、禁止規則に基づいて取り締まりを行っている事例は少ない。仮にヘッドホン禁止の規制を行うならば、その効果を維持するために、継続的なしっかりとした取り締まりを行い、必要があれば罰則の適用を行う必要があるものと考える。ただし、継続的な取り締まりに係る経費も無視できない要因である。警察が行うその他の業務との費用対効果を検討するなど、禁止規則の導入は慎重に行うべきと考える。

また、自転車事故の分析を行う中で、事故の要因（事故の被害者となったり事故の加害者となった自転車が、携帯電話やヘッドホンを使用していたかどうかに関する情報）について入手できないという壁に突き当たった。このため、各都道府県の交通規則での携帯電話やヘッドホンの禁止によって、事故が減少したかどうかの詳細な分析が行えなかった。自転車に対する社会的な反応を鑑みるに、今後、法律により自転車運転時の携帯電話やヘッドホンを禁止すべきという議論が出てくることも考えられるが、その際に携帯電話やヘッドホン使用に起因する事故を詳細に分析するためには、これらの要因別の分析を行う必要がある。そして、費用便益を十分に考慮したうえで、施策実施の判断を行うべきである。

その他、第一当事者、第二当事者ともに事故に対してマイナスの効果があった自転車整備率については、自転車整備により自転車の故障が改善されて、事故の減少につながっていると仮定するならば、自転車整備を積極的に行う意義はあるものと考える。自動車と異なり、現状では自転車に車検制度はないが、自転車車検制度の創出も考えられるのではないだろうか。ただし、そうした制度のマイナス面も考慮すべきである。具体的には自転車利用者が支払う自転車整備に必要な費用や自転車整備業務が既得権益化するリスクなどであり、こうした費用と便益の十分な検討が必要である。

開発許可制度における提供公園の影響に関する研究

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12616　千代反田　誠

第１章　はじめに

（１）　研究の背景と目的

１．背景

我国ではまちづくりに対する規制として「建築基準法」や「都市計画法」が主要なものとしてあげられる。その目的は都市環境の確保や、高度経済成長期の都市部への人口流入による社会問題を解決するために制定された経緯をもつ、時が経過し法制定時時は有効であった手法が現在も適切であるかは明確でない。

また、その規制数値は明確な根拠をもって定められたものではないため、経済学的に分析し検証を行うことが必要である。

２．目的

本研究では新しく整備される公園が周辺地域へ与える影響について分析を行い、どのような公園が地域に適しているのか分析する。なお、研究対象としては１９９５年以降の都心回帰の傾向と共に、マンション開発や宅地開発が積極的に行われた「川崎市」とした。

公園に関する先行研究においては、①大規模な公園が周辺地域に与える影響、②公園の利用形態、③ポケットパークの近隣地域に与える影響、④総合設計制度などの規制緩和によるオープンスペースの確保の手法に関するものなどがある。

そこで本研究では、これまで取り上げられていない都市計画法の開発行為により整備される公園に着目し分析を行う。この手法により整備される公園は現在多数存在し、地方公共団体が公園取得をする主な手法となっている。

なお、川崎市ではこの制度により取得された公園は２，０００㎡以下の面積が多い点に着目し分析し、適切な整備公園面積を示すことを目的とする。

第２章 公園、開発許可制度

（１）　公園

１．公園の種類

我が国では公園はいくつかに分類されているが、今回研究対象とする公園は開発行為により整備されることの多い「街区公園」を意識したものとなっている。公園種別及び公園の機能を示す。

公園種別	内　容
街区公園	最も数が多く市民生活に身近な公園であり、利用者が徒歩にていける範囲の半径２５０ｍの範囲に広場や遊具などを備えている、整備面積は２，５００㎡を標準とし以前は「児童公園」と呼ばれていた。
近隣公園	街区公園の機能に加え、運動ができる広場や、樹林地・野原などを備えた公園である。計画誘致距離５００ｍの範囲内に２０，０００㎡の整備面積を標準とする公園。
地区公園	街区公園、近隣公園よりもさらに大きな公園が地区公園であり、半径１ｋｍの徒歩圏内に人々が利用する、４０，０００㎡を標準とする公園。その広さの特徴を活かし、地域の方々がスポーツを楽しむことができる施設の設置や自然環境を保全するなど、地域の特徴を活かした公園。

公園機能	内　容
周辺環境の改善	公園には緑が設けられるため、都市生活を行う人々に潤いを与える役目や、周辺の景観を向上させる機能も有している。
防災機能	地震発生時の周辺住民の避難場所としての機能や、火災時の炎症防火機能、集中豪雨時などの貯水機能などを有している公園も存在する。
地域交流	さまざまな世代の方が散歩や休息などを行うことや、盆踊りや防災訓練などの地域イベントを実施する場所の提供、子供同士が安全に遊びを行う場の提供、都市部においては少なくなってしまった自然に触れ合う場などの機能を有している。

（２）　開発許可制度

１．制度概要

都市計画法に基づく「開発許可制度」は、無秩序な市街化を防止し計画的な市街化を図ることで、安全で良好な住宅環境の整備を目指して設けられた制度である。そして開発行為や建築行為等を都道府県知事等の許可を必要とし、一定規模以上の開発行為では道路、公園等の公共施設の設置を宅地整備と併せて行うものである。

またその提供公園面積の整備基準として開発面積の３％が定められているが、地域の実情に併せて６％までは採用することができる制度である。

２．開発行為

「開発行為」とは、「主として建築物の建築又は特定工作物の建設の用に供する目的で行う土地の区画形質の変更」のことである（法第 4 条第 12 項）。開発行為に該当する工事等を行おうとする者は許可が必要となる。

第３章 公園整備に関する分析

（１）理論分析

地方公共団体が整備・管理する公共財には道路も含まれるが、その道路整備の際には、周囲の利便性が向上する面と共に、道路騒音や排気ガスなどなマイナスの面も有するため、近隣住民の理解を得ることが難しく整備が進みにくい性質を持つ。

通常新規の公園整備が行われることに対して反対の声を上げる住民は少ない公共財と考えられるが、公園においてもプラスとマイナスの社会的効用を有している点があげられる。

プラスの面で考えると、①緑が地域に増え周囲に潤いを与えることや、②災害時の避難場所の確保、③地域の交流の場の確保などがあげられる。

マイナス面に着目した場合、①ゴミの不法投棄先となることや、②様々な人の利用による防犯性の低下なども考えられ、その両方の特性が混ざり、プラスの効用が大きいものが地域にとって有益な公共財であるといえる。

また公園は、同じ面積であればどの地域に対しても同じ効用を与えるのではなく、人口密度の高い地域にとっては、

小規模な公園であっても、便益を受ける住民が多いため整備する価値があることや、第一種低層住居専用地域などの戸建て住宅地域においては、地域にゆとりがあるため、追加的な公園整備がされることによる地域の限界効用は少ないことも考えられる。

（２）調査対象とした川崎市の特徴

１．地域特性

今回の研究では「川崎市」を分析対象とした。この地域は、事業所の海外移転、社宅の廃止などにより比較的まとまった敷地が供給されやすいため、マンション開発、宅地開発が盛んに行われている。

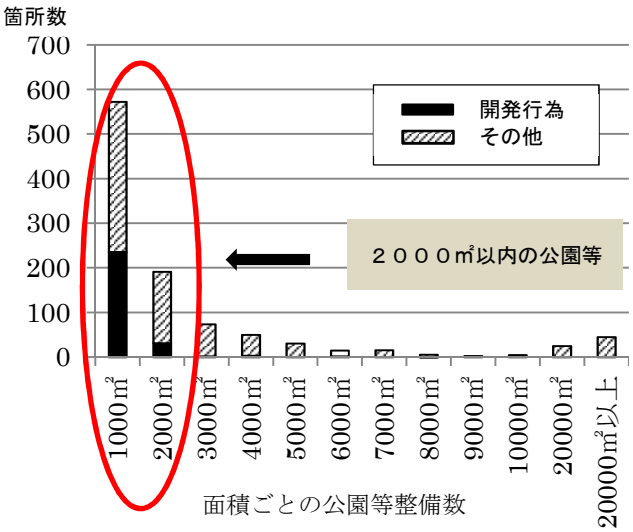
２．区の特性

川崎市は政令指定都市であるため７つの行政区を有している。またその区ごとに特性を有しているので市域を「南部」と「北部」に分け解析を行った

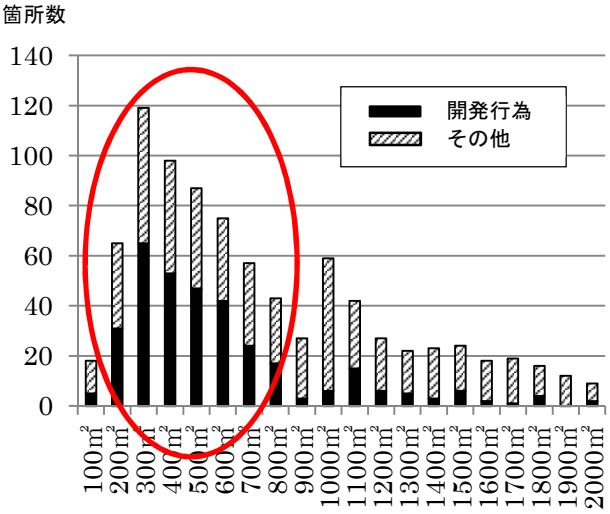


４．公園面積構成

今回研究対とした川崎市における１０３５か所の公園緑地等(以下「公園等」)の分布を下図に示す。対象公園等は全てであるが、２０００㎡以下の公園等の設置数が多いため、その点に着目した。なおその他の手法としては、条例により開発行為と同じ条件により公園整備をしている。



次に２０００㎡以下の公園分布を１００㎡ごとにみる、整備されている公園は８００㎡以下のものが大半を占めている。



２００㎡～８００㎡の提供公園建設が多い

面積ごとの公園等整備数　２０００㎡以下

（３）推定モデル

１．ヘドニックアプローチ

これまでの開発行為における公園整備は、地域にとって適正な公園計画に基づき行われ建設されるのではなく、偶然その地域で行われる民間開発の開発面積に応じた公園が整備されてきた。その結果地域にもたらされる公的な緑と空地等が、どのような影響を周辺地域に与えたか経済学的に実証分析を行う。

今回の分析で採用する「ヘドニック・アプローチ」とは、人々が居住地を選択する場合に、その不動産の地価やその場所の環境を考慮し決定することが通例であり、人々が自由に居住地や勤務地を選択できる場合には、人々は地価だけでなく様々な条件も考慮したうえで土地や不動産を購入することになる。

そのため、その土地固有の公園、緑地、学校などは本来価格が付けられないものであるが、地価と環境の関係に着目することで、人々の考えている価値を考えることができるといった理論である。よって清掃工場や下水処理場などが近隣にある場合、その不動産価格は下落する傾向を示す。

本研究では、地価を被説明変数、その他の環境特性を被説明変数とし推定パラメーターから評価を行った。

また公園の地価への影響範囲は、公園の利用者の多くは子供や高齢者であることから、徒歩よる利用が多いことを考慮し、地価ポイントから半径５００m以内にあるものを分析対象とした。

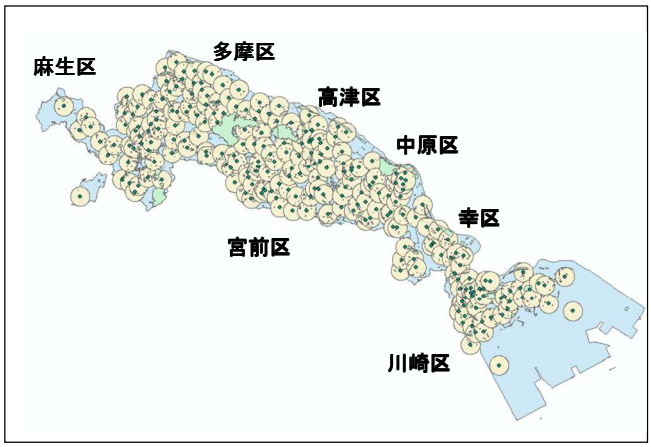
２．分析対象

公園を面積ごとに分類し、建設される公園面積による違いを検証する。また周辺地域に与える影響は、開発行為による公園も、その他の手法による建設同じ公園であることため差異はないと考えられる。

そのため本研究においては、川崎市内で１９９５年から２００５年に整備された新規公園がどのような影響を与えてのかを経済的に分析を行うものとした。

３．推定モデル

公示地価を被説明変数として、地価公示ポイント周辺の新規に建設される公園により生じる変化を考慮し推定モデルを設定した。なお、公示地価ポイントから半径５００ｍ以内に存在する公園をＧＩＳにより計測抽出し、その地価ポイントに影響を与える公園規模ごとの面積の合計値を分析対象とした。



４．推定モデル式

推定モデル式は地価を被説明変数とし、説明変数にはその地価に影響を与える駅からの距離や、容積率、建蔽率をはじめ。今回特に着目している各公園の有する面積の影響を抽出するため以下の式により行った。

ln（公示地価）$_{i,t}$
＝β０＋β１(最寄駅からの距離）i,t＋β２（建蔽率）
＋β３（容積率）i,t　＋　β４（人口密度）i,t
＋β５　（200 ㎡以下　　の公園面積の合計）i,t
＋β６　（200 ㎡超え 500 ㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β７　（500 ㎡超え 1000 ㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β８　（1000 ㎡超え 2000 ㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β９　（2000 ㎡超え 3000 ㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β１０（3000 ㎡超え 5000 ㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β１１（5000 ㎡超えの公園面積の合計）i,t
＋β１２　～　β２３（年次ダミー）i,t
＋β２４　～　β３０　（区ダミー）i,t
＋ε（誤差項）i,t

＜被説明変数＞

今回の分析を行うにあたり、国土交通省地価公示データより入手した川崎市内の地価公示価格の１９９５年から２００６年までのデータを用いた。また地価公示価格の対数を被説明変数として採用している。

＜説明変数＞

説明変数としては、その各地価ポイントへの影響を評価するため、最寄駅までの距離、地価ポイントの建蔽率、容積率、また区の人口密度を変数として採用している。データベースは国土交通省地価公示データ、川崎市統計情報である。

特に本研究では公園の影響について着目しているため、地価ポイントから半径５００ｍの範囲内に存在する公園面積をＧＩＳデータより抽出している。その抽出を行うために、国土交通省国土数値情報ダウンロードサービス及び川崎市都市計画情報より、今回の調査対象公園の抽出作業を行った。

なお公園規模については、０㎡から２００㎡、２００㎡から５００㎡、５００㎡から１０００㎡、１０００㎡から２０００㎡、２０００㎡から５０００㎡、５０００㎡以上に分類し、その分類ごとの面積の合計値を採用した。

また１９９５年から２００６年の間に新たに整備された公園面積の増加分が合算される構成となっている。

本研究はパネルデーターのため、年次ダミーとして平成７年から１８年のダミー変数を採用している。

＜被説明変数＞

① ln 公示地価（円/㎡）
　被説明変数として、平成７年度から平成１８年度の地価公示価格の対数を採用した。

＜説明変数＞

② 最寄駅からの距離（m）各公示地価ポイントに大きな影響を与える最寄駅からの距離を採用した。
③ 建蔽率（%）
　公示地価ポイントの指定建蔽率（%）を採用した。
④ 容積率（%）
　公示地価ポイントの指定容積率（%）を採用した。
⑤ 人口密度（人／ha）
　川崎区、幸区、中原区、高津区、宮前区、多摩区、麻生区の各区ごとの人口密度を用いた。なお、川崎区の区域内には人が居住していない工業専用地域等があるため、その区域を除いた面積にて算定を行った。
⑥ ２００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑦ ２００㎡超え５００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑧ ５００㎡超え１０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑨ １０００㎡超え２０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑩ ２０００㎡超え３０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑪ ３０００㎡超え５０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）
⑫ ５０００㎡超える公園面積の合計（㎡）
⑬ 年次ダミー　平成７年から平成１８年の年次ダミー
⑭ 区ダミー　川崎区、幸区、中原区、高津区、宮前区、多摩区、麻生区の７区分のダミー

（４）分析結果と考察

公園整備がされた周辺地域への効果について分析した結果を以下にまとめる。

１．川崎市全域の分析結果

① 小規模公園

２００㎡以下のポッケトパーク等の小規模公園が整備された場合には、有意にマイナスの影響を与えることが示された。このことは、小規模公園は確かに周辺地域に新しい緑の創出を行い周囲に潤いを与えたが、それ以外に公園の性質上有する、ゴミなどの不法投棄や、マナーの悪い利用のされかたなどの面も周囲に与えることによる。

② 中規模公園

２００㎡から２０００㎡までの公園は、市内全域を対象とした場合有意にプラスの影響を与えている。このことは、ある程度の大きさを有する公園であれば、その公園を利用してイベントを行うことや、避難場所としての機能、トイレ等の施設の充実等、しっかりした遊具の設置など、周辺環境に対するプラスの要素を多く有する有益な公園であることが示された。

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝200 ㎡	-0.013819	0.0039822	＊＊＊
200 ㎡＜面積＜＝500 ㎡	0.0031077	0.0010727	＊＊＊
500 ㎡＜面積＜＝1000 ㎡	0.0028972	0.001059	＊＊＊
1000 ㎡＜面積＜＝2000 ㎡	0.0017537	0.0005975	＊＊＊
2000 ㎡＜面積＜＝5000 ㎡	0.0004114	0.0003162	
5000 ㎡＜面積	0.0000548	0.0000983	

＊＊＊、＊＊、＊は有意水準１％、５％、１０％で統計的に有意であることを示す。

２．川崎区・幸区・中原区の分析結果

このれらの区においても２００㎡以下の小規模公園が整備された場合には有意にマイナスであり、２００㎡から５００㎡の公園が地域にプラスの影響を与えている。

このことは、地域特性を考慮した場合人口密度が、東京都区部の人口密度と差がない地域であり、そのような地域では５００㎡未満の公園においても地域へプラスの影響を与えることが示されている。

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝200 ㎡	-0.01344	0.0068154	＊
200 ㎡＜面積＜＝500 ㎡	0.0066031	0.0031097	＊＊
500 ㎡＜面積＜＝1000 ㎡	0.0051795	0.0035462	
1000 ㎡＜面積＜＝2000 ㎡	0.0003634	0.0017336	
2000 ㎡＜面積＜＝5000 ㎡	0.0002455	0.0037739	
5000 ㎡＜面積	0.0003008	0.0002747	

３．高津区・宮前・多摩区・麻生区の分析結果

これらの区は、主に第一種低層住居専用地域やその他住居系用途地域で構成されている。

この地域では５００㎡以下の公園が整備された場合には、南部と異なり地域へのプラスの影響はなく、５００㎡から２０００㎡の比較的面積の大きな公園が整備された場合にはプラスの効果を有することが確認できた。

この地域においては特に、１０００㎡から２０００㎡の比較的広い面積の公園整備が行われた場合には、プラスの影響を周囲に与えることが有意に示されている。

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝　200 ㎡	-0.0023895	0.0047143	
200 ㎡＜面積＜＝　500 ㎡	0.0012211	0.0008412	
500 ㎡＜面積＜＝ 1000 ㎡	0.0014893	0.0008679	＊
1000 ㎡＜面積＜＝ 2000 ㎡	0.0022594	0.000486	＊＊＊
2000 ㎡＜面積＜＝ 5000 ㎡	0.0002521	0.0002208	
5000 ㎡＜面積	0.00000201	0.0000802	

第４章 まとめ

公園整備による周辺地域への影響を、公園面積の違いに着目し分析を行った。その結果をふまえ政策提言及び今後の課題ついて述べる。

（１）開発許可制度における政策提言

ここまで述べてきたとおり、様々なまちづくりに関する規制は本来地域をより良くするために運用するものであるが、適切でない規制はその地域の社会的余剰を減少させてしまう。今後の政策評価においては費用便益分析等により根拠を明確にし、その根拠が示す範囲において規制を行うことが合理的である。

提言１

開発許可制度の提供公園制度は、開発面積や地域の実情に合わせた制度設計が望ましく、ある程度の広さを有した公園整備を行えるようにすべきである。

少なくともこれまでの様に、地方公共団体一律に同じ係数をかけ提供公園面積とすることに合理的理由は見当たらない。公園整備基金制度などで対応することも選択できるようにすべきである。

提言２

開発計画面積が３０００㎡を境に提供公園の拠出義務が分かれるが、これは３０００㎡以下の狭い開発を行うことへのインセンティブを与えることになる。そのため公園を拠出させる本制度を継続する場合には、小規模な宅地開発やマンション開発に対しても公園整備基金制度を設け公平性を図るようにすることが望ましい。

提言３

本来近隣住民の利用する公園整備は、受益者負担の見地から地方公共団体が固定資産税、都市計画税を活用し整備することが望ましい、また新規入居者に対して大きな負担を強いる制度設計は見直すべきである。

（２）まとめ

開発行為における提供公園制度は、日本国内の公園整備の手法として活用されてきたが、２００㎡以下の狭小な公園は、周辺地域に対してプラスの影響を与えていないことが示された。

川崎区等はマンションが多く、都市化の進んでいる地域であるため人口密度が高い地域である。その様な地域では狭い２００㎡～５００㎡の公園が建設された場合でもプラスの影響を与えている。

高津区等は、第一種低層住居専用地域等の住居系用途地域の多い区であり、５００㎡以上の広いある公園が整備される場合に、周辺地域にプラスの影響を与えることが示された。高度成長期より整備され継続してきた制度を、経済学的な手法を活用して客観的にとらえ、社会の変化に合わせて見直す時期にきていると思われる。

大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響について
—2007 年道路交通法改正を対象として—

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12617　西依 尚士

1. はじめに

近年，トラックの交通事故件数が増加した背景には，1990 年の物流 2 法の施行に伴う事業者間競争の激化や，運輸業界が京都議定書から求められている温室効果ガス排出量削減の対策など，トラック輸送を取り巻く環境が大きく変化していた．

警察庁はこうした実態から，トラックの交通事故を抑制するため，2007 年に道交法を改正し，中型免許新設とあわせて大型免許改正を実施した．

2. トラック交通事故の推移と一連の道交法改正概要

2.1 トラック交通事故の推移

トラックの交通事故件数が年々減少傾向にある中で，車両総重量別で見ると 7ｔ以上 8ｔ未満，及び 20ｔ以上のトラックの交通事故が多発している．この一要因として，ドライバーの労働環境の変化や，各運送事業者が進める車両大型化に対して，ドライバーが必要な運転技術を十分に具備していなかったこと等が考えられる．

図 1 に，大型トラック（車両総重量 11ｔ以上）と中型・普通トラック（同 11ｔ未満）の交通事故率[1]の推移を示す．

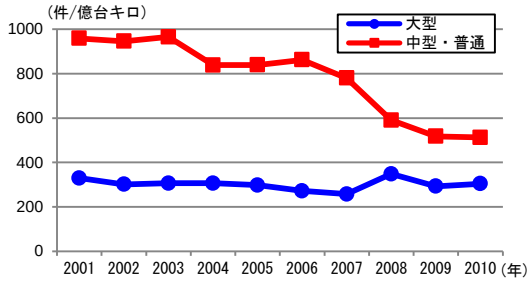


図 1 トラックの交通事故率の推移

中型・普通トラックは年々減少傾向であるが，大型トラックは高止まりしていることがわかる．

本稿では，この実態の一要因を大型免許改正の影響と捉え，次の仮説を掲げて分析を進める．

大型免許改正は，大型免許取得にかかる費用を引上げた結果，若年ドライバーの新規参入を抑制し，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進しているのではないか．また，大型免許改正がドライバー高齢化を促進した結果，ドライバーの加齢に伴う運転能力の低下等を招き，大型トラックの交通事故率を高止まりさせているのではないか．

2.2 一連の道交法改正の概要

2.2.1 運転免許区分の改正について

2007 年 6 月，警察庁は道交法を改正し，第一種，第二種運転免許区分にそれぞれ中型免許を新設した．表 1 に，第一種免許の改正点を示す．

表 1　運転免許区分の新旧比較（第一種免許）

【旧運転免許区分】

	車両総重量	最大積載量	乗車定員	受験資格
普通免許	8t未満	5t未満	10人以下	18歳以上
大型免許	8t以上	5t以上	11人以上	20歳以上 （経験2年以上）

【新運転免許区分】

	車両総重量	最大積載量	乗車定員	受験資格
普通免許	5t未満	5t未満	10人以下	18歳以上
中型免許	5t以上 11t未満	3t以上 6.5t未満	11人以上 29人以下	20歳以上 （経験2年以上）
大型免許	11t以上	6.5t以上	30人以上	21歳以上 （経験3年以上）

2.2.2 大型免許改正について

中型免許新設に伴い，大型免許の適用条件引上げとともに，大型第一種免許の教習課程が大幅に改正された．改正点は，①構内試験における試験項目の追加及び仮免許証の交付，②路上練習の新設，③路上試験の新設，④取得時講習の新設，⑤試験車両の大型化，の 5 点である．

法改正の影響は自動車教習所にも及んでおり，改正内容に対応できないことから，大型第一種免許教習を取りやめた自動車教習所が相次いでいる．

3. 大型免許改正の効果に関する理論分析

大型免許改正は，経済学で言う「市場の失敗」[2]の「負の外部性」，「情報の非対称」[3]の解消，軽減手段であるが，その他社会に与える影響について，理論分析で明らかにする．

[1] 交通件数を走行億台キロで除した値．走行億台キロとは，走行車両台数に走行距離を乗じて 1 億で除した値．

[2]マンキュー(2005)「マンキュー経済学」参照．

[3]福井(2007)「ケースからはじめよう 法と経済学」参照．

3.1 新規若年ドライバーに与える影響

若年者が職業を選択する一時点の状況を考える．図 2 左側は，大型免許改正施行前の状況である．大型トラックドライバーの職に就くことから得られる限界便益曲線(MB)と大型トラックドライバーに要する限界費用曲線を(MC_1)の交差する点E_1の左側に位置するX_1人は，限界便益が限界費用を上回るため，大型トラックドライバーを選択する．大型免許改正施行後，大型トラックドライバーに要する限界費用が増加するため，MC_1からMC_2に引き上げられる(図 2 右側)．他の条件を一定とすると，法改正により大型トラックドライバーに就く若年者はX_1人からX_2人に減少する．

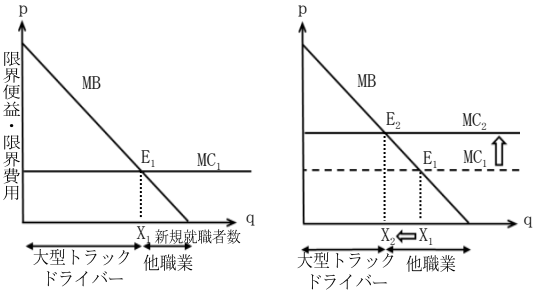


図 2 大型免許改正が新規若年ドライバーに与える影響

大型免許改正は，大型トラックドライバーに要する限界費用を増加させ，その結果，若年ドライバーの新規参入を抑制しているのである．

3.2 交通事故件数に与える影響

本節では，重複世代モデル[4]を用いて，大型免許改正が大型トラックの交通事故件数に与える影響を分析した．詳細は本文を参照されたい．

分析によれば，大型免許改正は，時代の経過に伴い交通事故件数を減少させる効果を有していることが示された．

3.3 交通事故率に与える影響

本節では，引き続き重複世代モデルを用いて，大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響を分析した．詳細は本文を参照されたい．

分析によれば，大型免許改正により，大型トラックの交通事故率は，走行台キロと交通事故件数の変動に依存しているため，減少するだけではなく増加や高止まりする可能性も考えられる．

4. 大型免許改正の効果に関する実証分析

本章では，先述した仮説を前提に，3 つの推定モデルを用いて分析を進める．なお，全てのモデルにおいて，分析対象期間は 2002 年から 2010 年までとし，都道府県別パネルデータを作成した．

4.1 大型免許改正がドライバー高齢化に与える影響を捉えるモデル

4.1.1 モデルの概要

大型免許改正が現役大型トラックドライバーの高齢化に与える影響を，全産業労働者を比較対象として，DID 分析により推定する．

【モデル(a)】

$$WA_{it}=\alpha_1+\beta_1 PD_{it}+\beta_2 JD_{it}+\beta_3 (PD*JD)_{it}+\beta_4 OD_{it}+\beta_5 DD_{it}+\beta_6 X_{1it}+\varepsilon_{1it}$$

WA	労働者平均年齢	X_1	コントロール変数
PD	政策ダミー	job	職種ダミー
OD	過密地域ダミー	α_1	定数項
DD	過疎地域ダミー	β_1～β_6	パラメーター
ε_1	誤差項	i	都道府県
t	年次		

4.1.2 変数の説明

被説明変数には，大型トラックドライバー及び全産業労働者[5]の平均年齢を，説明変数[6]には労働者平均勤続年数，労働者年間平均所得，労働者年間平均労働時間，老年化指数，政策ダミー，職種ダミー，過密地域ダミー，過疎地域ダミーをそれぞれ用いた．

4.1.3 推定結果

モデル(a)の推定結果は表 2 のとおりである．

表 2 モデル(a)・推定結果

被説明変数:労働者平均年齢（歳）

説明変数		係数		標準誤差
労働者平均勤続年数	（年）	0.503	***	0.029
労働者年間平均労働時間	（千時間）	0.08		0.363
労働者年間平均所得	（百万円）	−0.735	***	0.139
老年化指数		1.531	***	0.219
政策ダミー*職種ダミー		0.574	***	0.190
観測数	846			
決定係数	0.665			

(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)政策ダミー，職種ダミー，過密地域ダミー，過疎地域ダミーは省略．

大型免許改正により，大型トラックドライバーは全産業労働者と比較して高齢化が進行していることが統計的に有意に示された．

[4] 木立(2009)「少子高齢化の経済動学 −重複世代モデルの理論と展開−」参照．

[5] 厚生労働省「賃金センサス」に定める全産業を指す．

[6] 詳細は本文を参照されたい．

4.2 ドライバー高齢化が交通事故率に与える影響を捉えるモデル

4.2.1 モデルの概要

大型トラックドライバーの高齢化が，大型トラック交通事故率に与える影響について最小二乗法(OLS)により推定する．

【モデル(b)】

$$AC1_{it}=\alpha_2+\beta_7 YD_{it}+\beta_8 MD_{it}+\beta_9 SD_{it}+\beta_{10} X_{2it}+\varepsilon_{2it}$$

AC1	交通事故率	X_2	コントロール変数
MD	大都市圏ダミー	YD	年次ダミー
SD	積雪地域ダミー	α_2	定数項
β_7～β_{10}	パラメーター	ε_2	誤差項
i	都道府県	t	年次

4.2.2 変数の説明

被説明変数には，大型トラックの交通事故率(第1当事者)を，説明変数[7]には可住地面積あたり人口密度，人口千人あたり自動車保有台数，自動車1台あたり舗装済道路延長，自動車1台あたり改良済道路延長，道路実延長1kmあたり信号機数，道路実延長1kmあたり横断歩道数，大型トラックドライバー平均年齢，大型トラックドライバー平均勤続年数，大型トラックドライバー年間平均所得，大型トラックドライバー年間平均労働時間，年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーをそれぞれ用いた．

4.2.3 推定結果

モデル(b)の推定結果は表3のとおりである．

表3 モデル(b)・推定結果

被説明変数:大型トラック交通事故率（件数/億台キロ）				
説明変数		係数		標準誤差
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	−6.692E−04	**	2.917E−04
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	0.005	**	0.003
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	0.393	***	0.133
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	−0.053		0.070
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	0.014	***	0.003
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	−0.001	***	5.24E−04
大型トラックドライバー平均年齢	(歳)	0.161	**	0.078
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	−0.085		0.077
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	5.087E−04		3.705E−04
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	0.002	***	8.191E−04
観測数		423		
決定係数		0.207		

(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)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

大型免許改正により促進された大型トラックドライバーの高齢化は，大型トラックの交通事故率を上昇させていることが統計的に有意に示された．

[7] 詳細は，本文を参照されたい．

4.3 大型免許改正が交通事故率に与える影響を捉えるモデル

4.3.1 モデルの概要

大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える効果について，バスを比較対象としたDID分析により分析を行う．

【モデル(c)】

$$AC2_{it}=\alpha_3+\beta_{11} PD_{it}+\beta_{12} TD_{it}+\beta_{13}(PD*TD)_{it}+\beta_{14} MD_{it}+\beta_{15}(MD*TD)_{it}+\beta_{16} SD_{it}+\beta_{17} X_{2it}+\varepsilon_{3it}$$

AC2	交通事故率	X_3	コントロール変数
PD	政策ダミー	TD	車種ダミー
MD	大都市圏ダミー	SD	積雪地域ダミー
α_3	定数項	β_{11}～β_{17}	パラメーター
ε_3	誤差項	i	都道府県
t	年次		

4.3.2 変数の説明

被説明変数には大型トラック，及びバスの交通事故率(第1当事者)を，説明変数にはモデル(b)と同様のもの(大型トラックドライバー平均年齢，年次ダミーを除く)，及び政策ダミー，車種ダミーを用いた．

4.3.3 推定結果

モデル(c)の推定結果は表4のとおりである．

表4 モデル(c)・推定結果

被説明変数:交通事故率（件数/億台キロ）				
説明変数		係数		標準誤差
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	−0.002	***	5.918E−04
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	−0.028	***	5.421E−03
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	0.405		0.269
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	0.37	***	0.137
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	0.042	***	0.006
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	0.007		0.001
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	−0.078		0.085
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	0.001		0.001
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	0.004	**	0.002
政策ダミー*車種ダミー		2.379	**	1.183
大都市圏ダミー*車種ダミー		−34.159	***	1.385
観測数		837		
決定係数		0.735		

(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)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

大型免許改正により，大型トラックはバスと比較して交通事故率が上昇していることが統計的に有意に示された．

5. 考察

モデル(a)では，大型免許改正は，若年ドライバーの大型トラック市場への新規参入を抑制し，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進していることを示した．大型免許教習課程の改正や自動車教習所の減少等，大型トラックドライバーに要する費用の増加は若年者にとって負担となってお

り，新規若年ドライバーの減少を誘発している．

モデル(b)では，大型免許改正が大型トラックドライバーの高齢化を促進した結果，大型トラックの交通事故率上昇を招いていることを示した．ドライバーの加齢に伴う運転能力の低下等により，交通事故率を高止まりさせているのである．

モデル(c)では，大型免許改正が社会に及ぼす総合的な政策効果を推定した．その結果，政策導入の狙いである，ドライバーの運転技術や安全意識の向上による交通事故抑制については，現時点における効果は微小であり，それ以上にドライバーの高齢化による交通事故率を上昇させる負の効果が上回っていると推察できる．

6. 政策提言

新規若年ドライバーを確保するためには，ドライバーに要する費用を低下させる必要がある．そのためには，若年ドライバーが習得し得る運転技術・知識を極力維持するよう，大型免許教習課程のハードルを下げる必要がある．また，自動車教習所の整備等，大型免許の供給者側が需要者側に対して必要な環境を拡大することもあわせて必要である．

一方，現役の大型トラックドライバーに対しては，加齢に伴う運転能力の変化をドライバー各自が認識する機会を増やす対策が考えられる．現在，トラックドライバーに義務付けられている公的な適性検査は 2 種類ある．一つめは運転免許更新時に受診する適性検査である．大型免許の有効期限は，普通免許や中型免許等と比較して差異がなく，69 歳以下の優良ドライバーであれば 5 年である．大型免許の適性審査基準が他免許よりも高い[8]ことを鑑みても，年齢に応じて有効期限を短縮化するなど，検査の受診頻度を短期化することでドライバーは小刻みに自身の運転能力の変化を認知することができる．二つめは，道路運送事業に従事するドライバーが受診する適性診断検査[9]である．対象者は，65 歳以上の者(3 年毎)，死傷事故を起こした者，新規雇用者であり，無事故運転を継続していれば，一般的には新規雇用から 65 歳まで受診する機会がない．自身の運転能力を正確に把握するためにも，対象年齢の引き下げや受診頻度の見直しの検討が必要であろう．

また，運転免許区分の在り方についても検討する必要がある．免許区分を現状のまま維持するならば，将来的には理論上，全てのドライバーが安全性の高いドライバーに移行するため，交通事故率を減少させることができよう．一方，免許区分の見直しについては，図 3 に示すように交通事故防止の最適水準を X，現行水準を X^*とすると，新たに免許区分を設けるなど，規制を強めることが必ずしも適切とは限らない．したがって，大型免許における車両総重量の下限を引き下げるなど，緩和も視野に入れた検討を進めるべきである．

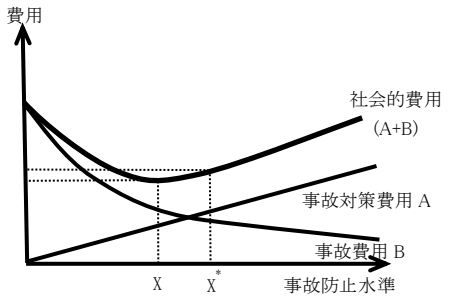


図 3 交通事故の最適抑止

7. おわりに

本稿の結論は次のとおりである．大型免許改正の効果は，必ずしも大型トラックの交通事故率を減少させるものとは限らない．法改正以降，若年ドライバーの新規参入を抑制した結果，現役ドライバーの高齢化を促進し，交通事故率を上昇させる負の効果を生み出している．したがって，大型トラックの交通事故率を減少させるためには，大型免許教習課程の見直しや自動車教習所整備など，必要な環境を拡大することで若年者を確保するとともに，運転免許区分の在り方については，緩和を含めた再検討を進めるべきである．

【主な参考文献】

木立力(2009)「少子高齢化の経済動学-重複世代モデルの理論と展開-」，福井秀夫(2007)「ケースからはじめよう　法と経済学」，N. グレゴリー・マンキュー(2005)「マンキュー経済学」など．

[8] 大型免許は，視力，聴力，運動能力について普通免許等よりも基準値が高い．

[9] 貨物自動車運送事業安全規則により規定．

品質表示制度の強化が市場に与える影響について
（JAS 法等の法整備の影響を中心とした考察）

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12618　濵田　賀夫

１．はじめに

JAS 法（農林物資の規格化及び品質表示の適正化に関する法律）による品質表示の義務付けは、平成１２年度から食品の名称、原材料、産地名等の正しい情報を表示することで、情報の非対称性を解消し、消費者の商品選択能力を高めるために導入された。

しかし、その後も産地偽装事件が相次ぎ、その結果、罰則規定や対象品目の追加などが実施された。加えて、米穀等の取引等に係る情報の記録及び産地情報の伝達に関する法律（以下、「米トレサビリティー法」とする。）等の諸法令の整備をはじめ、様々な品目において品質表示制度は年々強化されている。

本稿では、米を題材に品質表示制度の強化により売り手と買い手の米の銘柄に対する情報の非対称性は軽減され、産地偽装されるような高品質を有する財とそうでない財との差別化が行われているか検証を行った。

２．品質表示制度の概要について

完全競争市場が成立するためには、売り手と買い手の間に取引している財の性質についての共通の知識が必要である。これが成立しない場合、情報の非対称性が存在するとされ、その結果、売り手か買い手の一方が、市場で取引されている財の品質を知らないために市場から退出し、結果的に市場が縮小する場合がある。この情報の非対称性は、一般的に消費者問題といわれる社会問題の一因となっている。JAS 法は「消費者の商品選択能力を高める」という、まさに情報の非対称性を解消することを目的とした法律であるが、度重なる産地偽装事件を背景に法改正により罰則規定の強化が図られた。

平成１４年の改正の内容は、品質表示違反が生じた場合は、これまで、行政による適正化を指示した内容の公表、これまで自然人、法人ともに５０万円以下の罰金であったものが、自然人においては、１年以下の懲役又は１００万円以下の罰金、法人については１億円以下の罰金である。その後も、事故米不正転売事件などが発生し、平成２１年度に、①直罰規定の導入、②自然人においては、２年以下の懲役又は２００万円以下の罰金、法人については１億円以下の罰金、③食品表示の義務づけの明文化や違反者の公表規定が創設されることを内容とした法改正が実施された。また、米の流通経路の不透明性も問題となったため、加工品等の表示内容の拡大、業者間取引の記録の義務づけ、消費者への産地情報の伝達などを内容にした米トレサビリティー法の制定が行われた。

また、法改正だけでなく、農林水産省の組織としての監視体制も強化されており、2003 年 7 月から農林水産省内に消費・安全局を設置、全国の農政局（地域センター）に食品表示 G メンといわれる約 2,000 名規模の専従職員を配置した全国的な監視・指導体制を確立している。また、独立行政法人農林水産消費安全技術センターでは、平成１６年度から DNA 分析検査による調査を随時行って、品質のチェックを行っている。

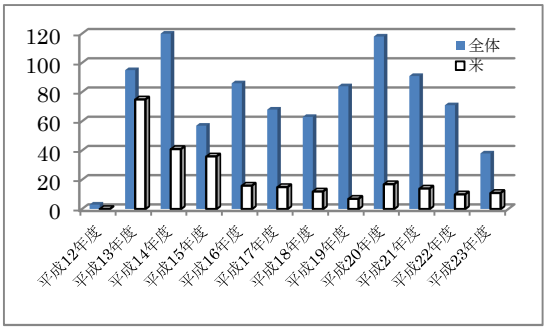
また、消費者も監視の一翼を担っており、2002 年から食品表示相談窓口として食品表示

110 番が設置され、表示内容の疑義や匿名での告発等の様々な国民の声が寄せられている。加えて、消費者の日常の購買行動などをもとに表示の欠落や内容の疑義が確認された場合に行政機関に通報してもらう「食品ウォッチャー」を委嘱してチェックを行っている。

また、業者などに対しては、食品表示に対する消費者の信頼を確保するため、製造業者等が JAS 法違反又は JAS 法違反のおそれのある事実を発見、確認した場合は、速やかに農林水産省への自主申告を依頼する自主申告制度を創設している。

このような関係部署の取り組みにより、JAS 法に基づく生鮮食品品質表示基準、加工食品品質表示基準に関する指示の実績は、近年減少している。

【図１　JAS 法に基づく生鮮食品品質表示基準、加工食品品質表示基準に関する指示の実績】



産地偽装のメカニズムについてであるが、先行研究によると中嶋（2004）は、①品質間の価格差のあることが偽装売買の温床となっている。②高い価格がつけられなければ良質な製品は供給されていかないが、そのため常に偽装される危険にさらされる。③違反に対する罰則が効果的であるかどうかは、罰金の大きさと発覚確率に左右される。としている。また、蘇玉伶　他（2012）によると企業が産地の偽装表示を行うか否かに関する経営上の意志決定において、①偽装による収益増加の有無、②偽装・違法費用の大小、③経営リスクの高低をあげている。これは、収益とは偽装によって見込まれる追加的収入の大きさを表し、企業の偽装行動のインセンティブを決定する。偽装費用は偽装行動からもたらされる利益の大小を決定づけ、そして発覚リスクとは処罰は偽装行動による経営リスクの度合いを決定し、社会的環境として企業あるいは組織の偽装行動に影響を及ぼすとしている。

本稿では、日本人の主食であり、その偽装などについては、大きな社会問題となった事件も多いこと、高い品質をもつ米とそうでない米の価格差が大きく偽装による収益を増加の容易さや偽装コスト面での安価さが偽装のインセンティブになっていると思われる米を取り上げて考察を進めていきたい。

なお、被偽装実績の多い産地品種銘柄は、以下のとおりである。

【図２　報道機関（日本経済新聞、読売新聞、農業協同組合新聞）で複数回以上取り上げられた被偽装品種（2000 年以降、著者調べ）】

産地名	品種名	回数
新　潟	コシヒカリ	9
秋　田	あきたこまち	6
その他	コシヒカリ	5
新　潟	コシヒカリ（魚沼）	4
茨　城	コシヒカリ	2
宮　城	ひとめぼれ	2
石　川	コシヒカリ	2
富　山	コシヒカリ	2
北海道	きらら３９７	2
長野	あきたこまち	2
福岡	夢つくし	2

【図3　DNA 分析を活用した品種判別調査の実施結果（抜粋）】

品種区分	点数	結果	
		疑義	割合(%)
コシヒカリ	327	48	14.7
あきたこまち	99	32	32.3
ひとめぼれ	82	16	19.5
その他	102	14	13.7
合計	610	110	18.0

＊「精米及び加工米飯の特別調査の実施結果について（平成 17 年）」より著者抜粋し加筆。

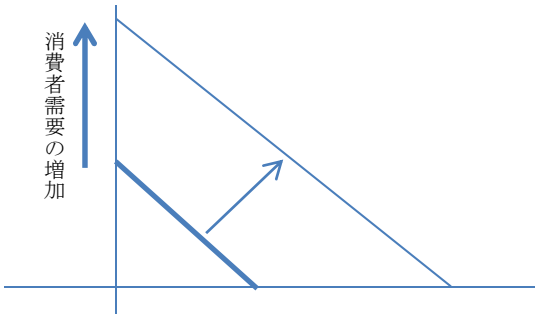
＊平成 18 年産においても概ね同様の結果であった。

３．理論分析及び仮説について

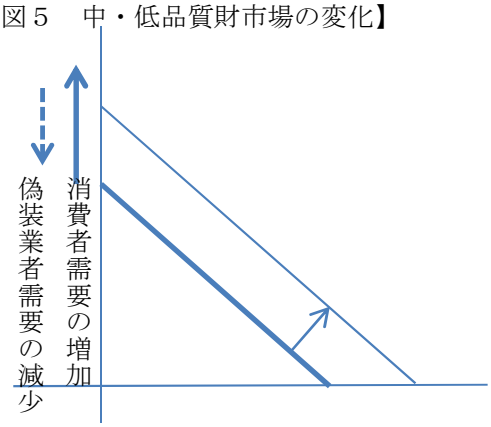
【問題意識：品質表示制度の強化により情報の非対称性は軽減されているか。】

・情報の非対称性が軽減されているならば、相対的に高品質な財はそうでない財よりも需要は上昇し、消費者の品質に対する評価の差が大きくなっているのではないか。

【図４　高品質財市場の変化】



【図５　中・低品質財市場の変化】



ここで、高レベルの品質を持つ高品質財と中・低品質財を想定する。生産者と消費者等の米の銘柄に対する情報の非対称性が軽減されると、高品質財は需要が上昇する。中・低品質米も、その品質に応じて消費者の需要が上昇するが相対的に見ると品質の高い財の方が相対的に上昇する。（なお、観察できない要因として偽装業者需要を想定した。）

これらを踏まえ、図２と図３で示した偽装事例が多い東日本を中心とした産地は、規制前後で、他地域より相対的に需要の上昇が見られるのではないかという仮説を設定した。

4. 品質表示制度が市場に与える効果に関する実証分析について

本研究では、まず集計ロジットモデルを使用し、需要関数を導出して誤差項（ε）を導出しその変化を比較することとする。なお、平成２１年度を基準年として、平成１６年産、平成１７年産、平成２３年度、平成２４年度の市場の取引データを使用した。

まず、個人が摂取する総カロリーのうち米を選択したときの効用を被説明変数とする。個人ｉが一日のうち摂取する食品のうち米の銘柄米ｊを選択し、個人の選好は第一極地分布に従うと仮定されるとき、個人ｉが米ｊを選択したときの効用は米ｊのシェアの対数値とそれ以外の財を選択した０のシェアの乖離を用いて効用を示すこととしている。個人ｊが選ぶ米ｊ以外の全ての食物をアウトサイドオプション０と設定する。

次の推計式を用い推計を行った。

$$\ln\left(\frac{Pj}{Po}\right)=\ln\left(\frac{Sj}{So}\right)=-\alpha p_j+x_j\beta+\xi_j$$

被説明変数は、以下のとおりである。

$$\ln\left(\frac{Sj}{So}\right)=\ln\left(\frac{\text{米j のシェア}}{\text{j 以外のシェア 0}}\right)$$

説明変数には、年ダミー、月ダミーを入れ時間の変化が市場全体に及ぼす要因を考慮した。推計は、当初最小二乗推計法（OLS）で行ったが、モデルの変数に内生性あり、バイアスがみられることから、操作変数法により二段階最小二乗推計法（2SLS）を実施することとした。なお、操作変数に作況指数を採用した。（１％以上で有意であることを確認。）

しかし、データ取得先の市場が異なるため、効果があったとは言えないので、需要関数のεを抽出し、標準化処理をしてばらつきを考慮し比較可能にすることで、規制前と規制後で需要が相対的にどう変化したか分析した。比較の対象は平成１７年と平成２３年の１０～１２月までのデータを抽出し、比較した。

分析の結果は、以下のとおりである。

上昇した品目	低下した品目
北海道きらら397	宮　城ササニシキ
青　森つがるロマン	新　潟コシヒカリ
岩　手あきたこまち	石　川コシヒカリ
岩　手ひとめぼれ	福　井コシヒカリ
宮　城ひとめぼれ	福　井ハナエチゼン
秋　田あきたこまち	長　野コシヒカリ
山　形はえぬき	滋　賀キヌヒカリ
茨　城コシヒカリ	滋　賀コシヒカリ
栃　木コシヒカリ	島　根コシヒカリ
千　葉コシヒカリ	香　川ヒノヒカリ
富　山コシヒカリ	福　岡ヒノヒカリ
三　重コシヒカリ	佐　賀夢しずく

結果と仮説との整合性を見たところ、需要が相対的に上昇した品目は、北海道、東北、関東などの東日本の品種銘柄に集中しており、低下した品目は、偽装事例の少ない西日本中心となった。この結果により概ね仮説との整合性が保たれる結果となった。

５．考察

不適正な表示や産地偽装にされやすい品種については、品質表示制度の強化後、εが上昇しており、高品質な財とそうでない財との相対的な財の差別化が概ね図られているといえる。そして、取引記録の義務づけなど品質表示制度の信頼性を高める取り組みは、市場の機能をより健全化させる有効な施策だと概ね評価できる。（なお、使用したデータや分析内容などの詳細は、論文を参考にされたい。）

６．政策提言

以上のような分析を踏まえ、品質表示の強化について提言を行う。

分析の結果からは、これまでの取り組みが一定評価されるものと考えられる。

この取り組みをより効率的に進めるためにはよりコストをかけない規制の方法、つまり、社会的コストの低減が必要である。そのためひとつは、DNA 検査体制の充実等の技術開発を提言する。DNA 検査については、不適正な表示や産地偽装の摘発に有効な手段であることから、今後、より簡易で迅速な鑑定手法を開発することが望ましい。また、品種の改良により、結果的に産地まで DNA 検査で特定できる品種が開発されたりする事例もあり、技術開発を促進することも必要だと思われる。

また、法制面の拡充も必要である。JAS 法は、第二十一条において公益通報制度を設置しているが、通報者の十分な保護やインセンティブの規定はない。過去の事例を見ると通報による社会的貢献の重大性に比べて、その社会的地位を保つのは困難な事例もある。それ故、事案の重大性によっては、報奨金や通報によって不利益が発生した場合の補償などの制度の創設が必要ではないかと思われる。

都道府県が維持管理する道路の品質に関する要因分析

政策研究大学院大学まちづくりプログラム
MJU12619 疋田心平

１．はじめに[1]

2006 年現在、47 都道府県は、都道府県道約 13 万 km に加え一般国道・指定区間外（以下、「国道という」）約 3 万 km を合わせた約 16 万 km を維持管理している。しかし、都道府県は国道の維持管理を義務化されることにより、本来維持管理すべき都道府県道の維持管理サービス品質が低下する可能性がある。

本研究では、「道路の走りやすさマップ」における走りやすさの評価を「道路の品質」とし、その品質に影響を与えそうな、道路施設延長、土木担当行政職員、予算、地域条件、建設業、政治的条件との関係を実証分析により明らかにし、一定の道路維持管理サービスの品質を提供するための、新しい道路維持管理のあり方を提言する。

２．道路維持管理の現状

(１)道路の維持管理状況

全国の都道府県道及び国道の維持管理の現状を整理する。

日本の道路の現状を示す。表 1 のとおり、管理主体別に道路延長を見てみると、その割合は市町村道および都道府県道が全体の約 95%を占め、国内の道路の大部分を地方自治体の維持管理に依存している状況が示されるとともに、地方自治体の役割は大変重要なものであると推察される。

＜表 1　道路の維持管理状況[2]＞

種類	約万km	約%
高速道路	1	0.6
国道（指定区域　：直轄管理）	2	1.9
国道（指定区域外：都道府県管理）	3	2.7
都道府県道	13	10.8
市町村道	101	84.0
計	120	100

(２)道路の走りやすさマップとは

①概要

道路の走りやすさマップとは、国土交通省が、2006 年に全ての国道および都道府県道を自動車で走行し、走りやすさの高い順に ABCD の 4 段階で評価（表 2 を参照）し、地図化したものである。

＜表 2　走りやすさのイメージ[3]＞

ランク	走りやすさのイメージ	安全速度の目安	イメージ写真
A	線形も良くスムーズな走行が可能	50km/h 以上	
B	線形もまずまず	40km/h	
C	急カーブが多い	30km/h	
D	線形が悪くすれちがいにくい	30km/h 未満	

国土交通省が評価対象とした道路は、国道、主要地方道、一般都道府県道などの広域的な移動に利用されている道路である。評価方法は、自動車実走行調査から得られた毎秒のデータから走行速度および横方向加速度を計測し、500m 区間ごとの設計速度の割合に応じて実施している。

なお、本研究の実証分析にあたっては、国土交通省道路局『平成 17 年道路交通センサス』の混雑度を説明変数として回帰分析したところ、他の変数の符号や有意性に影響がなかったことから、道路の走りやすさマップは渋滞の影響をコントロールできているものと考えている。

②特徴及び長所・短所について

道路の走りやすさマップの特徴は、道路維持管理状況を表す同じ品質を達成するための価格の統一的な指標ではないが、唯一、道路の「走りやすさ」を全国統一の規準で評価している点である。これは、本研究のデータとして採用した理由でもある。

また短所は、同じ投入予算に対する、品質の高低が不明な点であり、長所は、全ての国道および都道府県道の走りやすさを統一の規準で評価した点である。

(３)走りやすさ指標

①走りやすさ指標とは

道路の走りやすさ指標 Yi とは（式－1）で表され、ある都道府県 i における道路維持管理の品質の高さを表す。別な表現をすると、都道府県が維持管理する道路延長のうち、走りやすい道路延長の割合を示す。

$$Yi=\frac{\text{AB ランク[km]}}{\text{AB ランク[km]}+\text{C ランク[km]}+\text{D ランク[km]}} \quad (式－1)$$

1　本稿は、本稿は、路維持管理のあり方に関わる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したものではありません。本稿にある誤りは全て筆者の責任です。
2　国土交通省道路局『道路統計年報（2008)』より筆者が作成。
3　国土交通省道路局(2006)『道路の走りやすさマップ』より筆者が作成。

式の構造を説明する。分子には、道路の走りやすさマップにおいてAおよびBランクの評価を受けた道路延長の計を代入し、分母には都道府県が維持管理する道路の全延長が代入される。

②都道府県別走りやすさ指標

都道府県別の走りやすさ指標 Yi の値を表 3 に示す。なお、47 都道府県の平均値は、約 0.64 であり、沖縄が 0.97 と最も高く、和歌山県が 0.38 と最も低い値となった。

(4)トンネル・橋梁[3]

トンネルおよび橋梁は、単位延長あたりの維持管理費が高額となる道路施設である。道路統計年報によると、都道府県が維持管理するトンネルおよび橋梁の延長のうち、国道に設置された延長の割合は、トンネルが約 60%、橋梁が約 30%であることが明らかとなり、都道府県の負担となっている可能性が示唆された。

先行研究[4]においては、自治体にとって負荷となる橋梁のアセットマネジメントについて、技術職員が不在の市町村など小規模自治体においては他自治体との連携によりその不足を補う取組みの有意性が示唆されている。

(5)改良率[3]

都道府県が維持管理する道路への投資需要の指標として、走りやすさ指標との因果関係を調べるため説明変数として設定した。

(6)職員[5]

47 都道府県における職員は、約 3 万人である。また、職員数の推移を 2006 年から 2011 年までについて観察すると、47 都道府県の平均で 15%程度減少している。

道路維持管理の現場においては、一般的に職員の人数が不足していると言われるが、職員の人数が多いほど走りやすさ指標が高いという根拠がないため、職員 1 人あたり担当延長に注目し、実証分析を行うこととした。

まず、職員 1 人あたり担当延長の長さが道路維持管理の品質に関係すると考え、傾向を把握するため表 3 を作成した。表の左側の数値は、走りやすさ指標が高い沖縄県を 1 とする順位を示す。地形や自然条件等を無視すれば、都道府県別職員 1 人あたり担当延長が長くとも、走りやすさ指標の値が高いとは言えない傾向が観察された。

これを受けて、前述のとおり様々な条件があるとは言え、都道府県別に差異があることが観察されたため、実証分析において、職員 1 人あたり担当延長を説明変数に設定し、走りやすさ指標との因果関係を考察することとした。

(7)予算

本研究においては、道路事業予算のうち維持管理に要する予算を、単費（道路橋りょう費）[6]および補助費[7]別に集計し使用した。

また、職員 1 人あたり担当延長と走りやすさ指標との関係を示した表 3 と同様の傾向が道路維持管理予算についても見られるのではないかと考え、都道府県道 1 ㎞あたりの補助額を算出し、走りやすさ指標との関係を確認した。

その結果、地形や自然条件等を無視すれば、道路単位延長あたり予算が高くとも、走りやすさ指標の値が高いとは言えない傾向が観察された。例えば、走りやすさ指標が最も低い和歌山県と同程度の単位予算を執行する鹿児島県では、走りやすさ指標に 2.5 倍程度の差が見られた。

これを受けて、地形や自然条件等を無視すれば、様々な条件があるとは言え、都道府県別に差異があることが観察されたため、実証分析において、補助額および単費を変数として設定し、走りやすさ指標との因果関係を考察することとした。

また、地方財政統計年報に示された道路維持管理予算である道路橋りょう費の推移について 2006 年から 2011 年までの 5 年間を観察すると、47 都道府県の平均で 15%程度減少していることが明らかとなった。

＜表 3　都道府県別職員 1 人あたり担当延長及び走りやすさ指標 Yi＞

		①	②			①	②
1	沖縄県	4.40	0.97	25	愛媛県	4.62	0.63
2	東京都	1.18	0.89	26	富山県	4.08	0.63
3	北海道	5.84	0.85	27	埼玉県	3.01	0.62
4	鹿児島県	4.19	0.82	28	福島県	5.17	0.61
5	愛知県	4.28	0.79	29	熊本県	4.87	0.61
6	茨城県	6.18	0.77	30	千葉県	3.06	0.60
7	青森県	5.27	0.76	31	山梨県	4.15	0.59
8	鳥取県	4.25	0.75	32	栃木県	3.71	0.59
9	長崎県	3.07	0.74	33	佐賀県	3.62	0.58
10	福井県	3.51	0.72	34	宮城県	4.63	0.58
11	滋賀県	3.98	0.71	35	岐阜県	4.98	0.58
12	山口県	4.77	0.71	36	大分県	3.85	0.57
13	岡山県	5.84	0.71	37	石川県	3.76	0.56
14	香川県	3.82	0.70	38	三重県	4.14	0.55
15	大阪府	1.02	0.69	39	岩手県	5.51	0.54
16	広島県	4.36	0.69	40	新潟県	3.90	0.53
17	神奈川県	1.67	0.69	41	徳島県	3.47	0.52
18	群馬県	5.68	0.67	42	高知県	3.91	0.51
19	京都府	2.99	0.67	43	長野県	5.24	0.48
20	宮崎県	4.16	0.67	44	奈良県	2.21	0.48
21	山形県	4.81	0.66	45	静岡県	3.22	0.43
22	兵庫県	3.63	0.65	46	福岡県	2.86	0.39
23	秋田県	5.26	0.65	47	和歌山県	3.93	0.38
24	島根県	4.75	0.63				

①職員1人あたり担当延長[km/人]
②走りやすさ指標

4　大谷江二（2009）「小規模自治体における橋梁アセットマネジメントの実施に関する研究」『平成 20 年度開発政策プログラム政策課題研究論文概要集』9-14

5　総務省統計局『地方公共団体定員管理関係（都道府県、指定都市、市区町村データ）』各年版

6　総務省統計局『地方財政統計年報 20006』の道路橋りょう費から単費のデータを作成。

7　国土交通省道路局『道路統計年報 2008』の補助事業費より引用。

３．本研究の目的および仮説の設定

（１）本研究の目的

本研究では、次の２点を目的とする。

①目的１

「道路の走りやすさマップ」により明らかとなった全国の道路の走りやすさを現在の道路サービスの「品質」と捉え、都道府県が国道を維持管理した場合に生じる道路の品質の変化と、その品質に影響を与えそうな要素との因果関係に注目し、経済学的な分析を行うこと。

②目的２

分析の結果を踏まえた道路維持管理サービス提供のあり方について示唆を行うこと。

（２）仮説の設定

本研究においては、都道府県が国道の維持管理を義務付けされていることによる都道府県道の品質への影響を検証するため、次の仮説を設定する。

①仮説１

都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務の発生により、低下するのではないか。

②仮説２

都道府県が維持管理する道路の品質は、職員を追加しても向上しないのではないか。

（３）仮説の説明

①仮説１について

都道府県は、本来維持管理すべき県道に加え、国道の維持管理をしなければならない。また、国道の役割とは、道路法第５条第１項のとおり、国土を縦横断し、又は循環して、都道府県庁所在地その他政治上、経済上又は文化上特に重要な都市を連絡する道路であり、都道府県の枠を越え広域的に移動する道路利用者の移動を支えることである。

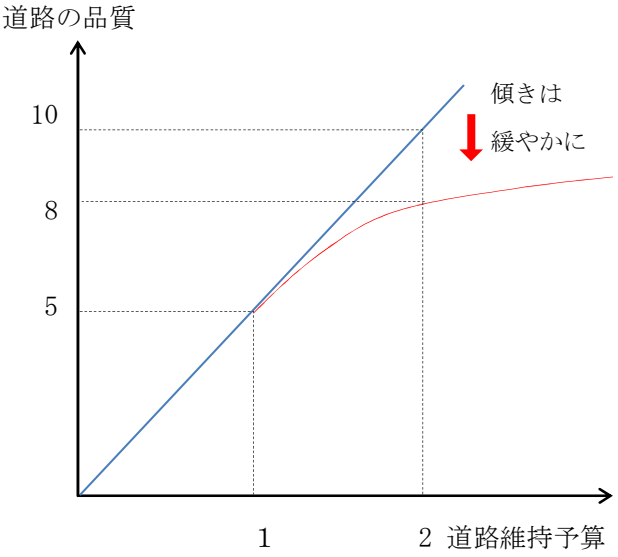
そこで、本論文では、都道府県は地域的に利用される都道府県道の維持管理ノウハウには長けるが、広域的に利用される国道の維持管理ノウハウを不得手であると仮定する。

このため、維持管理する国道の延長が増加すると、都道府県道の品質が低下する。また、国道の維持補修費の国庫補助率は 1/2 であるため、都道府県にとっては、本来投資すべき都道府県道ではなく、国道の維持管理にその予算を投入しなければならない負担が生じることとなる。その結果、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務の発生により低下するのではないかと考えたものである。

②仮説２について

限界生産物逓減の理論[8]を引用し、予算を増加するにつれ、限界生産物は減少し、生産関数の傾きは次第に緩やかになると考える。

具体的には、また、予算が一定ならば、職員を増やしても効果はなく、職員数が一定ならば、予算を増やしても道路の品質は上がらないと考えるものである。



＜図１　限界生産物逓減＞

４．実証分析の内容

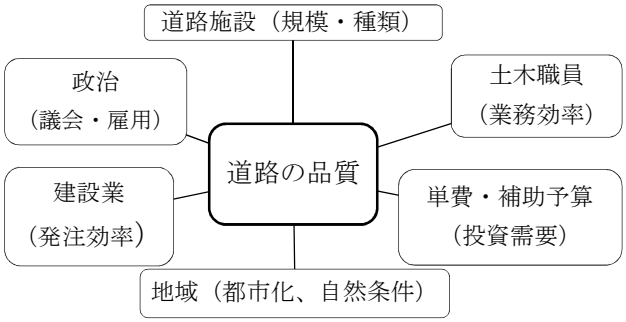
（１）分析方法

道路の走りやすさマップから算出した道路の品質を被説明変数に設定し、これに影響を与えそうな６つの属性を持つ説明変数との因果関係を調べるため、2006 年時点のクロスセクションデータを作成し、OLS を用いた回帰分析を行った。

（２）実証モデルの特徴

被説明変数は、道路の品質とする。説明変数は、道路施設の規模や種類、職員１人あたり担当延長、政治的動向の６つに分類される。

道路施設の規模や種類は、国道の管理延長及び都道府県管理延長割合、橋梁やトンネル延長、そして道路投資需要を表す改良率を設定。職員１人あたり担当延長は業務効率を確認するために設定。予算については補助金を変数に設定することで、国道を維持管理した際の影響を予算面からも把握できるようにした。その他特徴については本編を参照されたい。



＜図２　本研究の生産関数のイメージ＞

8　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

（3）実証モデルの注意点

現場での基本スタンスとして、つくるものに何が求められているか判断し、最小限の費用で高い成果を挙げることが求められるが、本研究において使用した生産関数は、「つくるものに何が求められているか判断」することができない。

また、本研究の生産関数は、被説明変数である「道路の品質」という道路維持管理の一定の品質を保つために、説明変数が正負どちらに有意かということを明らかにするものであり、単に、走りやすい道路の延長を増やすことを目標とするものではない点に注意したい。

5．実証分析結果および考察

（1）分析結果

表 4 に本実証分析の結果を示す。

＜表 4　実証分析結果＞

属性	変数		係数	標準誤差
道路	国道	道路延長　[km]	−0.075283 ***	0.023755
施設	都道府県道	管理延長割合	−1.290349 ***	0.416258
		橋梁延長[km]	0.092515	0.066645
		ﾄﾝﾈﾙ延長[km]	−0.014463	0.036755
		改良率[%]	0.004273 **	0.002044
土木職員	職員あたり道路延長[km/人]		0.048867 **	0.022935
予算	道路橋りょう費[円]		0.353370 ***	0.112173
	補助事業費[円]		−0.070191 *	0.035197
地域	人口密度（可住地1km2あたり）		0.131034 *	0.070666
	事故件数（1kmあたり）		−0.006141	0.060476
	山地割合		−0.460420 *	0.250065
	豪雪地帯ダミー		−0.029202	0.047458
	降雨量ダミー		−0.036632	0.046357
建設業	建設業許可業者数[社]		−0.161910 **	0.078419
	受注工事請負契約額[円]		−0.142155 **	0.058559
政治	有効求人倍率		−0.053006	0.037717
	建設従業者比率		1.649615	1.940658
	地方自民党議員比率[%]		0.081257	0.128387
	国会自民党議員比率[%]		0.250016	0.320206
	歴代首相人数[人]		0.012385	0.010305
決定係数			0.696200	
サンプル数			47	

***、**、*　はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

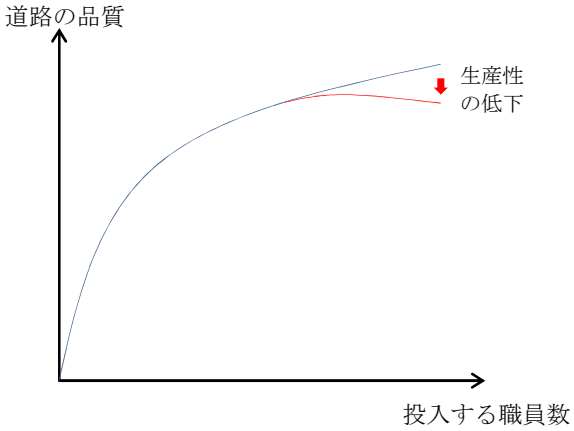
（2）実証分析結果に対する考察

①仮説 1 について

仮説 1 は、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理の義務が発生することにより低下するのではないか、とした。実証分析の結果、道路の品質は、国道管理延長、都道府県道管理割合、補助事業費にマイナスで有意であることが示された。

②仮説 2 について

仮説 2 は、都道府県が維持管理する道路の品質は、職員を追加しても向上しないのではないか、とした。実証分析の結果、道路の品質は、職員 1 人あたり担当延長にプラスで有意であった。これについては、次の 2 通りの解釈ができると考えられる。①同じ道路延長に対して職員を増やした場合に、かえって生産性の低下がみられる場合 ②職員 1 人あたりの規模の効率が働いている場合、である。



＜図 3　生産関数の低下が見られる状況＞

6．おわりに

本研究では、都道府県が国道の維持管理を行うことにより、本来維持管理すべき都道府県道の品質に与える影響について実証分析を行った。

その結果、国道の延長が長いほど道路の品質が低下することや、職員数は、限界生産物逓減や規模の経済の理論で説明される傾向が観察された。

このことから道路管理者がとるべき具体的対策としては、国道の管理延長・管理区分の見直し、組織の適切な規模の検討であろう。

まず、国道の管理延長・管理区分の見直しについては、都道府県が維持管理する国道のうち、本来の趣旨に近い広域的な移動に利用される道路の維持管理は国が実施し、より生活道路として利用されている道路の維持管理は、都道府県が実施する管理区分とする検討や、道路の利用実態を考慮しつつ、品質を向上させる箇所を選択し、維持補修を行う等の検討が求められる。

次に、組織の適切な規模の検討については、予算と人件費の増加は、道路の質の向上に結びつく可能性があるが、職員数を増やしても道路の質の向上に結び付かない傾向が観察された。このため、自治体によっては組織の大きさの臨界点を迎えている可能性があるので、組織の適切な規模を検討すべきである。

【参考文献】

・総務省統計局『統計でみる市区町村のすがた』各年版
・総務省統計局『日本統計年鑑』各年版
・総務省統計局『地方公共団体定員管理関係（都道府県、指定都市、市区町村データ）』各年版
・総務省自治行政局『衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』各年版
・総務省自治行政局『参議院議員通常選挙結果調』各年版
・国土交通省道路局『道路統計年報』各年版
・国土交通省道路局（2006）『道路の走りやすさマップ』
・国土交通省道路局『道路交通センサス』各年版
・社団法人日本道路協会（2004）『道路構造令の解説と運用』
・武揚堂制作部編（2008）『スーイスイ走りやすさマップ全国版』武揚堂
・建設調査統計研究会『建設統計要覧』各年版
・長峯純一、片山泰輔（2001）『公共投資と道路政策』勁草書房
・大谷江二（2009）「小規模自治体における橋梁アセットマネジメントの実施に関する研究」『平成 20 年度開発政策プログラム政策課題研究論文概要集』9-14
・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

災害時における自治体による被災地支援のあり方について
市区町村間災害時相互援助協定締結の有効性の検証から

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12620　福本　弘

1.はじめに

大規模災害時において、地域の災害対策を担う自治体は、災害時の事前の備えとしての保険制度がないため、国など外部からの支援が必要になる。しかし、国と被災地の間では個々の被災地で必要なニーズをすべて国が把握することができないといった情報の非対称があり、必要な所に支援が回らなくなる可能性がある。こうした国からの垂直的な支援のほかに、水平的な支援として、我が国の自治体では、事前に自治体間での災害時相互援助協定（以下、災害協定）や様々な分野の民間事業者との協定を結ぶ動きが広がっている。2011 年に発生した東日本大震災においても、協定に基づく全国の自治体からの支援が実施され、注目を浴びた。しかし、現実に自治体間での災害協定は、災害初期において、果たして本当に効率的な被災地支援体制と言えるのだろうか。また、そもそも自治体が被災地支援の担い手となるべきであろうか。

そこで本研究では、市区町村間における災害協定の現状に着目し、東日本大震災では災害協定に基づく支援がどの程度機能したか、また、災害協定の締結状況は効率的かについて、経済学の知見から現状分析を行った。その分析結果をベースに、今後の自治体による被災地支援のあり方について、提言を行った。

2. 災害時相互援助協定の現状

我が国においては、1995 年に発生した阪神・淡路大震災や、2004 年に発生した新潟県中越地震を契機に、全国の自治体で災害協定を締結する動きが広まり、2011 年に発生した東日本大震災を契機に、その動きはさらに加速した。平成 24 年版消防白書によると、全国 1,742 市区町村のうち 1,645 市区町村（平成 24 年 4 月現在）が、広域での災害協定を締結し、参加状況は 94.4%に達している。

3. 災害協定および東日本大震災における支援活動等に関するアンケート調査

本研究で必要とする、個々の市区町村における災害協定の締結状況および東日本大震災における被災地支援の実績等の実態を把握するため、全国 220 の市区町村に対し、独自のアンケート調査を行った。その結果、124 の市区町村から回答を得ることができた（回答率：56.36%）。以下では、このアンケート結果を中心に検証していく。

4. 災害協定の機能性分析

4-1. 支援の迅速性分析

東日本大震災において災害協定がどの程度機能したかについて実証分析を行う。

はじめに、支援の迅速性についてであるが、これは被災日以降、人的支援・物的支援それぞれにおいて、支援した自治体が最初に被災自治体に支援を開始した日までの日数を指標とし、この日数が短ければ短いほど、迅速な支援が行われたものとする。

分析方法は、支援までの日数の重回帰式を構築し、OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う。推定式は、支援までの日数に影響を与えると予測される変数を設定し、構築した。（人的・物的支援共通）

（協定モデル）$lnND=\alpha+\beta_1 iPA+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon$　(1)

（要請モデル）$lnND=\alpha+\beta_1 iRE+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon$　(2)

（友好都市モデル）$lnND=\alpha+\beta_1 iFR+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon$　(3)

（独自判断モデル）$lnND=\alpha+\beta_1 i\,OR+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon$　(4)

まず協定モデル（1）については、被説明変数 *lnND* は、被災日から支援までの日数、*PA* は災害協定による支援ダミー（被災自治体との災害協定に基づき支援を行った場合は1、そうでない場合は0を取るダミー変数）、*D* は支援した自治体から被災自治体までの距離（被説明変数に対し、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、合わせて2条項も用いた）、*HR* は災害協定締結先の風評被害支援ダミー（締結先が風評被害に見舞われたときに何らかの支援を行った場合は1、支援を行っていない場合は0を取るダミー変数）、*DE* は大地震被災経験ダミー（阪神・淡路大震災または新潟県中越地震の経験自治体は1、そうでない自治体は0とするダミー変数）、*PO・A* はそれぞれ支援する自治体の人口・面積を表す説明変数を用いた。α は定数項、β は係数、ε は誤差項を表す。

この協定モデル（1）のほかに、協定による支援ダミー以外の支援動機ダミーモデルである、(2) 要請モデル（国・都道府県・市長会等の要請に基づく支援ダミー：*RE*）、(3) 友好都市モデル（災害協定先以外の友好都市への支援ダミー：*FR*）、(4) 独自判断モデル（独自の判断に基づく支援ダミー：*OR*）も合わせて用いることで、支援動機ごとの支援の迅速性に影響を及ぼす要因の分析を行う。

人的支援の迅速性の推定結果は、表1のとおりである。前述したように、支援動機別に4つのモデルを用いて推定を行っている。

OLS分析の結果、協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定以外の理由による支援と比べ、協定モデルで12.6日、被災日から支援までの日数を短縮することが、1%水準で統計的に有意に示された。なお、頑健性のチェックも行ったが、協定に基づく支援はいずれも1%水準で統計的に有意となり、頑健性が高いことが示された。これに対し、災害協定締結先以外の友好都市への支援については負の係数ではあったが有意とはならず、また国等の要請に基づく支援や独自の判断による支援はいずれも正の係数であったが有意とはならなかった。

表1　OLS推計結果（人的支援の迅速性）

被説明変数 ln(支援までの日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)	(2)要請モデル 係数 (標準誤差)	(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)	(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)
災害協定による支援ダミー	−12.6463 ***			
	(4.5470)			
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー		4.3934		
		(3.9420)		
友好都市への支援ダミー			−6.2570	
			(16.9333)	
独自の判断に基づく支援ダミー				10.8931
				7.1004
自治体間の距離	−0.0208	−0.0201	−0.0173	−0.0155
	(0.0166)	(0.0172)	(0.0173)	0.0171
「自治体間の距離」の2乗	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000
協定先の風評被害への支援ダミー	3.1422	1.6374	1.3910	0.5940
	(6.1574)	(6.3215)	(6.3589)	6.3123
大地震被災経験ダミー	−3.3449	−2.1674	−2.6422	−1.8941
	(4.6677)	(4.8169)	(4.8372)	4.7978
人口	−0.00001 **	−0.00001 **	−0.00001 **	−0.00001 **
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000
面積	−0.0130 ***	−0.0137 ***	−0.0128 **	−0.0121 **
	(0.0048)	(0.0050)	(0.0050)	0.0049
定数項	31.6630 ***	26.1445 ***	28.6845 ***	27.5582 ***
	(5.4179)	(5.9469)	(5.5104)	5.5025
自由度調整済み決定係数	0.1586	0.1052	0.0954	0.1148
観測数	109	109	109	109

(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表す。

次に、物的支援の迅速性の推定結果は、表2のとおりである。協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定モデルで5.6日、被災日から支援までの日数を短縮することが、1%水準で統計的に有意に示された。頑健性のチェックにおいても、協定に基づく支援はいずれも1%水準で統計的に有意となり、人的支援と同様、頑健性が高いことが示された。一方、それ以外の支援動機ダミーについては、友好都市モデルが負の係数となったが有意とはならず、要請モデルについては正の係数ではあるが有意とはならなかった。独自判断モデルについては、有意に正の係数となり、独自判断の物資の支援は遅れた結果となった。

表2　OLS推計結果（物的支援の迅速性）

被説明変数 ln(支援までの日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)	(2)要請モデル 係数 (標準誤差)	(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)	(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)
災害協定による支援ダミー	−5.6180 ***			
	(1.5058)			
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー		0.6904		
		(1.8980)		
友好都市への支援ダミー			−3.7007	
			(2.7310)	
独自の判断に基づく支援ダミー				9.2842 ***
				(2.2337)
自治体間の距離	0.0066	0.0103	0.0114	0.0113
	(0.0076)	(0.0080)	(0.0080)	(0.0074)
「自治体間の距離」の2乗	−0.000003	−0.000005	−0.000006	−0.000006
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
協定先の風評被害への支援ダミー	−4.9279	−2.8563	−3.2536	−4.2648
	(2.7170)	(2.9196)	(2.8619)	(2.6872)
大地震被災経験ダミー	−1.9302	−1.9254	−2.2846	−2.1973
	(2.2212)	(2.3711)	(2.3528)	(2.1909)
人口	−0.000004	−0.000006 **	−0.000006 **	−0.000005 *
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
面積	−0.0017	−0.0014	−0.0007	−0.0018
	(0.0023)	(0.0025)	(0.0025)	(0.0023)
定数項	10.6979 ***	6.5592 **	6.6044 ***	5.2929 **
	(2.5881)	(2.5289)	(2.4847)	(2.3460)
自由度調整済み決定係数	0.1409	0.0283	0.0438	0.1645
観測数	113	113	113	113

(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表す。

4-2. 支援内容分析

続いて、被災後 3 か月間の支援内容について分析を行う。これは支援を行った自治体の支援内容を計量分析するもので、人的支援については①支援の種類、②派遣先の被災自治体の数、③派遣日数、④派遣人数について検証する。分析方法は、迅速性分析と同様、重回帰式を構築し、OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う。

（協定モデル）$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iPA + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon$ (5)

（要請モデル）$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iRE + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon$ (6)

（友好都市モデル）$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iFR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon$ (7)

（独自判断モデル）$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 i\,OR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon$ (8)

被説明変数 *lnKA* は①支援の種類、*AG* は②派遣した被災自治体の数、*ND* は③派遣日数、*NP* は④派遣人数として、それぞれにおいて分析を行う。なお、説明変数、ダミー変数ならびに推計モデルは迅速性分析と基本的に同様である。ここでは③派遣日数、④派遣人数について推定結果を示す。

③派遣日数の推定結果については、表 3 のとおりである。

表3 OLS推計結果（人的支援・派遣日数） 自治体別データ

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)	(2)要請モデル 係数 (標準誤差)	(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)	(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)
災害協定による支援ダミー	80.7334 ***			
	(22.3533)			
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー		6.4369		
		(35.0927)		
友好都市への支援ダミー			-3.8114	
			(40.8635)	
独自の判断に基づく支援ダミー				17.0453
				(26.9066)
自治体間の距離	0.1084	0.0996	0.0974	0.0958
	(0.0947)	(0.1011)	(0.1005)	(0.1004)
「自治体間の距離」の2乗	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
協定先の風評被害への支援ダミー	-12.1383	2.0956	2.4589	0.3001
	(36.4371)	(38.5274)	(38.4650)	(38.5433)
大地震被災経験ダミー	72.0868 ***	63.6553 **	63.2019 **	64.6826 **
	(27.5830)	(29.1874)	(29.4118)	(29.1840)
人口	0.0003 ***	0.0004 ***	0.0004 ***	0.0004 ***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
面積	0.1259 ***	0.1251 ***	0.1260 ***	0.1247 ***
	(0.0283)	(0.0301)	(0.0306)	(0.0300)
定数項	-32.6180	-23.5949	-17.2365	-19.1148
	(30.3125)	(46.4515)	(31.9248)	(31.9327)
自由度調整済み決定係数	0.6241	0.5761	0.576	0.5776
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、他の理由に基づく支援に比べ、協定モデルで 80.3 日、派遣日数を増加させることが、1%水準で統計的に有意に示された。頑健性のチェックにおいても、協定に基づく支援はいずれも統計的に有意に正の係数となっており、頑健性が高いことが示された。一方、要請に基づく支援や独自判断による支援は正の係数となっているが有意とはならなかった。また、友好都市への支援については、負の係数ではあるが有意とはならなかった。

次に④派遣人数の推定結果については、表 4 のとおりである。

表4 OLS推計結果（人的支援・派遣人数） 自治体別データ

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)	(2)要請モデル 係数 (標準誤差)	(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)	(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)
災害協定による支援ダミー	329.1450 *			
	(176.3459)			
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー		-55.2560		
		(265.0816)		
友好都市への支援ダミー			-63.5871	
			(308.6368)	
独自の判断に基づく支援ダミー				37.2549
				(203.6217)
自治体間の距離	-0.4661	-0.5270	-0.5140	-0.5139
	(0.7470)	(0.7635)	(0.7594)	(0.7595)
「自治体間の距離」の2乗	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
協定先の風評被害への支援ダミー	-25.1814	38.5572	33.2287	29.7779
	(287.4533)	(291.0262)	(290.5211)	(291.6845)
大地震被災経験ダミー	843.8222 ***	808.0165 ***	803.3081 ***	811.4791 ***
	(217.6029)	(220.4745)	(222.1430)	(220.8567)
人口	0.0008 ***	0.0009 ***	0.0009 ***	0.0009 ***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
面積	0.3566	0.3565	0.3636	0.3528
	(0.2233)	(0.2272)	(0.2314)	(0.2272)
定数項	-81.9592	33.3008	-17.2273	-23.6584
	(239.1363)	(350.8832)	(241.1240)	(241.6574)
自由度調整済み決定係数	0.223	0.1968	0.1968	0.1967
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定モデルで 329 人、派遣人数を増加させることが、10%水準で統計的に有意に示された。頑健性チェックでも、一部を除き正の係数が 10%水準で統計的に有意が示された。それに対して、独自の判断による支援については正の係数ではあるが有意とはならず、また要請による支援や友好都市への支援は負の係数で有意とはならなかった（支援量についての分析は本稿でさらに詳しく分析している）。

以上の分析結果から、災害協定が被災地を支援する自治体のパフォーマンスを向上させ、国等による本格的な支援が到達する前の支援の空白をある程度埋める効果があることが明らかになった。

5. 災害協定の効率性分析

次に、現状の災害協定の締結状況について現状把握を行うとともに、二者間協定に着目し、被災自治体へ職員を派

遣する場合の協定自治体間のマッチングの効率性について検証していく。

5-1. アンケート回答市区町村の災害協定締結状況

前述で述べたように、現状の市区町村間の災害協定の締結状況は、全国的に整備が進んでいるものの、締結自治体数や遠近の締結先の配置のバランスは自治体によってバラつきがあり、特に離れた距離の自治体と未締結の市区町村が相当数存在するなど、課題を残している。

5-2. 二者間協定における市区町村のマッチング分析

次に二者間協定における締結市区町村のマッチングについて考察する。「何をもって効率的なマッチングとするか」というのは非常に難しいが、ここでは「被災地への人的支援」を想定したマッチングに限定し、効率的なマッチングであるかを見る指標として、「同一巨大地震エリアの回避」「災害リスクの共有」「地域特性の類似性」「自治体規模の類似性」の4つの指標を用いて、それぞれの指標がマッチしているほど効率性が高いと判断し、検証を行った。その結果、「同一巨大地震エリアの回避」では概ね効率的と言えるが、それ以外の指標については、以前、改善の余地があることがわかった。特に「自治体規模」のマッチングについては、ほとんどの自治体がマッチしたものとなっていない、非効率な状態であることが明らかになった。

こうした効率的とは言い難い現状の要因を見るべく災害協定締結における締結先の選定理由についてもアンケートを行った。すると、協定数の8割以上が、災害協定を締結するために自治体を選定したのではなく、「日頃からの交流」や「地縁（ゆかりの地）」といった、災害対策以外の面で元々つながりを持った自治体と締結していることが明らかになった。ここに、現状の災害協定が効率的ではないことの要因があると考える。

6. 今後の被災地支援のあり方

6-1. 地域の防災・災害対策と被災地支援の担い手

地域の防災・災害対策は、第一義的には、個々の地域による自助努力である。しかし被災を受けた地域による自助努力だけでは賄えないような大規模災害が生じた場合に、外部からの支援が必要になる。そのうち被災地への救援・救護支援や避難住民への支援、ライフラインなどのインフラ整備などといった復旧のための支援の担い手は、被災住民の生命の安全を守るための公共財であり、第一義的には政府が供給すべきものである。現在、被災地支援にあたっては、国の指揮命令による支援のほか、これまで分析してきた自治体間の災害協定に基づく支援など、自治体独自の判断による支援が行われている。しかし、私は、今後の支援の担い手は、国が担うべきであると考える。何故なら、第1に、国は国全体の災害対策を担う役割があるのに対し、自治体は自らの自治体に住む住民の効用を高めるためのみに働くべきであるからである。第2に、これまでの分析で明らかになったように、自治体の任意の協定に基づく支援に被災地支援の一部を委ねることは、効率的とは言い難いからである。効率的な被災地支援体制を追求するならば、これまで自治体が指揮命令を担ってきた初動期の迅速な被災地支援体制についても、国は自らの指揮監督のもと、集権的な立場からさらなる効率的な支援を主体的に進めていくべきである。つまり、どの自治体が被災しても迅速に支援の手が届くような被災地支援体制を国は構築すべきである。故に国に支援の指揮命令・監督権を一元化すべきであり、自治体は指揮命令権を持たず、実務としての自治体職員の派遣に留めるべきであると考える。

6-2. 自治体による被災地支援のあり方（政策提言）

今後の自治体職員の具体的な活用法として2つの提言を行った。一つは「一部の行政実務における自治体職員の活用」である。自治体職員の専門性・類似性が活かされる分野については自治体職員を活用することが最も効率的だからである。もう一つは「全国自治体マッチング支援」の導入である。これは国等の主導により全国の自治体が参加して自治体チームを複数編成し、初動時にチーム内で支援していくというもので、迅速かつ全国どこの自治体でも支援が受けられる相互保険的な体制の構築を期待して提案した。

災害協定および自治体による被災地支援について本研究で明らかにされていないことはまだ多い。今後さらに研究が進み、今後の災害対策が改善されていくことを願いたい。

条例によるワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12621　本多　浩

１　はじめに[1]

行政指導によって実施されてきたワンルーム建築の規制は、近年、行政指導の指針となる要綱を条例化し、実効性の確保を図ろうとする傾向が東京都区部で多く見られる。しかし、このような規制方法は、その地域に住むかもしれない単身者の居住場所を奪う可能性がある一方、ファミリー世帯が居住場所として選好する郊外に、ワンルームの需要を生じさせることも考えられる。

そこで、本稿では、条例によるワンルーム建築規制（以下「ワンルーム建築規制」という。）が地域の効用を高めているのかどうか、ワンルームの供給が少ない地域に規制の影響が及んでいるのかどうか、東京都区部の住居系地域を対象に、$Difference-in-Differences$の手法を用いて、資本化仮説に基づく実証分析を行う。

２　ワンルーム建築規制の概要

東京都区部におけるワンルーム建築規制は、1980年以後のワンルーム急増に伴って生じた居住マナーの問題や地域コミュニティの希薄化など、住環境の悪化に起因すると言われている。ワンルーム建築の規制当初は、行政指導による対応によって行われていたが、近年においては、18の区がワンルーム建築規制を実施している。

また、ワンルーム建築規制は、１戸当たりの専有面積の下限を定める最低専有面積を基本として実施されているが、ワンルームの供給を大幅に抑制する必要がある区では、一定の専有面積・一定の割合以上のファミリータイプを附置させるファミリータイプ附置義務や課税を上乗せすることによって規制の強化を図っている（表１）。なお、本稿では、最低専有面積を中心とする規制を「基本型」、最低専有面積にファミリータイプ附置義務又は課税の上乗せをする規制を「上乗せ型」として位置付ける。

表１　東京都区部における規制実施区のタイプと規制内容（2013年１月１日現在）

規制実施区のタイプ		基本型		上乗せ型							
区名		江東	練馬	中央	港	新宿	文京	台東	墨田	目黒	大田
規制実施開始年		2008	2006	2003	2005	2004	2008	2005	2008	2008	2012
最低専有面積		25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡
規制の上乗せ	ファミリータイプ附置義務	－	－	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
	課税	－	－	－	－	－	－	－	－	－	－

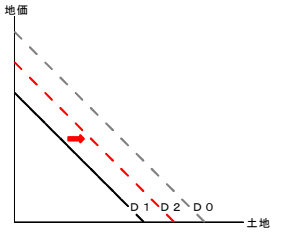
規制実施区のタイプ		上乗せ型								
区名		世田谷	渋谷	中野	豊島		北	荒川	板橋	江戸川
規制実施開始年		2002	2003	2011	2005	2004	2008	2007	2009	2006
最低専有面積		25㎡	28㎡	25㎡	20㎡	－	25㎡	25㎡	25㎡	平均30㎡
規制の上乗せ	ファミリータイプ附置義務	あり	あり	あり	－	－	あり	あり	あり	あり
	課税	－	－	－	－	50万円/戸	－	－	－	－

３　ワンルーム建築規制に関する理論分析

この章では、ワンルーム建築規制が適切な外部性対策であるのかどうか理論分析を行う。また、金本（1997）によれば、外部性制御のための土地利用規制が成功した場合には、地価が上昇することになるとされているため、ワンルーム建築規制が地価に与える影響についても理論分析を行う。

(1) ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果

居住マナーの問題による外部不経済は、ワンルーム入居者だけが起こすとは限らない。仮にワンルーム建築規制によって外部不経済が減少したとしても、それは限定的であると言える。そのため、図１に示すとおり、ワンルーム建築規制によって外部不経済が減少している地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ２にシフトにする。しかし、ワンルーム入居者に限定せず、地域全体に外部性の内部化を図るような対応がとられた場合には、土地の需要曲線がＤ１からＤ０にシフトすることになるため、ワンルーム建築規制では、地域全体の外部不経済を解消することまでは期待しにくいと考えられる。

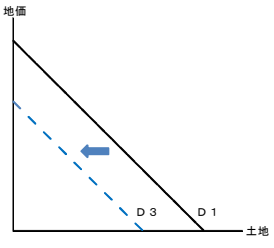


Ｄ０：外部不経済がない場合の土地の需要曲線
Ｄ１：外部不経済がある場合の土地の需要曲線
Ｄ２：ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果によって外部不経済が減少した場合の需要曲線

図１　ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果

(2) 土地利用の非効率性

ワンルーム建築規制が実施されている地域では、自由なワンルーム建築を行うことができないため、非効率な土地利用がなされていると考えられる。そして、非効率な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線を図２に示すと、効率的な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線をＤ１とした場合、非効率な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線はＤ３にシフトすることになる。



Ｄ１：効率的な土地利用がなされている場合の土地の需要曲線
Ｄ３：非効率な土地利用がなされている場合の土地の需要曲線

図２　土地利用の非効率性

(3) 外部性コントロール効果と土地利用の非効率性に影響を与える要因

外部性コントロール効果と土地利用の非効率性に影響を与える要因として、ワンルーム建築規制における規制方法の違い、居住場所の選好、地域の特性及び土地所有

[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。

者における利益最大化行動が考えられるため、これらを整理する。

まず、ワンルーム建築規制における規制方法の違いについてである。基本型は、最低専有面積を守れば供給することができるため、ワンルームの供給抑制機能は低く、外部性コントロール効果も小さいと考えられる。

これに対し、上乗せ型は、最低専有面積に加え、ファミリータイプの附置やワンルーム建築のための納税をする必要があり、効率性の大幅な低下と取引費用の増加という弊害が生じる。そのため、ワンルームの供給抑制機能は高く、外部性コントロール効果と土地利用の非効率性が大きいことが考えられる。

次に、居住場所の選好についてである。清水・唐渡（2007）によれば、ワンルーム系に居住する消費者は、最寄り駅までの時間に対してはより強い選好を顕示する傾向がある一方、ファミリー層は、住環境に対して相対的に強い選好を顕示する傾向があるとされる。この指摘によれば、駅に近い地域にワンルーム、駅から遠い地域にファミリータイプの立地が多いと考えることができる。

次に、地域の特性についてである。ワンルームが立地する場所は、駅に近い地域が多いとされるが、必ずしも利便性を重視した用途地域になっているとは限らない。また、金本（1997）によれば、「一戸建ての住宅の多い地域では、既存の住民がアパートの建築を好まず、将来アパートに住むかもしれない人々の意見を無視してアパートの建築を規制するかもしれない。」とされるため、一戸建てが多い地域におけるワンルーム供給量の変化は、地域の効用に影響を与えることも考えられる。

最後に、土地所有者における利益最大化行動についてである。ワンルーム建築規制が実施されると、駅に近い地域におけるワンルーム供給量の減少に伴って、駅に近い地域に住むことができないワンルーム入居希望者の受け皿が必要となることが考えられ、駅から遠い地域にワンルームの需要を生じさせる場合があると考えられる。そのため、駅から遠い地域の土地所有者は、ファミリータイプの供給に加え、ワンルームを供給することが考えられるが、当該地域では、住環境を重視するファミリー世帯が多く居住していると考えられることから、ワンルーム供給量の増加によって、地域の効用に影響を与えることも考えられる。

(4) ワンルーム建築規制が地価に与える影響

ワンルーム建築規制が地価に与える影響について、次のとおり整理した（図３）。

① 外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも大きい地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ４にシフトし、地価がＰ０からＰ１に上昇することになる。

② 外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも小さい地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ５にシフトし、地価がＰ０からＰ２に低下することになる。

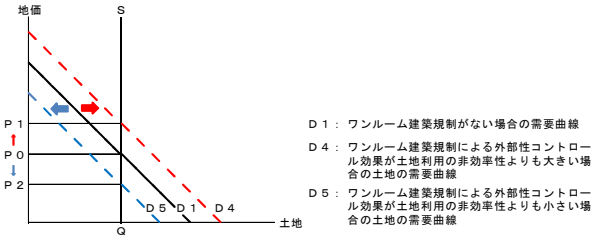


図３　ワンルーム建築規制が地価に与える影響

4　ワンルーム建築規制が地価に与える影響に関する実証分析

(1) 仮説

実証分析に当たり、次の仮説を設定する。

① 最低専有面積を中心とする規制（基本型）は、土地利用の非効率性が外部性コントロール効果よりも大きくなり、地価を低下させているのではないか。

② ファミリータイプ附置義務又は課税を上乗せする規制（上乗せ型）は、外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも大きい場合と小さい場合があり、地価を上昇させている場合と地価を低下させている場合があるのではないか。

(2) 分析の方法

分析の方法は、政策評価の分析に適した$Difference-in-Differences$（以下「ＤＩＤ分析」という。）の手法を用いて行う。

(3) 分析の対象

分析の対象は、ワンルームの入居者が想定される単身者の数を基準とすることとした。単身者が多い地域では、ワンルームの居住ニーズが高い地域であることが考えられ、ワンルーム建築規制が与える影響も大きいと考えられるからである。具体的な基準としては、2000年の単独世帯数が５万世帯以上の区（表２）とした。

表２　分析の対象

規制実施区		未実施区
基本型	上乗せ型	
江東区 練馬区	新宿区　目黒区　世田谷区 渋谷区　中野区　豊島区 北区　板橋区　江戸川区	品川区　大田区 杉並区　足立区 葛飾区

備考　データの関係上、規制実施区と規制未実施区は、2012年１月１日現在とした。

(4) 使用するデータ

使用するデータは、2000年から2012年までの13年間における住居系地域の公示地価である。2000年からのデータを用いた理由は、ＤＩＤ分析の場合、規制実施前のデータを用いる必要があること、また、分析対象の基準を2000年の単独世帯数としたことによる。

(5) 推計モデル及び変数の説明

推計モデルは、次のとおりである。

$$lnPL_{it} = \beta_0 + \beta_1 BSD_{it} + \beta_2 ADD_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 LD_j + \beta_5 RD_k + \beta_6 TD_l + \varepsilon_{it}$$

被説明変数は、公示地価（円／㎡）の対数値（$lnPL_{it}$）を用いた。また、説明変数は、規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）、規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）、土地に関する変数（X_{it}）、区ダミー（LD_j）、沿線ダミー（RD_k）、年次ダミー（TD_l）を用いた。

①規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）と②規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）は、規制実施区のうち、①規制実施区（基本型）、②規制実施区（上乗せ型）において、当該規制実施年後であることを表すダミー変数である。なお、居住場所の選好や地域の特性等によって規制の効果が異なると思われるため、規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）と②規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）に、最寄り駅までの道路距離、住居系地域（距離区分なし）ダミー、住居系地域（距離区分あり）ダミーとの交差項を作成し、上記推計モデルとは別に、交差項モデルとして分析を行った。

土地に関する変数（X_{it}）は、地積（㎡）、指定容積率（%）、前面道路幅員（m）、最寄り駅までの道路距離（m）、東京駅までの時間距離（分）のほか、ダミー変数として、形状（台形）ダミー、形状（不整形）ダミー、用途地域ダミーを用いた。

なお、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
公示地価	11097	435750.9	164178.9	148000	2200000
ｌｎ公示地価	11097	12.92444	0.34187	11.90497	14.60397
規制実施区（基本型）実施年後ダミー	11097	0.06074	0.23886	0	1
規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー	11097	0.25665	0.43680	0	1
地積	11097	194.19670	139.68790	40	3089
指定容積率	11097	180.95520	74.75318	60	400
形状（台形）ダミー	11097	0.06263	0.24231	0	1
形状（不整形）ダミー	11097	0.00523	0.07211	0	1
前面道路幅員	11097	5.75968	3.36994	2	40
最寄り駅までの道路距離	11097	828.12020	559.27820	90	4100
東京駅までの時間距離	11097	29.76273	7.95103	9	47
用途地域ダミー					
第二種低層住居専用地域	11097	0.01451	0.11958	0	1
第一種中高層住居専用地域	11097	0.27025	0.44411	0	1
第二種中高層住居専用地域	11097	0.02208	0.14694	0	1
第一種住居地域	11097	0.23772	0.42571	0	1
第二種住居地域	11097	0.01694	0.12906	0	1
準住居地域	11097	0.01478	0.12067	0	1
区ダミー		（省略）			
沿線ダミー		（省略）			
年次ダミー		（省略）			
住居系地域（距離区分なし）ダミー					
低層住居専用地域	11097	0.43823	0.49619	0	1
中高層住居専用地域	11097	0.29233	0.45485	0	1
住居地域	11097	0.26944	0.44369	0	1
住居系地域（距離区分あり）ダミー					
低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）	11097	0.32540	0.46855	0	1
低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）	11097	0.11282	0.31639	0	1
中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）	11097	0.22240	0.41588	0	1
中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）	11097	0.06993	0.25504	0	1
住居地域（最寄り駅から1000m以内）	11097	0.21961	0.41400	0	1
住居地域（最寄り駅から1001m以上）	11097	0.04983	0.21761	0	1

(6) 推計結果

推計結果は、表４のとおりである。

表４　推計結果

ln公示地価	基本モデル		交差項モデル（1）		交差項モデル（2）		交差項モデル（3）	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
①規制実施区(基本型)実施年後ダミー	-0.04730	0.00574 ***	-0.01436	0.00860 *				
①×最寄り駅までの道路距離			-0.00004	0.00001 ***				
①×低層住居専用地域					-0.06339	0.00630 ***		
①×低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							-0.05357	0.00716 ***
①×低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							-0.08350	0.00912 ***
①×中高層住居専用地域					-0.02349	0.01159 **		
①×中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							-0.01877	0.01205
①×中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							-0.03925	0.03248
①×住居地域					-0.00241	0.01240		
①×住居地域(最寄り駅から1000m以内)							0.00010	0.01296
①×住居地域(最寄り駅から1001m以上)							-0.02488	0.03162
②規制実施区(上乗せ型)実施年後ダミー	0.02004	0.00387 ***	0.06171	0.00548 ***				
②×最寄り駅までの道路距離			-0.00006	0.00001 ***				
②×低層住居専用地域					0.06892	0.00516 ***		
②×低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							0.08762	0.0053 ***
②×低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							-0.00915	0.0079
②×中高層住居専用地域					-0.00025	0.00513		
②×中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							0.00264	0.0056
②×中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							-0.01139	0.00850
②×住居地域					-0.00887	0.00531 *		
②×住居地域(最寄り駅から1000m以内)							-0.00983	0.0055 *
②×住居地域(最寄り駅から1001m以上)							-0.00437	0.0112
土地に関する変数	yes		yes		yes		yes	
区ダミー	yes		yes		yes		yes	
沿線ダミー	yes		yes		yes		yes	
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	13.83907	0.01250 ***	13.8228	0.01251 ***	13.81750	0.01246 ***	13.79910	0.01247 ***
観測数	11097		11097		11097		11097	
自由度調整済み決定係数	0.9095		0.9106		0.9115		0.9128	

※表中の***、**、*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%に対応する。

①　規制実施区（基本型）実施年後ダミー

基本モデルでは、規制実施区（基本型）の地価が4.7%低下していることが、１%水準で統計的に有意に示された。また、最寄り駅までの道路距離に着目した交差項モデル（１）では、最寄り駅までの道路距離０ｍ地点の地価が1.4%低下していることが10%水準で統計的に有意に示され、道路距離が１ｍ延びるごとに地価が0.004%低下することが１%水準で統計的に有意に示された。

次に、用途地域に着目して分析を行った交差項モデル（２）では、低層住居専用地域の地価が6.3%低下、中高層住居専用地域の地価が2.3%低下していることが、それぞれ１%水準及び５%水準で統計的に有意に示された。また、各用途地域を最寄り駅から1000m以内と1001m以上に区分して分析を行った交差項モデル（３）では、低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が5.4%低下、低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）の地価が8.4%低下していることが、それぞれ１%水準で統計的に有意に示された。この点については、特にワンルームの立地が少ないと思われる低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）が低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）よりも負の値が大きい点が特出すべき点である。なお、このモデルについては、統計的に有意な結果が出ていないものの、最寄り駅から1001m以上の中高層住居専用地域と住居地域も負の符号が出ている。

②　規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー

基本モデルでは、規制実施区（上乗せ型）の地価が2.0%

上昇していることが、１％水準で統計的に有意に示された。また、交差項モデル（１）では、最寄り駅までの道路距離０ｍ地点の地価が6.2%上昇していることが１％水準で統計的に有意に示され、道路距離が１ｍ延びるごとに地価が0.006%低下することについても１％水準で統計的に有意に示された。この点については、最寄り駅までの道路距離が1029m地点で地価の上昇が０％となり、地価が上昇する地域は、駅に近い地域、つまり、ワンルームの立地が多いと考えられる地域と一致している。

次に、交差項モデル（２）では、低層住居専用地域の地価が6.9%上昇している一方で、住居地域の地価が0.9%低下していることが、それぞれ１％水準及び10%水準で統計的に有意に示された。また、交差項モデル（３）では、低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が8.8%上昇している一方で、住居地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が1.0%低下していることが、それぞれ１％水準及び10%水準で統計的に有意に示された。なお、このモデルについては、統計的に有意な結果が出ていないものの、各用途地域における最寄り駅から1001m以上の地域で負の符号が出ている。

５　考察

最低専有面積を中心とする規制方法（基本型）は、地価に負の影響を与える結果となっており、外部性コントロール効果よりも土地利用の非効率性が大きい規制方法であることが明らかとなった。また、低層住居専用地域における最寄り駅から1001m以上の地域の地価が低下していることから、最低専有面積によって、ワンルームの立地を郊外に拡散させ、ワンルームとファミリータイプ・一戸建てが混在するエリアの拡大や当該エリアの混在度を高めている可能性があると考えられる。

次に、最低専有面積にファミリータイプ附置義務又は課税を上乗せする規制方法（上乗せ型）は、地価に正の影響を与える地域と負の影響を与える地域があり、外部性コントロール効果及び土地利用の非効率性が大きい規制方法であることが明らかとなった。また、ワンルームの供給抑制機能が大きいと考えられ、住環境を重視する地域に対しては、地価を上昇させる規制方法であると考えられる。しかし、利便性が高い地域に対しては、ワンルームの需要を満たせない原因となることから、当該地域の地価を低下させる規制方法であると考えられる。なお、この規制方法によって、地価が上昇している地域については、最低専有面積を中心とする規制（基本型）においても影響を受けていることから、外部性コントロール効果が適切になされたことによる地価の上昇というよりも、ワンルームの供給制限がかかったことによる地価の上昇と捉えることもできるため、この点については考慮する必要がある。

以上の考察を踏まえると、ワンルーム建築規制は、土地利用の非効率性よりも外部性コントロール効果が大きい場合が限定的で、外部性コントロール効果よりも土地利用の非効率性が大きい場合がほとんどであることから、外部性対策としては適切でないと言える。

６　政策提言

前章の考察を踏まえ、この章では、ワンルーム建築規制に関する政策提言を行う。

「居住マナーの問題は、行為に対する外部性対策で対応を図り、ワンルーム建築規制は、廃止すべきである。」

なお、上記政策提言に当たり、経済学の見地から次のとおり付言する。居住マナーの問題は、行為に関する問題であり、ワンルームとは直接関係せず、ワンルーム入居者以外の者も引き起こすことが考えられることから、ワンルーム建築を規制したとしても、地域全体における居住マナーの問題は解決しない。また、ファミリータイプの供給は、ファミリー世帯の居住ニーズを高める政策やファミリータイプを供給するためのインセンティブを与える政策を実施する方が、総余剰を最大化できると考える。なお、ワンルーム建築規制によって地価が上昇している地域があるため、当該地域の地価を低下させない形で政策転換を図る必要がある。

７　おわりに

本稿では、ワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響に焦点をあてて分析を行ってきた。この分析では、居住場所の選好や地域の特性等を考慮したことで、規制の影響を受けている地域を鮮明にできたと考える。

また、第４章の分析結果から、ワンルーム建築規制が外部性対策として適切でないとの結論に至り、前章でワンルーム建築規制の廃止について政策提言を行った。

しかし、本稿で明らかとなった課題もある。本稿では、第５章において、ワンルームの立地が郊外に拡散し、ワンルームとファミリータイプ・一戸建てが混在するエリアの拡大や当該エリアの混在度を高めている可能性があることを指摘したが、そのような地域にどの程度ワンルームの供給戸数が増加し、どの程度混在度を高めているかまでは明らかにすることができなかった。

ワンルームやファミリータイプの供給は、ワンルーム入居者、ファミリー世帯それぞれの居住場所の選好に応じて行うことが総余剰の最大化につながると考えられるが、ワンルーム建築規制によってそのことが阻害されているのであれば、地域の効用を低下させている政策であると考えられるため、その意味においても、今回明らかとなった課題を検証していく必要があると思われる。

【主な参考文献】

金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社

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

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

地震保険制度の加入率に関する考察
～住宅性能表示制度の耐震等級に着目して～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12622　山下　和博

１．はじめに[1]

地震災害の際に「自助」の役割として期待される地震保険の加入率については、昭和 41 年の制度創設以来、数々の地震被害を経て、その加入率及び付帯率は表１のとおり着実に増加しているものの、平成 23 年度現在、世帯加入率は 26.0%、火災保険への付帯率は 53.7%と決して高くない。

しかしながら、損害保険料率算出機構のアンケート調査によれば、地震保険非加入者で地震保険が「必要」と思う割合は 46.5%、地震保険非加入者で地震保険が「高い」と感じる割合は 60.2%となっており、料金設定次第で保険加入率は上がる余地があると言える。

なお、地震保険加入率の上昇について、平成 24 年度政策評価実施計画（財務省）によれば、地震保険の加入促進を目的とした広報活動について周知啓発を強化していくことや、普及率について前年度より上昇させる目標を明記しており、地震保険加入率の上昇は政府の政策目標となっている。

地震保険加入率の上昇を考えるにあたり、保険の世界では「逆選択」の問題が存在する。即ち、被災リスクの高い者が地震保険に加入し、被災リスクの少ない者は地震保険に加入しないということである。これにより、地震保険は被災リスクの高い者しか加入しないこととなり、地震保険制度が成立しない可能性がある、という理論である。

地震保険においては、逆選択を解消する「スクリーニング」として、耐震性能について建築年割引（10%）や耐震等級割引（10～30%）等が存在するが、専門家によれば、耐震性能差を考えた場合、割引率は 30%では済まないという指摘や、30%の割引率の妥当性についてシミュレーションでは明らかでなく、政策的な判断で決められたという指摘もあり、スクリーニングが不十分である可能性がある。その結果、耐震性能差による加入率に歪みが生じ、加入率に悪影響を及ぼしているのではないかと考えた。

そこで、本稿では地震保険加入率と住宅の耐震性能に係る分析を行うことで、現状の地震保険加入率の低迷要因を探ることとした。その結果、耐震性能によるスクリーニングが不十分とまではいえないことが判明した。しかし、首都直下型地震エリアや震災後に高額公的支援を受けたエリアにおいて、耐震性能及び地震保険付帯率の低下が確認され、大震災が予測される地域での備えの甘さや、「暗黙の政府保証」による加入率の低下の可能性が明らかとなった。

以上の結果を踏まえ、地震保険の耐震性能に関するスクリーニングの改善や耐震性能の低い住宅の加入強化等が地震保険の加入率上昇に寄与するものと考え、今後の地震保険制度等の商品設計について改善を提言している。

表１　地震保険加入率・付帯率等の推移

	世帯数	契約件数	世帯加入率(%)	火災保険付帯率(%)
1994 年度	44,235,735	3,968,835	9.0	-
1995 年度	44,830,961	5,181,407	11.6	-
1996 年度	45,498,173	5,975,416	13.1	-
1997 年度	46,156,796	6,565,221	14.2	-
1998 年度	46,811,712	6,923,684	14.8	-
1999 年度	47,419,905	7,325,847	15.4	-
2000 年度	48,015,251	7,664,480	16.0	-
2001 年度	48,637,789	7,883,873	16.2	33.5
2002 年度	49,260,791	8,078,780	16.4	33.3
2003 年度	49,837,731	8,564,002	17.2	34.9
2004 年度	50,382,081	9,324,901	18.5	37.4
2005 年度	51,102,005	10,246,735	20.1	40.3
2006 年度	51,713,048	10,775,335	20.8	41.7
2007 年度	52,324,877	11,217,390	21.4	44.0
2008 年度	52,877,802	11,841,278	22.4	45.0
2009 年度	53,362,801	12,275,087	23.0	46.5
2010 年度	53,783,435	12,747,680	23.7	48.1
2011 年度	54,171,475	14,088,665	26.0	53.7

２．地震保険制度の概要等

地震保険制度は、昭和 39 年（1964）年の新潟地震を契機に昭和 41（1966）年に創設されたものである。その後、制度の見直しを伴う保険料率等の改定を幾度か経て現在に至っている。

制度の特徴として、日本の地震保険制度は政府による再保険制度により運営されており、地震被害による保険金の支払い規模により、国の資金が一定割合投入される仕組みとなっている。これは、一般的な保険で成り立つ「大数の法則」が、地震保険についてはその特殊性により適用できないためである。また、東日本大震災のような巨額の損害をもたらす地震の場合、民間保険のみでは保険金支払いに耐え切れず、破綻する

[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。

恐れがあるためでもある。

保険料については、過去の震災被害等から求めた都道府県別の等地設定、建物構造に応じた料率設定及び住宅性能表示制度の耐震等級に代表される耐震性能に応じた割引制度（10～30%）がある。このように、地震保険は所在地、構造及び耐震性能に応じて一定のスクリーニングがなされている。

なお、経済学的な見地で地震保険の加入率を論じた場合、社会保険の一つである年金制度と比較したとき、表２のとおりとなる。年金の場合、リスクに備えない場合の「生活保護」といった外部不経済が発生するが、地震保険においてもリスクに備えない場合の「被害救済の負担」といった外部不経済が発生する。このことからみても、政府はリスクに応じた料率の保険、即ち地震保険で備えさせる必要があると考える。

年金制度同様に地震保険を強制保険にするかどうかの議論については、耐震性能の高い住宅や自己の貯蓄により被災後の復旧が軽微又は補填可能な人にとってみれば、強制加入による厚生の損失が非常に大きい点や、逆選択やモラルハザードの余地が年金ほど大きくない点から、地震保険については、備えさせる必要はあるものの、完全な強制保険ではなく、加入率の上昇が望ましいと考える。

表２　地震保険と社会保険（年金）との比較

	地震保険	年　金
備えるリスク	災害（地震、津波等）	長寿
(備えない場合の)外部不経済	被害救済の負担	生活保護
強制or任意	任意加入	強制加入
逆選択	弱～中（スクリーニング有）	強
保険金の性格	個人資産の（一部）回復 生活再建	生存資金

３．住宅性能表示制度の概要

住宅性能表示制度は平成 12 年４月１日に施行された「住宅の品質確保の促進等に関する法律（以下「品確法」という。）」に基づく制度で、良質な住宅を安心して取得できる市場を形成するためにつくられた制度である。

地震保険においては、品確法に基づく住宅性能評価書（新築及び既存）を取得すると、耐震等級割引を受けることができ、評価された耐震性能の等級に応じて表３の割引率が適用される。

表３　耐震等級の割引率

耐震等級	割引率
3	30%
2	20%
1	10%

なお、住宅性能表示制度の利用率についてであるが、平成 23 年度において、建設住宅性能評価（新築）の利用率として一戸建ての住宅が 18.4%、共同住宅等が 20.8%となっている。当該制度においては、指定された表示項目全てを評価することが前提となっており、それに伴い、評価費用も高額となるため、それが利用率に影響している原因の一つと考えらえる。この利用率の低さにより、耐震等級割引が十分に生かされず、地震保険の加入率に影響を及ぼしているとも考えられる。

４．地震保険の加入率上昇に関する理論分析

4.1　保険市場におけるスクリーニング

リスクが高い人の無差別曲線（IC_{High}）とリスクが低い人の無差別曲線（IC_{Low}）を考えた場合、その関係は図のとおりとなる。

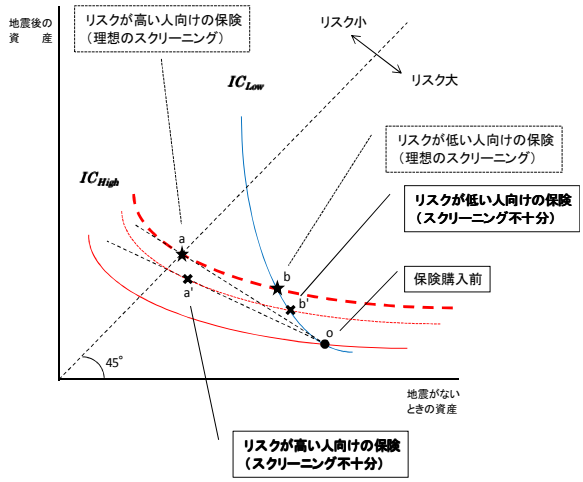


図　　保険市場の理論分析モデル

この場合において、a 点や b 点のようなスクリーニングが実現されていないとき、スクリーニングが不十分な a'点や b'点の保険商品となることにより、本来の保険商品よりリスクの大きい、即ち商品性の悪いものが提供され、加入率に影響を及ぼすと考える。

4.2　地域別・構造別の被災リスクに応じたスクリーニング

地震保険制度においては、全国を地震リスク等に応じた「等地」（１～４等地）に区分し、かつ、建物を構造ごとに区分して保険料率が設けられており、地域別・構造別のスクリーニングは一定になされている。にもかかわらず、佐藤・齋藤(2010)によれば、地震リスクの高い都道府県に居住する世帯ほど、地震保険への加入率が高くなるとしており、地域別・構造別の被

災リスクについてはスクリーニングが十分に機能していないことが考えられる。

4.3 仮説

上記のように、地域別・構造別の被災リスクに応じたスクリーニングについては十分に機能していない可能性が示唆された中、耐震性能によるスクリーニングについても同様のことが言えるのではないか、と考え、以下の仮説を設定した。

【仮説】

住宅性能表示制度における耐震等級及び免震建築物は地震保険加入のインセンティブとなっておらず、それらを基にしたスクリーニング（耐震等級割引及び免震建築物割引）が十分に機能していないため、加入率に負の影響を及ぼしているのではないか。

5.【実証分析１】地震保険付帯率に影響を及ぼす決定要因について

5.1 分析対象

本分析の調査対象は東日本大震災前の直近３ヶ年度（平成 19～21 年度）の都道府県別データ（沖縄県を除く）を集計し、地震保険付帯率及び等地については損害保険料率算出機構の提供データから、その他の項目（ダミーを除く）については総務省統計局の「社会生活統計指標-都道府県の指標-2012」中の「統計でみる都道府県のすがた　2012」から集計・編集した。なお、首都直下型地震ダミーは、当該地震で大きな被害が想定される１都４県（茨城県、埼玉県、千葉県、東京都及び神奈川県）を、高額公的支援ダミーは、過去の震災において世帯あたり最大 1,000 万円を超える公的支援があった都道府県（北海道（北海道南西沖地震津波災害）及び長崎県（雲仙岳噴火災害））を指定している。

なお、地震被害を補償するものとして、地震保険の他にも国が関与しない共済制度（JA 共済等）が存在するが、加入者が地方圏に偏って分布していること等が指摘されているため、本稿ではそれらの加入世帯は考慮しないこととする。

5.2 分析方法

地震保険付帯率に影響を及ぼす決定要因を検証するため、以下の推定式に基づき分析を行う。なお、本推定式の被説明変数は地震保険付帯率であり、質的変数であるため、ロジスティック回帰モデルにより分析を行う。なお、変数の説明は表４のとおり。

$$ln(\frac{P}{1-P}) = \alpha + \sum_i \beta i Xi + \varepsilon$$

5.3 推定結果

ロジスティック回帰分析による推定結果は表４のとおり。

表４　推定結果

被説明変数：ln((地震保険付帯率(P))/（1−地震保険付帯率(P)))				
説明変数	係数	標準誤差	t値	有意水準
X_1 ： 等地	0.2487	0.0263	9.45	***
X_2 ： 住民基本台帳世帯平均人員	−0.8039	0.1493	−5.39	***
X_3 ： 人口密度	−0.0014	0.0028	−0.50	
X_4 ： 県民所得（1人当たり）	−0.0005	0.0001	−4.32	***
X_5 ： 消費者物価地域差指数・総合	−0.0375	0.0158	−2.38	**
X_6 ： 固定資産税（人口1人当たり）	0.0177	0.0049	3.61	***
X_7 ： 着工居住用建築物工事費予定額（床面積1㎡当たり）	−0.0077	0.0035	−2.23	**
X_8 ： 一般病院の1日平均外来患者数（人口10万人当たり）	−0.0004	0.0001	−2.77	***
X_9 ： 教育費割合（2人以上の世帯）	0.1297	0.0257	5.04	***
X_{10} ： 降水日数	0.0025	0.0012	2.17	**
X_{11} ： 首都直下型地震ダミー	−0.3649	0.0989	−3.69	***
X_{12} ： 高額公的支援ダミー	−0.4571	0.1280	−3.57	***
α ： 定数項	5.9550	1.3524	4.40	***
決定係数		0.658		
自由度調整済み決定係数		0.6252		
観測数		138		

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

6.【実証分析２】耐震性能の高い住宅の建設・購入に影響を及ぼす決定要因について

6.1 分析対象

本分析の調査対象は東日本大震災前の直近３ヶ年度（平成 19～21 年度）の住宅金融支援機構のフラット 35 申込データ（沖縄県を除く）を集計し、地震保険加入の前提となる火災保険の加入日に近似する金消契約日を基準とし、平成 19～21 年度に金消契約を行った申込案件でデータ上有効なものを対象とした。なお、耐震住宅ダミーについては、フラット 35 において性能の高い住宅について金利が優遇される制度（フラット 35S）の中で、適用条件の一つである耐震性に優れた住宅（耐震等級２～３又は免震建築物）に該当する申込を対象とした。

6.2 分析方法

耐震性能の高い住宅の建設・購入に影響を及ぼす決定要因を検証するため、以下の推定式に基づき分析を行う。なお、本推定式の被説明変数はダミー変数（耐震住宅ダミー）であるため、プロビットモデルにより分析を行うこととする。なお、変数の説明は表５のとおり。

$$Y = \alpha + \sum_j \beta j Xj + \varepsilon$$

6.3 推定結果

プロビット分析による推定結果は表５のとおり。

表５　推定結果

被説明変数:耐震住宅ダミー(Y)				
説明変数	限界効果	標準誤差	z値	有意水準
X_1 ： ln年齢	−0.0315	0.0057	−5.51	***
X_2 ： ln申込人勤続年数	0.0059	0.0012	4.78	***
X_3 ： 等地	0.0119	0.0013	9.24	***
X_4 ： ln敷地面積	0.0126	0.0014	9.23	***
X_5 ： ln住宅面積	−0.0170	0.0060	−2.84	***
X_6 ： ln入居予定者	−0.0023	0.0025	−0.93	
X_7 ： ln建築購入費	0.0741	0.0033	22.24	***
X_8 ： ln借入率	−0.0703	0.0040	−17.59	***
X_9 ： ln返済期間	−0.0138	0.0060	−2.31	**
X_{10} ： 金利	0.0730	0.0046	15.7	***
X_{11} ： ln申込人年収	0.0211	0.0026	8.02	***
X_{13} ： 2008年ダミー	0.1060	0.0031	36.69	***
X_{14} ： 2009年ダミー	0.1002	0.0030	34.84	
X_{15} ： 中古融資ダミー	−0.1215	0.0025	−35.46	***
X_{16} ： 購入融資ダミー	−0.0350	0.0033	−10.95	***
X_{17} ： 年金収入ダミー	0.0276	0.0107	2.71	***
X_{18} ： 公務員ダミー	0.0137	0.0042	3.32	***
X_{19} ： 所有権ダミー	−0.0464	0.0038	−13.09	***
X_{20} ： 木造ダミー	−0.1341	0.0025	−52.61	***
X_{21} ： 戸建てダミー	0.1999	0.0057	31.92	***
X_{22} ： 親世帯同居ダミー	−0.0065	0.0039	−1.64	
X_{23} ： ボーナス払いありダミー	0.0410	0.0029	15.05	***
X_{24} ： 首都直下型地震ダミー	−0.0223	0.0027	−8.07	***
X_{25} ： 高額公的支援ダミー	−0.0795	0.0044	−13.73	***
疑似決定係数		0.1263		
観測数		127678		

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

７．推定結果の考察

7.1 考察１（仮説の検証）

所得や住宅の工事費に焦点を当てた場合、それぞれ上昇すると、住宅の耐震性能は上がり、地震付帯率は減少する結果となった。これらの結果は被災リスクの低い人が地震保険に加入していないことを意味しており、逆選択の存在が疑われる。即ち、スクリーニングが不十分であることが考えられる。しかしながら、等地に焦点を当てた場合、等地が上昇すると、住宅の耐震性能は上がり、かつ、地震保険付帯率も上昇する結果となった。

以上の結果を総合すると、住宅の耐震性能と地震保険付保率の関係においては、はっきりとした逆選択の存在は認められず、スクリーニングが不十分であるとまでは言えないと考える。

7.2 考察２（その他の事象）

考察１とは別に、首都直下型地震ダミーを分析したところ、住宅の耐震性能及び地震保険付帯率ともに他エリアより低いことが判明した。このエリアは密集地域も多く、外部不経済の影響も特に大きいと考えられるため、耐震性能に応じたリスク負担により地震保険等に備える必要が特に強いと考える。

また、高額公的支援ダミーを分析したところ、住宅の耐震性能及び地震保険付帯率ともに他エリアより低いことが判明し、手厚い公的支援、言い換えれば「暗黙の政府保証」の傾向が強いと、人々は公的支援に強く依存し、保険に備えなくなる可能性が示唆された。この場合、耐震性能の低い住宅が地震保険に備えないことになるため、そのような住宅に対する何らかの対応が重要になるものと考える。

８．まとめ

以上より、以下の３点を政策提言として提案する。

(1) 耐震等級割引のさらなる差別化

被災リスクの高いエリアを含む地震保険の加入促進のためには、さらなるスクリーニングの最適化を行い、被災リスクに応じた料率の設定を行うことが重要であると考える。耐震性能に関して言えば、耐震等級割引について現状より差別化を行うべきと考える。

特に、旧耐震基準の住宅においては、マイナスの割引率設定も含め、被災リスクに応じた料率の設定を今以上に厳格に行うべきである。

(2) 耐震性能の低い住宅に対する加入の強化等

旧耐震基準の住宅は、大震災により住宅が倒壊する可能性が高く、外部不経済をもたらす元凶となり得ることから、これら住宅に対しては強制加入も念頭に置きつつ、今以上に地震保険加入を強化させるべきと考える。

また、密集地域にある旧耐震基準の住宅は、大震災時の建物倒壊による周辺への火災延焼等の別の外部不経済をもたらす。これらの外部不経済は地震保険の加入だけでは解消されない事象であり、密集地域に存在する旧耐震基準の住宅に対しては、地震保険の加入の他、建替えや耐震改修等の強制化を含めた対応が別途必要になるものと考える。

(3) 耐震性能を証明する仕組みについて（取引費用の軽減）

耐震等級割引を適用させるために必要な建設住宅性能評価書の取得率は20%前後と低く、取得費用も高額の傾向にある。耐震等級割引をより実効性の高いものにするためには、この評価費用、即ち取引費用を軽減し、地震保険加入のインセンティブを高めるべきであると考える。

スマートインターチェンジの整備が周辺地価に与える影響について
―距離・土地の用地地域・供用後経過年数から見た考察―

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12623　山本　剛

1.　はじめに[1]

ETC 専用のインターチェンジ(以下、IC とする)であるスマートインターチェンジ(以下、SIC とする)は、高速道路の利用を通じて「高速道路通行者及び利用者の利便性の向上」「地域の活性化」「物流の効率化」等に寄与することを目的として整備されている。平成 18 年より SIC は全国で本格導入されており、平成 23 年度末時点で 57 箇所の SIC が供用されている。

SIC の整備によって、隣接する IC 周辺の渋滞が解消した、観光地へのアクセス性が向上し地域の魅力が上昇した、商業施設が開業し地域経済のポテンシャルが上昇した等、SIC の制度趣旨を達成した箇所もあると思われる。SIC 整備に関する政策評価、つまり SIC の整備が周辺地域にどのような影響を与えたかを検証するにあたって、SIC の整備が地域に与える効果は地価に帰着すると考えたうえで、SIC 周辺の地価を分析対象とすることにした。

2.　SIC 制度導入の背景及び概要

日本の高速道路の実延長は現在 7922km に及ぶが、平均 IC 間隔が約 10km と欧米諸国と比べ約 2 倍長く、また、高速道路が域内を通過していても、IC が設置されていないことを理由に、通過されるのみになっている市町村が存在する。これは、高速道路本線及び IC 付近での慢性的な渋滞、IC を降りてから一般道に合流してからの渋滞といった様々な問題を引き起こす要因となっている。

高速道路へのアクセス性を高め利便性を向上させるための追加 IC 整備に関しては、コスト面を十分考慮する必要があるが、整備に必要なコストこそ、従前まで対策が講じてこられなかった大きな理由である。追加 IC の整備には新たな用地取得コストや IC の建設コスト、料金徴収を実施するための人件費といった管理コストが必須となり、これが追加 IC という手法を選びえない理由として説明されてきた。これに対し、1 つの対策手法として注目されたのが本稿で取り上げる SIC である。

2.1　SIC 制度の概要

SIC とは先述の通り ETC 専用の高速道路出入り口である。ETC 専用であることから料金収受員の常駐が不要となり管理コストの大幅な低減が可能になること、施設そのものがコンパクト化しているので用地取得・建設コストについても低減できるといった、IC と比べて低コストで導入可能といった特徴を有する。

現在導入されている SIC には 2 つの型式がある。

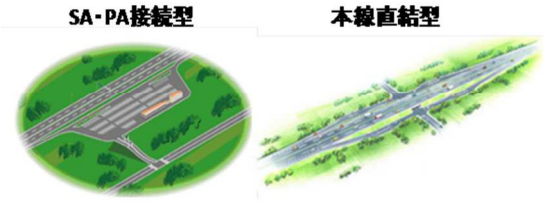


図１：SIC の型式について
（出典：国土交通省道路局 HP）

SA・PA 型については、文字通り既存の SA・PA を介して一般道路と接続する形式の SIC である。既存の一般道路を活用することが可能なこと、SA・PA から高速道路本線に至るまでに既に加減速

[1] 本稿は論文の要約であるため、参考文献等は論文を参照されたい

車線が設けられているためSIC整備にかかるコストが IC 整備と比べると大きく削減できる点が特徴である。しかし、SA・PA の立地個所に大きく依存する関係上、市街地へ至る主要な国道・県道までのアクセス距離が長くなってしまうという傾向を有する。

本線直結型については、高速道路本線の加減速車線を設ける必要がある点や一般道路から高速道路までアクセスするための用地が追加的に必要になる可能性がある等、SA・PA 型と比較して整備に必要なコストは大きくなる。ただし、IC 整備と比べ、建設コスト・管理コストの両面で低減化が図れる。また、SA・PA 型と異なり整備地を選択する際の制約がないため、主要な国道・県道までのアクセス距離が短くなる傾向がある。

2.2 SIC の整備による効果

SIC の制度趣旨である高速道路通行者及び利用者の利便性の向上」「地域の活性化」「物流の効率化」は SIC の整備に伴い生じるメリットである。

一方、SIC の整備後における交通量の変化に伴い、SIC 周辺で新たに大気汚染・渋滞といった問題が発生する可能性もある。本稿ではこれらを外部不経済として分類し、地価に対し負の影響を与える要素として整理する。

3. SIC の整備に関する問題意識

SIC の本格導入から 6 年が経過し、SIC 周辺を取り巻く環境も変化していると考えられる。ここで、SIC の整備は周辺地域にどのような影響を与えているのかという問題意識の下、諸条件を充足した場合、地方公共財の便益は最終的に土地所有者に帰着するという資本化仮説に基づき、以下の仮説を立てた。

(1)SIC の整備により、高速道路までのアクセス性が向上するといった距離の面での交通利便性が向上する。それが地価に与える影響については便益と外部不経済の程度の総合衡量で決まる。

(2)SIC の整備による影響を土地の用途地域別で見た場合、住居系用途地域と比較して工業系用途地域ではSICの近くを、商業系用途地域ではSICから離れた地域をそれぞれ選択し、それが地価に反映されているのではないか。

(3)SIC の整備に基づく地価への影響について、供用後の経過年数に応じて大きくなるのではないか。

4. SIC 整備が SIC 周辺の地価に与える影響についての実証分析

4.1 実証分析の対象及び推計モデル

本稿では、平成 23 年度末時点で供用済みである 57 箇所の SIC から、各自 3km 圏内までの都道府県地価調査地点における価格を分析対象とした。なお、SIC の供用時期に差異があること、SIC の整備と供用後の経過年数との関係も分析対象としている関係上、パネルデータを用いた分析を行うため、対象期間については 1999 年から 2012 年までと設定した。後述の変数で構成されたパネルデータを用い、固定効果モデルによる回帰分析を行った。推計モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned}\ln Prt=&\beta_0+\beta_1 Dirt+\beta_2 Dirt^2+\beta_3 Xrt+\beta_4 YDrt+\beta_5 PDrt\\&+\beta_6 SDrt\_Dirt+\beta_7 SDrt\_Dirt^2+\beta_8 Di\_C\_SDrt\\&+\beta_9 Di\_C\_SDrt^2+\beta_{10} Di\_F\_SDrt+\beta_{11}\ Di\_F\_SDrt^2\\&+\beta_{12}\ SD\_PDrt\ +\delta rt\ +\varepsilon rt\end{aligned}$$

4.2 変数の説明

推計モデルの被説明変数である lnP は、都道府県地価調査価格(円／㎡)の対数値である。

SD は SIC 供用ダミーであり、SIC が供用されて以降は 1、以前は 0 をとるダミー変数である。SIC が供用されたことが地価に与える影響を示す変数である。

Di は最寄 IC(SIC)までの距離を示す変数である。高速道路にアクセスするまでの距離が地価に与える影響を示し、SIC 供用後に値が変化する。

SD _Di は、SIC 供用ダミーと最寄 IC(SIC)までの距離の交差項であり、この変数は SIC 供用によって距離が変化したことによる地価への影響を観察するための変数である。

Di_C_SD は、SIC 供用ダミーと商業系用途地域

ダミー及び最寄 IC(SIC)までの距離から成る交差項である。供用ダミーと用途地域ダミー及び距離の交差項を用いることで、SIC 供用後、高速道路にアクセスするまでの距離が変化したことが地価に与える影響が用途地域によっても異なるかということを観察可能となる。ここでは、住居系用途地域と比べた場合の商業系用途地域に及ぶ影響を示している。同様に、Di_F_SD は工業系用途地域を住居系用途地域と比較した場合に、SIC 供用後の距離の変化が地価に与える影響を観察するための変数である。

PD は、SIC 供用後経過年数ダミーである。SIC の供用後の経過年数と合致する場合のみ 1 を、それ以外では 0 をとる。経過年数については 1 年から 5 年までである。この変数と SIC 供用ダミーとの交差項である SD_PD により、SIC 供用後の経過年数が SIC 周辺地域に与える影響を説明することが可能になると考える。土地に関する変数を X とし、年度によるトレンドを除去するためのコントロール変数として年度ダミーである YD を用いた。

5. 推計結果及び考察

推計結果については表 1 の通りである。

表 1 : 推計結果

被説明変数:都道府県地価調査価格(対数値)			
説明変数	係数	標準誤差	
SIC供用ダミー	0.1240	0.0323	***
最寄IC(SIC)までの距離	0.0298	0.0079	***
最寄IC(SIC)までの距離の2乗	-0.0032	0.0008	***
SIC供用ダミー ×最寄IC(SIC)までの距離	-0.0902	0.0323	***
SIC供用ダミー ×最寄IC(SIC)までの距離の2乗	0.0203	0.0087	***
都市計画ダミー	0.0409	0.0322	
最寄駅までの距離	-0.0554	0.0518	
SIC供用ダミー ×商業系地域ダミー×距離	0.0394	0.0235	*
SIC供用ダミー ×工業系地域ダミー×距離	-0.1086	0.0363	***
SIC供用ダミー ×商業系地域ダミー×距離の2乗	-0.0319	0.0097	***
SIC供用ダミー ×工業系地域ダミー×距離の2乗	0.0373	0.0155	***
SIC供用ダミー×供用後1年経過ダミー	0.0014	0.0135	
SIC供用ダミー×供用後2年経過ダミー	0.0192	0.0119	*
SIC供用ダミー×供用後3年経過ダミー	0.0154	0.0159	
SIC供用ダミー×供用後4年経過ダミー	0.0713	0.0170	***
SIC供用ダミー×供用後5年経過ダミー	0.0844	0.0199	***
定数項	10.9106	0.1942	***
年度ダミー	(省略)		
観測数 2961			
自由度調整済み決定係数 0.7341			

***、**、*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

SIC 供用ダミーの符号が有意に正となっていることから、SIC の供用は地価を上昇させる効果があることが明らかとなった。

距離の変化についてだが、交差項でない距離の係数は有意に正となっていることは IC までの距離の近接は地価を上昇させる効果がないということを意味する。つまり、SIC 供用前については、高速道路にアクセスするには既存の IC を使うしかなく、その距離も平均で 4.28km であり、高速道路に近いという便益が生じていなかったと考えられる。

一方、SIC 供用後の距離を示す、距離と SIC 供用ダミーとの交差項の係数については有意に負となっていることからは、高速道路へのアクセスの容易さ(SIC への近接)が地価を上昇させるという効果があることを示していると理解できる。SIC に近接すれば、混雑・大気汚染等に代表される外部不経済の程度も大きくなることが推察されるが、そうであっても SIC 供用により生じる純便益が高いことが結果として示された。

次に、距離と土地の用途地域との関係については、SIC の整備が地価に与える影響の程度について違いがある点が示された。住居系用途地域を基準とした場合、商業系用途地域については SIC から離れる方が、工業系用途地域については SIC に近付くほうが地価を上昇させる傾向がある結果が統計学上有意に示された。

SIC 供用後の経過年数が地価に与える影響については、一部有意でない結果が示されているものの概ね経過年数に応じて地価が上昇する傾向が明らかになった。このことは、企業・商業施設等の誘致は長期的なスパンで行われる傾向があり、施設の建設や集積にも一定程度の期間を要するため、供用後の経過年数に応じて地価が上昇するのではないかという仮説が支持されたものと理解できる。

6. 政策提言

（1） 土地の利用規制に関する提言

分析結果より、都市計画区域内における土地の用途地域によっても地価の上昇程度が異なることが明らかになった。SIC を整備するにあたり、工業系用途地域と商業系用途地域のどちらに近付けた方がいいのか、という問いに対し、現在の SIC 制度要綱の下では、地価の上昇度合を考慮すれば工業系用途地域となる。

用途地域が定められている区域ではこの理論が当てはまるが、定められていない区域ではこれは該当しない。SIC の整備効果は周辺地域に広く及ぶが、その範囲内では、市町村合併がなされたが都市計画区域が旧態依然のままで開発に関しての制限が統一されていない地域もある。このような場所では、SIC 整備後にどのような開発が行われるか想定し辛く、結果として SIC の整備効果が現れにくくなる可能性もある。

したがって、SIC の整備に際しては、都市計画の見直しをはかる等の土地の利用規制についても併せて検討すべきであるといえる。松川他(2010)では、SIC が線引き都市計画区域の教会領域に近いところに開設された場合、土地利用格差と SIC 開設によるポテンシャル格差が相俟って無秩序な市街化が促進される恐れがあるため、規制格差を是正するための土地利用制度の再編が必要であると指摘する。

（2） SIC 制度実施要綱の一部改正についての提言

道路整備にかかる予算については、年々減少傾向にあり、SIC 整備後に一般道で発生した渋滞・混雑に対して速やかに抜本的な対応をするということは困難である。したがって、整備段階で対策を講じる必要がある。

現行の SIC 制度実施要綱では、設置検討段階で、関係する地方公共団体、会社地方整備局等から構成される地区協議会を設置し、そこで採算性や社会的便益、管理方法等を検討・調整する必要がある。既存の IC 周辺の交通事情や安全性については検討・調整課題となっているが、渋滞・混雑対策については明文化されていない。SIC 整備に伴う流入交通量を勘案した交通対策といった項目も検討・調整課題として新たに追加することを提言する。この項目を新たに設けることで、設置の検討段階で外部不経済を考慮した場所選定も行えるものと考える。ここでの結果を踏まえ、実施計画書が策定されるため、検討対象とする意義は確実にあると考えられる。

7. おわりに

本稿は、平成 23 年度末時点で供用済みの SIC を対象として SIC の整備効果を地価という観点から分析したものである。実際に分析対象とできた SIC はデータの制約上 54 箇所であり、本結果を SIC の整備に関する普遍的な指針として用いようとは考えていない。あくまで、現段階で成し得る方法で可能な範囲の分析に留まった部分もある。その点については先に述べておく。

今後も SIC は日本各地で供用される予定である。本線直結型については、供用されてから未だ日が浅い SIC が多かったため、本稿においては型式で分けた分析を成し得なかった。相当数の SIC が整備され、型式についても分類した分析が可能となれば、更に綿密な分析結果が導かれるとともに新たな知見も生まれ、それによって本稿以上に踏み込んだ政策提言も成し得ると考える。

【主な参考文献】

・松川寿也、中出文平、樋口秀(2010)「スマートインターチェンジ周辺の土地利用規制誘導方策」日本建築学会編『学術講演梗概集、F-1、都市計画・建築経済・住宅問題』57～60 頁
・金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社
・中川雅之(2008)『交通経済学と都市政策』日本評論社

労働者派遣法における派遣解禁効果に関する実証分析

－建設業務への適用が建設労働市場に与える影響について－

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12624 湯川大介

1. はじめに[1]

我が国の建設産業は，近年の建設投資の急激かつ大幅な減少により過剰供給構造となっている．また，競争の激化や昨今の経済情勢等により，建設産業を取り巻く経営環境は大変厳しい状況にある．特に地方部においては，地域社会を支えてきた建設企業が疲弊し，これまで担ってきた災害対応等の機能の維持が困難となり，災害対応空白地帯が発生する等の問題が指摘されている．さらには，労働環境の悪化等により，若年入職者の減少と高齢化が著しく進行しており，重層下請構造における不透明な契約関係の問題が指摘されている．

一方で，1985 年に制定された「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備等に関する法律」（昭和 60 年法律第 88 号，以下「労働者派遣法」という．）において，建設業務は適用除外業務とされているが，建設業務への派遣が解禁された場合の建設労働市場は，取引費用の低減により就業者数が増加し，社会的余剰も増大することが推測される．これらのことから，労働者派遣法における建設業務の適用除外は，今後も維持すべきかどうか検討する必要がある．

本稿は，建設業と製造業を対象に，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁効果の推計を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の建設業への効果を，DID 分析 により明らかにすることを目的とする．

2004 年に派遣が解禁された製造業務に関する先行研究は，藤井 (2004)，出井 (2010)，森岡 (2010)，礒 (2011) などが挙げられる．磯の研究は製造業務への派遣解禁が雇用増に与えた影響について実証分析しているが，『事業所・企業統計調査』の 2001 年と 2006 年のデータを用いた DID 分析であり，法改正の過渡期を越えた分析をしたものではない．本稿はより長期的なデータを用いて，就業者数，賃金及び労働災害発生率に関する派遣解禁の効果を実証分析により明らかにした．

分析の結果，派遣解禁により就業者数が増加し，賃金は管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したことなどが示された．さらに，労働災害発生率が有意に上昇しないことなども示された．

[1] 本稿は論文の要約であるため，分析や参考文献等の詳細については論文を参照されたい．

2. 建設業務における派遣解禁効果の理論分析

2.1 建設労働市場に関する政府の介入

福井 (2007) によると，政府の法などによる市場介入が正当化されるのは，いわゆる「市場の失敗」がある場合に限られることから，建設業務を労働者派遣法の適用除外業務としていることについて，「市場の失敗」の 5 つの観点から整理すると，建設労働市場（サービス）には建設企業と労働者の間に，情報の非対称性に対する資格制度（土木施工管理技士、技術士等）など，政府が介入すべき問題はあるが，それを雇用形態に関する介入という形で対処するのは望ましくないと考えられる．

2.2 派遣が解禁された場合の建設労働市場

建設業務に派遣が解禁された場合の建設労働市場について考えてみると，派遣解禁は，取引費用の低減により，賃金が少し安くても働きたいという人が現れるという効果と，取引費用の低減で賃金が少し高くても雇いたいという企業が現れるという効果がある．図 1 のように，供給曲線と需要曲線が右にシフトすると考えられることから，就業者数は増加すると考えられ，社会的余剰（網掛部）も増大することが期待できる．

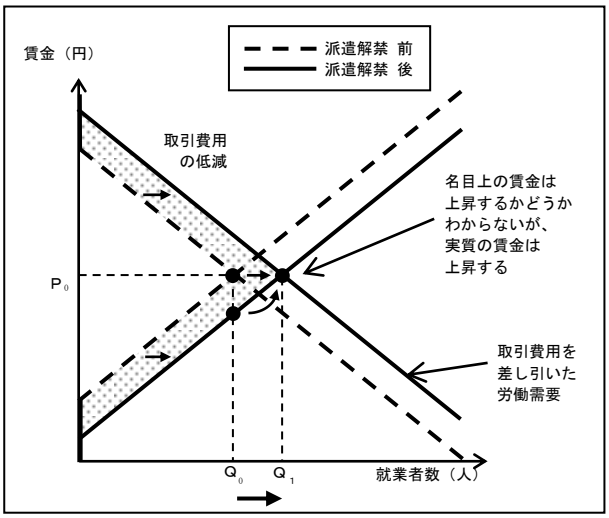


図 1　派遣解禁のイメージ

3. 建設業と製造業について

本稿は，建設業務における労働者派遣法適用が建設労働市場に与える影響を分析するものであるが，建設業務への派遣が解禁されたことがないことから，直接的に建設業務

への派遣解禁の効果を分析することはできない．そこで，派遣解禁の政策効果を分析するにあたって，建設業と製造業が他産業と比較して類似していることから，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁の効果を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の効果を推計することとした．

4. 製造業務における派遣解禁効果の実証分析

本章では，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁の効果を実証分析するにあたり，以下のとおり仮説を３つ設定した．

仮説①　就業者数が増加したのではないか

仮説②　賃金（直接雇用）が上昇したのではないか

仮説③　労働災害発生率が上昇したのか

4.1 派遣解禁と就業者数

2004 年に施行された製造業務への派遣解禁は，全国一律に一斉に施行されていることから，直接的にその影響を実証分析することはできない．したがって，実証分析における推定モデルとして，トリートメントグループを製造業，コントロールグループを建設業とした DID 分析を行った．推計式と推定結果を式 1，表 1 に示す．

$$\ln(\text{Employee})_{ijt} = \alpha+\beta_1(\text{Manufacturing})_i+\beta_2(\text{Year})_t +\beta_3\{(\text{Manufacturing})_i\times(\text{Policy})_t\}+\beta_4(\text{Prefecture})_j +\beta_5\ln(\text{Population})_{jt}+\beta_6(\text{Economy})_{it} +\beta_7\{(\text{Economy})_{it}\times(\text{Manufacturing})_i\}+\varepsilon_{ijt} \quad \cdots \text{式 1}$$

Employee	就業者数	Prefecture	都道府県ﾀﾞﾐｰ
Manufacturing	製造業ﾀﾞﾐｰ	Population	生産年齢人口
Year	年ﾀﾞﾐｰ	Economy	景況指数
Policy	政策導入ﾀﾞﾐｰ		

表 1　推定結果

	OLS		
ln(Employee)	Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	0.619	0.041	***
Year_1995	-0.088	0.185	
Year_2000	-0.179	0.204	
Year_2010	-0.516	0.242	**
Manu×Policy	**0.127**	**0.073**	*
Prefecture	（省略）		
ln(Population)	0.347	0.421	
Economy	-0.003	0.002	
Economy× Manufacturing	0.002	0.001	*
_cons	5.819	5.762	
Number of obs	376		
Adj R-squared	0.930		

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．（以下，省略）

分析の結果，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーの交差項は，有意にプラスの結果が得られた．派遣解禁により製造業の就業者数が約 13%増加したことを示しているが，実際には就業者数が減少していることから，派遣解禁により減少幅を抑えることができたと考えることができる．

4.2 派遣解禁と賃金

就業者数と同様に，実証分析における推定モデルとして DID 分析の手法を用いることとした．

但し，ここでは派遣解禁が賃金にどのような影響を与えたのかを分析するため，厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における一般労働者（製造業務への派遣労働者は含まれていない）の賃金のデータで分析することとする．推計式と推定結果を式 2，表 2 に示す．

$$\ln(\text{Wage})_{ijt} = \alpha+\beta_1(\text{Manufacturing})_i+\beta_2(\text{Year})_t +\beta_3\{(\text{Manufacturing})_i\times(\text{Policy})_t\}+\beta_4(\text{Corporate scale})_j +\beta_5(\text{Sex})_j+\beta_6(\text{Education})_j+\beta_7(\text{Age})_j+\beta_8(\text{Economy})_{it} +\beta_9\{(\text{Economy})_{it}\times(\text{Manufacturing})_i\}+\varepsilon_{ijt} \quad \cdots \text{式 2}$$

Wage	賃金	Corporate scale	企業規模ﾀﾞﾐｰ
Manufacturing	製造業ﾀﾞﾐｰ	Sex	性別ﾀﾞﾐｰ
Year	年ﾀﾞﾐｰ	Education	学歴ﾀﾞﾐｰ
Policy	政策導入ﾀﾞﾐｰ	Age	年齢階級ﾀﾞﾐｰ
		Economy	景況指数

表 2　推定結果

	OLS		
ln(Wage)	Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	-0.073	0.008	***
Manu×Policy	**-0.005**	**0.011**	
Year	（省略）		
Corporate scale	（省略）		
Sex	（省略）		
Education	（省略）		
Age	（省略）		
Economy	0.0007	0.0003	**
Economy× Manufacturing	-0.0005	0.0003	*
_cons	11.655	0.018	***
Number of obs	8459		
Adj R-squared	0.760		

分析の結果，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーの交差項は，有意な結果が得られなかった．そこで，派遣解禁の賃金への政策効果を詳細に分析するために，年齢階級に着目して分析したが，ほとんどの年齢階級で，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーと年齢階級ダミーの交差項は，有意な結果が得られなかった．

さらに, 派遣解禁の賃金への政策効果を詳細に分析するために, 学歴に着目して分析した. 推定結果を表 3 に示す.

表 3　推定結果

	OLS		
ln(Wage)	Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	-0.072	0.008	***
Manu×Policy ×Education 1（中学）	**-0.056**	**0.015**	*******
Manu×Policy ×Education 2（高校）	**-0.047**	**0.014**	*******
Manu×Policy ×Education 3（短大）	**-0.017**	**0.015**	
Manu×Policy ×Education 4（大学）	**0.104**	**0.015**	*******
（省略）	（省略）		
Economy	0.0007	0.0003	**
Economy× Manufacturing	-0.0005	0.0003	*
_cons	11.649	0.018	***
Number of obs	8459		
Adj R-squared	0.762		

分析の結果, 低学歴（中学卒・高校卒）で, DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーと学歴ダミーの交差項は, 有意にマイナスの結果が得られ, 高学歴（大学卒・大学院卒）で有意にプラスの結果が得られた. 派遣解禁により, 製造業の低学歴の賃金は約 5%低下し, 製造業の高学歴の賃金が約 10%上昇したことが明らかとなった.

4.3 派遣解禁と労働災害発生率

「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」に対して「製造業全就業者数に占める労働災害死傷者数の割合」が有意な影響を受けているのかどうかについて分析することとし, 労働災害死傷者数の割合を被説明変数として OLS を用いた回帰分析を行った. 推計式と推定結果を式 3, 表 4 に示す.

$$
\begin{aligned}
&(\text{Casualties rate})_{jt} \\
&= \alpha + \beta_1(\text{Dispatched and Subcontracted rate})_{jt} \\
&\quad + \beta_2\{(\text{Dispatched and Subcontracted rate})_{jt} \times (\text{Policy})_t\} \\
&\quad + \beta_3(\text{Year})_t + \beta_4(\text{Manufacturing group})_j \\
&\quad + \beta_5(\text{Office scale})_j + \varepsilon_{jt} \qquad \cdots \quad \text{式 3}
\end{aligned}
$$

Casualties rate	労働災害死傷者率
Dispatched and Subcontracted rate	派遣・下請従業者率
Policy	政策導入ﾀﾞﾐｰ
Year	年ﾀﾞﾐｰ
Manufacturing group	製造業中分類ﾀﾞﾐｰ
Office scale	事業場規模ﾀﾞﾐｰ

表 4　推定結果

	OLS		
Casualties rate	Coef.	Std. Err.	
Dis and Sub rate	0.001	0.009	
Dis and Sub rate ×Policy	**0.009**	**0.007**	
Year	（省略）		
Manufacturing group	（省略）		
Office scale	（省略）		
_cons	1.065	0.073	***
Number of obs	270		
Adj R-squared	0.691		

分析の結果, 着目すべき変数である「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」と政策導入ダミーの交差項は, 有意な結果が得られなかった.

5. 建設労働災害と雇用形態に関する実証分析

本章では参考までに, 建設労働災害と雇用形態に関して実証分析することとする.

建設業においては建設業務への派遣は解禁されていないが, 元請か下請か, 常雇か日雇かなど多様な雇用形態がある. そこで, 建設労働災害の被災者の雇用形態が, 被災者の全治日数に有意に影響を与えているかどうかについて OLS を用いた回帰分析を行った. 推計式と推定結果を式 4, 表 5 に示す.

$$
\begin{aligned}
\ln(\text{Cure days})_i = {} & \alpha + \beta_1(\text{Sex})_i + \beta_2(\text{Age})_i \\
& + \beta_3(\text{Experience year})_i + \beta_4(\text{Entrance days})_i \\
& + \beta_5(\text{Employee Pattern1})_i + \beta_6(\text{Employee Pattern2})_i \\
& + \beta_7(\text{Salary})_i + \varepsilon_i \qquad \cdots \quad \text{式 4}
\end{aligned}
$$

表 5　推定結果

	OLS（死亡：10 年）		
ln(Cure days)	Coef.	Std. Err.	
Sex	0.425	0.529	
Age	0.010	0.005	*
Experience year	-0.001	0.006	
Entrance days	-0.001	0.0006	**
Employee P-1（元請）	**0.083**	**0.748**	
Employee P-1（下請）	**0.093**	**0.742**	
Employee P-2（常雇）	**-0.430**	**0.293**	
Employee P-2（日雇）	**0.177**	**0.357**	
Employee P-2（臨時）	**-0.132**	**0.373**	
Salary（月給）	**0.224**	**0.416**	
Salary（日給・月給）	**0.144**	**0.409**	
_cons	3.393	1.048	***
Number of obs	763		
Adj R-squared	0.013		

Cure days	全治日数
Sex	性別ﾀﾞﾐｰ
Age	年齢
Experience year	経験年数
Entrance days	現場入場日数
Employee Pattern1	雇用形態ﾀﾞﾐｰ(元請，下請など)
Employee Pattern2	雇用形態ﾀﾞﾐｰ(常雇，日雇など)
Salary	給与ﾀﾞﾐｰ（月給，日給・月給）

OLS による分析は，被説明変数の死亡の全治日数を，1 年（365 日），5 年（1,825 日），10 年（3,650 日）とする，3 パターンとした．

分析の結果，全てのパターンにおいて，着目すべき変数である雇用形態に関する変数は，有意な結果が得られなかった．

6. まとめ

6.1 分析結果のまとめと考察

まず，就業者数については，派遣解禁によって，建設業と比較したときに有意に増加したことが明らかとなった．もし製造業務への派遣を解禁していなければ，製造業の就業者数はより減少していたと考えられる．

次に賃金については，派遣解禁の効果を分析する上で派遣労働者の賃金を直接分析することはできないことから，直接雇用されている一般労働者の賃金について分析した．分析の結果，派遣解禁により製造業の賃金（直接雇用の一般労働者）が上昇したかどうかについては，有意な結果は得られなかった．そこで，政策効果を年齢階級と学歴で詳細に分析してみると，年齢階級に関してはほとんどの年齢階級で有意な結果が得られなかったが，学歴に関しては高学歴の賃金が有意に上昇し，低学歴の賃金が有意に低下したことが明らかとなった．

次に，労働災害については，派遣解禁により製造業の労働災害発生率が有意に上昇したとはいえないことが明らかとなった．

また，参考までに，建設労働災害についても実証分析してみると，建設労働災害と雇用形態に有意に影響があるとはいえないことが明らかとなった．

6.2 政策提言

労働者派遣法において、建設業務は適用除外業務とされているが，建設労働市場には建設企業と労働者の間に，情報の非対称性に対する資格制度（土木施工管理技士，技術士等）など，政府が介入すべき問題はあるが，それを雇用形態に関する介入という形で対処するのは望ましくないと考えられる．また，建設業務に派遣が解禁された場合の建設労働市場は，取引費用の低減により就業者数が増加し，社会的余剰も増大することが推測される．

実証分析の結果，派遣解禁により就業者数が増加し，賃金は管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したことなどが示された．

これは，派遣解禁により市場の歪みが改善されたことを意味していると考えられる．さらに，懸念される労働災害発生率が有意に上昇しないことなども明らかにした．以上により，労働者派遣法における建設業務の適用除外は，撤廃すべきであると考える．

建設業務を労働者派遣法の適用除外としたことは，不良不適格業者の排除や安全衛生上の悪影響を懸念したためと考えられるが，これらに対する規制は，建設業法における建設業許可審査や，労働安全衛生法，入札契約適正化法等により対処すべきと考えられる．

また，建設業務への派遣が解禁された場合の建設労働市場について考察すると，製造業務における派遣解禁後と同様に，派遣解禁後には多くの建設工事現場で派遣労働が活用されると思われるが，請負労働が完全に派遣労働に置き換わっていくということではなく，請負労働と派遣労働とが併用されると考えられる．

なお，2006 年に法改正された建設労働者雇用改善法においては，建設業務労働者就業機会確保事業が可能となっており，事業主が自己の雇用する常用労働者を他の事業主に一時的に送り出すことで，一時的に余剰となる労働力の需給調整が可能となり雇用の安定が図られるとされているが，厚生労働大臣の認定基準が非常に厳しく，全国的に見てもあまり活用されていない状況である．しかしながら，この法改正自体が，建設業務への新たな労働力需給調整システム導入の必要性を示しているものと考えられる．

以上により，建設業務への派遣を解禁する際には，建設労働者雇用改善法における建設業務労働者就業機会確保事業の問題点を整理した上で，労働災害が発生した場合の責任の所在や労災保険の適用などに関して，派遣労働者が確実に保護されるよう検討すべきである．

6.3 分析の限界と今後の課題

まず，2004 年の法改正で派遣が解禁されたのは「製造業務」であって，法改正以前から「製造業」に従事している労働者には，「製造業務」以外の派遣労働者が含まれている．また，実証分析にあたっては，データの制約から産業ごとに分析することになり，製造業務そのものに従事する労働者だけでなく，営業や事務職など他の職種の労働者も混在している．このことは，「建設業務」と「建設業」でも同様である．

次に，DID 分析においては，派遣解禁以外の効果をコントロールするため，完全失業率や海外現地法人数，海外生産比率などを投入したが有意な結果は得られなかった．最終的には生産年齢人口と景況指数を投入したが，より適切な変数を検討する余地はあると考えられる．

最後に，本研究は建設業務への派遣解禁効果を分析することを目的としているため，実際に派遣が解禁されればより精度の高い分析が可能となると考えられる．

論　文

東京都の自治体隣接域における地区計画の影響分析

＜要旨＞

近年、地区計画制度（都市計画法第 12 条の 4）を活用する自治体が増えており、策定数も増加している。比較的自治体規模の小さい区市町村が集まる東京都では、各行政域の外周部まで土地利用が進んでおり、自治体間の隣接域にて実施される地区計画も少なくない。

地区計画による地価等の資産価値への影響やその外部性を研究した事例は多い。本稿では、自治体の隣接域で実施される地区計画に着目し、それが地価に与えた影響及び他の自治体までの影響を分析することを目的とする。

ヘドニック・アプローチによる実証分析を行い、東京都において自治体内部域と隣接域で実施される地区計画の効果に差異があることを示した。規制緩和型の地区計画については他自治体との交渉などの取引費用が発生しているため、緩和による収益性が内部域に比べ下がっている可能性があり、また規制強化型の地区計画については隣接自治体へ影響を及ぼす可能性があることを示した。この結果を踏まえ、自治体隣接域において実施する地区計画のあり方について、交渉によらない中立的な立場である広域自治体が介入することや、自治体間における費用負担制度が必要であることを提言とした。

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12601　　秋山　健

東京都の自治体隣接域における地区計画の影響分析

目次

1. はじめに ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・3
1－1　研究の目的と背景・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・3
1－2　先行研究と本稿の位置づけ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・4

2. 地区計画制度の概要 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・5
2－1　地区計画制度の背景及び種類・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・5
2－2　地区計画の内容及び策定手続き・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・6
2－3　地区計画の実現手段・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・7
2－4　東京都の地区計画の策定状況・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・8

3. 地区計画制度についての理論分析及び問題点 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・9
3－1　地区計画策定による地価への影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・9
3－2　合意形成活動における問題 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・11
3－3　自治体領域における問題 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・11

4. 隣接域における地区計画の影響に関する実証分析・・・・・・・・・・・・・・・・12
4－1　問題意識及び検証する仮説 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・12
4－2　検証方法・推計式及び説明変数 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・13
4－3　推計結果及び考察 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・16

5. まとめ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・18
5－1　政策提言 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・18
5－2　今後の課題 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・19

謝辞
参考文献・参考資料・使用データ

1. はじめに

1−1　研究の背景と目的

地区計画（都市計画法第 12 条の 4）は、それぞれの地区の特性に応じたきめ細かなまちづくりを進めるための制度であり、都市全体の観点から適用される地域地区制度と個々の建築物に対して制限を加える建築確認制度の、中間領域をカバーする地区レベルのまちづくりを担う制度として位置づけられている。地方分権や中心市街地活性化、コンパクトシティなどまちづくりの分野で大きな転換点の先を見据えた政策の考え方にも合致するものであり、今後さらに重要性が増すとされている都市計画手法といえる。この制度は建築物の形態や規模に関する規制を強化または緩和する制度としてだけでなく、公園や道路などの公共施設の将来的な位置及び内容を定めることにより、地域の整備手順としても活用されている。こういった独自規制の導入により地区内における効用の増大が期待されている。

地域地区や地区計画等の土地利用規制は、規制がなかった場合に用途や高さの混在によって生じる外部性を制御するために課せられている[1]。また、地区計画は地方公共財である公園や道路等の社会資本を供給させる制度であり、公共事業を通じて土地利用の誘導を図ることも可能となっている。キャピタリゼーション仮説によると、社会資本投資などの政策にかかる費用と便益は、ある一定の条件の下では、地価に帰着するとされている[2]。規制が適正に課せられていれば土地利用を効率化するので地価を増進させることになり、逆に適正でない場合は、土地利用が非効率化され地価を下落させることになる。また、また土地利用には近隣外部性を発生させ、社会資本についても一定の地域にその便益が広がるという、一種の外部性が発生しているといえる。地区計画におけるそれらの効果は地区外の周辺域まで及ぶ可能性があるとされている[3]。

都心部の既成市街地では地区計画を活用した市街地整備が進められており、年々、計画策定数が増えている。比較的自治体規模の小さい区市町村が集まる東京都では、それぞれ自治体域の外周部まで土地利用が進んでおり、自治体の隣接域にて実施される地区計画も少なくない。本稿では、自治体の隣接域で実施される地区計画に着目し、それが地価に与えた影響、また、他の自治体までの影響を分析することを目的とする。

本稿の構成は次のとおりである。2 及び 3 節では地区計画制度の概要、東京都の計画策定状況及び地区計画制度の理論分析について記す。4 節では東京都の自治体隣接域における地区計画の影響についてヘドニック・アプローチによる実証分析を行う。その結果、自治体内部域と隣接域で実施される地区計画の効果に差異があり、さらに隣接自治体へ影響を及ぼす可能性があることがわかった。この結果を踏まえ、5 節では自治体隣接域において実施する地区計画のあり方について提言を行う。

---

1 荒井(2007)参照。
2 肥田(1997)参照。
3 杉浦(2012)参照。

1－2　先行研究と本稿の位置づけ

先行研究と本稿の位置づけを論じるため、事例として以下を挙げる。

和泉(1998)は、東京都千代田区を対象に緩和型地区計画（街並み誘導型、用途別容積型）をかけられた地区は利用可能容積増大効果により地価を上昇させたことを指摘している。また、単に地域コミュニティの維持、活性化や大都市住宅問題の緩和のみならず、地球環境負荷軽減のための職住近接型都市、コンパクトシティの実現という観点からも、当地区計画は有効な政策手段であるとしている。

森田(2005)は横浜市を対象にの公示地価データを用い、敷地規模のばらつき、平均建物高さや空地面積等の詳細な住環境データを収集して分析を行っている。それにより、敷地規模が一定未満の場合、地区計画規定項目の中で壁面後退距離が延びることによる地価上昇を指摘している。

津田(2010)は東京都 23 区を対象に、壁面後退規制を含めた道路空間整備の地区計画が地価に与える影響を分析し、壁面後退規制によって、地域差はあるものの低層住宅地及び商業地で地価が有意に上昇したことを示している。

谷下、長谷川、清水(2009)は東京都世田谷区を対象に、景観規制が戸建住宅に及ぼす影響として地区計画や建築協定により上乗せ規制をかけられた地区は、最低敷地面積制限がある場合には住宅価格は高く、制限がない場合は低い、さらに容積率制限がある場合にはさらに下落することを示した。地区計画周辺部への影響については、そもそも計画が住環境の悪化への対応策として決定・締結されていることにより、住宅価格が低くなると示している。

杉浦(2012)は横浜市の住居系用途地域を対象に、地区計画や建築協定による規制かけられた地区はおおむね地価が上昇するものの、取引費用の存在や規制による土地利用の硬直化によって地価が下がる可能性があることを示している。さらに外部性のコントロールの効果がスピルオーバーしており、地区外の周辺地域の環境改善に寄与している可能性を示している。

黒澤、松岡 (2011)は、東京都 23 区の区堺における地区計画について、ヘドニック・アプローチ等の実証分析は行ってはいないが、景観などの都市の連続空間に着目し、ヒアリング及び現地調査により比較、分析の事例研究を行っている。

以上、地区計画による地価等の資産価値への影響を研究した事例は多いものの、自治体隣接域における地区計画及びそれによる他自治体へ影響について実証分析したものは見当たらない。このような影響を明らかにすることは、今後都心部などにおいて増加し続けると予想される、中でも自治体外周域での地区計画策定への状況判断などに有益であると考える。

2. 地区計画制度の概要

2−1　地区計画制度の背景及び種類

地区計画は、旧西ドイツの B プランをモデルとして 1980 年に創設された都市計画の 1 種である。B プランは、開発等が禁止されている地域における禁止解除の手段として位置づけられているが、我が国の地区計画制度はそのような機能を持たない。ただし、詳細計画という機能を持つという点では共通点を有しており、一般的な詳細計画を持たなかった我が国の都市計画制度の中で、地区計画は地域特性や住民の意向を反映したまちづくりを行うための重要な手段として活用されている。制度創設以来、その時々の需要に応じ、様々なタイプの地区計画が追加されてきた。地区計画の種類については表 1 にまとめる。

表 1　地区計画の種類[4]

種類		概要	規定項目
規制強化型	地区計画（基本型）	地区施設や建築ルールを定め、地区特性に応じたきめ細かなまちづくりを進める（地区計画の原型）	用途、容積率、建蔽率、高さ、壁面位置、敷地面積、建築面積、色彩、意匠、緑化率等
	防災整備地区計画	密集市街地において公共施設の整備と延焼の防止、避難のための特定防災機能を確保	地区計画に準じる 防火上の構造制限含む
	歴史的風致維持地区計画	歴史的風致の維持、向上と土地利用の整合を図るためふさわしい用途等を誘導規制	用途、容積率、建蔽率、高さ、壁面線、敷地面積等
	沿道地区計画	道路交通騒音の著しい幹線道路沿道において騒音障害の防止とふさわしい土地利用を促進	地区計画に準じる 遮音構造、開口率含む
	集落地区計画	集落地域において営農と調和した良好な居住環境の確保と適正な土地利用の実現	地区計画に準じる 一部は適用無し
規制緩和型	誘導容積型	公共施設の不足している区域で容積率を活用し適切且つ合理的な土地利用規制を促進	目標容積率、暫定容積率
	容積適正配分型	区域を区分して容積率の最高限度を定めることにより、区域内の合理的な土地利用の実現を図る。指定容積率による総容積の範囲内で適正に総容積を配分	容積率、壁面位置、敷地面積等
	高度利用型	低･未利用の状況にある地区について、空地を確保しつつ、土地の高度利用と都市機能の更新を図る。空地を確保する代わりに、容積率を嵩上げ	容積率、建蔽率、壁面位置、建築面積等
	用途別容積型	住宅部分の割合に応じて、指定容積率を割り増すことにより、住宅スペースの供給増加を誘導	容積率、壁面位置、敷地面積等
	街並み誘導型	高さ、配列、形態をを整備することにより、スカイラインの美しさや街並みの整然さを確保する。前面道路幅員による容積率制限や斜線制限を適用しない	容積率、壁面位置、高さ、敷地面積等
	再開発等促進区	低･未利用地となっている区域に対して都市基盤施設の整備と再開発等を一体として行う前提となる詳細な計画を定める。用途制限の適用除外、地区計画で定める容積率の最高限度を適用、空地確保による斜線制限の適用除外	高度利用に必要な公共施設、用途、容積率、建蔽率、壁面位置等
	開発整備促進区	第二種住居地域、準住居地域または工業地域において大規模集客施設の整備を誘導	大規模集客施設の用途と敷地の区域
	立体道路制度	都市計画道路の整備と合わせ、道路の上空または路面下において建築物等を一体的に整備	道路内の建築制限を緩和

[4] 河村(2009)を参考にし、筆者作成。

そして今日ではその種類・型も多岐にわたり複雑化してきたため、先年法改正がなされ再編整備が行われた。地区計画制度の体系は、地区計画、防災街区整備地区計画、歴史的風致維持向上地区計画、沿道地区計画、集落地区計画の 5 種類で、規制項目に対して地域地区より強化して制限するものを総称して「地区計画等」と称している。基本となる規制強化型地区計画[5]をはじめ特例的な活用として、誘導容積型、容積適正配分型、高度利用型、用途別容積型、街並み誘導型の規制緩和型地区計画がある。また、これらの地区計画には容積適正配分型と高度利用型を除き、再開発等促進地区（沿道地区計画についても同様に定めることができる）または開発整備促進区を定めることができることになっている。

2－2　地区計画の内容及び策定手続き

地区計画について都市計画に定められる事項は、種類、名称、位置、区域等のほか、当該地区計画の目標、当該区域の整備開発及び保全に関する方針、地区整備計画がある。なお、地区計画には目標及び方針のみのものがある。地区整備計画に定める事項としては、地区施設の配置及び規模、建築物の用途の制限、容積率の最高限度又は最低限度、建蔽率の最高限度、建築物の敷地面積又は建築面積の最低限度、壁面の位置の制限、壁面後退区域における工作物の設置の制限、建築物等の高さの最高限度又は最低限度、建築物等の形態又は色彩その他の意匠の制限、建築物の緑化率の最低限度、垣又はさくの構造の制限などがある。その他、現に存する樹林地、草地等で良好な居住環境を確保するため必要なものの保全に関する事項、その他土地利用の制限に関する事項がある。

東京都における地区計画策定の手続きを図 1 に示す。地区計画については、区市町村が定める都市計画の一般の策定手続きに加えて原案の作成段階で、公聴会や説明会による住民の意見収集、その原案に係る区域内の土地所有者等一定の利害関係者の意見を求めて作成することが義務づけられている（都市計画法 16 条 2 項）。これは区域内の土地所有者等に具体的な制限・負担が課せられるため設けられているものである。区市町村は、地区

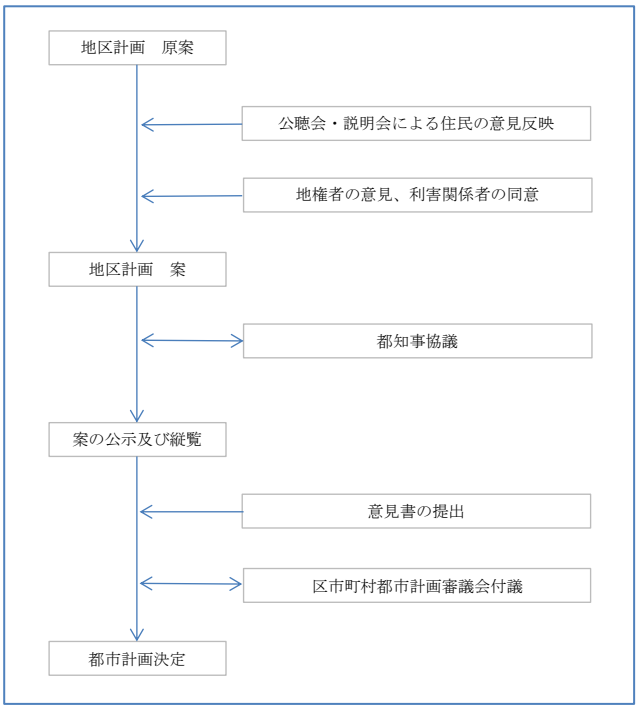


図 1　都内地区計画策定の手続き[6]

[5] 一般型地区計画とも呼ばれるが、本稿では、規制緩和型との比較のため規制強化型地区計画と呼ぶ。
[6] 東京都都市整備局及び各区市町村 HP を参考に筆者作成。

計画手続条例の中で、住民・利害関係者が地区計画等の案の内容としたい事項を申し出る方法を定めることができる。原案をまとめ、地区計画の案として都知事協議より同意を得た後、案の公示及び縦覧を行う（都市計画法 17 条 1 項)。期間内であれば住民は地区計画の案に対して意見書を提出することができる（都市計画法 17 条 2 項)。このような合意形成活動を経て、各区市町村が主体となり地区計画の都市計画決定及びその運用を行う。

2－3　地区計画の内容の実現手段

地区計画の内容の実現手段として、前述したものをまとめると土地利用・建築規制手法、地区施設の整備、緩和型地区計画を用いる緩和的手法がある。

土地利用・建築規制手法として、地区整備計画が定められた区域内で開発許可が必要とされる開発行為を行おうとする場合、地区計画に定められた内容が開発許可の基準として働き、予定建築物等の用途又は開発行為の設計が地区計画に定められた内容に即していなければ許可が受けられない。また、地区計画が定められた区域内で建築確認を必要とする建築行為を行おうとする場合、区市町村が、条例（地区計画建築条例）で、地区整備計画の内容として定められた「建築物の敷地、構造、設備又は用途に関する事項」を建築基準法の制限として定めれば、それが建築確認の基準として働き、その内容に抵触するときは確認がなされないことを通じて、その実現が担保される。地区計画が定められた区域内で開発許可や建築確認を必要としない開発行為や建築行為を行おうとする場合（条例で建築確認等の基準としていない場合を含む)、その行為に着手する日の 30 日前までに、区市町村長への届出が義務付けられており、区市町村長は、その届出に係る行為が地区計画に適合しないと認めるときは、設計の変更その他の必要な措置をとることを勧告することができる。

地区施設の整備として、地区計画で定められた地区施設の配置及び規模に当たる部分については、都市計画事業のような実現手段が予定されていない。ただし、道路についてのみは道路位置の指定及び予定道路の指定という手段が用意されている。

道路の実現手段を除き、「地区施設」については、一般の都市施設の都市計画と違って、その整備のための事業の実施が予定されているわけではない。その実現は、開発行為等が行われるに際し、開発者が道路として整備することなどを通じて行われる仕組みとなっている。その理由は、地区施設が主としてその地区住民によって使用されるためである。つまり受益者負担ということになる。しかし、その整備費用負担については、地区計画の上で施設が位置している土地の地権者がそのすべてを負担すべきものとは思えず、広く街区内の地権者の間で負担される必要があると思われる。

2－4　東京都の地区計画の策定状況

東京都においては年々策定数が増加傾向にあり、区部で 342 か所、多摩地域で 345 か所、計 687 箇所策定され[7]、地区計画面積 13758.4ha、地区整備計画面積 12633.9ha となっている。地区計画区域の大部分で地区整備計画が策定されている。地区計画数の推移について、図 2 に示す。2000 年に入り、区部及び多摩地域ともに毎年概ね 10 か所以上の計画が策定されている。

また、隣接地区計画は 152 箇所存在している。区部及び多摩地域の隣接地区計画数については、表 2 に示す。地区計画の内訳であるが、規制強化型が 573 か所、緩和型が 114 区か所と強化型の方が多い。

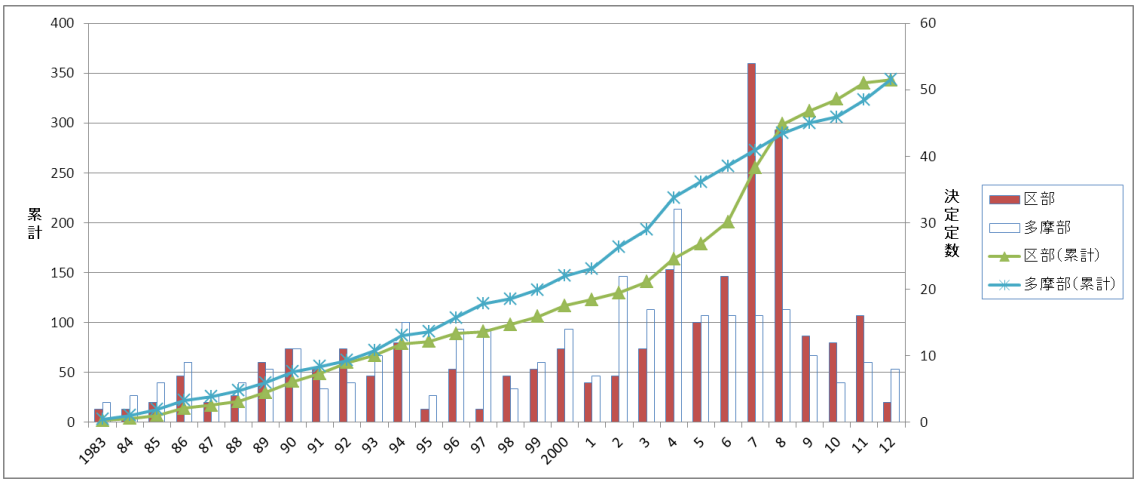


図 2　地区計画数の推移(1982～2012 年)[8]

表 2　隣接地区計画数[9]

	全体		規制強化型（基本型）		規制緩和型	
	地区数	隣接数	地区数	隣接数	地区数	隣接数
区部	342	78	249	64	93	14
多摩部	345	74	324	67	21	7
計	687	152	573	131	114	21

7　再開発等促進区は除く。

8　平成 24 年 3 月時点。東京都都市整備局 HP 及び東京都都市整備局　東京都都市計画地理情報システムデータ内容を参考に筆者作成。

9　平成 24 年 3 月時点。規制強化型地区計画については基本型のみ。規制緩和型については誘導容積型、容積適正配分型、用途別容積型及び街並み誘導型。東京都都市整備局　東京都都市計画地理情報システムデータ内容及び各区市町村 HP を参考に筆者作成。

東京都の地区計画策定状況を図 3 に示す。都心部または郊外部にかかわらず、全体的に地区計画の策定範囲が広まっている。特に千代田区、中央区、世田谷区、足立区、八王子市、日野市、稲城市、多摩市においては、自治体面積の 2 割以上が地区計画面積であるなど、その積極的な活用体制がうかがえる。区部においてはすべての自治体、多摩地域においては檜原村及び奥多摩町を除き、1 以上の地区計画を実施している。

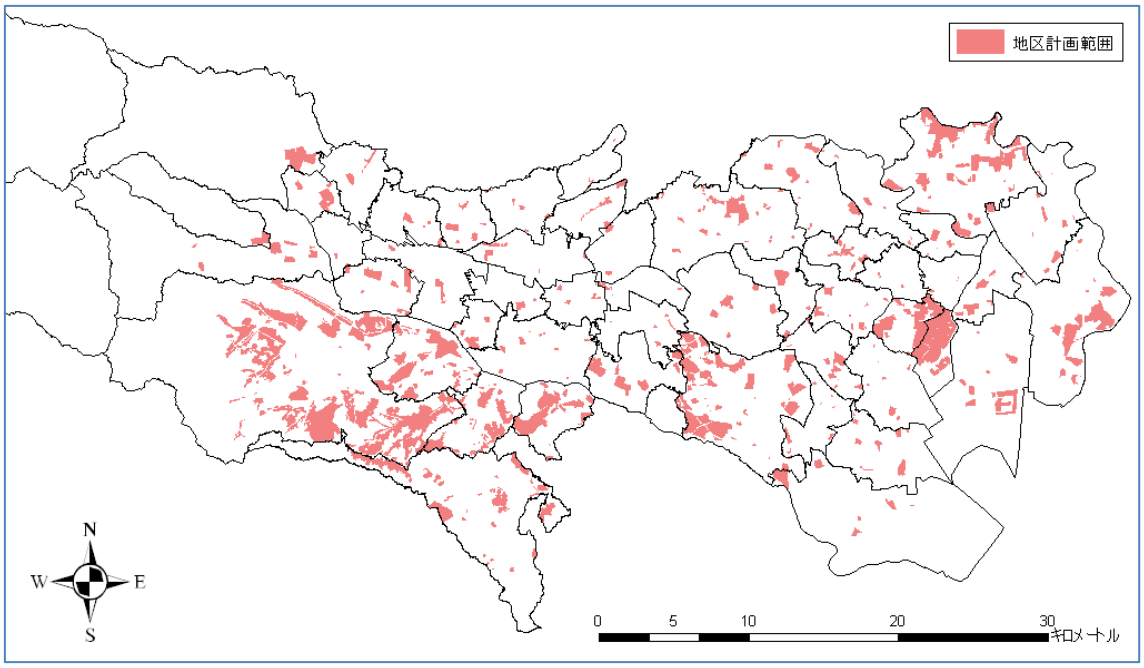


図 3　東京都の地区計画策定状況[10]

3. 地区計画制度についての理論分析及び問題点

3－1　地区計画策定による地価への影響

地区計画策定にかかる主なコストとしては以下が挙げられる。住民については意見の収集などの合意形成活動、土地及び建物の整備費用がかかり、自治体については原案の縦覧、説明会、コンサルタント契約などの合意形成活動、地区整備計画及び条例化された場合の建築指導などのモニタリング、公共施設費及び住民への助成などである。

地域地区や地区計画などの土地利用規制は、規制がなかった場合に用途や高さの混在によって生じる外部性を制御するために課せられている。また、地区計画は地方公共財であ

[10] 平成 24 年 3 月時点。ArcGIS（ESRI 社）を使用し、東京都都市整備局　東京都都市計画地理情報システムデータより筆者作成。

る公園や道路等の地区施設を供給させる制度であり、それら公共施設整備事業を通じて土地利用の誘導を図ることも可能となっている。

現状の最低限の条件を一律で規定する一般規制手法である地域地区では、計画策定に時間がかからなく幅広い用途やニーズなどその変化に対応できるが、策定地域内の詳細なニーズには十分に反映させることは難しいとされている。そのため、地方自治体及び住民により地域情報を正確に把握することができれば、地区計画による規制の強化または緩和を実施することにより地域の詳細なニーズに近づけることが可能となる。荒井(2007)によれば、理論的には適切な土地利用規制によって地価は上昇し、不適切であれば規制前から下落する可能性も十分にあるとしている。

地区計画による規制の強化は、その地区の住環境や防災性に寄与するが、利用可能な床面積を減少させ、収益性を低下させる可能性も考えられる。規制の緩和は、逆の影響を与える。また、それら効果は規制地区内にとどまらず、地区外の周辺にも及ぶと考えられる。規制強化地区内で設置された地区施設の便益のスピルオーバーや規制緩和型地区内での高層化による圧迫感などの外部不経済である。このように地区計画は地区内及び地区外に便益と費用をともにもたらす可能性がある。地区計画による土地利用規制が地価に与える影響についての可能性としては、先行研究の考察も踏まえ表 3 ように考えられる。

表 3　地区計画による規制が地価に与える影響[11]

	正の要因	負の要因
地区内	・容積率、高さ規制、最低敷地面積強化による採光、通風などの住環境向上 ・道路、公園、壁面後退などの空間確保による街並み景観、住環境、防災性の向上 ・高さ、意匠、柵などの統一による街並み景観の向上	・容積率、高さ規制強化による収益性の低下 ・道路確保などの交通量増加に伴う安全性の低下
地区外（周辺）	・隣接地区に設置される道路、公園による利便性、防災性の向上	・隣接地区に設置される道路などの交通量増加に伴う安全性の低下
地区内	・容積率、高さ規制緩和により利用可能床面積が増大することによる収益性の向上 ・高さ、意匠、柵などの統一による街並み景観の向上（街並み誘導型） ・土地利用転換の促進 ・都心住宅確保	・建物規模・高さの不統一による住環境及び街並み景観の悪化
地区外（周辺）	・隣接地区に設置される空地、多様な施設による利便性の向上 ・土地利用転換による防災性の向上	・隣接地区の高層化・建詰りによる圧迫感、採光、通風などの住環境の悪化 ・隣接地区内への混雑、交通量増加に伴う安全性の低下

11 和泉(1999)、大澤(2011)、谷下ら(2009)及び(2012)、津田(2010)を参考に筆者作成。

3−2　合意形成活動における問題

前述したとおり、地区計画策定にかかる主なコストのひとつとして住民及び自治体ともに合意形成活動が挙げられる。住民選好の同質性が高い場合には、このような公共的意思決定に要する活動にかかるコストは比較的小さいと考えられる。

しかし、地区計画制度は法定都市計画であるため策定にあたっては財産権の制約を伴うものであり、住民などの地権者や関係者の合意形成を進めるのが難しい側面がある。そのため、住民参加による合意形成は欠かせないとされているが、天野、土肥(1998)によれば東京都区部では自治体発意の地区計画が当時 7 割を占めているとされており、住民側からだけでなく自治体側からの計画発意も活発であるといえる。住民参加の方法論は地区計画決定主体である各自治体に委ねられており、実質的な住民参加の規定は曖昧なものになっているとされている。

大塚(2009)によれば、地区計画における住民合意に関する分析において、地区計画の案について合意に至る過程には、地区外地権者も含めて関係者への情報提供や、関係者全員の参加による最終的な意思の確認手続きが行われていることが重要であるとしている。これらはフリーライダーの排除や閉鎖的なネットワークの中での規範成立をもたらしていると考えることができる。特に、地区外の広範囲の住民及び事業者が利用する道路変更を伴う地区計画や緩和型地区計画を決定する場合には、周辺に与える影響が大きいことから自治体と地区内の地権者だけの検討に留めず、原案の縦覧、広報誌及び説明会等の早期段階から広く周知し、意見を聴取することが必要である。また黒岩(1997)によれば、地区計画などのプロジェクトの実施過程で、関係者の間でなんらかの合意形成活動が行われる場合、その過程でさまざまな取引費用が発生し、収益性の高く潜在的に持続可能なものであっても意図せざる取引費用が発生する可能性があり、収益性の低下や持続不可能になる場合もあるとしている。

都市計画法 16 条第 2 項では、都市計画に定める地区計画等の案は公聴会や説明会による住民の意見収集、その原案に係る区域内の土地所有者等一定の利害関係者の意見を求めて作成することが義務づけられているが、実際には地区内の合意形成のみに留まらないことがある。

3−3　自治体領域における問題

そもそも都などの広域自治体が区市町村などの地方自治体（基礎自治体）に地区計画の策定権限を委ねている理由としては以下が挙げられる。地方自治体のほうが詳細な各地域情報をより多く持っていることから、公共サービスの生産に必要な情報や技術がさほどコストをかけずに獲得でき、地域住民の厚生増大を期待できる。また広域自治体が度々住民等と合意形成活動をするのではなく、地方自治体に任せることによる取引費用の回避及び節約、個々のプロジェクト調整の円滑化などが考えられる。

広域自治体に財源を一元化し一定の権限を集中すれば、サービスが住民に十分行き届か

なくなることが懸念され、住民に最も身近な区市町村こそがきめ細やかな住民サービスの供給の役割を受け持ち、住民に対する責任を果たしていく必要があるといわれている。しかし林(2006)によれば、反対に「広域自治体は少なくとも地方自治体と同じくらい地域をよく知っている」という命題を排除することはできず、論理的には地方自治体に可能なことは職員の雇用方法や人事体系を適切に設計することによって広域自治体にも可能であるはずであり、むしろ広域自治体は複数の地方の情報を集約し互いに比較検討できる立場にあるため、情報の集積による追加的な費用効率性の向上も可能性としては排除できないとしている。

地区計画などの政策における便益のスピルオーバーや外部不経済の問題は、規制地区や地方自治体の政策が周辺域や他自治体に影響を与えることである。スピルオーバーの場合、他自治体に便益を与える外部経済が発生することになり、公共サービスが最適な水準よりも過小になる。最適な水準からの乖離は外部不経済の場合も同様である。このような外部性による非効率性の問題は、地方自治体の政策決定者が他の地域に与える便益や費用を考慮しない点に起因する。当然、空間的な制限により隣接域で実施する地区計画等の政策は、他自治体に外部性を及ぼす可能性が高いといえる。

土居(2002)によれば外部性を内部化する方法として、ひとつは広域自治体がピグー税（補助金）を利用して、地方自治体が認識する便益や費用を適切な水準に調整することが挙げられる。もうひとつは、政策による外部性が及ぶ空間的範囲が公共サービスを提供する自治体範囲が合致していない場合、広域自治体が政策を管理する。また地方自治体領域を便益が及ぶ範囲と合致するように決めれば、これに伴う非効率性を根絶することができるが、現状の地方自治体における行政区域は歴史的な産物であり変更は容易ではない。このように地区計画制度において、策定主体が各区市町村である、及び自治体領域が存在するがゆえの自治体隣接域での問題が考えられる。

4. 隣接域における地区計画の影響に関する実証分析

4－1　問題意識及び検証する仮説

地区計画運用にかかるコストを負担するのは実施自治体及びその地区住民等である。先に述べたとおり東京都の既成市街地では地区計画策定数が増えており、他自治体に隣接[12]して実施される地区計画も少なくない。

そのような中、隣接域で地区計画を策定するにあたり他自治体との協議及び連携の義務

[12] 本稿において地区計画が隣接するとは、計画区域が自治体境界線に接しており、且つ自治体間が少なくとも地上部で接していることを表す。海、河川等で自治体境界線または外周域に接しているものは含まないものとする。

はない。しかし、各自治体の縦覧や説明会の実施状況において、地権者以外の地区外からの意見も出ることがあるため、隣接域で地区計画を策定しようとする際、他自治体及びその住民等とまったく接触しないということは可能性として低いと考えられる。

本稿では、隣接域では内部域より取引費用が多く発生しているという仮説を置く。それにより、内部域と隣接域で実施される地区計画には効果の違いがあるのではないか。さらに、地区計画には外部性があるため、隣接域で実施される地区計画は他の自治体にまで影響を及ぼしているのではないか。このことを概念図で表現したものを図 4 に示す。

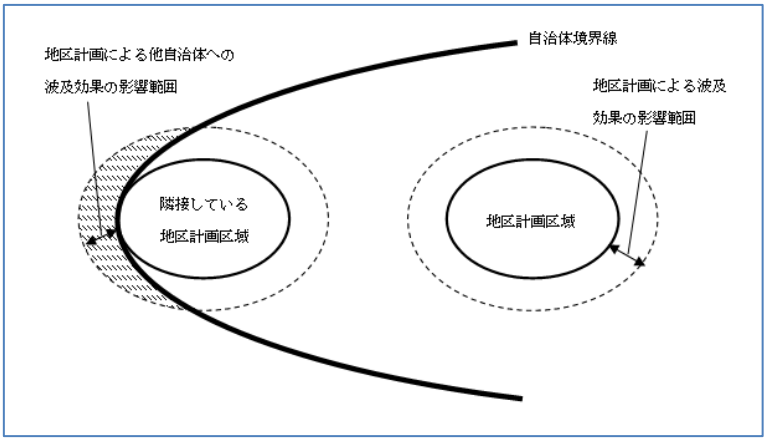


図 4　隣接している地区計画及び地区計画の外部性の概念図

4－2　検証方法・推計式及び説明変数

本稿ではヘドニック・アプローチにより、制度の効果を検証する。

対象とする地区計画は、以下に該当するものとする。東京都特別区及び多摩地域の各区市町村で実施されているもののうち、住居系用途地域を含むもの[13]、地区整備計画まで定めているもの[14]。規制強化型地区計画においては基本型の地区計画とし、容積率の最高限度、建蔽率の最高限度、壁面の位置の制限及び建築物等の高さの最高限度の建物規模及び収益性に直接影響する規定を含むものとする[15]。規制緩和型地区計画においては誘導容積型、用途別容積型、街並み誘導型とする。データの制約上、再開発等促進区は除外する。

また、国土数値情報ダウンロードサービスの 1997 年から 2012 年の公示地価を使用し、パネルデータを作成した。そのうち対象とするものは、東京都特別区及び多摩地域における住居系用途地域の住宅用途の地点とする。

---

[13] 地区計画区域に第一種低層住居専用地域、第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域、準住居地域を含むものとする。近隣商業地域、商業地域、準工業地域、工業地域、工業専用地域のみで構成される地区計画は除外した。

[14] 方針のみ定めてある地区計画は除外した。

[15] 建築物の用途の制限、建築物の敷地面積又は建築面積の最低限度、建築物等の形態又は色彩その他の意匠の制限、建築物の緑化率の最低限度、垣又はさくの構造の制限でのみ規定されている地区計画は除外した。また地区内でさらに複数区域について規定内容が分かれている場合は、その地価ポイントの該当する区域の規制を対応させている。

本稿では、公示地価の各地点が有する観測できない特性の影響を除去し規制実施の効果を抽出するため、固定効果モデルを採用する。各変数の説明及び基本統計量は表 4 及び表 5 に示すとおりである。ダミー変数の作成には ArcGIS（ESRI 社）を用い、多重リングバッファ、インターセクト等の機能により該当地点の抽出を行った。推計式を以下に示す。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \sum \beta_{jt} X_{jit} + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

- P_{it}：地点 i、年次 t における公示地価（円／㎡）
- X_{jit}：地点 i、年次 t における説明変数 j の値
- ε_{it}：誤差項

表 4　被説明変数及び説明変数一覧

変数	説明	出典
ｌｎ公示地価	公示地価の対数値	公示地価
年次ダミー	2,012年を基準とし、公示地価ポイントが各年の地価である場合に１をとるダミー変数	公示地価
強化型地区計画内ダミー	公示地価ポイントが規制強化型地区計画の区域内である場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、各自治体HP
緩和型地区計画内ダミー	公示地価ポイントが規制緩和型地区計画の区域内である場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、各自治体HP
他自治体隣接ダミー（隣接）	地区計画が他自治体境界と接している場合に１をとるダミー変数	都GISデータ
地区計画策定年数（年数）	地区計画が都市計画決定されてからの経過年数	各自治体HP
強化型地区計画距離 Ｌｍダミー	公示地価ポイントが規制強化型地区計画の区域外周から0～300ｍ（100ｍスパンで設定）にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、GIS計測
緩和型地区計画距離 Ｌｍダミー	公示地価ポイントが規制緩和型地区計画の区域外周から0～300ｍ（100ｍスパンで設定）にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ、GIS計測
他自治体内ダミー（他自治体）	公示地価ポイントが他の自治体で実施する地区計画の区域外周から300ｍ以内にある場合に１をとるダミー変数	都GISデータ

表５　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ｌｎ公示地価	5,639	12.6133	0.5707	10.7727	14.8380
強化型地区計画内ダミー	5,639	0.0621	0.2413	0	1
緩和型地区計画内ダミー	5,639	0.0043	0.0651	0	1
強化型地区計画内ダミー*(隣接)	5,639	0.0071	0.0839	0	1
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)	5,639	0.0018	0.0421	0	1
強化型地区計画内ダミー*(年数)	5,639	0.6197	2.9547	0	28
緩和型地区計画内ダミー*(年数)	5,639	0.0266	0.5778	0	26
強化型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項	5,639	9.1130	56.2485	0	784
緩和型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項	5,639	0.3345	11.5297	0	676
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)	5,639	0.0536	0.7948	0	26
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)	5,639	0.0122	0.4088	0	26
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項	5,639	0.6345	14.1860	0	676
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項	5,639	0.1672	9.1575	0	676
強化型地区計画距離100mダミー	5,639	0.0798	0.2710	0	1
強化型地区計画距離200mダミー	5,639	0.0853	0.2794	0	1
強化型地区計画距離300mダミー	5,639	0.0913	0.2881	0	1
緩和型地区計画距離100mダミー	5,639	0.0071	0.0839	0	1
緩和型地区計画距離200mダミー	5,639	0.0151	0.1219	0	1
緩和型地区計画距離300mダミー	5,639	0.0066	0.0807	0	1
強化型地区計画距離100mダミー*(他自治体)	5,639	0.0035	0.0595	0	1
強化型地区計画距離200mダミー*(他自治体)	5,639	0.0050	0.0703	0	1
強化型地区計画距離300mダミー*(他自治体)	5,639	0.0083	0.0909	0	1
緩和型地区計画距離100mダミー*(他自治体)	5,639	0.0000	0.0000	0	0
緩和型地区計画距離200mダミー*(他自治体)	5,639	0.0016	0.0399	0	1
緩和型地区計画距離300mダミー*(他自治体)	5,639	0.0004	0.0188	0	1

被説明変数に公示地価（円／㎡）の対数値をとり、次のとおりの推計モデル１～５で分析を行った。

モデル１・２：規制強化型及び緩和型地区計画内ダミー、を説明変数として用いる。それぞれ他自治体隣接ダミーの交差項から内部域で実施される地区計画と隣接域との差を分析する。

モデル３　：モデル２の変数と地区計画策定年数の交差項から、地区計画による時間を通じた効果を分析する。

モデル４・５：強化型及び緩和型地区計画距離 100～300m ダミー及びそれらと他自治体内ダミーとの交差項を説明変数として用いる。それぞれの地区計画の波及効果について、地区計画実施自治体域及び他自治体域との差を分析する。

4−3　推計結果及び考察

まず、推計モデル 1〜3 の推計結果を、表 6 に推計結果を示す。

表 6　推計結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価	
説明変数	モデル１		モデル２		モデル３	
強化型地区計画内ダミー	-0.1043 ***	(0.0139)	-0.1008 ***	(0.0151)	-0.0715 ***	(0.0212)
緩和型地区計画内ダミー	0.1385 ***	(0.0349)	0.1952 ***	(0.0422)	0.1174	(0.0892)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)			-0.0177	(0.0295)	0.0309	(0.0613)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)			-0.1516 **	(0.0634)	-0.0940	(0.1468)
強化型地区計画内ダミー*(年数)					-0.0082 **	(0.0042)
緩和型地区計画内ダミー*(年数)					0.0336	(0.0299)
強化型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項					-0.0001	(0.0002)
緩和型地区計画内ダミー*(年数)の2乗項					-0.0013	(0.0011)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)					-0.0001	(0.0132)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)					-0.0385	(0.0423)
強化型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項					-0.0002	(0.0005)
緩和型地区計画内ダミー*(隣接)*(年数)の2乗項					0.0018	(0.0016)
年次ダミー　（省略）						
定数項	12.5060 ***	(0.0033)	12.5602 ***	(0.0033)	12.5144 ***	(0.0035)
観測数	5639		5639		5639	
自由度修正済決定係数	0.6134		0.614		0.6211	

() 内の数値は標準誤差。
***は1%，**は5%，*は10%の水準で統計的有意であることを表す。

モデル 2 については、規制強化型地区計画では地区内の地価を 10%下げ、緩和型では地価を 20%上げる傾向があると、ともに 1%水準で有意な結果となった。規制強化による住環境向上の便益より、床面積の抑制による収益の低下が大きい。つまり、東京都では平均的に過剰に規制しており、望ましい水準を超えてしまっている可能性がある。緩和型については、望ましい水準に近づいている傾向があると考えられる。

また、着目したい変数である他自治体隣接ダミーとの交差項については、緩和型では内部域に比べ地価上昇効果が 15%低い傾向があり 5%水準で有意な結果となった。隣接域で緩和する地区計画には、他自治体との交渉などの取引費用が作用しており、緩和による収益性が内部域に比べ下がっていると考えられる。具体的には、規制緩和型地区計画の意見収集及び公示・縦覧などの合意形成活動の際に、反対する周辺住民に加え他自治体とも協議をすることになり、その意見も踏まえ望ましい水準まで規制したかったところが妥協案になっている可能性が考えられる。現状では地方自治体間の交渉によって解決するという形態はうまくいっていない、つまり外部性を内部化することになっていないことが考えら

れる。

モデル 3 では、先行研究[16]にもあるが地区計画の策定年数経過による地価への影響を分析することを目的とした。規制強化型地区計画内において、収益性の低下があったとしても将来的には住環境の改善によりその影響が相殺されると想定したが、策定年数が経つほど地価が下がる傾向は有意となったが、変化がマイナスからプラスに転じる結果とならなかった。また、今回の分析ではほかの説明変数には有意性はみられなかった。

次に、推計モデル 4 及び 5 の推計結果を、表 7 に推計結果を示す。

表 7　推計結果

被説明変数	ｌｎ公示地価		ｌｎ公示地価	
説明変数	モデル４		モデル５	
強化型地区計画内ダミー	-0.0985 ***	(0.0151)	-0.0975 ***	(0.0152)
緩和型地区計画内ダミー	0.1956 ***	(0.0422)	0.1961 ***	(0.0422)
強化型地区計画内ダミー×（隣接）	-0.0177	(0.0295)	-0.0173	(0.0295)
緩和型地区計画内ダミー×（隣接）	-0.1516 **	(0.0634)	-0.1437 **	(0.0637)
強化型地区計画距離100mダミー	0.0215	(0.0491)	0.0325	(0.0524)
強化型地区計画距離200mダミー	0.0471 **	(0.0231)	0.0408 *	(0.0234)
強化型地区計画距離300mダミー	-0.0196	(0.0351)	-0.0423	(0.0389)
緩和型地区計画距離100mダミー	-0.1259 ***	(0.0532)	-0.1258 **	(0.0532)
緩和型地区計画距離200mダミー	-0.0809	(0.056)	-0.106 *	(0.0616)
緩和型地区計画距離300mダミー	0.0229	(0.044)	0.0014	(0.0476)
強化型地区計画距離100mダミー*(他自治体)			0.0387	(0.1749)
強化型地区計画距離200mダミー*(他自治体)			0.2311 *	(0.1369)
強化型地区計画距離300mダミー*(他自治体)			0.1463	(0.1057)
緩和型地区計画距離100mダミー*(他自治体)			(omitted)	
緩和型地区計画距離200mダミー*(他自治体)			0.1447	(0.1484)
緩和型地区計画距離300mダミー*(他自治体)			0.1761	(0.1262)
年次ダミー　（省略）				
定数項	12.5039 ***	(0.0067)	12.5144 ***	(0.0035)
観測数	5639		5639	
自由度修正済決定係数	0.6152		0.6145	

（）内の数値は標準誤差。
***は1%，**は5%，*は10%の水準で統計的有意であることを表す。
(omitted)については隣接域の緩和型地区計画が少ない為、使用データではサンプルが存在しなかった。

モデル 4 については、規制強化型の地区計画外周から 200m の地点で地価を上げる傾向があり、5%水準で有意な結果となった。緩和型では、100m の地点で地価を下げる傾向が 1%水準で有意な結果となった。地区計画には波及効果があり、規制強化地区外へ防災性の向上などの便益のスピルオーバーや、地区内の緩和による周辺への圧迫感・日照の妨げな

16 谷下ら(2012)、杉浦(2012)参照。

どの住環境の悪化をもたらすことが考えられる。

モデル 5 については、他自治体内ダミーとの交差項との差を比較すると、規制緩和型は有意ではないが、強化型については 200m 地点で内部域よりさらに地価を上げる傾向があり 10%水準で有意な結果となった。これについては、他の自治体にまで同じ影響を及ぼしており、且つ地区計画実施自治体の住民より多くの便益を受けていることがいえる。コストをかけず、となりの地区の壁面後退などの防災性向上などの便益を受けているというフリーライドしている可能性が考えられる。隣接域で実施する規制強化型地区計画については、取引費用が小さいまたは無いことも考えられる。

5. まとめ

5－1　政策提言

以上、本稿での分析結果より、自治体内部域と隣接域で実施される地区計画の効果に差異があり、さらに隣接自治体へ影響を及ぼす可能性があることを示した。

隣接域で緩和型地区計画を実施する場合においては、取引費用が発生している可能性があることが示された。現状では住民や自治体が隣接域で緩和型地区計画を実施する確率が低いことが考えられる。よって他自治体及びその住民にも意思決定に参加させるべきであり、原案段階からの自治体間協議を義務づけることも考えられる。しかし必ず取引費用が発生することになり、住民や自治体の隣接域で地区計画を実施するインセンティブをさらに低下させ、隣接域はどちらの自治体も何もしないという地区計画が実施されない地域になってしまう。

また、隣接域で実施されている強化型地区計画など便益がスピルオーバーしている場合には、便益が及ぶ地域の住民に費用を負担させ、供給についての意思決定を委ねるべきである。都市計画決定権者が地区計画等の土地利用規制を定めるときには、その地区内だけでなく周辺も含めた影響範囲全体の効用を分析する必要があると考えられる。

今回の研究より、以下を政策提言として示す。

自治体隣接域で実施する緩和型地区計画については、地方自治体ではなく交渉によらない中立的な立場である広域自治体が、外部性をコントロールした上で、地区計画を発意し策定する、といった政策における広域自治体の介入を強化することが考えられる。

自治体隣接域で実施する強化型地区計画については、便益のスピルオーバーした分の自治体間における費用負担制度が必要である。計画を実施していない自治体にしてみればコストをかけずに済むため、取引費用がかからない可能性があるとも考えられる。よって、地区計画を実施しない他自治体が便益を受ける分の費用負担を前提とした上での、実施す

る予定の自治体へ発意できる権利制度をつくることも考えられる。

なお、本稿の問題意識とは別だが実証分析の結果より、東京都における現状の規制強化型地区計画の規定項目には定期的な見直し、または緩い規制から段階的に強めていく必要がある可能性があると考えられる。

5－2　今後の課題

本稿の分析では、地区計画の属性の区分については規制の強化及び緩和のみにとどまっており、詳細な属性が考慮されていない点がある。また、各自治体は面積・人口・財政状況等が異なり、その自治体内の各地域によってもそれぞれの行政課題やニーズがある。地区計画毎の規定内容などの詳細な属性や、その自治体及び住民の選好の詳細なデータを使用することによって、精度の高い分析結果を得られるものと考えられる。また、他の地域を含めた広域なエリアの分析を行うことにより、理論の一般化を図る必要がある。これらを加味することにより深い知見を得られるものと考えられる。さらに、前述したとおりスピルオーバーや外部不経済の問題として、歴史的な産物である現状の自治体領域の存在が挙げられる。よって幹線道路や河川など地方公共財のスピルオーバーや外部不経済の波及効果が解消される境界まで、現状区域とのバランスを加味した上で再検討の必要があることも考えられる。そのような波及効果を遮ることを実証する変数を加えることも今後の課題としたい。

謝辞

本稿の作成にあたり、北野泰樹助教授（主査）、久米良昭教授（副査）、吉田恭（副査）から丁寧なご指導をいただいたほか、まちづくりプログラムディレクターである福井秀夫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。この場を借りて心より感謝申し上げます。

あわせて、東京都都市整備局都市づくり政策部都市計画課の職員の方々には、多忙な日常業務にもかかわらず、データの提供にご協力いただきました。ここに記し、感謝の意を表します。また、貴重な研究の機会を下さった派遣元に感謝申し上げます。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、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個人に帰属します。

＜参考文献＞

荒井貴史(2007)「土地利用規制の経済学的考察」『尾道大学経済情報論集 2007』
天野裕、土肥真人(1998)「東京都区部における地区計画策定プロセスの住民参加に関する研究」『第 33 回日本都市計画学会学術研究論文集』pp.445-450
生田長人(2010)『都市法入門講義』信山社
和泉洋人(1999)「地区計画策定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』第 27 号、pp.143-152
大澤幸憲(2011)「外部不経済の発生を考慮した容積率規制の緩和の検証　－東京都の郊外住宅地における 7 市の事例－」『都市住宅学』第 74 号、pp.71-79
大塚康央(2009)「地区計画における住民合意に関する一分析　－区域、組織、決定手続きに着目して－」『大阪市大創造都市研究』第 5 巻、第 2 号、pp.56-76
河村茂(2009)『建築からのまちづくり』清文社
黒岩郁雄(1997)「地方分権化と援助事業の制度分析－取引費用アプローチー」『経済協力シリーズ(181) / 援助の実施と現地行政』pp.225-250
黒澤誠、松岡恭子(2011)「東京都 23 区の区堺における地区計画の調査と分析　－8 つの事例を対象として－」『東京電機大学未来科学部建築学科　特別研究・設計　論文概要』
杉浦美奈(2012)「住民発意による土地利用規制が及ぼす影響の分析」『平成 23 年度　政策研究大学院大学まちづくりプログラム論文集』
谷下雅義、長谷川貴陽史、清水千弘(2012)「地区計画・建築協定の規制が戸建住宅価格に及ぼす影響」『都市住宅学』第 76 号、pp.104-111
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(2)、pp.71-79
津田あゆみ(2010)「地区計画による地区施設道路の整備効果に関する分析」『平成 21 年度政策研究大学院大学まちづくりプログラム論文集』
土居丈朗(2002)「入門公共経済学」日本評論社
林正義(2006)「国と地方の役割分担　－経済学的視点と日本の実態－」『中央と地方の役割分担と財政の関係に関する共同研究最終報告書』
肥田野登(1997)『環境と社会資本の経済評価』刹草書房
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
森田学(2005)「地区計画による制限が資産価格に与える効果」Best Value 9

＜参考資料・使用データ＞

東京都都市整備局 HP (http://www.toshiseibi.metro.tokyo.jp)
東京都各区市町村 HP
国土数値情報ダウンロードサービス　公示地価　国土交通省国土政策局国土情報課
東京都都市計画地理情報システムデータ　東京都都市整備局

大規模建築物が地価に与える影響に関する研究

＜要旨＞

大規模建築物は、周辺のまちへ与える影響が大きいと考えられ、まちづくりの観点から、外部経済の増大、外部不経済の抑制に配慮した土地利用を推進する必要がある。

本研究では、延べ面積 10,000 ㎡以上の建築物を「大規模建築物」と定義し、規模や距離の影響を指標化したうえで、都内の大規模建築物が地価に及ぼす影響を調べることにより、外部性の大きさを測定した。その結果、大規模建築物の外部性は建物用途、エリア（都心部・区部・多摩部）、用途地域によって異なることが明らかになった。

また、大規模建築物の外部性の総額を測定し、それを用いた総合評価による土地売却の方法、緑地率の増加による容積率の緩和の設定方法を提案した。

これらより、大規模建築物を建設する際には、周辺地域に与える外部性の影響を考慮したうえで、立地計画を行うべきであること、また、大規模建築物の外部性の大きさを測定することが、今後のまちづくりにおける政策決定の一助になることを示した。

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12602　井上加奈子

大規模建築物が地価に与える影響に関する研究
目次

第１章　はじめに 2
1.1　大規模建築物の外部性 3
1.2　既往研究 4

第２章　東京の大規模建築物の現状分析 5
2.1　東京の大規模建築物の現状 5
2.2　東京の大規模建築物の増加の要因 6

第３章　大規模建築物が周辺地価に及ぼす影響の算定 7
3.1　使用データ 7
3.2　大規模建築物の外部性に関する仮定 8
3.3　研究の方法 9
3.3.1　地価公示から半径 1km 以内にある大規模建築物の抽出と距離の測定 9
3.3.2「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」の算定 10
3.3.3「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」の基本統計量 11
3.4　大規模建築物の延べ面積が地価に与える影響 12
3.5　大規模建築の高さが地価に与える影響 15
3.6　エリア別の大規模建築の延べ面積が地価に与える影響の比較 18
3.7　用途地域別の大規模建築の延べ面積が地価に与える影響の比較 21

第４章　大規模建築物の外部性の総額の算定 24
4.1　大規模建築物の外部性の総額の算定方法 24
4.2　大規模建築物の外部性の総額の試算の例―政策研究大学院大学 24
4.3　エリアごとの大規模建築物の外部性の総額の試算 25
4.4　周辺の大規模建築物が地価公示に与えている影響額の試算 25

第５章　大規模建築物の外部性を用いたまちづくりの応用の例 26
5.1　総合評価による土地売却への応用 26
5.2　緑化率の増加による容積率の緩和の適切性の判定 27

第６章　結論・今後の課題 28
6.1　大規模建築物建設の際の留意点 28
6.2　大規模建築物の外部性の総額の算定方法及びそれを用いたまちづくりへの提案 29
6.3　今後の課題 29

第１章　はじめに

1.1　大規模建築物の外部性

東京都内では、土地利用の高度集約化により、都心部を中心に、大規模建築物が年々増加している。

大規模建築物は、周辺地域の景観、利便性、人口、賑わい、交通量などに変化をもたらし、周辺のまちに外部性を与えると考えられる。大規模建築物の外部経済は、利便性の向上、賑わいの向上、イメージの向上などが挙げられ、外部不経済としては、景観の悪化（圧迫感や日照など）、騒音、交通量の増加、公害、イメージの低下などが挙げられる。通常、大規模建築物は外部経済と外部不経済の両方を持っていると考えられ、それらが合計が、総合的な外部経済または外部不経済として表れると考えられる。例えば商業施設は、外部経済として利便性の向上、外部不経済として景観の悪化や交通量の増加が考えられ、外部性を受ける側の特性として利便性の向上の方が大きければ、総合的には周辺地域に外部経済をもたらす。

大規模建築物の外部性の増大は、民間の土地利用・行政の土地利用において、以下の利益があると考えられる。

(1)民間の土地利用における外部性の増大の利益

- 民間の土地利用において、外部経済の増大は、長期的な収益をもたらす。
- 外部経済の増大により地価が上昇し、固定資産税が増加することで、広く市民の利益として還元される。
- 行政は、土地利用の外部経済を増大または外部不経済の抑制をする場合において、民間の土地利用を規制・誘導することが正当化される要因となりうる。

(2)行政の土地利用における外部性増大の利益

- 行政の土地利用において、外部経済の増大が良好なまちづくりに寄与する。
- 公有地の売却や貸出の場合においても、外部経済を増大させる土地利用を条件づけたり、外部経済が大きい提案をプロポーザル等で選定したりすることによって、好ましい利用を誘導することができる。

そのため、大規模建築物を整備する際には、建築物そのものがもたらす便益（集合住宅による税収の増加や、商業施設による雇用の増大等）だけを検討するのではなく、まちづくりの観点から、外部経済の増大、外部不経済の抑制に配慮した土地利用を推進する必要がある。

そこで本研究では、延べ面積 10,000 ㎡以上の建築物を「大規模建築物」と定義し、便益が地価にキャピタライズするというキャピタリゼーション仮説に基づき、大規模建築物の外部性は地価に帰着すると考え、ヘドニック・アプローチにより以下の研究を行う。

第２章「東京都内の大規模建築物の現状分析」では、年々増加する都内の大規模建築物について、その建物用途・立地特性・増加の要因を分析する。

第３章「大規模建築物が周辺地価に与える影響の算定」では、大規模建築物の外部性を、規模に比例し、建築物までの距離に反比例すると仮定したうえで、大規模建築物の外部性の大きさを示す指標を作成し、外部性が大きいと考えられる大規模建築物の「延べ面積」、「高さ」、「緑化面積」が周辺地価に及ぼす影響を、建物用途ごとに （住宅、ホテル、病院、店舗、事務所、学校、集会所、工場等）

調べる。

また、それらはエリア、用途地域などにより異なると考えられることから、その違いを算定する。

第４章「大規模建築物の外部性の総額の算定」では、第３章で調べた、大規模建築物が周辺地価に及ぼす割合を用いて、大規模建築物の外部性の総額を求める方法を提案する。実際の大規模建築物を例に試算するとともに、エリアごとの大規模建築物の総額の試算、地価公示に周辺の大規模建築物が影響を与えている額の試算を行う

第５章「大規模建築物の外部性を用いたまちづくりへの応用の例」では、第４章で算定した、大規模建築物の外部性の総額を使ったまちづくりへの応用の例として、総合評価による土地売却における評価方法の提案及び緑化の増加による容積率の緩和の可否の検討を行う。

1.2　既往研究

建築物が周辺に与える影響に関する研究としては、沼田(2012)が挙げられる。沼田は、高層建築物の外部性を景観価値の損失ととらえ、超高層マンションが多く建設される再開発地区周辺地域の地価の変動を、武蔵小杉駅周辺と二子玉川駅周辺を例に調べている。その結果、超高層マンションの開発は全体として周辺の地価を上げるものの、戸建住宅地においては、地価を上げないことを明らかにしている。

また、肥田野、亀田（1997)は、住宅地における緑と建築物の外部性を、敷地から正面への「見え」を指標化し、ヘドニック・アプローチにより調べている。

しかし、本研究のように、都内全域の広域にわたり大規模建築物の外部性を調べた研究、大規模建築物の規模と建築物までの距離の影響を調べた研究、建物用途・エリア・用途地域による違いを調べた研究はない。

第２章　東京の大規模建築物の現状分析

第２章では、年々増加する都内の大規模建築物について、その建物用途・立地特性・増加の要因を分析する。

2.1　東京の大規模建築物の現状

平成 14 年 6 月に開始した東京都建築物環境計画書制度においては、延床面積 1 万㎡（平成 22 年 10 月より 5,000 ㎡）を超える新築・増築は、環境配慮の取組等を示した届出を計画時・完了時に提出し、その内容を公表することが義務づけられている。そのため、本研究では、東京都建築物環境計画書制度に計画書が提出された延べ面積 10,000 ㎡以上の大規模建築物[1]を研究の対象とする。

本研究で分析の対象にする大規模建築物の分布を、図 2-1 に示す。大規模建築物は、都心部に多く建設されていることがわかる。

2011 年末までに建設された 10,000 ㎡以上の大規模建築物は、延べ 1146 棟[2]であり、図 2-2 に示すように、2007 年をピークに新規建設数は年々減少しているものの、年平均で 130 棟弱増加している。

その建物用途[3]の内訳をみると、図 2-3 となっており、住宅が多く、次に事務所、店舗、学校、工場等[4]、病院、ホテル、集会所の順に多く建設されている。

また、エリアごとの建物用途の内訳をみると、図 2-4 となり、都心部（千代田区・中央区・港区）では住宅・事務所が、都心部以外の区部では住宅が圧倒的に多く、多摩部では住宅が多い。

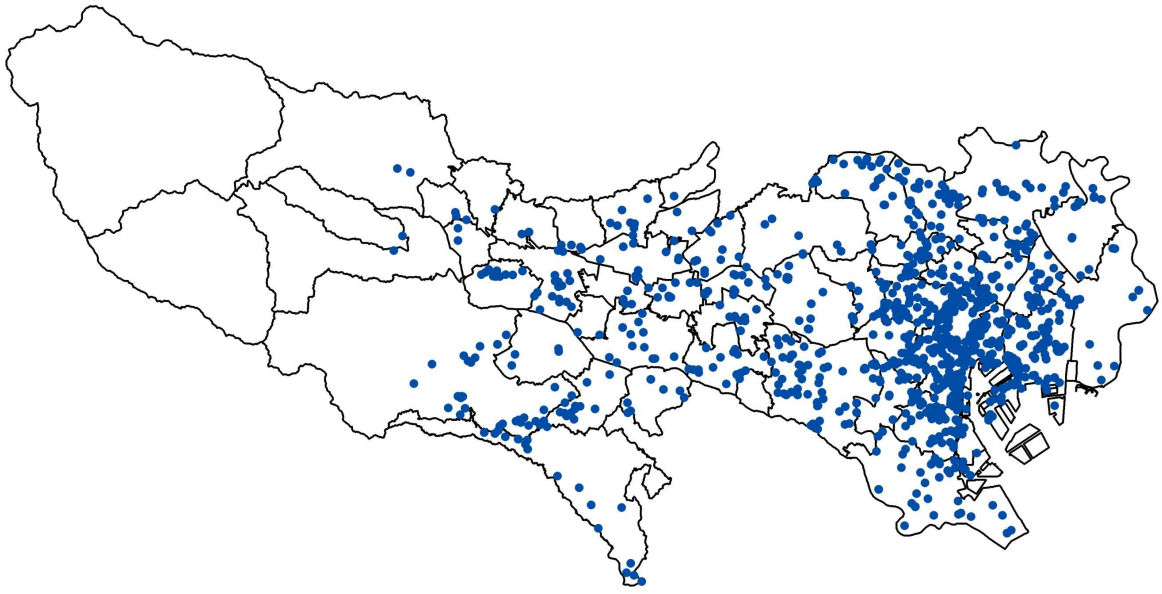


図 2-1　都内の大規模建築物の分布

1　詳細の条件は脚注 10 を参照のこと。
2　位置情報が特定できず、本研究で分析の対象にできなかった建築物も含む。
3　複合用途を持つ建築物については、最も延べ面積が多い用途を建築物の用途としている。ただし、例えば商業施設で駐車場の方が延べ面積が広い場合などにおいては、建物名称などから総合的に判断している。
4　工場等には、駐車場及び分類できなかった建築も含んでいる。

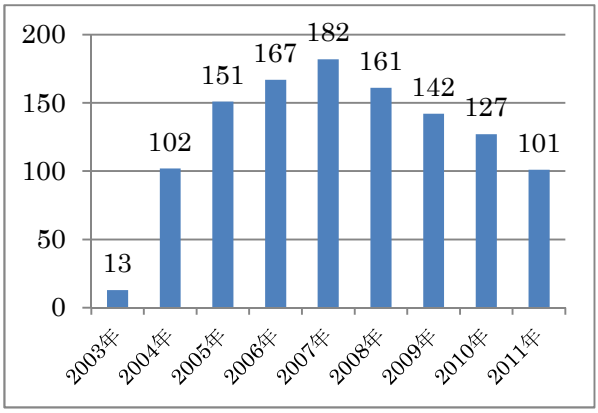


図 2-2　都内の大規模建築物の増加[5]（単位：棟）

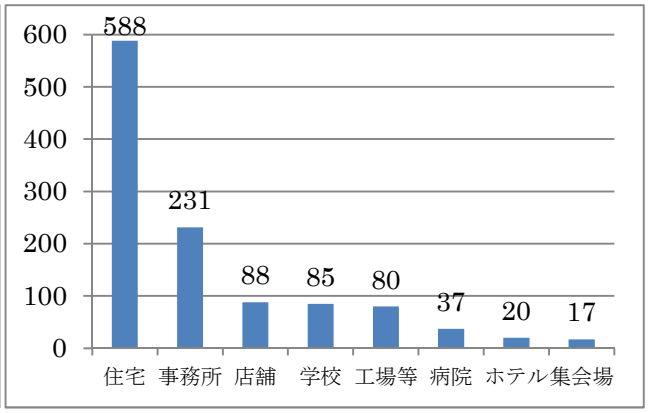


図 2-3　大規模建築物の建築用途（単位：棟）

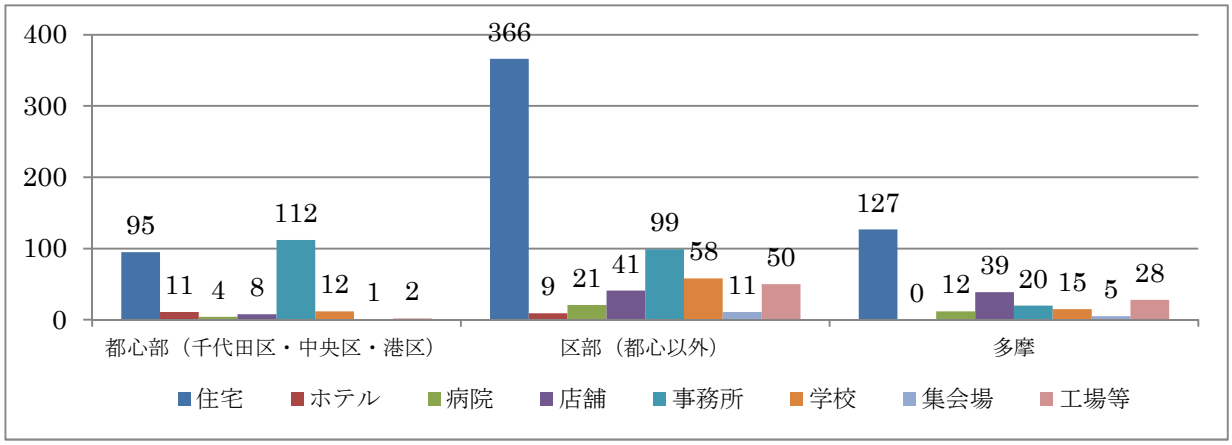


図 2-4　エリア別の大規模建築物の建築用途（単位：棟）

2.2　東京の大規模建築物の増加の要因

東京都では、都市開発諸制度（特定街区[6]、再開発等促進区を定める地区計画[7]、高度利用地区[8]、総合設計[9]）により、公開空地の確保など公共的な貢献を行う建築計画に対して、容積率や斜線制限などの建築基準法に定める形態規制を緩和することにより、市街地環境の向上に寄与する良好な都市開発の誘導を図っている。また、都市再生特別地区は、都市再生緊急整備地域内で、都市の再生に貢献し、土地の合理的かつ健全な高度利用を図る必要がある区域に定めることができ、誘導すべき用途、容積率の最高限度及び最低限度等を従前の用途地域等に基づく規制にとらわれずに定めることができる。

これらの地区や計画の指定は年々増加しており、大規模建築物の増加の主な要因となっている。

5　2004 年 6 月に東京都建築物環境計画書制度が開始されているため、2003 年 2004 年に関しては全ての建築物を網羅していないと思われる。

6　特定街区：特定街区内の建築物については、容積率、建ぺい率、高さ制限などの一般の形態制限を適用せず、その街区に適した建築物の形態等についての制限を個別に都市計画決定することにより、良好な都市空間の整備を図っている。これにより、新丸ビル、日本橋三井タワー等が整備されている。

7　再開発等促進区を定める地区計画：まとまった規模を有する低・未利用地（工場、鉄道操車場、港湾施設の跡地等）の土地利用転換を図り、建築物と公共施設の整備を一体的かつ総合的に計画することにより、土地の有効利用、都市機能の増進、住宅・業務床の供給の促進、地域の活性化の拠点づくり等を誘導する。これにより、六本木ヒルズ、東京ミッドタウン等が整備されている。

8　高度利用地区：市街地において細分化した敷地等の統合を促進し、防災性の向上と合理的かつ健全な高度利用を図ることを目的として指定される地区であり、壁面の位置の制限、建ぺい率の低減や住宅の確保など、市街地の整備改善と併せて、容積率が緩和される。これにより、晴海トリトンスクエア、代官山アドレス等が整備されている。

9　総合設計：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、防火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る場合に、各特定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。これにより、新宿パークタワー、天王洲アイル等が整備されている。

第３章　大規模建築物が周辺地価に及ぼす影響の算定

第３章では、大規模建築物の外部性を、規模に比例し、建築物までの距離に反比例すると仮定したうえで、大規模建築物の外部性の大きさを示す指標を作成し、外部性が大きいと考えられる大規模建築物の「延べ面積」、「高さ」、「緑化面積」が周辺地価に及ぼす影響を、建物用途ごとに（住宅、ホテル、病院、店舗、事務所、学校、集会所、工場等）調べる。

また、それらはエリア、用途地域などにより異なると考えられることから、その違いを算定する。

3.1　使用データ

(1) 大規模建築物に関するデータ

大規模建築物に関するデータとしては、東京都環境局が実施する「東京都建築物環境計画書制度」に計画書が提出された 1089 棟[10]である。

2.1 で述べたように、平成 14 年 6 月よりスタートした東京都建築物環境計画書制度においては、延床面積１万㎡（平成 22 年 10 月より 5,000 ㎡）を超える新築・増築は、建築物環境計画書の提出・公表が義務づけられている。つまり、制度開始後に整備された都内の大規模建築物については、全ての建築物を網羅しているはずであり、データの精度が高いと考えられる。本研究では、公表されているデータのうち、所在地、延べ面積、用途別床面積、建築物の高さ、緑化面積のデータを用いる。

(2) 地価データ

2004 年～2012 年までの都内の地価公示のうち、半径１㎞以内に大規模建築物のある 2227 ポイントである。図 3-1 に地価公示標準地及び大規模建築物から半径１㎞の範囲を示す。この範囲に存在する地価公示標準地が本研究の分析対象である。

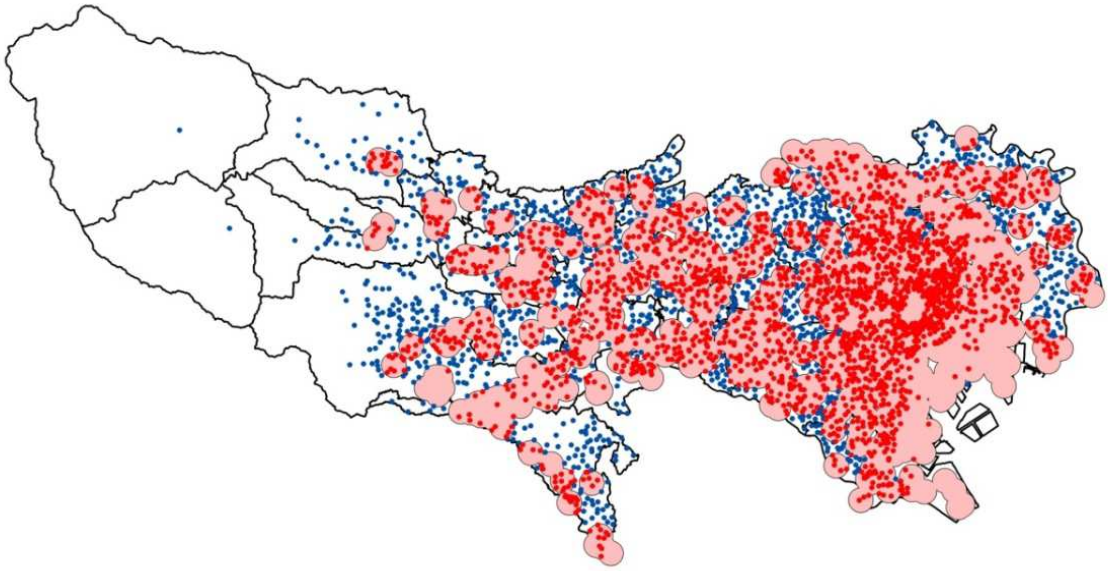


図 3-1　大規模建築物から 1㎞の範囲の地価公示標準地

10　本研究で分析の対象とする大規模建築物は、2012 年 11 月までに環境計画書が提出されている建築物のうち、延べ面積が 10,000 ㎡以上で、2011 年 12 月 31 日までに建設が完了した 1089 棟。ただし、位置情報の特定ができなかった 35 棟を除く

3.2　大規模建築物の外部性に関する仮定

大規模建築物の外部性について、規模（延べ面積、高さ）が大きくなればなるほど大きくなり、距離が離れればはなれるほど小さくなることが想定される。しかし、その増減の度合いについて、正確に測定することは不可能である。そこで、大規模建築物の外部性について、下記を仮定し、それに近似することにより、外部性の大きさ（地価の上昇または低下）の測定を行う。

仮定①　建築物を中心に、同心円状に広がっている。
仮定②　規模（延べ面積、高さ）に比例する。
仮定③　建築物までの距離に反比例する。
仮定④　外部性が大きく影響するのは、建築物から半径１㎞程度である。

外部性の大きさ（地価の上昇または地価の低下）を縦軸にとると、図 3-2 のように、大規模建築物を中心に、富士山型に外部性が広がっているイメージである。外部不経済のあるときは、外部性の大きさが負の値をとり、すり鉢状になるイメージである。

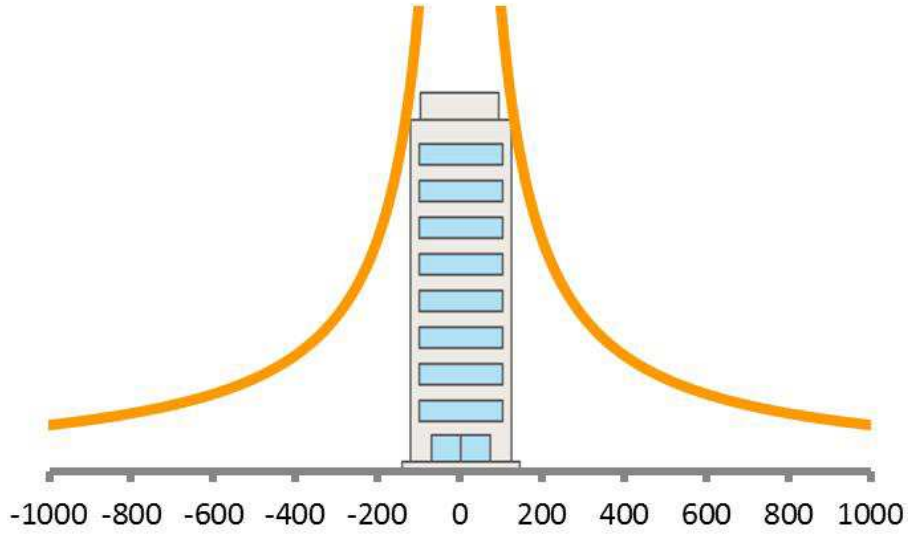


図 3-2　大規模建築物の外部性のイメージ

3.3　研究の方法

3.3.1　地価公示から半径 1㎞ 以内にある大規模建築物の抽出と距離の測定

大規模建築物の住居表示から、東京大学空間情報科学研究センターが提供する「号レベルアドレスマッチングサービス」[11]を用いて大規模建築物を GIS（地理情報システム）[12]上に表示させた。GIS を用いて、地価公示標準地から半径 1 ㎞の、2004 年から 2012 年までの、地価公示の算定日（毎年 1 月 1 日）の前日まで（前年 12 月 31 日）に建設が完了した大規模建築物を抽出し、地価公示標準地から各大規模建築物までの距離を測定した。例えば、2008 年の地価公示に関しては、2007 年 12 月 31 日までに建設が完了した建築物を抽出する。

例として、図 3-3 に東京都港区六本木 7 丁目の地価公示標準地から半径 1㎞ の 2011 年 12 月 31 日までに建設が完了した大規模建築物を示す。2005 年に政策研究大学院大学、2007 年に東京ミッドタウンができるなど、年々大規模建築物が増加している。

例えば、政策研究大学院大学のこの公示地価標準地までの距離は 207.3m、東京ミッドタウンの公示地価標準地までの距離は 223.2m となる。

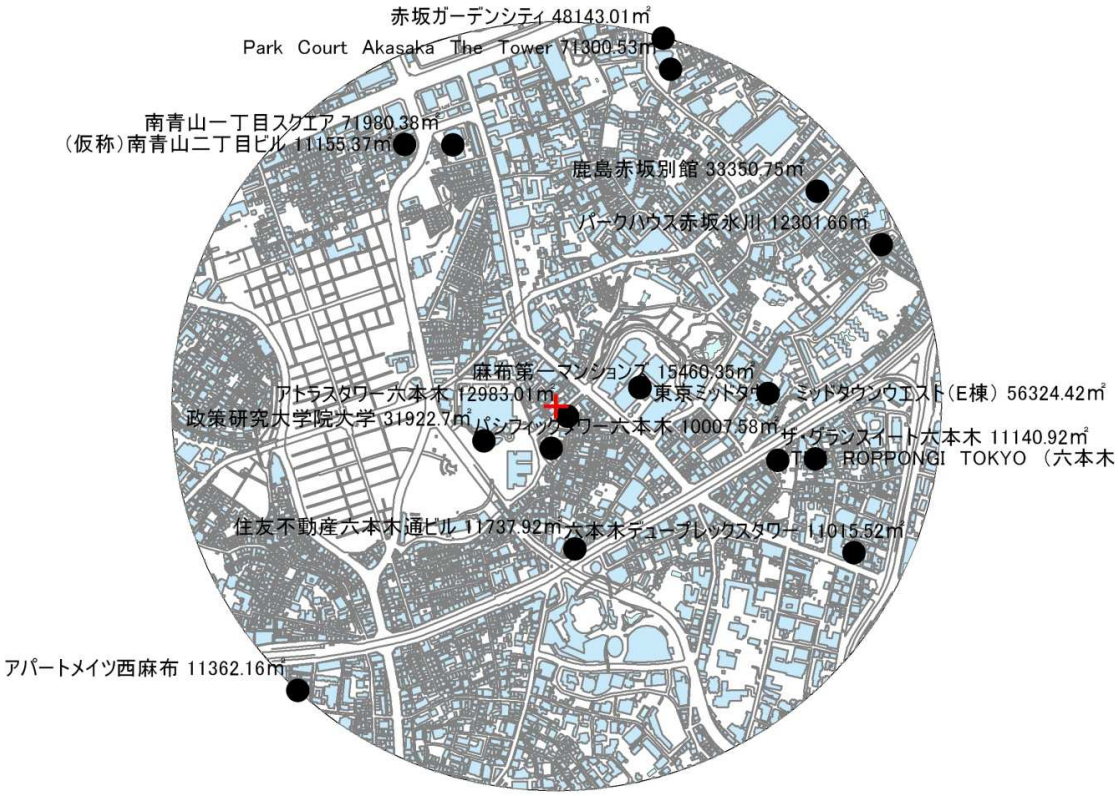


図 3-3　港区六本木 7 丁目の地価公示から半径 1㎞ の範囲にある大規模建築物[13]

---

11 本研究は、東京大学空間情報科学研究センターとの共同研究である。

12 GIS ソフトには ESRI ジャパン社の ArcGIS を用いている。

13 名称は、東京都建築物環境計画書制度に提出された名称であり、現在の名称と異なることがある。住居表示を用いてアドレスマッチングを行っているため、建物位置と位置がずれている例（政策研究大学院大学など）や、複数の建築物が同位置に表示されている例（東京ミッドタウンなど）がある。また、東京都建築物環境計画書制度が開始される前に着工した建築物（六本木ヒルズ、国立新美術館など）は含まれていない。

3.3.2「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」の算定

(1)「延べ面積影響指標」の算定

3.2 で述べた大規模建築物の外部性についての仮定、つまり「規模（延べ面積、高さ）に比例する」「建築物までの距離に反比例する」という仮定に基づき、大規模建築物の延べ面積が地価に影響を与える強さを示す指標として「延べ面積影響指標」を作成する。

「延べ面積影響指標」＝延べ面積／距離

例えば、港区六本木７丁目の地価公示標準地において、政策研究大学院大学の延べ面積影響指標は 31922.7 ㎡／207.3m＝154.0、東京ミッドタウンの延べ面積影響指標は 246608.7 ㎡／223.2m＝1104.9 となる。

(2)「地価公示が受ける延べ面積影響指標」の算定

2004 年から 2012 年までの地価公示について、3.3.1 で抽出した大規模建築物の「延べ面積影響指標」を合計する。

「地価公示が受ける延べ面積影響指標」＝∑　「延べ面積影響指標」

例えば、2012 年の港区六本木７丁目の地価公示標準地の延べ面積影響指標は、3662.1 となる。

(3)　建物用途ごとの「延べ面積影響指標」の算定

大規模建築物の用途を「住宅」「ホテル」「病院」「店舗」「事務所」「学校」「集会所」「工場等」に分類し[14]、用途ごとに「延べ面積影響指標」を合計する。

「地価公示が受ける住宅延べ面積影響指標」＝∑　住宅の「延べ面積影響指標」

例えば、2012 年の港区六本木７丁目の地価公示標準地においては、住宅 1118.18、ホテル 0、病院 0、店舗 0、事務所 2389.95、学校 153.99、集会所 0、工場 0 となる。

(4)「高さ影響指標」の算定

同様の考え方で、大規模建築物の高さが地価に影響を与える強さを示す指標として「高さ影響指標」、「地価公示が受ける高さ影響指標」、用途ごとの「地価公示が受ける高さ影響指標」を算定する。

「高さ影響指標」＝高さ／距離

「地価公示が受ける高さ影響指標」＝∑　「高さ影響指標」

「地価公示が受ける住宅高さ影響指標」＝∑　住宅の「高さ影響指標」

(5)「緑化影響指標」の算定

同様の考え方で、大規模建築物の緑化が地価に影響を与える強さを示す指標として「緑化影響指標」、「地価公示が受ける緑化影響指標」を算定する。緑化については、建築用途ごとの分類は行わない。

「緑化影響指標」＝緑化面積[15]／距離

「地価公示が受ける緑化影響指標」＝∑　「緑化影響指標」

---

14 複合用途をもつものについては、脚注 2 を参照のこと。「工場等」には駐車場及びこれらに分類されない建築物も含む。

15 緑化面積は、地上部の緑化面積と、建築物上の緑化面積の合計値である。

3.3.3「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」の基本統計量

3.3.2 で算出した「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」について、表 3-1 に基本統計量を示す。

表 3-1　「延べ面積影響指標」「高さ影響指標」「緑化影響指標」の基本統計量

変数	観測数[16]	平均	標準偏差	最小値	最大値
延べ面積影響指標	12862	240.8377	432.5917	10.3476	5899.5290
住宅延べ面積影響指標	12862	109.6340	197.6038	0	3218.9600
ホテル延べ面積影響指標	12862	4.2708	26.0365	0	679.4963
病院延べ面積影響指標	12862	5.7955	22.4068	0	369.0212
店舗延べ面積影響指標	12862	22.5636	92.4288	0	2737.6730
事務所延べ面積影響指標	12862	79.3252	281.6492	0	5544.3790
学校延べ面積影響指標	12862	12.7339	47.8309	0	1684.7810
集会場延べ面積影響指標	12862	1.7600	10.1115	0	210.7830
工場延べ面積影響指標	12862	4.7547	24.5987	0	530.9083
高さ影響指標	12862	0.4918	0.8562	0	9.2687
住宅高さ影響指標	12862	0.2549	0.4719	0	8.1086
ホテル高さ影響指標	12862	0.0143	0.0866	0	2.6527
病院高さ影響指標	12862	0.0098	0.0359	0	0.5959
店舗高さ影響指標	12862	0.0260	0.1206	0	6.4344
事務所高さ影響指標	12862	0.1503	0.4679	0	7.2749
学校高さ影響指標	12862	0.0265	0.1244	0	4.3635
集会場高さ影響指標	12862	0.0042	0.0272	0	0.6845
工場高さ影響指標	12862	0.0059	0.0270	0	0.5725
緑化影響指標	12862	23.1707	71.9098	0	1677.5370

[16] 観測数は、2004 年から 2022 年の合計である。

3.4　大規模建築物の延べ面積が地価に与える影響

3.3.2 で算定した「延べ面積影響指標」「緑化影響指標」が、地価に与える影響を調べるため、被説明変数を地価の対数、説明変数を、地価公示の受ける延べ面積影響指標、緑化影響指標、年ダミーとし、2004 年から 2012 年までのパネルデータを用いて、固定効果モデルによる実証分析を行った。

延べ面積と高さについては、大きな相関があることから、「高さ影響指標」については 3.5 で別の推計モデルをたてて分析を行う。

本推計モデルでは、「延べ面積影響指標」が 1 増えるごとの、地価の変動割合を求めることができるが、比較のしやすさのため、延べ面積については「延べ面積 30,000 ㎡の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額」、緑化については「緑化面積 3,000 ㎡の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額」を算定し、それに換算することで分析を行う[17]。

(1) 推定モデル①　延べ面積が地価に与える影響（建物用途の分類なし）

説明変数として、延べ面積影響指標を用い、下記の推定式をたてた。本モデルでは、大規模建築物の延べ面積を指標として、都内全域平均の外部性の傾向をつかむことができる。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta f_{it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α = 定数項　P_{it} =地価　f_{it} = 延べ面積影響指標　d_{kit} = 年ダミー（2012 年基準）　δ_{it} = 固定効果

ε_{it} = 誤差項　i = 地価公示標準地　t = 年

$\ln P_{it}$は、地価公示標準地 i の時点 t における地価の対数値である。f_{it}は、地価公示標準地 i の時点 t における延べ面積影響指標である。d_{kit}は、地価公示標準地 i の時点 t における k 年の年ダミーである。δ_{it}は固定効果、ε_{it}は誤差項である。

表 3-1 に、推計モデル①の推計結果を示す。その結果、延べ面積影響指標に関しては 1%で統計的に有意であり、延べ面積影響指標が 1 増えると 0.0001134 の割合で地価が上昇する。つまり都内全域を平均すると、大規模建築物の延べ面積が増えるほど地価が上昇することが明らかになった。このことは上記条件に換算すると、6,804 円地価を上昇させることになる。

また、このモデルに関しては、緑化については、統計的に有意ではなく、地価の変化は極めて小さいことが明らかになった。

表 3-2　推計結果　（大規模建築物の延べ面積影響指標が地価に与える影響）

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.2876		サンプル数：2227		
変数	係数	標準誤差	t 値		地価変化額
延べ面積影響指標	0.0001134	0.0000058	19.48	***	¥6,804
緑化延べ面積影響指標	0.0000122	0.0000560	0.22		¥73
年ダミー	（省略）				
定数項	13.1700200	0.0040534	3249.09	***	

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

[17] 本研究で対象にした大規模建築物の平均延べ面積が 31,275 ㎡、緑地面積 2,849 ㎡、本研究で対象にした地価公示標準地の地価の平均（2012 年）が 956,485 円であるため、それに近い数字を想定した。

(2) 推定モデル②　延べ面積が地価に与える影響（建物用途の分類あり）

説明変数として、建物用途ごとの延べ面積影響指標を用い、下記の推定式をたてた。本モデルでは、建物用途ごとに、都内全域平均の外部性の傾向をつかむことができる。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 f_{house\_it} + \beta_2 f_{hotel\_it} + \beta_3 f_{hospital\_it} + \beta_4 f_{shop\_it} + \beta_5 f_{office\_it} + \beta_6 f_{school\_it} + \beta_7 f_{hall\_it} + \beta_8 f_{factory\_it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α = 定数項　P_{it} =地価　f_{house_it} = 住宅延べ面積影響指標　f_{hotel_it} = ホテル延べ面積影響指標

$f_{hospital\_it}$ = 病院延べ面積影響指標　f_{shop_it} = 店舗延べ面積影響指標　f_{office_it} = 事務所延べ面積影響指標

f_{school_it} = 学校延べ面積影響指標　f_{hall_it} = 集会所延べ面積影響指標　$f_{factory\_it}$ = 工場等延べ面積影響指標

d_{kit} = 年次ダミー(2012 年基準)　δ_{it} = 固定効果　ε_{it} = 誤差項　i = 地価公示標準地　t = 年

説明変数に関する説明は、推計モデル①と同様であるが、本モデルでは、建物用途ごとに延べ面積影響指標を設定している。

表 3-2 に、推計モデル①の推計結果を示す。図 3-4 に、3.3.3 で規定した条件における建物用途ごとの地価変化額をグラフに示す。

表 3-3　推計結果　（大規模建築物の建物用途ごとの延べ面積影響指標が地価に与える影響）

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数： 0.3127		サンプル数：2227		
変数	係数	標準誤差	t 値		地価変化額
住宅延べ面積影響指標	−0.0000640	0.0000131	−4.88	***	¥−3,840
ホテル延べ面積影響指標	0.0007693	0.0000688	11.18	***	¥46,158
病院延べ面積影響指標	−0.0000342	0.0001226	−0.28		¥−2,052
店舗延べ面積影響指標	0.0002484	0.0000232	10.71	***	¥14,904
事務所延べ面積影響指標	0.0001191	0.0000088	13.57	***	¥7,146
学校延べ面積影響指標	0.0001319	0.0000461	2.86	***	¥7,914
集会所延べ面積影響指標	0.0004580	0.0001953	2.34	**	¥27,480
工場等延べ面積影響指標	−0.0001955	0.0001351	−1.45	*	¥−11,730
緑化延べ面積影響指標	0.0002248	0.0000581	3.87	***	¥1,349
年ダミー	（省略）				
定数項	13.1849500	0.0043318	3043.74	***	

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

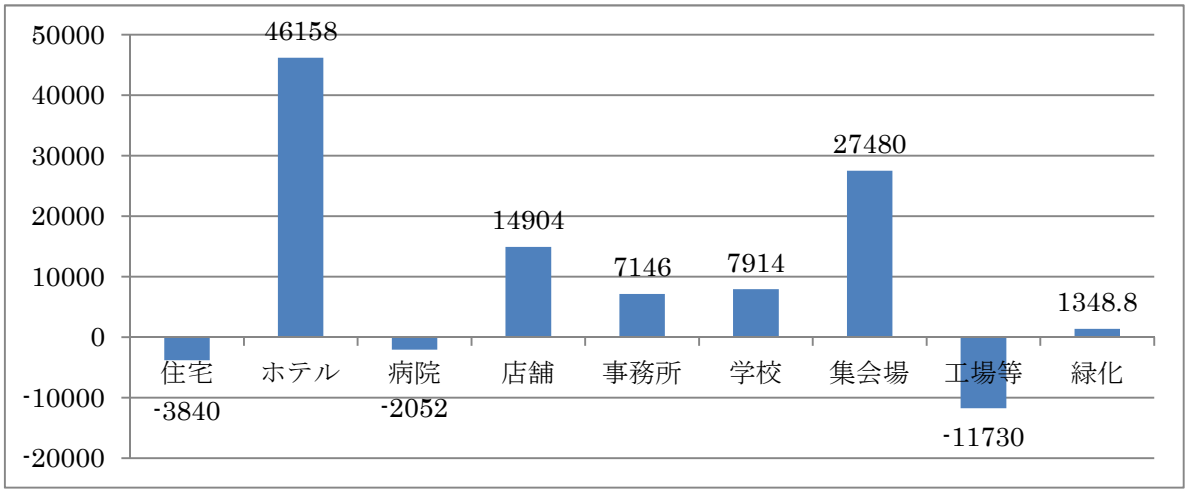


図 3-4　大規模建築物の延べ面積を指標とした建物用途ごとの地価変化額（単位：円）

その結果、建物用途ごとに、地価変化額は異なることが明らかになった。住宅・病院・工場に関しては、周辺の地価を下げており、ホテル・店舗・事務所・学校・集会場に関しては、周辺の地価を上げている。

- 住宅については、圧迫感や日照などの景観の悪化が、外部不経済として表れていると考えられる。
- 病院は、利便性の向上の外部経済よりも、交通量の増加、救急車の騒音、イメージの低下などの外部経済が上回り、地価を下げていると考えられる。
- ホテル・店舗・事務所・学校・集会所に関しては、周辺の利便性の向上・街の賑わいの向上・イメージの向上などの外部経済が、建物の圧迫感や交通混雑などの外部不経済を上回っていると考えられる。特に、大規模ホテルやコンサートホールなどの集会場は街の賑わいをもたらし、大幅な地価の上昇につながっていると考えられる。
- 工場等は、景観の悪化、大気汚染、交通量の増加、イメージの低下などが外部不経済として現れていると考える。
- 緑化に関しては、有意な結果であり、わずかであるが地価を上げているものの、外部性の大きさは小さいことが明らかになった。本研究では、外部性の及ぶ範囲を、大規模建築物から半径1km として測定しているが、緑化については、緑化を可視化できる範囲が、敷地の周辺部のみであり、外部性が及ぶ範囲が狭いことが要因であると考えられる。

3.5　大規模建築の高さが地価に与える影響

延べ面積の場合と同様、3.3.2 で算定した「高さ影響指標」「緑化影響指標」が、地価に与える影響を調べるため、被説明変数を地価の対数、説明変数を、地価公示の受ける高さ影響指標、緑化影響指標、年ダミーとし、2004 年から 2012 年までのパネルデータを用いて、固定効果モデルによる実証分析を行った。

本モデルでも、延べ面積のときと同様、比較のしやすさのため、高さについては「高さ 50m の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額」、緑化については「緑化面積 3,000 ㎡の大規模建築物から 500m離れた、地価 1,000,000 円の標準地の地価変化額」を算定し、それに換算することで分析を行う[18]。

(1) 推定モデル③　高さが地価に与える影響（建物用途の分類なし）

説明変数として、高さ影響指標を用い、下記の推定式をたてた。本モデルでは、大規模建築物の高さを指標として、都内全域平均の外部性の傾向をつかむことができる。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta h_{it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α = 定数項　P_t =地価　h_{it} = 高さ影響指標　d_{kit} = 年次ダミー(2012 年基準)　δ_{it} = 固定効果　ε_{it} = 誤差項

i = 地価公示標準地　t = 年

$\ln P_{it}$は、地価公示標準地 i の時点 t における地価の対数値である。h_{it}は、地価公示標準地 i の時点 t における高さ影響指標である。d_{kit}は、地価公示標準地 i の時点 t における k 年の年ダミーである。δ_{it}は固定効果、ε_{it}は誤差項である。

表 3-4 に、推計モデル③の推計結果を示す。その結果、高さ影響指標に関しては 1%で統計的に有意であり、高さ影響指標が 1 増えると 0.0524449 の割合で地価が上昇する。つまり都内全域を平均すると、大規模建築物の高さが高くなるほど地価が上昇することが明らかになった。このことは、上記条件に換算すると 5,244 円地価を上昇させることになる。

また、このモデルに関しては、緑化については、10%で統計的に有意であるが、地価の変化は小さい。

表 3-4　推計結果　（大規模建築物の高さ影響指標が地価に与える影響）

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.2824		サンプル数：2227		
変数	係数	標準誤差	t 値		地価変化額
高さ影響指標	0.0524449	0.0030320	17.3	***	¥5,244
緑化高さ影響指標	0.0000991	0.0000553	1.79	*	¥595
年ダミー	（省略）				
定数項	13.1691900	0.0041744	3154.73		

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

18　本研究で対象にした大規模建築物の平均高さが 54m、、緑地面積 2,849 ㎡、本研究で対象にした地価公示標準地の地価の平均（2012 年）が 956,485 円であるため、それに近い数字を想定した。

(2) 推定モデル④　高さが地価に与える影響（建物用途の分類あり）

説明変数として、建物用途ごとの高さ影響指標を用い、下記の推定式をたてた。本モデルでは、大規模建築物の延べ面積を指標として、建物用途ごとに、都内全域平均の外部性の傾向をつかむことができる。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 h_{house\_it} + \beta_2 h_{hotel\_it} + \beta_3 h_{hospital\_it} + \beta_4 h_{shop\_it} + \beta_5 h_{office\_it} + \beta_6 h_{school\_it} + \beta_7 h_{hall\_it} + \beta_8 h_{factory\_it} + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α = 定数項　P_{it} =地価　f_{house_it} = 住宅高さ影響指標　f_{hotel_it} = ホテル高さ影響指標

$h_{hospital\_it}$ = 病院高さ影響指標　h_{shop_it} = 店舗高さ影響指標　h_{office_it} = 事務所高さ影響指標 h_{school_it} = 学校高さ影響指標 h_{hall_it} = 集会所高さ影響指標　$h_{factory\_it}$ = 工場等高さ影響指標

d_{kit} = 年次ダミー(2012 年基準)　δ_{it} = 固定効果 ε_{it} = 誤差項　i = 地価公示標準地　t = 年

説明変数に関する説明は、推計モデル③と同様であるが、本モデルでは、建物用途ごとに高さ影響指標を設定している。

表 3-5 に、推計モデル④の推計結果を示す。図 3-5 に、建物用途ごとの地価変化額をグラフにする。

表 3-5　推計結果　（大規模建築物の建物用途ごとの高さ影響指標が地価に与える影響）

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.3096		サンプル数：2227		
変数	係数	標準誤差	t 値		地価変化額
住宅高さ影響指標	-0.0225349	0.0057214	-3.94	***	¥-2,253
ホテル高さ影響指標	0.1973752	0.0210995	9.35	***	¥19,738
病院高さ影響指標	0.0346236	0.0892364	0.39		¥3,462
店舗高さ影響指標	0.2022752	0.0169326	11.95	***	¥20,228
事務所高さ影響指標	0.0664378	0.0052941	12.55	***	¥6,644
学校高さ影響指標	0.0329548	0.0188163	1.75	*	¥3,295
集会所高さ影響指標	0.2313219	0.0778613	2.97	***	¥23,132
工場等高さ影響指標	0.0588745	0.0741009	0.79		¥5,887
緑化高さ影響指標	0.0002803	0.0000573	4.89	***	¥1,682
年ダミー	（省略）				
定数項	13.1783300	0.0042959	3067.65	***	

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

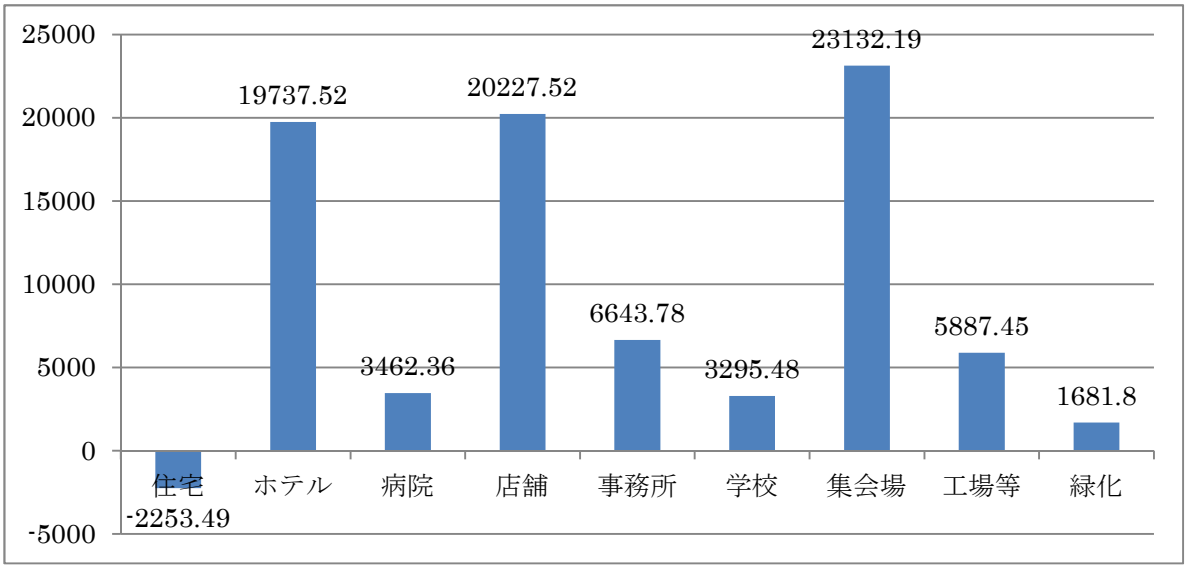


図 3-5　大規模建築物の高さを指標とした建物用途ごとの地価変化額

その結果、建物用途ごとに、延べ面積影響指標を指標にした場合と、異なる傾向を示す建物があることがわかった。「病院」や「工場等」については、大規模になっても高さが高くならないため、有意な結果が出なかった。しかし、延べ面積による解析では地価を下げる結果が出たにもかかわらず、地価を上げる傾向がみられている。また、店舗に関しては、延べ面積に比べて、高さによる地価の上昇が顕著に出でいる。

延べ面積影響指標と高さ影響指標での結果の比較により、高さでは有意に出ない建物用途があるため、今後の分析は延べ面積影響指標を説明変数に用いる。

3.6　エリア別の大規模建築の延べ面積が地価に与える影響の比較

都内を　都心部（千代田区、中央区、港区)、区部（都心以外)、多摩部の３つのエリアに分けて、エリアごとの「延べ面積影響指標」「緑化影響指標」が地価に与える影響を比較した[19]。

推定モデル⑤　延べ面積が地価に与える影響のエリアごとの比較

説明変数として、建物用途ごとの延べ面積影響指標を用い、延べ面積影響指標とエリアダミーの交差項を加え、下記の推定式をたてた。

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_1 f_{house_{it}} + \beta_2 f_{hospital_{it}} + \beta_3 f_{shop_{it}} + \beta_4 f_{office_{it}} + \beta_5 f_{school_{it}} + \beta_6 f_{factory_{it}}$$
$$+\left(\beta_7 f_{house_{it}} + \beta_8 f_{hospital_{it}} + \beta_9 f_{shop_{it}} + \beta_{10} f_{office_{it}} + \beta_{11} f_{school_{it}} + \beta_{12} f_{factory_{it}}\right) * d_{ku_i}$$
$$+\left(\beta_{13} f_{house_{it}} + \beta_{14} f_{hospital_{it}} + \beta_{15} f_{shop_{it}} + \beta_{16} f_{office_{it}} + \beta_{17} f_{school_{it}} + \beta_{18} f_{factory_{it}}\right) * d_{tama_i}$$
$$+\sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

α = 定数項　P_{it} =地価　f_{house_it} = 住宅延べ面積影響指標　$f_{hospital\_it}$ = 病院延べ面積影響指標
f_{shop_it} = 店舗延べ面積影響指標　f_{office_it} = 事務所延べ面積影響指標　f_{school_it} = 学校延べ面積影響指標
$f_{factory\_it}$ = 工場等延べ面積影響指標　d_{ku_i} = 区(都心以外)ダミー　d_{tama_i} = 多摩ダミー
d_{kit} = 年次ダミー(2012 年基準)　δ_{it} = 固定効果　ε_{it} = 誤差項　i = 地価公示標準地　t = 年

説明変数に関する説明は、他のモデルと同じであるが、d_{ku_i}区(都心以外)ダミー、d_{tama_i}多摩ダミーを作成し、都心部を基準として、延べ面積影響指標とエリアダミーの交差項を加えた。

表 3-6 に、推計モデル⑤の推計結果を示す。図 3-6 に、エリア別に建物用途ごとの地価変化額をグラフに示す。

19 ただし、ホテルと集会所については、建物数が 20 棟、17 棟と少なく、エリア別に分類すると極めてサンプル数が少なくなり、分析になじまないため、分析の対象から外している。

表 3-6　推計結果　（エリア別の延べ面積影響指標が地価に与える影響）

被説明変数:ln 地価	自由度調整済決定係数： 0.3352			
変数	係数	標準誤差	t 値	
住宅延べ面積影響指標	−0.0000388	0.0000210	−1.85	*
病院延べ面積影響指標	−0.0009645	0.0003910	−2.47	**
店舗延べ面積影響指標	0.0003192	0.0000392	8.15	***
事務所延べ面積影響指標	0.0002204	0.0000151	14.55	***
学校延べ面積影響指標	0.0004087	0.0002688	1.52	
工場等延べ面積影響指標	0.0012876	0.0007205	1.79	*
緑化影響指標	−0.0008371	0.0001921	−4.36	***
住宅 * 区部(都心以外)ダミー	0.0000597	0.0000282	2.12	**
病院 * 区部(都心以外)ダミー	0.0011759	0.0004179	2.81	***
店舗 * 区部(都心以外)ダミー	−0.0002638	0.0000490	−5.39	***
事務所 * 区部(都心以外)ダミー	−0.0001984	0.0000313	−6.33	***
学校 * 区部(都心以外)ダミー	−0.0001999	0.0002725	−0.73	
工場等 * 区部(都心以外)ダミー	−0.0013845	0.0007389	−1.87	*
緑化 * 区部(都心以外)ダミー	0.0011527	0.0002029	5.68	***
住宅 * 多摩ダミー	−0.0002382	0.0000542	−4.40	***
病院 * 多摩ダミー	0.0002149	0.0004620	0.47	
店舗 * 多摩ダミー	0.0010786	0.0000737	14.64	***
事務所 * 多摩ダミー	−0.0001520	0.0000202	−7.52	***
学校 * 多摩ダミー	−0.0005745	0.0003336	−1.72	*
工場等 * 多摩ダミー	−0.0025185	0.0007563	−3.33	***
緑化 * 多摩ダミー	0.0013862	0.0002809	4.93	***
年ダミー	（省略）			
定数項	13.18265	0.0045178	2917.94	***

サンプル数：2227

エリア* 建築用途	地価変化率	地価変化額
都心住宅	−0.0000388	¥−2,328
都心病院	−0.0009645	¥−57,870
都心店舗	0.0003192	¥19,152
都心事務所	0.0002204	¥13,224
都心学校	0.0004087	¥24,522
都心工場	0.0012876	¥77,256
都心緑化	−0.0008371	¥−5,023
区部住宅	0.0000209	¥1,254
区部病院	0.0002114	¥12,684
区部店舗	0.0000554	¥3,324
区部事務所	0.0000220	¥1,320
区部学校	0.0002088	¥12,528
区部工場	−0.0000969	¥−5,814
区部緑化	0.0003156	¥1,894
多摩住宅	−0.0002770	¥−16,620
多摩病院	−0.0007496	¥−44,976
多摩店舗	0.0013978	¥83,868
多摩事務所	0.0000684	¥4,104
多摩学校	−0.0001658	¥−9,948
多摩工場	−0.0012309	¥−73,854
多摩緑化	0.0005491	¥3,295

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

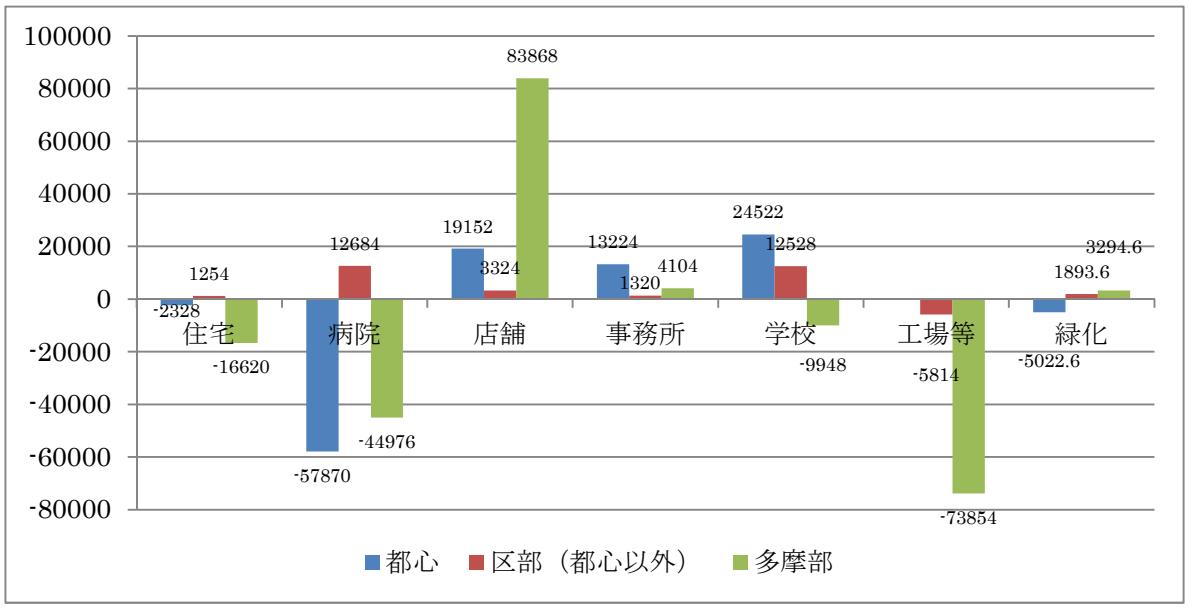


図 3-6　エリアごとの地価変化額[20]

[20] 図 2-4 からわかるように、エリアの特性上、都心部の工場は 1 棟しかない。比較にはなじまないと考え、グラフには示していない。

その結果、エリアによって、大規模建築物が地価に与える影響は異なることが明らかになった。また、全体として、都心部以外の区部では、地価に与える影響が少なく、多摩部では地価に与える影響が大きくなる傾向がある。都心部以外の区部は、様々な建築物が混在していることから、大規模建築物の追加に強く反応しないと考えられる。一方、多摩部ではもともと大規模建築物が少なく、大規模建築物ができることで周辺環境が大きく変化し、地価に反映されると考えられる。

- 住宅：多摩部において、地価の低下が大きい。多摩部には住宅地が多く、大規模マンションによる圧迫感など景観の悪化が外部不経済となっていると考えられる。
- 病院：都心部と多摩部で地価を大きく下げる。都心部は事務所が中心、多摩部は住宅が中心のエリアであり、病院ができることによる交通量の増加、救急車の騒音、イメージの低下などの外部経済が上回り、地価を下げていると考えられる。
- 店舗：多摩部での地価の上昇が大きい。多摩部の生活エリアにおける利便性の向上（郊外型の大規模店舗など）による外部経済が大きく出ていると考えられる。
- 事務所：都心部において、比較的強く地価が上昇する。事務所の集積が、更なる外部経済を生んでいると考えられる。
- 学校：区部では地価が上がるが、多摩部では地価が下がる。区部では文教エリアのイメージの向上が外部経済につながっているが、市部では学生の増加による交通量の増加、騒音などの外部不経済が大きいと考えられる。
- 工場等：多摩部で大きく地価を下げる。多摩部は住宅が中心のエリアであることから、工場の建設による景観の悪化、大気汚染、交通量の増加、イメージの低下などによる住環境の悪化が外部不経済として表れている。
- 緑化：都心部ではわずかに地価が下がり、都心以外の区部、多摩部では地価が上がっている。住宅地が多いエリアほど、緑化のアメニティの向上が外部経済につながっていると考えられる。

3.7　用途地域別の大規模建築の延べ面積が地価に与える影響の比較

外部性を受ける側である、地価公示標準地の用途地域を、第一種低層住居専用地域、その他住居系地域（第二種低層住居専用地域、第一種中高層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域、第二種住居地域）、商業系地域（近隣商業地域、商業地域）、工業地域（準工業地域、工業地域、工業専用地域）の４つに分け、用途地域ごとの「延べ面積影響指標」「緑化影響指標」が地価に与える影響を比較した。

推定モデル⑥　延べ面積が地価に与える影響の用途地域ごとの比較

説明変数として、建物用途ごとの延べ面積影響指標を用い、延べ面積影響指標と用途地域ダミーの交差項を加え、下記の推定式をたてた。

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}P_{it} = {} & \alpha + \beta_1 f_{house_{it}} + \beta_2 f_{hospital_{it}} + \beta_3 f_{shop_{it}} + \beta_4 f_{office_{it}} + \beta_5 f_{school_{it}} + \beta_6 f_{factory_{it}} \\ & + \left(\beta_7 f_{house_{it}} + \beta_8 f_{hospital_{it}} + \beta_9 f_{shop_{it}} + \beta_{10} f_{office_{it}} + \beta_{11} f_{school_{it}} + \beta_{12} f_{factory_{it}}\right) * d_{jyukyo_i} \\ & + \left(\beta_{13} f_{house_{it}} + \beta_{14} f_{hospital_{it}} + \beta_{15} f_{shop_{it}} + \beta_{16} f_{office_{it}} + \beta_{17} f_{school_{it}} + \beta_{18} f_{factory_{it}}\right) * d_{shogyo_i} \\ & + \left(\beta_{19} f_{house_{it}} + \beta_{20} f_{hospital_{it}} + \beta_{21} f_{shop_{it}} + \beta_{22} f_{office_{it}} + \beta_{23} f_{school_{it}} + \beta_{24} f_{factory_{it}}\right) * d_{kogyo_i} \\ & + \sum_{k=2004}^{2011} \gamma_{kit}\, d_{kit} + \delta_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

α_{it} = 定数項　P_{it} =地価　f_{house_it} = 住宅延べ面積影響指標　$f_{hospital\_it}$ = 病院延べ面積影響指標

f_{shop_it} = 店舗延べ面積影響指標　f_{office_it} = 事務所延べ面積影響指標　f_{school_it} = 学校延べ面積影響指標

$f_{factory\_it}$ = 工場等延べ面積影響指標　d_{shogyo_i} = 商業系地域ダミー　d_{kogyo_i} = 工業系地域ダミー

d_{jyukyo_i} = 住居系地域（第一種低層住居専用地域以外）ダミー　d_{kit} = 年次ダミー（2012 年基準）

ε_{it} = 誤差項　i = 地価公示標準地　t = 年

表 3-7 に、推計モデル⑥の推計結果を示す。図 3-7 に、用途地域別に建物用途ごとの地価変化額をグラフに示す。

表 3-6　推計結果　（用途地域別の延べ面積影響指標が地価に与える影響）

被説明変数：ln 地価	自由度調整済決定係数：0.3095			
変数	係数	標準誤差	t 値	
住宅延べ面積影響指標	−0.0002039	0.0000747	−2.73	***
病院延べ面積影響指標	−0.0002599	0.0004737	−0.55	
店舗延べ面積影響指標	0.0001226	0.0002510	0.49	
事務所延べ面積影響指標	0.0001758	0.0001352	1.30	
学校延べ面積影響指標	−0.0002700	0.0002377	−1.14	
工場等延べ面積影響指標	−0.0005597	0.0003201	−1.75	*
緑化影響指標	0.0000203	0.0003328	0.06	
住宅 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0002016	0.0000791	2.55	**
病院 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0001421	0.0005091	0.28	
店舗 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0000043	0.0002798	0.02	
事務所 * 住居系（一低層以外）ダミー	−0.0000818	0.0001387	−0.59	
学校 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0005071	0.0002817	1.80	*
工場等 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0002046	0.0005155	0.40	
緑化 * 住居系（一低層以外）ダミー	0.0001861	0.0003447	0.54	
住宅 * 商業系ダミー	0.0000721	0.0000762	0.95	
病院 * 商業系ダミー	0.0004596	0.0005070	0.91	
店舗 * 商業系ダミー	0.0002125	0.0002520	0.84	
事務所 * 商業系ダミー	−0.0000311	0.0001355	−0.23	
学校 * 商業系ダミー	0.0004488	0.0002421	1.85	*
工場等 * 商業系ダミー	0.0009214	0.0004170	2.21	**
緑化 * 商業系ダミー	0.0002468	0.0003428	0.72	
住宅 * 工業系ダミー	0.0002614	0.0000857	3.05	***
病院 * 工業系ダミー	−0.0007850	0.0007241	−1.08	
店舗 * 工業系ダミー	0.0001613	0.0002671	0.60	
事務所 * 工業系ダミー	0.0002180	0.0001517	1.44	
学校 * 工業系ダミー	−0.0003305	0.0005878	−0.56	
工場等 * 工業系ダミー	0.0004570	0.0003906	1.17	
緑化 * 工業系ダミー	−0.0015826	0.0007517	−2.11	**
年ダミー	（省略）			
定数項	13.1944500	0.0047047	2804.53	***

サンプル数：2227		
用途地域*建築用途	地価変化率	地価変化額
一低層*住宅	−0.0002039	¥−12,234
一低層*病院	−0.0002599	¥−15,594
一低層*店舗	0.0001226	¥7,356
一低層*事務所	0.0001758	¥10,548
一低層*学校	−0.0002700	¥−16,200
一低層*工場	−0.0005597	¥−33,582
一低層*緑化	0.0000203	¥122
住居系（一低層以外）*住宅	−0.0000023	¥−138
住居系（一低層以外）*病院	−0.0001178	¥−7,068
住居系（一低層以外）*店舗	0.0001269	¥7,615
住居系（一低層以外）*事務所	0.0000940	¥5,640
住居系（一低層以外）*学校	0.0002371	¥14,226
住居系（一低層以外）*工場	−0.0003551	¥−21,306
住居系（一低層以外）*緑化	0.0002064	¥1,238
商業系*住宅	−0.0001318	¥−7,908
商業系*病院	0.0001997	¥11,982
商業系*店舗	0.0003351	¥20,106
商業系*事務所	0.0001447	¥8,682
商業系*学校	0.0001788	¥10,728
商業系*工場	0.0003617	¥21,702
商業系*緑化	0.0002671	¥1,603
工業系*住宅	0.0000575	¥3,450
工業系*病院	−0.0010449	¥−62,694
工業系*店舗	0.0002839	¥17,034
工業系*事務所	0.0003938	¥23,628
工業系*学校	−0.0006005	¥−36,030
工業系*工場	−0.0001027	¥−6,162
工業系*緑化	−0.0015623	¥−9,374

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

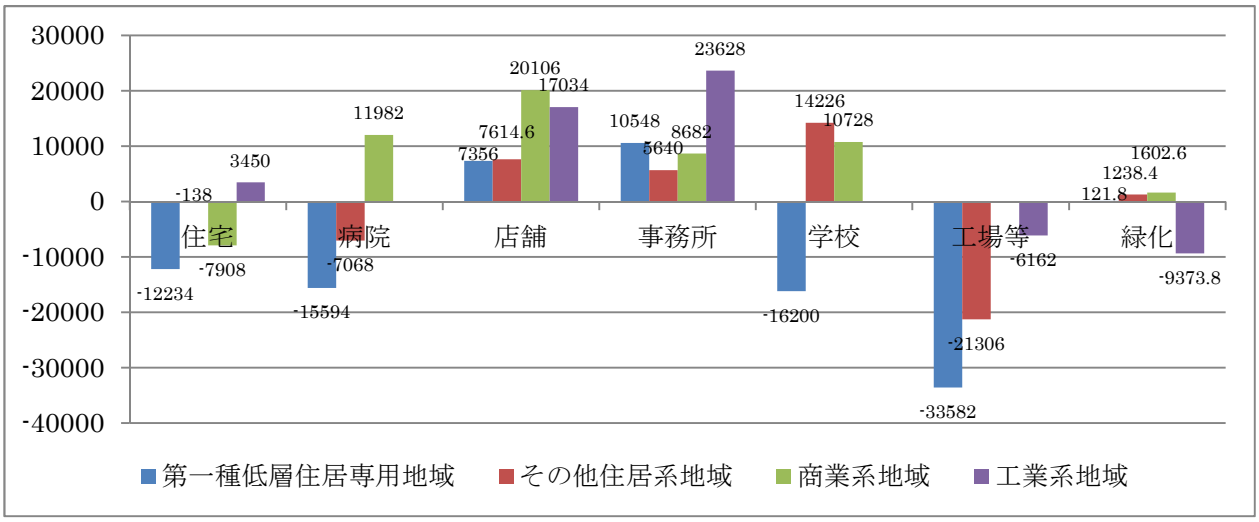


図 3-7　用途地域ごとの地価変化額（単位：円）[21]

[21] 病院・学校から 1km 以内のある工業系地域、工場等から半径 1km 以内にある商業系地域は、極めてサンプル数が少ないため、比較になじまないと考え、グラフには示していない。

その結果、用途地域によって、大規模建築物が地価に与える影響は異なることが明らかになった。

- 住宅：第一種低層住居専用地域以外の住居系地域は地価は下がらず、工業系地域では地価が上がっている。つまり、集合住宅が多い第一種低層住居専用地域以外の住居系地域は、大規模集合住宅が増えても地価は下がらない。工業系地域は住宅ができることで、むしろイメージの向上が図られていると考えられる。
- 病院：住居系では、地価が下がるが、商業系地域では地価が上がる。住宅系地域では、救急車の騒音や交通量の増加、イメージの悪化などの外部不経済の方が、利便性の向上の外部経済を上回る。
- 店舗：住居系地域では、地価の上昇が小さいが、商業系地域では、地価が大きく上がる。住宅系地域では、景観の悪化や交通量の増加などの影響により、利便性の向上の外部経済が抑制されていると考えられる。
- 学校：第一種低層住居専用地域では、地価が下がるが、他の地域では地価が上がる。第一種低層住居専用地域では、学生が増えることによる騒音や交通量の増加が、外部不経済として表れていると考えられる。
- 工場等：住居系地域では、地価を大きく下げているが、工業系地域では、地価の低下は大きくない。つまり、工場の集積が、外部不経済を抑制していると考えられる。
- 緑化：工業系地域では、緑化が地価を下げており、緑化によるアメニティ向上が評価されない。

第４章　大規模建築物の外部性の総額の算定

第４章では、第３章で調べた、大規模建築物が周辺地価に及ぼす割合を用いて、大規模建築物の外部性の総額を求める方法を提案する。実際の大規模建築物を例に試算するとともに、エリアごとの大規模建築物の総額の試算、地価公示に周辺の大規模建築物が影響を与えている額の試算を行う。

4.1　大規模建築物の外部性の総額の算定方法

大規模建築物による地価の変化を縦軸にとると、図 4-1 のような富士山型になる。この体積を求めることで、大規模建築物の外部性の総額を計算することができる。

関数$y = f(x)$において、$x = a$から$x = b$までの部分をｙ軸の周りに回転した体積は 、

$V = 2\pi \int_a^b x\, f(x)dx$　であることが知られている（バームクーヘン積分)。

地価の上昇額をy、建築物からの距離をx、外部性を図る範囲をb、敷地を円形に近似したときの半径をaとすると、

$y = f(x) =$ 地価 $*$ 係数 $*$ 延べ面積$/x$　　(4. 1)

$V = 2\pi \int_a^b x\, f(x)dx = 2\pi$ 地価 $*$ 係数 $*$ 延べ面積$(b - a)$　　(4. 2)

よって、大規模建築物から半径 1, 000ｍの外部性の総額は、

$V = 2\pi$ 地価 $*$ 係数 $*$ 延べ面積$(1{,}000 - a)$　a: *敷地を円形に近似したときの半径*　　(4. 3)

で求められる。しかし、道路空間などは地価を上昇させないので、それを割り引く必要がある。

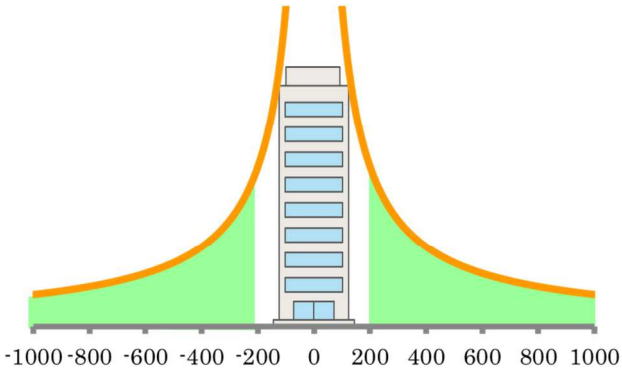


図 4-1 大規模建築物の外部性の総額の考え方

4.2　大規模建築物の外部性の総額の試算の例―政策研究大学院大学

例として、東京都港区六本木７丁目に存する国立大学法人政策研究大学院大学の、半径 1km の外部性の外部性を求める。

- 政策研究大学院大学周辺の半径 1km の地価公示の平均 2,303,937 円
- 都心部の学校の係数 0.0004087、都心部の緑化の係数　-0.0008371
- 延べ面積　31,922.70 ㎡
- 敷地面積　17,842.11 ㎡　（⇒半径 75ｍの円に近似）
- 大学から半径 1km の道路率 19.5%（平成 18 年度の土地利用現況調査より GIS 算定）
- 緑化面積　5924.56 ㎡

これらを、(4, 3)式に代入すると、建築物の外部性は、140,563,353,708 円、緑化の外部性は－53,431,983,974 円となり、合計 87,131,369,734 円となる。

本数字は、あくまでも建築物の外部性について 3.2 で示した条件を仮定した場合の数字であること、また係数は「都心部の学校」を平均したものであり、必ずしも六本木７丁目の特性を示しているものではないこと、(4, 3)式からわかるように、外部性の範囲の取り方により異なること（半径１km で算定）に留意が必要である。

4.3　エリアごとの大規模建築物の外部性の総額の試算

同じ考え方に基づき、3.3.5 で示されたエリアごとの係数を用いて、敷地面積 10,000 ㎡（半径 56m の円に近似）延べ面積　30,000 ㎡の建築物が、周辺の平均地価が 1,000,000 円、道路率 16.3%（平成 23 年 4 月における区部の平均）のところに建設されたとき（緑化は 3,000 ㎡）の外部性の総額を試算する。

本数字についても、3.2 で示した条件を仮定した場合の数字であること、外部性の範囲の取り方により異なることに留意が必要である。また、都心部・その他区部・多摩部で平均地価は異なるが、本試算では比較のため、一律 1,000,000 円としているため、実際の外部性の大きさは都心部ではより高く、多摩部ではより低くなることにも留意が必要である。

表 4-１　エリアごとの大規模建築物の総額の試算

※　都心部の工場は１棟しかないため、試算はしていない。

	都心部	区部（都心以外）	多摩部
住宅	¥-5,775,772,470	¥3,111,176,408	¥-41,234,251,910
病院	¥-143,575,581,110	¥31,469,028,353	¥-111,585,542,354
店舗	¥47,516,148,772	¥8,246,850,382	¥208,076,669,027
事務所	¥32,808,769,390	¥3,274,922,534	¥10,182,031,880
学校	¥60,839,129,082	¥31,081,992,054	¥-24,681,007,100
工場等	—	¥-14,424,545,163	¥-183,231,915,800
緑化	¥-12,461,080,243	¥4,698,025,236	¥8,173,908,926

4.4　周辺の大規模建築物が地価公示に与えている影響額の試算

地価公示標準地の延べ面積影響指標の数字を用いることで、周辺半径 1km の大規模建築物が地価をいくら変化させているかを調べることができる。地価の変化額は、以下で求めることができる。

$$\Delta P_{it} = (\beta_1 f_{house\_it} + \beta_2 f_{hotel\_it} + \beta_3 f_{hospital\_it} + \beta_4 f_{shop\_it} + \beta_5 f_{office\_it} + \beta_6 f_{school\_it} + \beta_7 f_{hall\_it} + \beta_8 f_{factory\_it})\, P_{it} \quad (4.5)$$

P_{it} =地価　f_{house_it} = 住宅延べ面積影響指標　f_{hotel_it} = ホテル延べ面積影響指標

$f_{hospital\_it}$ = 病院延べ面積影響指標　f_{shop_it} = 店舗延べ面積影響指標　f_{office_it} = 事務所延べ面積影響指標

f_{school_it} = 学校延べ面積影響指標　f_{hall_it} = 集会所延べ面積影響指標　$f_{factory\_it}$ = 工場等延べ面積影響指標

例として、港区六本木七丁目の地価公示標準地 i では、以下の延べ面積影響指標を持っていた $f_{house\_i2012} = 1118.18$、$f_{hotel\_i2012} = 0$、$f_{shop\_i2012} = 0$、$f_{office\_i2012} = 2389.95$、$f_{school\_i2012} = 153.99$、$f_{hall\_i2012} = 0$、$f_{factory\_i2012} = 0$

3.3.5 で求めた都心部の係数と、各建物用途の延べ面積影響指標、地価公示価格 2,400,000 円を(4.5)式に代入すると、1,349,349 円となり、東京ミッドタウンの影響や、周辺の大規模建築物の数の多さから、周辺の建築物が地価に大きな影響を与えていることがわかる。

第５章　大規模建築物の外部性を用いたまちづくりの応用の例

第５章では、第３章、第４章で求めた大規模建築物の外部性を利用したまちづくりへの応用として、二つの例を提案する。

5.1　総合評価による土地売却への応用

公有地は、国土の４割にも上ると言われているが、人口減少・少子高齢社会の進展等によるニーズのミスマッチ、市町村合併や民間活用等による行政のスリム化等により、売却等も含めてどう活用するのかが課題となっている。

そこで、公有地の土地売却を行う際に、プロポーザル等を実施し、土地価格と建物評価を総合的に判断し、土地買受者を決定する「総合評価方式」の事例が増えている。しかし、提案内容評価と土地価格の重みづけは、採点基準や点数のつけ方、土地価格提示のばらつき具合等によって左右され、定式化された指標がなく、訴訟になった例もある[22]。駒井 (2006)もその問題点を指摘している。

また、二段階一般競争入札方式では、第一段階で建物等の評価を行い、複数案を選定し、第二段階で最も高い土地価格を示した提案を土地買受者とする。極端な例では、第一段階で 20 点の評価点の差があった場合でも、第二段階で１円でも高ければ土地買受者に選定されるため、20 点の評価点が１円の価値と交換されることになり、土地価格と建物評価との重みづけに問題が生じる。

そこで、建築物の外部性の総額を、評価指標として用いることで、建築物の価値の金銭価値化を図り、土地買受希望価格との合計額をプロポーザルの提案の価値とすることを提案する。

プロポーザルによる提案の価値＝土地買受希望価格＋建築物の外部性の総額

例として、多摩部の 10,000 ㎡の土地の売却（周辺の土地価格が 80 万円）において、集合住宅を建設するプロポーザルを実施する場合について、具体的な例を想定して試算する。

(1) Ａ案　土地買受希望価格　8,000,000,000 円　集合住宅 20000 ㎡　緑化　1,000 ㎡
　⇒外部性の総額は　−19,811,891,972 円　提案の価値は−11,811,891,972 円

(2) Ｂ案　土地買受希望価格　7,000,000,000 円　集合住宅 18000 ㎡　緑化　2,000 ㎡
　⇒外部性の総額は　−15,433,022,823 円　提案の価値は −8,433,022,823 円

よって、提案の価値が高いＢ案が選定される。このように、土地買受希望価格が低い場合でも、外部性が大きければ選定される。

本方式では、建築計画の良否や建築物の性能など、外部性を及ぼしにくい項目については算定が難しいという限界はあるものの、外部性を用いた建物評価の可能性を示すことができると考える。

[22] 「御影・布引違法土地売却の損害賠償等請求控訴事件」では、総合評価方式により市の所有する高校跡地を売却したことが違法であるとして、地方自治法 242 条の２第１項４号に基づき、市長個人に損害賠償の請求をすることを市長に対して求める請求がなされた。提案内容の評価 50 点、価格点 50 点の総合評価方式において、価格点＝50 点×当該応募者の譲受申出価格／全応募者中の最高譲受申出価格とし、買受事業者は価格点 32.65（20 億円）内容点 38.52 総合点 71.17 点、次点事業者は価格点 38.52（31.6 億円）内容点 26.67　総合点 65.19 点であったが、内容の差 11.8 点が、11.6 億円の価値には当たらないとして損害賠償請求がなされ、棄却された。

5.2　緑化率の増加による容積率の緩和の適切性の判定

東京都は、大規模開発など、都市づくりにおけるカーボンマイナスと緑化の増進を図ることによって環境都市づくりへの取組みを促進するため、平成 21 年 1 月に「東京都高度利用地区指定方針及び指定基準」を改定し、緑化率に応じ「空地の確保に対する容積率の緩和」の値を増減させることを定めている。

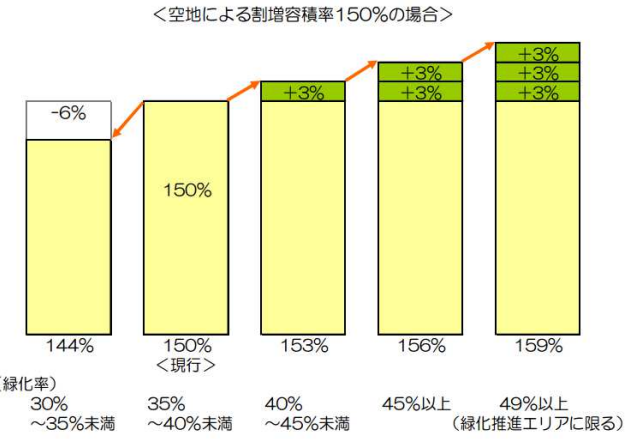


図 5-1　「東京都高度利用地区指定方針及び指定基準」における空地の確保に対する容積率の緩和
出典：東京都都市整備局ホームページ

つまり、東京都は、大規模開発における緑化のインセンティブを与えるため、容積率の緩和を付与していると考えられる。しかし、緑化と容積率の緩和は本来関連のないものであると考えられ、緑化による容積率の緩和の結果、外部不経済が増加する場合は、まちづくりにマイナスの結果を与える。

まちづくりにマイナスの結果を与えないためには、少なくとも緑化と容積率はトレードオフの関係にあり、緑化が増える（＝外部経済が増大する）ことと、延べ面積が増える（＝外部不経済が増大する）ことが交換されていなければならない。容積率の緩和と緑化率の増加の外部性の総額を算定することで、緑化率の増加による容積率の緩和が適切かどうかを判定することができる。

例えば、空地による容積率の緩和 150%の場合、緑化率が 5%増えるごとに、3%の容積率の割増が得られる。つまり、10,000 ㎡の土地に集合住宅を建設する場合、300 ㎡の床面積と 500 ㎡の緑地の価値が交換されている。

周辺の平均地価が 1,000,000 円と仮定し、住宅において 500 ㎡の緑地を整備し、300 ㎡の延べ床面積の割増を得た場合の、都心部・区部（都心以外）・多摩部における外部性の変化額を算定する。

算定結果を表 5-1 に示す。都心部においては、住宅の外部性はマイナス、緑化の外部性はマイナスの結果が出ていたため、緑化を増やしても外部性は増えない。区部では、住宅の外部性はプラス、緑化の外部性はプラスであるため、更に緑化を増やし、容積率を割り増すことで、更なる外部性の増大が図れる。多摩部では、住宅の外部性はマイナス、緑化の外部性はプラスに出ているが、緑化の外部性の方が大きいため、外部性の総額は増えている。

つまり、エリアにより緑化による容積率緩和の効果は異なり、エリアごとにきめ細かい設定が必要であると言える。

表 5-1　緑化による容積率の割増による外部性の増減

	容積率の割増による外部性の総額　A	緑化による外部性の総額　B	外部性の変化額 A＋B
都心部	−57757724	−2076846707	**−2134604431**
区部（都心部以外）	31111764	783004205	**814115970**
多摩部	−412342519	1362318154	**949975635**

第６章　結論・今後の課題

本研究では、大規模建築物が地価に及ぼす影響を調べることにより、大規模建築物の外部性の大きさを測定した。その結果、外部性は建物用途により異なり、都心部・区部・多摩部などのエリアや、用途地域によって異なることが明らかになった。

また、大規模建築物の外部性の大きさを測定し、それを用いた総合評価による土地売却の方法、緑地率の増加による容積率の緩和の設定方法を提案し、外部性の大きさを測定することが、今後のまちづくりにおける政策決定の一助になる可能性を示唆した。

本章では、本稿により明らかになった事項及び提案をまとめる。

6.1　大規模建築物建設の際の留意点

ここで、建物用途別に、都内に大規模建築物を建設する際の留意点を示す。

(1) 住宅

大規模集合住宅は、全体として、周辺地価を下げる傾向がある。特に、多摩部や、周辺に第一種低層住居専用地域・商業系用途地域がある土地に建設する際は、周辺の地価を下げる傾向がみられるため、景観への配慮など、留意が必要である。しかし、第一種低層住居専用地域以外の住居系地域においては、地価を下げる傾向が少ないため、大規模集合住宅を集積させることで、地価の低下を防ぐことができる。

(2) ホテル

大規模ホテルは、全体として、周辺の地価を大きく上げるため、周辺地域の活性化に効果がある。

(3) 病院

大規模病院は、全体として、周辺地価を下げる傾向がある。特に都心部と多摩部で、地価を大きく下げる。また、周辺に住居系用途地域がある場合は大きく下げるため、景観への配慮、救急車の騒音などに留意が必要である。

(4) 店舗

店舗は、全体として、周辺地価を上げる傾向がある。特に多摩部での地価の上昇が大きいことから、郊外における大型店舗の出店が、周辺地域の利便性を上昇させていると考える。しかし、周辺に住居系用途地域がある場合は、地価の上昇が少ない。このことは、景観の悪化や交通量の増加などが影響していると考えられることから、これらへの配慮が必要である。

(5) 事務所

大規模事務所は、全体として、周辺地価を上げる傾向がある。特に、都心部において地価の上昇が大きいため、都心部に集積させることが効果的である。

(6) 学校

学校は、区部では地価が上がり、多摩部では地価が下がる傾向がある。また、周辺に第一種低層住居専用地域がある場合は地価が下がり、他の用途地域では地価が上がる。そのため、多摩部や、近隣に第一種低層住居専用地域がある土地では、特に騒音や交通量の増加などに留意が必要である。

(7) 集会場

コンサートホールなどの大規模集会場は、全体として、周辺の地価を大きく上げるため、周辺地域

の活性化に効果がある。

(8) 工場

工場は、全体として、地価を下げる傾向がある。特に、多摩部と近隣に住居系用途地域がある場合に、大きく地価を下げているので、景観や騒音、環境などへの配慮が必要である。しかし、工業系用途地域においては地価の低下が少なく、工場の集積が地価の低下を下げる効果がある。

6.2 大規模建築物の外部性の総額の算定方法及びそれを用いたまちづくりへの提案

(1) 大規模建築物の外部性の総額の算定方法

本稿では、大規模建築物の外部性の総額を求める方法を提案した。

$V = 2\pi$ 地価 $*$ 係数 $*$ 延べ面積$(b-a)$

a:敷地を円形に近似したときの半径　b:外部性を算定する範囲

本式により、外部性の大きさを数字化することができ、それらを比較検討することにより、今後の大規模建築物の立地計画や大規模建築物に関する規制誘導等に役立てることができる。

(2) 総合評価による土地売却

現状の総合評価による土地売却において、土地価格と建物評価の重みづけに定式化した指標がないことから、建築物の外部性の総額を、評価指標として用いることで、建築物の価値の金銭価値化を図り、土地買受希望価格との合計額をプロポーザルの提案の価値とすることを提案した。

プロポーザルによる提案の価値＝土地買受希望価格＋建築物の外部性の総額

(3) 緑化率の増加による容積率の緩和の適切性の判定

「東京都高度利用地区指定方針及び指定基準」では、緑化率に応じ「空地の確保に対する容積率の緩和」の値を増減させることを定めており、これにより緑化のインセンティブを付与している。しかし、容積率緩和と緑化率の増加は本来関係性がないものであり、全体として外部経済がなければ、まちづくりに対して悪影響を与えてしまう。そこで、容積率緩和の外部性の総額と、緑化率の増加の外部性の総額を算定し、合計することで、容積率緩和の適切性を検討することを提案した。

6.3 今後の課題

本稿では、都内の大規模建築物について、建物用途、エリア、用途地域などを分類し、それらの特徴を分析した。しかし、細分化すればするほど、それぞれのサンプル数は少なくなり、有意な結果が出にくくなる。

今後は、より大規模建築物のデータが蓄積されることで、「エリア」×「用途地域」といったマトリクスによる分析、例えば「都心部の商業系地域に病院が建設されたときの外部性」などを判断することが可能になり、より正確な外部性の傾向がつかめるようになると考える。

謝辞

本稿の執筆にあたり、政策研究大学院大学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、副査の吉田恭教授、安藤至大客員准教授、前川燿男客員教授をはじめ、まちづくりプログラム、知的財産プログラムの教員の皆様から丁寧なご指導をいただいた。

また、本研究は東京大学空間情報科学研究センターとの共同研究として、号レベルアドレスマッチングサービスを使用している。共同研究者の高橋孝明東京大学空間情報科学研究センター教授、共同研究にあたり相談に載っていただいた河端瑞貴慶應義塾大学経済学部准教授には、多大なご協力をいただいた。

本研究では、東京都環境局からは東京都建築物環境計画書制度のデータを、東京都都市整備局からは東京都都市計画地理情報システムのデータを借用させていただくとともに、貴重なご意見をいただいた。

また、政策研究大学院大学の同級生からは、実務経験に基づく重要な意見や励ましを賜り、お互いに切磋琢磨しながら、本稿を仕上げることができた。

本稿はこれらの方々のご協力なしには成り立たなかったものであり、深く御礼を申し上げる。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添える。

参考文献

- 沼田麻美子(2012)、「高層建築物が景観価値に与える影響に関する研究―定量的評価による眺望景観価値と地価の検証―」、『筑波大学大学院生命環境科学研究科持続環境学専攻博士（環境学）学位論文』
- 沼田麻美子、小場瀬令二(2010)、「超高層マンションにおける眺望景観が開発者の価格評価に及ぼす影響」、『日本建築学会計画系論文集』、vol.75 No.652，pp.1499-1506
- 沼田麻美子、小場瀬令二(2011)、「再開発が周辺地区の地価に与える影響について－二子玉川再開発事業を事例として－」、『日本建築学会計画系論文集』vol.76 No.665、 pp.1267-1274
- 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」、『日本都市計画学会学術研究論文集』32、457-462
- 駒井正晶(2006)、「PFI 事業の事業者選定における価格と提案内容の総合評価」、『会計検査研究』第 29 号、11-23

森林の土砂災害防止機能の維持により発生する受益者の分析
保安林制度を対象として

＜要旨＞

森林には多面的な機能があると言われている. その多面的な機能を維持するために保安林制度が設けられている. 保安林に指定された森林の所有者には, 伐採の制限や植栽の義務などが定められるため, 補償が行われる. 受益者負担の原則に基づくと, 保安林による受益者が, 費用を負担するのが望ましい. 制度上も受益者負担について定められているが, 受益者の特定が困難だという理由で, 受益者負担が行われた事例はない.

資本化仮説に基づくと, 土砂災害防止効果が及ぶ範囲では地価が上昇すると考えられるので, 保安林の受益者についても地価を分析することで明らかになると考えられる. 本稿では, 保安林の中でも土砂災害防止のための保安林に注目し, 保安林からの距離を考慮してヘドニック分析を行った.

結果は, 特に土砂災害の危険性が高いと考えられる地域で保安林から 50m未満の範囲で地価が上昇していることが明らかになった.

2013 年 2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12603　長　毅

目次

第１章　はじめに　・・　1

第２章　保安林制度の概要と土砂災害防止効果　・・　2

2.1　保安林制度　・・　2
2.1.1　保安林制度の歴史　・・　2
2.1.2　保安林制度の概要　・・　2
2.1.3　保安林における制限　・・　3
2.1.4　民有保安林にかかる助成措置等　・・　4
2.1.5　受益者の負担　・・　5
2.2　保安林の土砂災害防止効果　・・　5
2.2.1　土砂災害　・・　5
2.2.2　保安林の土砂災害防止効果　・・　7

第３章　理論分析　・・　9

第４章　実証分析　・・　10

4.1　分析方法　・・　10
4.2　推定式　・・　10
4.3　推定結果　・・　11
4.4　考察　・・　13

第５章　まとめと今後の課題　・・　13

1.　はじめに

森林は，生物多様性保全や地球環境保全，災害防止など多面的な機能を持つとされている．中でも，災害防止機能は，森林の機能の中で最も国民が期待する機能だという世論調査の結果が出ている[1]．近年，土砂災害の発生件数が増加しており，地球温暖化などが進めばさらに集中豪雨が頻発すると言われており，土砂災害の発生も増加することも考えられる．このような状況の中で，森林の災害防止効果に対する国民の期待が高まっているのではないだろうか．

森林の持つ機能を適切に発揮するためには，過度な伐採などを防ぎ，森林として保たれることが必要である．森林法に基づく保安林制度は，森林の所有者に伐採の制限や，植栽の義務を課し，森林の機能を維持しようとするものである．保安林制度は，森林の所有者の所有権に制限を与えるものなので，正当な補償を行う必要がある．また，土砂災害防止の目的で指定される保安林などは，受益者がある程度特定されると考えられる．森林法にも補償金の一部または全部を受益者に負担を求めることができるという条文があるが，受益者の特定が困難であるという理由から，受益者負担が行われた事例はなく，政府や地方政府が補償を行っている．受益者負担の原則に基づくと，現状の保安林制度の運用は社会的な効率を損ねていると考えることができる．

社会資本投資や環境変化の影響は100%地価に反映されるという資本化仮説[2]に基づくと，保安林の効果も地価に反映されると考えられる．地価を分析することにより，保安林の指定による受益者についても明らかにすることができると考えられる．

本稿では，土砂災害防止のための保安林に注目し，土砂災害の危険性が高い地区で保安林の指定が行われた際の地価への影響を分析し，保安林の指定による受益の範囲を明らかにしようとしている．

先行研究としては，工学的な見地から，有林地が無林地と比べて土砂流出量や崩壊面積が減少するという研究成果が蓄積されており，日本学術会議（2001）[3]は森林に土砂災害防止機能があるとしている．

保安林の地価への影響を分析し，経済的な価値を研究しているものとしては，見つかっていない．

本稿では，保安林の土砂災害防止効果による地価への影響がどの程度の距離に及ぶかを見るため，保安林と地価ポイントとの距離を考慮して研究を行った．また，指定前と指定後の地価データを用い，保安林の指定による効果に限定して研究を行った．

本稿の構成は，以下のとおりである．第2章で保安林制度と土砂災害防止効果，第3章で理論分析，第4章で実証分析，第5章でまとめと今後の課題を述べる．

---

1 内閣府「森林と生活に関する世論調査」（平成23年12月調査）

2 S Rosen（1974）

3 日本学術会議「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（答申）」（2001）

2.　保安林制度の概要と土砂災害防止効果

2．1　保安林制度

保安林は，森林法（昭和 26 年法律第 249 号）により規定されており，水源の涵養，災害防止などの公共目的を達成するため，特にこれらの機能を発揮する必要がある森林を，保安林として指定し，立木の伐採，土地の形質変更行為等の規制により，その森林の適切な保全と森林施業を確保する制度である．

2．1．1　保安林制度の歴史

日本は，国土面積の 6 割以上が森林で，急峻な地形が多くわずかに開けた平地を災害から守ることが，古くからの重要な課題であった．森林の伐採規制についての最古の記述は，奈良時代の記録に残っているとされ，江戸時代には各藩が規制を設け森林を保護している．明治に入ると，民有林に関して伐採が自由となり，無秩序な伐採が行われ，森林荒廃が起こり，災害が多発した．これに対し，指定された民有林で伐採を行う際に許可が必要となる制度（伐木停止林）が導入された．明治 29 年の大水害を受けて，（旧）森林法が制定され，禁伐林と伐木停止林を統一し保安林制度が創設された[4]．

戦後の昭和 26 年には，現行の森林法が制定され，それまでの保安林制度を踏襲しつつ，保安林の指定目的などが追加された．昭和 37 年の改正により，植栽の義務などが追加され現在に至っている．

2．1．2　保安林制度の概要

農林水産大臣又は都道府県知事は，公共の目的を達成するために必要があるときは，森林を保安林として指定することができる．保安林は目的により 17 種類ある（表 1 参照）．日本の森林面積は国土面積の約 66%だが，平成 22 年度で指定されている保安林は森林面積の約 47%で，国土面積の約 30%に達する．1～3 号の保安林が，全体の保安林の 90%以上を占めており，国土保全上重要な森林となっている．本稿では，土砂災害防止が目的である 2･3 号保安林を対象として分析を行う．

4 林野庁ＨＰ「保安林制度の概要」参照

表1　保安林指定の目的・種類・種類別面積

指定の目的	保安林の種類	保安林の面積（単位：ha）	全保安林に対する割合（%）
1　水源のかん養	1号　水源涵養保安林	9，080	71．1
2　土砂の流出の防備	2号　土砂流出防備保安林	1，077	1，467
3　土砂の崩壊の防備	3号　土砂崩壊防備保安林	19	39
	1～3号保安林　計	11，683	91．5
4　飛砂の防備	4号　飛砂防備保安林	省略	省略
5　風害，水害，潮害，干害，雪害又は霧害の防備	5号　防風保安林		
	6号　水害防備保安林		
	7号　潮害防備保安林		
	8号　干害防備保安林		
	9号　防雪保安林		
	10号　防霧保安林		
6　なだれ又は落石の危険の防止	11号　なだれ防止保安林		
	12号　落石防止保安林		
7　火災の防備	13号　防火保安林		
8　魚つき	14号　魚つき保安林		
9　航行の目標の保存	15号　航行目標保安林		
10　公衆の保健	16号　保健保安林		
11　名所又は旧跡の風致の保存	17号　風致保安林		
	4号以下保安林　計	1，083	8．5
	計		

＊林野庁 HP より作成　面積は平成 22 年度末

2.1.3　保安林における制限

保安林に指定された森林の所有者には以下のような行為の制限が課せられる．

（１）指定施業要件

保安林の指定目的を達成するため必要な伐採の方法・限度，伐採後の植栽の方法，期間及び樹種について定められる．（森林法第 33 条第 1 項）

立木の伐採を行う場合は，都道府県知事の許可が必要である．（森林法第 34 条第 1 項）

（２）土地の形質変更等の制限

保安林内において土地の形質変更等の行為を行う場合には，都道府県知事の許可が必要である．（森林法第 34 条第 2 項）

（３）植栽の義務

森林所有者等が保安林の立木を伐採した場合には，指定施業要件として定められている植栽の方法，期間及び樹種に従い植栽を実施しなければならない．（森林法第 34 条の 4）

都道府県知事は，許可を受けないで立木の伐採や土地の形質変更等を行っている者に対し，中止命令，造林命令，復旧命令を実施できる．また，植栽の義務に違反し，植栽を実施しない者に対して，造林に必要な行為を命令できる．（森林法第 38 条）

2.1.4　民有保安林にかかる助成措置等

保安林に指定された森林の所有者が国や自治体でない場合に以下のような助成が行われる．

（１）損失補償

保安林の指定により，森林所有者の所有権に制限が行われるので，補償が行われる．（森林法第 35 条）

指定施業要件における伐採の方法が禁伐（伐採禁止）又は択伐（伐採に適した立木のみ伐採する）とされている保安林を対象に，立木評価額の 5%に相当する額が補償金として支払われる．

（２）税制

保安林に指定された森林の不動産取得税，固定資産税及び特別土地保有税は，非課税となる．また，相続税及び贈与税についても，保安林における伐採の制限の内容に応じ，林地及び立木の評価額の一定割合控除される．（地方税法など）

（３）融資

指定によって伐採が制限される立木についてその維持のために必要な資金に対して融資が受けられる ．（日本政策金融公庫法）

2.1.5　受益者の負担

受益者の負担についても以下のように規定されている.

損失補償にかかる金額について，その保安林の指定によって受益を受ける者に負担させることができる.（森林法第 36 条）

ただ，現在まで受益者の負担が行われた事例はない.

2．2　保安林の土砂災害防止効果

2．2．1　土砂災害

土砂災害は毎年 1000 件程度発生しており，自然災害による死者・行方不明者の半数近くが土砂災害によるものである[5]．土砂災害は，急傾斜地の崩壊・土石流・地すべりの三種類に区別できる．それぞれの特徴を述べる．また，これらの土砂災害に関して，土砂災害から国民の生命を守るため，土砂災害のおそれのある区域について危険を周知することなどが目的となっている土砂災害防止法において，土砂災害警戒区域というものが定められている．それぞれの土砂災害の警戒区域の定義についても合わせて示す[6].

・急傾斜地の崩壊

いわゆるがけ崩れで，雨や地震などの影響によって，土の抵抗力が弱まり，急激に斜面が崩れ落ちる現象である．人家が近接する場で起きた場合，逃げ遅れる人も多く死者の割合も高い.

警戒区域の定義は，以下のイ，ロ，ハに当てはまる区域である.

イ　傾斜度が 30 度以上で高さが 5m以上の区域

ロ　急傾斜地の上端から水平距離が 10m以内の区域

ハ　急傾斜地の下端から急傾斜地高さの 2 倍（50mを超える場合は 50m）以内の区域



5　国土交通省　水管理・国土保全局　砂防部　ＨＰより

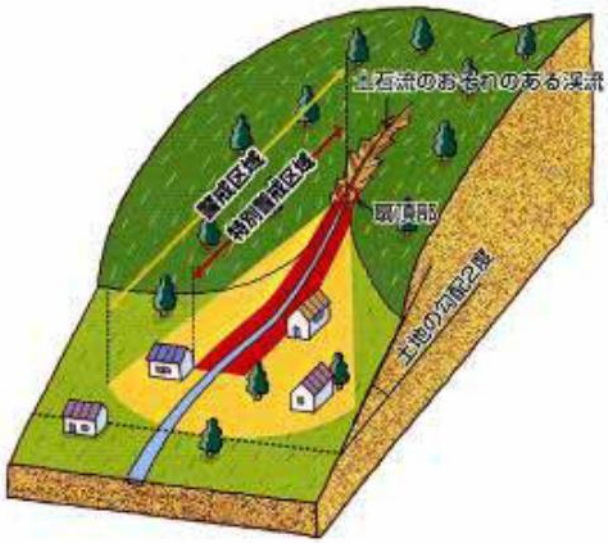
6　国土交通省　水管理・国土保全局　砂防部　ＨＰより

・土石流

山腹や渓床を構成する土砂石礫の一部が長雨や集中豪雨などによって水と一体となり，一気に下流へ押し流される現象である．流れの速さは 20～40km/h という速度で一瞬のうちに人家や畑などに被害を及ぼす.

警戒区域の定義は以下のとおりである.

土石流の発生のおそれのある渓流において，扇頂部から下流で勾配が 2 度以上の区域



・地すべり

斜面の土塊が地下水などの影響により地すべり面に沿ってゆっくりと斜面下方へ移動する現象である．一般的に広範囲に及び移動土塊量が大きいため甚大な被害を及ぼす可能性が高い.

警戒区域の定義は，イ，ロに当てはまる区域である.

イ 地すべり区域（地すべりしている区域または地すべりするおそれのある区域）

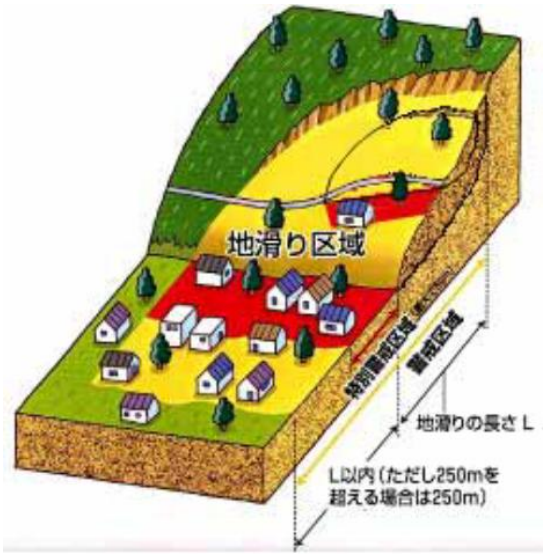
ロ 地すべり区域下端から，地すべり地塊の長さに相当する距離（250mを超える場合は，250m）の範囲内の区域

特別警戒区域の定義は以下のとおりである.

急傾斜の崩壊に伴う土石等の移動等により建築物に作用する力の大きさが，通常の建築物が土石等の移動に対して住民の生命又は身体に著しい危害が生ずるおそれのある崩壊を生ずることなく耐えることのできる力を上回る区域.

※ただし，地すべりについては，地すべり地塊の滑りに伴って生じた土石等により力が建築物に作用した時から 30 分

間が経過した時において建築物に作用する力の大きさとし，地すべり区域の下端から最大で 60m範囲内の区域



また，土砂災害の可能性がある地域として，都道府県が独自に設定しているものが，土砂災害危険箇所である．これは，昭和 40 年代の通達に基づき設定されている．土砂災害防止法は，平成 12 年に成立しており，同法に基づく警戒区域の調査は現在でも完了していないため，未指定の地域がある．そのため，都道府県が従来から公表している危険箇所についても引き続き公表して土砂災害に対する注意を喚起している．両者の違いは，警戒区域が土砂流出等の物理的な現象が起こる可能性が高い場所を示し，危険箇所はそのような地域で，人家などがあり被害が起きるおそれがある場所を示していると考えることができる．表 2 で土砂災害危険個所の定義を示す．

表 2　土砂災害危険箇所の定義（愛知県 HP より作成）

土砂災害危険箇所	土石流危険渓流	土石流の発生の危険性があり，1戸以上の人家（人家がなくても官公署，学校，病院及び社会福祉施設等の災害時要援護者関連施設，駅，旅館，発電所等の公共施設のある場合を含む）に被害が生じるおそれがある渓流
	地すべり危険箇所	地すべりが発生している或いは地すべりが発生するおそれがある危険箇所区域のうち，河川，道路，公共建物，人家等に被害を与えるおそれのある箇所
	急傾斜地崩壊危険箇所	傾斜度 30 度以上，高さ 5m 以上の急傾斜地で被害想定区域内に人家が1戸以上（人家がなくても官公署，学校，病院，駅，旅館等のある場合を含む）ある場所

2．2．2　保安林と土砂災害防止

・森林の土砂災害防止機能

森林の土砂災害防止機能について，日本学術会議は「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」(2001）の中で以下のようにまとめている．

森林土壌は孔隙（間隙）に富む上，落葉落枝や林床植生が土壌の表面を保護するので，雨水はほとんど地中に浸透する．そのため，地表流が発生する裸地面に見られる「表面侵食」はほとんど発生しない．また，日本の森林の大部分は山腹斜面上に存在するが，そこでは樹木の根系が表層土を斜面につなぎ止めることによって「表層崩壊」を防いでいる（基盤岩や厚い堆積層が崩れる深層崩壊は防げない)．豪雨の際に発生する崩壊はほとんど表層崩壊なので，「森林には侵食防止機能がある」と言われる．さらに，平地の少ない日本では斜面の下部が生活の場となっていることが多く，森林は土砂災害防止機能を持っていると言える．

一般的に深層崩壊に伴って発生するのが地すべりであり[7]，表層崩壊に効果があるとされる森林の効果は，地すべりには及ばないと考えることができる．

保安林は，上記のような森林の機能を維持するために指定されるもので，土砂災害防止を目的とした 2･3 号保安林の指定の際の留意点については，林野庁から以下のような通知が出されている．

23 林整 2925 号林野庁長官通知　（抜粋）

ア　急しゅんな地形，ぜい弱な地質条件等から土砂が流出している森林または土砂の流出のおそれのある森林であって，人家，公共施設等に近接し，崩壊土砂流出危険地区に所在する森林及びこれと同一の小流域内にあって当該危険地区と一体的に保全・整備することが適当な森林など，特に土砂流出防備機能の維持増進を図る必要のあるものについて土砂流出防備保安林（2 号保安林）に指定する．

イ　地形・地質条件等から土砂が崩壊している森林又は土砂の崩壊のおそれのある森林であって，人家，公共施設等に近接し，山腹崩壊危険地区に所在する森林及びこれと同一の斜面にあって当該危険地区と一体的に保全・整備することが適当な森林など，特に土砂崩壊防備機能の維持増進を図る必要のあるものについて土砂崩壊防備保安林（3 号保安林）に指定する．

7 国道交通省　国土交通省　水管理・国土保全局　砂防部　ＨＰより

この中に記述のある崩壊土砂流出危険地区や山腹崩壊危険地区は，林野庁の主導により調査が行われている山地災害危険地区の種類である．崩壊土砂流出危険地区，山腹崩壊危険地区はそれぞれ，土石流，急斜面の崩壊に対応している．この危険地区は，前述の土砂災害危険箇所と同じような検討が行われ，さらに森林の状況を加味して決定される．山地災害危険地区の種類として，地すべり危険地区もあるが，2・3 号の保安林の指定の際には考慮されていない．

以上のことから，2・3 号の保安林については，土砂災害の中でも土石流や急斜面の崩壊に対して効果を発揮し，これらの危険性が高い地域で，森林整備の必要がある森林地域について指定されるものと考えることができる．

3.　理論分析

森林による土砂災害防止は，例えば個人が行ったとしても，効果を及ぼす範囲に受益をもたらすため，フリーライドが生じる．そのため，過少供給に陥る可能性がある．森林による土砂災害防止効果は地方公共財として考えることができ，政府の介入が妥当だと考えられる．

ただ，現状では適正な水準で供給されていない可能性がある．保安林の指定が行われると，森林の所有者に対して伐採の制限がかかるなど，所有権に制限が行われるので，憲法に基づき補償が行われる．森林の所有者に補償金や税制優遇などの措置が行われるが，この費用については受益者が負担しているわけではなく，受益の及ばない範囲の住民からも徴収されている税金で賄われている．森林法にも受益者負担の記述があるが，受益者の特定が困難という理由から受益者負担が行われた事例はない．受益者負担が実現すれば，その負担を受けても，その土地に対する価値が他の土地に転出することよりも高い者はとどまり，低いものは転出する．また，負担を求められるなら保安林指定の解除を求める者などが表れると考えられる．

このような市場原理に基づき受益者負担を実施すれば，適正な保安林の供給量になり，補償費用などが削減され，効率が改善すると考えられる．

受益者負担を求めるためには，受益者を明らかにすることが必要である．「社会資本投資や環境変化の影響は地価に反映される」という資本化仮説に基づけば，保安林による土砂災害防止効果による受益者の分析も，地価を分析することにより可能になると考えることができる．また，保安林からの距離を考慮して地価を分析すれば，保安林による災害防止効果が及ぼす受益の範囲が明らかになると考えられる．

４．　実証分析

理論分析に基づき，保安林の指定による土砂災害防止効果が市場価値として地価への影響を Difference-in-difference（DID）分析する．

4.1　分析方法

国土交通省が公開している，全国の 18 年度と 23 年度の保安林（1～3 号のみ）の情報を含む森林地域の地図情報[8]を比較し，5 年間で新たに指定されたと考えられる保安林を抽出した．地図情報は，全国のデータが公開されているが，保安林データが 18 年度と 23 年度で更新されていて，前後の面積が統計資料と同程度の地域を分析対象とした．この地図情報は，1/25000 の精度のデータであり，基図に 1 ㎜の誤差が生じるとデータ上 25ｍの誤差が生じるという粗いデータではあるが，全国的に保安林の位置情報を把握するために使用した．

対象になった都道府県　19 県

岩手県，宮城県，福島県，茨城県，神奈川県，石川県，長野県，岐阜県，静岡県，三重県，滋賀県，京都府，大阪府，兵庫県，鳥取県，岡山県，広島県，福岡県，熊本県

新たに指定されたと考えられる保安林と，地価ポイントとの距離を測定し，50m 以内，100m 以内，200m以内にある地価ポイントにダミーをつけた．距離は，地価ポイントから保安林までの最短の水平距離をとっている．また，使用した保安林の地図情報では，保安林の種類を区別することができないため，土砂災害危険箇所の地図情報を重ね，その中にある地価ポイントを抽出し，新たに指定された 2・3 号保安林からの距離と考えることにした．この土砂災害危険箇所については，3 種類の土砂災害危険箇所をまとめて使用している．

4.2　推定式

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 X1 + \beta_2 X2 + \beta_3 X3 + \beta_4 X4 + \beta_5 X5 + \beta_6 X6 + \beta_7 X7 + \gamma Z + \varepsilon$$

Ｙ　：　都道府県調査地価（平成 17 年度と平成 24 年度）

Ｘ１　：　年度ダミー（平成 24 年度を１とする）

Ｘ２　：　新たに指定された保安林からの距離が 50m未満ダミー

Ｘ３　：　Ｘ１×Ｘ２の交差項

Ｘ４　：　新たに指定された保安林からの距離が 50m以上 100m未満ダミー

Ｘ５　：　Ｘ１×Ｘ３の交差項

Ｘ６　：　新たに指定された保安林からの距離が 100m以上 200m未満ダミー

Ｘ７　：　Ｘ１×Ｘ６の交差項

Ｚ　　：　その他のコントロール変数（都道府県ダミー，県庁所在地主要駅からの距離，最寄駅からの距離，都市ガスダミー，下水ダミー，用途地域ダミー，地積，容積率）

8 国土交通省　国土政策局　国土情報課が公開している国土数値情報の森林地域データ

ε　：誤差項

被説明変数は，都道府県調査地価（円/㎡）の自然対数値とした．平成 18 年と平成 23 年に作成された森林地域データを比較して，保安林からの距離が遠い地価ポイントをトリートメントグループ，保安林からの距離が近いものをコントロールグループとして DID 分析を行った．Ｘ３，Ｘ４，Ｘ５がそれぞれ 50m未満，50m以上 100m未満，100m以上 200m未満にある地価ポイントに与える効果である．以下にその結果を示す．

4.3　推定結果

基本統計量を表 3，推定結果を表 4 に示す．

表 3 基本統計量

変数	単位	平均	標準誤差	最少	最大
ln都道府県調査地価	（円/㎡）	10. 81888	1. 121099	7. 326	15. 306
年度ダミー（平成 24 年度を 1 とする）①	ダミー	0. 5	0. 5	0	1
新たに指定された保安林から 50m未満ダミー ②	ダミー	0. 0012062	0. 0347105	0	1
①×②の交差項	ダミー	0. 0088656	0. 0937417	0	1
新たに指定された保安林から 50m以上 100m未満ダミー ③	ダミー	0. 0029552	0. 0542829	0	1
①×③の交差項	ダミー	0. 0008443	0. 0290461	0	1
新たに指定された保安林から 100m以上 200m未満ダミー ④	ダミー	0. 0026536	0. 0514466	0	1
①×④の交差項	ダミー	0. 0021712	0. 0465465	0	1
地積	㎡	1156. 038	7921. 015	42	417511
水道ダミー	ダミー	0. 9506061	0. 2166955	0	1
ガスダミー	ダミー	0. 4103492	0. 4919119	0	1
下水ダミー	ダミー	0. 7231771	0. 4474417	0	1
最寄駅からの距離	㎞	3. 303424	5. 41346	0	68
県庁所在地主要駅からの距離	㎞	43. 05038	30. 24433	0. 146334	159. 2096
建蔽率	%	51. 47699	25. 40947	0	80
容積率	%	172. 6223	122. 1634	0	1000

都道府県ダミー	ダミー	省略
用途地域ダミー	ダミー	

表 4 推計結果

	係数	標準誤差
X1 年度ダミー(平成 24 年度を 1 とする)	-0.0711 ***	0.0094
X2 新たに指定された保安林から 50m未満ダミー	-0.6317	0.4272
X3 X1×X2の交差項	0.7883 *	0.4681
X4 新たに指定された保安林から 50m以上 100m未満ダミー	-0.1996	0.2468
X5 X1×X4 の交差項	0.2034	0.2949
X6 新たに指定された保安林から 100m以上 200m未満ダミー	-0.1520	0.1679
X7 X1×X6 の交差項	-0.1206	0.1956
地積	0.0000 *	0.0000
水道ダミー	-1.0839 ***	0.0245
ガスダミー	0.4959 ***	0.0128
下水ダミー	0.1387 ***	0.0128
県庁所在地主要駅からの距離	-0.0061 ***	0.0002
最寄駅からの距離	-0.0218 ***	0.0010
建蔽率	-0.00357 ***	0.0004
容積率	0.002234 ***	0.0001
都道府県ダミー	省略	
用途地域ダミー		
定数項	12.2246 ***	0.031716
修正済R2値	0.7103	
F値	0	
サンプル数	16580	

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

4.4　結果を踏まえた考察

分析結果から以下のことが示された.

・新たに指定された保安林から 50m未満にある地価ポイントは，指定前と指定後で有意に上昇している.

・新たに指定された保安林から 50m以上離れている場合は, 有意な結果が得られなかった.

第 2 章で述べたように, 土砂災害が起こるおそれのある区域を示す土砂災害警戒区域は, 急傾斜地の崩壊の警戒区域の場合，急傾斜地の上端から 10m以内，下端から 20m以内となっている．土石流の場合は，扇頂部から勾配 2 度となっている．土石流は，崩壊箇所から川にそってふもとまで流れるものなので，崩壊の危険性が高い箇所からの水平距離については地理条件によって大きく差がでると考えられる.

分析では，新たに指定された保安林として，2・3 号の保安林を区別できなかったため，両方の影響を含んでいると考えられるが，保安林から 50m以内では受益者が発生していると考えられる.

5.　まとめと今後の課題

森林の多面的機能を維持する保安林制度の中で，土砂災害防止を目的とする保安林について，どの程度の範囲で受益者が発生しているかを分析した．その結果，保安林から 50m以内で土砂災害の危険性が高い場所について受益者が発生していることが示された.

ただ，本稿では，詳細ではない保安林の地図情報を使用したことや，保安林の種類を区別できなかったこと, 3 種類の土砂災害の危険箇所についてすべて同じものとして分析していることなどが問題点としてあげられる.

また，本稿では一律に保安林からの水平距離で効果を分析したが，保安林と保全対象の標高差や，保全対象の規模や範囲などを考慮して分析を行えばさらに明確な結果が得られると考えられる.

このような詳細な分析を行えば，受益者負担を求める際の基準として考えることができるのではないだろうか.

（謝辞）
本稿は，主査の橋本助教授から細部にわたり貴重な助言を頂戴し，完成させることができました．また，副査でありプログラムディレクターの福井教授，鶴田准教授からは，理論分析・実証分析に渡り，貴重な助言を頂戴しました．吉田教授，安藤准教授をはじめとし，まちづくりプログラムの教員の皆様からも貴重なご意見を頂きました．
また，埼玉県，静岡県の森林担当課の方々には，森林の地図情報や，保安林の実務について様々な助言をして頂きました．
また，知財・まちづくりプログラムの学生の皆様には，派遣元の森林担当課の方を紹介して頂き，さらに，分析方法について貴重な意見を頂きました．
改めて深く感謝致します．

参考文献

・日本学術会議（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（答申）」
・遠藤日雄（2008）「現代　森林政策学」　日本林業調査会
・金本良嗣（1997）「都市経済学」　東洋経済新報社
・奥野正寛・本間正義（1998）「農業問題の経済分析」　日本経済新聞社
・砂防学会（1993）「砂防学講座　第 2 巻　土砂の生成・水の流出と森林の影響」　山海堂
・森林・林業基本政策研究会（2002）「新しい森林・林業基本政策について」　地球社
・日本治山治水協会（2012）「民有林治山事業及び保安林制度のあらまし」　日本治山治水協会
・八田達夫（2010）「日本の農林水産業」　日本経済新聞出版社
・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
・林野庁（2000）「治山技術基準解説　保安林整備編」　日本治山治水協会

地図情報データ

・国土交通省　国土数値情報　森林地域
・国土交通省　国土数値情報　都道府県調査地価
・国土交通省　国土数値情報　土砂災害危険箇所

都市鉄道の新駅設置が周辺地域に与える影響に関する研究

＜ 要 旨 ＞

鉄道事業は固定費の割合が大きく規模の経済が働くため､自然独占になりやすい産業である。独占企業は自らの利潤を最大化するため、新駅の供給数が社会的な最適水準より過少となり、資源配分が非効率となる。このような市場の失敗を是正するため、政府が市場に介入して社会的便益を最大化することが正当化される。政府は新駅設置による開発利益を鉄道会社に還元することで独占の弊害を解消し、社会的に最適な水準の新駅供給を実現できる。本研究では、首都圏の都市鉄道に設置された新駅について、新駅設置の開発利益を定量的に把握し新駅設置のあり方について分析を行った。実証分析の結果、都心へ速達性のある路線に新駅が設置され、新駅に乗り入れ線がある場合には一般化費用の削減効果が乗り入れ線沿線にも及ぶため、開発利益の範囲が新駅設置個所の隣接自治体にスピルオーバーしていることを示した。また、開発利益が複数の自治体に及ぶ場合、フリーライダー問題により新駅の供給が社会的に最適な水準よりも過少となるため、適正な費用負担を決定する政策について提言を行った。

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12605　久米仁志

目　次

1　はじめに 1

2　鉄道の新駅設置に関する概要 2
2.1　新駅設置の現状 2
2.2　新駅設置の形態分類 3
2.3　新駅設置の費用負担 3

3　新駅設置の外部効果に関する理論分析 4
3.1　自然独占と価格規制 4
3.2　一般化費用と消費者余剰 5
3.3　新駅設置の外部効果 6
3.4　新駅設置に対する政府介入の根拠 7
3.5　政府補助と便益のスピルオーバー 9

4　新駅設置の外部効果に関する実証分析方法 11
4.1　分析対象と方法 11
4.2　推計モデル（基本形） 11

5　新駅設置の外部効果に関する実証分析結果と考察 12
5.1　乗り入れ線がない新駅の実証分析（西府駅の場合） 12
5.2　乗り入れ線がある新駅の実証分析（武蔵小杉駅の場合） 14

6　政策提言 19

7　おわりに 22

謝辞 23

参考文献 24

1　はじめに

日本における鉄道は、1872 年（明治 5 年）に新橋・横浜間ではじめて開通して以降、国の直轄事業および民間事業によって全国規模でネットワークが構築されていった。1949 年（昭和 24 年）に日本国有鉄道が発足するまでには、富国強兵制の下で工部省、逓信省、鉄道省、運輸省と名称を変えつつも全国規模での鉄道運営を国が直営で行ってきた。その後、日本国有鉄道が公共企業体として発足したものの公共的な立場と企業採算性との狭間で組織運営が立ち行かなくなり、1987 年（昭和 62 年）に国鉄が分割・民営化され現在の JR グループが発足した。また、民間企業においては、主に首都圏で鉄道整備と沿線住宅開発を一体で行い郊外ベットタウンを形成することにより、高度経済成長期における人口増加への対応に重要な役割を果たした。

鉄道には、このような過去の様々な経緯、変遷はあるものの、新橋・横浜間で鉄道が開通して以来現在までの 140 年間、常に都市の中心に位置づけられ、都市間および都市内の移動手段として重要な使命を担い続けている。特に駅は様々な目的を持った人々が集い、地域のランドマークでもあるため、都市の発展やまちづくりのような地域活性化計画において、鉄道駅が果たす役割は非常に重要である。

鉄道の駅は、鉄道敷設時にその大部分が設置されるが、鉄道建設後の住環境や人口分布、経済環境など様々な環境変化によって、既存路線に新たな駅が必要となることがある。新駅に関する先行研究には、次のような研究が挙げられる。岩倉・屋井（1990）は、新駅設置の費用負担方式の事例を詳細に調査して、地方公共団体、開発事業者、鉄道事業者が受益の大きさによって費用負担していることを示し、地価関数を用いた事例分析により大都市では駅設置の効果が大きく、地方都市では土地区画整理事業の影響が相対的に大きいことを指摘している。前川・江村・新宮（1993）は、JR 九州管内の新駅設置の効果として乗車人員と土地価格の推移を計測し、新駅設置によって乗車人員と地価が上昇していることを示している。表・坪田（1995）は、仙台市において土地区画整理事業に伴い設置された新駅を事例として、開発利益の還元額を推計し、自治体、開発事業者、鉄道事業者間における開発利益の還元策について論じている。潮江・古谷・原田・太田（2002）は、地方都市の新駅設置に関する費用負担について整理し、鉄道会社の負担した事例が少ないことを指摘している。野呂（2004）は新線建設に伴う駅整備に関して、全国の 7 事例を対象に自治体と鉄道事業者間の費用負担について理論分析を行っており、ゲーム理論における囚人のジレンマが発生するため社会的に最適な整備が行われないことを指摘している。また、囚人のジレンマの解消策として第三者の調整役や補助金のコミットメントの必要性を挙げている。川崎（2012）は、新駅開業に伴う固定資産税収入への効果を実証により分析し、地価の上昇と固定資産税の増収効果は駅から徒歩 15 分程度までの範囲であることを指摘している。また、新駅ではないものの都市近郊鉄道整備と地価の関係を扱った研究として、肥田野・中村・荒津・長沢（1986）による研究があり、鉄道整備の効果を体系的に論じている。肥田野らは鉄道整備による受益の動的変化を詳細に示し、都市近郊における鉄道整備の定量的評価を行い、新線整備効果の大部分が土地所有者に帰属していることを明らかにしている。

これまでの研究では、主に新駅の設置手法や費用負担について研究されているが、費用負担者は単独の市町村または東京特別区の場合は東京都（以下、「自治体」という。）を前提として

研究が行われている。また、事例分析においては、地価の上昇を推計しているものの分析範囲が新駅周辺に限定され、地価のマクロ的変動を除去していない推計となっている。

そこで本研究では、都市鉄道の新駅設置が周辺地域に及ぼす範囲が大きく、隣接自治体にまでその効果が及ぶ可能性があるという問題意識のもと、新駅設置が周辺地域の地価に与える影響について DID 推定（Difference-in-Difference Estimator）を用いて実証分析を行った。その結果、都心へ速達性のある路線に新駅が設置され、新駅に乗り入れ線がある場合には、新駅設置の外部効果が沿線に渡って波及するため、地価上昇の影響範囲が隣接自治体にまで及んでいることを明らかにした。また、複数の自治体が新駅設置による便益を享受している場合、フリーライダー問題が発生し、新駅の設置数が社会的に最適な水準より過少となる可能性がある。そのため、自治体間で適正な費用負担割合を決定するための制度策定が必要となることを指摘し、具体的な政策について提言を行った。本稿の構成は次のとおりである。第 2 章では新駅設置の概要を示し、第 3 章では新駅設置の外部効果について理論分析を行っている。第 4 章、第 5 章では新駅設置の地価への影響について実証分析を行い、第 6 章では実証分析から得られた結果をもとに具体的政策を提言し、第 7 章では本研究のまとめと今後の課題について考察している。

2　鉄道の新駅設置に関する概要

本章では都市鉄道における新駅設置の現状を整理し、新駅の設置形態や費用負担に関する概要を示す。

2.1　新駅設置の現状

表 2-1 は 2000 年以降に首都圏（東京、神奈川、千葉、埼玉）において主に通勤・通学で使われている鉄道の既存路線に新設された駅の一覧である[1]。既存路線に新駅が設置される例として、①駅間が長い場合、②既存路線同士が近接または交差している場合、③新線建設に伴い新線と近接または交差している場合などがある。武蔵野線に設置された越谷レイクタウン駅や吉川美南駅、南武線の西府駅などは駅間が長い場所に設置された事例である。また、駅間が長いことが前提となるが、既存路線同士が近接している事例として横須賀線の武蔵小杉駅、新線と交差する事例として東武野田線の流山おおたかの森駅が挙げられる。

表 2-1　首都圏における都市鉄道の新駅設置箇所

会社名	路線名	駅名	所在地	開業日
東京メトロ	東西線	妙典	千葉県市川市	2000年1月
東急電鉄	こどもの国線	恩田	横浜市青葉区	2000年3月
JR東日本	京浜東北線・宇都宮線	さいたま新都心	埼玉県さいたま市	2000年4月
東武電鉄	東武東上線	つきのわ	埼玉県比企郡	2002年3月
小田急電鉄	小田急多摩線	はるひ野	神奈川県川崎市	2004年12月
東武鉄道	東武野田線	流山おおたかの森	千葉県流山市	2005年8月
JR東日本	武蔵野線	越谷レイクタウン	埼玉県越谷市	2008年3月
JR東日本	南武線	西府	東京都府中市	2009年3月
JR東日本	川越線	西大宮	埼玉県さいたま市	2009年3月
JR東日本	横須賀線	武蔵小杉	神奈川県川崎市	2010年3月
JR東日本	武蔵野線	吉川美南	埼玉県吉川市	2012年3月

一般的に、新駅が設置される際には、駅周辺の開発事業も同時に計画されることが多い。開

[1] 駅データベース（http://www.trainfrontview.net/sdb/stadata.htm）をもとに作成。

発事業の中でも面的整備が可能な土地区画整理事業が最も多く行われている。事例は少ないが、武蔵小杉駅で行われている市街地再開発事業は、駅周辺の高度利用が可能な開発事業である。また、ここ数年では JR 東日本の路線で設置される事例が多くなっている傾向がある[2]。

2.2 新駅設置の形態分類

表 2-1 にある新駅設置一覧において、新駅が設置される際の形態を整理すると、乗り入れ線のある場合と乗り入れ線のない場合の 2 種類に分類することができる。図 2-1 は新駅設置の 2 種類の形態を示したものである。乗り入れ線がない場合は、既存駅の駅間に中間駅として設置される形態であり、表 2-1 にある新駅の大部分は乗り入れ線のないケースである。また、乗り入れ線のある場合は、新駅が設置された路線と別の路線が新駅に乗り入れている形態であり、横須賀線の武蔵小杉駅や東武野田線の流山おおたかの森駅がこのケースに当たる。乗り入れ線のある場合は、新駅設置の効果が駅周辺地域だけでなく乗り入れている路線沿線にも及ぶ可能性がある。

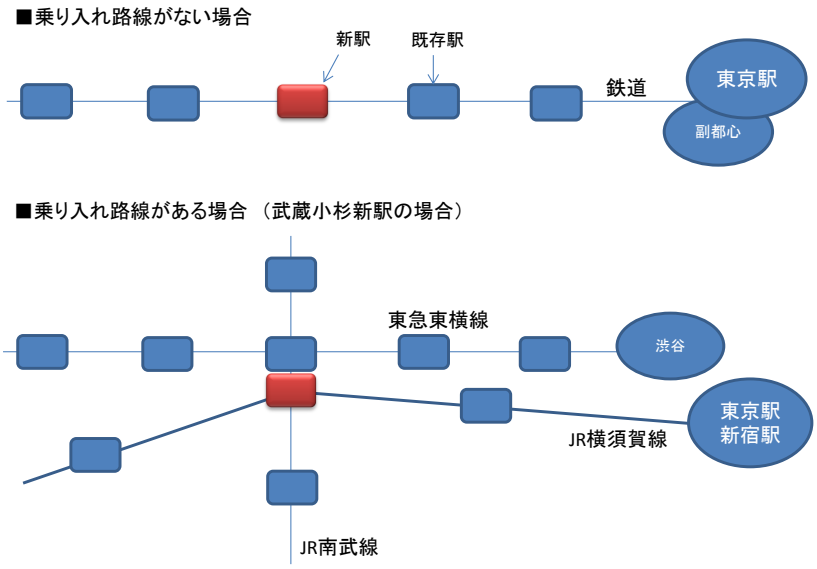


図 2-1 新駅設置の形態分類

2.3 新駅設置の費用負担

首都圏における鉄道事業の大部分は民間企業によって運営されており、新駅設置後も民間企業である鉄道会社が駅を所有し運営を行うこととなる。したがって、鉄道会社が自らのサービス提供のために必要な駅の設置費用は鉄道会社が負担するべきだという見解が一般的だと思われる。この考え方は、鉄道会社の判断、つまり市場原理に基づき新駅の供給数を決定することを前提としている。しかし、鉄道事業は規模の経済が働き自然独占になりやすいため市場の失敗が生じ、新駅の供給数が社会的に最適な水準によりも過少となる可能性がある。したがって、

[2] JR 東日本グループ経営構想（2012 年 10 月）では首都圏ネットワーク充実のため、地元自治体と連携しながら戦略的に新駅を設置することが謳われている。

市場には任せず、政府が介入して新駅を供給することが正当化される[3]。

現在、新駅設置に関する費用負担のルールが制度化されていないため、その負担方法は受益者負担を原則としているものの、それぞれの地域ごとに個別の協議が行われているのが現状である。表 2-1 にある新駅の事例では、新駅の設置を要望した自治体が費用を負担している例が多い。また、新駅設置に合わせて周辺で開発事業が行われているため、土地区画整理事業の施行者（都市再生機構、事業組合等）や再開発事業に参加しているデベロッパーが負担している例も多い。鉄道会社においては、新駅建設そのものではなく新駅設置に伴い必要となる利便性向上施策に対する費用負担を行っている例が多い。いずれも受益者負担の原則に基づき費用を負担しており、市町村であれば地価の上昇に伴う固定資産税の増収、デベロッパーであれば地価上昇に伴う分譲益、鉄道会社であれば利用者増による運賃収入増が負担の根拠となっている。

3　新駅設置の外部効果に関する理論分析

本章では、新駅設置における外部効果について理論的側面から分析を行い、政府の介入根拠を明らかにした上で、政府介入後の便益のスピルオーバーについて考察する。

3.1　自然独占と価格規制

鉄道事業は固定費が大きく規模の経済が働くため自然独占になりやすい産業である。自然独占には、供給量が過小になるという効率性の問題と独占企業に超過利潤が発生するという公正の問題がある。特に効率性の問題は、図 3-1 で示すような死荷重（DWL）が生じることを意味しいている。社会的に最も効率的な資源配分は F 点で決定される輸送量 Q_{MC} と価格 P_{MC} である（限界費用価格形成原理）。しなしながら、独占企業は限界収入曲線と限界費用曲線との交点で供給量 Q_M を決定するため、F 点での供給量 Q_{MC} よりも過少となる。このため、現在の日本では鉄道会社が独占価格 P_M を設定できないように、政府が運賃に上限規制を設けている。しかし、固定費が大きい鉄道産業の場合、平均費用が限界費用を上回るため、価格が P_{MC} だと鉄道会社は赤字になってしまう。現在の日本で導入されている価格規制は総括原価方式による上限規制であるが、この規制は図 3-1 の S 点に対応するものであり、平均費用による価格が設定されるため、限界費用価格形成原理に比べて死荷重は発生するものの企業は赤字にならず収支均衡が実現できる制度設計となっている。

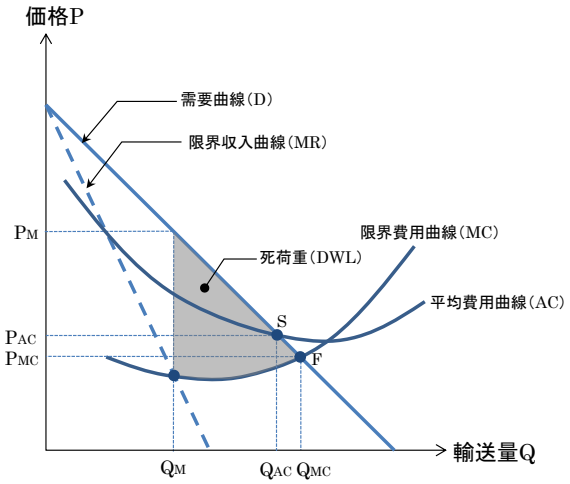


図 3-1　独占企業の価格設定

[3] 詳細は第 3 章を参照。

総括原価方式は企業に超過利潤を発生させない価格設定方式である。図 3-2 は総括原価の内容を示したものである[4]。総括原価の人件費・経費についてはヤードスティック方式により他社の実績が採用される。そのため他社より自社の方が低い費用で経営を行っている場合はその差額分が報酬となる。逆に自社の費用が他社より高い場合はペナルティとなり他社の水準まで経営改善を行うインセンティブが働く。また、諸税・減価償却費は自社の実績を計上する。事業報酬はレートベース方式により借入金利や公社債利回り等を使って資本調達コストを計算する。総括原価方式は、このように算出された原価を上限として運賃を設定する制度である。

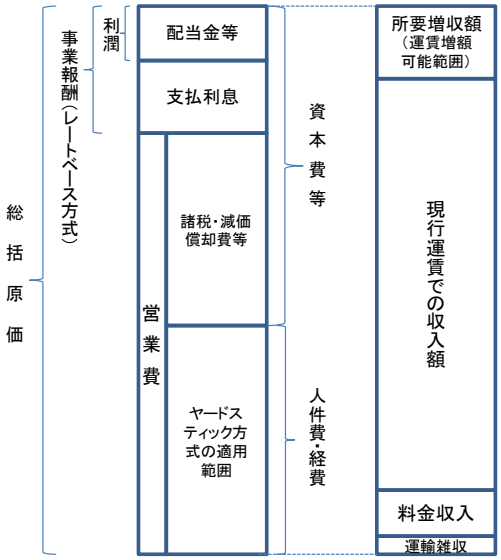


図 3-2　総括原価方式による運賃上限規制

3.2　一般化費用と消費者余剰

交通による移動は基本的にそれ自体からは効用が生じないため、交通経済学において移動は費用と考えられる[5]。移動に関するあらゆる費用を一般化費用と呼び、交通利用者は一般化費用が最も小さい交通手段を選択する。一般化費用は、運賃、所要時間、頻度、確実性、安全性、快適性など様々な項目を費用として金銭換算したもので次のように表すことができる。

一般化費用＝運賃＋時間費用(所要時間×時間価値)＋頻度＋確実性＋安全性＋快適性　等

新駅が設置されると駅を利用する人は大きな恩恵を受けるが、この恩恵は消費者余剰と言い換えることができる。新駅設置によって消費者余剰が増加する理由は、一般化費用が減少するためである。新駅が設置されることにより、利用者は鉄道駅までの所要時間を減らすことができる一方で、運賃については最寄駅へのアクセス時間に関係なく設定されているため、駅までの所要時間が短い場所に住んでいる利用者の余剰は大きくなり、駅から離れるに従ってその余剰は小さくなる。

鉄道の運賃は総括原価方式により価格の上限が設定されており、その上限以内であれば自由に価格を設定できる制度になっている。総括原価の内容は図 3-2 のとおりであり、諸税・減価償却費等は自社の実績が使われる。したがって、減価償却費を総括原価へ反映させることにより、資本投資は運賃で回収する前提となっている。しかしながら、新駅等の鉄筋コンクリート建造物の法定耐用年数は 38 年であり、新駅設置費用の大部分を長期間（38 年）かけて回収することになる。つまり、資本投資の回収期間が長期に渡るため、運賃に反映されにくい仕組み

[4] 国土交通省 HP（http://www.mlit.go.jp/common/000219676.pdf）をもとに作成。
[5] 移動自体が目的の場合を除く。

になっている[6]。また、レートベース方式（公正報酬率規制）については、金本（1995）は、鉄道会社が不動産事業等の兼業を行う場合、政府は公正報酬率を真の資本コストより低く設定できるため、理論的には運賃が限界費用を下回る可能性があると指摘している[7]。その場合、鉄道利用者の消費者余剰はより大きくなる。

以上のような理由により、鉄道会社が新駅を設置した場合、駅周辺に住んでいる利用者には大きな消費者余剰が発生する。図 3-3 は一般化費用の減少に伴って消費者余剰が増加することを示している。新駅設置以前は最寄駅までバスで通勤していた人を想定すると、設置前の主な一般化費用 C_B は、バスの運賃とバスの所要時間である。新駅設置後には徒歩で駅まで行くことができるようになったため設置後の一般化費用 C_A は設置前の C_B と比較して、バスの運賃が必要なくなり、駅までの所要時間が短縮されて、頻度や確実性の費用も減少する。雨の日や猛暑日にはバスよりも徒歩の費用の方が高い場合もあるが、一般化費用全体では C_B から C_A へ減少することになり、図のような消費者余剰が発生することとなる。このような消費者余剰は新駅周辺のみに発生するため、地方公共財と同様に便益の及ぶ範囲が空間的に限定されることが大きな特徴である。

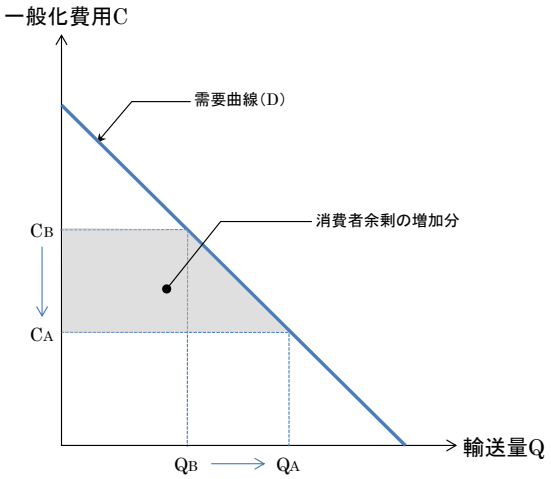


図 3-3　一般化費用と消費者余剰の関係

3.3　新駅設置の外部効果

鉄道建設や新駅設置のような社会資本投資は近隣地域の地価を上昇させる外部効果があると言われている。このような社会資本整備によってもたらされた地価上昇は一般的に「開発利益」と呼ばれているが、開発利益の厳密な定義は存在しない。開発利益の定義については開発利益還元制度研究会[8]によって次の 3 つに分類されている[9]。

① 開発行為によって生じるすべての便益
② 技術的外部効果
③ 上記①及び②の中でも市場で具現化した土地・住宅価格の上昇

本研究では③の考え方に基づいて、新駅設置による外部効果を「土地価格の上昇として具現化した開発利益」と定義する。

---

[6] 同じ額の投資でも耐用年数の短い資本投資に比べて減価償却費は少額となる。
[7] 鉄道単独の運営では赤字となるが、不動産事業等の兼業部門でカバーできるため鉄道事業からの撤退は起こらない。
[8] 建設省土木研究所からの受託調査（平成 4,5 年）に基づき㈶日本不動産研究所が設置した有識者研究会。
[9] 開発利益還元制度研究会（1995）による。

図 3-4 は新駅設置が地価に反映されるまでの流れを示した図である。新駅設置による便益は大きく分けて鉄道利用者の一般化費用削減と間接的受益者の便益向上が考えられる。駅を利用する人は一般化費用を削減できるため、駅近くの居住者ほど大きな消費者余剰が発生する。また、間接的受益者としては、駅まで車でアクセスしていた人が徒歩で通えるようになることで車の渋滞や排気ガスが減り、普段は駅を使わない人でもいざという時に使える安心感が醸成されるといった技術的外部性が発生する[10]。これらの便益が地域の魅力を向上させるため、キャピタリゼーション仮説（資本化仮説）を前提とした場合、新駅設置による便益は地価に帰着することになる[11]。このようにして生じた地価上昇を開発利益と呼ぶこととする。また、新駅設置により地価が上昇する地域がある一方で地価が下落する地域も出てくる可能性がある。これは、人口流出による土地市場を通じた下落である。

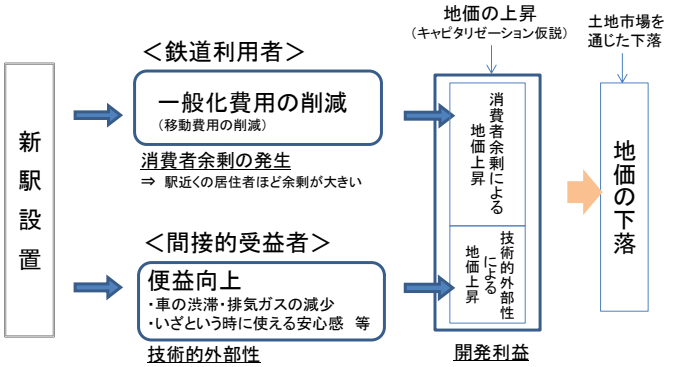


図 3-4　新駅設置による地価変動のフロー図

3.4　新駅設置に対する政府介入の根拠

鉄道の新駅設置のように大きな外部効果が発生する場合は、空間的な広がりを考慮して経済分析を行う必要がある。金本（1992a）は、空間的な広がりを考慮した都市鉄道のモデル用いてヘンリー・ジョージ定理を次のよう表現している。

ヘンリー・ジョージ定理：住宅地の最適人口（鉄道の最適路線数）が達成されるのは、限界費用に等しい価格を設定したときの鉄道の赤字が住宅地の地代総額に等しくなるときである。

また、鉄道のような社会資本整備の便益は、キャピタリゼーション仮説によって周辺の土地価格に帰着することが知られている。ヘンリー・ジョージ定理が社会資本の総費用と総地代の関係を扱っているのに対して、キャピタリゼーション仮説は社会資本を限界的に増加させたときの地代（地価）の上昇を扱う点が異なっている[12]。さらに金本（1992a）は、キャピタリゼーション仮説を鉄道整備に適用して、以下のようなデベロッパー定理を導出している。

デベロッパー定理：鉄道会社がデベロッパーとして住宅開発を行い、住宅地代を吸収する場合には、効用水準を所与として行動する競争的鉄道会社は限界費用に等しい運賃を設定する。また、このような鉄道会社の自由参入によって、最適な路線数が達成される。

つまり、鉄道会社がデベロッパーとして住宅開発を行い、開発利益を吸収することによって効

[10] 竹内（2008）は、交通を利用しない人の安心感を「利用可能性」として、交通サービスの特性の一つに挙げている。
[11] キャピタリゼーション仮説については金本（1997）が詳しい。
[12] 金本（1997）pp.242 による。

率的な資源配分が達成されることになる[13]。

以上のような議論は鉄道の新駅に対しても適用が可能である。新駅の周辺に鉄道会社が土地を所有しデベロッパーとして開発利益を地代収入として回収できるのであれば、利用料を限界費用価格で設定できるため社会的に最も効率的な資源配分が達成され、かつ新駅の供給数も最適となる。しかしながら現実には、鉄道会社が新駅周辺の土地を所有していない場合が多く、開発利益を吸収できないため社会的に最適な数の新駅は供給されない。図 3-5 は、新駅のような社会資本の整備において、限界費用で料金を徴収した際に発生する赤字額を示した図である。平均費用曲線が需要曲線（私的価値）よりも上方にあるため、どのような利用者数を確保しようとも赤字となり新駅は供給されない[14]。しかし、F 点で供給を行う場合には、消費者余剰は三角形 TFP_{MC} となり図中の赤字の面積よりも大きくなる。したがって、社会全体として便益が発生しているため、赤字を補填して新駅を供給する方が望ましい。このように、鉄道会社に任せたままでは新駅が供給されない場合でも、社会的には新駅を設置することが望ましいケースがあることから、開発利益を鉄道会社へ還元する政策として政府の介入が正当化される。もちろん、図 3-4 で示した技術的外部性に対しても政府が介入する根拠となる[15]。

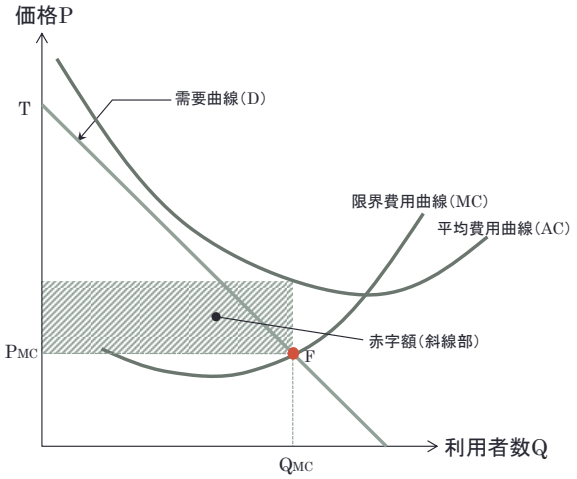


図 3-5　限界費用価格と赤字補填

一般的に、新駅設置のような社会資本整備の外部効果である地価の上昇は金銭的外部性であると言われており、金銭的外部性は市場の機能を歪めないため政府の介入根拠にはならないと考えられている。しかし、これまで述べてきたように新駅設置による地価の上昇分を、政府が介入して鉄道会社に還元することが正当化されるのであれば、地価の上昇分は技術的外部性と同様の特性を持つこととなる。このようにして政府の介入根拠を見てみると、外部性や独占、公共財といった市場の失敗に対する政府の介入根拠は相互に関わり合っており、市場の捉え方によって様々に形を変えて出現するものだと理解することができる[16]。一方、地価の下落については、土地市場を通じた下落であり市場の機能を歪めないため政府の介入は正当化されない。したがって、地価下落分を地権者に補償する必要はなく、また地権者は損害を請求する権利を有するものではない[17]。

---

[13] 鉄道会社がデベロッパーを兼ねた事例として 1950 年代における東急電鉄の田園都市線沿線開発が挙げられる。

[14] 利潤＝（価格－平均費用）×利用者数＜0

[15] 政府の介入根拠にはこの他にも情報の不確実性（長期的な需要予測の困難性）が挙げられる。

[16] 山内（2000）は社会資本の供給が過少に陥る理論は一様なものではないことを指摘している。

[17] 奥野・黒田（1996）は人口流出による負の開発利益とその補填が社会問題化する可能性に触れているが、これは公平性の観点からの指摘であり価値判断が必要となることから、本研究では資源配分の効率性についてのみ扱うこととする。

3.5 政府補助と便益のスピルオーバー

社会的に最適な社会資本の供給が行われるためには開発利益が供給主体に還元される必要がある。開発利益の還元については、公平性の観点からその必要性に言及されることが多いが、偏在した利益を吸収することは公平性の観点から正当化されても、それを供給主体に還元することは理論的に正当化されない。なぜならば、吸収した利益を他の分野へ支出することも可能だからである。しかし、これまで述べてきたデベロッパー定理によれば、地域間に競争が働くことで効率的な利用料設定と投資が行われることになり、開発利益を社会資本の供給者に還元することが資源配分の効率性の観点から望ましいことが分かる[18]。

新駅設置に関する開発利益の還元策については次の 3 つが考えられる。

① 鉄道会社による土地所有
② 直接的徴収
③ 間接的徴収

①については、鉄道会社が土地からの地代収入や分譲利益を得ることによる開発利益の内部化である。②については、新駅計画地周辺の地権者から負担金を徴収する方法である。主に請願駅のような地元からの要望に基づく新駅であり、複数の地権者から徴収する場合もあれば土地区画整理事業の施行者のように組織の代表者から徴収する場合もある。③については、地元自治体が新駅設置による地価上昇分を固定資産税で回収できるため、地価上昇分を補助金として鉄道会社に還元するケースである。①、②は鉄道会社が土地所有者と協議をして開発利益を内部化するものであるが、鉄道会社が駅周辺の土地を買収することや駅周辺の地権者に負担を求めることは取引費用が大きくなることから現実的には困難な場合が多い。請願駅のような場合でも、地元関係者が多数いる場合は関係者間の負担額を決定するには相当な取引費用が発生することになる。したがって、開発利益の還元策としては③の間接的徴収が最も現実的な方法と考えられる。

このように、新駅設置による開発利益を鉄道会社自身が内部化することが困難な場合は、政府が介入して鉄道会社へ開発利益を還元することが正当化される。現在の新駅設置に対する負担方法は駅の設置個所である自治体が単独で補助を行う場合が多いが、外部効果が広範囲に及ぶ場合には便益が近隣の自治体にスピルオーバーする可能性もある。その場合、近隣自治体は、受益者であるにもかかわらずその申告を行うインセンティブが働かないため、社会的に望ましい水準よりも新駅の供給が過少になる可能性がある。これは公共財の供給と同様に典型的なフリーライダー問題である[19]。経済学における純粋公共財の定義は“競合性がなく、かつ排除可能性がない”ことであるが、複数の自治体が費用を負担して設置する新駅についても同様の特性を見ることができる。駅を利用する人が A 市の住民でも B 市の住民でも利用可能であり、駅の利用というサービスを同時に消費することが可能であるため競合性がない[20]。また、どちら

[18] 山内（2008）は開発利益還元の根拠には、資源配分上の効率性と所得配分上の考慮（公平性）があることを指摘している。
[19] 竹内（2008）は新駅設置を例に自治体間の交渉が囚人のジレンマに陥ることを解説している。
[20] ただし、利用が困難なほど混雑が発生している場合は非競合性の条件は成立しない。

か一方の市の住民だけが利用して他方は排除するような利用方法は現実的には不可能であり、費用を負担していない市の住民だけを排除することはできないため排除可能性がない。つまり、複数の自治体が費用負担を行う新駅は「非競合性」と「排除不可能性」の性質を同時に満たすこととなり、自治体間の協議に任せたままでは新駅の設置数が過少となる。図 3-6 は、新駅設置における便益が 2 つの自治体に波及する場合の新駅設置数を示した図である[21]。2 つの自治体が費用を負担する場合、次の 2 つのケースによって新駅の設置数が異なる。

ケースⅠ（図中 A 点）　：　両市に費用負担協議を任せた場合
⇒新駅は Q_A まで設置される

ケースⅡ（図中 F 点）　：　費用負担に関して必要な政策が導入された場合
⇒新駅は Q_{MC} まで追加して設置される（①＋②≧③）

ケースⅠは、A、B 両市が費用負担協議を行ったとしても B 市は自らの便益を申告するインセンティブを持たないので、A 市が自らの需要曲線に基づき供給量を決定する場合である。この場合、B 市は費用を負担せずに新駅設置の便益を享受しているフリーライダーであり、社会的に望ましい供給水準 Q_{MC} よりも新駅の供給数が過少となっている。

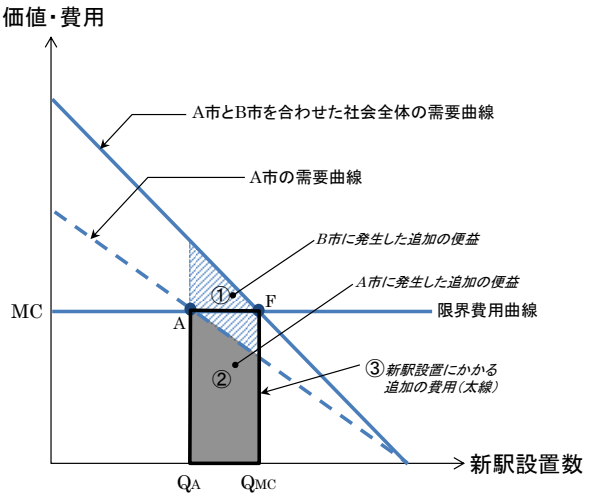


図 3-6　便益が 2 つの自治体に及ぶ場合の最適供給数

ケースⅡは、費用負担に関する必要な政策が導入されているため、社会的に最適水準の新駅設置数 Q_{MC} が実現できている場合である。A 市には②の便益が発生しているが、追加で必要となる設置費用③を A 市単独では負担しきれない。したがって、フリーライドしている B 市に追加で発生する便益①を負担させることで社会的には①＋②の便益が顕在化し、③の設置費用に充当できるため社会的に最適な供給数が実現可能となる。しかし問題となるのは、費用負担のインセンティブを持たない B 市に費用を負担させる方法である。公共財の一般的な解決方法は市場のプレーヤーではない政府が介入して政府自らが最適数まで供給することである[22]。新駅設置の費用負担に関しては、これまで述べてきたとおり固定資産税によって開発利益を回収して、供給主体に還元することを前提としているため、固定資産税の課税主体である自治体が費用負担者であることが望ましい。したがって、ケースⅡを実現するためには、A 市と B 市の適正な費用負担割合を決定するための政策を導入する必要がある。

[21] 公共財のため需要曲線を縦に足し合わせている。
[22] この場合にも政府の失敗が生じる可能性がある。

4　新駅設置の外部効果に関する実証分析方法

本章では、前章において示した理論分析に基づき、新駅設置の外部効果に関する実証分析の対象や方法、推計モデルについて述べる。

4.1　分析対象と方法

分析対象は、乗り入れ線のない新駅の事例として南武線の西府駅（東京都府中市）、乗り入れ線のある新駅の事例として横須賀線の武蔵小杉駅（神奈川県川崎市）とする。新駅設置の効果を実証するにあたって、新駅設置前と設置後を比較する方法が考えられるが、単純に設置前後を比較した場合、新駅設置による効果なのか、社会全体のマクロ的な変化なのかを判別できないという問題がある。本研究の目的は、新駅設置が周辺地価に与える影響のみを観察し分析することであるため、DID 推定（Difference-in-Difference Estimator）を用いて地価の変動を調べることとする。DID 推定は、もともと共通のトレンドを持ったグループについて、政策（新駅設置）の影響を受けたグループ（Treatment group）と政策の影響を受けなかったグループ（Control group）とに分類し、政策前後でそれらを比較することによりあたかも実験を行うかのような検証ができる手法であり、自然実験または準自然実験と呼ばれる手法である。トリートメントグループとコントロールグループは全く同一の特性を持った主体である必要はないが、政策導入前のトレンドが同じであることを前提としている。この前提条件のもとに推計を行うことで、新駅設置が地価へ与える効果のみを抽出することが可能となる。

4.2　推計モデル（基本形）

推計モデルは、新駅設置前後における地価の変動を推計するため次式を用いる。

$$\ln LP_{it} = \alpha + \beta_1 AD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 AD_t \times TG_i + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it}$$

ここで、AD_t は設置時期ダミーであり、新駅設置前後の効果を時期によって区別する変数である。一般的に駅のような社会資本は開業する以前から地価が上昇する傾向が見みられる[23]。したがって、本研究では自治体と鉄道会社の間で施行協定が締結され新駅設置の情報が公になった時期を境にして、それ以降を 1 とし、それ以前には 0 を取るダミー変数とする。また、TG_i はトリートメントグループダミーであり、新駅設置の影響を受けたグループを設定し、そのグループであれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数とする。

設置時期ダミーAD_tとトリートメントグループダミーTG_iの交差項は、新駅設置後でかつ新駅設置の影響を受けたグループの効果を表した変数である。したがって、この項の係数を推計することにより新駅設置が地価に与えた影響を把握することができる。

また、X_iはヘドニック・アプローチ[24]により地価を構成する要素である説明変数を表しており、本研究では敷地面積（㎡）、最寄駅までの距離（m）、山手線主要駅までの時間（分）、

[23] 山村・坂田・肥田野（1994）は鉄道整備に伴う地価のアナウンスメント効果について論じている。
[24] ヘドニック・アプローチについては、金本（1992b）が詳しい。

容積率（%）を採用している[25]。αは定数項、β、γは係数、ε_{it}は誤差項である。

被説明変数$\ln LP_{it}$には地価の対数を採用しており、使用するデータは2003年から2012年までの住宅系用途の公示地価（円／㎡）である[26]。

5　新駅設置の外部効果に関する実証分析結果と考察

本章では、乗り入れ線のない新駅として西府駅、乗り入れ線のある新駅として武蔵小杉駅を対象として、DID 推定を用いて実証分析を行う。また、得られた結果に対して考察を行う。

5.1　乗り入れ線がない新駅の実証分析（西府駅の場合）

（1）西府駅の概要

西府駅は、2006 年に府中市、土地区画整理組合、JR 東日本の三者により施行協定が締結され、2009 年 3 月に開業した駅である。東京都府中市に位置しており、南武線の分倍河原駅と谷保駅の中間に設置された。隣接駅からの距離は、分倍河原駅から 1.2km、谷保駅から 1.6km となっている。

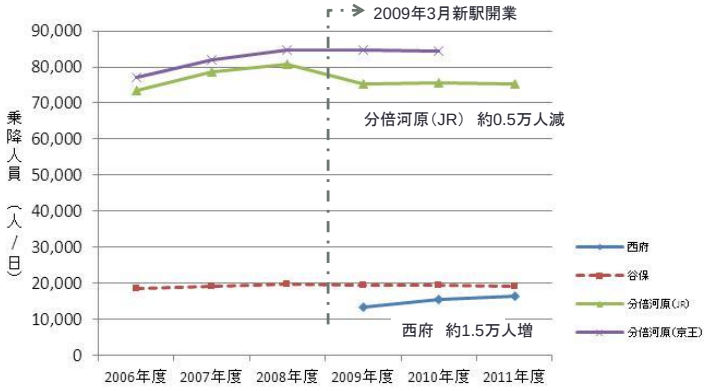


図 5-1　西府駅と隣接駅の乗降人員の推移

図 5-1 は西府駅と分倍河原駅、谷保駅の乗降人員の推移を表した図である[27]。西府駅開業後、年間約 1.5 万人が西府駅を利用している。また、西府駅開業後、分倍河原駅（南武線）の乗降人員が約 0.5 万人減少しており、一般的に駅勢圏は 1.5km 程度と言われているため西府駅への移転による減少と考えられる[28]。谷保駅、分倍河原駅（京王線）の乗降人員にはほとんど変化が見られない。

（2）推計モデル

推計モデルは、西府駅の設置効果を分析するため、第4章で示した基本式をもとに次式を用いる。

$$\ln LP_{it} = \alpha + \beta_1 AD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 AD_t \times TG_i \times \text{西府駅ダミー}_i + \beta_4 AD_t \times TG_i \times \text{分倍河原駅ダミー}_i + \beta_5 AD_t \times TG_i \times \text{谷保駅ダミー}_i + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it}$$

---

[25] 山手線主要駅（（新宿、渋谷、品川）までの所要時間はえきねっと乗換・運賃案内（JR 東日本 HP）により、平日 8：30 に主要駅に到着する条件で検索した最短所要時間を採用している。

[26] 国土数値情報ダウンロードサービス（国土交通省 HP）より取得。

[27] 乗降人員は鉄道各社の HP を参照。JR 東日本は乗車人員を公表しているため乗降人員＝乗車人員×2 とした。

[28] 東京都市圏パーソントリップ調査では、徒歩・自転車を使って駅を利用する人の約 90%が駅から 1.5km 以内に移動しているため、駅勢圏を 1.5km としている。

西府駅の設置効果を分析するため西府駅とその隣接駅のダミー変数を設定した。ADt は施行協定締結後の 2007 年以降を 1 とし、2006 年以前を 0 とした設置時期ダミー変数である。また、Xi は第 4 章で設定した変数に、西府駅、分倍河原駅、谷保駅の各駅のダミー変数を追加したものである。分析対象範囲は、西府駅が位置する府中市とその隣接市である国立市、稲城市、調布市とした。トリートメントグループは西府駅、分倍河原駅、谷保駅を最寄駅とした地域とし、コントロールグループは、分析対象範囲のうちトリートメントグループ以外の地域とした。

各変数の基本統計量は表 5-1 のとおりである。

表 5-1　基本統計量（西府駅と隣接駅の分析）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（公示地価）	12.501	0.234	11.878	13.142
設置時期ダミー	0.600	0.490	0	1
トリートメントグループダミー	0.083	0.277	0	1
西府駅ダミー	0.037	0.189	0	1
分倍河原駅ダミー	0.037	0.189	0	1
谷保駅ダミー	0.009	0.096	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*西府駅ダミー	0.022	0.147	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*分倍河原駅ダミー	0.022	0.147	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*谷保駅ダミー	0.006	0.074	0	1
敷地面積	164.602	48.220	90	360
最寄駅までの距離	989.074	702.918	60	3800
山手線主要駅までの時間	41.556	6.498	17	52
容積率	104.815	43.235	60	200

(3)　推計結果と考察

推計モデルに基づいて推計した結果を表 5-2 示す。

表 5-2　推計結果（西府駅と隣接駅の分析）

被説明変数	ln（公示地価）	
説明変数	係数	標準誤差
設置時期ダミー	0.0460 ***	0.0126
トリートメントグループダミー	−0.1252 ***	0.0507
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*西府駅ダミー	0.0394	0.0642
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*分倍河原駅ダミー	0.0330	0.0642
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*谷保駅ダミー	0.0258	0.1265
敷地面積	0.0016 ***	0.0001
最寄駅までの距離	−0.0001 ***	0.0000
山手線主要駅までの時間	−0.0080 ***	0.0010
容積率	0.0011 ***	0.0001
定数項	12.5171 ***	0.0513
駅ダミー	省略	
観測数	1080	
自由度調整済決定係数	0.3056	

※　***、**、*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。

西府駅で約 4%、分倍河原駅と谷保駅で約 3%程度の地価上昇が見られるが、いずれも統計的

に有意な値になっていない。また、敷地面積と容積率は有意に正の値を示し、最寄駅までの距離と山手線主要駅までの時間は有意に負の値となっているため、予想される結果と整合的である。西府駅の推計結果が有意にならなかった理由として、新駅の設置効果が駅に近い場所に限定され局所的には地価が上昇している可能性があるものの、駅から離れた場所では新駅の効果が及ばず、西府駅全体としては統計的に有意な結果が得られなかったと考えられる。

5.2　乗り入れ線がある新駅の実証分析（武蔵小杉駅の場合）

（1）武蔵小杉駅の概要

武蔵小杉駅は、2006 年に川崎市、住宅デベロッパー、JR 東日本の三者により施行協定が締結され、2010 年 3 月に開業した駅である。神奈川県川崎市中原区に位置しており、横須賀線の新川崎駅と西大井駅の中間に設置された。西府駅とは異なり、武蔵小杉新駅は東横線と南武線の武蔵小杉駅と接続されたことで、乗り入れ線がある新駅となった。隣接駅からの距離は、東横線の新丸子駅から 0.5km、元住吉駅から 1.3km となっており、南武線の向河原駅から 0.9km、武蔵中原駅から 1.7km となっている。



図 5-2　武蔵小杉駅の乗降人員の推移

図 5-2 は武蔵小杉駅に乗り入れている路線を持つ JR 東日本と東急電鉄の乗降人員の推移を示している。新駅開業後、JR 東日本の乗降人員は約 5 万人増加し、東急電鉄の乗降人員は約 1.5 万人減少している。横須賀線は東京駅や新宿駅といったターミナル駅に乗り入れいているため、新駅設置前には東横線を利用していた人が都心へ速達性のある横須賀線に乗り換えたためと考えられる。

図 5-3 は武蔵小杉駅の隣接駅である新丸子駅、元住吉駅、向河原駅、武蔵中原駅の乗降人員の推移を表した図である。武蔵小杉駅開業後、東横線の 2 駅（新丸子、元住吉）は減少傾向、南武線の 2 駅（向河原、武蔵中原）は増加傾向にある。東横線 2 駅については、新駅設置前は東横線の駅を利用していた人が、新駅設置後は横須賀線を利用するため直接武蔵小杉駅にアクセスしたことで乗降人員が減少したと考えられる。また、南武線 2 駅については、新駅設置前は鉄道を利用していない人が、新駅設置後は横須賀線を利用するため南武線に乗車していることで乗降人員が増加したと

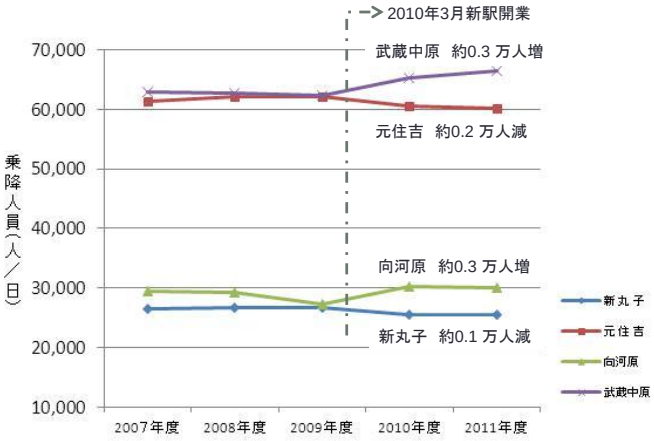


図 5-3　武蔵小杉駅隣接駅の乗降人員の推移

考えられる。

（2）推計モデル

・ケース①　武蔵小杉駅と隣接駅に関する分析

推計モデルは、武蔵小杉駅の設置効果を分析するため、第4章で示した基本式をもとに次式を用いる。

$$\begin{aligned} \ln LP_{it} = {} & \alpha + \beta_1 AD_t + \beta_2 TG_i \\ & + \beta_3 AD_t \times TG_i \times \text{武蔵小杉駅ダミー}_i + \beta_4 AD_t \times TG_i \times \text{新丸子駅ダミー}_i \\ & + \beta_5 AD_t \times TG_i \times \text{元住吉駅ダミー}_i + \beta_6 AD_t \times TG_i \times \text{向河原駅ダミー}_i \\ & + \beta_7 AD_t \times TG_i \times \text{武蔵中原駅ダミー}_i + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \cdots (1)$$

武蔵小杉駅の設置効果を分析するため武蔵小杉駅とその隣接駅のダミー変数を設定した。AD_t は施行協定締結後の 2007 年以降を 1 とし、2006 年以前を 0 とした設置時期ダミー変数である。また、X_i は第 4 章で設定した変数に、武蔵小杉駅、新丸子駅、元住吉駅、向河原駅、武蔵中原駅の各駅のダミー変数を追加したものである。トリートメントグループは武蔵小杉駅、新丸子駅、元住吉駅、向河原駅、武蔵中原駅を最寄駅とした地域に設定した。コントロールグループについては、都心方面へ乗り入れる私鉄と東西に走る JR の交差駅という武蔵小杉駅が持つ特性と同様の特性を持った登戸駅と町田駅を選定し、それぞれの駅が位置している川崎市多摩区と町田市に設定した。

各変数の基本統計量は表 5-3 のとおりである。

表 5-3　推計式（1）の基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（公示地価）	12.102	0.324	11.305	13.052
設置時期ダミー	0.600	0.490	0	1
トリートメントグループダミー	0.133	0.339	0	1
武蔵小杉駅ダミー	0.018	0.132	0	1
新丸子駅ダミー	0.009	0.094	0	1
元住吉駅ダミー	0.044	0.206	0	1
向河原駅ダミー	0.009	0.094	0	1
武蔵中原駅ダミー	0.053	0.224	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*武蔵小杉駅ダミー	0.011	0.103	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*新丸子駅ダミー	0.005	0.073	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*元住吉駅ダミー	0.027	0.161	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*向河原駅ダミー	0.005	0.073	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*武蔵中原駅ダミー	0.032	0.176	0	1
敷地面積	179.974	54.794	80	408
最寄駅までの距離	1474.867	979.208	270	5300
山手線主要駅までの時間	28.630	6.589	16	43
容積率	126.372	55.981	80	200

・ケース②　沿線に関する分析

推計モデルは、武蔵小杉駅の設置効果を市町村別で沿線に渡って分析するため、第4章で示した基本式をもとに次式を用いる。

$$\begin{aligned} \ln LP_{it} = {} & \alpha + \beta_1 AD_t + \beta_2 TG_i \\ & + \beta_3 AD_t \times TG_i \times 川崎市ダミー_i \times 東横線ダミー_i \\ & + \beta_4 AD_t \times TG_i \times 横浜市ダミー_i \times 東横線ダミー_i \\ & + \beta_5 AD_t \times TG_i \times 南武線ダミー_i \\ & + \beta_6 AD_t \times TG_i \times 市営地下鉄ダミー_i \\ & + \beta_7 AD_t \times TG_i \times 横浜線ダミー_i \\ & + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \cdots (2)$$

武蔵小杉駅の設置効果を沿線に渡って分析するため、新駅の影響を受けると想定される東横線（新丸子～白楽)、南武線（鹿島田～武蔵溝ノ口)、横浜市営地下鉄グリーンライン（日吉本町～北山田、以下、「市営地下鉄」という。)、横浜線（大口～鴨居）の各路線ダミー変数を設定した。なお、新駅設置が沿線に及ぶ効果を分析するため、東横線、南武線の沿線ダミーに武蔵小杉駅は含めない。AD_tは施行協定締結後の2007年以降を1とし、2006年以前を0とした設置時期ダミー変数である。X_iは第4章で設定した変数に、川崎市ダミー、横浜市ダミーの市町村ダミー変数と東横線、南武線、市営地下鉄、横浜線の各路線のダミー変数を追加したものである。トリートメントグループは沿線ダミー変数として設定した路線の駅を最寄駅とする地域に設定した。コントロールグループについては、都心へ乗り入れる私鉄とJR線が交差するというトリートメントグループが持つ特性と同様の特性を持った小田急線（登戸～町田)、南武線（津田山～南多摩)、横浜線（成瀬～橋本）の駅を最寄駅とする地域に設定した。設置時期ダミーAD_tとトリートメントグループダミーTG_i、市町村ダミー、沿線ダミーの交差項は、新駅設置後でかつ新駅設置の影響を受けたグループの効果を市町村別､沿線別に表した変数である｡したがって、この項の係数を推計することにより新駅設置が地価に与えた影響を市町村別、沿線別に把握することができる。

各変数の基本統計量は表 5-4 のとおりである。

表 5-4　推計式（2）の基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（公示地価）	12.206	0.285	11.305	13.052
設置時期ダミー	0.600	0.490	0	1
トリートメントグループダミー	0.337	0.473	0	1
川崎市ダミー	0.139	0.346	0	1
横浜市ダミー	0.198	0.398	0	1
東横線ダミー	0.121	0.326	0	1
南武線ダミー	0.088	0.283	0	1
市営地下鉄ダミー	0.044	0.205	0	1
横浜線ダミー	0.062	0.242	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*川崎市ダミー*東横線ダミー	0.013	0.114	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*南武線ダミー	0.053	0.224	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜市ダミー*東横線ダミー	0.059	0.236	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*市営地下鉄ダミー	0.026	0.160	0	1
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜線ダミー	0.037	0.190	0	1
敷地面積	174.747	53.552	62	421
最寄駅までの距離	1302.088	812.358	230	5300
山手線主要駅までの時間	40.634	13.959	14	70
容積率	130.440	54.653	60	200

（3）推計結果と考察

推計式（1）に基づいて推計した結果を表 5-5 示す。

表 5-5　推計式（1）の推計結果（各駅分析）

被説明変数	ln（公示地価）	
説明変数	係数	標準誤差
設置時期ダミー	0.0140	0.0084
トリートメントグループダミー	0.2413 ***	0.0474
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*武蔵小杉駅ダミー	0.1793 ***	0.0597
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*新丸子駅ダミー	0.1098	0.0840
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*元住吉駅ダミー	0.1303 ***	0.0383
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*向河原駅ダミー	0.0513	0.0840
設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*武蔵中原駅ダミー	0.0729 **	0.0352
敷地面積	0.0000	0.0001
最寄駅までの距離	−0.0002 ***	0.0000
山手線主要駅までの時間	−0.0045 ***	0.0004
容積率	0.0014 ***	0.0001
定数項	12.2998 ***	0.0280
駅ダミー	省略	
観測数	1130	
自由度調整済決定係数	0.8406	

※　***、**、*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。

武蔵小杉駅で約 18%、東横線の新丸子駅、元住吉駅で約 11～13%、南武線の向河原駅、武蔵中原駅で約 5～7%程度の地価上昇が見られる。新丸子駅と向河原駅以外は統計的に有意な数値

になっている。また、容積率は有意に正の値、敷地面積は有意ではないものの正の値を示しており、最寄駅までの距離と山手線主要駅までの時間は有意に負の値となっているため、予想される結果と整合的である。西府駅の分析結果と比較すると武蔵小杉駅周辺の方が 2～5 倍程度地価の上昇率が高くなっており、新駅設置の効果が大きいことが分かる。

次に、推計式（2）に基づいて推計した結果を表 5-6 に示す。

表 5-6　推計式（2）の推計結果（沿線分析）

	被説明変数	ln（公示地価）	
	説明変数	係数	標準誤差
	設置時期ダミー	−0.0092	0.0060
	トリートメントグループダミー	0.2282 ***	0.0340
川崎市内	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*川崎市ダミー*東横線ダミー	0.1769 ***	0.0296
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*南武線ダミー	0.0699 ***	0.0175
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜市ダミー*東横線ダミー	0.0273 *	0.0162
横浜市内	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*市営地下鉄ダミー	0.0529 **	0.0240
	設置時期ダミー*トリートメントグループダミー*横浜線ダミー	−0.0427 **	0.0204
	敷地面積	0.0002 ***	0.0000
	最寄駅までの距離	−0.0002 ***	0.0000
	山手線主要駅までの時間	−0.0056 ***	0.0002
	容積率	0.0009 ***	0.0001
	定数項	12.4353 ***	0.0162
	市町村ダミー	省略	
	路線ダミー	省略	
	観測数	2730	
	自由度調整済決定係数	0.8084	

※ ***、**、*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。

川崎市内の東横線で約 18%、南武線で約 7%の地価上昇が見られ、横浜市内の東横線で約 3%、市営地下鉄で約 5%の地価上昇が見られる。いずれも統計的に有意な結果となっている。したがって、新駅設置の効果は川崎市内に留まらず、横浜市側にも及んでいることが示された。武蔵小杉新駅は東京駅や新宿駅へ乗り入れる速達性の高い路線（横須賀線）に設置された駅であるため、東横線や南武線、市営地下鉄の各沿線住民は武蔵小杉駅で横須賀線に乗り換えることで一般化費用を削減することができ、その結果が地価に帰着し地価が上昇したと考えられる。このように、一般化費用の削減効果が沿線に渡って及ぶような場合は、地価上昇という便益が隣接する自治体にスピルオーバーすることが確認できた。一方、横浜線については約 4%程度の地価下落が見られる。これは、横浜線が南武線や市営地下鉄と代替関係にある沿線であることに起因しているためと考えられる。横浜線や南武線、市営地下鉄は都心へ直接乗り入れない路線であり、東横線などに比べて相対的に利便性に欠けるという共通の特性がある。つまり、新駅設置によって南武線沿線や市営地下鉄沿線の魅力が向上したのに対して、その地域と代替関係にある横浜線沿線の魅力が相対的に下がったため地価下落が生じたと考えられる。

第 3 章の図 3-4 で示した新駅設置による地価変動フロー図は、地価の上昇と下落の過程を表したものである。消費者余剰の増加と技術的外部性によって地価が上昇するが、この地価上昇分が開発利益に相当するため、鉄道会社に対して補助という形で開発利益を還元することによ

り、資源配分上の効率性が最適になる。したがって、実証分析結果から得られた地価の上昇分を新駅設置の負担費用とすることは理論的に正当化される。このような地価上昇という外部効果について、政府が開発利益の還元を目的に介入して地価上昇分の補助を行う場合、地価の上昇には技術的外部性と同様の特性があると理解することも可能である。一方、地価の下落については、土地市場を通じた下落であるため政府が介入して補償を行うことや地権者が損害賠償を請求することは正当化されない。

第 3 章の理論分析において、新駅設置の便益が隣接自治体にまで及び、複数の自治体が便益を受ける場合にはフリーライダー問題が発生するため、社会的に最適な水準よりも新駅設置数が過少となることを述べた。武蔵小杉新駅の実証分析により、川崎市だけでなく横浜市側にも便益が発生していることを示したが、武蔵小杉駅は川崎市の負担で設置された駅のため、第 3 章で示した図 3-6 におけるケースⅠの状況で設置されたと考えることができる。しかしながら、社会的に望ましいのはケースⅡの状態であり、便益を受ける自治体は適正な負担割合を決定しなければならない。この場合には、当事者間協議では協議が円滑に進まないため費用負担割合を決定するための制度設計が必要となる。

6　政策提言

本研究は、首都圏の都市鉄道における新駅設置の外部効果について分析を行ったものである。鉄道事業は固定費の割合が大きく規模の経済が働くため、自然独占になりやすい産業である。独占企業は自らの利潤を最大化するため、サービスの供給量が社会的に最適な数より過少となり、これが資源配分の効率性を損なうことになる。したがって、政府が市場に介入して、政策により社会的便益を最大化することが正当化される。本研究の対象とした新駅設置についても、独占企業である鉄道会社に任せたままでは新駅の供給数が社会的に最適な数よりも過少となるため、政府が補助を行う必要性があることを述べてきた。また、一般的に新駅設置によって周辺地価が上昇すると言われているが、これは一般化費用の削減による消費者余剰の増大分と技術的外部性がキャピタリゼーション仮説に基づき地価に帰着するためである。したがって、新駅設置効果の大部分は地価の上昇として現れることになる。このような理論分析に基づき、実証分析においては、乗り入れ線のない新駅と乗り入れ線のある新駅の 2 つのケースについて地価の実証分析を行った。その結果、乗り入れ線のある新駅の場合は、地価の上昇範囲が広く沿線に渡って及ぶことを明らかにした。以上のような実証分析結果に基づき政策提言を行う。

（1）自治体間の費用負担決定制度について

実証分析において新駅設置の便益が隣接自治体にスピルオーバーしていることを示した。社会的に最適な水準で新駅の設置を実現するためには、新駅設置の開発利益が鉄道会社に還元される必要がある。ただし、開発利益が複数の自治体に及ぶ場合は、単独の自治体からの還元だけでは過少供給になるため、自治体間で負担割合を決定して補助を行わなければならない。しかしながら、自治体は自ら受ける便益（支払意思額）を正しく申告するインセンティブを持たないため、新駅の供給数が社会的に最適な水準よりも過少となる。社会的に最適な水準まで新駅を設置するためには、フリーライダー問題を解消するための政策が必要である。つまり、自

治体間の費用負担割合を決定する制度が必要となるため、第三者機関を活用した図 6-1 のような制度を提案する。まず、ステップ①として、新駅を設置したい自治体が第三者機関に申請を行う。第三者機関とは、有識者によって新駅設置の開発利益に関する分析を行う機関のことである。申請できる自治体は新駅が設置される自治体だけでなく、近隣の自治体でも申請する権利を持っている。また、どの自治体も他の自治体が行う申請を差し止める権利は持っていない。新駅設置後は、鉄道会社が所有・運営を行うため、申請の際には鉄道会社の同意を条件とする。

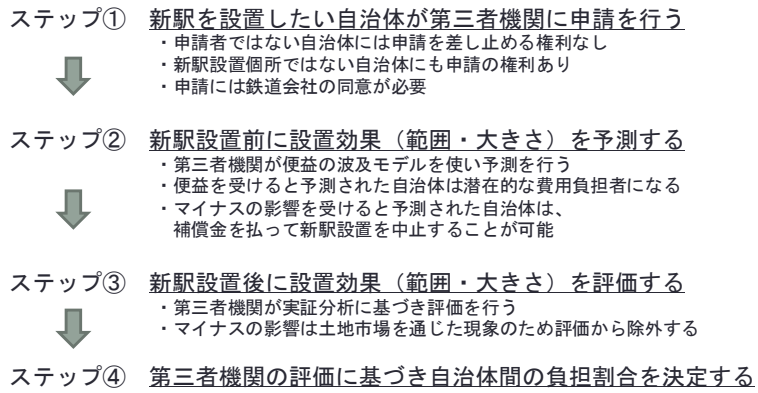


図 6-1　費用負担決定制度の提案

ステップ②では、第三者機関は新駅設置がどの範囲にどの程度の地価上昇をもたらすかを予測する。便益を受けると予測された自治体に通知を行うことで、当該自治体は新駅が設置された際には費用負担の可能性があることを認識できるようにする。一方、予測の結果、地価が下落する自治体が出てくる可能性もある。第 3 章、第 5 章でも述べたように地価の下落は土地市場を通じた現象のため、開発利益の評価に含める必要はない。しかしながら、新駅設置により負の影響を受ける自治体が地価下落の範囲内の補償金を支払うことで新駅設置の実現を阻止することは可能とする。これはコースの定理と同様の市場取引を想定したものである。コースの定理によれば、取引費用が発生しない場合、権利内容が明確であれば初期の権利配分にかかわらず当事者間取引を行うことで社会的に効率的な状況が達成されることになる。現実的には初期の権利配分を明確にした上で取引費用を可能な限り発生させない制度設計が重要となる。したがって、本研究で提案する制度は、初期の権利を新駅設置側に与え、その上で負の影響を被る自治体が補償費を払って新駅設置を中止することも可能な制度とする。地価下落の影響を受けるが、補償費を払ってまで新駅設置を阻止できない自治体については、新たな新駅設置計画を実行し、自らの地域の魅力を向上させて地価下落の解消を図ることができる。このように自治体間競争という環境の中で新駅設置を行うことで、社会的に最適な数の新駅が供給されることになると考える。

ステップ③は、新駅設置後に第三者機関が実証分析を行い、地価上昇の範囲と大きさを評価する。この場合、地価下落は土地市場を通じた現象のため評価の対象からは除外する必要がある。新駅建設の際に、鉄道会社は建設資金が必要となるため、国などが新駅設置基金を創設して鉄道会社に対して一時的に補助を行い、費用負担が決定した段階で自治体が基金に負担分を

返納する仕組みが必要となる。ステップ④では第三者機関の評価に基づき各自治体は費用負担額を決定して、上記の基金に負担金を納入する。自治体は一時的に費用を負担はするものの、地価上昇による固定資産税の増収により負担費用を回収することができる。

このような制度を導入することで、自治体間の費用負担協議における取引費用が削減され、新駅が社会的に最適な水準で供給される環境が整うと考える。

（2）一般化費用の削減を考慮した新駅の設置計画について

本研究では、乗り入れ線のある新駅において、新駅設置の効果が沿線に渡って広域に及ぶことを示した。これは、新駅が設置された路線が都心方面への速達性がある場合、周辺の路線沿線住民は新駅で速達性のある線に乗り換えることで一般化費用を削減（主に移動時間を短縮）できるためである。したがって、新駅の設置を計画する際には、一般化費用を削減する効果が大きい乗り入れ線のある箇所を選定することが重要となる。

具体的な事例として､例えば相模鉄道の都心直通プロジェクトに伴う新駅設置が考えられる。このプロジェクトは相模鉄道が貨物線を活用して JR 線へ乗り入れる計画であり、2015 年度初に開業する予定である。西谷（相鉄線の既存駅）と羽沢（貨物駅）の間に短絡線を建設し、西谷から短絡線、貨物線を通って横須賀線に入り新宿方面へ乗り入れる計画である。貨物線は横浜市営地下鉄ブルーライン（根岸公園駅付近）と横浜線（大口駅付近）で交差しており、この付近に新駅を設置することで武蔵小杉新駅のような沿線に渡って一般化費用を削減できる効果が期待できる。当然、新駅用地の確保、新駅周辺開発の実現性など課題はあるものの、武蔵小杉新駅で地価下落の影響を受けた横浜線沿線の地価上昇を期待できる一つの施策と考えられる。

また、本研究では新駅設置の便益が複数の自治体に波及することを問題意識とし、理論分析および実証分析の結果に基づいて自治体による新駅の最適供給のあり方を述べてきた。一方、新駅設置に当たっては自治体と鉄道事業者の間にも費用負担の協議が発生する。このような自治体と鉄道事業者間の協議は、結局のところ開発利益の還元の問題であり、これまで本稿で指摘してきた内容が適用可能である。

例えば、JR 東海が建設を予定しているリニア中央新幹線の駅について、JR 東海は当初、中間駅は地元（県や市）負担との見解を示していたが、中間駅の建設費は地上駅で 1 駅当たり 350 億円、地下駅で 2200 億円と試算されており、高額な建設費負担に地元から反発の声が上がっていた。その結果、2011 年 11 月に中間駅の建設費は JR 東海が全額自己負担すると発表した。ここでの問題は、新駅設置による開発利益が定量的に把握できないため、地元自治体は費用便益分析（B/C）に基づく意思決定ができないことである[29]。前項で提案した費用負担決定制度を自治体と鉄道会社の協議に適用することで適正な開発利益の還元が行われると考えられる。また、駅設置個所についても在来線との乗り換えが可能な場所に駅を設置することで、沿線に渡って便益が波及し地価の上昇が期待できる。ただし、リニア中央新幹線は観光やビジネス利用が多いことが想定されるため、駅設置の外部効果が都市鉄道ほど明確に地価の上昇として現れない可能性があることを考慮する必要がある。

[29] JR 東海は、自己負担で駅を設置する便益が自治体に負担を求めて得られる便益を上回ったため、全額自己負担での駅設置を決定した。協議においては囚人のジレンマは発生しなかったと考えられる。

7　おわりに

本研究は、首都圏における既存の都市鉄道に新駅が設置された場合の外部効果について分析を行ったものである。本研究では、新駅の供給が 2 つの理由で社会的な最適水準よりも過少となることを示した。1 つ目は独占による過少供給であり、2 つ目は公共財（フリーライダー問題）による過少供給である。地域独占企業である鉄道事業者は自らの利潤を最大化するため、新駅の供給数は社会的に最適な水準より過少となる。新駅設置の外部効果は地価の上昇として出現するため、固定資産税の増収により便益を受ける自治体が鉄道会社に補助を行うこと（開発利益の還元）により、社会的に最適な新駅供給数を実現する必要性があることを述べてきた。つまり、独占による過少供給の解決策は供給主体に開発利益を還元することである。また、新駅設置の開発利益が複数の自治体に及ぶ場合、フリーライダー問題が発生するため、公共財と同様の特性を持つことを示した。フリーライダー問題が生じると新駅設置数が社会的最適水準よりも過少となるため、自治体間の適正な費用負担割合を決定する政策が必要であることについても指摘した。つまり、公共財による過少供給の解決には新たな制度設計が必要になるということである。実証分析の結果、一般化費用の削減効果が沿線に渡って及ぶ場合には、費用負担をしていない隣接自治体も受益者になることを明らかにした。したがって、複数の自治体間で費用分担を行う必要があることから、フリーライダー問題を解消する政策として第三者機関を活用した費用負担決定制度の導入について提言を行った。

今後の課題としては以下のものが挙げられる。まず、開発利益の還元を適正に行うためには新駅設置前にその影響範囲や大きさを評価することである。前章で提案した費用負担決定制度についても新駅設置前の予測が可能であることを前提とした制度である。しかし、現時点においては、新駅設置の外部効果を予測できるモデルはなく、新駅設置後の評価についても実証分析が行われた事例はほとんど無い。したがって、本研究で行ったような新駅設置後の実証データを蓄積することが直近の課題である。その後、蓄積したデータをもとに新駅設置の便益波及モデルを構築して、費用負担の決定根拠として耐え得る精度で予測を行えるようにする必要があると考える。

また、本研究では主に乗り入れ線のある新駅では外部効果が広域に波及することを述べてきたが、これまで設置された新駅の大部分は乗り入れ線のない駅である。これは複数の路線が交差したり近接したりする箇所が物理的に少ないためであり、今後も新駅設置は乗り入れ線のない場所で計画される例が多くなると想定される。したがって、乗り入れ線のない新駅を計画する際には、駅周辺の開発事業との連携を強化して地域として最も効率的な整備方法のあり方を検討することが重要になる。本研究では乗り入れ線のない新駅設置の実証分析に公示地価を用いたが、取引ベースのデータを用いて推計を行うことで駅周辺のごく狭い範囲においても複数の地価データが入手可能となり、乗り入れ線のない新駅設置の外部効果をより詳細に把握できると考える。

さらに、開発利益を還元する際の資金調達を円滑にするため、固定資産税の増収分を償還財源として債権を発行し資金を調達する TIF (Tax Increment Financing)制度の導入や TIF を実現するためにも適正な固定資産税率の検討が今後の課題であると考える。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授（主査）、植松丘教授（副査）、加藤一誠教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導をいただいたほか、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター）、中川雅之教授、安藤至大准教授、北野泰樹助教授から示唆に富んだ大変貴重なご意見をいただきました。また、金本良嗣教授（学長特別補佐、政策分析プログラムディレクター）からは交通経済、都市経済に関する大変有意義なご指摘と貴重なご意見をいただいたほか、まちづくりプログラム及び知財プログラムの関係教員、学生の皆様からは研究全般に関する多くの貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

さらに、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えていただいた派遣元に感謝申し上げるとともに、研究生活を全面的に支えてくれた妻と子供、家族に改めて感謝します。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰属します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

岩倉成志・屋井鉄雄（1990）,「面的開発を伴った鉄道新駅設置手法に関する考察」,『第 25 回日本都市計画学会学術研究論文集』,pp.109-114

奥野信宏・黒田達朗（1996）,「社会資本整備と資金調達－開発利益還元の理論と施策の現状と課題－」,『フィナンシャル・レビュー』,大蔵省財政金融研究所

表輝幸・坪田卓哉（1995）,「土地区画整理事業における新駅設置に伴う開発利益の還元策」,『土木学会第 50 回年次学術講演会』,pp.834-835

開発利益還元制度研究会（1995）,「わが国における開発利益還元制度の実態とその問題点」,『不動産研究』,第 37 巻,財団法人日本不動産研究所

金本良嗣（1992a）,「空間経済と交通」,藤井彌太郎・中条潮編『現代交通政策』,pp.117-129,東京大学出版会

金本良嗣（1992b）,「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」,『土木学会論文集』,No.449,pp.47-56

金本良嗣（1995）,「交通規制政策の経済分析」, 金本良嗣・山内弘隆編,『講座・公的規制と産業４　交通』,pp.53-96,NTT 出版

金本良嗣（1997）,『都市経済学』,東洋経済新報社

川崎一泰（2012）,「固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性」,『ゆうちょ資産研究』,第 19 巻,一般財団法人ゆうちょ財団

潮江健吾・古谷知之・原田昇・太田勝敏（2002）,「地方都市における新駅開設の費用負担に関する研究」,『土木学会第 57 回年次学術講演会』,pp.789-790

竹内健蔵（2008）,『交通経済学入門』,有斐閣ブックス

野呂好幸（2004）,「交通結節点事業における事業主体間の費用分担と意思決定に関する分析」,『開発政策プログラム修士課程論文集』, 政策研究大学院大学

肥田野登・中村英夫・荒津有紀・長沢一秀（1986）,「資産価値に基づいた都市近郊鉄道の整備効果の計測」,『土木学会論文集』,No.365,pp.135-144

前川聡幸・江村康博・新宮政徳（1993）,「JR 九州における新駅設置効果について」,『土木学会第 48 回年次学術講演会』,pp.142-143

山内弘隆（2000）,「交通社会資本の特質と費用負担について」,『開発金融研究所報　増刊号』,国際協力銀行開発金融研究所,pp.47-57

山内弘隆（2008）,「交通社会資本の課題と展望」,『国際交通安全学会誌』,vol.33,pp.6-14

山村能郎・坂田学・肥田野登（1994）,「鉄道整備に伴う地価上昇のアナウンスメント効果の計測」,『土木学会第 49 回年次学術講演会』,pp.74-75

市街地再開発事業の初動期における権利者合意と資金調達について

要旨

市街地再開発事業の実施において、権利者の合意形成と資金調達が課題としてあげられる。権利者はどのような建築物ができ、補償等の内容が明確になる前から事業への協力、同意を求められる。施行者も権利者が事業や補償をどのように考えているか最初は分からない。よって、初期の交渉は、権利者と施行者は互いにそれら事業に関する必要な情報を知らずに行われるために、難航することがある。つまり、事業初動期には、施行者と権利者の間に情報の非対称が存在する。そこで、組合施行の第一種市街地再開発事業に着目をし、事業期間のうち準備組合設立から都市計画決定まで、及び権利変換計画認可までにかかる期間について、権利者等の権利形態や土地の利用状況がどのように影響を与えているか分析を行った。事業の遅延の原因とされる権利者合意の難航について、権利者等の権利形態、土地の利用状況等の違いにより事業期間にも差が出ることを導き出すことで、事業初動期に存在する権利者とディベロッパー等実質的な施行者の間の情報の非対称を確認し、それを解消することが事業の迅速化に繋がることを提言する。それと併せ、他の社会調査で判明している組合施行の事業における初動期の資金調達の困難性について、市町村施行の事業と比較をすることで客観的な考察を行った。

キーワード　　市街地再開発事業　事業期間　権利者　資金調達　組合施行

2013 年（平成 25 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12606　小山洋輔

目　次

１．　はじめに 3
２．　市街地再開事業の現状と権利者の合意について 5
　２．１　市街再開発事業の現状について 5
　２．２　権利者の合意について 5
３．　研究の構成 8
４．　フェーズⅠの実証分析 8
　４．１　分析の方法 8
　４．２　データ 8
　４．３　時間ダミー 9
　４．４　実証モデル 10
　４．５　推定結果 11
５．　フェーズⅡの実証分析 13
　５．１　実証モデル 13
　５．２　推定結果 15
６．　初動期の資金調達について 17
　６．１　現状について 17
　６．２　データ 18
　６．３　分析 18
７．　考察 20
８．　おわりに 22

１．　はじめに

市街地再開発事業は、時代の変化とともに実情に合わなくなった既存市街地を望ましい形に作り替える都市計画の一つの手法として多くの実績を上げている。都市機能、防災性の向上のみならず、時には疲弊した中心市街地の活性化の起爆剤になることもあり、全国各地で多く実施されている。また、経済・社会が成熟し、人口増加が止まり、都市を拡大する「都市化社会」から「都市型社会」への移行が求められており、市街地における住環境、生活環境等の改善、コンパクトシティ等に見らえる都心回帰の流れに対応すべく、今後も市街地再開発事業を活用した都市の更新は重要になると考えられる。

しかしながら、日本経済を取り巻く環境は依然厳しく、1990 年代のバブル経済崩壊以降、右肩上がりの地価上昇は終わりその後 20 年間下落傾向が続いている。それにより、地価上昇によるキャピタルゲインにより覆い隠されていた市街地再開発事業のリスクが顕在化し、事業計画の練り直し、事業の停滞・頓挫を余儀なくされる市街地再開発事業も多々出ている。市街地再開発事業における調査[1]においては、事業推進上の課題として「関係権利者の合意形成、転出者対応」、「保留床処分先」、「資金調達」が挙げられており、特に上位 2 項目は回答地区の５割以上で挙げられている。また、滝田(2002)らも事業の進捗とリスクの関係を図１の通り分析をし、合意形成リスクの発生確率の高さ、影響度の大きさを分析している。

図１　事業者サイドの主なリスク

各段階に共通するリスク			
・制度リスク	・競合リスク	・経済環境変動リスク	・物価変動リスク
・金利変動リスク	・行政リスク	・参加組合員／ゼネコンデフォルトリスク	

	準備段階のリスク	事業計画段階のリスク	施工段階のリスク	清算段階のリスク
発生確率《高》 影響度《大》	・合意形成リスク ・資金調達リスク ・調整(自治体・周辺住民)リスク ・権利者間対応リスク ・ノウハウ不足リスク ・環境アセスメントリスク	・資金調達リスク(補償費) ・調整、測量、設計リスク	・資金調達リスク ・工事費増大リスク ・完工遅延リスク 工事関係 マネジメント関係 ・埋蔵文化財リスク ・第三者賠償リスク	・保留床処分リスク ・清算リスク
↓ 発生確率《低》 影響度《小》				

[1] 公益社団法人全国市街地再開発協会「初動期における市街再開発事業の推進実態調査」(2002 年)

市街地再開発事業においては、再開発組合設立の際に権利者（土地所有者及び借地人）の３分の２以上の同意が必要[2]であり、また、権利変換計画の認可にあたっては同計画（案）が縦覧[3]され、従前の土地、借地、建物の価額概算額、新しい建築施設の価額、地代、借家代の概算額、地区外に転出する者に対するその権利及び建築物の価額が示されることから、土地所有者、借地人、借家人等地区内の権利者全員の理解、協力が必要となる。よって、権利者数の増加は関係者の合意形成の長期化につながると考えられ易い。事業期間に関する先行研究は、水谷（2012）、鷲見（2011）、前田・日端（1993）、吉原・河野・頃安・山本（1993）があり、水谷は従前権利者数（土地所有者、借地人、使用貸借による建物所有者、借家人）が多いほど事業期間が長くなるがその影響は微々たるものとしている。

本稿は、権利者数の増加は事業への不同意者の発生確率を上げ、権利者の合意形成期間を長くするとまず考える。権利者等がそれぞれに付け値をする権利変換、補償以上の対応がされていれば不同意は発生せず、期間の長期化は発生しにくい。しかしながら、施行者は権利者の個々の付け値を当初から知ることはできず、交渉で徐々に把握していく。権利者も事業の正確なスケジュール、建築施設の設計、テナント、自らの権利床や補償額、移転のスケジュール等、事業への参加を考慮するうえで必要様な情報を事業の進捗とともに知ることになる。そのため、施行者と権利者等との間には情報の非対称があり、協議が難航することが多い。よって、権利者の現在置かれている経済状況、土地の利用状況等の違いにより事業期間への影響が異なると考えた。そして、その分析を行うとともに、それ以外に事業初動期における長期化の要因となる事由を考察し、今後の市街地再開発事業の検討、実施に当たり、その基礎資料となることを目的とする。

また、図 1 ある通り、資金調達リスクも市街地再開発事業の大きな問題として位置づけられている。特に初動期は権利者合意の不確実性により、事業期間の長期化の懸念、履行の不確実性があり、銀行等金融機関からの融資による資金調達が難しくなっていることが、社会調査[4]でも明らかになっている。しかしながら、この調査は施行者へのアンケート調査であり、その回答は主観的である。よって、本稿においては、組合施行の市街地再開発事業と起債等による自ら資金調達を行うことが比較的容易な自治体施行の事業の資金計画を比較することによって、初動期の資金調達の困難性について客観的な評価を行うことを目的とする。

本稿の構成は次の通りである。第２章において、市街地再開発事業の事業期間等の現状を整理するとともに、権利者合意について経済学的視点から考察を加える。第 3 章で研究の実施方針を示したうえで、第４章では市街地再開発事業における再開発準備組合の設立から都市計画決定までの事業期間を、第５章で都市計画決定から権利変換計画認可までの事業期間をそれぞれ分析する。第６章では東京都で行われた組合施行の市街地再開発事業の資金計画について分析を行った上で、第７章、第８章で事業の早期化、迅速化に関する政策提言と今後の課題について示す。

---

2 都市再開発法第 14 条

3 都市再開発法第 83 条

4 公益社団法人全国市街地再開発協会「市街地再開発事業における資金計画関する調査」(2001 年)

２．　市街地再開事業の現状と権利者の合意について

２．１　市街再開発事業の現状について

1999 年４月から 2009 年３月末までに完了した組合施行の第一種市街地再開発事業の概要は表１の通りである[5]。

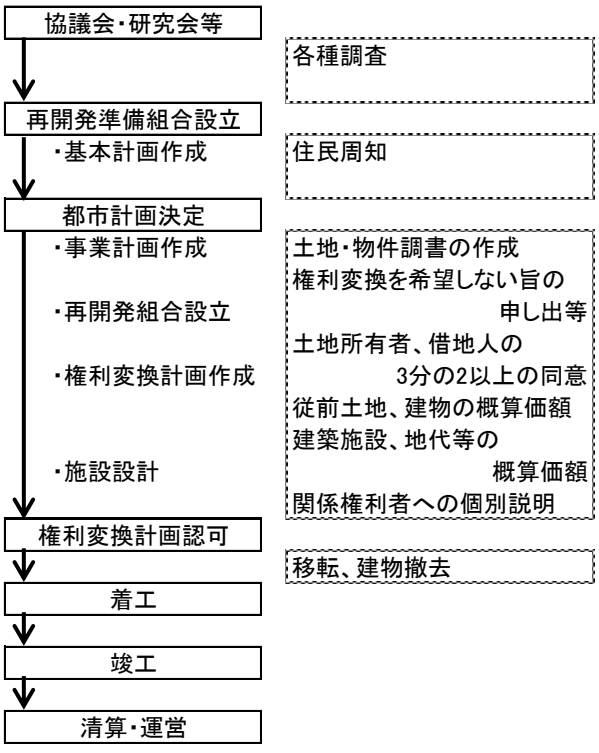
表１　組合施行の第一種市街地再開発事業完了地区の概要

準備組合設立時期	地区数	地区面積（㎡）	土地所有者数	借地人数	借家人数	建物棟数
全　体	213	12,280	33.8	12.4	23.2	40.9
1989 年以前	56	13,951	42.6	20.6	31.6	65.4
1994 年以前	72	14,484	39.0	10.8	26.1	42.0
1999 年以前	61	9,403	24.4	8.7	14.8	23.9
2000 年以降	24	9,082	21.3	7.9	16.0	23.5

２．２　権利者の合意について

組合施行の市街地再開発事業は、権利者によって組織された組合が中心となり進められる事業である。しかしながら、事業推進に関するノウハウ・人材不足等からディベロッパーやゼネコン等が助言を行う中で事業が進む。彼らが実質的な施行者となり、進捗に応じて権利者等は事業への同意等の意思表明を行う。事業の流れを図２に示す。

図2　市街地再開発事業の流れ(組合施行)



権利者等は、その事業に参加、協力するかを自らが得る便益（権利床、補償等）と費用（従前の資産、移転の手間等）を比較して決定をする。その便益が、費用を上回れば事業に賛成するし、費用が上回れば事業の実施に反対をする。

①施行者が権利者等の情報を正確に知り、②権利者等が事業の内容を正確に知り、③それらに基づき適切な補償等がなされていれば、取引は正常に行われ、事業の遅延は少なくなる。しかしながら実際には、施行者の持つ地権者に関する情報は少なく、権利者等が知る事業の情報も調査、設計等が行われ、事業の進捗とともに増えていくものであり、そこには常に情報の非対称が存在する。

権利者等の事業へ参加を図３のように考える。簡略化をするため、以下の前提で考える。

[5] 公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第 6 巻(2006 年)及び第 7 巻(2011 年)

地区内の権利者がすべて土地所有者であるとして、みな同じ財産を持ち、施行者から同じ権利床等を受けるとする。

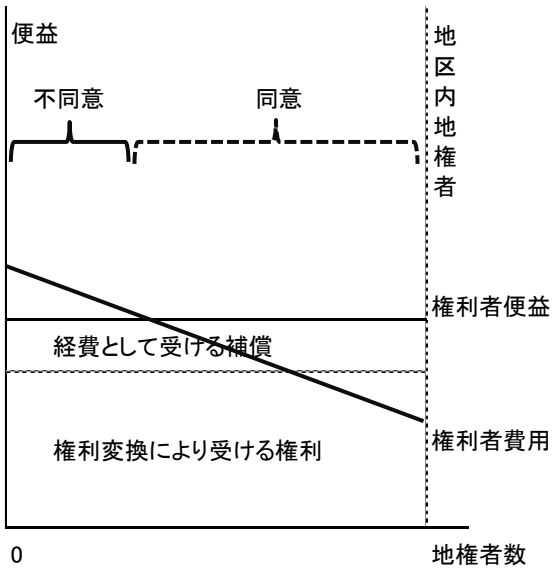
便益：施行者から受ける権利床、移転に対する補償　等

費用：従前資産、移転に関する手間、再開発事業から受けるメリット

（マイナスの費用として考える）等

この場合、移転に関する手間、再開発事業から受けるメリットは個々の価値観によって異なるため、権利者費用曲線は地区、計画内容、権利者の考え等によりシフトする。

図3　権利者の再開発事業への参加基準



再開発組合設立に際しては、権利者（土地所有者、借地人）の３分の２以上の同意があれば十分である。その後事業を進み、権利変換計画の認可に際しては関係権利者全員への説明が必要となる。その理解を得なければ事業が頓挫することから、都市計画決定の時点から高い合意率が必要となっている。水谷によると、都市計画決定時の権利者同意率は 175 地区中 111 地区が 100%となっており、その平均は 94.5%であった。現状の市街地再開発事業においては当初から地区内ほぼ全員の同意で行われているものと考える。

市街地再開発事業から受けるメリットが小さい権利者等が増えると費用曲線が右にシフトし不同意者の確率が増える。事業実施において、現状ではほぼ全員の協力が必要であるから、施行者は不同意者との協議に時間を割くことになり、合意形成に時間を要する。そのメリットが大きければ、ほとんどの権利者等との取引が順調に進み、合意形成に要する期間が短くなる。施行者がその費用曲線のシフトに要因を知ることが出来れば、権利変換や補償での対応、早期の交渉等により、不同意者を減らす、もしくはその協議にかかる時間を当初より事業に織り込める。同じ権利者等と一括りにしても土地所有者と借家人では事業で影響を受ける財産の金額は違うし、商売をしている人、住宅で生活する人では再開発により街がにぎやかになった時に受ける恩恵、もしくは弊害が異なる。よって、権利形態や土地・建物の利用状況は権利者等の費用曲線をシフトさせる要因として考えることができる。また、地区内の権利者数が増えれば、事業に不同意な人が増える可能性が増すため、同様に調整に時間を要し事業の長期化に影響するはずである。よって、権利者数等の増は合意形成期間の延長に繋がるはずだ。この２つのことから、権利者数にかかる指標と地区の現状を表す指標として建物棟数等を用い、権利者合意にかかる期間について分析を行う。

先に述べた通り、事業の進捗とともに情報の非対称は徐々に解消する。そこで本研究に

おいても事業進捗段階に応じた分析を行う。市街地再開発事業における先行研究をみると多少差があるものの、以下の４つのフェーズに分けて分析をしているものが多い。

フェーズⅠ：準備組合設立から都市計画決定まで
地元等から再開発の機運が高まり、まちづくり協議会等の設置を経て再開発準備組合が設置される。これが事業の推進力となり必要な計画、資料の作成、住民への周知を行うこととなる。

フェーズⅡ：都市計画決定から権利変換計画認可まで
都市計画決定を踏まえて、再開発組合の設立、事業計画の作成、権利変換計画の作成などが行われ、計画に具体性が増すとともに個々の財産に関する評価等が行われるなど個別の説明が行われるようになる。

フェーズⅢ：権利変換計画認可から建築施設竣工まで
権利者移転等の問題は残るものの、建築施設の建設工事がスケジュール通り、予定額通り行われるかということが重要になり、権利者合意に関する問題は前２フェーズに比べると大幅に減る。

フェーズⅣ：建築施設の竣工から施設経営期間
区分所有者として権利者が施設経営に大きな影響を及ぼすこともあるが、市街地再開発事業としては完了している。

本稿においては、事業初動期の権利者等の合意期間に着目するため、フェーズⅠ、Ⅱに着目をする。

①フェーズⅠ：準備組合設立から都市計画決定まで
この段階では、建物調査等も実際の建築施設の設計も行われていないため、市街地再開発事業の概要で説明をされることとなる。よって都市計画決定時に権利者等に知らされる情報は、施行地区、公共施設の配置及び規模並びに建築物及び建築敷地の整備に関する計画であり、これを基に事業への参加を考える。そして、都市計画決定されることにより建築制限等の規制を受けることとなる。よって、権利者は個々の財産、及び移転に対する具体的な負担や不安よりも再開発事業自体の印象及び事業後のまちのイメージから判断を行うと考えられる。また施行者との取引も個別対応ではなく、説明会などを通じて権利者等全体で行われることが多い。

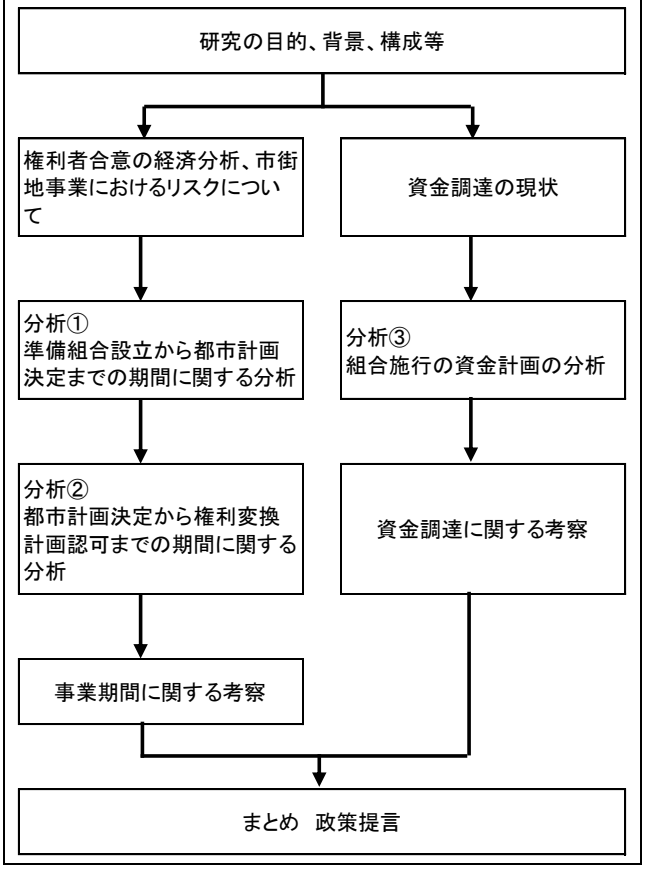
②フェーズⅡ：都市計画決定から権利変換計画認可まで
この段階ではフェーズⅠに比べ、それぞれの計画が具体性を有する。特に

事業計画の認可後 30 日以内に土地所有者、借地人は権利床への変換を受けず、金銭による給付を受ける旨、借家人も借家権の取得を望まない旨を施行者に申し出る必要があり、地区に残って事業に参加するか転出するかを判断している。また権利変換計画においては個人の従前資産の評価、建築施設の評価が行われる。それらについて個別説明を受けるため、事業への協力の判断はその具体的な提示によるものが多くになり、個人により判断に差が多く出てくる。

３．　研究の構成

本研究の実施フローを図４に示す。本研究は、２つの事業期間に関する分析と資金計画に関する研究に分類される。前者は権利形態や土地の利用状況が事業期間に与える影響を実証分析により明らかにするものであり、後者は今まで社会調査により指摘されていた組合施行の市街地再開発事業の初動期の資金調達の困難性を、市町村施行の事業と比較することで客観的にそれを示すものである。

図４　研究方針の実施フロー



４．　フェーズⅠの実証分析

本章は、再開発準備組合の設立から都市計画決定までの期間について実証分析を行う。まず使用するデータについて整理をし、次に推定式を設定する。最後に同期間に影響する要因の分析を行う。

４．１　分析の方法

分析の方法は、再開発準備組合の設立から都市計画決定までの期間の重回帰分析を構築し、最小二乗法を用いた回帰分析を行う。解析ソフトは STATA　ver12[36]を用いる。なお、本節以降で分析に使用する解析ソフトはすべて同じなため、以下、説明は省略する。

４．２　データ

分析に使用するデータは、社団法人全国市街地再開発協会が取りまとめている市街地再

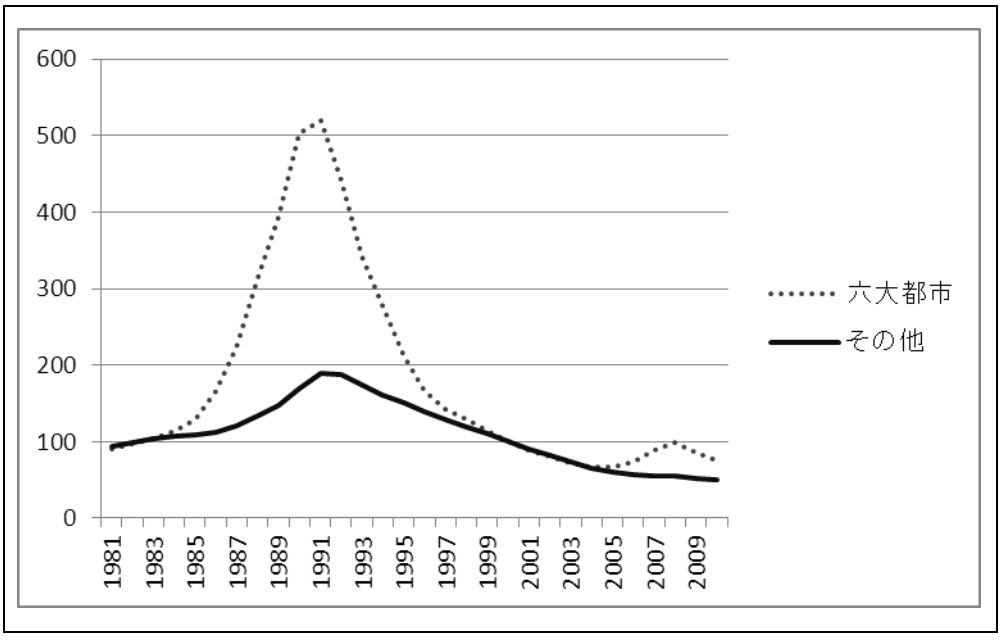
6　ＳＴＡＴＡは株式会社ラインストーンが開発したデータの分析プログラムである

開発事業のデータ[7]のうち、組合施行による第一種市街地再開発事業を対象とする。完了地区データを用いることで、事業の実施を所与とした下でどのような要因が事業期間に変化を与えるかを確認する[8]。組合施行に限定した理由は、施行者別で実績が一番多いことと、自治体、公社、ＵＲ都市機構施行となるとステークホルダーが増え、考慮すべき事項が増えるためこれらを対象外とした。対象期間については、1999 年４月から 2009 年３月末までに完了した地区を対象としたが、これは協会所有のデータで収録されていないデータを保管する際に認可権者である地方公共団体から情報提供を受けるため、公共団体の一般的な文書保存期間である事業完了から概ね 10 年であることを考慮して設定した。同期間に完了した組合施行の市街地再開発事業 215 地区のうち、分析に必要な項目が欠落していない 192 地区を対象とする。また、本節以降で分析に使用するデータも同様であるため、以下、説明は省略する。

４．３　時間ダミー

市街地再開発事業は単なる施設建設に比べ、事業期間が長期にわたることが特徴でもあり、大きな問題とされる。そしてその間の景気変動は保留床の処分を含めた事業計画に大きな影響を与え、事業期間に影響をするものと考えられる。そして、戦後右肩上がりだった日本経済においてバブル崩壊の影響は大きく、地価の上昇も局面も終わり、その 20 年は下落傾向が続いている。それは少なからず市街地再開発事業に影響を与えている。特に上昇傾向や、下落傾向等一定の傾向がある時以上に、上昇を予測して地価が下落した時の影響が大きいはずである。

図５　商業地の市街地価格指数（1981 年～2010 年、2000 年 3 月末を 100 とする）



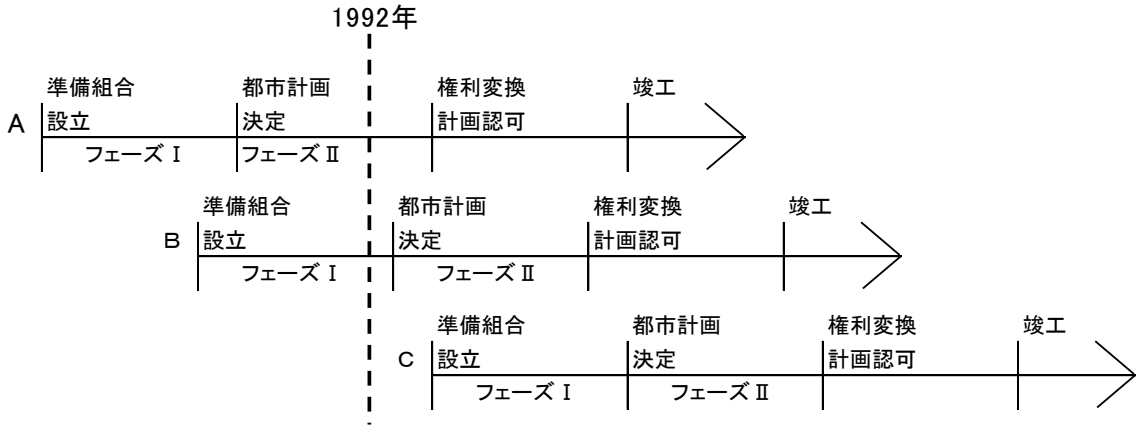
[7]公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第 6 巻(2006 年)及び第 7 巻(2011 年)

[8] 今回使用するデータは完了した地区のデータであり、本来日本各地に再開発事業が物理的に可能な地区があり、その一部が検討され、実施されという形にその一部が抽出されており、完了地区特有のサンプルセレクションバイアスがかかっている可能性は否定できない。

市街地価格指数[9]における商業地の変動は図５のようになる。六大都市圏、それ以外の両エリアとも 1991 年をピークに 1992 年より下落に転じている。よって、1992 年を基準として、バブル崩壊の影響を今回の分析にどのように反映させるか考える。

1992 年の影響をどのように受けているかを、市街地再開発事業のどのタイミングで 1992 年を迎えているかで考え、時間ダミーとしてコントロールをする（図６）。ただし、バブル崩壊の影響のタイミングを明確化することは難しいため、前後の 1991 年、1993 年もコントロール変数として扱い、分析するものとする。

図6 準備組合設立時期による分類について



これらタイプＡ、Ｂ、Ｃの事業期間に関する基本統計量を見ると表２のようになっている。

表２　フェーズⅠの期間について

	全体	A	B	C
地区数	188	25	53	110
平均値（日）	1,551	1,290	2,410	1,197
標準偏差（日）	1,091	793	1,199	847

準備組合設立から都市計画決定までの期間を分析するに当たり、同期間にバブルの崩壊がある場合（タイプＢ）、他に比べてやはり期間が長くなる傾向が強いようである。それ以外（タイプＡ、Ｃ）は大きな違いがみられない。本研究においては、1992 年をフェーズⅠに含むのを時間ダミー①＝１、含まない場合を０として取り扱うとともに、1991 年を基準とするものを時間ダミー②、1993 年を基準とするものを時間ダミー③とする。

４．４　実証モデル

事業期間の推定式は、水谷で示されたものをベースとし、加除を行い構築した。

事業期間（フェーズⅠ）

9 一般財団法人日本不動産研究所ＨＰより引用

＝α_0＋α_1都市人口＋α_2東京 23 区ダミー＋α_3従前平均価格＋α_4土地所有者数
＋α_5借地人数＋α_6借家人数＋α_7使用貸借人数＋α_8店舗棟数＋α_9店舗兼住宅棟数
＋α_{10}住宅棟数＋α_{11}業務施設棟数＋α_{12}工場施設棟数＋α_{13}その他施設棟数
＋α_{14}従前公共用地面積＋α_{15}従前空地面積＋α_{16}法第 111 条ダミー
＋α_{17}時間ダミー①（又は時間ダミー②or 時間ダミー③）＋誤差項

被説明変数は、事業期間（フェーズⅠ）として準備組合設立から都市計画決定までの事業期間（単位：日）とする。都市再開発データ[10]に記載される準備組合設立等年月をもとに、すべて同年月 1 日を設立等年月日として事業期間を日数にて算出する。事業期間を及ぼす影響としては、各種調整に要する時間の積み重ねと一番長く事業に反対をする人の合意にかかる時間の影響が大きいと考えられる。前者の影響があれば、権利形態、土地・建物の利用状況等により何らかの差が見られるはずであり、後者であれば権利形態等の差異による事業期間の差は有意に表れないはずである。そこで権利者・関係者について、土地所有者、借地人、借家人、使用貸借による建物所有者等に分けて影響を見る。使用貸借による建物所有者等については権利形態が明確ではないため、今回の分析の対象外とする。権利形態のごとに協議量が異なり、事業期間に影響が出るのであれば、本分析において何らかの有意な数字が出るはずである。同様に地区内の建物についても、利用目的に応じた建物棟数を説明変数とおくことでその違いを見る。また、従前公共用地は「公共用地の再配置」を行う土地であり、高度利用を目的とする再開発事業の目的と違うため事業遅延の要素になりえると考えたため、同面積を変数として加えた。空地面積については、低利用地の代表的な状態であり、障害物が少なく開発への問題が小さい土地と考え、実質的な事業者の開発意欲を増し、かつ、地元住民からしても町を良くすることを考える際にその活用をまず考え、事業の推進力になると考えた。そして、４．３より時間ダミーを採用した。

事業期間の分析に使用する変数の基本統計量は表３の通りである。

４．５　推定結果

事業期間の推定結果を表４に示す。以下、主要な説明変数について考察する。

フェーズⅠにおいて、権利者数の増加と期間の関係性は見られず、土地所有者、借地人、借家人の間で事業期間への影響に大きな差は見られない。この段階では補償等個別対応が少なく、権利者等が増えることでの調整量がさほど増えていないと考えらえる。所有、賃借による対応にも差がつきにくいことから権利形態による差も小さいと思われる。使用貸借による建物所有者等については頑健な値が出ているため、内容を精査したうえで別途検討が必要と考える。

[10]公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第 6 巻(2006 年)及び第 7 巻(2011 年)

表３　基本統計量

	データー数	平均	標準偏差	最小値	最大値
事業期間(フェーズⅠ)	192	1544.979	1088.827	92	4810
都市人口(千人)[東京23区を除く]	192	607.510	825.470	0	3635
東京23区ﾀﾞﾐｰ	192	0.188	0.391	0	1
従前平均価格(千円)	192	846.276	1214.025	15	8450
所有者数(人)	192	33.688	45.556	1	440
借地人数(人)	192	12.359	27.733	0	234
借家人数(人)	192	23.245	30.916	0	262
使用貸借人(人)	192	2.078	5.502	0	41
店舗棟数(棟)	192	6.328	10.566	0	99
店舗兼住宅棟数(棟)	192	10.964	14.049	0	97
住宅棟数(棟)	192	13.297	19.391	0	148
業務施設棟数(棟)	192	2.479	3.827	0	22
工場施設棟数(棟)	192	0.875	3.375	0	34
その他施設棟数(棟)	192	5.938	12.262	0	128
従前公共用地面積(㎡)	192	2872.043	2588.485	0	15291
従前空地面積(㎡)	192	5835.843	7525.449	77	62942
時間ﾀﾞﾐｰ①	192	0.286	0.453	0	1
時間ﾀﾞﾐｰ②	192	0.250	0.434	0	1
時間ﾀﾞﾐｰ③	192	0.365	0.483	0	1

(注)従前空地面積＝宅地面積(公有地も含む)－建物敷地面積

表４　推計結果

説明変数	ケース① 推定値	ケース② 推定値	ケース③ 推定値
都市人口(千人)[東京23区を除く]	0.171 **	0.178 **	0.059
東京23区ﾀﾞﾐｰ	432.760 *	444.416 *	361.021
従前平均価格(千円)	−0.090	−0.196 ***	−0.051
所有者数(人)	−1.905	−2.410	−2.590
借地人数(人)	−3.667	−2.866	−2.358
借家人数(人)	−3.317	−2.415	−3.348
使用貸借人(人)	32.280 **	24.448 *	32.950 ***
店舗棟数(棟)	5.843	5.658	7.182
店舗兼住宅棟数(棟)	−9.616	−8.089	−11.528 *
住宅棟数(棟)	6.915	6.587	8.140
業務施設棟数(棟)	52.619 ***	55.731 ***	33.741 *
工場施設棟数(棟)	−36.375 *	−23.876	−16.359
その他施設棟数(棟)	−0.344	−0.878	−3.108
従前公共用地面積(㎡)	0.087 ***	0.084 **	0.070 **
従前空地面積(㎡)(注)	−0.030 **	−0.027 **	−0.025 **
時間ﾀﾞﾐｰ①	1,179.082 ***		
時間ﾀﾞﾐｰ②		1,138.486 ***	
時間ﾀﾞﾐｰ③			1,233.466 ***
定数項	1,021.085 ***	1,123.119 ***	1,028.411 ***
自由度調整済み決定係数	0.3468	0.2974	0.3787
サンプル数	192	192	192

(注)***,**,*はそれぞれ有意水準1,5,10%に対応する。

土地利用状況をみると、建物棟数が増えると、その調整に時間を要し事業の長期化の影響が出ているが、店舗、工場等用途の違いにより差が出ている。建物の種類は、土地所有者、借地人が保有している資産であり、その用途の違いは個人の置かれている状況の差の一部を表していると言える。どのような利用用途であろうと、お互いに情報を知っていれば取引はスムーズに進むはずであり、事業期間への影響に差は出ない。本分析結果の通り、有意な差が出てくるもの、有意でないまでも符号も含め値に大きな差があるということは、権利者は置かれている状況により再開発事業の便益、費用が異なり、それを施行者が正確に把握していないことにより、取引が円滑に進まず、事業期間への影響の違いという形で表れていると考えられる。

また、個別に見てみると工場施設は事業期間を短くする傾向、業務施設は長期化する傾向が見られた。市街地で操業する工場にとって、今後もそのまま操業することが厳しい場合、事業に参加し、撤去費、移転費が事業から支弁されることに大きく便益を感じるため、他の利用に比べ、事業期間を短縮する傾向があるのではないか。業務施設については、職場がそこにたまたまあり、経済活動（取引相手等）や生活はそのほかの地域で行い、地区周辺ではあまり生活、経済活動をしているとは限らず、街のにぎわいに影響を受けにくい存在で、再開発の便益が小さいことが考えられる。店舗等では有意な値が見られないものの、それぞれに差があることは注目すべき点であり、今後何らかの考察のいるところである。

従前公共用地面積はやはり高度化利用という再開発事業のなかで再配置が目的であり、時間リスクの少ない地権者（自治体）がかかわるため、その面積の増加に伴い、事業の長期化傾向が見られる。空地は建物等権利、財産がなく調整要因が少ないこと、空地活用の意識が地元でも高まり易いことなどの理由から、期間短縮要因として表れていると思われる。水谷の研究において地区面積の影響が有意に出なかった理由の一つとして、利用状況等により事業期間への影響が異なることが示された。

５．　フェーズⅡの実証分析

本章は、都市計画決定から権利変換計画認可までの期間について実証分析を行う。使用するデータは「４．フェーズⅠの実証分析」と同じとして推定式を設定する。そして同期間に影響する要因の分析を行う。

５．１　実証モデル

ケース①、②

事業期間（フェーズⅡ）

$= \beta_0 + \beta_1$都市人口$+ \beta_2$東京 23 区ダミー$+ \beta_3$従前平均価格対数$+ \beta_4$土地所有者数

$+ \beta_5$借地人数$+ \beta_6$借家人数$+ \beta_7$使用貸借人数$+ \beta_{16}$店舗棟数$+ \beta_{17}$店舗兼住宅棟数

$+ \beta_{18}$住宅棟数$+ \beta_{19}$業務施設棟数$+ \beta_{20}$工場施設棟数$+ \beta_{21}$その他施設棟数

$+ \beta_{22}$従後公共用地面積$+ \beta_{23}$新設公益施設床面積$+ \beta_{24}$法第 111 条ダミー＋誤差項

基本的な考え方は４．４と同じである。公共団体との関わりについては、今後整備される公共用地、公益施設が協議の量、時間を増やすと考え変数として採用した。また、水谷の研究から全員同意型の権利変換の方が同意期間を短くするとの見解が示されているため、権利変換の違いをダミー変数によりコントロールをした（ケース①：法第 111 条ダミーなし、ケース②：法第 111 条ﾀﾞﾐｰ使用）。

また、市街地再開発事業において権利者等は、事業計画認可後 30 日以内に地区に残留するか、転出するかを決め、施行者に申し出なくてはいけない[11]。しかしその判断の大きな指標となる従前財産の価値については。事業計画が認可されてから建物調査等が行わるため、この時点で権利者等に詳細な補償額等は示されず、残留と転出の経済的損得を正確に把握することはできない。阿部(2009)は土地収用事業におけるごね得を指摘し、瀬下ら(2007)も共同化事業において転出によるごね得を権利者等が図る傾向があるとしている。権利者等がゴネ得を行うケースを表５のように考えられる。

表5　再開発事業における権利者の行動

	再開発ビル	最終行動	利益の実現	時間リスク	事業採算性の影響	
ア	使用	権利床	竣工時	大	大	
イ	自らは不使用	権利床を賃貸	竣工時	大	大	
ウ	〃	転出	転出時	小	小	長期化しても自分の損失は小さい
エ	不要	転出	転出時	小	小	長期化しても自分の損失は小さい
オ	〃	事業反対				

※ウ、エでごね得が発生する可能性がある

ごね得が実際に発生するのであれば、収用事業であり共同化でもある再開発事業も同様の傾向が見らえるはずであり、残留者数、転出者数を変数として加え、ケース③及び④の推計式を以下のように考えた。先に述べた通り、転出の申し出は事業計画認可後 30 日以内に行うこととなっていることから、この判断自体が事業期間と内生性の問題は有していない。

ケース③

事業期間（フェーズⅡ）

＝β_0＋β_1都市人口＋β_2東京 23 区ダミー＋β_3従前平均価格対数＋β_8残留者数

＋β_{12}転出者数＋β_{16}店舗棟数＋β_{17}店舗兼住宅棟数＋β_{18}住宅棟数

＋β_{19}業務施設棟数＋β_{20}工場施設棟数＋β_{21}その他施設棟数

＋β_{22}従後公共用地面積＋β_{23}新設公益施設床面積＋誤差項

ケース④

事業期間（フェーズⅡ）

[11] 都市再開発法第 71 条

＝β_0＋β_1都市人口＋β_2東京 23 区ダミー＋β_3従前平均価格対数
＋β_9残留者数（土地所有者）＋β_{10}残留者数（借地人）＋β_{11}残留者数（借家人）
＋β_{13}転出者数（土地所有者）＋β_{14}転出者数（借地人）＋β_{15}転出者数（借家人）
＋β_{16}店舗棟数＋β_{17}店舗兼住宅棟数＋β_{18}住宅棟数＋β_{19}業務施設棟数
＋β_{20}工場施設棟数＋β_{21}その他施設棟数＋β_{22}従後公共用地面積
＋β_{23}新設公益施設床面積＋誤差項

分析に用いるデータの基本統計量は表６の通りである。

表６　基本統計量

	データー数	平均	標準偏差	最小値	最大値
事業期間(フェーズⅡ)	192	1346.323	1224.553	122	6057
都市人口(千人)[東京23区を除く]	192	607.5104	825.4699	0	3635
東京23区ﾀﾞﾐｰ	192	0.1875	0.3913328	0	1
従前平均価格(千円)対数	192	2.684938	0.4423054	1.176091	3.926857
所有者数(人)	192	33.6875	45.55609	1	440
借地人数(人)	192	12.35938	27.73323	0	234
借家人数(人)	192	23.24479	30.91616	0	262
使用貸借人(人)	192	2.078125	5.501941	0	41
残留者数(人)	192	33.0625	43.94959	1	376
うち土地所有者数(人)	192	22.02604	34.48597	1	359
借地人数(人)	192	6.364583	12.58531	0	95
借家人(数)	192	3.651042	8.680971	0	55
転出者数(人)	192	38.30729	46.776	0	338
うち土地所有者数(人)	192	11.66146	15.33824	0	83
借地人数(人)	192	5.994792	20.01217	0	198
借家人(数)	192	19.59375	28.23187	0	257
店舗棟数(棟)	192	6.328125	10.56625	0	99
店舗兼住宅棟数(棟)	192	10.96354	14.04867	0	97
住宅棟数(棟)	192	13.29688	19.39127	0	148
業務施設棟数(棟)	192	2.479167	3.827372	0	22
工場施設棟数(棟)	192	0.875	3.374527	0	34
その他施設棟数(棟)	192	5.9375	12.26181	0	128
従後公共施設面積(㎡)	192	4362.438	4020.462	94	25500
新設公益施設床面積(㎡)	192	3499.117	6121.702	0	40923
法第111条ﾀﾞﾐｰ	192	0.4166667	0.4942956	0	1

５．２　推定結果

推定結果を表７にまとめる。借地人が他の権利者に比べ、事業を長期化させる傾向が出ている。瀬下(2003)は、賃借権を所有者より利用権と収用権の移転を保証する権利と位置付け、賃借人は所有者よりも効率的な利用主体としている。それが、原則の権利変換により所有権に変換されてしまえば「所有」の権利が増える分だけその効率性が落ちる。土地所有者、借家人は従前の権利通り所有権、借家権で変換を受ける。他の権利に変換され、かつ、それにより利用の効率性が落ちることから借地人が他の権利者等に比べ、調整に時間

がかかることが考えられる。また、本来の機能を越えた権利を賃借人は付与されているという「立法の失敗」を瀬下は指摘しており、その面からも借地権から所有権への権利変換は、その権利の縮小になり、協議を難航させ事業期間を長くする要因となっているのではないか。全員同意を得ることで自由な権利変換はできるものの、従来型に比べ、権利者全員の同意を必要とする分、取引費用は高くなる。

表７　推定結果

説明変数	ケース① 推定値	ケース② 推定値	ケース③ 推定値	ケース④ 推定値
都市人口(千人)[東京23区を除く]	−0.324 ***	−0.343 ***	−0.265 **	−0.273 **
東京23区ﾀﾞﾐｰ	−393.733	−401.610	−341.968	−248.804
従前平均価格(千円)対数	562.728 **	559.307 **	636.490 ***	565.316 **
所有者数(人)	−2.158	−2.555		
借地人数(人)	10.518 ***	10.552 ***		
借家人数(人)	−1.044	−1.325		
使用貸借人数(人)	−1.119	−2.381		0.482
残留者数(人)			−6.792 **	
うち土地所有者数(人)				−4.389
借地人数(人)				−1.852
借家人(数)				−12.497
転出者数(人)			8.637 ***	
うち土地所有者数(人)				3.505
借地人数(人)				16.258 ***
借家人(数)				3.470
店舗棟数(棟)	19.440 *	19.298 **	11.868	17.311 *
店舗兼住宅棟数(棟)	3.091	1.840	7.868	3.465
住宅棟数(棟)	8.943	9.147	4.381	6.048
業務施設棟数(棟)	48.686 **	44.970 *	38.592 *	39.400 *
工場施設棟数(棟)	−20.682	−18.658	−14.986	−20.134
その他施設棟数(棟)	−0.588	−0.835	6.054	1.373
従後公共施設面積(㎡)	−0.015	−0.015	−0.028	−0.018
新設公益施設床面積(㎡)	0.025 *	0.025 *	0.020	0.023
法第111条ﾀﾞﾐｰ		168.306		
定数項	−323.529	−326.731	−532.810	−326.985
自由度調整済み決定係数	0.1928	0.1918	0.2065	0.2139
サンプル数	192	192	192	192

(注)***,**,*はそれぞれ有意水準1,5,10%に対応する。

残留者と転出者の関係をみると、想定した通り、転出者が事業期間を長くする傾向が見られる。瀬下はごね得を「規制の失敗」によるものとし、現在の土地収用法の下では、対象となる不動産保有者には十分補償する必要があるが、個別に対応するため、ごね得を得ようとする行動を誘発し、問題を生じさせると指摘している。また、浅見ら(2012)はマンション建て替えにおいて権利を取得せずに転出するものへの補償金に開発利益が含まれやすいことにより、反対奨励（転出）の効果があると指摘する。それは建替え決議の成立を困難にし、仮に成立するとしても時期を遅らせるとしている。転出者の増が事業期間の長期

化に影響すること見られたことで、ごね得等が再開発事業でも発生している可能性が示された。権利者等は最初に述べた通り、受ける便益と支払う費用を比較して行動を決めるが、従前、従後の価格が示されるまえに転出、残留の判断を権利者等が行うことは、適切な経済判断を不可能にし、少しでも自らが得になるようにごね得をするようになるのではないか。

建物の利用目的による違いもフェーズⅠ同様に事業期間に影響をするとの結果が得られた。有意ではないものの、やはり店舗のほうが住宅に比べ、顧客喪失等営業上の問題が大きく、補償などの調整に時間を要することなどから長期化の傾向が出ている。しかしながら、同じ店舗でも店舗付住宅の場合は、店舗ほど長期化の傾向が今回は出ていないため、一概に店舗の場合、住宅に比べ事業を長期化させるとまでは言い切れない。

新設される公益施設床面積が長期化に寄与するのは、建築物の施設計画と併せて自治体等との調整を要するからであろう。水谷はダミー変数を用いコントロールしていたが、交番等定型的な施設から大型で特殊な施設まで公益施設にも内容は多々あり、大規模になるほど調整に時間を要するとの結果を得た。

６．　初動期の資金調達について

冒頭でも述べた通り、市街地再開発事業においては初動期の資金調達が問題となっている。事業協力者の負担等で多くの事業が完了しており、施行者へのアンケート調査の結果だけでは実際にどの程度資金が不足しているのか客観的判断が難しい。そこで、組合施行と自治体が同じ第一種市街地再開発事業を行った場合の資金計画を比較し分析を行う。

６．１　現状について

全国市街地再開発協会の調べ[12]によると権利変換計画認可年度までの資金計画は表８のような内訳になっている。

表8　事業途中段階での収入・支出
（1999,2000年完了地区、2000年8月31日時点権利変換計画認可済み地区　78地区）

		都市計画決定年度まで	組合設立年度まで	権利変換計画認可年度まで		都市計画決定年度まで	組合設立年度まで	権利変換計画認可年度まで
累計収入		266,682	6,328,258	4,356,149	累計支出	266,623	621,522	3,946,175
実収入	一会補助	32%	36%	14%	調査設計	70%	62%	14%
	他補助	2%	4%	5%	補償	1%	14%	61%
	公管金	0%	8%	7%	事務	22%	14%	14%
	参組負担	2%	4%	29%	利息	2%	2%	2%
	他補助	13%	2%	7%	その他	7%	8%	8%
借入金	市中融資	10%	18%	25%				
	事業協力	39%	23%	1%				
	その他	2%	5%	12%				

（単位:千円）

[12]公益社団法人全国市街地再開発協会「市街地再開発事業における資金計画に関する調査」(2001 年)

都市計画決定までは補助金収入と事業協力者からの協力金がメインとなっている。本来、履行確実性を金融等外部機関が事業について情報を得ていれば、それを基に融資をすることとなる。しかしながら、事業の履行確実性の高まる権利変換計画の認可が行われるまでは外部での資金調達は難しくなっている。通常の土地開発であれば、土地所有者等が土地等を担保に自ら資金を調達する。一部組合役員等が自らの財産を担保に資金を提供することはあるが、地権者全員で資金調達を行うことはない。市街地再開発事業は投資的要素が強いとしても、公共施設整備と外部性を根拠に政府の介入が行われ、積極的に事業への参加をしない地権者も事業に巻き込まれている。その場合、自らの土地の活用であっても、自らの負担を負わず、再開発もメリットを享受する権利者等が発現する。その負担がないため、資金調達が十分に行えていないという側面もあるとも考えられる。そして現状は、その資金不足を事業協力者からの協力金に頼る構造となっている。

６．２　データ

分析に使用するデータは、全国市街地再開発協会が取りまとめている市街地再開発事業のデータ[13]のうち、1999 年４月から 2009 年３月末までに完了した東京都内で行われた組合施行による第一種市街地再開発事業と自治体施行で行われた第一種市街地再開発事業を対象とした。組合施行地区は全 49 地区のうち 43 地区、自治体施行は 15 地区のうち９地区の情報提供を受け、事業計画書の使用が可能であったため、これらを対象とした。事業計画書は自治体等で保存されていたもののうち、最新のデータを使用した。

データを加工するに当たり、事業計画書の資金計画の形式が、事業計画が認可される前、後でわかれている地区が多かったため、これを一つの区切りとし、権利変換計画の認可を２つ目の区切りとして期間を三分割して行った。事業計画認可、権利変換計画認可については年月までわかるため、それを基に年度の支出を四半期に均等分割をし、それぞれの期間に支出を振り分けた。集計は各地区の支出金額を合計したうえで、各期間の支出割合を示した金額平均と地区ごとに各期間の支出割合を算出し、それを集計して一地区あたりの支出割合を算出した割合平均でおこなった。今回は地区による事業費の大小の影響が反映されない割合平均にて分析を行う。

６．３　分析

組合施行と自治体施行の資金計画の集計、および両者の差を表９、10、11 にてまとめる。

事業進捗のために必要な調査設計費等と事務費については組合施行においても初動期より積極的に支出されている。しかしながら、本工事費、補償費についてはその執行が少なく、自治体の資金計画を詳細にみると公共施設整備費としての執行が多いことから、自治体施行においては自らの責任において同施設の整備が行えるため、当初より支出が行われ、この工事に伴う補償も行われていると考えられる。

[13]公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第６巻(2006 年)及び第７巻(2011 年)

表９　組合施行事業の資金計画

組合施行43地区							
		事業計画認可前		権変認可前		完了まで	
	費　目	金額平均	割合平均	金額平均	割合平均	金額平均	割合平均
歳出	工事費	3.6%	3.4%	10.3%	12.2%	86.1%	84.4%
	本工事費	0.0%	0.0%	2.0%	2.0%	98.0%	97.9%
	付帯工事費	1.4%	1.3%	3.8%	3.7%	94.7%	95.0%
	調査設計費等	23.3%	27.3%	25.4%	29.7%	51.2%	43.0%
	用地費	11.5%	6.5%	38.8%	46.7%	49.7%	46.8%
	補償費	10.5%	5.3%	41.0%	39.3%	48.5%	55.4%
	借入利息	0.7%	6.3%	6.4%	19.1%	92.9%	74.6%
	事務費	10.5%	16.0%	14.9%	20.6%	74.6%	63.5%
	小計	3.8%	3.8%	10.3%	12.5%	85.9%	83.7%
歳入	市街地再開発事業補助金	4.7%	5.9%	12.0%	12.7%	83.3%	81.5%
	公共施設管理者負担金	2.8%	4.7%	23.5%	19.9%	73.7%	75.4%
	保留床処分金	0.0%	0.0%	4.5%	2.8%	95.5%	97.2%
	参加組合員負担金	3.4%	1.5%	11.0%	29.3%	85.6%	69.2%
	優先分譲負担金	0.3%	1.7%	0.3%	3.1%	99.4%	95.2%
	預金利子・使用料等	4.1%	11.6%	4.6%	3.8%	91.3%	84.7%
	小計	2.5%	2.4%	8.8%	10.0%	88.8%	87.6%

表 10　自治体施行事業の資金計画

市町村施行9地区							
		事業計画認可前		権変認可前		完了まで	
	費　目	金額平均	割合平均	金額平均	割合平均	金額平均	割合平均
歳出	工事費	17.6%	16.7%	17.4%	15.0%	64.9%	68.3%
	本工事費	5.4%	3.6%	2.1%	3.6%	92.4%	92.9%
	付帯工事費	1.3%	1.8%	5.2%	6.8%	93.4%	91.4%
	調査設計費等	31.2%	34.8%	21.6%	20.1%	47.2%	45.1%
	用地費	0.2%	0.2%	75.4%	20.0%	24.5%	79.9%
	補償費	36.1%	35.5%	36.8%	34.0%	27.1%	30.5%
	借入利息	1.4%	4.4%	7.4%	4.4%	91.1%	91.2%
	事務費	7.2%	10.6%	19.1%	13.0%	73.7%	76.3%
	小計	16.8%	16.3%	17.1%	14.5%	66.0%	69.2%
歳入	市街地再開発事業補助金	16.0%	16.5%	6.2%	7.2%	77.8%	76.3%
	公共施設管理者負担金	28.5%	24.1%	22.6%	16.5%	48.9%	59.4%
	地方道路整備臨時交付金	1.3%	8.3%	32.9%	11.8%	65.8%	79.9%
	保留床処分金	4.6%	3.6%	0.2%	0.2%	95.2%	96.2%
	市単独費	12.7%	15.2%	22.3%	7.4%	65.0%	77.5%
	前年度繰越金	0.0%	0.0%	33.3%	3.7%	66.7%	96.3%
	預金利子・使用料等	1.9%	1.5%	3.7%	2.9%	94.4%	95.6%
	小計	12.4%	11.3%	9.3%	7.9%	78.3%	80.8%

表 11　組合施行事業の資金計画－自治体施行事業の資金計画

組合施行-市町村施行								
			事業計画認可前		権変認可前		完了まで	
	費　目		金額平均	割合平均	金額平均	割合平均	金額平均	割合平均
歳出	工事費		−14.0%	−13.3%	−7.2%	−2.7%	21.2%	16.1%
		本工事費	−5.4%	−3.5%	−0.2%	−1.5%	5.6%	5.1%
		付帯工事費	0.1%	−0.5%	−1.4%	−3.1%	1.3%	3.7%
		調査設計費等	−7.8%	−7.5%	3.8%	9.6%	4.0%	−2.1%
		用地費	11.3%	6.3%	−36.5%	26.7%	25.2%	−33.0%
		補償費	−25.6%	−30.2%	4.2%	5.3%	21.4%	24.9%
	借入利息		−0.7%	1.9%	−1.0%	14.7%	1.8%	−16.6%
	事務費		3.3%	5.3%	−4.2%	7.6%	0.9%	−12.9%
	小計		−13.0%	−12.5%	−6.8%	−2.0%	19.8%	14.5%
歳入	市街地再開発事業補助金		−11.3%	−10.6%	5.9%	5.5%	5.5%	5.1%
	公共施設管理者負担金		−25.8%	−19.4%	0.9%	3.4%	24.9%	16.0%
	保留床処分金		−1.1%	−2.0%	10.8%	29.1%	−9.6%	−27.1%
	預金利子･使用料等		2.2%	10.1%	0.9%	0.9%	−3.2%	−11.0%
	小計		−10.0%	−8.9%	−0.5%	2.0%	10.5%	6.9%

収入を見ると明らかに補助金収入の時期に差があり、自治体施行と組合施行で初期の資金需要が同じだった場合、この分が資金不足として表れている。また、歳出小計と歳入小計を比べると、自治体は歳入以上の歳出を行っている。自治体は履行確実性が高く、かつ、自ら資金調達ができることから、潤沢に資金執行が出来ていると言える。またそれは、資金を供給する自治体と事業を施行する自治体が同一のため、履行確実性の情報を有しているからこそ、資金調達が出来ていると言える。それに対し、組合施行においては歳出と歳入の差が小さい。組合は金融機関等外部機関から借り入れにより資金調達を行う必要があるが、外部機関が事業の履行確実性を判断するのは難しく、権利者合意という定量的な分析が難しいリスクがあるため過少に判断する傾向があると考える。このように施行主体による資金調達力の差が、組合の資金調達の困難性として言われている部分ではなかろうか。そしてそこには履行に関する情報の非対称があるともいえる。

これらを見ると、組合施行における資金調達の困難性は初期の補助金収入の少なさと自治体に比べ借り入れができないために、その収入に合わせた支出しかできないことと言える。しかしながら、支出費目だけ見ると初動期に運営に必要な執行資金、事務費と調査設計費は現時点で足りているようにも見えるため、何の資金が不足しているのか更なる精査が必要である。

7．　考察

市街地再開発事業において、権利者等との協議は履行の不確実性、遅延、事業費増などの様々なリスクのもととなる。実証分析が示す通り、権利者等の数では一概にその事業の遅延の影響は図れず、権利形態や土地、建物の利用状況によって事業期間への影響は異なっている。施行者と権利者等が交渉するに当たり、お互いの情報を知り、適切な補償がなされれば、正常に取引が行われ、事業の遅延は少なくなる。その場合、権利形態等の違い

による事業期間への影響の差はほとんど見られないはずである。本研究により、実際の市街地再開発事業の現場では、権利形態や土地・建物の利用状況の違いにより、事業期間に異なる影響が出ていることが確認された。施行者と権利者がお互いの情報を知らないことにより影響の違いが見られていると思われ、両者の間には情報の非対称の問題があると考えられる。よって、現制度以上に施行者、権利者等が情報を正確に知ることが出来れば、交渉は円滑に進むようになるはずである。権利者の立場からすれば、所有財産の評価、権利床等の評価、事業スケジュール等を早く知る必要があり、そのためには建物調査、各種設計を今以上に早期に実施すべきである。そして、それを実現するには準備組合、再開発組合ともにその執行力を強化することが不可欠であると考える。行政も外部性の観点から補助金等を投入している地区が多くあることから、事業の早期化を一緒に目指さなくてはならない。例えば、現在、事業計画の認可後に実施される建物調査を都市計画決定後、自治体が施行予定者に代わり建物調査を行い、施行者決定後補助金等から回収する方法も考えられるのではないか。また、現状以上に組合施行で初動期より調査等業務が行える環境が整えば、それに伴う事業に関する情報は増え、履行確実性も上がる。それにより、今よりも資金調達の困難性は改善すると考える。

借地権の問題は、そもそも土地所有者と借地人との間でそもそも片づけるべきとの主張もあるが、そこの議論をすると再開発の議論ではなくなるため、ここでは事業でどのような対応が可能かを考える。同じ借地借家法に守られた借地人、借家人であっても権利変換計画までの事業期間への影響度が異なる。違いは従前権利と同じ権利に変換されるか、されないかという点であると考えられる。賃借権である借地権が原則所有権に変換されてしまう現行の権利変換計画の手法に問題がありそうで、自由度の高い権利変換計画策定を行うことで改善が見込めるのではないだろうか。現在でも全員同意型で自由度のある権利変換計画がつくれるが、そもそも等価交換により権利変換を行っているのだから、権利変換形態に縛りをかける意味はさほどないと考える。権利者の望む権利変換が通常の手続きでできるようになれば、協議量が多少減るのではないか。また、瀬下の指摘する通り、借地借家法に「立法の失敗」あり、それが本人の希望ではなく、事業実施により問題として顕在化するのであれば、行政による支援も考えられる。一定期間以上借地契約が履行されている場合、増床のための費用を無利子融資など行うことも検討する必要があるのではないか。

転出者の問題については、浅見ら(2012)が指摘する通り、反対奨励につながる現行の転出者への補償をやめ、事業計画認可時点等の従前価額での買い取りや、ごね得を発生させないよう施行者の強制力の強化し、転出者に対する補償等対応を厳粛に行わなくてはならない。また、転出等の一番の判断基準なる従前価額、従後価額、買い取り価額については明確にする必要があり、かつ、転出者が開発利益を得て、事業で苦労を伴う残留者よりも得をすることのないようにしなくてはならない。価額の決定をわかりやすくするには、既存の公式な価格を使用することであり、一つは固定資産税評価額が使用できるのではないか。それをそのまま使うのではなく、事業特性、地域制をかんがみそれを基に従前価額を作成し、転出時の補償もそれを基に行う。権利床については等価交換の原則に縛られず、開発

利益（不利益）に見合った権利床変換を行う。これにより、残留者は権利床価格変動のリスクとともに開発利益をうけ、反対者は早期に現在価値の補償を受け退場する。当初の財産評価については転出しても残留しても差がなく、明確化する（表 12）。

表12 従前価額等の評価の考え方（イメージ）

	固定資産税評価額	従前の価額	補償額	受ける権利床の価額	
残留者	A	A×1．2	―	A×1．3	権利床に変換、景気変動リスクを負う
転出者	B	B×1．2	B×1．2	―	景気変動リスクを負わない

ただし、事業参加者全員が再開発事業への積極的参加とは限らないとすれば、従後の価格変動リスクを軽減する別途仕組みを考える必要があるだろう。その場合には、その見返りとして事業への反対権の放棄（権利変換計画への意見の禁止、土地引渡しの強制力強化）があるのではないか。また、既存財産に比べ過小評価にならない必要があることと、補助金等が投入される公共性の高い事業であるが為に財産評価が実際より高くなることへの批判があるかもしれない。前者については別途チェック方法や救済措置を考えることで対応すればよい。後者については再開発事業への政府の介入が正の外部性によるのであれば、事業によりその外部性が実現すれば効果があったと言える。極端な権利者等への利益供与は問題ではあるが、事業参加へのインセンティブを与える意味でも等価交換にとらわれない権利変換方式を導入してもよいと考える。

８． おわりに

本研究では、権利者等の権利形態、土地、建物利用状況が事業期間にどのように影響を与えるか、それと併せて、事業の長期化においてなにがボトルネックとなるか検証してきた。一般的に権利者が多い地区、建物が密集している地区での権利者合意が難しいと思われている。今回、建物と長期化の関係性はある程度見ることができたが、権利者数については必ずしも正の関係ではなく、借地人と転出者での対応で特に長期化するなど、権利形態や状況により異なることが示された。実業においては、それ以外にも施行者、行政等の執行能力など様々な要素がリンクし、権利者以外にも多数のステークホルダーがいることから、市街地再開発事業の事業期間、リスク等を定量的に分析することは難しいだろう。

しかしながら、権利者合意という言葉ひとつにまとめられていた問題も、一部は分解し解析することができることを今回示せたと思う。今後も完了地区のみならず、中断地区や検討で断念した地区の情報を収集、精査し、事業の迅速に向けた手法の検討を続ける必要があると考える。

謝辞

本稿の作成に際し、福井秀夫教授（プログラム・ディレクター、副査）、北野泰樹助教授（主査）、植松丘教授（副査）、まちづくりプログラム並びに知財プログラムの先生方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ことを心より御礼申し上げます。

また、各種データ、資料の提供のご協力を頂きました全国の地方公共団体、公益社団法人全国市街地再開発協会並びに学生生活を支えていただいた各プログラムの学生に感謝の意を表します。

参考文献

・浅見泰司・福井秀夫・山口幹幸[編著](2012 年)「マンション建替え―老朽化に化にどう備えるかー」日本評論社
・阿部泰隆(2009 年)「行政法解釈学Ⅱ」有揮斐
・伊丹亮二(1993 年)「権利変換形態が再開発事業に与える影響の考察」日本建築学会
・鷲見育男(2009 年)「市町村都市計画審議会の効率的な運営に関する研究」政策研究大学院大学
・太田道春・堀内善仁(2003 年)「SPC を保留床取得者とする市街地再開発事業の問題点に関する考察」再開発研究 NO.20
・北村幸定(2003 年)「経済変動を考慮した市街地再開発事業のフィジビリティに関する研究」京都大学
・公益社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」第 6 巻(2006 年)、第 7 巻(2011 年)
・公益社団法人全国市街地再開発協会(2001 年)「市街地再開発事業における資金計画に関する調査」
・公益社団法人全国市街地再開発協会(2005 年)「市街地再開発事業における資金調達の実態調査」
・公益社団法人全国市街地再開発協会(2002 年)「初動期における市街地再開発事業の推進実態調査」
・公益社団法人全国市街地再開発協会(1999 年)「再開発の事業迅速化に関する研究」
・公益社団帆人全国市街地再開発協会(2003 年)「市街地再開発事業の参画者リスクに関する調査」
・再開発コーディネーター協会(2003 年)「新たな再開発のあり方に関する提言」
・再開発コーディネーター(2000 年)「再開発で使えるか不動産証券化Ⅰ」NO.87
・再開発コーディネーター協会(2003 年)「再開発事業への資金調達－現状の課題と今後」再開発コーディネーターNO.102
・再開発コーディネーター協会(2003 年)「再開発事業の主体と事業リスクについて」再開発コーディネーターNO.103
・瀬下博之・山崎福寿(2007 年)「権利対立の法と経済学」一般社団法人東京大学出版会
・滝田克彦・富谷隆太郎・鈴木裕明・春山陽宏(2002 年)「ファイナンスから見た再開発事業に関する考察」再開発研究 NO.18
・都市開発事業における効果的なＰＰＰ手法の検討委員会(2012 年)「都市開発事業における効果的なＰＰＰ手法の検討委員会報告書」(2012 年)
・都市開発ファイナンス研究会「(2005 年)都市開発ファイナンスのいま」ぎょうせい

・中野学・大川正則(2012 年)「市街地再開発事業における SPC 参加組合員の参画に伴う課題についてー虎ノ門・六本木地区の事例からー」再開発研究 NO.28
・福井秀夫(2007 年)「ーケースから始めようー法と経済学」日本評論社
・前田仁・日端康雄　日本建築学会(1993 年)「市街地再開発プロジェクトの事業期間の分析」
・水谷圭司(2012 年)「市街地再開発事業における権利者合意水準が事業期間に与える影響」政策研究大学院大学
・宮本幸司 (2002 年)「市街地整備事業における公民パートナーシップと新たな資金調達に関する調査研究」調査研究時報 NO.130
・山崎福寿(2001 年)「経済学で読み解く土地・住宅問題―都市再生はこう進めよ―」東洋経済
・山崎福寿(1999 年)「土地と住宅市場の経済分析」一般社団法人東京大学出版会
・山崎福寿・浅田義久(2003 年)「都市再生の経済分析」東洋経済新報社
・簗瀬範彦(2001 年)「市街地整備事業における公民パートナーシップと新たな資金調達手法に関する調査研究　調査研究時報) NO.128
・吉原信哉・河野勝・頃安りゅう・山本明　(1993 年)「市街地再開発事業における事業期間ー市街地再開発事業に関する研究(その１)ー」日本建築学会
・吉原信哉・河野勝・頃安りゅう・山本明(1993 年)「市街地再開発事業における権利者残留率ー市街地再開発事業に関する研究(その２)ー」日本建築学会

交通混雑の影響と対策について

≪要旨≫

社会資本の老朽化により、安全対策が道路政策上の大きな課題となっている。一方で道路利用者にとっては日常の道路利用における問題は、主に混雑である。その外部性は他の道路利用者への速度低下であり、時間費用を増加させる。その主な原因は道路の容量の不足であり、そのため地域経済を支える主要な路線において、バイパス整備や交差点の整備などの対策が進められてきたが、未だ多くの箇所で混雑が発生している。

本稿では、交通混雑のうち、道路の混雑による影響について実証的に分析し、その対策と課題について考察することを目的とする。実証分析では、混雑を表す指標として速度と交通量などの交通データを用いて、地域特性や道路構造が速度変化に与える影響を分析した。その結果、人口集中地区（商業地域）で行う対策の有効性が示唆された。しかし対策を行うにあたっては、財政面や土地の確保等における権利調整の難しさなどが大きな課題である。混雑の外部性を減らし社会の効率性を高めるために、経済学的見地から需要面での対策を含めた総合的な対策の必要性について提言した。

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12607　齋藤　裕之

目　次

１．はじめに 3
２．交通を取り巻く現状と課題 4
２－１　社会的な背景 4
２－２　道路混雑の現状と対策 5
３．理論分析 5
３－１　混雑 5
３－２　混雑費用 6
３－３　混雑対策 7
４．実証分析 8
４－１　分析モデル 8
４－２　分析①（地域特性と道路構造）推定モデル 9
４－３　分析①（地域特性と道路構造）の結果と考察 10
４－４　分析②（個別要因）推計モデル 12
４－５　分析②（個別要因）結果と考察 13
４－６　分析③（混雑による時間損失の推定） 14
５．おわりに 17
参考文献 20

１．はじめに

社会資本の老朽化が進み、安全対策が道路政策上の大きな課題となっている。一方で道路利用者にとって日常の道路利用における問題は、主に混雑である。混雑の外部性は、限られた空間の中で 1 台の道路利用者の速度低下が他の車に及ぶことであり、時間費用を増加させる。その主な原因は道路の容量の不足であり、バイパスをはじめとする容量の拡大策が進められてきた。しかし新規の道路整備や拡幅は、財政制約や土地の確保等における権利調整の難しさなどが大きな課題である。

すでにカーナビやスマートフォンなどによって、位置情報だけでなく混雑情報も得られるようになった。今後は GPS をはじめとする情報技術の革新によって、一般道路においても精緻な交通情報の把握が可能になり、利用者は利便性の高い道路が選択できるようになろう。このようなデータは、いわば、道路利用者の需要を調整し、費用を把握する方法でもある。また適切に利用することが効率的な政策実施にも寄与すると考えられる。

そのためには関連した調査や研究の蓄積が必要となる。道路の混雑は、主に時間の損失によって評価される。先行研究において速度に関する調査や研究が多くされている。経済学的な分析においては、主に高速道路や高規格幹線道を対象としている[1]。

本稿では、道路混雑による影響について実証的に分析し、道路の効率的な利用のための対策と課題についての考察を行うことを目的とする。

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、道路を取り巻く現状や課題を概観した。第 3 章では、交通混雑に関する経済学の理論を整理した。第 4 章では、交通混雑を示す指標として、埼玉県の速度や交通量など交通データを用いて OLS 推定により速度の変化に影響する要因を実証分析した。その結果、地域特性や構造による違いとして、人口集中地区（商業地域）の 2 車線道路でより混雑による速度低下が大きい傾向が観察された。第 5 章では、全体のまとめと今後の課題を整理した。人口集中地区（商業地域）での混雑対策は、それ以外の地域に比べて有効であることを示唆された。慢性的な混雑は、都市の集積を効率良く使えていないことから、混雑による外部性（混雑費用）を解消し、社会的効率を高める必要がある。しかし道路整備など供給面での対策は、密集地では土地確保や権利調整の面から費用が高く、整備は容易ではない。そのため先行研究や文献などから需要面の対策を含めた総合的な対策の必要性について考察した。また今後の課題として、交通に関する精緻なデータを収集し、逐次的に対策を講じていくことが社会的な効率を高めるために必要であることを整理した。

[1] 山崎・浅田(2003)など

２．交通を取り巻く現状と課題

社会状況の変化を踏まえて、交通、特に道路を取り巻く現状や課題を概観する。

２－１　社会的な背景

我が国は、戦後から人口が大幅に増加し都市部へ人口流入が進んだ。また高度成長期以降、都市は大規模な交通需要に対して鉄道網の整備ともに、自動車を利用した交通施設の整備が行われ、発展を遂げてきた。こうした交通網の発展は、都市間や都市内の移動手段として、社会や経済の発展に役立ち、さらなる都市の拡大を生み人口増加が進んだ。交通に関して社会の状況変化に伴う課題が多い。

第１に、人口減少と高齢化社会である。日本の総人口は 2005 年に減少に転じた。国立社会保障人口問題研究所によると、2030 年には 1 億 1622 万人、2048 年には 1 億人を割ることが予想されている。また本格的な少子高齢化が進み、年少人口や生産年齢人口が減少、老齢人口が増加していく。15 歳から 64 歳までの生産年齢人口は 1995 年には 8,726 万人に達したが、2012 年には 8,173 万人となり、2050 年には 5,000 万人を割る一方、高齢者人口は約 3,800 万人となる。これらは、将来的に経済規模の縮小や、交通施設を含む社会基盤に対して大きな変化を与えることが想定される。また利用者比率の変化に伴い、社会資本についても需要に応じた対応が求められる。

第２に、社会資本が老朽化し、更新期を迎えていることである。1960 年代から 70 年代の高度経済成長期の短期間に集中的なインフラ整備が進んだ。また 1990 年代に入って、経済対策として積極的な公共投資が行われた。このうち高度成長期以降に建設された多くの施設は、今後集中的なインフラ更新期を迎える。このことで国や地方公共団体に大きな財政需要を発生させる。

第３に、財政状況が悪化していることである。地方公共団体においては、税収は減少し、また市場公募債の拡大により、資金調達コストが上昇している[2]。そのため社会資本の更新や投資の財源となる予算は十分に確保されていない。公共投資予算はピーク時の約半分に減り、「増大する需要を減少する予算で賄わなければならない」状況が生じている。

その他、地球環境やエネルギー問題の観点からも、自動車利用、道路利用について考える必要がある。加えて政策実施における国と地方自治体との役割の変化が挙げられる。例えば道路法第 30 条に基づく道路構造令について、いわゆる地方分権一括法を受け、平成 24 年４月１日に改正され、都道府県や市町村が道路の構造に関する規定を条例で定めることとなったことである。

こうした状況変化を踏まえて、さまざまな課題を達成するためには、多くのトレードオフに留意する必要があり、また政府としてどのように関わるか十分に検討する必要がある[3]。

---

[2] 中川(2012)
[3] 福井(2007)

２－２　道路混雑の現状と対策

国土交通省は、「全国道路・街路交通情勢調査（道路交通センサス)」で 5 年ごとに全国の道路交通量などを調査している。この調査は、高速自動車国道から一般都道府県道等の全路線及び指定市の一般市道の一部を対象とし、①一般交通量調査、②各調査区間の延長、幅員､車線数等の道路状況調査､③交通量調査の 3 つを行っている。平成 22 年の結果では、全国的な全車平均交通量は、前回調査の平成 17 年度から 2.6%減少している。一方で平日の混雑時旅行速度は、35.1km/h で、平成 9 年度からの 5 年毎の調査では、平成 22 年度までほぼ横ばいで推移している。こうした中で、首都圏や大阪、愛知においては多くの混雑が発生している。

交通混雑は、自動車利用が道路の容量を上回っていることが主な要因である。特に大都市圏では人口・交通が集中し、慢性的な混雑が発生するとともに、地方都市圏においても、朝夕のラッシュ時間帯を中心に混雑が発生している。

そうした中で、都市中心部の通勤時、観光地における休日時、日常的に混雑が発生している箇所などを中心に以下のような混雑対策が実施されている[4]。

交通容量の拡大策としては、主に年月や費用を要するバイパス整備、環状道路整備などの道路ネットワーク整備がある。また比較的小さな費用で早期に大きな効果を上げることができる局部的な対策として、交差点整備や踏切改良である。加えて違法駐車対策などが行われている。また都市においては都市計画道路など一定程度整備が進んでいる。

なお需要面での対策では、パーク＆ライドや、バスなど公共交通の利用促進などがあるが実施は限られる。

３．理論分析

この章では、山田(2001) や佐々木・文(2000)を参考に、交通混雑に関する経済学での理論を整理した。

３－１　混雑

道路利用者にとって道路利用の便益とは何か。道路利用を含めた交通需要は、経済学では本源的活動に伴う派生需要とされている。それ自体が目的ではなく、あくまで他の社会経済活動の目的を達成するための手段である。また、現実の交通現象は人々のさまざまな意思決定の結果である。移動はそれによって得られる便益が必要な費用を上回るときに発生し、下回るときには発生しない。つまり、交通費が十分に低ければ、便益の大小にかかわらず交通流動が生じるが、費用が大きければ交通量は減少する。したがって、交通は経済学の対象となりうるし、経済学的手法が交通政策の手段ともなりうる。

混雑は、ある容量（キャパシティ）を持つ施設あるいは限られた空間で、一定限度を超える経済活動が行われるとき、その施設から本来提供されるサービス水準が低下する現象である。非競合状態においてはある人が利用していても他の人に影響は与えない。ところ

[4] 国土交通省国土技術政策総合研究所(2005)

が、追加的な道路利用者によって混雑が生じると走行速度が低下して所要時間が増し、負の外部性が生じる。このような混雑現象は、社会資本施設の利用において一般的に生じるが、都市交通においては負の外部性に対して政府による政策的な対応が要請される。

道路混雑はさまざまな要因によって引き起こされる。交通信号、車線減少、前に低速の車が走っているときなど道路上のボトルネックのよって待ち行列が形成される「ボトルネック混雑」がある。また「フロー混雑」は同時に道路へ多数の車が流入して生ずる自然現象による混雑である[5]。なお、交通密度が増加して速度の低下が生じたために交通量が減少する状態は「超混雑」といわれ、文(2005) などの文献や先行研究で示されている。

３－２　混雑費用

道路利用者が直接負担する費用は、「金銭的走行費用」(燃料、オイル、有料道路の通行料など貨幣支出を伴うもの)、「時間費用」(道路通行に要する時間)、車両価格や保険料など固定的な費用である。また「外部費用」(非利用者によって負担される事故や環境汚染)がある。この中で混雑に伴って変化する費用は主に「時間費用」である。燃料費等の金銭的走行費用は主に走行距離によって決まり、時間短縮の効果は相対的に小さい。

ある道路を利用する台数が増加すると、速度が低下し区間を通過する時間が増加する。ある区間のある時間帯の交通量 Q（台）がΔQ（台）増加すると、走行時間はｔ（分）からΔｔ（分）だけ増加するとする。

この時の全交通量の総走行時間は、以下のとおりとなる。

総走行時間の変化　ΔT＝（Q+ΔQ）×（ｔ＋Δｔ）―　Q×ｔ

＝QΔｔ＋ΔQ（ｔ＋Δｔ）

ここで交通量が 1 台追加した場合（ΔQ を 1 とする）は、同時に走行していた他の車が影響する時間費用の増加であり、1 台の車が他の車に及ぼす外部不経済、すなわち混雑の外部費用である。また平均的な時間価値を想定すると、道路走行時間と時間価値の積から、一般化交通費用で表せる。[6]混雑が生じている状態では、交通量が 1 台増加した時の社会的総費用の変化は、ΔC であり、その変化は社会的限界費用である。私的費用 C と交通量 Q で表すと、以下のとおりとなる。

（Q＋ΔQ）×（C＋ΔC）－Q×C＝Q×ΔC＋ΔQ×(C＋ΔC)

ΔQ＝１とすると、Q×ΔC＋(C＋ΔC)＝（Q＋１）×ΔC＋C

社会的限界費用　＝　1 台当たりの限界費用の増分×交通量＋1 台当たりの費用

＝　混雑費用＋私的限界費用

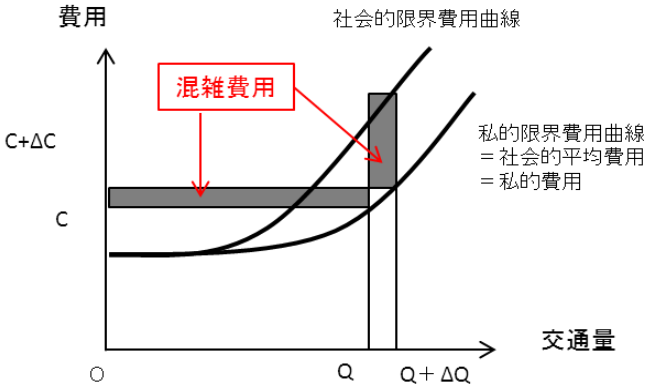
右辺の第 1 項は、交通量が 1 台増加したことによって、同時に走行している他の道路利用者の私的費用の増加分で交通の増加による外部不経済であり、「混雑費用」である。

---

5 本稿では山田（2001）を参考にフロー混雑を前提にした

6 通常、金銭的走行費用との合計額になる

図１　混雑費用



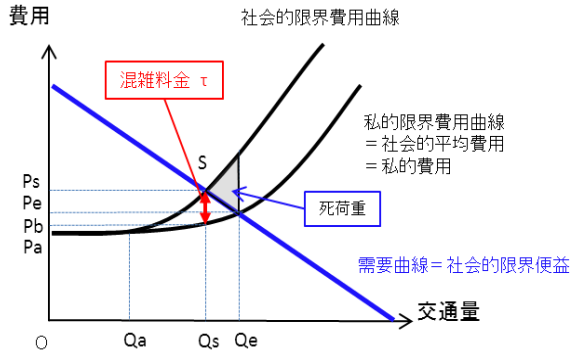
３－３　混雑対策

道路利用に対する需要曲線は、右下がりの曲線によって表される（図２参照）。ここでの私的便益が私的費用を上回る限り道路が利用される。各個人が自由に意思決定する場合、自分自身が負う費用は考慮するが、自身が道路を利用することにより他者に与える費用増加（外部効果）は考慮しない。そのために交通量は過大になり、社会全体からみると非効率になる。この場合には最適な交通量は実現できず、社会的な損失（死荷重）が発生する。ここで社会的に効率的な利用とは、社会的限界便益と社会的限界費用が一致する点 S で実現される。社会的限界費用は、混雑の外部費用に相当する分だけ私的費用を上回る。当然、社会的に効率的な点においても混雑は存在すると考えられるが、過剰な対策が講じられれば、社会的費用を削減する以上に、社会的便益を削減してしまうことから非効率となる。

交通混雑への対策として、混雑料金が最善の策（ファーストベスト）と経済学の文献等で示されている。混雑の発生区間における最適な交通の実現には、私的限界費用を社会的限界費用に一致するよう引き上げることが必要である。そのため道路利用者に対して課されるのが、最適交通量のときの混雑費用（$\tau = Ps - Pb$）に見合う額が「混雑料金」である。

混雑料金の賦課は、無料で供給されていた道路を含めて、混雑費用で測られる混雑の大きさに応じて、価格付けするロードプライシング(road pricing)である。

図２　混雑料金



その他の混雑対策について概説する。

１）道路の整備

交通容量の制約、供給不足から発生する問題で、拡幅、バイパス建設、立体交差、交差点改良などが、主要な政策として行われてきた。しかし、以下の問題から道路整備だけでは、混雑問題が解決できないことが世界各国の状況からわかる。

・容量拡大のための投資は、混雑の激しい場所ほどコスト面から困難
・誘発交通によって道路混雑の解消困難。
・整備によって混雑緩和は図れても、依然混雑が残る

２）燃料税

多くの国で実施されている。車の運転の補完財として、全体的に交通を減少させるが、特定の混雑緩和は困難である。なお排出量の大きい車の使用を抑制し、車の運転に伴う事故や汚染など負の外部性を矯正しようとする「ピグー税」としての効果もある。[8]

３）駐車料金の割り増し

交通量の減少や他の交通への転換が可能であるが、通過交通に対しては効果が少ない。

４）交通費補助

パークアンドライド、混雑の少ない鉄道駅周辺への駐車場整備や、駐車料金補助などで実施されている。補助支出額に見合う社会的な余剰が得られるかが課題である

４．実証分析

３．理論分析で既述したとおり、混雑対策については様々な取組がなされているものの、未だ混雑は多く発生している。そこで埼玉県を事例とした交通データを用いて、混雑による速度変化に影響する特性や要因を把握するため、OLS 推定により実証分析を行った。

４－１　分析モデル

分析は３段階に分けて行う。まず分析①において交通量１台追加あたりの速度変化に関して、地域特性と道路構造(車線数)による特性を OLS 分析によって明らかにする。次に分析②において速度低下の大きい地域における速度変化の要因を分析する。そして、分析③において分析①の結果を踏まえて混雑の時間価値（損失）を推定する。分析に利用したデータは「全国道路・街路交通情勢調査（道路交通センサス)」の最新調査である平成 22 年度のものである。

調査結果は、国土交通省道路局のウェブページにおいて都道府県毎に提供されており（ http://www.mlit.go.jp/statistics/details/road_list.html)、本稿では、このうちの埼玉県のデータを用いた。埼玉県は、混雑時走行速度、平均交通量、混雑度などの指標から、首都圏の中でも混雑が多発していることがわかる。特に県南部の市街地の卓越地域では、混雑時の平均旅行速度が 20km/h を下回る区間が多く発生している。

[8] マンキュー(2005)

なお埼玉県内の調査対象区間は、高速自動車国道、一般国道、主要地方道、一般県道など延長 3554.3km、2851 区間となっている。

４－２　分析①（地域特性と道路構造）推定モデル

道路混雑による交通量 1 台追加あたりの速度変化を確認し、地域特性と道路構造の要因を分析するために、以下の(1)式にて OLS 分析により推計を行う。

$$Y_i = \alpha + \Sigma \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad \cdots (1)$$

ここでαは定数項、β_iはパラメータ、ε_iは誤差項を表す。Y_iは被説明変数で、混雑時の速度（km/h)を混雑時の上り下りの平均旅行速度を用いた。X_iは説明変数で、以下の変数を用いた。

まずピーク１時間のあたりの交通量(台/h)は車種別、車線別、地域別の交差項とした。

地域別については、以下のとおり、道路交通センサスで分類された沿道の状況によって分けている。具体的には、1：人口集中地区かつ商業地域、2：人口集中地区（商業地域を除く)、3：その他市街部、4 平地部の４つに分類している。詳細は、以下に示す。なお混雑が相対的に少ない山地のデータは、分析から除いている。

その他説明変数については、速度変化を与える主な要因を含めるために、信号や駐停車などの状況や整備状況、その他道路構造を決める要素を可能交通容量で設定した。

具体的には、信号交差点密度(箇所/km)、大型車混入率(%)、指定最高速度(km/h)、可能交通容量(台/h)（＝換算昼間 1 時間交通量上下合計/混雑度)、停車帯幅(m)、5.5m以上改良済み延長(%) である。なお道路種別ダミーは、高速自動車国道、都市高速道路、一般国道、一般県道、指定市道で主要地方道との比較を表すものである。

地域別沿道状況は道路状況調査単位区間内で概ね最も延長が長い沿道状況区分とした。

- 人口集中地区（DID)：市区町村の区域内で人口密度の高い（約 4,000 人/km2 以上）調査区がたがいに隣接して、その人口が 5,000 人以上の地域。
- 人口集中地区：平成 17 年国勢調査において設定された区域。「平成 17 年国勢調査報告別巻我が国の人口集中地区（総務省統計局)」
- 商業地域：都市計画で沿道の用途が商業地域又は近隣商業地域が指定されている。他の用途又は用途指定がない場合には該当しない。
- その他市街部：人口集中地区に含まれないが調査路線の道路の両側に人家が連担していて、車両の運転手から見て市街部を形成しているところ。
- 平地部：人家が連担していない地域で、一般的に平野、低地、盆地など道路の縦断のこう配がゆるやかな地域をいう。
- 山地部：山地、丘陵及び山麓等。一般に道路の横断勾配や線形がよくない場合が多い。

表１　基本統計量

車種	地域	単位	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
	混雑時の上り下りの平均旅行速度	km/h	2,640	28.84	13.51	4.70	91.40
2車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量	人口集中地区かつ商業地域	台/時	2,640	68.93	245.81	0.00	1,544.87
	人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	2,640	196.29	379.13	0.00	1,734.63
	その他市街部	台/時	2,640	44.59	196.73	0.00	1,431.00
	平地部	台/時	2,640	273.58	401.08	0.00	1,764.40
大型車　昼間ピーク1時間交通量	人口集中地区かつ商業地域	台/時	2,640	9.11	38.01	0.00	450.12
	人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	2,640	29.32	67.28	0.00	499.50
	その他市街部	台/時	2,640	8.69	44.70	0.00	481.23
	平地部	台/時	2,640	60.50	110.54	0.00	726.99
多車線 小型車　昼間ピーク1時間交通量	人口集中地区かつ商業地域	台/時	2,640	43.19	303.53	0.00	3,639.51
	人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	2,640	218.83	718.97	0.00	5,547.57
	その他市街部	台/時	2,640	82.83	501.13	0.00	5,283.63
	平地部	台/時	2,640	182.55	700.71	0.00	5,582.26
大型車　昼間ピーク1時間交通量	人口集中地区かつ商業地域	台/時	2,640	10.75	86.29	0.00	1,169.39
	人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	2,640	64.20	235.98	0.00	1,612.17
	その他市街部	台/時	2,640	30.41	178.68	0.00	1,679.44
	平地部	台/時	2,640	59.87	239.21	0.00	2,208.59
	信号交差点　交差点密度	箇所/km	2,640	2.39	2.06	0.00	50.00
	信号のない交差点密度	箇所/km	2,640	8.16	9.23	0.00	400.00
	昼間12時間大型車混入率	%	2,640	16.72	8.82	1.10	55.70
	停車帯等　幅員　下り	m	2,640	0.01	0.13	0.00	3.60
	指定最高速度	km/h	2,640	45.81	11.55	30.00	100.00
	c:可能交通容量(1時間)	(台/h)	2,640	1,385.20	1,310.57	47.11	9,305.52
	5.5m以上改良済み延長	%	2,640	89.58	18.80	0.00	100.00
	高速自動車国道	ダミー	2,640	0.03	0.16	0.00	1.00
	都市高速道路	ダミー	2,640	0.01	0.11	0.00	1.00
	一般国道 直轄	ダミー	2,640	0.12	0.32	0.00	1.00
	一般国道 都道府県管理	ダミー	2,640	0.15	0.36	0.00	1.00
	一般都道府県道	ダミー	2,640	0.33	0.47	0.00	1.00
	指定市の一般市道	ダミー	2,640	0.00	0.07	0.00	1.00
	バス路線　延長率	%	2,640	31.57	43.58	0.00	100.00

４－３　分析①（地域特性と道路構造）の結果と考察

表２　推定結果

車線別	車種別	地域別	単位	Coef.		Std. Err.
2車線	小型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	−0.0059	***	0.0017
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	−0.0065	***	0.0012
		その他市街部	台/時	−0.0065	***	0.0021
		平地部	台/時	−0.0012		0.0011
	大型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	−0.0241	**	0.0096
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	−0.0136	**	0.0060
		その他市街部	台/時	−0.0032		0.0090
		平地部	台/時	−0.0047		0.0044
多車線 （3車線以上）	小型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	−0.0062	***	0.0016
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	−0.0033	***	0.0008
		その他市街部	台/時	−0.0040	***	0.0015
		平地部	台/時	−0.0005		0.0009
	大型車 昼間ピーク1時間交通量 上下合計	人口集中地区かつ商業地域	台/時	0.0061		0.0054
		人口集中地区（商業地域を除く）	台/時	−0.0083	***	0.0023
		その他市街部	台/時	−0.0025		0.0042
		平地部	台/時	−0.0086	***	0.0027
		信号交差点　交差点密度	箇所/km	−1.4914	***	0.1025
		信号のない交差点密度	箇所/km	0.1345	***	0.0208
		昼間12時間大型車混入率	%	0.0652		0.0517
		停車帯等　幅員　下り	m	0.5359		1.2588
		指定最高速度	km/h	0.4331	***	0.0349
		c:可能交通容量(1時間)	(台/h)	0.0017	***	0.0004
		5.5m以上改良済み延長	%	0.0192	**	0.0098
		高速自動車国道	ダミー(注1)	22.3122	***	2.1647
		都市高速道路	ダミー(注1)	26.0904	***	1.8971
		一般国道 直轄	ダミー(注1)	−0.5763		0.7375
		一般国道 都道府県管理	ダミー(注1)	−2.0841	***	0.5535
		一般都道府県道	ダミー(注1)	−0.4490		0.4153
		指定市の一般市道	ダミー(注1)	−2.0411		2.4220
		バス路線　延長率	%	−0.0261	***	0.0041
		定数項		12.3880	***	1.6735
		自由度調整済み決定係数		0.6154		
		観測数		2,640		

（注1）※ダミーは主要地方道との差
（注2）***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表３　地域別

車種	車線数	地域	単位	Coef.		比率
小型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	−0.0059	***	5.0
		人口集中地区（商業地域を除く）	km/台	−0.0065	***	5.5
		その他市街部	km/台	−0.0065	***	5.5
		平地部	km/台	−0.0012		1.0
	多車線（3車線以上）	人口集中地区かつ商業地域	km/台	−0.0062	***	5.3
		人口集中地区（商業地域を除く）	km/台	−0.0033	***	2.8
		その他市街部	km/台	−0.0040	***	3.4
		平地部	km/台	−0.0005		0.4
大型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	−0.0241	***	5.1
		人口集中地区（商業地域を除く）	km/台	−0.0136	***	2.9
		その他市街部	km/台	−0.0032		0.7
		平地部	km/台	−0.0047		1.0
	多車線（3車線以上）	人口集中地区（商業地域を除く）	km/台	−0.0083	***	1.8
		人口集中地区かつ商業地域	km/台	0.0061	—	−1.3
		平地部	km/台	−0.0086		1.8
		その他市街部	km/台	−0.0025		0.5

（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の推計結果を車種別、車線別、地域別に比率を用いて表３にまとめる。

ここで、地域別による係数の違いについて有意な数値を見ると、人口密度の大きい地域の方がより大きい傾向がみられる。特に人口集中地区かつ商業地域が大きい傾向が見られる。

表４　道路構造（車線数別）

車種	車線数	地域	単位	Coef.		評価
小型車	2車線	人口集中地区かつ商業地域	km/台	−0.0059	***	
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0062	***	○
大型車	2車線		km/台	−0.0241	***	
	多車線（3車線以上）		km/台	0.0061		
小型車	2車線	人口集中地区（商業地域を除く）	km/台	−0.0065	***	○
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0033	***	
大型車	2車線		km/台	−0.0136	***	○
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0083	***	
小型車	2車線	その他市街部	km/台	−0.0065	***	○
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0040	***	
大型車	2車線		km/台	−0.0032		△
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0025		
小型車	2車線	平地部	km/台	−0.0012		△
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0005		
大型車	2車線		km/台	−0.0047		
	多車線（3車線以上）		km/台	−0.0086	***	△

（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

○有意に差がある
△差はあるが有意ではない
無印　符号条件が合わない

次に、表４で分析①の結果を車線数別にまとめ、道路構造（車線数）の違いについて各係数の変化を観察したところ、交通量１台追加あたりの速度低下は、２車線の方が大きい傾向がみられた。

よって、分析①から人口集中地区（商業地域）の負荷が大きいことと、２車線道路が多車線道路より負荷が大きいという傾向が明らかになった。

以上より人口集中地区（商業地域）の２車線道路がより対策の効果も高いと考察する。

４－４　分析②（個別要因）推計モデル

人口集中地区（商業地域）では分析①で明らかように混雑の負荷が大きいため、個別要因の影響を観察するために分析②を行った。基本式は分析①と同様で、道路構造の要因などの説明変数を加え、以下の(2)式にて推計を行った。なおデータは、人口集中地区（商業地域等）の一般道路に限定した。

$$Y_i = \alpha + \Sigma \beta_i X_i + \varepsilon_i \qquad \cdots (2)$$

ここでαは定数項、β_iはパラメータ、ε_iは誤差項を表す。Y_iは被説明変数で、混雑時の速度（km/h)を混雑時の上り下りの平均旅行速度を用いた。X_iは説明変数で、以下の変数を用いた。ピーク１時間のあたりの交通量（台/時）は車種別、車線別の交差項とした。

その他の説明変数は、大型車混入率(%)、バス路線延長率(%)、信号交差点密度(箇所/km)、信号のない交差点密度(箇所/km)、指定最高速度(km/h)、車道幅員(m)、両側歩道設置率(%)、両側自転車歩行者道設置率(%)、停車帯等幅員、5.5m以上改良済み延長(%)、右折車線ありダミーとした。基本統計量は、表５のとおりである。

表５　基本統計量

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
混雑時の速度(km/h)(混雑時の上り下りの平均旅行速度	283	20.11	8.50	5.40	65.40
2車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	283	642.99	441.59	0.00	1,544.87
2車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	283	85.02	83.94	0.00	450.12
多車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	283	402.89	846.61	0.00	3,639.51
多車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	283	100.31	246.32	0.00	1,169.39
昼間12時間大型車混入率	283	12.72	7.17	2.40	40.80
バス路線　延長率	283	52.82	47.57	0.00	100.00
信号交差点　交差点密度	283	4.06	2.50	0.00	15.00
信号のない交差点密度	283	9.11	5.19	0.00	40.00
指定最高速度	283	41.73	7.73	30.00	60.00
車道　幅員	283	9.08	4.33	4.25	27.10
両側歩道　設置率	283	78.56	31.09	0.00	100.00
両側自転車　歩行者道設置率	283	0.30	1.88	0.00	12.10
停車帯等　幅員　下り	283	0.07	0.41	0.00	3.60
5.5m以上改良済み延長	283	94.57	16.10	0.00	100.00
右折車線ありダミー	283	0.22	0.41	0.00	1.00

４－５　分析②（個別要因）結果と考察

表６　推定結果

	Coef.		Std. Err.
2車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	0.00119		0.00281
2車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	−0.01374		0.01469
多車線　小型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	0.00152		0.00200
多車線　大型車　昼間ピーク1時間交通量　上下合計	−0.00674		0.00722
昼間12時間大型車混入率	0.07292		0.15183
バス路線　延長率	−0.02335	***	0.00999
信号交差点　交差点密度	−0.59383	***	0.19390
信号のない交差点密度	0.13190		0.09782
指定最高速度	0.13539		0.10027
車道　幅員	0.97791	***	0.20732
両側歩道　設置率	−0.01340		0.01685
両側自転車　歩行者道設置率	−0.33123		0.24324
停車帯等　幅員　下り	0.69651		1.08145
5.5m以上改良済み延長	0.01078		0.03059
右折車線ありダミー	−3.50685	*	1.86113
定数項	8.41418		4.93475
自由度調整済み決定係数	0.31310		
観測数	283		

（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

分析②の推定結果は、表６のとおりである。このうち統計的に有意となった対策について考察する。この変数の影響を把握するためには、設置前と設置後のパネルデータで効果を比較する必要があると考察する。車道幅員については、１ｍ増加により、0.978km/h 速度が上昇という結果となった。通常１車線単位での拡幅となるため４ｍとすると、約 4km/h 上昇と推定される。人口集中区域（商業地域）における対策は、土地の確保にかかる費用が大きいことと、また長期的には新たな需要により混雑が発生することが想定される。

次にバス路線延長率である。区間内で１％増加することにより、0.023km/h 速度減少という結果となった。ただし市街地部に多くある路線バスによる速度への影響が考えられる。

信号交差点密度に関しては、信号が１箇所増加すれば、0.594km/h 速度が減少するという結果が得られた。信号は交通安全の確保のため設置されるため、既存の信号交差点を減らすことは、安全とのトレードオフから取引費用は高いものと考えられる。しかし、交差点の処理能力向上という点では効果の高い対策が実行されており、青時間の割り振りの変更や、５差路など変則交差点の対処を行うことは有効な対策と考えられる。

右折車線の有無については、統計上は有意な結果となったが設置されている箇所では速度が低下するということになり、予想する符号とは逆の結果となったであった。この理由としては、混雑が多い箇所では対策済みであることが考えられる。この変数の影響を把握するためには、設置前と設置後のパネルデータで効果を比較する必要があると考察する。

なお今回は交通量の変化については、有意な数値とならなかった。サンプル数の制約によるものと考えられる。より区間を詳細に分割したり、時系列でのデータを加えるなどが必要である。

４－６　分析③（混雑による時間損失の推定）

ここでは、分析①の結果から得られたパラメータを用いて、交通量 1 台追加あたりの限界費用（時間損失）を推定する。

１）時間価値の算定

交通の時間価値の算定については、国土交通省道路局、都市・地域整備局(2008)では、算定方法及び車種別の時間価値原単位が示されている。例えば乗用車 40.10（円/分・台)、バス 374.27（円/分・台)、乗用車類 45.78（円/分・台)、小型貨物車 47.91（円/分・台)、普通貨物車 64.18（円/分・台）が示されている[9]。

また道路交通の時間価値に関する研究会（2012）では、交通の時間価値の推定方法が報告されており、1 人当たりの交通の時間価値推定を賃金率等から求める所得接近法と、人々の実際の行動結果や意向に関するデータから統計的に推定する選好接近法の２つが示されている。

所得接近法は、機会費用の考え方に基づくものである。1 台あたりの機会費用を算定するためには、ドライバーや同乗者など乗車している人々のみならず、車両に対する機会費用も考慮される。また 1 台あたりの費用には、車両の機会費用として、たとえばレンタカーや償却費用などが考えられる。また業務と非業務の交通費用の違いなども挙げられる。例えば業務交通では、雇用者の単位時間当たりの費用（現金給与とフリンジベネフィット）が用いられ、非業務交通では、被雇用者の機会費用である賃金が用いられる。

一方、選考接近法は、離散選択モデルを用いて統計的に推定される。そのデータは、顕示選好データ（RP）と表明選好データ（SP）がある。特に SP 調査は調査方法によって結果が影響されるため、調査設計が重要である。なお離散選択モデルとしては、ロジット、プロビット、ミックドロジットなどが用いられ、RP、SP データなどの組み合わせる方法も提案されている。本稿では、これらの考え方を参考にして、所得接近法により簡易的に推定した[10]。

２）1 人当たりの平均時間賃金の算定

地域の交通には通過交通などがあり，必ずしもその沿道の居住者や就業者とは限らない。1 人当たりの平均時間賃金の算定にあたっては、全国データである厚生労働省「平成 22 年賃金構造基本統計調査(全国)結果」を用いた。この調査は、雇用者の賃金の実態を雇用形

9　時間価値は、時間費用を貨幣換算したもので、人々が何らかの経済行動を行う場合、その行動に要する時間の「機会費用」である。道路利用の機会費用は、その道路を利用しなければ他の目的のために時間を用いて得られる最大の利益のことであり、単位時間あたりの貨幣額が時間価値となる。この値は、地域や利用者の属性によって異なるが、便益費用分析においては時間価値を賃金率や平均所得にもとづいて決定した平均時間価値額が利用されている。

10算定にあたっては簡略化のため走行費用や車両の機会費用、車種別、業務別を除いている

態、就業形態、職種、性、年齢、学歴、勤続年数、経験年数別に明らかにするものであり、産業は日本全国を対象として調査されている(ただし、一部島しょを除く)。日本標準産業分類(平成 19 年 11 月改定)に基づく 16 大産業で分類されている。この調査結果では、一般労働者の 1 か月の平均賃金は、男女計 296.2 千円(平均 41.3 歳、勤続 11.9 年)となっている。また労働時間の算定については、OECD　Database(2010)で日本の就業者一人当たり平均年間総実労働時間は、1,733 時間となっている。

以上のことから、全国平均の 1 人当たりの平均時間賃金は 2,051 円/時間、34.18 円/分と推計する。なお 1 台当たりの平均乗車人数は、以下のとおり、業務と非業務を合わせた平均値として計算し、1.29 人/トリップとする。

表 7

○自家用乗用車のトリップ目的別平均乗車人数
平成17年度　道路交通センサスから

トリップ目的	トリップエンド数　トリップ	人数　人	平均乗車人数　人/トリップ
業務	12,968,333	15,775,745	1.22
非業務	90,839,475	118,448,075	1.30
合計	103,807,808	134,223,820	1.29

これらを踏まえ、自家用乗用車 1 台当たりの交通の時間価値を以下のとおり、推定した。

1 台当たりの交通の時間価値
＝1 台当たり単位時間当たり乗車者の機会費用
＝1 人当たり時間価値×平均乗車人数
＝34.18(円/分)×1.29(人/トリップ)
＝44.10(円/分)

3）時間損失額の推定

分析①の結果から推定されたパラメータを用いて、交通量 1 台追加あたりの限界費用である時間損失を地域別に推定した[11]。時間価値原単位は、1）で算定した自家用乗用車を用いる。また交通量のデータについては、小型車のピーク 1 時間の交通量を用いる。今回は、混雑の大きい箇所を対象として選定した。条件は混雑時の旅行速度の上りか下りにいずれか 10km/h 以下となっている区間かつ 12 時間交通量の合計が 10000 台以上の箇所とした。

算定式は、以下のとおりである。

区間別の交通量 1 台追加による時間損失額（円/h)
＝交通量 1 台追加当たりの損失時間(h)×ピーク時交通量(台/h)×時間価値原単位(円/h)
＝［(単位距離(km)/混雑時速度(km/h)　－単位距離(km)/
　(混雑時速度(km/h)－車種別地域別追加 1 台あたりの速度低下(km/h)］
　×ピーク時交通量(台/h)×時間原単位(円/min)×60(min)

[11] 実際の交通現象においては、1 台追加によって影響がすべての交通量に及ぶことはなく、また速度や交通量の状況に応じて非線形の変化が考えられる。

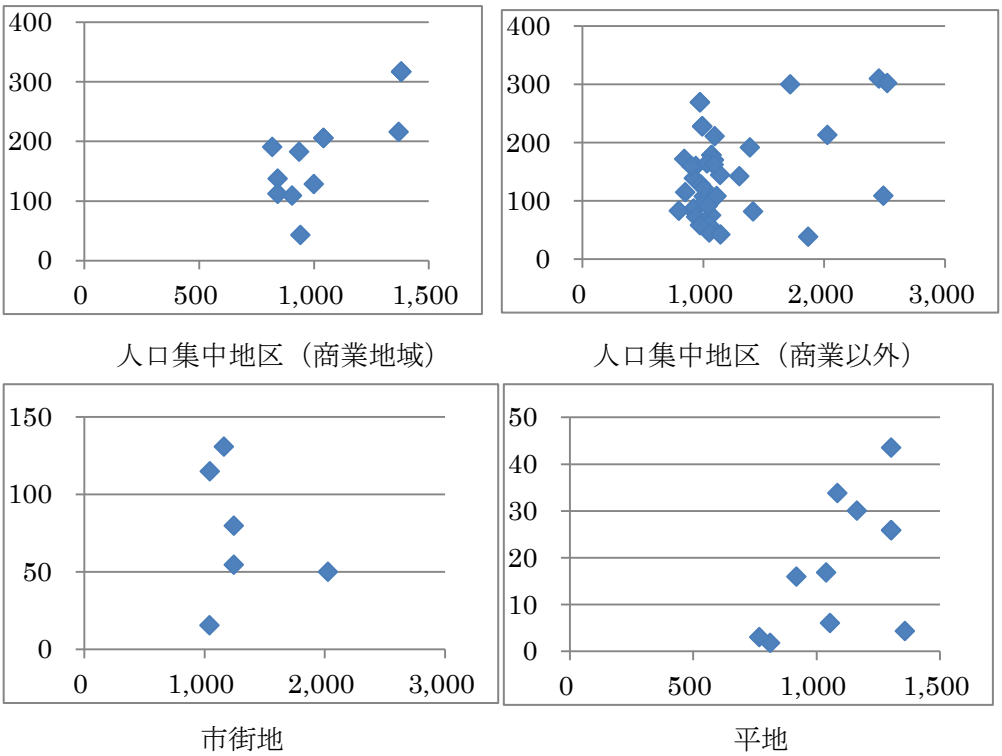
結果については、表 8 に沿道状況毎の小型車交通 1 台追加時の速度低下による時間損失の代表値をまとめる。また図 3 沿道状況別交通 1 台追加時の速度低下による時間損失の分布図（多車線も含む）を示す。

表 8　沿道状況毎の小型車交通 1 台追加時の速度低下による時間損失

沿道状況	車線数	道路種別	ピーク時小型車交通量（台/h）	混雑時上り下り平均速度(km/h)	交通量1台追加あたりの速度低下(km/h)	時間損失（分/台・km）	速度低下による損失する時間費用（円・台/h）	速度低下による損失する時間費用（円・台/min）
人口集中（商業地域）	2	一般国道	1,380	8.3	0.0059***	0.00009	316	5.27
人口集中（商業地域以外）	2	一般国道	990	8.7	0.0065***	0.00009	227	3.79
市街地	2	主要地方道	1,160	12.4	0.0032***	0.00004	131	2.18
平地	2	主要地方道	1,303	9.8	0.0012	0.00001	44	0.73

（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

図 3　沿道状況別交通 1 台追加時の速度低下による時間損失の分布図（多車線も含む）



縦軸：交通 1 台追加時の速度低下による時間損失費用（円・台/h）

横軸：ピーク時小型車交通量(台/h)

５．おわりに

第 3 章では、混雑対策の基本的な考え方を整理した。道路利用者の需要は常に変化するため、外部性を解決するためのコストと得られる便益と比較し、それらが均衡するレベルまで繰り返し減らしていくことが求められる。第 4 章では，交通混雑を示す指標として、埼玉県の速度や交通量のデータを用い、速度変化の影響要因を明らかにした。分析①の結果から、道路交通の全体的な傾向として、人口集中地区（商業地域）において交通量 1 台追加当たりの速度低下が大きく、また 2 車線道路の方が多車線道路より速度低下が大きいことが推定された。また分析②の結果では、人口集中地区（商業地域）で速度に影響を与える要因として車線の幅員等が有意であった。なお分析③で時間損失費用を推定した結果は、分析①の結果を補足するものとなった。

以上の結果から、人口集中地区（商業地域）では、それ以外の地域に比べて混雑対策が有効であることが確認された。こうした地域は、都市計画道路などの整備が一定程度完了し、交通量も多く、都市の集積がある。しかし未だ混雑が発生している状況を踏まえると追加的な対策によって、混雑による外部性（混雑費用）を解消し、社会的効率を高める必要がある。

道路整備など供給面での対策は、密集地の整備が一度完了した場合などは、土地確保や権利調整の面から取引費用が高く整備は容易ではない。そのため需要面での手法をあわせた混雑対策を行うことが、社会的な効率を高める上で必要である。

具体的な対策としては多くあるが、以下に 2 つ考察する。

一つは情報の共有である。道路利用者が GPS やナビゲーションによる混雑情報を得ることで、情報の非対称性の解消し、合理的な行動をすることで最適な交通の選択につながる。これらは既往研究等でも示されているが、より多くの活用が必要である [12]。

もう一つは、経済学では多くの文献等で最善の策とされる混雑料金の課金（ロードプライシング）である。

移動時間が正確になるほか、料金収入によって自動車のみならず歩行者、自転車、公共交通の利便性を改善する資金とインセンティブがあることから、諸外国で実施されている。主な状況変化としては、GPS などの発達による技術的な課金コストの減少、ドイツをはじめとした EU 諸国における距離課金の実施、ノルウェーでの財源確保による廃止事例などが挙げられる。我が国においては、社会的な対応が進んでいない状況である。なお既往研究や文献等で検討は多くされており、課題も多く挙げられている、その状況を巻末でまとめた。

今後の課題である。人口減少が進み、財政の制約，社会資本の老朽化対策の必要性などこうした社会状況の中で、混雑対策が実施できる箇所は限られる。そのため将来を見据えて、効果の高い地域や対策を選択していかなければならない。

本稿では道路交通センサスデータに沿ってクロスセクションで分析し、まずは混雑の影響をマクロ的に把握した。また静学的モデルを用いて道路密度の均一化などの仮定した上

12 伊原大起・阿部清貴(2010)

で検討した。一部に交通工学の知見などを加えることで山田(2001)が述べているように、より現実に相応したモデルの構築が可能になると考える。さらに交通調査区間の分割やGPSなどによってさまざまな情報を得ることで、パネルデータによる時間の変化に対する分析や、DID分析による道路施策を反映した政策効果分析など様々な分析が可能になり、より詳細な評価や選択につながるものと考える。またこうした交通に関する精緻なデータを収集し、逐次的に対策を講じていくことが社会的な効率を高めるために必要である。[13]

謝辞

本稿の作成にあたり、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター、副査)、西脇雅人助教授（主査)、加藤一誠客員教授（副査）から全般にわたりご意見と親身なご指導をいただきました。また中川雅之客員教授、植松丘客員教授、安藤至大客員准教授、久米良昭教授、吉田恭教授、北野泰樹助教授、橋本和彦助教授をはじめ、まちづくり・知財プログラムの関係教員の方、金本良嗣教授など学内の先生方から大変貴重なご意見やご指導をいただきました。ここに記して深く感謝申し上げます。

さらに一年間の生活の中で苦楽を共に過ごした院生の皆様には、本稿の作成においても貴重なご意見、ご指導をいただきました。深くお礼申し上げます。

そして限られた人員の中で 1 年という長期にわたり派遣いただいた派遣元の配慮と、多忙の中でも親身に相談にいただいた関係職員の皆様に深く感謝を申し上げます。

最後に、一年間支えてくれた妻・息子・娘など家族に改めて感謝します。

[13]本研究における見解及び内容に関する誤りはすべて筆者に帰属します。また本研究の内容は、筆者の個人的な見解を示したものであり、派遣元の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考　　混雑料金に関する課題、考察

混雑料金の実施例は少ないが、様々な文献において検討や課題の整理がされている。
その要点を以下にまとめる。

○現状

・諸外国における状況　ロンドン、シンガポールなどで実施。近年はミラノで実施。
道路の維持管理のための財源を目的とした従量、距離課金は、ドイツ、チェコなどEUで事例が増えている。

・日本における状況
東京都、鎌倉市等で検討事例あり。

○交通量の減少理由

・交通手段の変更：自動車から公共交通機関（バス、鉄道など）への転換、一人乗車から相乗りへの変更
・時間帯の変更：混雑ピーク時には高く、混雑がないときには無料であるため
・ルートの変更：混雑料金が課されている道路から課されていない道路へのシフト
・立地選択：長期的に混雑しない地域や、通勤時間を短縮できる地域へ居住地を変更。

○主な問題点

・社会的な合意
・道路利用者の消費者余剰の減少：需要と対策後の影響の把握
・所得分配面の問題と代替的な交通手段の提供
・料金徴収の技術的な問題：混雑の種類による料金徴収方法
・適切な混雑料金の設定と徴収方法：混雑費用の定期的な計測と最適な混雑料金の設定
・課金に関する法制度上の整理：地方自治法、道路法（無料公開原則)、道路交通法
・混雑料金の収入：地方自治法上の収入（分担金、使用料、手数料)、地方税の法定外税）
・収入の使徒：負担者への還元、交通全体への還元、分配の問題
・主体の明確化：法律、条令

○解決の方向性

・社会的合意：利便性の実感、適切なインセンティブ、目的の明確化、その他効果の明確化（環境負荷低減、観光、イメージアップ）
・道路交通に関する知見の活用：交通の動向把握を経済学的・工学的に様々な視点で検討
・受益（受益者）と負担（原因者）の明確化：スピルオーバーを考慮
・手法の工夫　※
・民間技術の活用：PFIなどを活用した料金徴収、運営、海外事例のノウハウの蓄積

（ドイツやシンガポールにおける民間企業による料金徴収、取り締まりなど）
・道路維持管理のための課金との整合：ドイツなどの諸外国の状況や課題の把握
・自転車、歩行者なども含めた道路空間利用：限られた道路空間に対する受益と負担の明確化と、自転車、歩行者利用者も含めた検討のための交通や需要に関するデータの収集

※ロードプライシングは最適な方法として、時間空間別の料金体系が挙げられるが、実現困難なため、次善の策としての具体的な手法が２つ挙げられる。1 つは、ロンドン、シンガポールのように、集積が高く混雑した特定の地域を対象として課金する方法で、エリア、ゴードン、走行距離などに一定料金で行う方法である。もう 1 つは特定のルートやポイントを対象とした方法である。橋やトンネル、有料道路のような方法で、特定区間におけるレーンや時間による課金を行うものである。

【参考文献】

・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（第 2 版)』東洋経済新報社
・ケネス・A・スモール(1999)『都市交通の経済分析』日本交通政策研究会研究双書
・伊原大起、阿部清貴(2010)『プローブデータを道路行政に活用する-期待されるプローブデータの用途拡大』IT ソリューションフロンティア
・宇都正哲（2012)『人口減少下におけるインフラ整備を考える』(日本不動産学会誌　第 25 巻第 4 号)
・国土交通省国土技術政策総合研究所(2005)『交通容量拡大策事例集』
・大口敬，中村英樹（2011)『日本における交通容量・サービスの質に関する研究の概観と・展望』土木学会論文集 D3(土木計画学)，2011
・太田和博・加藤一誠・小島克己(2006)『交通の産業連関分析』日本交通政策研究会研究双書２１　日本評論社
・加藤一誠.（2009）「交通政策における『地域の視点』-道路政策を事例にして-」．経済地理学年報 第 55 巻 第 1 号，pp. 49-64.
・金本良嗣、蓮池勝人、藤原徹(2006)『政策評価ミクロモデル』東洋経済新報社
・金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社
・北村喜宣(2006)『混雑料金の賦課をめぐる法的論点』(日本不動産学会誌第 19 巻第 3 号)
・久米良昭、福井秀夫(1999)『混雑料金型ロードプライシングと都市住宅政策－ノルウェー･スウェーデンにおける取り組みと日本での導入課題－』(都市住宅学 28 号､1999)
・国立社会保障・人口問題研究所(2012)『日本の将来推計人口（平成 24 年 1 月推計)』
・国土交通省道路局、都市・地域整備局(2008)「費用便益分析マニュアル」
・佐々木公明、文世一（2000)『都市経済学の基礎』有斐閣アルマ
・埼玉県(2012)『埼玉県の道路』
・高田邦道(2011)『交通工学概論』成山堂書店
・高橋洋二、久保田尚(2004)『鎌倉の交通社会実験　市民参加の交通計画づくり』日本交

通政策研究会
・竹内健蔵（2006）『都市交通ネットワークの経済分析』有斐閣
・東京都環境局 HP
・東京 TDM 研究会(2000)『日本初のロードプライシング』都政新報社
・道路交通の時間価値に関する研究会 (2012)『道路交通の時間価値に関する研究　報告書』
・(独) 日本高速道路保有・債務返済機構(2010)『ロードプライシングによる渋滞緩和と交通整備財源の確保』
・(独) 日本高速道路保有・債務返済機構(2010)『欧米のロードプライシング』
・社会資本整備審議会道路分科会第４回国土幹線道路部会　配布資料(2013)『諸外国における高速道路料金の状況』
・中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社
・中川雅之（2012)『都市の老朽化にどう備えるか？人口減少、少子高齢化時代のインフラ・公共施設の更新・維持管理にあたって』(日本不動産学会誌　第 25 巻第 4 号)
・八田達夫(2009)『ミクロ経済学Ⅰ・Ⅱ』東洋経済新報社
・畑田典子(2008)『都心地域における土地の効率的活用のための方策について～神戸市都心地域を対象』政策研究大学院大学　まちづくりプログラム修士論文
・平林剛(2009)『路上駐車による走行車両の旅行時間に対する影響に関する実証分析-効率的な都市交通流の実現に向けて-』政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
・福井秀夫（2007)『ケースからはじめよう　法と経済学』日本評論社
・松井寛、藤田素弘(1986)『交通量配分における Q-V 式の設定方法に関する研究』土木計画学研究・論文集　No3 1986.1
・文世一(2005)『交通混雑の理論と政策』東洋経済新報社
・水木智英ほか(2011)『旅行速度の変動指標を用いた全国の交通円滑性評価』国土交通省国土技術政策総合研究所
・松本俊輔(2011)『交通調査のプラットフォームの導入 交通調査基本区間と基本交差点～』
・森地茂、金本良嗣(2008)『道路投資の便益評価』東洋経済新報社
・山内弘隆・竹内健蔵（2002)『交通経済学』有斐閣アルマ
・山田浩之(2001)『交通混雑の経済分析　ロードプライシング研究』日本交通政策研究会研究双書
・山崎福寿、浅田義久(2003)『都市再生の経済分析』東洋経済新報社

暴対法の改正が犯罪に与える影響に関する研究
－威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に与える影響の分析－

要旨

近年，暴力団犯罪の対策として，いわゆる暴対法が制定・改正されているところであるが，本稿では，平成 20 年の暴対法改正により規定された，威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が，暴力団犯罪に及ぼす影響について，理論分析および実証分析を行っている．

理論分析では，強盗罪・恐喝罪を減少させるものの，窃盗罪・詐欺罪を増加させるという影響が示された．そこで，実証分析として，OLS により分析したところ，恐喝罪を減少させる効果があったものの，逆に，詐欺罪が増加するという問題を引き起こしていることが，統計的に有意に明らかとなった．また，この分析結果を踏まえ，政策提言を行った．

2013 年（平成 25 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

MJU12608 坂井 康二

目 次

1. はじめに ---- 3

2. 暴力団犯罪の現状と法改正の概要 ---- 4

2.1 暴力団犯罪の現状について ---- 4

2.2 法改正の概要について ---- 5

3. 代表者等の損害賠償責任の影響の理論分析 ---- 6

3.1 一般的な犯罪モデルについて ---- 6

3.2 強盗罪・恐喝罪の検挙件数に対する影響 ---- 7

3.3 窃盗罪・詐欺罪の検挙件数に対する影響 ---- 8

4. 代表者等の損害賠償責任の影響の実証分析 ---- 10

4.1 使用するデータ ---- 10

4.2 推計式モデル ---- 11

4.3 被説明変数及び説明変数 ---- 12

4.4 推計結果 ---- 13

4.5 考察 ---- 14

5. まとめと政策提言 ---- 15

5.1 まとめ ---- 15

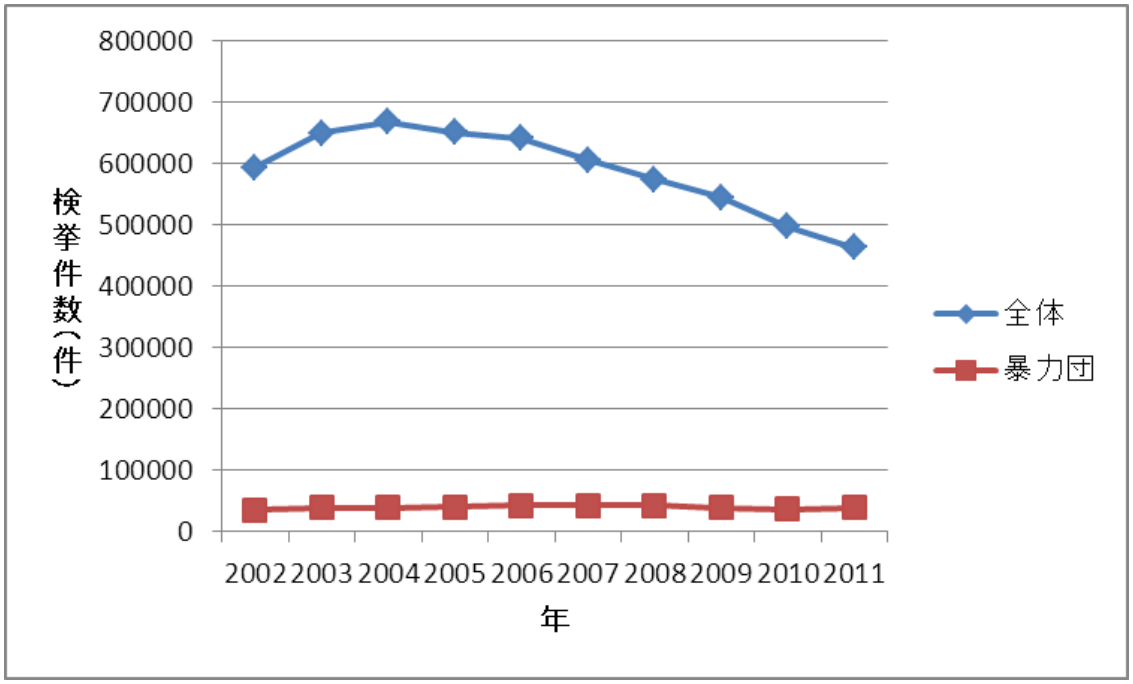
5.2 政策提言 ---- 15

6. 今後の課題 ---- 16

参考文献 ---- 18

1. はじめに

我が国における，平成 14 年から平成 23 年までの刑法犯の検挙件数は，平成 16 年の 66 万 7,620 件をピークに減少傾向にある．しかしながら，暴力団犯罪における刑法犯の検挙件数については，若干の増減を繰り返しながら，4 万件前後でほぼ横ばいの傾向にある（図 1）．



【図 1】　刑法犯の検挙件数の推移

出典：警察庁『平成 23 年の暴力団情勢（確定値版）』
『平成 18 年の暴力団情勢（確定値版）』より作成

暴力団犯罪に対しては，平成 3 年 5 月に，「暴力団員による不当な行為の防止等に関する法律（平成 3 年法律第 77 号，以下「暴対法」という．）が制定され，それ以降も，改正が繰り返されてきているところであるが，その影響について十分に実証的な分析がなされているとは言い難く，法改正の意図しない影響が生じている可能性がある．

そこで，本稿では，平成 20 年の暴対法の改正に係る代表者等の損害賠償責任が犯罪に及ぼす影響について分析する．この法改正により，損害賠償請求が代表者等に対してなされる可能性が高まる．とすると，威力利用資金獲得行為となりうる強盗罪・恐喝罪の期待刑罰（刑罰の重さに刑罰の執行確率を乗じたもの）が引き上げられたと考えられ，犯罪に対する何らかの影響が生じていると考えられるからである．具体的には，平成 14 年から平成 22 年までの都道府県別パネルデータを用いて，強盗罪，恐喝罪，窃盗罪，詐欺罪の 4 つの

犯罪を対象に，最小二乗推定法（OLS）により，実証分析を行う．

実証分析においては，威力利用資金獲得行為になりうる強盗罪・恐喝罪の検挙件数が，法改正により，減少したこと及び威力を利用しない資金獲得行為である窃盗罪・詐欺罪が，法改正の結果，増加したことを，統計的に有意に明らかにする．

結論を先に述べると，恐喝罪については減少したことが 1%の水準で統計的に有意に示された．詐欺罪については増加したことが 10%の水準で統計的に有意に示された．強盗罪と窃盗罪については，統計的に有意な結果を得られなかった．

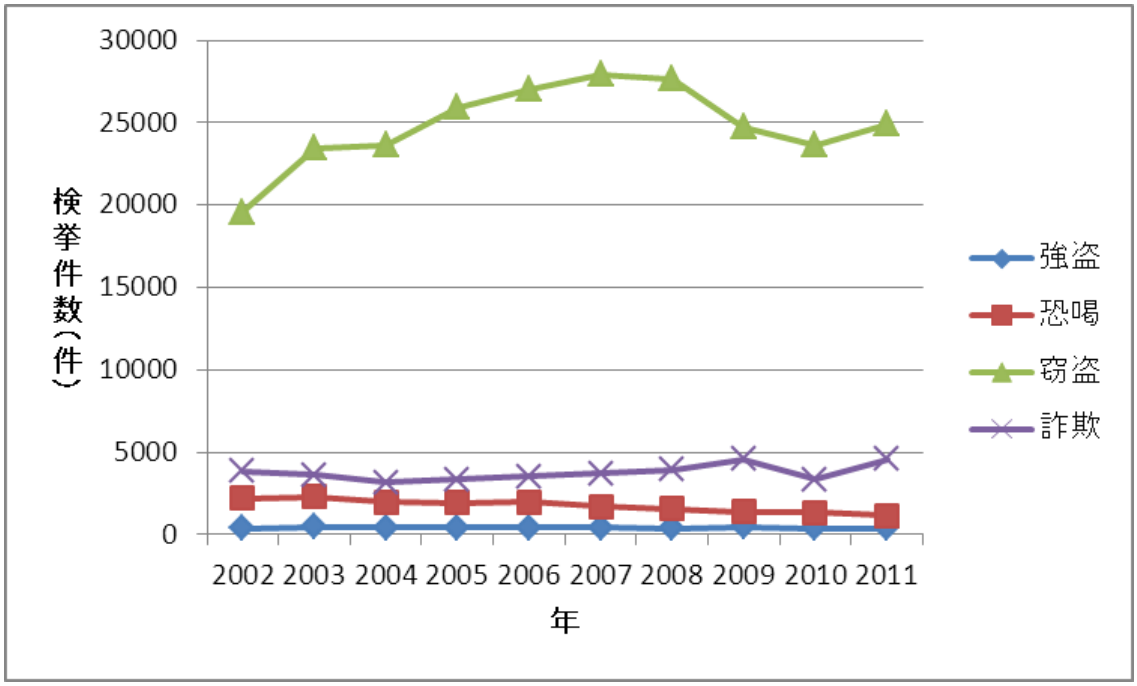
なお，本稿の構成は次のとおりである．第 2 章で暴力団犯罪の現状と法改正の概要について概観する．第 3 章では，代表者等の損害賠償責任が規定された影響について理論分析を行い，第 4 章では，前章の理論分析で示した仮説について実証分析を行い，その結果を考察する．そして，第 5 章では，実証分析の結果を踏まえて，政策を提言する．最後に，第 6 章で，今後の課題をまとめる．

2. 暴力団犯罪の現状と法改正の概要

本章では，平成 20 年の暴対法改正において，代表者等の損害賠償責任が規定された威力利用資金獲得行為となりうる強盗罪・恐喝罪と，威力を利用しない資金獲得行為である窃盗罪・詐欺罪について概観する．2.1 では，暴力団犯罪の現状について最近の動向を示す．2.2 では法改正の概要について示す．

2.1 暴力団犯罪の現状について

平成 14 年から平成 23 年までの暴力団構成員等に係る強盗・恐喝・窃盗・詐欺の各犯罪の検挙件数の推移を表したものが，次の図 2 である．強盗罪の検挙件数については，平成 15 年の 483 件をピークに，減少している．恐喝罪の検挙件数については，平成 15 年の 2,313 件をピークに減少している．窃盗罪の検挙件数については，平成 19 年の 27,914 件をピークに減少傾向にあったが，平成 23 年には増加に転じている．詐欺罪の検挙件数については，平成 16 年の 3,148 件を底に，増加傾向にある（図 2）．



【図 2】　暴力団犯罪における強盗罪・恐喝罪・窃盗罪・詐欺罪の推移

出典：警察庁『平成 23 年の暴力団情勢（確定値版）』
『平成 18 年の暴力団情勢（確定値版）』より作成

2.2 法改正の概要について

暴対法 31 条の 2[1]は，威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任を規定した．

暴力団犯罪における直接の加害者は，末端の構成員であることが大半で，資力に乏しい場合が多く，損害賠償を請求したとしても，十分に賠償を得られない場合も多い．

そこで，本条の制定以前より，代表者等に対する損害賠償請求がなされており，その場合は，民法 715 条[2]のいわゆる使用者責任の規定に基づいて，責任を追及してきた[3]．

1　第 31 条の 2　指定暴力団の代表者等は、当該指定暴力団の指定暴力団員が威力利用資金獲得行為（当該指定暴力団の威力を利用して生計の維持、財産の形成若しくは事業の遂行のための資金を得、又は当該資金を得るために必要な地位を得る行為をいう。以下この条において同じ。）を行うについて他人の生命、身体又は財産を侵害したときは、これによって生じた損害を賠償する責任を負う。ただし、次に掲げる場合は、この限りでない。
一　当該代表者等が当該代表者等以外の当該指定暴力団の指定暴力団員が行う威力利用資金獲得行為により直接又は間接にその生計の維持、財産の形成若しくは事業の遂行のための資金を得、又は当該資金を得るために必要な地位を得ることがないとき。
二　当該威力利用資金獲得行為が、当該指定暴力団の指定暴力団員以外の者が専ら自己の利益を図る目的で当該指定暴力団員に対し強要したことによって行われたものであり、かつ、当該威力利用資金獲得行為が行われたことにつき当該代表者等に過失がないとき。

2　715 条 1 項　ある事業のために他人を使用する者は、被用者がその事業の執行について第三者に加えた損害を賠償する責任を負う。ただし、使用者が被用者の選任及びその事業の監督について相当の注意をしたとき、又は相当の注意をしても損害が生ずべきであったときは、この限りでない。

3　例えば，平成 20 年の暴対法改正の国会審議では，当時の警察庁刑事局組織犯罪対策部長より，「暴力団の不法行為につきまして，当該暴力団の代表者またはその傘下組織の組長・・・の損害賠償責任を追及する訴訟・・・は，これまで 20 件が提起をされております．」との答弁がなされている（平成 20 年 4 月 25 日衆議院内閣委員会）．

しかし，使用者責任の規定による場合には，「事業性」「使用者性」「事業執行性」等の立証責任を被害者側が負い，立証が困難であるという問題があった．そこで，本条は，被害者の立証責任を軽減し，損害賠償を請求しやすくしたものである．

なお、本条にいう威力利用資金獲得行為とは，具体的には，恐喝に当たる行為やみかじめ料徴収等の暴力的要求行為などである．暴力団員は，その所属する暴力団の威力を背景に資金獲得行為を行うことをもっぱらとしているもので，この規定の対象となるのは，その意味では暴力団に典型的にみられる資金獲得行為ということができる[4]．

本条を利用した組長訴訟については，警察庁の資料[5]によると，損害賠償請求を提起した事例が 2 件，損害賠償請求を提起した後に和解が成立し和解金が支払われた事例が 3 件あるほか，本条の適用を視野に準備を進めた結果，和解が成立し和解金が支払われた事例が 1 件ある．現在，係争中のものを除くと，本条を利用して損害賠償を請求した事例では，いずれも和解により解決しており，判決に至った事案はない．

3. 代表者等の損害賠償責任の影響の理論分析

本章では，法と経済学の観点から，代表者等の損害賠償責任が暴力団犯罪に与える影響について分析する．3.1 では，一般的な犯罪モデルを経済理論で示す．3.2 では，強盗犯と恐喝犯に対する影響を示す．3.3 では，窃盗犯と詐欺犯に対する影響を示す．

3.1 一般的な犯罪モデルについて

経済理論によれば，人々は，意思決定に関してトレードオフ（相反する関係）に直面している．人々がトレードオフに直面している以上，意思決定にあたっては，さまざまな行動の費用と便益を比較する必要がある．そして，ここでいう費用には，機会費用，すなわち，あるものを手に入れるためにあきらめなければならないものも考慮に入れなければならない．また，合理的な人々は，限界的な部分で考える．限界的な部分で考えることで，より良い決定を下すことができる．合理的な意思決定者は，限界的な便益が限界的な費用を上回るような行動だけを選択する．さらに，人々は様々なインセンティブ（誘因）に反応する．すなわち，人々が費用と便益を比較して意思決定するということは，費用や便益が変われば人々の行動も変化する可能性があるということである．たとえば，りんごの価格が上がったとすると，りんごを買う費用が高くなったので，人々はりんごを食べる量を減らして梨をたくさん食べるようになる，[6]とされている．

---

4 宮本（2008）6 頁参照.

5 警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課「平成 21 年の暴力団情勢」「平成 22 年の暴力団情勢」「平成 23 年の暴力団情勢」

6 N.グレゴリー・マンキュー (2005) 5-12 頁参照.

これを犯罪に置き換えて考えてみると，合理的な犯罪者は，犯罪の費用と，犯罪から得られる便益を比較して，犯罪を実行するかどうか決定する．ここで，犯罪の費用とは，期待刑罰であるが，期待刑罰の引上げにより，人々の犯罪行動も変化する可能性がある．たとえば，A罪の期待刑罰が引上げられたとする．A罪を行う費用が高くなったので，人々はA罪を犯すのを止め，B罪を犯すようになる．

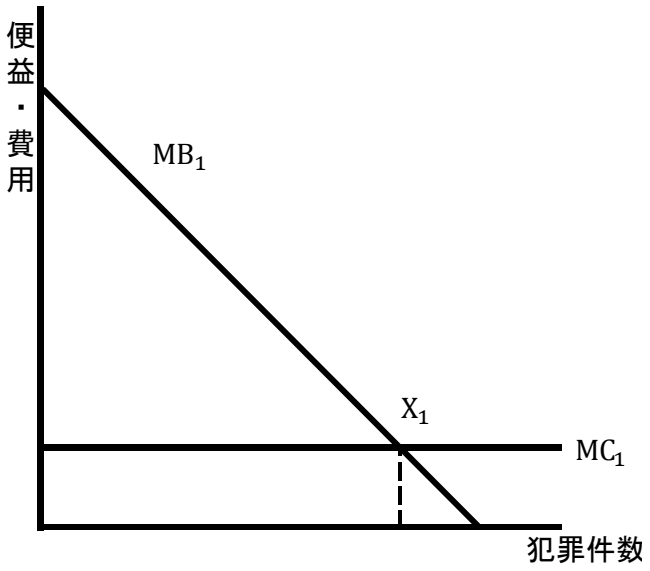
このように，期待刑罰の引上げは，犯罪行動を変化させ，犯罪の発生に影響を与えるものと考えられる．

3.2 強盗罪･恐喝罪の検挙件数に対する影響

まず，強盗罪・恐喝罪の検挙件数に対する影響を考える．

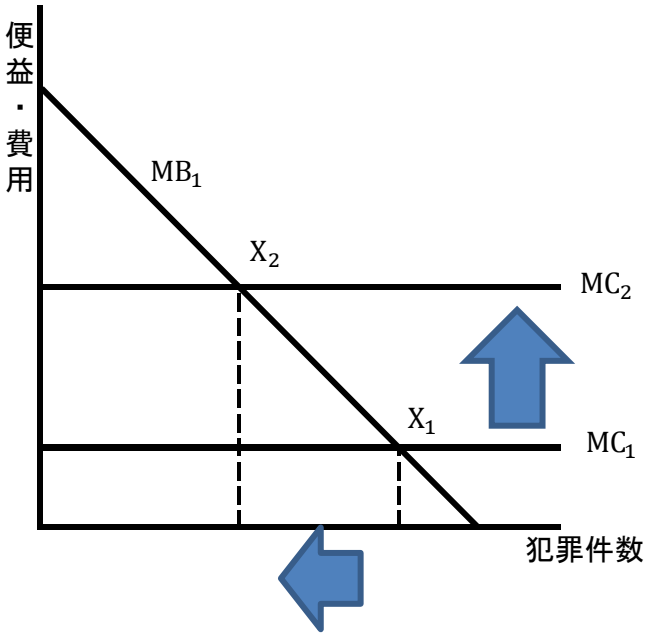
強盗･恐喝の限界便益曲線を右下がりの直線MB_1とし，限界費用曲線を一定のMC_1と仮定すると，強盗罪・恐喝罪の件数については，次の図 3 のように考えられる．

合理的意思決定者である潜在的犯罪者は，限界便益が限界費用を上回る場合に犯罪を実行することになる. すなわち, 犯罪からの限界便益曲線と限界費用曲線が交わるX_1点まで, 犯罪を実行する（図 3）.



【図 3】　強盗罪・恐喝罪の限界便益曲線・限界費用曲線

ここで，強盗罪・恐喝罪について，損害賠償が請求しやすくなったことで，限界費用曲線がMC_1からMC_2へ引き上げられると，他の条件を一定とすれば，強盗罪・恐喝罪の件数は限界費用曲線の上昇に伴いX_1点からX_2点へ減少する（図 4）.



【図 4】　損害賠償責任が強盗罪・恐喝罪に与える影響

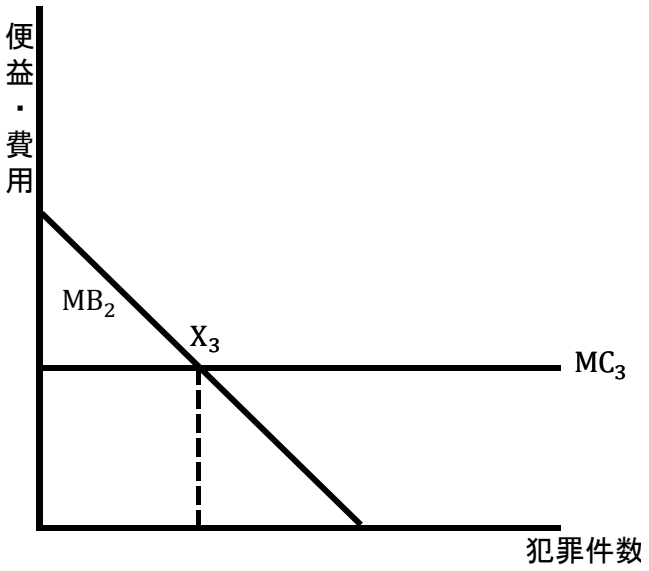
以上の分析より，強盗罪・詐欺罪について損害賠償を請求しやすくする法改正は，強盗罪・恐喝罪の件数を減少させると考えられる．

3.3 窃盗罪･詐欺罪の検挙件数に対する影響

次に，窃盗罪・詐欺罪の件数に対する影響について分析する．

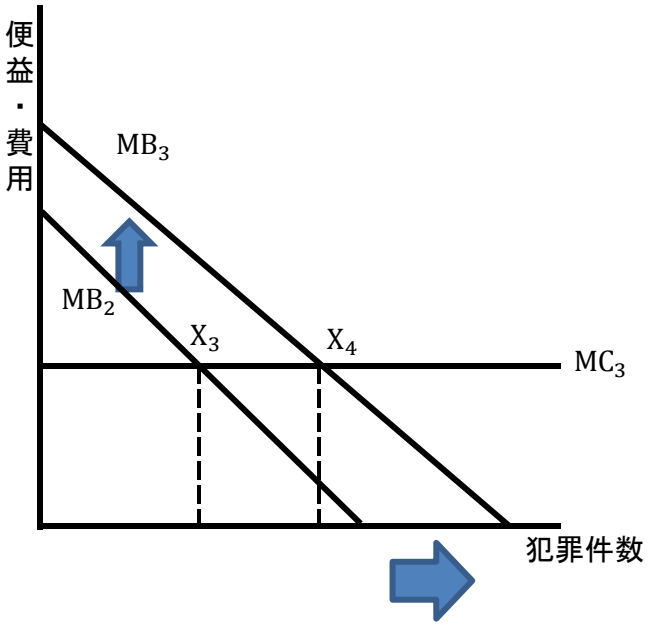
前節で強盗罪・恐喝罪について考えたのと同様に，窃盗罪・詐欺罪について考える．限界便益曲線を右下がりの直線MB_2とし，限界費用曲線を一定のMC_3と仮定すると，窃盗罪・詐欺罪の件数については，次の図 5 のように考えられる．

合理的意思決定者である潜在的犯罪者は，限界便益が限界費用を上回る場合に犯罪を実行することになる．すなわち，犯罪からの限界便益曲線と限界費用曲線が交わるX_3点まで，犯罪を実行する．



【図 5】　窃盗罪・詐欺罪の限界便益曲線・限界費用曲線

ここで，強盗罪・恐喝罪について損害賠償を請求しやすくすることによる期待刑罰の引上げは，窃盗罪・詐欺罪により得られる利益が相対的に大きくなることを意味するため，窃盗罪・詐欺罪から得られる便益を図 6 のようにＭＢ$_2$からＭＢ$_3$へ増大させる結果，窃盗罪・詐欺罪の件数をＸ$_3$点からＸ$_4$点へ増加させる．



【図 6】　強盗罪・詐欺罪への損害賠償責任が窃盗罪・詐欺罪の件数に与える影響

以上の分析より，強盗罪・詐欺罪について損害賠償を請求しやすくする法改正は，窃盗罪・詐欺罪の件数を増加させると考えられる．

4. 代表者等の損害賠償責任の影響の実証分析

本章では，代表者等に対する損害賠償責任が犯罪に与える影響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 において，使用するデータとその出典を明らかにする．次に，4.2 において，推計式の説明を行う．さらに，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，推計結果を示し，その結果に基づき，4.5 において考察を加える．

4.1 使用するデータ

実証分析では，いずれも都道府県ごとのデータを用いた．

暴力団犯罪における，強盗罪，恐喝罪，窃盗罪，詐欺罪の各検挙件数を被説明変数とする[7]．そして，人口，人口に占める 65 歳以上の割合，歳出額，歳出額に占める警察費の割合を説明変数として用いている．さらに，ダミー変数として法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 20 年を中心に，平成 14 年から平成 22 年の計 9 年分のデータを収集した．したがってサンプルサイズは 423 である．

データの出典について，暴力団犯罪における各犯罪の検挙件数については，平成 14 年から平成 22 年までの，千葉県警察本部の犯罪統計書『犯罪の概要』より引用した[8]．これは，千葉県警察本部が毎年発表している統計資料である．ここでいう検挙件数とは，警察で検挙した事件の数をいう．

人口については，総務省統計局『人口推計年報』より引用した．ここに記載されている，毎年 10 月 1 日現在の各都道府県の総人口を利用した．単位は千人である．ただし，平成 17 年及び平成 22 年に関しては，『国勢調査』よりデータを引用した．

人口に占める 65 歳以上の割合についても，総務省統計局『人口推計年報』より引用した．ここに記載されている，毎年 10 月 1 日現在の各都道府県の年齢 3 区分別の総人口の中から 65 歳以上の区分の人口を利用した．単位は千人である．ただし，人口と同様に，平成 17 年及び平成 22 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 歳階級の千人単位の総人口のうち，65 歳以上の人口を足し合わせた

---

[7] 検挙して初めて，暴力団犯罪か否かが判明することから，暴力団犯罪の発生件数を代替するものとして，検挙件数を被説明変数とした．

[8] 各都道府県警によって，毎年，犯罪統計書の類が作成されている（都道府県によって，「犯罪統計書」であったり，「○○の犯罪」であったりするなど，名称は異なる）．本研究にあたり，各都道府県警の犯罪統計書等を調べたところ，千葉県警察本部の犯罪統計書「犯罪の概要」に全国の都道府県別のデータの記載があったため，平成 14 年から平成 22 年のそれを利用した．

値を利用した.

都道府県ごとの歳出額については，総務省『地方財政統計年報』より引用した．ここに記載されている，「団体別歳入歳出決算の状況」より，都道府県目的別歳出決算の歳出総額を利用した．単位は千円である.

歳出額に占める警察費の割合についても，総務省『地方財政統計年報』より引用した．ここに記載されている，警察費を，都道府県目的別歳出決算の歳出総額で除した値を利用した.

法改正ダミーは，平成 20 年以降について 1 を，平成 19 年以前について 0 をとるダミー変数である.

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

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
強盗罪の検挙件数	8.91	17.34	0	105
恐喝罪の検挙件数	38.88	60.45	0	476
窃盗罪の検挙件数	528.74	837.69	0	5506
詐欺罪の検挙件数	78.35	116.46	0	885
人口	2717.04	2583.34	589	13159
65歳以上人口割合	22.45	3.08	14.21	29.65
歳出額	1.03E+09	9.76E+08	3.33E+08	6.91E+09
警察費割合	5.98	1.71	3.56	11.78
法改正ダミー	0.33	0.47	0	1
サンプル数		423		

4.2 推計式モデル

本節では，前章の理論分析により導かれた「威力利用資金獲得行為に係る代表者等に対する損害賠償責任が，強盗罪・恐喝罪の検挙件数を減少させる反面，窃盗罪・詐欺罪の検挙件数を増加させる」との仮説について実証分析を行うため，平成 14 年から平成 22 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.

$$
\begin{aligned}
(\text{検挙件数})_{it} = \alpha
&+ \beta_1 \times (\text{人口})_{it} \\
&+ \beta_2 \times (\text{人口に占める 65 歳以上の割合})_{it} \\
&+ \beta_3 \times (\text{歳出額})_{it} \\
&+ \beta_4 \times (\text{歳出額に占める警察費の割合})_{it} \\
&+ \beta_5 \times \ \text{LawDummy}(\text{法改正ダミー})_{it} \\
&+ \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

α ：定数項
β １～β 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，法改正ダミーによって検挙件数に及ぼす影響を捉えようとするものである．したがって，被説明変数は，強盗罪・恐喝罪・窃盗罪・詐欺罪の各犯罪における検挙件数である．推定は最小二乗推定法 （ＯＬＳ） により行う．

4.3 被説明変数及び説明変数

被説明変数：検挙件数
各都道府県における暴力団犯罪の罪種別の検挙件数を被説明変数とした．

コントロール変数Ⅰ：人口
人口の増減に伴う検挙件数の変化を表す指標として，各都道府県における人口（単位：千人）を用いた．

コントロール変数Ⅱ：65 歳以上人口割合
犯罪の機会費用を表す指標として，各都道府県における 65 歳以上人口の割合を用いた．

コントロール変数Ⅲ：歳出額
犯罪の機会費用を表す指標として，各都道府県における歳出額（単位：千円）を用いた．

コントロール変数Ⅳ：歳出額に占める警察費の割合
犯罪捜査力を表す指標として，各都道府県における歳出額に占める警察費の割合を用いた．

法改正ダミー
法改正ダミーは，平成 20 年以降について 1 を，平成 19 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，強盗罪・恐喝罪においてはマイナスであり，窃盗罪・詐欺罪においてはプラスである．

4.4 推計結果

モデルの推計結果を以下に掲げる（表 2～表 5）.

【表 2】　強盗罪の推計結果

被説明変数	暴力団の強盗罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	0.001	***	0.000
65歳以上人口割合	0.084		0.149
歳出額	1.01E-08	***	9.19E-10
警察費割合	2.407	***	0.375
法改正ダミー	-0.140		0.753
定数項	-21.805	***	4.163
決定係数	0.868		
観測数	423		

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

【表 3】　恐喝罪の推計結果

被説明変数	暴力団の恐喝罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	-0.004	**	0.001
65歳以上人口割合	-0.480		0.480
歳出額	5.37E-08	***	2.93E-09
警察費割合	10.971	***	1.193
法改正ダミー	-9.259	***	2.399
定数項	-58.713	***	13.255
決定係数	0.889		
観測数	423		

***, **, *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 4】　窃盗罪の推計結果

被説明変数	暴力団の窃盗罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	0.242	***	0.039
65歳以上人口割合	-17.561		11.897
歳出額	3.32E-08		7.33E-08
警察費割合	-11.399		29.872
法改正ダミー	57.916		60.040
定数項	280.266		331.776
決定係数	0.639		
観測数	423		

***, **, *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】　詐欺罪の推計結果

被説明変数	暴力団の詐欺罪の検挙件数		
説明変数	係数		標準誤差
人口	0.122	***	0.004
65歳以上人口割合	-0.666		1.280
歳出額	6.31E-08	***	7.89E-09
警察費割合	9.415	***	3.214
法改正ダミー	11.856	*	6.460
定数項	-65.131	*	35.699
決定係数	0.784		
観測数	423		

***, **, *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

法改正ダミーの係数の符号については，強盗罪ではマイナスとなったが，統計的に有意ではなかった（表 2）．次に，恐喝罪ではマイナスとなり，1%の水準で統計的に有意であった（表 3）．窃盗罪についてはプラスとなったが，統計的に有意ではなかった（表 4）．最後に，詐欺罪についてはプラスとなり，10%の水準で統計的に有意であった（表 5）．

4.5 考察

この分析の結果から，暴力団犯罪における恐喝犯・詐欺犯は，予想どおり，代表者等に対する損害賠償責任に反応していることが示された．一方，強盗犯・窃盗犯については，統計的に有意に反応しているとはいえなかった．

強盗犯については，もともと，組織の威力を利用した態様の犯行が少なかったために，

損害賠償を請求しやすくなっても，有意に減少しなかったものと考えられる．

また，窃盗犯については，詐欺犯に比し，得られる利益が大きくならなかったために，有意に増加しなかったものと考えられる．

5. 分析のまとめと政策提言

5.1 まとめ

本稿では，平成 20 年の暴対法改正により規定された，威力利用資金獲得行為に係る代表者等の損害賠償責任が暴力団犯罪に与える影響について，威力利用資金獲得行為となりうる強盗罪・恐喝罪と威力を利用しない資金獲得行為である窃盗罪・詐欺罪を対象に，平成 14 年から平成 22 年までの都道府県別パネルデータを用いて実証分析を行った．その結果，恐喝罪については減少させる効果があったものの，その一方で，詐欺罪については増加させるという弊害が生じていることが明らかになった．

5.2 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，第 1 に，刑事罰と損害賠償責任とは連続しており，犯罪を抑止するための方策として，損害賠償責任を規定するという方法も考えられるのではないか，ということである．すなわち，「これまでは，損害賠償法は被害者の救済，刑法は国家による犯罪者の処罰と，役割を截然と独立に把える議論が普遍的であったが，どちらも外部性の内部化措置として連続している」[9]のであって，犯罪抑止のためには，刑事罰の引上げのみならず，損害賠償責任を規定することも，効果的である可能性が高い．とするならば，損害賠償の目的を被害の回復だけにとどめるのではなく，一般予防を目的とした損害賠償も認めてよいのではないだろうか．

第 2 に，損害賠償責任による影響に対する十分な検討の必要性である．すなわち，損害賠償責任を規定することにより，威力利用資金獲得行為が減少する可能性があることは，理論分析からもわかるとおり十分に予想できたことであり，実際に，予想していた[10]ことでもある．とすると，代替的に，他の犯罪が増加する可能性についても，十分に検討する必要があったのではないだろうか．今回，恐喝罪が減少する一方で，詐欺罪が増加している

9 福井 (2007) 149 頁参照．

10 例えば，平成 20 年の暴対法改正の国会審議では，当時の警察庁刑事局組織犯罪対策部長より，「今回の規定〔筆者注；暴対法 31 条の 2〕が新設をされて，代表者等を相手方とする損害賠償請求が増加することによりまして，・・・こうした威力利用資金獲得行為そのものが抑止されると，こういった効果も期待されるところでございます．」との答弁がなされている（平成 20 年 4 月 17 日参議院内閣委員会）．

ことを明らかにした．もし，改正後に詐欺罪が増えたから次は詐欺罪に対して何らかの対応をするということであるとすれば，いわば「もぐら叩き」的に法改正を繰り返すだけになる可能性もあり，その結果，犯罪の総数は減少しないということにもなりかねないのではないだろうか．

6. 今後の課題

本稿の研究は，データ上の制約から，分析できなかったものがいくつかある．例えば，分析対象とした各犯罪の内容がどのようなものか，分析することができなかった．また，今回の分析においては，検挙件数に着目して分析を行ったが，被害額については分析することができなかった．法改正により，件数が減少した犯罪と増加した犯罪とを被害額で比較したときに，仮に被害額が大きくなっているのであれば，法改正をしない方がよかったということにもなりかねない．さらに，今回の分析においては法改正の効果のみに着目したが，平成 23 年までに全都道府県で施行された暴力団排除条例の適用状況による暴力団犯罪の抑止効果について検証し，刑事罰，民事罰たる損害賠償責任，行政処分の最も効率的な組み合わせを明らかにしていくことも重要であると考えられる．これらは，今後の課題となろう．

こうした点を考慮しながら，分析を積み重ね，今後の犯罪抑止策に反映させていくことが期待される．

付録：主なデータの出典

データ	出典
暴力団犯罪における検挙件数	千葉県警察本部『犯罪の概要』
人口 人口に占める 65 歳以上の割合	総務省『人口推計年報』
都道府県ごとの歳出額 都道府県ごとの歳出額に占める警察費の割合	総務省『地方財政統計年報』

謝辞

本論文の執筆にあたり，主査を担当してくださった橋本和彦助教授，副査を担当してくださった福井秀夫教授（まちづくりプログラム・ディレクター）及び西脇雅人助教授（副査）からは度重なる丁寧なご指導をいただきました．深く御礼申し上げます．また，ゼミの事前相談等において貴重なご意見を下さった安藤至大准教授や，有益なご指摘をいただいた植松丘教授，岡本薫教授，北野泰樹准教授，下村郁夫教授，鶴田大輔准教授，吉田恭教授ら諸先生方およびまちづくりプログラム，知財プログラムの学生の皆様にも感謝申し上げます．さらに，宮嶋康明弁護士，警察庁刑事局暴力団対策課阿部徹警視ほか，各都道府県警の組織犯罪対策ご担当部署並びに統計ご担当部署の方々にも，暴対法の現状や統計データ等につきまして有益な情報をいただきました．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の研究機会を与えていただいた派遣元である石川県にも感謝申し上げます．

なお，本論文における見解及び内容の誤りはすべて筆者に帰します．本論文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

・浦川道太郎（2010）「組長訴訟の生成と発展」Law&Practice　No.04　145-162 http://www.lawandpractice.jp/files/yongou/urakawa.pdf
・菅野直樹（2004）「組長訴訟の現状と課題」自由と正義 Vol55，No.7　79-85
・工藤陽代（2008）「対立抗争等における暴力行為の抑止，暴力団による被害の回復の促進及び暴力団の資金源の封圧を図る」時の法令 1816 号，6-16.
・警察庁刑事局暴力団対策部（2002）『暴対法施行 10 年』
・警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課（2007）『平成 18 年の暴力団情勢』 http://www.npa.go.jp/sosikihanzai/bouryokudan/boutai11/20070423.pdf
・警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課（2010）『平成 21 年の暴力団情勢』 http://www.npa.go.jp/sosikihanzai/bouryokudan/boutai/h21_bouryokudan.pdf
・警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課（2011）『平成 22 年の暴力団情勢』 http://www.npa.go.jp/sosikihanzai/bouryokudan/boutai/h22_bouryokudan.pdf
・警察庁組織犯罪対策部暴力団対策課・企画分析課（2012）『平成 23 年の暴力団情勢』 http://www.npa.go.jp/sosikihanzai/bouryokudan/boutai18/h23_jousei_kakutei.pdf
・島村英・工藤陽代・松下和彦（2008）「「暴力団員による不当な行為の防止等に関する法律の一部を改正する法律」について」警察學論集 61 巻 9 号，39-86
・田中勝也（2008）「暴力団による資金獲得活動と暴力団対策法の一部改正」警察學論集 61 巻 9 号，23-38
・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
・宮嶋康明（2012）「暴対法 31 条の 2 に基づく組長訴訟の現状について」自由と正義 Vol63，No.6　18-23
・宮本和夫（2008）「暴力団対策法改正と組織犯罪対策における今後の課題」警察學論集 61 巻 9 号，1-22
・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

生活保護受給者（その他の世帯）の稼働に関する実証分析

〈 要　旨 〉

近年の生活保護受給者の増加要因として，高齢化のほか，ホームレス対策で国が若くて働ける層（稼働年齢層）にも生活保護受給基準の適用を実質的に緩和する運用変更を2009年に行ったことが指摘されている．そこで，本稿では，近年の増加率が他の世帯類型より高く，稼働年齢層が多いとされる「その他の世帯」の生活保護受給者を対象に，その稼働率に影響する要因を実証分析するとともに，稼働インセンティブが低いとされる現在の生活保護制度について考察を行った．実証分析の結果では，稼働率が地域の豊かさを示す指標に有意に影響を受けることが分かった．また，現在の生活保護制度では，生活保護受給者が稼働収入を得てもその大半が保護費から差し引かれるため，稼働インセンティブが低下するとともに，稼働収入を福祉事務所に届出しない不正受給が生まれやすい要因になっていることを指摘した．

2013年（平成25年）2月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU12609　佐野　健二

目　次

1. はじめに 1

2. 生活保護の制度と現状 2

2.1 生活保護制度について 2

2.2 生活保護の現状 3

3. 問題意識 5

3.1 生活保護における自立 5

3.2 制度設計の問題点 6

3.3 本稿が着目する「その他の世帯」 7

3.4 生活保護を受給しながら稼働すること 7

3.5 就労支援を行うメリットとコスト 8

4. 稼働率に影響する要因分析 8

4.1 労働市場の要因 8

4.2 地方自治体の要因 9

4.3 生活保護受給者の要因 10

5. 実証分析 11

5.1 実証分析のモデルとデータ 11

5.2 推定結果とその考察 12

6. 政策提言 13

7. 今後の課題 16

謝辞 17

参考文献 17

1. はじめに

生活保護制度は,憲法第 25 条の理念に基づき,国民の生存権を保障するものであり,社会保障の「最後のセーフティネット」と呼ばれている.

しかし,最低賃金額が保護基準額を下回る,いわゆる逆転現象が発生している地域が存在[1]し,一般世帯と比して不平等ではないかと指摘されている.また,「濫給」といわれる受給基準を満たしていない人の保護受給や不正受給が起こる一方で,真に保護を必要としている人が生活保護を受給できない「漏給」の問題も指摘されている.さらには,生活保護受給者の医療費が全額公費負担であることから,生活保護受給者と医療機関の双方にモラルハザードを引き起こし,頻回受診や不必要な治療・投薬が行われていると指摘されるなど,生活保護制度に関する問題点は数多く存在し,制度の見直しを求めて現在も活発な議論が行われている.

しかも,近年の少子高齢化で日本の総人口が減少していく局面にあって,生活保護受給者数は増加を続け,2012 年 3 月時点で 211 万人となっている[2].近年の生活保護受給者数の増加は,高齢化の進展のほか,いわゆるリーマン・ショックや東日本大震災の影響による雇用情勢の厳しさなど,様々な要因を含んでいるとされる.

また,その他の要因として,派遣切りなどのホームレス対策で,厚生労働省が 2009 年に通達を出し,若くて働ける層(稼働年齢層)にも生活保護受給基準の適用を実質的に緩和したことが要因であると指摘されている[3].

生活保護受給者が今後も増加した場合,国や地方自治体の財政負担はさらに増加し,社会保障制度そのものが崩壊する可能性もあるため,山積している生活保護制度の問題点を解消することが急務となっている.

なお,稼働年齢層の場合には,十分な収入を得られる職が見つかれば,生活保護から脱することが可能であり,生活保護を受給しながら仕事からの収入を得ている保護受給世帯の割合を本稿において「稼働率」としている.これは,増加する稼働年齢層の生活保護受給者が,就労による経済的自立を達成する目安を図る上で重要な指標であるが,生活保護に関する実証的な先行研究は,主に「保護率」に着目して,その上昇要因や地域格差を考察しているものが多いと思われる.

このうち生活保護受給者の「稼働率」に着目した先行研究としては,玉田・大竹(2004)が,大阪府(政令市の大阪市を除く)の 2002 年度のクロスセクションデータを用いて,能力開発講座の有無や求人情報提供など,どのような自立支援策が生活保護受給者の稼働率の増加に寄与しているかを分析し,能力開発講座などの施策は稼働率に影響しないことを示している.

そこで,本稿では,2009 年以降の保護受給の増加率が他の世帯類型よりも高く,稼働年齢層が多いとされる「その他の世帯」の生活保護受給者に着目し,その稼働率に影

---

[1] 2012 年 7 月労働基準局報道発表資料「平成 24 年度地域別最低賃金額改定の目安について」
[2] 厚生労働省編(2012)
[3] 周・鈴木(2011)

響する要因について，統計的な手法を用いて実証分析を行うとともに，稼働インセンティブが低下し，不正受給が発生しやすくなる現在の生活保護制度の問題点について考察を行った．

実証分析の結果，その他の世帯の稼働率[4]は，完全失業率や地方自治体の財政力など，地域の豊かさを示す指標に有意に影響を受けていることが確認できた．

実証分析の結果を踏まえ，その他の世帯の生活保護受給者について，雇用の高い地域への転居を行うことが稼働率を上昇させる有効な手法であること，および生活保護受給者の転居先の地方自治体の財政負担をなくすため，現在，国が 4 分の 3 と地方自治体が 4 分の 1 の割合で負担している生活保護費を，全額国の負担とすることなどを提言した．

また，稼働インセンティブが低下する生活保護制度の問題点については，稼働収入に対する勤労控除額の増加（いわゆる「限界税率[5]」の引き下げ）と最低生活費の減額，および不正受給の厳罰化を同時に実施することで，稼働して届け出れば損になる制度ではなく，稼働して届け出た方が良いと思われる制度になることを提言した．

本稿の構成は次のとおりである．まず，第 2 章において生活保護の制度と現状，第 3 章において問題意識を整理し，第 4 章においてその他の世帯に分類される生活保護受給者の稼働に影響する要因を「労働市場の要因」，「地方自治体の要因」，「生活保護受給者の要因」の 3 つに分類し，稼働率にどのような影響を与えるかを分析する．第 5 章では，前章の要因分析を踏まえ，実際にどのような影響があるのかを統計的な手法を用いて分析し，推定結果を示す．第 6 章では推定結果に基づいた政策提言と稼働インセンティブを高めるための生活保護制度の在り方を示し，最後に第 7 章では，本稿で考察できなかった点について，今後の課題として示した．

2. 生活保護の制度と現状

本章では，生活保護の制度と現状について概観する．まず **2.1** 節で生活保護制度について説明し，**2.2** 節で生活保護の現状について説明する．

2.1 生活保護制度について

ここでは，生活保護の目的（**2.1.1** 節），生活保護の受給基準（**2.1.2** 節）について述べる．

2.1.1 生活保護の目的

現在の生活保護法（以下，「法」という）は，1950 年 5 月に旧生活保護法を全文改正して制定施行されたが，60 年以上が経過した現在においても抜本的な改正はなされていない．

---

[4] この稼働率には，世帯員のみが稼働している世帯も含む．

[5] 「限界税率」とは，追加的に増えた収入に対して適用される税率のことであるが，生活保護制度における限界税率の考え方については，**3.2** 節で詳細を述べる．

生活保護制度は，法第 1 条において「この法律は，日本国憲法第 25 条に規定する理念に基き，国が生活に困窮するすべての国民に対し，その困窮の程度に応じ，必要な保護を行い，その最低限度の生活を保障するとともに，その自立を助長することを目的とする.」としており，何らかの原因で生活困窮に陥り，自分の力だけでは生活を維持できない国民に対して，健康で文化的な最低限度の生活を保障することを国の義務とし，また，単に生活を保障するだけでなく，それら国民の自立を助長することを目的とした制度となっている.

2.1.2　生活保護の受給基準

生活保護を受給するためには，法第 4 条の規定に基づき，「その利用し得る資産，能力その他あらゆるものを，その最低限度の生活の維持のために活用することを要件とし」，それでもなお，厚生労働大臣が定める生活保護基準額から算定された最低生活費にその者（世帯）の収入が満たない場合に適用され，その差額が保護費として支給される仕組みとなっている.

なお，最低生活費は世帯の人数や年齢，健康状態，居住地などの様々な要件によって算定され，法で定める 8 種類の扶助（生活扶助，教育扶助，住宅扶助，医療扶助，介護扶助，出産扶助，生業扶助，葬祭扶助）によって，社会生活を営む上での最低限度の生活を保障している.

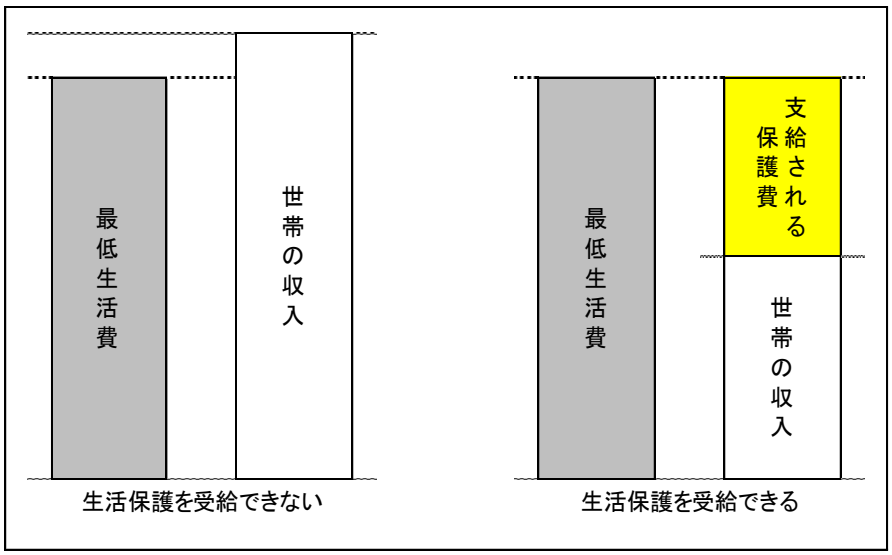


図 1　生活保護の受給基準

2.2　生活保護の現状

2010 年度に生活保護を受給したのは，全国で約 141 万世帯，195 万人[6]である．近年の動向を見ると 1995 年以降は増加に転じ，現在も増加を続けている.

6 生活保護制度研究会編(2012)

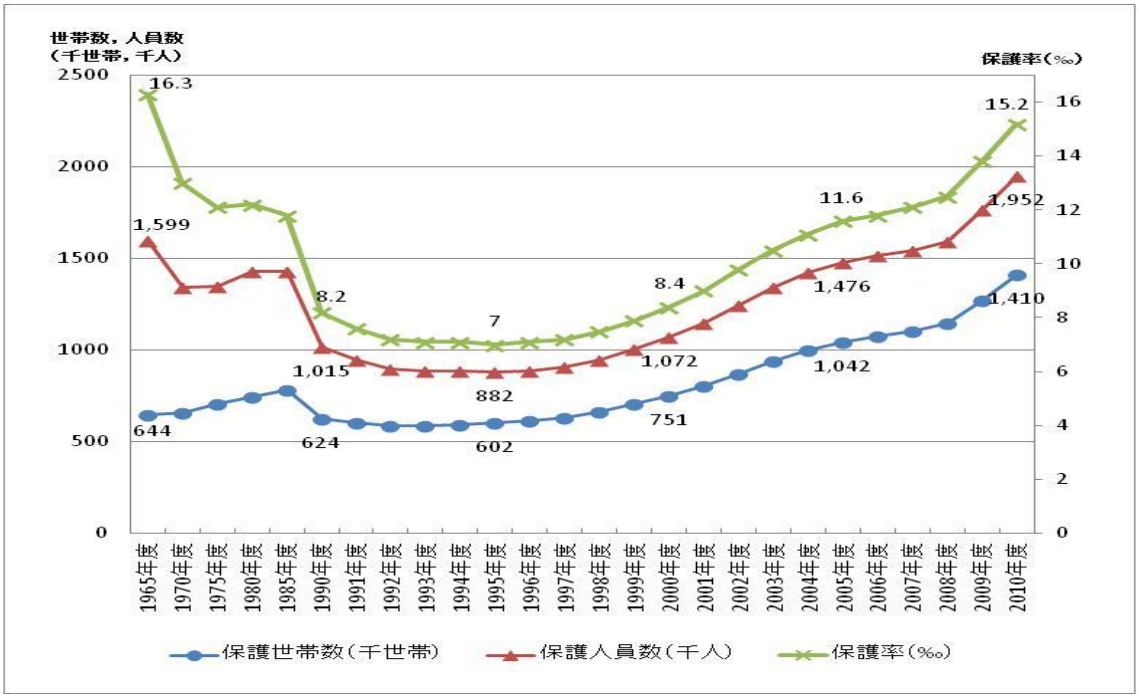


図 2　保護受給世帯数，受給者数，保護率の推移

出典：『平成 24 年版厚生労働白書』より筆者作成

近年の生活保護受給者の動向として特徴的なのが，就労による経済的自立が容易でない高齢者世帯が増加するとともに，厳しい社会情勢の影響を受けて失業等により生活保護に至った「その他の世帯」の割合が増加しており，2010 年度と 10 年前を比較すると約 4 倍に増加している．

表 1　世帯類型別の保護受給世帯数

世帯類型	2000年度（世帯数）	2010年度（世帯数）	増加率	世帯類型の定義
高齢者世帯	341,196	603,540	176.9%	男女とも65歳以上（平成17年3月以前は，男65歳以上，女60歳以上）の者のみで構成されている世帯か，これらに18歳未満の者が加わった世帯
母子世帯	63,126	108,794	172.3%	死別，離別，生死不明及び未婚等により，現に配偶者がいない65歳未満（平成17年3月以前は，18歳以上60歳未満）の女子と18歳未満のその子（養子を含む）のみで構成されている世帯
傷病・障害者世帯	290,620	465,540	160.2%	障害者世帯：世帯主が障害者加算を受けているか，障害・知的障害等の心身上の障害のため働けない者である世帯 傷病者世帯：世帯主が入院（介護老人保健施設入所を含む）しているか，在宅患者加算を受けている世帯，若しくは世帯主が傷病のため働けない者である世帯
その他の世帯	55,240	227,407	411.7%	上記以外の世帯
合計	750,181	1,405,281	187.3%	

出典：『平成 24 年版厚生労働白書』より筆者作成

しかし,「その他の世帯」に分類される生活保護受給者の増加は，近年の不況のみが原因というだけではなく，第 1 章で述べた周・鈴木(2011)の時系列データを用いた近年の保護率の上昇要因の分析によると「特に，2008 年 9 月に起きたリーマン・ショック以降の生活保護率急増は，一般的に信じられている景気変動の一時的要因ではなく，そのほとんどを恒常的要因が説明する. その恒常的要因は何によってもたらされているのか，それを特定化することは難しいが，2009 年 3 月以降に次々と出された厚生労働省の通達によって，生活保護受給の基準が，特に稼働能力層において実質的に緩和されたという『制度変更要因』が，大きく影響しているものと思われる.」としており，稼働年齢層にも生活保護を受給しやすくした, 生活保護行政に対する政府のスタンスの変化が，生活保護受給者の増加要因であるとも指摘している.

表 2　現に保護を受けた世帯類型別の保護受給世帯数（1 ヵ月平均）の推移

世帯類型	2006年度	2007年度		2008年度		2009年度		2010年度	
	世 帯 数	世 帯 数	前年度比	世 帯 数	前年度比	世 帯 数	前年度比	世 帯 数	前年度比
高 齢 者 世 帯	473,838	497,665	105.0%	523,840	105.3%	563,061	107.5%	603,540	107.2%
母 子 世 帯	92,609	92,910	100.3%	93,408	100.5%	99,592	106.6%	108,794	109.2%
障 害 者 世 帯	125,187	132,007	105.4%	137,733	104.3%	146,790	106.6%	157,390	107.2%
傷 病 者 世 帯	272,170	269,080	98.9%	269,362	100.1%	289,166	107.4%	308,150	106.6%
そ の 他 の 世 帯	109,847	111,282	101.3%	121,570	109.2%	171,978	141.5%	227,407	132.2%
合　計	1,073,651	1,102,944	102.7%	1,145,913	103.9%	1,270,587	110.9%	1,405,281	110.6%

出典：厚生労働省「福祉行政報告例」より筆者作成

3.　問題意識

本章では，本稿で着目する「その他の世帯」に分類される生活保護受給者の稼働に関する問題意識について示す．まず **3.1** 節で生活保護における自立，次に **3.2** 節で制度設計の問題点，**3.3** 節で本稿が着目する「その他の世帯」，**3.4** 節で生活保護を受給しながら稼働すること, 最後に, **3.5** 節で就労支援を行うメリットとコストについて説明する.

3.1　生活保護における自立

社会情勢が大きく変化していく中で, 抜本的な改正がされていない現在の生活保護制度において，制度の重要な目的の一つである「自立の助長」は適切に機能しているのであろうか.

2004 年 12 月「生活保護制度の在り方に関する専門委員会報告書」によると，自立支援について「利用者が心身共に健やかに育成され，又はその有する能力に応じ自立した日常生活を営むことができるように支援するもの」とし，生活保護受給者の自立については，①就労による経済的自立（就労自立），②能力やその抱える問題等に応じ，心身や精神の健康を回復・維持し，自分で自分の健康・生活管理を行なうなど日常生活にお

ける自立（日常生活自立），③社会的なつながりを回復・維持するなど社会生活における自立（社会生活自立）の 3 種類に分類し，必ずしも生活保護から経済的に脱する就労自立だけを目標とするのではなく，生活保護受給者の適性に応じた自立を目指すものとしている．

3.2　制度設計の問題点

また法第 4 条では，保護を受ける側に要請された最小限の要件として，保護の「補足性の原理」があり，各自がその持てる能力に応じた最善の努力が求められるが，この「能力」には，稼働能力が含まれている[7]．

図 3 のように稼働能力を活用して収入を得ると，そのほぼ全額が保護費から差し引かれ，最低生活費を超える収入を得ると，生活保護が廃止となる．

つまり，限界税率が 100%に近い状態[8]になるよう制度設計されており，保護受給中は，稼働しても実質的所得が一定に保たれるため，稼働収入を得ようと努力するインセンティブが低下する制度設計になっている．

また稼働収入は，法第 61 条の規定により保護の実施機関（福祉事務所）に届け出る義務があるが，届け出た場合は支給される保護費が減額されるため，生活保護受給者自ら稼働収入を届け出るインセンティブを持たない制度設計になっており，不正受給[9]が生まれやすい状態となっている．

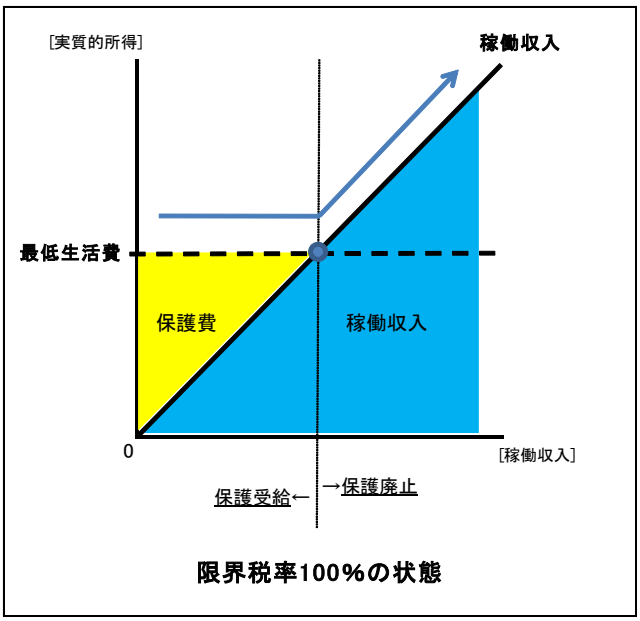


図 3　最低生活費と稼働収入の関係

7 栃木県弁護士会編(2008)

8 実際には，生活保護受給者の稼働収入には「勤労控除」の制度があり，労働に伴う必要経費等が収入から若干差し引かれるが，本稿では単純化して限界税率 100%の状態で述べる．

9 2012 年 3 月「社会・援護局関係主管課長会議資料」によると，2010 年度の不正受給は全体で 25 千件，128 億円であり，そのうち稼働収入の無申告・過小申告は 13 千件にのぼる．

3.3 本稿が着目する「その他の世帯」

生活保護は，高齢者や傷病・障害者で構成されている世帯で約 8 割[10]を占めており，実質的に稼働が困難なこれらの世帯に対して，積極的に就労指導して就労による経済的自立を求めることは困難である．

しかも，「母子世帯」と「その他の世帯」は，稼働年齢層が多いとされながらも，平成 22 年度福祉行政報告例のデータをもとに筆者が算出した「その他の世帯の稼働率」（その他の世帯のうち，稼働している世帯割合）は 3 割程度[11]であり，実際は稼働していないその他の世帯が多数を占めている．

その要因として，その他の世帯は保護の世帯類型上，「高齢者世帯，母子世帯，障害者世帯，傷病者世帯のいずれにも該当しない世帯」であり，例えば世帯主と介護の必要な親の世帯構成である場合や，父子世帯の場合なども想定され，仮に稼働する能力や意思があっても，世帯員の状態によっては稼働すること自体が困難な状況にある世帯も含まれており，「その他の世帯」に分類される世帯全てが必ずしも稼働可能な状況にあるとは限らないことに注意する必要がある．

3.4 生活保護を受給しながら稼働すること

保護が開始されると，社会生活を営む上での最低限度の生活が保障されるため，生活保護受給者にとって「生活保護を受給しながら稼働すること」は，本来合理的な選択であろうか．

生活保護を受給しながら働く制度上の理由として，前述の法第 4 条の規定では生活保護受給者の「能力の活用」，つまり，稼働能力がある場合はそれを活用しなくてはならないとされ，また，同第 60 条の規定では「被保護者は，常に，能力に応じて勤労に励み，支出の節約を図り，その他生活の維持，向上に努めなければならない」とされ，「能力に応じて勤労に励む義務」が課されている．

また，生活保護受給者自身の理由として，保護受給中は実質的所得が増えず，また生活保護に対する社会的な偏見のイメージも根強いため，「将来的に生活保護から脱したい」と思う生活保護受給者のタイプが存在する．反対に，働ける状態にありながら稼働していない場合，制度上の要件を満たさなくなり，生活保護を受給し続けることが困難になることから，最低生活費を超えない程度に働いて，「現在のまま保護受給を継続したい」と思うタイプも存在すると思われる．

---

[10]『保護の手引き　平成 24 年度版』によると，2010 年度は高齢者世帯 42.9%，母子世帯 7.7%，障害者世帯 11.2%，傷病者世帯 21.9%，その他の世帯 16.2%の世帯数の構成比である．

[11] 世帯員のみが稼働している場合も含めて算出している．なお，全ての世帯類型で稼働率を算出すると 13.3%になる．

3.5　就労支援を行うメリットとコスト

本稿では,「就労による経済的自立」の観点から，生活保護受給者の稼働率が上昇することを期待して考察を行うものである.

稼働可能な生活保護受給者に対して就労支援を行うメリットについて,国や地方自治体の観点から考察すると，生活保護受給者が稼働することにより，図 3 のように，最低生活費から世帯の稼働収入額を差し引くことになるため,支給する保護費が実質的に減額され，財政的な負担を抑制することが可能となる.

次に，生活保護受給者の観点からメリットを考察すると，少額でも稼働を積み重ねることによって，稼得能力が向上（稼働への努力コストの低下）し，就労による経済的自立の可能性が高まるものと思われる.

反対に，コストについては，生活保護受給者に対して，直接的な就労指導や支援を行うケースワーカーや就労支援員の職員の人件費であり,就労支援を充実させるために職員を増員する地方自治体にとっては,人件費の追加的なコストが必要になることである.

就労による経済的自立の支援を進めていく上で望ましい状態として,短期的には稼働世帯割合（稼働率）が上昇することであり，中期的には稼働収入が増収し，生活保護を脱する世帯が増えること，長期的には，真に働けない人しか保護受給しないことであると思われる．つまり，最終的には稼働率が 0%という状態が，真に望ましい状態ではないかと考察することもできる.

4.　稼働率に影響する要因分析

本章では,「その他の世帯」の生活保護受給者の稼働率に影響すると思われる要因を 3 つに分類して示す．まず **4.1** 節で労働市場の要因，次に **4.2** 節で地方自治体の要因，最後に **4.3** 節で生活保護受給者の要因を分析する.

4.1　労働市場の要因

ここでは，稼働率に影響すると思われる労働市場の要因を，完全失業率（**4.1.1** 節）と地域別最低賃金（**4.1.2** 節）に分類して分析する.

4.1.1　完全失業率について

完全失業率は,働く意思は持っているが所得が伴わない状態の求職者の割合を指しており,稼働年齢層が多いとされるその他の世帯の生活保護受給者にとって，完全失業率の上昇や下降が，一般世帯の労働者と同様に，稼働率に影響を与えると想定され，完全失業率が上昇して労働市場が縮小すると,稼働能力が低い生活保護受給者は市場から排除される可能性が高いため,「完全失業率と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる.

4.1.2 地域別最低賃金について

最低賃金には，特定（産業別）と地域別の２種類があり，厚生労働省により毎年改定されている．特定地域内の特定産業の基幹的労働者とその使用者に適用されるのが特定（産業別）最低賃金であり，都道府県毎で働くすべての労働者と使用者に適用されるのが，地域別最低賃金である．今回の分析において，稼働している生活保護受給者の雇用形態の詳細は不明であるため，地域別最低賃金を採用して分析する．

経済理論では，最低賃金が上昇すれば，そこまでの対価を支払いたくない雇用主の需要が減って，雇用市場が縮小するとされている．最低賃金での雇用に地域差はあるものの，生活保護受給者が地域別最低賃金で稼働していると仮定した場合，最低賃金が上昇すれば，稼働率が減少すると思われ，「地域別最低賃金と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる．

4.2 地方自治体の要因

ここでは，稼働率に影響する地方自治体の要因を，自治体職員の業務量（**4.2.1** 節）と地方自治体の財政力（**4.2.2** 節）に分類して分析する．

4.2.1 自治体職員の業務量について

生活保護受給者に対し，直接的に就労指導を行う自治体職員の業務量は，指導の密度を図る指標として，稼働率に影響を与えることが想定される．

なお，ここでの職員とは，ケースワーカーと就労支援員を指し，ケースワーカーとは生活保護受給者に対して社会福祉法第 **15** 条で規定されている「生活指導を行う等の事務をつかさどる」者のことである．また，就労支援員とは，稼働能力や稼働意欲がある生活保護受給者に対し，就労を支援する者のことである．

ここでは，ケースワーカーと就労支援員の１人当たりの担当保護受給世帯数を業務量として，**2** つの仮設を立てた．

まず１つ目の仮説として，自治体職員の業務量が多いと就労指導の密度が低下するため，「職員の業務量と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる仮説である．次に２つ目の仮説としては，自治体職員が生活保護受給者の稼働率を上昇させても自分の待遇は変わりがなく，職務への動機づけが困難であるため，「職員の業務量に関わらず，稼働率には影響しない」ことが考えられるという仮説である．

4.2.2 地方自治体の財政力について

生活保護費は，現在，国が 4 分の 3 を負担し，残り 4 分の 1 を地方自治体が負担している．生活保護は憲法第 25 条に規定する理念に基づいて，「国が生活に困窮するすべて国民に対し」最低限度の生活を保障する制度であるが，実際には地方自治体も負担している．これは，「全額を国費負担とすると，地方自治体が無責任に支給を増やすのでは

ないか，濫給するのではないか，と国が警戒したため」[12]であり，現在でもこの負担割合の在り方について，国と地方の協議が続けられている[13].

生活保護費を一部負担している地方自治体にとって，生活保護受給者の増加や稼働率低下による財政負担の増は，財政状況にも多大な影響を及ぼすため，保護認定や就労指導の度合に影響を与えることが想定される.

ここでは 2 つの仮説を立て，まず 1 つ目の仮説として，財政力が高く裕福な地方自治体は，生活保護費の支出が増加しても行政運営に影響が少なく，比較的容易な保護認定を行ったり，熱心な就労指導を行わないと思われるため，「地方自治体の財政力と稼働率は，負の因果関係がある」と考えられる仮説である．次に 2 つ目の仮説としては，財政力が低く財政難の地方自治体は，生活保護受給者の増加を嫌い，少しでも働けそうな人の保護申請を受け付けない，いわゆる「水際作戦」が行われている可能性も排除できず，結果として稼働できる環境が無くても，稼働能力がある人には保護受給を認めないなど[14]，比較的厳しい保護認定を行っていると思われるため，「地方自治体の財政力と稼働率は，正の因果関係がある」と考えられる仮説である.

4.3 生活保護受給者の要因

ここでは，稼働率に影響する生活保護受給者の要因を，平均保護受給期間（**4.3.1** 節）と単身世帯の割合（**4.3.2** 節）に分類して分析する.

4.3.1 平均保護受給期間について

平均保護受給期間は，生活保護受給者の「稼働収入が最低生活費を下回っている，または稼働していない期間」を示す指標である．ここでは 2 つの仮説を立て，まず 1 つ目の仮説として，受給期間が長くなれば，稼働収入の増加で保護廃止となる生活保護受給者が増加する，もしくは稼働意欲が低下すると想定され，「平均保護受給期間と稼働率は負の因果関係がある」と考えられる仮説である.

しかし，稼働能力がある生活保護受給者に対しては，積極的な就労指導が行なわれるため，これを嫌う生活保護受給者が一旦は就職し，保護廃止にならない程度に稼働収入を調整したいインセンティブも働くのではないかと想定される．よって 2 つ目の仮説として，保護を継続させたい生活保護受給者が存在する場合は，「平均保護受給期間と稼働率は正の因果関係がある」とも考えられる仮説である.

---

12 本田(2010)

13 2011 年 12 月 12 日「生活保護制度に関する国と地方の協議に係る中間とりまとめについて」によると，生活保護費の全額国庫負担について検討する必要があるとの地方自治体の意見に対し，費用負担のあり方は中長期的な課題であるとしている.

14 本来，生活保護は，保護請求権無差別平等の原理に基づき，法律の定める要件を満たす限りは，生活困窮に陥った原因の如何はいっさい問わず，もっぱら生活に困窮しているかどうかという経済状態だけに着目して保護を行なうことにしており，働く意思と能力があり，求職活動を行なっていても現実に働く職場がないときには，保護を受けることができる.

4.3.2 単身世帯の割合について

単身世帯の割合が稼働率に影響する要因として，単身の方が稼働に対する世帯状況の影響（親の介護や子供の世話など）を排除できるため，「単身世帯の割合と稼働率は正の因果関係がある」と考えられる．実際に稼働する能力と意思はあっても，これら世帯員の状況によっては，稼働できない，あるいは稼働時間が制限されることによって収入が増加しないといった状況も想定される．

5. 実証分析

本章では，前章の分析を踏まえ，稼働率に影響する要因について実証分析を行う．まず **5.1** 節で実証分析のモデルとデータを示し，**5.2** 節で推定結果とその考察を行う．

5.1 実証分析のモデルとデータ

実証分析は，中核市の「その他の世帯」の生活保護受給者を対象に，2008 年度～2010 年度までの 3 年間のパネルデータを作成し，固定効果モデルによる推定を実施した．調査対象地域を中核市としたのは，中核市に移行するための要件が人口 30 万人以上の都市であり，人口規模の要因による稼働率への影響をコントロールできるためである．

なお，推定式は以下のとおりである．

$$\mathrm{Y}(\text{稼働率}) = \alpha + \beta_1(\text{労働市場の要因}) + \beta_2(\text{地方自治体の要因}) + \beta_3(\text{生活保護受給者の要因}) + \varepsilon$$

まず，被説明変数（Y）は，中核市毎のその他の世帯の稼働率（その他の世帯のうち，稼働している世帯割合）であり，2010 年度に中核市であった 40 市にアンケート調査を実施し，回答があった 33 市の数値を用いた．

次に，説明変数としている労働市場の要因には，完全失業率（都道府県別）と地域別最低賃金を採用し，総務省「労働力調査」，厚生労働省「地域別最低賃金の全国一覧」等のホームページに掲載されているデータを利用した．

次に，説明変数としている地方自治体の要因には，職員の業務量と地方自治体の財政力を示す財政力指数[15]を採用し，ケースワーカーの人数は総務省「地方公共団体定員管理調査」，就労支援員の人数は中核市にアンケート調査を行った数値を用いた．そして，1 ヶ月当たりの保護受給世帯数を，それぞれの人数で除した値を職員の業務量とした．なお 1 ヶ月当たりの保護受給世帯数は，厚生労働省「福祉行政報告例」のデータを利用した．また中核市毎の財政力指数については，中核市市長会「都市要覧」等のホームページに掲載されているデータを利用した．

---

[15] 地方交付税法の規定により算出した，基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の 3 か年平均値で，財政力指数が 1 を超える場合は，普通交付税が不交付となる．なお，基準財政収入額とは，地方自治体の標準的な税収入の一定割合により算定された額のことを指す．

最後に，説明変数としている生活保護受給者の要因には，平均保護受給期間と単身世帯の割合を採用し，厚生労働省「被保護者全国一斉調査」，および「福祉行政報告例」のホームページに掲載されているデータを利用した．
なお，α は定数項，ε は誤差項を示している．

表 3　基本統計量

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
稼働率	95	34.06211	14.92349	6.3	86.1
完全失業率(都道府県別)	95	4.624211	0.8972435	2.9	6.9
地域別最低賃金	95	690.5158	45.69647	627	818
職員の業務量(ｹｰｽﾜｰｶｰ)	95	101.8442	18.39874	62	178.2
職員の業務量(就労支援員)	95	2692.426	1827.538	0	8542.8
財政力指数	95	0.8350211	0.221482	0.503	1.846
平均保護受給期間	95	4.302842	2.557715	0	16.03
単身世帯の割合	95	57.79084	12.47516	20.08	74.9

5.2　推定結果とその考察

ここでは，推定結果（**5.2.1** 節）と労働市場の要因考察（**5.2.2** 節），地方自治体の要因考察（**5.2.3** 節），生活保護受給者の要因考察（**5.2.4** 節）について示す．

5.2.1　推定結果

推定結果については，表 4 のとおりであり，統計的に有意な水準になったのが「完全失業率（都道府県別)」と「財政力指数」であった．他の説明変数については，有意な結果は得られなかった．

表 4　推定結果

被説明変数	稼働率		
説明変数	係　数	標準誤差	有意水準
完全失業率(都道府県別)	−3.939092	1.517532	**
地域別最低賃金	−0.0455233	0.0859184	
職員の業務量(ｹｰｽﾜｰｶｰ)	−0.0152523	0.0779837	
職員の業務量(就労支援員)	−0.0003196	0.0006339	
財政力指数	38.21154	19.74421	*
平均保護受給期間	0.3889111	0.322353	
単身世帯の割合	0.0517043	0.0924201	
観測数	95		
決定係数	0.4308		

***, **, *は，それぞれ有意水準1, 5, 10%を示す．

5.2.2 労働市場の要因考察

労働市場の要因の推定結果から,「完全失業率（都道府県別)」の係数の推定値は，有意にマイナスであり，生活保護受給者の稼働率が，地域の完全失業率にマイナスの影響を受けることが判明した.

次に,「地域別最低賃金」の係数の推定値は，マイナスであり，地域別最低賃金の上昇が生活保護受給者の稼働率を減少させる傾向がある．ただし，生活保護受給者が必ずしも地域別最低賃金で稼働しているとは限らないことに注意が必要である.

5.2.3 地方自治体の要因考察

地方自治体の要因の推定結果から,「職員の業務量」の係数の推定値は，ケースワーカー，就労支援員ともにマイナスであり，職員の業務量が多いと生活保護受給者の稼働率を低下させる傾向がある.つまり就労指導の密度を高めると稼働率にプラスの影響を与える可能性があることを示唆している．しかし，係数の推定値の値は小さく有意でないため，このまま職員を増員しても生活保護受給者の稼働率が上昇するとは限らないことに注意が必要である.

次に，地方自治体の財政力の豊かさを示す指標である「財政力指数」の係数の推定値は，有意にプラスであり，生活保護受給者の稼働率が，地方自治体の財政力にプラスの影響を受けることが判明した.

5.2.4 生活保護受給者の要因考察

生活保護受給者の要因の推定結果から,「平均保護受給期間」の係数の推定値は，プラスであり，受給期間が長い程，稼働率が上昇する傾向がある．これは言い換えれば，受給期間が長い程，保護廃止になる程の収入を得ていない世帯割合が増加する傾向があることを示している．この理由として，もともと生活保護受給者の稼働能力が低く，最低生活費を超える収入が稼げない可能性がある．また，制度上の理由により一旦は職に就くが，保護が廃止にならない程度に稼働収入を調整している可能性があることも排除できない.

次に,「単身世帯の割合」の係数の推定値は，プラスであり，単身世帯が多いと稼働率が上昇する傾向がある．これは，生活保護受給者の稼働要因が，親の介護や子どもの世話といった世帯員の状況に影響されている可能性を排除できない.

6. 政策提言

本章では，これまでに得られた分析結果や考察をもとに，4 つの政策提言を行う.

まず，1 つ目の提言として，完全失業率や地方自治体の財政力の実証分析から，その他の世帯の生活保護受給者の稼働率は，雇用の高さや税収の多さなど「地域の豊かさ」に影響を受けることが示された.

よって，稼働率を上昇させるための方策として，生活保護受給者の居住地に実質的に

稼働する場が無い場合には，市外転出も含めて求職の場を拡大し，雇用のある地域へ移動（転居）すべきであることを提言する．このように生活保護受給者を転居させて稼働を促すことは，地方自治体の財政健全化の観点以外に，働くことで稼得能力が向上する生活保護受給者のためにも有益であると思われる．

その場合，移動先の地方自治体でも生活保護を受けることになるが，その地方自治体は財政負担が増加するため，現在，国が 4 分の 3，地方自治体が 4 分の 1 の割合で負担している生活保護費を全額国の負担とすべきである．

第 **4** 章のように，生活保護費を全額国の負担とした場合，地方自治体にモラルハザードが起こり，濫給が起こるとの意見もあるが，本来であれば国が直接的に生活保護業務を行うことが最も適当である．しかし，生活保護業務の現場が実質的に近い地方自治体が制度運用を行うことが効率的であるため，保護認定にかかる資力調査（ミーンズ・テスト）の業務は国が行い，保護認定された生活保護受給者を地方自治体に引き継ぐことで，濫給のモラルハザードの防止が可能になる．また，生活保護受給者が，就労による経済的自立を達成した場合など，「地方自治体の努力」に対して報奨金を支払うことや，「地方自治体の怠慢」にはペナルティを設けることで，適切な動機づけを行うことができる．

次に 2 つ目の提言として，ケースワーカーなど自治体職員の生活保護受給者の稼働率を上げるという「職務への動機づけ」が困難な点に対して，稼働率や自立率の上昇など，支援成果に応じた昇進制度や成功報酬制を取り入れるといった，インセンティブ契約を行うことが有効である．しかし，実際に地方自治体が導入することは困難であるため，就労支援自体を民間などに委託する方法を提言する．

民間の利点を生かし，例えば基本給と歩合給のような形で給料を決め，支援成果に応じた歩合制を取り入れることで，職務への動機づけが高まると思われる．

次に，3 つ目の提言として，働きながら受給期間が長期化している生活保護受給者に対して，転職の斡旋など増収支援の強化や職業訓練を行う必要がある．また，生活保護受給者が，保護廃止にならない程度に稼働収入を調整している可能性も排除できないことから，稼働収入の増加による保護廃止となるまでのモニタリングが重要であることを提言する．

最後に，4 つ目の提言として，稼働インセンティブを高めるための生活保護制度の改革の必要性である．限界税率が 100%に近い状態での現在の制度は，生活保護受給者の稼働インセンティブを奪い，反対に，不正受給を生むインセンティブが働いてしまう．

実際には，生活保護受給者の稼働収入には「勤労控除」という稼働に伴う必要経費（被服や身の回り品，職場交際費等）を控除し，稼働インセンティブを高める制度があり，収入の全てが保護費から差し引かれる訳ではない．しかし，金額的には僅かであり，図 4 のように勤労控除額を増やした（限界税率を引き下げた）場合[16]においても，生活保

[16] 図 4 では，単純化のために生活保護受給者の稼働収入に対する限界税率を 50%（稼働収入の半分を勤労控除）とした場合で描いている．

護受給者の稼働インセンティブは高まるが，控除額と同額の保護費が増加するというデメリットがあり，いわゆるワーキングプア層とのギャップが大きくなり，不公平感が強くなってしまう．

また，最低生活費を減額した場合，保護費を相対的に減額することは可能であるが，生活保護受給者の稼働インセンティブはそれ程向上せず，またかえって不正受給が増加してしまう可能性が高いと思われる．そして「稼働可能な生活保護受給者のみ」最低生活費を減額した場合，稼働不能世帯の最低生活費との整合性もなくなってしまう．

稼働可能な生活保護受給者のみ最低生活費を減額した場合は，地方自治体が優先的に生活保護受給者に対して職を斡旋するなどして，保護費の減額分と同額の保障を行うことが必要になると思われる．

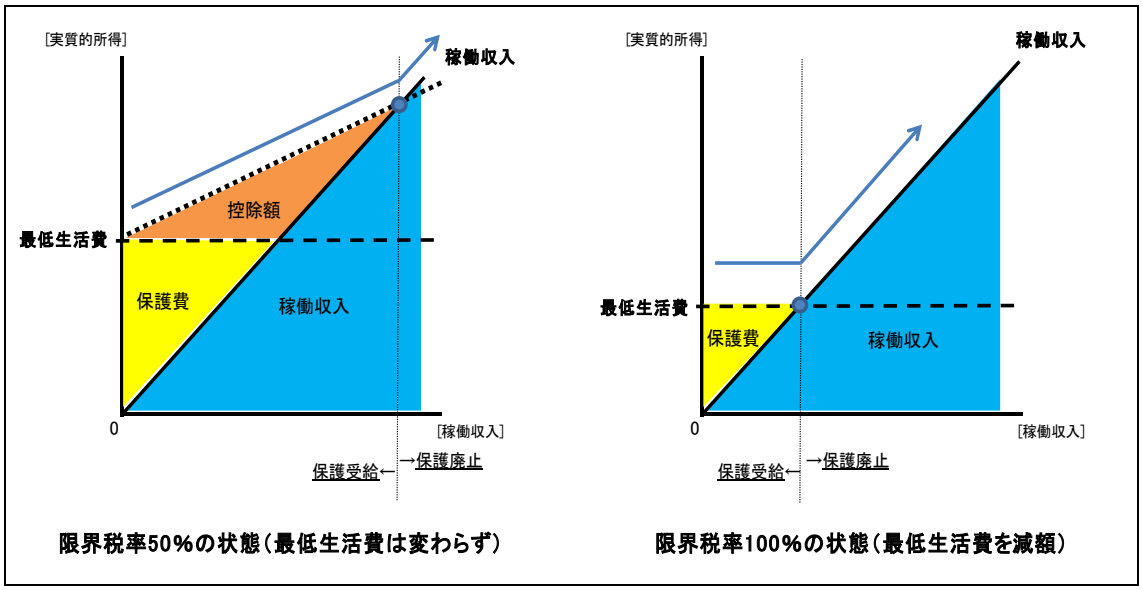


図 4　限界税率の引き下げ，および最低生活費の減額

政策提言としては，図 5 のように，稼働可能な生活保護受給者に限定した措置として，稼働収入に対する勤労控除額を増加させる（限界税率を引き下げる）と同時に，職の斡旋などで稼働収入を担保した上で最低生活費を減額することが必要である．更に稼働収入を届け出ない不正受給対策として，不正の費用（罰則×発見率）を高く設定するために，現在の罰則を厳罰化[17]するとともに，生活保護受給者は稼働収入を自ら届け出るインセンティブを持たないので，本人以外（例えば雇用主など）から申告させる制度の創設が必要である．

このように複数の案を同時に組み合わせることで，「働いて収入を届け出た方が良い」制度が生まれるのである．

17 保護費の不正受給に対する罰則は，現在，3 年以下の懲役又は 30 万円以下の罰金である．

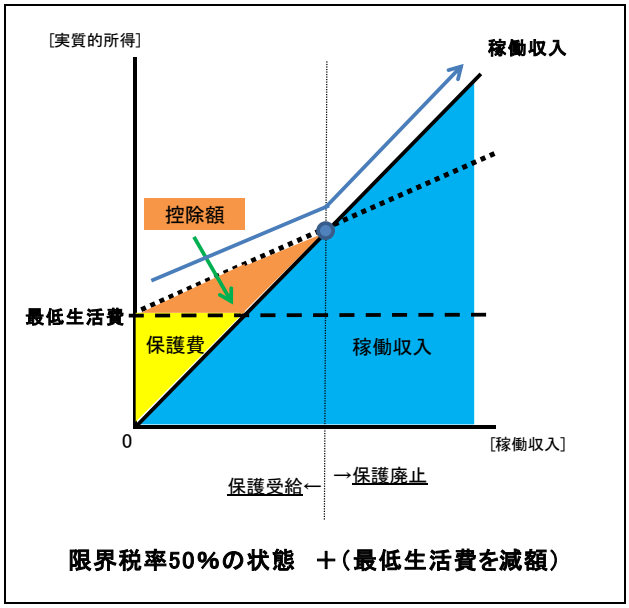


図 5　限界税率の引き下げと同時に最低生活費の減額

7.　今後の課題

本稿では，稼働年齢層が多いとされる「その他の世帯」の生活保護受給者の稼働率に着目して，その稼働に影響する要因や保護制度の問題点について考察し，稼働率を上昇させるための政策提言を行ったが，次のような課題も残されている．

生活保護受給者の稼働に影響する要因として,「稼働できる環境」,「稼働できる能力」,「稼働する意思（目的)」の条件が必要であるが，本稿では主に稼働できる環境について完全失業率や地方自治体の財政力，単身世帯の割合の指標を用いて分析を行った．しかし，稼働できる能力については，学齢や保護受給前の就労経験の有無など，生活保護受給者の属性に関する要因を分析する必要がある．

また，稼働する意思（目的）については，平均保護受給期間が長い程，稼働率が上昇することを実証し，制度上の義務を果たしつつも，保護廃止にならない程度に稼働収入を調整している可能性があることを指摘した．しかし，平均保護受給期間の分析のみで生活保護受給者の稼働する意思（目的）を考察するのは不十分であり，稼働している期間や稼働収入額の推移などを分析する必要がある．

また，本稿では考察の対象としなかった「稼働収入が増加して保護を脱した人」についても，就労による経済的自立を考察する上では分析が必要である．

しかしながら，生活保護に関する情報は非常にデリケートであり，また個人情報の制約上，公表されている統計データも非常に少ない．

今後も更に増加すると思われる生活保護受給者の問題を改善し，「最後のセーフティネット」である生活保護制度をより良いものとするためにも，今後も継続した分析が必要であり，このためにも個人情報の制約にかからない範囲での生活保護受給者に関するデータの蓄積と，今後の研究に資するための情報の公開が求められる．

謝辞

本稿の作成にあたり，福井秀夫教授（プログラムディレクター，副査），安藤至大客員准教授（主査），西脇雅人助教授（副査），戸田忠雄客員教授（副査）をはじめ，まちづくりプログラムの教員の皆様には，ご多忙の中，熱心なご指導をいただきましたこと，また，各種データの照会に関して，ご多忙の中，多くの地方自治体の皆様より多大なるご協力をいただきましたことを改めてここに深く御礼申し上げます．

また，政策研究大学院大学での 1 年間の学生生活を共にした同期生の皆様，および研究の機会を与えていただいた派遣元，妻や子どもたち，両親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，誤りはすべて筆者の責任であることを申し添えます．

参考文献

・阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義(2008)『生活保護の経済分析』東京大学出版会
・厚生労働省編(2012)『平成 24 年版厚生労働白書』日経印刷
・駒村康平編(2010)『最低所得保障』岩波書店
・周燕飛・鈴木亘(2011)「生活保護率の上昇要因―長期時系列データに基づく考察―」『一橋大学経済研究所世代間問題研究機構ディスカッション・ペーパー№.525』
・生活保護制度研究会編(2012)『保護のてびき　平成 24 年度版』第一法規
・武田知弘(2012)『生活保護の謎』祥伝社
・玉田桂子・大竹文雄(2004)「生活保護制度は就労意欲を阻害しているか―アメリカの公的扶助制度との比較」『日本経済研究』vol.50,38-62
・栃木県弁護士会編(2008)『生活保護法の解釈と実務』ぎょうせい
・中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社
・八田達夫(2009)『ミクロ経済学Ⅱ－効率化と格差是正』東洋経済新報社
・本田良一(2010)『ルポ生活保護』中央公論新社
・道中隆(2009)『生活保護と日本型ワーキングプア―貧困の固定化と世代間継承―』ミネルヴァ書房
・ＮＨＫ取材班(2012)『ＮＨＫスペシャル生活保護 3 兆円の衝撃』宝島社
・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

東京都区部における災害時の一時集合場所の立地特性に関する研究

要　旨

東京都区部では、災害時の一時集合場所として、近隣の公園や学校等オープンスペースが町会単位で原則として指定されており、延焼状況の見極めや避難場所への避難の中継地点として集合することが定められている。この一時集合場所の選定は、町会や自治会に多くが委ねられていることが多く、集合の容易性が優先的に考慮され、立地そのものの環境や安全性については考慮されておらず、最適な防災政策が講じられていない可能性がある。

そこで本研究では、一時集合場所の立地特性について、ヘドニックアプローチ及びプロビット分析による実証分析を行った。その結果、一時集合場所に指定される施設等の周辺地価が有意に下がっており、一時集合場所に近いほどより下落幅が大きくなること、また、一時集合場所に指定される可能性の高い施設は、地震による倒壊や延焼被害の危険性が高い地域、低所得者が住む地域、必ずしも災害弱者の多くない地域に立地している傾向があることが明らかになった。

平成 25 年（2013 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
MJU12610　澤井　勇人

目　次

はじめに 3
１．地域防災計画における一時集合場所の概要 4
（１）東京都地域防災計画 4
（２）各区地域防災計画 6
（３）現状把握 8
２．問題意識 9
３．仮説 10
４．先行研究及び本研究の位置付け 10
５．ヘドニックアプローチによる実証分析 11
（１）分析方法及び分析対象 11
（２）推定モデル及び説明変数等 12
（３）推定結果 13
（４）結果を踏まえた考察 14
６．プロビット分析による実証分析 14
（１）分析方法及び分析対象 14
（２）推定モデル及び説明変数等 15
（３）推定結果 16
（４）結果を踏まえた考察 17
７．政策的含意 18
今後の課題 19
参考文献等 20
付録 22

はじめに

2011 年 3 月に発生した東日本大震災は、直接的な被害が大きかった東北地方のみならず、そのほかの地域においても、大地震時における避難方法の再考や、避難手順の見直し等を促す契機となった。東京都においても、東日本大震災の発生を踏まえ、首都直下型地震に伴う被害想定の見直しが行われ、新たな被害想定[1]に基づいて 2012 年 11 月に東京都地域防災計画が修正された。想定中、東京都区部への被害が大きいとされる東京湾北部地震では、死者が最大で 9,700 人に上ることが予想され、特に区部の木造住宅密集地域を中心とした建物倒壊や焼失などによる大きな被害を想定したところが特徴の１つであり、倒壊や延焼被害から逃れるための避難行動、避難手順、避難経路等避難計画の重要性も高まっている。

東京都区部では、東京都地域防災計画及び各区地域防災計画により、震災発生時にまず「一時（いっとき[2]）集合場所」と呼ばれる近隣のオープンスペースに集合し、延焼状況等を見極めた上でさらなる被害が予想される際には、大規模公園等東京都が指定する「避難場所」（旧称「広域避難場所[3]」）に避難することが原則として定められている。各区により若干の差異はあるものの、一時集合場所として、公立小中学校、小規模公園、神社等が各区地域防災計画に基づいて事前に選定されている。この一時集合場所で集合して広域避難場所へ避難する方式は、二段階集団避難方式とも言われ、関東大震災時に火災による犠牲者が多数出たことを教訓とし、避難時の混乱防止や秩序維持を目的としている。

しかし、実際に避難を行う住民の感覚として、一時集合場所の役割や位置付けが必ずしも明確ではなく、震災後の生活拠点としての避難所や東京都が指定する広域避難場所との役割分担について正確に認識されていない面がある。また、一時集合場所自体への延焼の危険が迫った場合に、集団で広域避難場所に移動することについても、十分理解が進んでいるとは言えない現状がある。

さらに、各区における一時集合場所の選定にあたっては、町内会や自治会といった必ずしも管理能力に長けていない組織が中心となって、区と協議の上定められていることも多く、防災面でのリスク評価が適切になされないまま、選定が行われてしまっている可能性がある。

そこで本稿では、一時集合場所の環境や安全性等立地特性について問題意識を有しつつ、実証分析を行った。これまで、避難行動に関するシミュレーションについては、工学的なアプローチから一定の研究がなされているものの、広域避難に焦点を当てた研究が多く、一時集合場所そのものが有する立地特性に関する研究はほとんど行われていな

---

† 本稿における見解及び内容に関する誤りは、すべて筆者に帰するものである。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。

1 東京都防災会議（2012）参照。

2 場合によっては避難場所への再避難の必要に迫られることもあり、「一時」（temporary）の意味を強調すべく、区によっては、「いっとき」とひらがな表記やふりがなを併記している例が多く見られる。

3 広義の「避難場所」との混同を避けるため、旧称ではあるものの、以下本稿では「広域避難場所」という。

い。しかし、阪神淡路大震災及び東日本大震災において、地震による火災や津波が引き起こした火災により、公園や学校等の一時的な避難場所から面積のより大きい広域避難場所への再避難を余儀なくされた例が散見されたことは、防災政策上大きな関心を持って注目すべき事実である。また、東日本大震災により、首都直下型地震の発生可能性が高まっていると指摘される中、過密に集積した都市である東京都区部における一時集合場所の立地特性について、具体的な実証分析を行うことは有益であると考える。

したがって本稿では、東京都特別区の各区が指定している災害時における一時集合場所に着目し、ＧＩＳ（地理情報システム）を用いて集計したデータを活用しながら、防災面からのリスク評価その他立地特性について実証分析を行うことで、東京都区部における一時集合場所の立地の傾向を明らかにし、政策的含意を探ることとしたい。

本稿の構成として、第１章で一時集合場所の概要及び現状について概観する。第２章では、一時集合場所に関する問題意識について論じ、第３章では２つの仮説を設定する。第４章では、先行研究及び関連研究を概観した上で、本研究の位置付けについて示す。第５章及び第６章では、２つの仮説について定量的なデータを用いた実証分析を行った上で、それぞれの分析結果について考察する。第７章では、実証分析から得られた結果を踏まえ、その政策的含意について論じる。

１．地域防災計画における一時集合場所の概要

（１）東京都地域防災計画

災害時の避難場所等は、用途や敷地面積により、一時集合場所、広域避難場所、避難所に分類することができる（表１）。ただし、各区の地域防災計画により、一時集合場所については避難所と同じ施設が指定されていることも多く、住民が日常生活の中で各避難場所の目的や用途について厳格に線引きをして認識しているとは必ずしも言えない[4]。阪神淡路大震災の際にも、自宅に危険が迫ったため、「なんとなく」近くの学校や公民館等に逃げればよい程度の感覚で、近隣の一時避難場所、すなわち東京都で言う一時集合場所に避難する例が多く見られた[5]。

一時集合場所は、災害時、自宅等にとどまることが危険な場合、広域避難場所に避難する前段階の中継地点として、地域住民が一時的に集合する場所である。東京都は東京都地域防災計画の中で、混乱の発生を防止するために、広域避難場所に至る前に避難者が一時的に集合して集団を形成し、秩序正しい避難態勢を整える場所として、各区市町村に対し、事前に一時集合場所を選定することを定めている。また、一時集合場所は、集合した人の安全が確保されるスペースを有し、地域住民の生活圏と結びついた学校のグラウンド、神社・仏閣の境内、公園、緑地、団地の広場等を基準として選定することとされている。

[4] 内閣府中央防災会議（2012）参照。
[5] 若生・清水・田中・松江・野島（1998）参照。

表１　東京都地域防災計画による避難場所等の分類

名称	定義	選定基準等
一時集合場所	避難場所に避難する前に、近隣の避難者が一時的に集合して様子を見る場所又は避難者が避難のために一時的に集団を形成する場所。	集合した人の安全が確保されるスペースを有し、地域住民の生活圏と結びついた学校のグラウンド、神社・仏閣の境内、公園、緑地、団地の広場等を基準として選定。
（広域）避難場所	大地震時に発生する延焼火災やその他の危険から避難者の生命を保護するため、区部の必要な面積を有する大規模公園、緑地等のオープンスペース。	指定された避難場所までの避難距離が 3km 未満となるようにその避難圏域を指定。避難場所周辺での大規模な市街地火災が発生した場合のふく射熱を考慮した利用可能な空間として、避難計画人口 1 人当たり 1 ㎡以上を確保することが原則。
避難所	地震等による家屋の倒壊、焼失などで被害を受けた者又は現に被害を受けるおそれのある者を一時的に受入れ、保護するために開設する建物。	原則として、町会（又は自治会）又は学区を単位として指定。耐震・耐火・鉄筋構造を備えた公共建物等（学校、公民館等)を利用。受け入れる被災者数は、おおむね居室 3.3 ㎡当たり 2 人。

（出所：東京都地域防災計画より適宜抜粋して作成）

この一時集合場所の選定主体は区市町村であるとされ、東京都の役割としては、効率的・効果的な避難を実現するため、一時集合場所を含めた避難場所や避難所の役割、安全な避難方法について、区市町村と連携を図りながら周知することにとどまっている。

災害時の避難誘導の際には、避難の勧告又は指示が出された場合、地元警察署及び消防署の協力を得て、地域又は町会（自治会)、事業所単位に集団の形成を図るため、一時集合場所に避難者を集合させたのち、防災市民組織の班長や事業所の管理者等のリーダーを中心に集団を編成し、あらかじめ指定してある広域避難場所等に誘導するという、いわゆる二段階集団避難方式を原則的に採用している。もちろん、避難の勧告や指示を行ういとまがない場合又は地域の実情や災害の状況により、必要な場合は、広域避難場所への直接避難を行うとされている。

東京都が指定する広域避難場所は、東京都震災対策条例第 47 条第 1 項により、知事が指定することとされており、現在 189 箇所が広域避難場所として指定されている。最近では 2008 年 2 月に広域避難場所の追加及び見直しが行われている。広域避難場所は、大規模火災の発生に伴うふく射熱から避難者の生命を守るため、指定された広域避難場所までの避難距離が 3km 未満となるようにその避難圏域を指定し、大規模市街地火災によるふく射熱を考慮した空間として、避難計画人口一人当たり 1 ㎡以上を確保することが原則とされ、都立公園等が指定されている。一時集合場所と比較すると、人口要素や避難距離を考慮している点で選定基準がやや明確となっている。また、避難所と比較すると、一定期間滞在することは想定されておらず、あくまで大規模火災が収まるまでの一時的な役割を担っている。なお、一時集合場所から広域避難場所への避難については、区部全域の人々の一斉避難を想定した地区割当計画に基づき、区長の指示などにより、任意の経路を利用して避難する「自由避難」形式が採られている。

避難所は、東京都地域防災計画に基づき、区市町村により設置することとされ、地震

等による家屋の倒壊、焼失などで被害を受けた者を保護するため、学校等の公的施設が指定されている。避難所は、都内で 2,896 箇所（協定施設等を含む。）、二次避難所（福祉避難所）883 箇所が確保されている。震災後の一定期間、生活拠点としての機能を有している点で、一時集合場所や広域避難場所と異なる役割を担っている。

（２）各区地域防災計画

前述のとおり、東京都の地域防災計画では、一時集合場所の選定主体は区市町村であるとされている。これを受け、一部の区を除き、各区の地域防災計画の中で、一時集合場所を定めている。地域防災計画は、災害対策基本法に基づき、各地方自治体が防災のために処理すべき業務等を定めた計画である。各区によって若干の差異はあるものの、各区の標準的な地域防災計画は、震災対策編、風水害対策編、東海地震対策編に分かれており、一時集合場所は震災対策編に記載されている例が多い。震災対策編は、時系列ごとに災害予防計画、災害応急対策計画、災害復旧・復興計画で構成され、一時集合場所は、災害応急対策計画の中の避難計画に規定されている。

各区の地域防災計画を比較してみると、一時集合場所の選定方法として、区と町内会又は自主防災組織が協議し、町内会単位で事前に定める区が多い（表２）。また、北区や板橋区のように、町会以外にも警察や消防等防災関係機関を含めて協議を行った上で選定を行っている区もある。一方、新宿区や世田谷区のように、町会や防災区民組織が主体的に選定し、区がそれらを事実上追認する形で定めている区もある。

選定場所については、東京都地域防災計画にも記載されているとおり、各区とも学校、公園、神社仏閣等を選定している例が多い。ただし、学校等の避難所のみを一時集合場所としている中野区、救援センターとしても活用する区立小中学校のみを指定している豊島区など、限定的な選定を行っている区もあり、一時集合場所数は区による差が少なくない。

世田谷区や渋谷区のほかいくつかの区では、一時集合場所に集合し、集団を形成するメリットとして、次の３点を記載している。第１に、情報伝達その他各種連絡が効率的に行える点、第２に、近隣相互の助け合いや不在者等の確認が可能である点、第３に、警察官や住民防災組織のリーダー等の指示で避難するため、整然とした行動が確保できる点である。このことから、一時集合場所は、情報伝達、弱者救済、安否確認等の役割や機能を担っていると言える。

表２　各区の地域防災計画

区	一時集合場所に関連する記載	選定方法・基準・主体等	主な選定場所
中央区	住民が避難場所に至る前の中継地点として一時的に集合する場所	区が警察、消防及び防災区民組織と協議の上選定。地域住民の日常生活圏地域内で、住民がよく知っており、目標となる場所、適度の参集スペースが確保できる場所、周辺の状況から、火災、倒壊、落下物等の危険が少ない場所、周辺の状況から見て、避難場所への経路が安全と考えられる場所。	学校など
港区	広域避難場所への避難について、集団避難を原則とし、地域住民が避難する場合に一時的に集合する場所	避難誘導の任に当たる区内警察署が中心となって、昭和52年度に住民等との協議の上選定。昭和60年度と平成15年度に地域住民及び警察署の意見を参考にしながら見直し。選定基準は、中央区と同様の記載。	公園、学校、駐車場、空き地、民間ビル前、神社仏閣等
新宿区	避難場所へ避難する前に、近隣の避難者が一時的に集合して様子を見る場所又は避難者が避難のために一時的に集団を形成する場所	各防災区民組織が選定。	公園、学校、神社仏閣等
文京区	区民が一時的に集合して集団を形成し、秩序正しい避難態勢を整える場所として一時集合場所がある。 ※ただし、区立小中学校へ避難することが原則。	区民防災組織等で、あらかじめ地域の一時集合場所を定める。	公園等 ※本研究では、原則である小中学校を地図上にポイント化している。
台東区	火災の延焼などで危険が迫った場合に、集団を形成して、避難所又は避難場所へ避難するために一時的に集合する場所	各町会単位に、町会、警察署と区の協議により選定。	公園、学校、神社仏閣等
墨田区	地域住民が避難する場合、集団形成・情報確認のため、一時的に集合する場所	町会・自治会ごとに住民との協議のうえ選定。	公園、学校、神社仏閣等
江東区	避難場所又は避難所に至る前に一時的に集合する中継地点	町会、自治会ごとにあらかじめ指定。	公園、学校、広場等
品川区	避難を行う場合に、防災区民組織（町会・自治会）単位で一時的に集合して様子を見る場所または集団で避難するための身近な集合場所	町会、自治会単位であらかじめ指定。	公園、学校、駐車場、路上等
目黒区	広域避難場所へ避難する前に、近隣の避難者が一時的に集合して火災からの危険の様子を見る場所又は避難者が集団を形成する場所	区が選定。各町会・自治会が自主的に定める場合もある。 昭和57年度から選定。	公園、学校等
大田区	避難を行う場合に、防災区民組織（町会・自治会）単位で一時的に集合して様子を見る場所または集団で避難するための身近な集合場所	地域振興部において、自治会・町会の意向を受けて選定、見直しを行う。	公園、学校、神社仏閣等
世田谷区	※「一時集合所」 危険回避のために一時的に集合して様子をみる、または、避難のために一時的に集合するところ	町会・自治会等が事前に選定する。	公園、学校、神社仏閣、団地広場等
渋谷区	混乱の発生を防止するために、避難場所に至る前の中継地点に一時的に集合する場所	区が事前に選定する。	公園、学校、神社仏閣等
中野区	※「一時集合場所」＝避難所 広域避難場所に至る前の中継地点に避難者が一時的に集合する場所として、避難所をあてる。	避難所は、地震火災の拡大により地域に危険が及ぶような時の広域避難場所に至る前の一時的な集合場所であるとともに、震災により、自宅で生活が困難になった区民の生活の場であり、地域の救援・救護活動の拠点である。	避難所は、地域人口を考慮しながら、地域防災会単位で区域割したその区域内にある学校等に設置する。
杉並区	地震による同時多発の火災が延焼拡大し、人命への危険性が高まったときや家屋の倒壊等にとり一時的に避難する必要があると認められるときの第一次的な避難先	—	最寄りの区立小中学校のみ ※震災救援所と同じ
豊島区	近隣の避難者が一時的に集合して様子を見る場所、又は避難者が避難のために一時的に集団を形成する場所。救援センターがその役割を果たす。	区が町会単位を原則としてあらかじめ指定する。	小中学校のみ ※救援センターと同じ
北区	近隣居住者の安否確認、まちの安全確認を行う一時的な集合場所。大火災などの危険が迫った場合には、ここから集団を形成し避難を行う。危険が去れば、住居または避難所に移動する。	北区自主防災組織が中心となって集団避難を行うために、地元自主防災組織、警察署、消防署と協議して、区が事前に選定。	公園、学校、神社仏閣、団地広場等
荒川区	広域避難場所へ避難する前に、近隣の避難者が一時的に集合して様子を見る場所または避難のために一時的に集団を形成する場所	区が警察署、消防署等の防災関係機関、防災区民組織、町会、自治会と協議の上決定。	公園、学校、神社仏閣、駅構内等
板橋区	混乱の発生を防止するために、避難場所に至る前の中継地点に一時的に集合する場所	区及び住民防災組織が、警察、消防等防災関係機関と協力し選定。	公園、学校、神社仏閣、団地広場等
練馬区	※「一時集合場所」としての設定はない 小中学校を避難拠点とし、災害直後の避難場所としての類似の機能を果たす。	—	小中学校のみ
足立区	避難する地域住民が公園等に一時的に集合し、避難場所まで集団避難するための場所	昭和53年度に警視庁において選定され、区では、その後の社会環境等の変化に対応するため、町会・自治会と協議し、平成元年度に一時集合場所を改定。	公園、学校、神社仏閣、団地広場等
葛飾区	避難場所または避難所に至る前に一時的に集合する中継地点	自治町会ごとにあらかじめ指定しておく。	公園、学校、広場等
江戸川区	火災が延焼拡大し、住民の生命に危険が及ぶようなとき、広いオープンスペースを持った近くの学校や公園などを一時避難場所として事前に選定し、避難者の集団を形成する場所・広域避難場所への中継地とする。	それぞれの地域において、必要に応じ地域の諸条件を勘案して選定。	公園、学校等

（出所：各区地域防災計画より適宜抜粋して作成）

（３）現状把握

各区地域防災計画及び各区ホームページの公開情報や各区防災担当者へのヒアリングを通じて入手した一時集合場所の住所や名称を基に、ＧＩＳを活用して東京都区部の一時集合場所を地図上にプロットしたものが図１である。その際、東京大学空間情報科学研究センター（CSIS）の号レベルアドレスマッチングサービスを借用し、地図データへの反映を精緻化した[6]。また、各区役所の防災担当者への電話調査を通じて一時集合場所の確認を行い、非公開とされていた江東区及び江戸川区については、一時集合場所としての機能を備えている場所を聴取し、町会等地域住民への周知を行っていることを確認した上で、データとして追加し、最終的に区部全体で 3,592 箇所の一時集合場所をプロットした[7]。

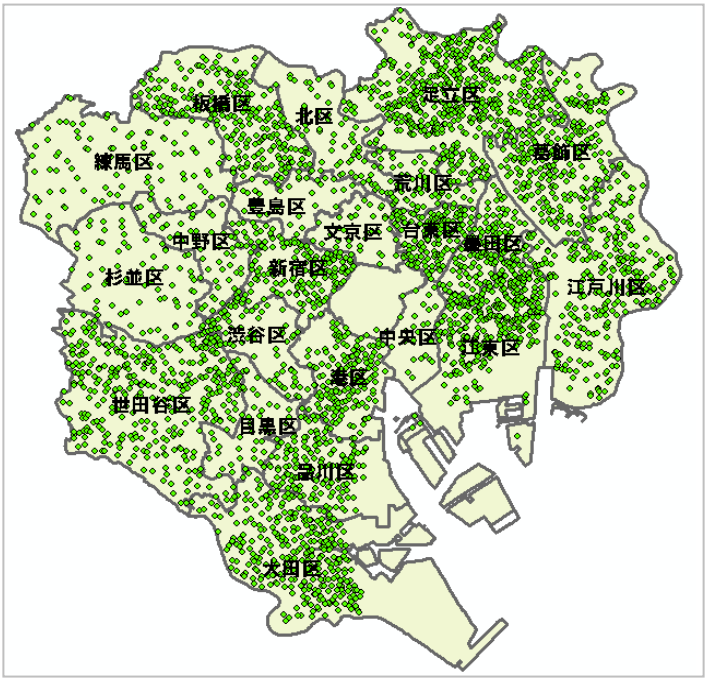


図１　東京都区部の一時集合場所

図２は、一時集合場所の種類別の内訳を示した円グラフである。最も多いのが半数弱を占める児童公園などの小規模公園であり、次いで小中学校等が３割を占める。残りは、神社仏閣、駐車場等の広場が続き、その他には大通りの路上や私邸前などといった場所も含まれている。

ただし、小規模公園や学校以外は一定数の住民を集合させる場所として懸念がある。例えば、神社仏閣については、歴史上地盤が強い場所に建てられていることもイメージ

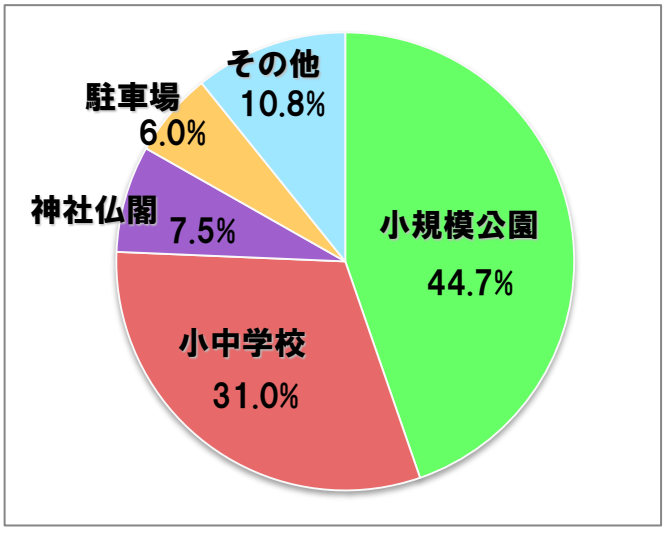


図２　一時集合場所の種類別内訳

[6] 名称のみの公開となっていた区の一時集合場所については、東京大学空間情報科学研究センターより借用した「ZmapTownII 2008/09 年度（Shape 版）東京都データセット」の経緯度ポイントデータを活用し、それ以外のものについては、Google Map で検索の上、住所を確認し、同センターの号アドレスマッチングサービスを用いてポイント化した。なお、号アドレスマッチングサービス及び ZmapTownII ともに、日本測地系データであったため、公示地価ポイントデータの世界測地系に変換しポイント化している。

[7] 町丁目内で重複して選定されている一時集合場所は１つとカウントしている。

できるが、築年数の古い建物も多く、倒壊の危険性が高いことが懸念される。駐車場については、本来車を駐車させる場所であるため、時間帯によってはオープンスペースがまったくないことも考えられる。大通りの路上については、沿道のビルからガラス等落下物がある危険性が考えられる。

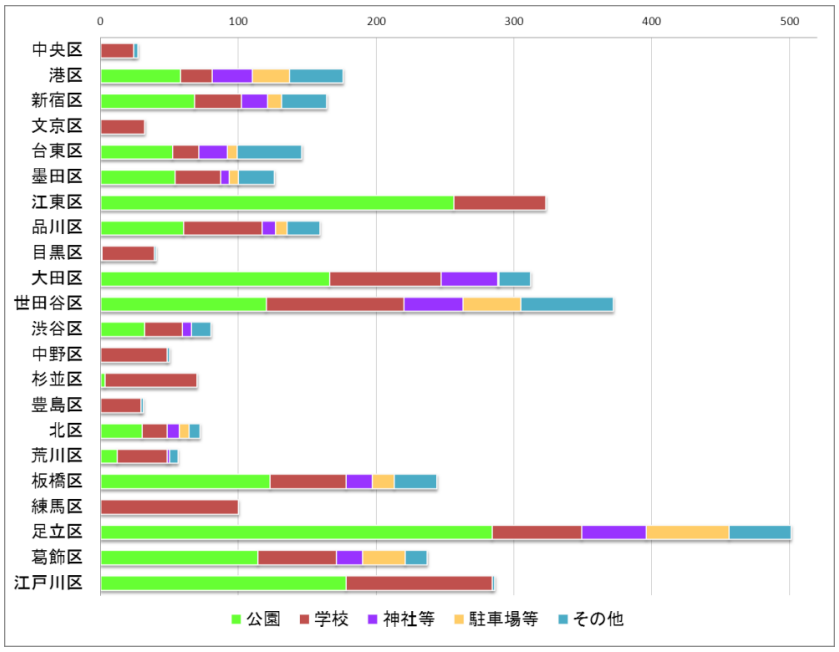


図３　一時集合場所の種類別内訳

図３は、各区ごとの一時集合場所数とその内訳をグラフにしたものである。前述のとおり、区の面積の大きさによる違いや、選定基準が若干異なっていることから、区によって選定数はまちまちであるが、区によっては、公園や学校等公共施設以外の一時集合場所が一定数選定されていることが分かる。

２．問題意識

第１章では、一時集合場所の概要及び現状について概観した。一時集合場所の選定について、東京都地域防災計画は、各区市町村に選定主体を委ねているが、区が事前に協議に加わることが多いものの、実際には、行政よりも危機管理能力や組織力が十分とは言えない町内会や自治会が主体的に選定を行う区も多く、追認するのみの区も存在する。この選定プロセスでは、一定程度のまとまった住民を集合させたり、収容することの容易性が優先的に考慮され、一時集合場所周辺の環境や立地そのものの安全性について、防災面における適切なリスク評価等が伴っていない可能性が高い。また、学校のグラウンドや小規模公園と比較して、神社仏閣、駐車場、大通りの路上など、たとえ一時であったとしても、一定数の住民を集合させるには必ずしもふさわしくない場所が全体の４分の１程度選定されている現状がある。そのほか、特に公共施設以外の一時集合場所では防災無線が整っていない場所もあり、広域避難場所への移動のタイミングを知らせることが困難な状況に陥る等情報伝達機能が十分でないとの指摘[8]もある。また、阪神淡路大震災や東日本大震災では、学校等の指定避難場所が火災の危険にさらされ、次の段階である広域避難場所に再避難せざるを得なかった事例もあるとされる[9]。

[8] 頼本・高口・増田・福田・尾島（1996）、皆川（2006）参照。
[9] 田中（2011）参照。

すなわち、一時集合場所に関して、現状では最適な防災政策が講じられていないのではないだろうか。仮に最適でないとすれば、本来住民の安全を守る目的であるための一時集合場所が防災面での機能を果たせず、実際には人的被害を大きくしてしまうおそれがある。そこで、次章以降において、仮説を立てた上で実証分析を行う。

３．仮説

第２章の問題意識から、一時集合場所の立地特性に関し、次の２つの仮説を設定する。

仮説１：一時集合場所の環境や安全性は、その他の地域よりも優れていない。すなわち、地価が有意に上がっていないのではないか。

仮説２：一時集合場所に指定される可能性の高い施設立地が環境の劣っている場所に行われるのではないか。すなわち、環境や安全性が低いほど立地確率が高まるのではないか。

仮説１を実証するため、一時集合場所の立地環境について、ヘドニックアプローチを用いた分析を行う。次いで、仮説２を実証するため、町丁目ごとの一時集合場所の有無を被説明変数とし、説明変数に町丁目の地震による危険度等を用いて、一時集合場所の立地確率に影響を与える要因についてプロビット分析により実証する。

４．先行研究及び本研究の位置付け

東京都区部における災害時の一時集合場所に関する先行研究は、特定の区に限定されたケーススタディが多い。また、区部全体の定量的なデータを用いた実証分析は行われていない。例えば木下・中村・三藤（1994）は、東京都豊島区を事例に、区へのヒアリング調査や実地調査に基づき、一時集合場所の実態についてその面積規模、地域特性、空間特性から見て極めて不十分であるとしている。また、西田・森脇・江田（1994）は、区部全体の一時集合場所の立地についてメッシュ単位で分析し、市街地火災に対する安全性が十分ではないとしている。そのほか、西田・森脇・江田（1995）、頼本・高口・増田・福田・尾島（1996）、成嶋・岩本・鍵屋・尾島（1999）は、それぞれ杉並区、中央区、新宿区の一時集合場所についてケーススタディを行っている。

また、延焼被害等をシミュレートし、工学的なアプローチから避難計画や避難行動を分析する研究も見られる。例えば高橋・兵藤（2005）は、江東区を例に広域避難場所への避難シミュレーションを行い、経路危険量など定量的な分析も行っている。また、馬淵・瀬尾・元木・上田（2008）は、世田谷区の木造密集地を例として、一時集合場所から広域避難場所への二段階避難モデルを構築し、道路閉塞確率等を用いた避難シミュレーションを行い、広域避難場所への避難経路について検証を行っている。

さらに、都市公園等のオープンスペースや緑地が周辺地価に与える影響について、へ

ドニックアプローチを用いて定量的に分析した研究は多数ある[10]。中でも、宅間（2007）は、木造密集地における公園・教育施設面積が有意に地価を上げているとしている一方、距離を伴わない変数導入では住環境アメニティとして説明力がないとしている。したがって、本研究における距離帯ダミーを説明変数として導入した地価関数の推定については、一定の意義があるものと考える。

これまで見てきたとおり、東京都区部の一時集合場所について、ＧＩＳを活用して地図上に網羅的にポイント化し、定量的な分析を行った研究はない。また、メッシュ単位の分析が主であり、実際の集合単位である町丁目単位での研究での分析も少ない。

そこで本研究では、東京都区部全体の一時集合場所に着目し、ＧＩＳにより 3,592 箇所の一時集合場所を地図データ上にプロットした上で、一時集合場所周辺の公示地価ポイントにおける地域特性を集計し、データ化した。そして、一時集合場所の環境や安全性等について、集計したデータや統計データを用いた定量的な分析を行い、全体的な傾向を把握することを目指す。したがって、東京都区部における一時集合場所の環境や安全性等立地特性に焦点を当てた実証分析として意義があるものと考える。

５．ヘドニックアプローチによる実証分析

（１）分析方法及び分析対象

まず、仮説１について、一時集合場所が周辺地域の環境に与える影響に関して定量的な実証分析を行うため、環境の価値がすべて地価に反映されるとするキャピタリゼーション仮説を基礎に置いたヘドニックアプローチにより、地価関数を推定する。ヘドニックアプローチは、環境条件の違いが、どのような地価に反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の計測を行う手法である[11]。金本（1992）は、ヘドニックアプローチによる便益評価は、地点間の不動産価格の差が環境質の差を反映するというクロスセクションのキャピタリゼーション仮説を基礎にしており、時系列的変化を用いるよりはクロスセクションの相違を用いたほうが便益評価の信頼性が高いとしている。したがって、本研究においては、2012 年のクロスセクションデータである公示地価を被説明変数とするヘドニックアプローチを採用する。

また、分析対象は、区全体が地区内残留地区[12]とされている千代田区を除き、東京都特別区の２２区における一時集合場所とする。

---

[10] 肥田野（2011）、愛甲・崎山・庄子（2008）、Anderson (2006) 、Bolitzer (2000) 及び Lutzenhiser (2001) など。

[11] 中川（2008）P.216。

[12] 震災時に大規模延焼火災のおそれがなく、広域的な避難を要しない地区であり、千代田区においては一時集合場所を定めていない。

（２）推定モデル及び説明変数等

仮説１の推定モデルを次のとおり設定する。

$$lnP = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \gamma_1 ZD_1 + \gamma_2 ZD_2 + \gamma_3 ZD_3 + \gamma_4 ZD_4 + \varepsilon$$

被説明変数は、2012 年公示地価（円／㎡）の対数値（lnP）とする。特別区における一時集合場所は、主に地域住民を対象としているため、千代田区を除く２２区の公示地価地点の属性のうち、利用の現況が住宅となっている地点に絞った。

コントロール変数（X_i）として、各公示地価地点における地積（㎡）の対数値、公示地価地点から東京駅までの直線距離（m）の対数値、公示地価地点から最寄り駅までの直線距離（m）の対数値及び公示地価地点の指定容積率（%）を使用する。また、観察できない各区固有の影響を各区ダミーでコントロールする。

説明変数として、一時集合場所が周辺環境に与える影響を見るため、ＧＩＳを用いてそれぞれの公示地価地点から最寄りの一時集合場所までの距離帯ダミーを作成した。公示地価ポイントを中心に、0m～100m 未満（ZD_1）、100m～200m 未満（ZD_2）、200m～300m 未満（ZD_3）、300m 以上（ZD_4）の４つの距離帯に分類した上で、公示地価地点から一時集合場所までの直線距離が該当する場合に 1、該当しない場合に 0 とする。また、一時集合場所の種類別の影響を見るため、一時集合場所の半数近くを占める小規模公園とそれ以外に分けた上で、同様の距離帯ダミーを作成した。

α は定数項、β 及び γ は係数、ε は誤差項を表す。

なお、基本統計量は表３に示すとおりである。

表３　基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（H24公示地価）	12.9363	0.4101	11.9829	14.3461
ln（地積）	5.1865	0.6093	3.8501	8.0356
容積率	197.6499	84.2709	80	600
ln（東京駅からの距離）	9.2201	0.3912	7.5862	9.8852
ln（最寄駅からの距離）	6.2446	0.5780	3.8195	7.7924
一時集合場所まで100m未満ダミー	0.1652	0.3716	0	1
同100m-200m未満ダミー	0.3905	0.4882	0	1
同200m-300m未満ダミー	0.2485	0.4324	0	1
同300m以上ダミー	0.1958	0.3971	0	1
一時集合場所(公園のみ)まで100m未満ダミー	0.0857	0.2801	0	1
同100m-200m未満ダミー	0.1469	0.3542	0	1
同200m-300m未満ダミー	0.0759	0.2650	0	1
同300m以上ダミー	0.0294	0.1690	0	1
一時集合場所(公園以外)まで100m未満ダミー	0.0796	0.2708	0	1
同100m-200m未満ダミー	0.2436	0.4295	0	1
同200m-300m未満ダミー	0.1726	0.3781	0	1
同300m以上ダミー	0.1665	0.3727	0	1
各区ダミー	省略			

（３）推定結果

推定結果は、表４のとおりである。まず、すべての一時集合場所についての実証分析であるが、自由度調整済み決定係数は 0.8874 であり、比較的説明力は高いと言える。

コントロール変数については、一般的に予想される結果となっている。地積及び容積率については 1%水準で有意に正、東京都からの距離及び最寄り駅からの距離については 1%水準で有意に負の係数となっている。

説明変数である一時集合場所までの距離帯ダミーについてみると、ベースカテゴリーである一時集合場所まで 300m 以上離れた地点と比較して、一時集合場所までの距離が 100m 未満の地点で約 4.5%、100m-200m 未満の地点で約 3.3%地価が低くなっていることが有意に示された。200m-300m 未満ダミーは有意な結果が得られなかった。したがって、一時集合場所に近接しているほど地価が下がっていることが明らかになった。

さらに、一時集合場所を公園とそれ以外に分類して分析した結果を見ると、自由度調整済み決定係数は、0.8870 と比較的説明力は高い。作成した距離帯ダミーについて見ると、ベースカテゴリーである公園以外の一時集合場所まで 300m 以上離れた地点と比較して、公園と公園以外のいずれも 100m 未満及び 100m-200m 未満の地点で地価が有意に下がっており、下落幅も一時集合場所に近いほど大きいことが分かる。このことは、一時集合場所の種類による地価に与える影響の差はほとんどないことを示唆している。

表４　推定結果

被説明変数：ln 公示地価(2012)	すべての一時集合場所		公園とそれ以外で分類	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln（地積）	0.1160 ***	0.0084	0.1162 ***	0.0085
容積率	0.0003 ***	0.0001	0.0003 ***	0.0001
ln（東京駅からの距離）	-0.3656 ***	0.0305	-0.3665 ***	0.0307
ln（最寄駅からの距離）	-0.1116 ***	0.0097	-0.1124 ***	0.0099
一時集合場所まで100m未満ダミー	-0.0445 **	0.0183		
同100m-200m未満ダミー	-0.0325 **	0.0151		
同200m-300m未満ダミー	-0.0050	0.0154		
一時集合場所(公園のみ)まで100m未満ダミー			-0.0559 **	0.0237
同100m-200m未満ダミー			-0.0455 **	0.0207
同200m-300m未満ダミー			-0.0080	0.0232
同300m以上ダミー			-0.0239	0.0322
一時集合場所(公園以外)まで100m未満ダミー			-0.0460 **	0.0229
同100m-200m未満ダミー			-0.0341 **	0.0170
同200m-300m未満ダミー			-0.0107	0.0175
各区ダミー	Yes		Yes	
定数項	16.140 ***	0.2630	16.147 ***	0.2642
サンプル数	817		817	
Adj.R^2	0.8874		0.8870	

（注）***,**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）結果を踏まえた考察

ヘドニックアプローチによる実証分析の結果、一時集合場所に指定される可能性の高い施設や敷地は全体の傾向として周辺環境に対して負の影響を与えており、その負の効果が周辺地価に帰着していることが推定された。

そのメカニズムとして、次の２つが考えられる。

第１に、一時集合場所に選定される小規模公園や学校等が本来有する負の外部効果について、近接しすぎていることにより、それらが有する正の外部効果を上回ってしまい、結果として地価を下げていることが推察される。一般的に、小規模公園等の緑地帯は、地価に対して正の外部効果を与えるものであると考えられるが、児童公園等の場合、近接していることに伴う騒音、ゴミ又は治安上の問題等デメリットの部分も少なくないと考えられる。また、小中学校については、通学者を有するファミリー世帯にとっては徒歩圏内にあることでメリットを感じるが、それ以外の世帯にとっては騒音等のデメリットを感じる部分が少なくない。

第２に、収益性の確保が必要とされない空き地のほか、もともと地価が相対的に低い場所、すなわち環境や安全性が劣っている場所に一時集合場所が立地している可能性が考えられる。一時集合場所に指定されることの多い小規模公園や学校等の公共施設は、一定規模の面積を有する土地が必要とされるため、地価が相対的に低い場所に立地する可能性が高まる。また、一時集合場所は、民間所有不動産よりも公的組織が有する不動産が選定されることが多く、一時集合場所としての指定の際に周辺住民の政治的抵抗が少ないところに集中している可能性も推察される。この点、Davis and Bali (2008) の実証分析によれば、米国で 2005 年に発生したハリケーン・カトリーナの被災地におけるトレーラーパーク（我が国の仮設住宅に近いトレーラーハウス用地）の選定の際、公的組織所有の土地を有する地域のほうがそのほかの地域よりも受け入れられやすいとされている。

以上のことから、一時集合場所は、他の地域と比較して環境や安全性が優れていない場所に集中して選定されている可能性が推察される。

６．プロビット分析による実証分析

（１）分析方法及び分析対象

ヘドニックアプローチにより、一時集合場所が環境の悪い場所に集中している可能性が高いことが実証されたことを踏まえつつ、また、仮説２を実証するため、本章では、一時集合場所の立地特性について実証分析を行う。

一時集合場所は、区が町内会や防災住民組織と協議の上、町会・自治会単位で選定されていることがほとんどであることを踏まえ、町丁目単位で一時集合場所の有無を被説明変数とし、プロビット分析によって一時集合場所の立地特性について実証を試みる。具体的には、ＧＩＳを用いて町丁目単位で一時集合場所の有無をデータ化し、これを質的変数と捉えて被説明変数とする。説明変数には、町丁目における地震による倒壊や延焼危険性を５段階でランク付けした総合危険度等を用いる。したがって、町丁目におけ

る一時集合場所の立地確率の多寡に影響を与える要因について、地震による危険度やそのほかの地域特性を表すデータを用いてプロビット分析を行うことにより、一時集合場所の立地特性を把握することを目指す。

分析対象は、区全体が地区内残留地区とされている千代田区を除く東京都特別区における全町丁目である。総合危険度の調査が行われていない町丁目についてはサンプルから除外した。

（２）推定モデル及び説明変数等

仮説２の推定モデルを次のとおり設定する。

$$Y = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \gamma_1 danger + \gamma_2 non\_office + \sum_j \delta_j pop_j + \varepsilon$$

被説明変数は、町丁目内における一時集合場所の有無とする。すなわち、一時集合場所が立地している場合には 1、立地していない場合には 0 とする。また、一時集合場所の類型として多くを占める公園及び学校についての詳細な分析を行うため、一時集合場所を公園及び学校に細分化し、それぞれが町丁目に立地している場合には 1、立地していない場合には 0 とする。

コントロール変数（X_i）として、各町丁目の面積（㎡）を使用する。また、観察できない各区固有の影響を各区ダミーでコントロールする。

説明変数は、町丁目ごとの地震による危険性を示す指標として、建物倒壊危険度及び火災危険度を合わせた５段階レベルの総合危険度（danger）を使用する。この総合危険度は、各地域における地震に伴う建物倒壊や延焼の危険性について、危険性の度合いを５つのランクに分けて評価したものである[13]。この総合危険度は、町丁目を単位として、地域における建物構造や建築年数等建物の分類及び集計を行った上で、地盤データ等も加味し、地震の揺れによる建物倒壊の危険性や火災発生による延焼の危険性を科学的に測定したものである。

また、町丁目における所得水準を代理的に表す指標として、非オフィスワーカー比率（non_office）を使用する。非オフィスワーカー比率は、平成 17 年国勢調査の職業別（大分類）就業者数データを基に、町丁目内の非オフィスワーカー数（販売従事者数、サービス職業従事者数、保安職業従事者数、農林漁業従事者数、運輸・通信従事者数、生産工程・労務作業者数を合計したもの）を当該町丁目の 15 歳以上就業者数で除し、パーセント単位で表したものである[14]。

さらに、町丁目における人口要因を加味するため、年齢層別の人口数（pop_j）を使用

[13] 東京都が震災対策条例に基づいて概ね 5 年ごとに行っている「地震に関する地域危険度測定調査（第 6 回）」（2008 年 2 月公表）による。

[14] 清水（2008）を参考に作成した。

する。年齢区分は、15 歳未満、15 歳から 64 歳、65 歳から 74 歳、75 歳以上の４区分とし、特に避難時に支援が必要となる可能性の高い高齢者層は２つの区分に分け、各年齢層人口数が一時集合場所の立地確率の多寡に与える影響をみる。

α は定数項、β、γ 及び δ は係数、ε は誤差項を表す。

なお、基本統計量は表５に示すとおりである。

表５　基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
一時集合場所の有無(0 or 1)	0.6789	0.4670	0	1
一時集合場所(公園)の有無(0 or 1)	0.3638	0.4812	0	1
一時集合場所(学校)の有無(0 or 1)	0.3184	0.4659	0	1
町丁目面積	189540.8	129450.3	1869	2331426
総合危険度	2.3252	0.9967	1	5
非オフィスワーカー比率	51.8743	10.3929	0	100
15歳未満人口	304.1633	199.6559	0	1789
15歳以上64歳以下人口	1984.6000	1139.8890	7	10472
65歳以上74歳以下人口	300.3784	192.7186	0	2469
75歳以上人口	228.2595	142.5836	0	1502
各区ダミー		省略		

（３）推定結果

推定結果は表６のとおりである。被説明変数は、町丁目における一時集合場所の有無であるが、種類別による詳細な分析を行うため、公園の一時集合場所の有無及び学校の一時集合場所の有無を被説明変数とした分析結果についても示した。なお、各説明変数１単位あたりの増減が被説明変数に及ぼす影響をより詳しく見るため、表には限界効果を掲載している。

表６　推定結果

	すべての一時集合場所		公園		学校	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
町丁目面積	9.53E-08	8.22E-08	-4.42E-08	7.89E-08	5.48E-08	8.19E-08
総合危険度	0.0301 **	0.0120	0.0043	0.0123	0.0260 **	0.0116
非オフィスワーカー比率	0.0030 **	0.0012	0.0038 ***	0.0013	-0.0005	0.0013
15歳未満人口	0.0002 **	0.0001	0.00005	0.0001	0.0002 **	0.0001
15歳以上64歳以下人口	0.0001 **	0.00002	0.00007 ***	0.00003	0.00002	0.00002
65歳以上74歳以下人口	0.0002	0.0001	0.0004 **	0.0002	0.00003	0.00012
75歳以上人口	-0.0001	0.0002	-0.0002	0.0002	0.00023	0.00015
各区ダミー	Yes		Yes		Yes	
サンプル数	2952		2584		2952	
Log likelihood	-1523.7777		-1386.3689		-1726.2411	
Pseudo R-squared	0.1777		0.2097		0.0654	

(注)***,**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。

まず、コントロール変数である町丁目面積についてみると、いずれも有意な結果は出ていない。

次に、総合危険度について、危険度レベルが１単位上昇すると、町丁目に一時集合場所が立地する確率が有意に約 3%増加する。すなわち、一時集合場所は震災時の倒壊や延焼可能性の高い地域に立地している傾向にあることが実証された。また、一時集合場所を学校に限定してみると、危険度レベルが１単位上昇すると、町丁目に学校が立地する確率が有意に約 2.6%増加する。すなわち、一時集合場所に指定される区立小中学校は、平均的な特別区内の地域と比較して、建物倒壊や大規模火災の延焼被害が大きいとされる地域に、より立地している傾向があることが明らかになった。

非オフィスワーカー比率について見ると、比率が１ポイント上昇すると、一時集合場所の立地確率が約 0.3%増加する。非オフィスワーカー比率は、各町丁目の所得水準の代理指標として使用しているため、一時集合場所は所得水準の高くない地域に立地している傾向があることが明らかになった。

高齢者人口との関係について見ると、一時集合場所としての公園立地の有無を被説明変数とした分析では、65 歳以上 74 歳以下の区分で有意に正となっており、高齢者層が多いほど、一時集合場所に指定される公園が立地する可能性が高まることが分かった一方、一時集合場所全体では、高齢者人口のいずれの層においても、有意な結果が出ていない。この点、一般的には、災害危険性の高い地域かつ低所得者が住む地域であれば、その地域には高齢者が多く住んでいることが予想されるが、その一般的なイメージとは異なる結果となっている。そこで、説明変数の相関係数表（表７）を見てみると、高齢者人口と総合危険度及び非オフィスワーカー比率との相関は弱く、多重共線性の問題が生じている可能性は低いと考えられる。

表７　相関係数表

	町丁目面積	総合危険度	非オフィスワーカー比率	15歳未満人口	15歳-64歳人口	65歳-74歳人口	75歳以上人口
町丁目面積	1						
総合危険度	-0.1864	1					
非オフィスワーカー比率	0.0298	0.2679	1				
15歳未満人口	0.4008	0.032	0.0459	1			
15歳以上64歳以下人口	0.3573	0.165	-0.0805	0.8366	1		
65歳以上74歳以下人口	0.3342	0.2742	0.1289	0.6959	0.8382	1	
75歳以上人口	0.2904	0.3402	-0.0477	0.5735	0.7922	0.8705	1

（４）結果を踏まえた考察

実証分析から、一時集合場所に指定される可能性の高い施設は、①地震による倒壊や延焼被害の危険性が高い地域、②低所得者が住む地域、③必ずしも災害弱者の多くない地域に立地している可能性が高いことが推定された。以下でその結果を踏まえた考察を行う。

第１に、一時集合場所に指定される可能性の高い施設が地震による倒壊や延焼危険性の高い地域に立地している可能性が高いことが実証された。そもそも、倒壊や延焼火災から避難するための一時的な中継地点である一時集合場所が危険度の高い地域に立地している現状は、高齢者等災害弱者を多数集めるという観点からすると、望ましくない

状態である。また、一時集合場所は広域避難場所への避難の中継地点であり、広域避難場所への再避難が必要となった際に、倒壊した建物が障害となったり、延焼火災に巻き込まれる可能性が高い地域に立地している傾向にあることも示唆している。さらに、各区で一時集合場所に多く指定されている公立小中学校は、本来の一時集合場所の機能である災害直後の待避・中継場所としての役割のみならず、震災後の生活拠点である「避難所」ともなる施設であり、住民を長期間滞在させる機能も有していることから、避難生活中の余震等の発生可能性に鑑みれば、学校が防災上危険な地域に立地している現状は問題が大きいとも言える。

第２に、非オフィスワーカー比率が一時集合場所の立地確率に対して有意に正の影響を与えていることから、低所得者が住む地域に一時集合場所に指定される可能性の高い施設が立地していることが明らかになった。一般的に、地価が相対的に低い地域は、地域の所得水準も低いという関係にあるが、ヘドニックアプローチによる前述の実証分析結果において、一時集合場所に指定される可能性の高い公的施設は、もともと地価が相対的に低い地域に立地しているということをプロビット分析でも裏付ける結果となっている。

第３に、高齢者人口と一時集合場所の立地確率の関係について有意な結果が出なかったことから、一時集合場所が必ずしも高齢者等災害弱者の多くない地域に立地していることが推察できる。すなわち、高齢者等災害弱者・要援護者を一時的に集め、弱者救済を図るという一時集合場所本来の目的や役割に合致していない現状となっている可能性がある。

７．政策的含意

２つの実証分析から、東京都区部全体の傾向として、一時集合場所の周辺地域は環境や安全性が他の地域と比べて優れておらず、また、一時集合場所が指定される可能性の高い施設立地が災害による危険性の高い地域に行われている傾向にあることが明らかになった。この分析結果は、防災行政を担う東京都及び区が主導的に地域防災計画を見直し、自助・共助・公助を前提としつつも、自治会や防災区民組織に多くを委ねるのではなく、一時集合場所の選定を含む避難計画全般について、次のような総合的な再検討を行う必要性を含意している。

第１に、東京都や各区がより主体性を発揮して、危険度の高い地域における一時集合場所の選定を見直すことが挙げられる。自治会や町内会は、地元に密着こそしているものの、行政のような能力は有し得ない。また、近年は町内会や自治会等の組織が弱体化しているとも言われる。加えて、防災組織の構成員の平均年齢が 60 歳以上の組織が全体の約半数を占めるなど、活動が停滞しているとも指摘される[15]。そこで、行政が主導する形で現在の一時集合場所の選定を見直すことが望まれる。特に、大地震発生に伴う延焼拡大のおそれがある木造密集地における一時集合場所選定の見直しや変更などが

[15] 東京都防災会議（2012）別添資料『都の防災対策の取組状況について』参照。

求められる。

第２に、一時集合場所の役割や位置付けに関する認知度を向上させるための周知活動が必要である。東京都地域防災計画では、延焼の度合いによっては広域避難場所に直接避難する場合も明記されているが、区によっては、地域防災計画に直接避難の記載がない場合も多く、地域における危険度の高低にかかわらず、阪神淡路大震災時のように「とりあえず一時集合場所へ」と住民が思いこんでいる可能性も否定できない。避難を行う主体は住民であり、災害時には住民一人一人の「自助」が非常に重要となる。行政側は、個人レベルでの避難行動や避難経路に関して延焼シミュレーションを示しつつ、場合によっては、一時集合場所を経由せずに直接広域避難場所へ避難するケースについても十分周知し、地道に啓蒙していく必要がある。

第３に、一時集合場所からの再避難時の判断基準や情報伝達方法の検討が必要である。現状では、一時集合場所で集団を形成した後、仮に大規模火災の危険がある場合には、防災区民組織の避難誘導に従って再避難を行うこととされている。しかし、再避難判断のための情報収集については、災害時には混乱も想像される。一時集合場所のうち、小規模公園や学校については防災無線が備えられていることが多いものの、それ以外の一時集合場所である神社仏閣や民間駐車場等に防災無線が備えられていることは少ない。したがって、行政からの統一的な避難情報等を受け取る仕組みが不十分である可能性がある。一時集合場所は、危険な地域に立地している傾向にあることから、情報伝達方法の検討も進めるべきである。

以上、地域防災計画の見直しを中心としたソフト面での防災対策を優先的に行いつつ、木造密集地における不燃化促進事業、防災公園や防災拠点広場の整備等ハード面での対策も着実に進めていく必要がある。特に、区立小中学校は総合危険度の高い地域に立地している可能性が高く、学校周辺の耐震化や不燃化促進事業も併せて行う必要があろう。

今後の課題

本稿では、東京都区部全体の傾向を探ることを主眼に分析を行ったため、各区の細部における取組や、町内会単位での活動について必ずしも汲み取れていない部分もある。したがって、実際の避難計画等の検討の材料として、各地域における適正なリスク評価が必要になる。

また、一時集合場所は、基本的には地域住民の集合場所であることから、本稿では区部住宅地を中心に分析を行ったため、都心への流入人口を加味した昼間人口については考慮していない。したがって、東日本大震災時に問題となった帰宅困難者等発生時間帯による一時集合場所の利用可能性等についても今後の研究課題としたい。また、商業地における一時集合場所の地価との関連性についても今後の課題としたい。

謝辞

本稿の作成に当たり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、中川雅之教授、西脇雅人助教授、三井康壽教授から、終始温かく懇切丁寧な御指導を頂きました。また、本学内外のまちづくりプログラム関係教員の方々から、お忙しい中大変貴重な御意見及び御指導を頂きました。ここに記し、心より感謝申し上げます。

本稿は東京大学空間情報科学研究センター（CSIS）の空間データ利用を伴う共同研究（No.454）であり、高橋孝明同研究センター教授及び河端瑞貴慶應義塾大学経済学部准教授には、データ利用の際に大変お世話になりました。また、吉川忠寛防災都市計画研究所所長からは、御多忙の中、都市防災の専門家の立場から示唆に富む御知見を多数頂きました。ここに深く感謝申し上げます。

さらに、貴重かつ有意義な研修機会を与えてくださった派遣元、1 年間の凝縮された日程を共に乗り越えたまちづくりプログラム及び知財プログラムの同期生の皆様に深く感謝申し上げます。

最後に、1 年間研究に邁進する環境を常に整えてくれた家族に、心から感謝します。

参考文献等

愛甲哲也・崎山愛子・庄子康（2008）「ヘドニック法による住宅地の価格形成における公園の緑地効果に関する研究」『ランドスケープ研究』第 71 巻第 5 号、pp.727-730

梶秀樹・塚越功編著（2007）『都市防災学』学芸出版社

金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」『土木学会論文集』No.449/Ⅳ-17、pp.47-56

木下勇・中村攻・三藤佐和子（1994）「防災避難計画における一時集合場所の実態に関する研究―東京都豊島区におけるケーススタディー―」『千葉大学学報』第 48 号、pp.109-115

清水千弘（2008）「近隣外部性を考慮したヘドニック住宅関数の推定」『麗澤経済研究』第 16 巻第 1 号、pp.29-44

高橋洋二・兵藤哲朗（2005）「避難経路および広域避難場所の危険度に着目した避難計画の評価に関する研究―江東区地域防災計画における広域避難計画の安全性向上に関するケーススタディ―」『都市計画論文集』第 40 巻第 3 号、pp.691-696

宅間文夫（2007）「密集市街地の外部不経済に関する定量化の基礎研究」『季刊　住宅土地経済』2007 年春季号、pp30-37

武末裕樹・鈴木勉・糸井川栄一（2008）「地震火災リスクを考慮した避難危険性の評価に関する研究」『都市計画論文集』第 43 巻 3 号、pp.25-30

田中哮義（2011）『東日本大震災に伴う火災の調査から得られる教訓』京都大学防災研究所

東京都防災会議（2012）『首都直下地震等による東京の被害想定報告書』（2012 年 4 月公表）

内閣府中央防災会議（2012）『災害時の避難に関する専門調査会報告』災害時の避難に

関する専門調査会
中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』日本評論社
成嶋一貴・岩本順子・鍵屋浩司・尾島俊雄（1999）「広域災害時における一時集合場所の整備に関する研究―新宿区におけるケーススタディ―」『日本建築学会大会学術講演梗概集』pp.657-658、1999 年 9 月
西田幸夫・森脇哲男・江田敏男（1994）「市街地火災に対する避難の安全性向上に関する調査・研究（その 7）―一時集合場所の安全性検討―」『日本建築学会大会学術講演梗概集』pp.613-614
西田幸夫・森脇哲男・江田敏男（1995）「東京都区部における広域避難場所の安全性の検討（一時集合場所と避難行動の安全性）」『日本建築学会大会学術講演梗概集』pp.195-196
肥田野登（2011）『空間の多様性を考慮したヘドニック・アプローチの開発』東京都不動産鑑定士協会
馬淵ゆみ・瀬尾和大・元木健太郎・上田遼（2008）「木造密集地域における地震時の広域火災に対する避難計画に関する研究」『地域安全学会論文集』第 10 号、pp.409-415
三井康壽（2007）『防災行政と都市づくり』信山社
皆月昭則（2006）「災害発生時の避難場所における応急救護と情報伝達の研究」『人文・自然科学研究（釧路公立大学紀要）』第 18 号、pp.1-22
頼本欣昌・高口洋人・増田由子・福田展淳・尾島俊雄（1996）「東京都中央区における一時集合場所に関する研究　一時集合場所の問題点と考察」『日本建築学会大会学術講演梗概集』pp.199-200
若生謙二・清水正之・田中隆・松江正彦・野島義照（1998）「阪神・淡路大震災後の公園の避難地利用について」『ランドスケープ研究』第 61 巻第 5 号、pp.773-776

Anderson, Soren, and Sarah E. West (2006) “Open space, residential property values, and spatial context” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.36, pp.773-789
Bolitzer, B and N. R. Netusil (2000) “The impact of open spaces on property values in Portland, Oregon” *Journal of Environmental Management*, Vol.59, pp.185-193
Davis, Belinda Creel, and Valentina Bali (2008) “Examining the Role of Race, NIMBY, and Local Politics in FEMA Trailer Park Placement” *Social Science Quarterly*, Vol.89 (No.5), pp.1175–1194
Lutzenhiser, Margot, and Noelwah R. Netusil (2001) “The effect of open spaces on a home’s sale price” *Contemporary Economic Policy*, Vol.19 (No.3), pp.291-298

東京都地域防災計画
東京都特別区各地域防災計画
東京都特別区各ホームページ

付録

データ出典

データ	出　典
2012年公示地価	国土交通省国土数値情報ダウンロードサービス
地積	同上
容積率	同上
東京駅からの距離	国土交通省国土数値情報ダウンロードサービス及びGISにより集計
最寄駅からの距離	同上
一時集合場所までの距離帯ダミー	GISにより作成
町丁目内一時集合場所の有無	同上
町丁目面積	総務省平成17年国勢調査（統計GIS）
総合危険度	東京都「地震に関する地域危険度測定調査（第6回）」
非オフィスワーカー比率	総務省平成17年国勢調査（統計GIS）
年齢別人口	同上

市町村合併の組み合わせが職員数の効率化に与えた影響について

〈要旨〉

平成の市町村合併は，人口減少・少子高齢化など社会経済情勢が大きく変化する中で，地方分権の担い手となる基礎自治体にふさわしい行財政基盤の確立を目的として，1999 年の「市町村の合併の特例に関する法律」の改正以降，全国的に推進されてきた．合併により新たな時代に対応できる自治体に生まれ変わるためには，行政能力を質的に高めるだけでなく，予算，人員などの限られた資源を効率的に配分し，適切な行財政運営に取り組む必要があり，職員数の効率化は合併の目的の 1 つと考えられる．

本稿では，合併効果として考えられる職員数の削減について，実際にその効果が発揮されているかどうかを検討するため，市町村合併において発生する調整コストは，合併に関係する市町村数及び関係市町村の人口規模の差によって影響を受けるとの仮説をたて，自治体組織の調整役を担っている総務部門の職員数の変化を実証的に分析した．

その結果，市町村数が少なくなるほど，また，人口規模の差が大きくなるほど職員数の効率化が進むことが明らかとなった．

キーワード：市町村合併　職員数　効率化

2013 年(平成 25 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12611　平良　和也

目次

1　はじめに……..…….1

2　平成の市町村合併の概要……..…….2
2．1　市町村合併の社会的背景……...……..2
2．2　合併の状況……...……..3
2．3　合併の手続き……4

3　分析の対象……..….5

4　検証する仮説……..….6

5　実証分析……...……7
5．1　分析の方法……....7
5．2　データ……8
5．3　推定式……...…..8
5．4　合併全体としての影響の推定結果……..….10
5．5　合併全体としての影響の推定結果の考察……..….12
5．6　関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果……...……12
5．7　関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果の考察……...……13

6　おわりに……...……..14

謝辞……..15

参考文献……..….16

補論　市町村合併が各部門の職員数に与えた影響……..……17

1. はじめに

平成における市町村合併は，人口減少・少子高齢化など社会経済情勢が大きく変化する中で，地方分権の担い手となる基礎自治体にふさわしい行財政基盤の確立を目的として取り組まれてきたものであり，その始まりは，1999 年の「地方分権の推進を図るための関係法律の整備等に関する法律」，いわゆる地方分権一括法による「市町村の合併の特例に関する法律」 (以下「合併特例法」) の改正とされている．この改正によって，合併特例債の創設といった合併を促進する政策が実施され，全国的に推進されてきたところである[1].

合併により新たな時代に対応できる自治体に生まれ変わるためには，行政能力を質的に高めるだけでなく，予算，人員などの限られた資源を効率的に配分し，適切な行財政運営に取り組む必要がある．地方自治体における合併効果に関する先行研究としては，宮崎（2005）が，1990 年から 2000 年のデータを用いて，合併前後の市町村の 1 人当たり歳出額を分析し，歳出額は合併後増加するものの，その後は規模の経済によって毎年減少することを明らかにしている．西川（2009）は，合併前の市町村の歳出の推定値を合計した数値と合併後の規模による推定値を比較し合併による歳出の削減効果を推計しており，その際に，最小効率規模の考え方から，一定規模を超えるような合併の組み合わせは効果が少ないことを明らかにしている. また, 広田他（2011）は, 総務省自治財政局が作成している「類似団体別市町村財政指数表」の 1998 年度における類型を利用して，2001 年度から 2006 年度の決算額について，合併市町村と同じ類型に属する市町村の平均を積み上げた合成値と合併市町村の額を対比することで分析を行い，合併による歳出削減効果が経年で薄れていくことを明らかにしている.

職員数に関しては，吉村（1999）が，最適都市規模を分析する中で，1994 年度のデータに基づき人口規模と職員数との相関を扱っており，最適な規模を概ね人口 20 万人程度の規模とするとともに，人口規模と職員数との関係を利用し，広域市町村圏が合併した場合の職員数の変化のシミュレーションを行い，約 18%の職員が削減されると推計している.

このように，市町村合併による歳出面での削減効果についての先行研究は多いが，歳出削減に大きく関連すると思われる職員数をテーマとした研究は少なく，また，実際に平成の合併の結果としての職員数の変化を全国的に調査分析した研究は見当たらない．職員数については，歳出削減と密接に関係するだけでなく，地方自治体が住民サービスを提供にあたって投入する資源の 1 つであり，市町村合併が職員数の変化に与えた影響を分析することは効率性の理解を深めるうえで意味があるものと思われる.

市町村合併では，通常，合併前に地方自治法第 252 条の 2 第 1 項の規定に基づき合併協議会を立ち上げ，その場において，合併に関係する自治体間の住民サービス水準等の調整

---

* 本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり，所属機関の見解を示したものではありません．本稿にある誤りは全て筆者の責任です.

1 総務省「「平成の合併」について」3 頁を参照のこと.

を図っていくことが一般的である．同じ地方自治体とはいえ，昨今では提供しているサービスは多種多様であり，調整には時間と手間がかかるだけでなく，合併時に統一された新サービスに足並みをそろえることができるとも限らず，合併後に調整が続くことも想定される．また，新たな事務処理に職員が慣れるまでのコスト，組織が巨大化することによる組織間の調整コストなども発生することが考えられる．

本稿では，合併を構成する関係市町村数及び市町村規模の組み合わせにより調整コストが変化するとの仮説をたて，発生する調整コストが，自治体組織における管理部門であり，総合的な調整業務を行っている総務部門の職員数の削減に与える影響について分析した．その結果，関係市町村数が少なくなるほど調整のコストが小さくなり職員数の削減が進みやすいこと，また，自治体間の人口規模の差[2]が大きい場合は，自治体間の発言力などに大きな差が生まれることで，調整のコストが小さくなり，職員数の削減が図られやすくなることが示された．つまり，市町村合併により総務部門の職員数の効率性を追求する場合には，関係市町村数が少なく，かつ，自治体間の規模の差が大きい組み合わせが最も望ましいことが明らかとなった．

なお，本稿の構成については次のとおりである．第 2 章では，平成の市町村合併の概要に触れ，第 3 章では，分析対象を総務部門に絞った理由を説明する．第 4 章では，検証する仮説として，関係市町村数と規模のばらつき度合いが職員数削減に影響すると考えられる理由を整理し，第 5 章で仮説に基づいた実証分析及び分析結果の考察を行う．最後に，第 6 章において，分析結果を踏まえた効率的な市町村合併のあり方について提言する．

2. 平成の市町村合併の概要

本章では，まず，平成の市町村合併が推進された社会的背景について，次に，平成の合併の進捗状況について整理するほか，市町村合併の一般的な手続きについて述べる．

2.1 市町村合併の社会的背景

市町村の合併については，市町村の廃置分合の一形態であり，その法律上の根拠は，市町村の廃置分合について規定した地方自治法第 7 条にあり，市町村の合併について，さまざまな法律の特例措置を定めているものが合併特例法となっている．

いわゆる平成の大合併の契機となった合併特例法の改正が行われた背景には，地方自治体を取り巻く社会経済情勢が大きく変化したことが挙げられる．法改正前の 1997 年 7 月 8 日の地方分権推進委員会第 2 次勧告では，国・地方を通じた厳しい財政状況の下，今後ともますます増大する市町村に対する行政需要や住民の日常生活，経済活動の一層の広域化に的確に対応するためには，基礎自治体である市町村の行財政能力の向上，効率的な地方行政体制の整備・確立が重要な課題となっていることから，積極的に自主的な市町村合併を推進することを勧告しており，都道府県に対し地域の実態を反映した市町村の合併パタ

[2] 本稿での人口規模の差は，絶対的な差ではなく，相対的な差をいう．

ーンの提示，国の指針作成などを求めている．また，1998 年 4 月 24 日の地方制度調査会の市町村の合併に関する答申においては，市町村合併の必要性として，第 1 に地方分権の推進が実行の段階に至り，自己責任，自己決定の原則の下，住民に身近なサービスの提供は地域の責任ある選択に決定されるべく，個々の市町村が自立することが求められていること，第 2 に，本格的な少子高齢社会が到来し，市町村が提供するサービスの内容が高度かつ多様になるとともにその水準を確保することが期待されていること，第 3 に，極めて厳しい財政状況の中で，今後の社会経済情勢に適切かつ弾力的に対応するため財政構造の改革とともに，効率的，効果的な行政の展開が求められていること，以上 3 点から市町村が行財政基盤の強化，人材育成・確保等の体制整備，行政の効率化を図ることが重要であり，市町村の合併により対応することは有効な方策であるとし，自主的な市町村の合併をさらに推進することを答申している．

これらの勧告等を踏まえ，地方交付税を合併後 10 年間は合併前の区域で算定される額の合計額を下回らないように算定し，その後 5 年間については段階的に縮減するといった地方交付税の合併算定替の期間延長や，合併市町村の速やかな一体化を図るために行う公共施設等の整備に利用できる合併特例債等の手厚い財政措置を含む合併特例法の改正が行われたところである．

2. 2　合併の状況

表 1 は，1999 年度以降の合併件数を示したものであり，2003 年度から 2005 年度にかけて合併件数がピークであったことを示している．

この理由については，同時期に，国庫補助負担金改革，税源移譲，地方交付税改革を内容とする三位一体の改革が進められ，そのうち地方交付税について 2004 年から 2006 年の 3 年間でおよそ 5 兆円程度抑制されたことから，社会福祉経費の増大などと相俟って地方財政を大幅に悪化させる結果となり，合併特例債などの手厚い財政措置の期限が 2005 年度までの合併となっていたこともあり，2005 年度に合併が集中したものとされている．また，合併の結果，各自治体の平均面積もほぼ倍増するとともに，人口 1 万人未満の市町村が減少しており，市町村合併が相当程度進捗したものと考えられている[3]．

[3] 総務省「「平成の合併」について」4 頁を参照のこと．

表1 1999年以降の合併件数

年度	件数	合併関係市町村数	市町村数	
			前年度末	当年度末
1999年度	1	4	3,232	3,229
2000年度	2	4	3,229	3,227
2001年度	3	7	3,227	3,223
2002年度	6	17	3,223	3,212
2003年度	30	110	3,212	3,132
2004年度	215	826	3,132	2,521
2005年度	325	1,025	2,521	1,821
2006年度	12	29	1,821	1,804
2007年度	6	17	1,804	1,793
2008年度	12	28	1,793	1,777
2009年度	30	80	1,777	1,727
2010年度	0	0	1,727	1,727
2011年度	6	14	1,727	1,719
計	648	2,161		

出典:総務省ホームページより作成

2.3 合併の手続き

市町村の合併に関わる一般的な手続きは，地方自治法及び合併特例法で規定されている[4].

合併をしようとする市町村は，地方自治法第 252 条の 2 第 1 項の規定により，当該市町村の議会の議決を経て，合併協議会を置き，市町村建設計画の作成その他市町村の合併に関する協議を行う．市町村建設計画とは，「市町村の合併の特例に関する法律」第 6 条に基づくもので，合併市町村の円滑な運営の確保及び均衡ある発展を図るための基本方針を含むほか，合併市町村又は合併市町村を包括する都道府県が実施する合併市町村の円滑な運営の確保及び均衡ある発展に特に資する事業に関する事項，公共施設の統合に関する事項，合併市町村の財政計画について作成することとなっている．

合併協議会での協議を踏まえ，合併をしようとする市町村は，当該市町村の議会の議決を経て，都道府県知事に申請を行う．

申請を受けた都道府県知事は，当該都道府県の議会の議決を経て，市町村の合併を定め，直ちにその旨を総務大臣に届けなければならないとされている．

届出を受理したときは，総務大臣は直ちにその旨を告示するとともに，これを国の関係行政機関の長に通知しなければならず，市町村の合併の処分は，総務大臣の告示よりその効力を生ずることになる．

これらの過程で最も重要なプロセスは，実際に合併の中身について協議する合併協議会

[4] 以下の手続きの流れは，市町村自治研究会編集『市町村合併ハンドブック』を参考にした．

であると考えられる．合併協議会においては，基本の項目として，合併の方式，合併の期日，新市町村の名称，新市町村の事務所の位置の 4 項目，時間を要する項目として，市町村議会議員の任期の取扱い，財産の取扱いなど，合併に係る多くの調整項目を協議することとなり[5]，合併協議会での協議が整わないと合併に至らない場合もある．

3. 分析の対象

本稿では合併の効率性を捉える指標として，総務部門の職員数を利用する．市町村合併の全体としての影響を捉えるためには，本来であれば職員数についても自治体における総職員数の変化を分析することが望ましい．未合併も含む全市町村のデータにはなるが，表 2 に示すように，総職員数及び一般行政部門[6]の職員数は全体として減少の傾向にある[7]．その場合，行政サービスの水準が一定であると仮定すれば，職員数の減少は効率性の向上と考えられる．しかしながら，合併によってサービス水準が変動している可能性が高い中で，合併前後のサービス水準の変化を把握する適切なアウトカム指標が無かったこと，また，消防部門など合併前は一部事務組合[8]等で対応していた場合に，合併前の職員数として把握できないなど，合併前後の変化を把握するうえで困難な点があった．

総務部門という限られた分野の職員数の変化を分析することについては，合併の効果についてもその限られた面を捉えることになるとは思うが，総務部門は，管理部門として自治体業務の全般を総合的に調整する，人事，財政，法制，出納などの部署を含み，一般的にどの自治体も同じ水準，同じ内容で実施する業務を行っていると考えられる．従って，福祉部門など直接住民にサービスを提供する部門と異なり，自治体の規模や合併前後で行政サービス水準の変化がほとんどないと仮定することが容易であり，職員数の減少を効率性の向上と捉えることができる．また，通常，公務員は恒久的な任用であり，職員数の削減については，退職による自然減と採用抑制によって対応されると思われることから，退職者数や年齢構成などが自治体間の削減結果の差に影響することも考えられる．しかしながら，行政サービスに対する様々な住民ニーズが高まっている現状にあっては，内部部門である総務部門を可能な限り業務量に応じた適切な職員数で管理し，他のサービス部門に配置換をすることが望ましい対応であると考えられ，総務部門に限定して分析することも合併効果を検証する上で意味があるものと思われる．

合併後の職員数に影響すると思われる調整コストが発生する理由としては，関係市町村間で異なる住民サービスを統一するにあたり，そもそも統一自体を合併後に先送りする場合があるほか，サービスの激変緩和のため内容を段階的に変化させるケース，旧市町村の

---

[5] 市町村自治研究会編集『合併協議会の運営の手引き』より．

[6] 総職員数から教育部門，消防部門，公営企業等会計部門を除いた部門．総務，民生，土木などの部門を含む．

[7] 総務省「地方公共団体団体区分別職員数の状況」http://www．soumu．go．jp/iken/pdf/kazu_04．pdf

[8] 地方自治法第 284 条第 2 項及び第 285 条に規定する地方公共団体の事務の一部を共同処理することを目的に設立される組合

地域バランスを考慮した事業計画の作成など，事業実施における調整コストのほか，新たな業務を遂行するための職員の教育，行政組織内での部署間の調整などもコストと考えられる．これらのコストは，職員の人員配置や組織間の調整，全庁的な事務処理に係る相談対応，資料のとりまとめなど，総務部門の業務量に最も顕著に反映されると思われる．

表2 市町村の総職員数及び一般行政部門職員数の推移

（単位：人,%）

年	総数			一般行政部門		
	職員数	対前年増減数	対前年増減率	職員数	対前年増減数	対前年増減率
2001	1,523,065	▲ 14,288	▲ 0.9	816,610	▲ 32,240	▲ 3.8
2002	1,505,982	▲ 17,083	▲ 1.1	807,626	▲ 8,984	▲ 1.1
2003	1,486,688	▲ 19,294	▲ 1.3	798,301	▲ 9,325	▲ 1.2
2004	1,462,675	▲ 24,013	▲ 1.6	786,757	▲ 11,544	▲ 1.4
2005	1,432,494	▲ 30,181	▲ 2.1	771,872	▲ 14,885	▲ 1.9
2006	1,402,097	▲ 30,397	▲ 2.1	755,269	▲ 16,603	▲ 2.2
2007	1,371,518	▲ 30,579	▲ 2.2	738,695	▲ 16,574	▲ 2.2
2008	1,338,623	▲ 32,895	▲ 2.4	719,889	▲ 18,806	▲ 2.5
2009	1,312,401	▲ 26,222	▲ 2.0	706,044	▲ 13,845	▲ 1.9
2010	1,288,771	▲ 23,630	▲ 1.8	695,274	▲ 10,770	▲ 1.5
2011	1,273,145	▲ 15,626	▲ 1.2	688,781	▲ 6,493	▲ 0.9

出典：総務省ホームページより作成

4. 検証する仮説

調整に関するコストを左右する要因としては，合併を構成する関係市町村数及び市町村規模のばらつきが考えられる．

まず，第 1 の仮説は，関係市町村が少ないほど職員数の効率化が高まるというものである．市町村数が多い場合，サービス水準が異なる可能性が高く，調整の機会が増えることが予想されるほか，新自治体での事業実施時も旧市町村の地域バランスを考慮する必要がある場合，市町村数の多さは，コストの増加に結びつく．また，横道他（2001）は，1991 年から 1995 年に合併した 9 事例を調査し，旧役場庁舎はいずれも総合支所又は支所として残されていることを明らかにしているが，平成の合併においても住民サービス維持の観点から同様のことが想定され，関係市町村数が多い場合は出先機関の増につながり，組織数の増加による調整コストの発生も見込まれる．

第 2 の仮説は，市町村規模のばらつきが大きい場合は，職員数の効率化が高まるというものである．市町村規模のばらつきについては，政令指定都市，市，町，村といった自治体の位置付けが人口要件[9]等で決定されることから，市町村規模は人口規模として取り扱っ

[9] 地方自治法第 8 条及び第 252 条の 19 参照．なお，平成 15 年の合併特例法の改正により平成 17 年 3 月 31 日までに合併が行われる場合には，市となるべき人口要件は 3 万人以上とされていた．

て差し支えないと思われ，人口規模のばらつきで考察する．人口規模のばらつきと調整コストとの関係については，住民サービスの水準が異なる 2 つの自治体が合併するケースでサービスを統一する場合，人口規模が同程度の 2 自治体の合併と大きな差がある 2 自治体の合併を比較すると，人口規模が同程度の合併では調整コストが大きくなるものと予想される．なぜなら，人口規模に差がある合併では，合併前に相対的に多くの住民が受けているサービス水準を維持するために，合併時点で規模の大きな自治体のサービス水準に統一される[10]ことが想像され，合併後に調整される余地が小さいと思われることや，仮に調整を要する場合でもサービス対象者である住民が少なくて済むことから大きな事業変化が伴わず，コストが小さくなることが見込まれるからである．一方，同規模自治体同士の合併では，合併前の協議時点での手間と時間がかかることも想定されるが，合併特例債などの財政面での優遇措置を享受するための合併にタイムリミットがある状況においては，合併の事実を優先し，事務事業の整理を合併後に先送りする可能性も相対的に高くなると思われ，合併後においても事業内容の検討や事務処理の統一など調整に係るコストがより多く発生するものと思われる．また，同規模同士の合併では，変更後の事業，新たな事務処理手法に対する職員の習熟度合いについても，新自治体を構成する職員のほぼ半数が新たな手続き等に慣れる必要がでてくることから，調整コストが高まる可能性が高いと考えられる．

5. 実証分析

本章では，第 1 節から第 3 節において，分析の方法，データの出典，推定式を示し、第 4 節，第 5 節において，現時点において市町村合併が職員数の削減に与えた平均的な影響とその経年での効果を分析するとともに，分析結果の考察を行う．そして，第 6 節，第 7 節では，合併に関係した市町村数と人口規模のばらつき度合いが与えた職員数削減への影響について分析するとともに，その分析結果についての考察を行う．

5. 1　分析の方法

関係市町村数や人口規模のばらつきが職員数に与える影響を定量的に評価するために，2001 年度から 2010 年度における，未合併市と合併市の合併前後のパネルデータを作成し，固定効果モデルによる DID 分析を行う．

平成の合併は前述のとおり 1999 年の法改正以降の合併を指し，1999 年度から 2009 年度まで毎年市町村合併は行われているが，本稿で対象とする合併自治体は，合併数がピークを迎えた 2003 年度から 2005 年度の 3 か年において合併した事例のうち，合併後が市であり，かつ，2001 年度から 2010 年度で 1 回のみ合併を経験しているケースとしている．つまり，合併後が政令指定都市，町，村であるものと複数回の合併を行っているものを除いている．また，2010 年度までに政令指定都市に昇格したケースも除いている．これは，サン

[10] 横道他（2001）では，新設合併の場合には，原則的にサービスは高い方に，負担は低い方に合わせる傾向にあり，編入合併の場合は，編入する市町村の制度に統一するのが原則としている．

プルサイズを確保しつつも，合併前後，特に合併後のデータとして 5 年以上の期間を把握し，経年での職員数の変化を分析することを試みたためである．また，合併の与えた影響及び自治体の行政機能の条件を可能な限り同一にするために，1 回のみ合併した市に限定したところである．なお，DID におけるコントロールグループとしての未合併自治体は，平成の合併の始まった 1999 年度から 2010 年度までに合併を経験していない市としている[11]．

また，合併市における合併前のデータは，関係市町村の職員数，人口などのデータを単純に合計することで仮想合併市のデータを作成した[12]．

5. 2　データ

分析に用いる総務部門の職員数データは，総務省「地方公共団体定員管理調査」による毎年度 4 月 1 日時点の総務一般部門の職員数を利用した．なお，当該調査においては，大部門，中部門，小部門があり，中部門と小部門に総務一般部門があるが，本稿では，中部門における総務一般部門のデータを引用しており，総務，人事，財政などの業務以外に，会計出納，管財などの業務に携わる職員数を含んでいる．

人口については，総務省「市町村別人口，人口動態及び世帯数」による毎年度 3 月 31 日時点の住民基本台帳人口を引用した．

市町村の財政に関するデータについては，総務省「市町村別決算状況調」から毎年度決算における基準財政収入額及び基準財政需要額を引用した．

退職者数については，総務省「地方公務員給与実態調査」別冊における市町村の退職者数を引用した．

関係市町村数，合併年度については，総務省ホームページ[13]を参考に作成した．

5. 3　推定式

推定モデルについては，まず，合併の平均的な影響を式 1 で，合併後経年での影響を式 2 で分析する．

次に，市町村数と人口規模のばらつきが与える影響を式 3，人口集中度が与える影響を式 4 で分析する．

式 1　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \mathrm{GD}_{it} + \beta_2 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 2　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_2 + \beta_3 \mathrm{AGD}_{it} + \beta_4 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 3　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_3 + \beta_5 \mathrm{GD}_{it} + \beta_6 (\ln\_\mathrm{city}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_7 (\ln\_\mathrm{pop\_cv}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_8 \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

式 4　$\ln\_\mathrm{soumu}_{it} = \alpha_4 + \beta_9 \mathrm{GD}_{it} + \beta_{10} (\ln\_\mathrm{pop\_hhi}_i * \mathrm{GD}_{it}) + \beta_{11} \mathrm{X}_{it} + \varepsilon_{it}$

※α は定数項，β はパラメータ，ε は誤差項，i は市，t は年である．

---

[11] 2006 年度に財政再建団体の指定を受けた夕張市を除く．

[12] 山梨県上九一色村については，甲府市と富士河口湖町に分割編入されており，本稿での分析の対象となる甲府市への人口等の編入割合については，旧村の 4 分の 1 としている．

[13] 総務省ホームページ合併関係資料集 http://www.soumu.go.jp/gapei/gapei.html

(1)被説明変数

ln_soumu は，総務部門の職員数の対数値とした．

(2)説明変数

①合併の与えた影響を見るために着目する変数

GD は合併前後ダミーであり，合併前の年度は 0，合併後の年度は 1 となるダミー変数である．

AGD（after GD）は合併後の経過年数ダミーであり，合併市における合併後の時間を通じた効果を表す指標であり，合併市の合併後年ごとに 1，それ以外は 0 をとる．

ln_city は関係市町村数の対数であり，関係市町村数が合併による職員数の変化に与える影響の観察に用いるもので，合併前後ダミーとの交差項を利用する．

ln_pop_cv は，関係市町村の人口規模のばらつき程度が職員数に与える影響の観察に用いるもので，関係市町村の合併直前の年度における人口の多寡によるばらつきの標準偏差を平均値で除して変動係数を算出し対数化したものであり，合併前後ダミーとの交差項[14]を利用する．人口規模のばらつき度合いについては，標準偏差，分散の値を使うことも検討したが，人口の絶対値が大きくなった場合に，標準偏差等も大きな値となる傾向があり，規模を一定として，純粋にばらつき度合いを把握するため変動係数を採用したところである．

ln_pop_hhi は人口集中度を表し，関係市町村の人口規模の集中度が職員数の変化に与える影響を観察するために用いるもので，市場における集中度を示すハーフィンダール指数と同様の算出方法で計算した値の対数であり，合併前後ダミーとの交差項を利用する．ハーフィンダール指数と同様の算出方法による指標を作ることで，市町村数の影響も加味してばらつき度合いを捉えることができると思われる．独占状態が高いと，相対的に偏りが大きく，規模の異なる市町村の合併と考えることができる．具体的には，合併市を構成する関係市町村の合併直前の年度におけるそれぞれの人口が全人口に占める割合を 2 乗し，足し合わせた数値の対数に合併前後ダミーを乗じている．例えば，2 自治体の合併において，それぞれの自治体が，合併市の人口の 90%と 10%を占める場合の指数は，90 の 2 乗と 10 の 2 乗の和である 8200 となり，50%同士の場合は 5000 となることから，前者の方が集中度が高いことを示す．また，4 自治体が合併する場合に，人口割合がそれぞれ 25%であった場合，2500 となり，2 自治体が 50%同士で合併する場合と比べて，市町村数が多いほど数字が低くなる傾向がある．

②その他のコントロール変数

X はその他のコントロール変数であり，人口の対数，財政力の対数，退職者数の対数，2001 年から 2010 年の年度ダミーである．財政力については，基準財政収入額を基準財政需要額

[14] 未合併市の変動係数は 0 のため対数が欠損値となるが，交差項は 0 として扱っている．

で除した数値を利用した．なお，通常，自治体の財政力を示す各年度の財政力指数については，基準財政収入額を基準財政需要額で除した数値の過去 3 か年の平均を利用しているが，本稿では，各年度における算出値をそのまま利用している．

(3)仮想合併市のデータ作成方法

合併市における合併前のデータについては，旧市町村のデータを単純に合計することで，仮想合併市としてのデータを作成している．

ただし，基となるデータの基準日によっては，合併した年度のデータを仮想合併市と同様の方法で算出している場合がある．

例えば，鹿児島市は 2004 年 11 月 1 日に，5 つの町と合併を行っているため 2004 年度の合併として取り扱っている．2001 年度における仮想鹿児島市の総務部門職員数は 329 人となっているが，これは，鹿児島市ほか 5 町の 2001 年 4 月 1 日時点の職員数である，251 人，12 人，17 人，19 人，16 人，14 人を足し合わせた数となっている．2004 年度は合併年度であるが，職員数データが合併前の 4 月 1 日時点のデータであることから，1 市 5 町を合計した仮想合併市としてのデータになっている．人口，基準財政需要額，基準財政収入額，退職者数についても，それぞれ基準日は異なるが，計算方法としては，いずれも同様の方法で各年度の値を算出している．

表3 基本統計量

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
soumu	総務部門職員数(人)	6920	80.7954	46.5893	15	333
GD	合併前後ダミー	6920	0.3269	0.4691	0	1
AGD	合併前ダミー	6920	0.6731	0.4691	0	1
	合併1年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併2年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併3年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併4年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併5年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併6年目ダミー	6920	0.0503	0.2186	0	1
	合併7年目ダミー	6920	0.0223	0.1475	0	1
	合併8年目ダミー	6920	0.0029	0.0537	0	1
city	関係市町村数	6920	2.4249	1.9926	1	14
pop_cv	人口規模変動係数	6920	0.4049	0.4988	0	2.1958
pop_hhi	人口集中度	6920	7,669.831	2,769.599	1,309	10,000
population	人口(人)	6920	100,519.7	96,303.95	4,425	604,133
fi_demand	基準財政需要額(千円)	6920	16,500,000	13,600,000	2,155,474	104,000,000
fi_income	基準財政収入額(千円)	6920	11,700,000	12,600,000	252,170	108,000,000
zaisei	財政力	6920	0.6496	0.2714	0.1023	2.3573
retir	退職者数(人)	6920	50.2214	48.7458	0	607

5.4 合併全体としての影響の推定結果

合併が総務部門職員数に与えた平均的な影響については，合併前後ダミーの符号は負となったものの，統計的に有意な結果にはならず，全体として職員の実数が減少している状況において，未合併市の職員数の減少のトレンドと比較した場合，ほとんど差がないこと

が示された.

次に，合併後の経過年数ダミーを用いて分析したところ，合併 1 年目及び合併 2 年目ダミーの係数は正の符号となるものの，3 年目以降はすべて負の符号となるとともに，係数のマイナス値が大きくなる傾向がみられた．合併 2 年目のデータは統計的に有意とは言えないものの，それは係数が 0 である可能性が高いことを示しており，合併後，時間が経過するほど職員数の削減効果が大きく出ることが示された.

なお，合併 1 年目ダミーは合併した年度であり，係数の解釈については，前述したとおり同一年度内において，4 月 1 日に合併したケースでは職員数は新市のデータとなるが，それ以降の合併のケースでは仮想合併市と同様の算出によるデータとなるため，合併の効果が現れていない状況での数値の影響が出ている可能性がある.

表4 式1の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)		
説明変数	係数	標準誤差
合併前後ダミー	−0.0008	0.0044
人口(対数)	0.5927 ***	0.0493
財政力(対数)	0.1281 ***	0.0221
退職者数(対数)	−0.0032	0.0038
2001から2010年度ダミー	省略	
定数項	−2.3750	0.5530
観測数	6918	
決定係数	0.6318	

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

表5　式2の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)			
説明変数	係数		標準誤差
合併1年目ダミー	0.0352	***	0.0060
合併2年目ダミー	0.0042		0.0064
合併3年目ダミー	−0.0111	*	0.0065
合併4年目ダミー	−0.0197	***	0.0066
合併5年目ダミー	−0.0246	***	0.0066
合併6年目ダミー	−0.0294	***	0.0067
合併7年目ダミー	−0.0318	***	0.0092
合併8年目ダミー	−0.0614	***	0.0211
人口(対数)	0.5020	***	0.0499
財政力(対数)	0.1577	***	0.0224
退職者数(対数)	−0.0029		0.0038
2001から2010年度ダミー	省略		
定数項	−1.3290		0.5605
観測数	6918		
決定係数	0.6038		

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

5.5　合併全体としての影響の推定結果の考察

総務部門以外の部門[15]については，議会部門，企画開発部門などが合併直後に大きく合併による職員の削減効果がでており，合併以降は横ばいの傾向が強い.

合併直後に職員数の変化が著しい部門と比較すると，総務部門については，業務のアウトカムに大きな変動がない状況で，経年での変化が顕著に表れており，調整に関するコストの減少を表していると考えてよいのではないかと思われる．合併後直後は，決算業務などの合併業務の後始末があるほか，関係市町村間におけるサービス水準の差の調整や組織が大きくなったことによる組織間の調整コストが発生しているが，サービス水準の統一や各部門の新市における業務への習熟が進むことで，合併後数年たってから効果が出るとともに，経年で効果が増すことを示していると思われる.

なお，一般行政部門における合併効果及び経年変化[16]を見た場合，経年の傾向では効果があるようにも見えるものの，現時点では，未合併市のトレンドと比較して職員削減が進んでいるとは言えない状況である．そのような状況において総務部門が顕著に減少傾向にあることは，必要な部署に必要な人員を配置する適切な人員配置が進んでいる状況を表しているとも考えられる.

5.6　関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果

[15] 分析結果は補論に示す.
[16] 分析結果は補論に示す.

関係市町村数と人口規模のばらつきそれぞれの合併前後ダミーとの交差項による影響の分析については，市町村数の係数の符号は正，人口規模のばらつき度合いの係数の符号は負になるとともに，いずれも統計的に有意な結果となり，仮説を支持するものとなった.

また，人口集中度を示す指数と合併前後ダミーの交差項による影響の分析については，係数の符号が負となるとともに，統計的にも有意な結果となり，仮説を支持するものとなった.

表6　式3の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)		
説明変数	係数	標準誤差
関係市町村数(対数)(交差項)	0.0533 ***	0.0073
人口規模変動係数(対数)(交差項)	−0.0337 ***	0.0050
合併前後ダミー	−0.0767 ***	0.0104
人口(対数)	0.6330 ***	0.0494
財政力(対数)	0.0908 ***	0.0224
退職者数(対数)	−0.0044	0.0038
2001から2010年度ダミー	省略	
定数項	−2.8451	0.5542
観測数	6918	
決定係数	0.6565	

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

表7　式4の推定結果

被説明変数:総務部門職員数(対数)		
説明変数	係数	標準誤差
人口集中度(対数)(交差項)	−0.0597 ***	0.0071
合併前後ダミー	0.5097 ***	0.0612
人口(対数)	0.6579 ***	0.0496
財政力(対数)	0.0877 ***	0.0225
退職者数(対数)	−0.0046	0.0038
2001から2010年度ダミー	省略	
定数項	−3.1245	0.5572
観測数	6918	
決定係数	0.6602	

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

5.7　関係市町村数，人口規模のばらつきの影響の推定結果の考察

合併後は，旧自治体それぞれの区域に支所等を配置するため，関係市町村の増加は，組織数の増加に結びつく可能性が高い．また，関係市町村の増加は，多種多様な地域的特性

を持つ自治体が合併する可能性を高め，都市部と農村部の自治体が合併する場合など新たな行政需要に対応するための組織が必要となり，組織数が多くなることが想像される．また，市町村数が多いほど，合併前のサービス水準，事務処理の方式などに差が出やすいことから，合併に伴う調整の手間と時間が大きくなり，職員数が減りにくくなるのではないかと思われる．

人口規模のばらつきの影響については，変動係数を利用していることや関係市町村数による影響をコントロールしていることから，同じ規模の新市を構成する場合において，同規模の自治体同士の合併では調整の手間が大きく，規模の違いが大きいほど調整コストがかからないことを示しているものと判断してよいと思われる．おそらく規模の大きな自治体と小さな自治体が合併する場合は，合併前の協議で大きな自治体の行政処理の方式，サービス水準に統一される可能性が高く，合併後の事業内容の調整が少なくなるほか，合併後に事業内容を段階的に調整する場合も，小規模自治体の住民は相対的に少ないことから，事業変更のコストも低くなる．また，小規模自治体の職員は相対的に少数であることから新たな業務に習熟するための調整コストも小さいのではないかと思われる．

人口集中度の与えた影響については，市町村数と人口規模のばらつき度合いを，異なる指数を用いて同時に分析したものと解釈できる．この指数は，合併に関係する市町村数が少なく，かつ，自治体間の規模が異なる場合に大きく算出されるものである．従って，人口の集中度が高くなるほど負の影響が出るということは，市町村数が少なく，規模の差が大きいほど職員数の削減効果が大きくなることを示しており，前述の市町村数に係る係数の符号が正であり，変動係数に係る符号が負であることとも整合的である．

6. おわりに

市町村合併は，行財政運営の効率性の向上をはじめとする自治体の体力強化を図ったものであるが，分析により，総務部門職員数に関しては，大きな自治体を作るために数多くの自治体が合併することが必ずしも効率的になるとは言えない面を明らかにした．合併に関係する市町村が増えるほど調整コストが大きくなること，また，相対的に規模に差がない自治体が合併する場合には調整コストが大きくなることが示されたことで，今後の合併における自治体の組み合わせによる職員数の効率化を予測する上での参考になるものと思われる．

総務部門職員数の削減に対する効果については，規模の大きな 1 自治体が周辺の小さな 1 自治体を編入する形での合併が，最も効率的な結果になると思われるが，その効率性を追求すると，これから新たに合併を検討する場合と既に合併相手方との協議が進んでいる場合について，異なる対応が考えられる．

まず，合併相手が決まっていない場合は，地理的条件，住民の生活圏，住民感情などを踏まえる必要はあるが，国，県などが，地域における核となる相対的に規模の大きな自治体に周辺自治体との合併を働きかけるなどして，効率的な合併をあっせんすることが望ま

しい.

次に，合併相手が決まっている場合において，3 つ以上の市町村が合併するケースでは，人口規模の差が最も大きくなる組み合わせの 2 自治体が，まず先行して合併し，一定期間後に，合併済みの拡大した自治体に，残りの 1 自治体が合併することが望ましい可能性がある．この場合，合併のインターバルについての分析が必要であるほか，合併時に発生する取引費用についても，同時合併と順次合併を比較するなどデメリットの更なる分析が必要である．

その他の課題としては，今回の分析に利用した合併市のデータは，2003 年度から 2005 年度に合併したものであるが，2010 年度決算までのデータで分析しているため，合併後経過年数としては長いもので，合併後 8 年分のデータとなっている．分析で示されたとおり，年数を経ることで合併効果が現れるのであれば，さらに長い期間で分析を行うことで今回の分析とは異なる結果となる可能性があり，今後の経過を調べる必要があると思われる．

調整コストに関しては，合併後の職員のパフォーマンスによる影響もあると思われるが，その影響を考慮するためには，職員の配置状況，モチベーションなども定量的に把握する必要があり，これらの要因を含めて分析することでより効率的に調整コストを削減する方法を見いだせるのではないかと思われる．

また，今回の分析の対象として総務部門に絞った理由は，各自治体において業務内容，サービス水準が一定であるという前提を強化するためであった．市町村合併の効果としては，全体の職員数を分析できることが望ましく，そのためには，アウトカムとしての住民サービス水準の変化を把握できる指標が必要であり，権限移譲などの地方自治体の機能も考慮した適切な指標を利用することで市町村合併だけでなく，国と地方自治体の権限配分の効率性についても理解を深めることができるものと思われる．

謝辞

本稿の作成に際し，福井秀夫教授（プログラムディレクター），西脇雅人助教授（主査），安藤至大客員准教授（副査）をはじめ，まちづくりプログラム並びに知財プログラムの先生方から丁寧なご指導と貴重なご意見を賜りましたことに感謝申し上げます．

また，政策研究大学院大学での研究の機会を与えていただいた派遣元及び最後まで支えてくれた家族に深く感謝いたします．

参考文献

西川雅史(2009)「市町村合併による支出削減と市町村構成の変化:市町村合併が都道府県に与える影響」『会計検査研究』№39，37-56

広田啓朗，湯之上英雄(2011)「平成の大合併と歳出削減－類似団体別市町村財政指数表を用いた実証分析－」MPRA paper

宮崎毅(2005)「市町村合併には歳出削減効果があるのか」21 世紀 COE Hi-Stat Discussion Paper Series，№128

横道清孝，和田公雄(2001)「平成の市町村合併の実証分析(下)」『自治研究』第 77 巻，118‐129

吉村弘(1999)『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社

市町村自治研究会編集(2001)『合併協議会の運営の手引き－市町村合併法定協議会運営マニュアル－』ぎょうせい

市町村自治研究会編集(2004)『市町村合併ハンドブック第 3 次改定版』ぎょうせい

総務省(2010)「「平成の合併」について」http://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/100311_1.pdf

補論　市町村合併が各部門の職員数に与えた影響

市町村合併が，各部門の職員数に与えた平均的な影響について分析した結果を表 8 に示す．被説明変数は各部門の職員数の対数であり，表には，各部門の合併前後ダミーの係数を掲載し，その他の説明変数については掲載を省略する．

なお，部門の区分については，企画開発及び住民関連は，「地方公共団体定員管理調査」における中部門の区分，議会などその他の部門は大部門の区分に基づく．

表8　各部門の職員数に合併が与えた影響

部門	係数	標準誤差	観測数	決定係数
一般行政	0.0226 ***	0.0017	6918	0.8598
議会	−0.2491 ***	0.0064	6905	0.7329
企画開発	−0.2322 ***	0.0142	6917	0.3935
住民関連	0.1200 ***	0.0070	6918	0.8205
税務	−0.0604 ***	0.0038	6918	0.8941
民生	0.0464 ***	0.0040	6918	0.6872
衛生	0.0643 ***	0.0057	6918	0.6752
労働	0.0603 ***	0.0210	3677	0.2433
農林水産	−0.0570 ***	0.0057	6903	0.0176
商工	0.1110 ***	0.0101	6895	0.1262
土木	0.0493 ***	0.0044	6918	0.8139

※　***,**,*は、それぞれ,1%,5%,10%で統計的に有意であることを示す.
※観測数が異なるのは、職員数が0の場合の対数を欠損値としていることによる

次に，一般行政部門及び合併が与えた平均的な影響の係数の符号がマイナスであった部門における経年での変化について分析した結果を表 9 に示す.

説明変数は，合併後の経年ダミーであり、その他の説明変数は掲載を省略する.

表9　一般行政部門及び合併が与えた影響の符号がマイナスであった部門の経年変化

部門	一般行政部門		議会		企画開発		税務		農林水産	
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	係数	標準誤差
合併1年目ダミー	0.0136 ***	0.0024	−0.0358 ***	0.0080	−0.0042	0.0192	−0.0188 ***	0.0052	−0.0069	0.0077
合併2年目ダミー	0.0271 ***	0.0026	−0.3123 ***	0.0087	−0.3210 ***	0.0207	−0.0761 ***	0.0057	−0.0667 ***	0.0083
合併3年目ダミー	0.0291 ***	0.0026	−0.3420 ***	0.0088	−0.3040 ***	0.0210	−0.0770 ***	0.0057	−0.0776 ***	0.0085
合併4年目ダミー	0.0277 ***	0.0026	−0.3531 ***	0.0088	−0.3367 ***	0.0211	−0.0757 ***	0.0058	−0.0741 ***	0.0085
合併5年目ダミー	0.0259 ***	0.0026	−0.3486 ***	0.0088	−0.3355 ***	0.0212	−0.0746 ***	0.0058	−0.0754 ***	0.0085
合併6年目ダミー	0.0231 ***	0.0027	−0.3470 ***	0.0090	−0.3442 ***	0.0216	−0.0845 ***	0.0059	−0.0948 ***	0.0087
合併7年目ダミー	0.0238 ***	0.0037	−0.3356 ***	0.0123	−0.3717 ***	0.0296	−0.0925 ***	0.0081	−0.1169 ***	0.0119
合併8年目ダミー	0.0108	0.0084	−0.2852 ***	0.0283	−0.4743 ***	0.0678	−0.0838 ***	0.0186	−0.1796 ***	0.0273
観測数	6918		6905		6971		6918		6903	
決定係数	0.8625		0.7314		0.3534		0.8856		0.0126	

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

一般行政部門において，合併効果が現れていない理由としては，職員の自然減と採用抑制による削減の取り組みについては時間がかかることが想像されるほか，合併により住民

サービスが向上した場合など，業務量の増に対応している可能性もある．

合併による職員数削減効果があったと思われる部門の理由については，次のとおり考えられる．

議会部門については，各自治体でほぼ同様の業務であったと思われることから，重複していた業務を整理できるほか，議員数が減ることで業務量が減少すること，また，合併前に議員任期などの将来の取り扱いが完全に整理されてしまうことから，調整業務など経年による業務量の変化が少ないことが要因ではないかと考えられる．

企画開発部門は，合併前に特命業務として合併業務自体を所管している可能性が高いことや市町村独自の調査研究など定型的な業務ではない業務自体の性格から，合併直後に大きく減少したものと思われる．

税務部門については，税の滞納者数や家屋評価件数など定量的に合併後の業務量を見込みやすいことから合併時点で業務量を踏まえた人数に査定が行われることで，合併直後に大きく人数が変化するものと思われる．

農林水産業部門については，総務部門とほぼ同様の推移を示すものの，専門職の配置など合併前後でサービス水準，職員体制が変化している可能性が高く，農林水産業に係る歳出等も併せて分析する必要があることから，変化の理由は不明である．

エリアマネジメントが地価に及ぼす影響について

＜要旨＞

地域における良好で質の高い居住環境等に対するニーズに対応するため、地域住民やNPO等が主体となり、公共公益施設の維持管理、街並み保全、防犯対策等を行う例が増えてきている。これらのエリアマネジメントと呼ばれる取組は、平均的・画一的な行政による都市づくりを補完し、地域の価値を高めるため、あるいは低下を防ぐためのものであると考えられるが、先行研究は先進的な取組の特徴を分類・整理したものにとどまっており、取組の効果について定量的な分析がほとんど行われていない。

このため、本稿ではこれまでに実施されたエリアマネジメントの効果をヘドニック・アプローチにより分析し、一部の取組については地域の価値を高めることに寄与していないことを示した。また、集会施設の管理を効率的・効果的に行うには管理団体を公募により選定することが有効であることを明らかにした。

2013年（平成25年）2月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12612　高橋 宏幸

目次

1. はじめに 1
2. エリアマネジメントの概要 2
   2.1. エリアマネジメントの定義および要素 2
   2.2. エリアマネジメントに関する政策の動向 3
   2.3. エリアマネジメント活動に関するアンケート調査 5
   2.4. 問題意識 7
3. エリアマネジメントの経済学的な意味および分析手法の検討 8
   3.1. エリアマネジメントの経済学的な意味 8
   3.2. 分析手法の検討 9
4. エリアマネジメントの効果に関する実証分析 10
   4.1. 実証分析の対象地区 10
   4.2. 推計モデル 11
   4.3. 使用データ 11
   4.4. 推定結果および考察 12
5. 地域住民等による公共施設管理の効果に関する実証分析 15
   5.1. 実証分析の対象施設 15
   5.2. 推計モデル 15
   5.3. 使用データ 16
   5.4. 推定結果および考察 17
6. まとめと政策提言 19

1. はじめに

「エリアマネジメント」とは、地域における良好な環境や地域の価値を維持・向上させるための、住民・事業主・地権者等による主体的な取組であり、具体的には、地域住民等が主体となった公共公益施設の管理、街並み保全、地域の防犯活動等を指す。都市の成長段階においては、行政が主体となった道路・公園・上下水道等の社会資本整備が重要であったが、都市の成熟段階では地域の課題も多様化しており、地域住民等が維持管理に主体的に関わっていく必要性が高まっている。

エリアマネジメントに関する先行研究としては、小林（2005）、新たな担い手による地域管理のあり方検討委員会（2007）、国土交通省土地・水資源局（2008）等があるが、先進的な取組の特徴を分類・整理したものにとどまっており、エリアマネジメントの効果についての定量的な分析はほとんど行われていない。このため、本稿ではこれまでに実施されたエリアマネジメントの効果をヘドニック・アプローチにより分析するとともに、典型的なエリアマネジメント活動である集会施設の管理について、管理団体の種別や選定方法に着目した実証分析を行い、改善方策について検討した。

分析の結果、エリアマネジメント活動のうち、一部の取組については十分な効果を上げておらず、地域の価値を高めることに寄与していないことを示した。また、エリアマネジメントの取組として集会施設の管理を公募によらずに自治会や NPO 等に委ねている例が多いが、管理団体を公募により選定することで、エリアマネジメント活動の効果を高めることができることを示した。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第 2 章においてエリアマネジメントの概要および国土交通省が行ったアンケート調査について整理する。第 3 章においてエリアマネジメントの経済学的な意味を整理し、エリアマネジメントの効果の分析手法について検討する。第 4 章ではこれまでに実施されたエリアマネジメントの効果について実証分析を行う。第 5 章では典型的なエリアマネジメント活動である集会施設の管理を対象に、管理団体の種別や選定方法に着目した実証分析を行う。第 6 章では本稿のまとめと政策提言を行う。

2. エリアマネジメントの概要

本章では、エリアマネジメントの定義および政策の動向を整理し、本研究で分析対象とした国土交通省のアンケート調査について概要を述べる。

2.1. エリアマネジメントの定義および要素

平成 20 年 3 月に国土交通省が策定した「エリアマネジメント推進マニュアル」では、エリアマネジメントを次のように定義している。

> 地域における良好な環境や地域の価値を維持・向上させるための、住民・事業主・地権者等による主体的な取り組み[1]

また、エリアマネジメントの要素を表 1 のように大別している。

表 1 エリアマネジメントの要素[2]

ⅰ）エリア全体の環境に関する活動	①地域の将来像・プランの策定・共有化	・地域の将来像・プランの策定 ・地域の将来像・プランに基づく新たな空間・機能の誘導　等
	②街並みの規制・誘導	・街並みに関するルールの策定 ・街並みに関するルールの運用　等
ⅱ）共有物・公物等の管理に関する活動	③共有物等の維持管理	・集会所等の共有施設の維持管理 ・広場・駐車場等の共有地の維持管理 ・ＣＡＴＶ等の共有設備の維持管理 ・公開空地等の共用空間の一体的な管理 ・生垣、外壁等の一体的な管理　等
	④公物（公園等）の維持管理	・集会所・コミュニティセンター等の公益施設の管理 ・公園や河川敷等の管理 ・道路や植栽等の管理　等
ⅲ）居住環境や地域の活性化に関する活動	⑤地域の防犯性の維持・向上	・防犯灯・防犯カメラ等の設置 ・地域内の巡回パトロール ・警備会社によるセキュリティシステムの導入　等
	⑥地域の快適性の維持・向上	・地域の美化活動の推進 ・地域の緑化活動の推進 ・迷惑駐車・駐輪の防止　等
	⑦地域のＰＲ・広報	・ホームページ、広報誌等による情報発信 ・地域に関するシンポジウム等のイベントの開催 ・地域のプロモートイベントの開催　等
	⑧地域経済の活性化	・地域の名産等の創出・生産 ・新たな企業・事業主・経営者のインキュベート
	⑨空家・空地等の活用促進	・空家・空地等を活用した生活支援等のビジネスの展開、施設の運営 ・空家等の修繕・斡旋 ・市民農園等の運営　等
	⑩地球環境問題への配慮	・ハードの整備による地球環境問題への対応 ・省資源化等のソフトの活動の展開 ・河川・里山等の自然的要素の整備・管理　等

（出所：国土交通省土地・水資源局『エリアマネジメント推進マニュアル』）

[1] 「良好な環境や地域の価値の維持・向上」には、快適で魅力に富む環境の創出や美しい街並みの形成、資産価値の保全・増進等に加えて、人をひきつけるブランド力の形成や安全・安心な地域づくり、良好なコミュニティの形成、地域の伝統・文化の継承等、ソフトな領域のものも含む。

[2] これらの取り組みと併せて、配食などの高齢者等への生活支援サービスやコミュニティバスの運営等のソフトの活動が行われる場合もある。

2.2. エリアマネジメントに関する政策の動向

住民による良好な居住環境の形成や地域の様々な担い手によるまちづくり活動など、エリアマネジメントに関連する施策の推進について、法律や国の定める計画等では次のように言及されている。

➢ 住生活基本法

平成 18 年 6 月、本格的な少子高齢化社会、人口・世帯減少社会の到来を控え、現在および将来における国民の豊かな住生活を実現するため、住生活基本法が制定された。本法律では、住宅単体のみならず居住環境を含む住生活全般の「質」の向上を図る観点から、「良好な居住環境の形成」を今後の住生活の安定確保および向上のための重要施策として位置づけ、良好な居住環境の形成に向けて、住民が住宅地のマネージメント活動に主体的に取り組むための環境整備を行うことを計画に定めている。

住生活基本法（平成 18 年法律第 61 号）（抄）

（良好な居住環境の形成）

第四条 住生活の安定の確保及び向上の促進に関する施策の推進は、地域の自然、歴史、文化その他の特性に応じて、環境との調和に配慮しつつ、住民が誇りと愛着をもつことのできる良好な居住環境の形成が図られることを旨として、行われなければならない。

住生活基本計画（全国計画）（平成 23 年 3 月 15 日閣議決定）（抄）

第 2　住生活の安定の確保及び向上の促進に関する目標並びにその達成のために必要な基本的な施策

目標 1　安全・安心で豊かな住生活を支える生活環境の構築

住宅の安全性、耐久性、快適性、エネルギーの使用の効率性その他の住宅の品質又は性能の維持及び向上と安全・安心で豊かさを実感できる居住環境の整備を進めるとともに、住生活の安心を支えるサービスが提供される環境の実現を図る。これにより、安全・安心で、かつ、地域の自然、歴史、文化その他の特性に応じて、住民が誇りと愛着を持つことができる、豊かな住生活を支える生活環境の構築を目指す。

④移動・利用の円滑化と美しい街並み・景観の形成

【基本的な施策】

○ 良好な居住環境の形成に向けて、住民が住宅地のマネージメント活動に主体的に取り組むための環境整備を行う。

➢ 国土形成計画

平成 17 年 7 月、これまでの「開発」を基調とした量的拡大を目指す計画を成熟社会型の計画に転換する観点から、国土総合開発法の全面改正が行われ、「国土形成計画法」が施行された。本法律に基づく国土形成計画（全国計画）では、多様な広域ブロックが自立的に発展する国土を構築し、美しく、暮らしやすい国土の形成を実現するため、「「新たな公」を基軸とする地域づくり」を戦略的目標の１つとして掲げている。

国土形成計画（全国計画）（平成 20 年 7 月 4 日閣議決定）（抄）

第１部 計画の基本的考え方

第３章 新しい国土像実現のための戦略的目標

第５節 「新たな公」を基軸とする地域づくり

人口減少、高齢化を始めとする経済社会情勢の変化が進展し、公共交通、医療、福祉などの社会的サービスの継続が困難となり、あるいは、従来以上にきめ細かな対応が必要となるなど、地域づくりを進める上で、様々な課題が生じている。

一方、生活の質の高さを求める意識変化が進む中で、個人、ＮＰＯ、企業等の民間主体の活動領域や活動形態も多様化、高度化し、それ自体が私的な利益にとどまらない公共的価値を創出するという状況が生まれている。

したがって、このような多様な民間主体を地域づくりの担い手ととらえ、それら相互が、あるいは、それらと行政とが有機的に連携する仕組みを構築することにより、地域の課題に的確に対応していくことの可能性が高まっている。

これらを踏まえ、多様な主体が協働し、従来の公の領域に加え、公共的価値を含む私の領域や、公と私との中間的な領域にその活動を拡げ、地域住民の生活を支え、地域活力を維持する機能を果たしていくという、いわば「新たな公」と呼ぶべき考え方で地域づくりに取り組んでいく。

➢ 都市再生本部決定

平成 13 年 5 月の発足以来、都市再生本部では、都市再生プロジェクトの決定・推進、都市再生特別措置法に基づく諸制度による民間都市開発投資の促進等を実施している。一方、各地における自主性と創意工夫を活かした都市再生を一層推進するためには、地域の具体的な課題解決のために地域が「自ら考え自ら行動する」ことが重要であるため、様々な担い手の力の向上、相互の連携の強化等を新たな課題として採り上げ、総合的な施策を展開している。

都市再生の担い手について（平成 18 年 7 月 4 日都市再生本部決定）（抄）

2. まちづくりの担い手の裾野の拡大

全国都市再生モデル調査の成果に見られるように、住民の意識を地域に向け、地域の環境整備やコミュニティ活動に対する関心を高め、まちづくり活動への参加を進めることは、地域の具体的な課題解決を行う上で欠かせないことである。

また、これまで行政が担ってきた「公」の分野の役割やその範囲にとどまらない新たなニーズについて、既存の枠組みにとらわれずに、地域の課題として取り組む担い手も増えてきており、地域の様々な担い手が、まちづくり活動に、自律、協働して、持続的に取り組めるよう、まちづくりの担い手の裾野を拡大し、こうした取組を一層促進することが必要である。

このため、まちづくり活動へ取り組む意欲を持った団体や、地域の居住環境の維持向上に継続して取り組もうとする団体等が、地域のまちづくり活動の担い手として十分に活動できるよう、関係法令等において、手続きや管理・運営への参画に係る位置づけの明確化等を検討する。

※例えば、都市計画法では、地権者のみならず、まちづくり推進活動を目的とする特定非営利活動法人などの一定の団体についても、都市計画決定等の提案ができることとされている。

➢　特定非営利活動促進法

平成 10 年 3 月、特定非営利活動を行う団体に法人格を付与すること等により、市民が行う自由な社会貢献活動としての特定非営利活動の健全な発展を促進することを目的として、特定非営利活動促進法が制定された。法人格を持つことによって、法人の名の下に取引等を行うことができるようになり、団体に対する信頼性も高まるというメリットがあり、平成 24 年 12 月末現在で約 47,000 の団体が法律に基づき認証されている。特定非営利活動法人のうち 4 割強が「まちづくりの推進」を活動分野に掲げており、まちづくり活動の担い手としての活躍が期待される。

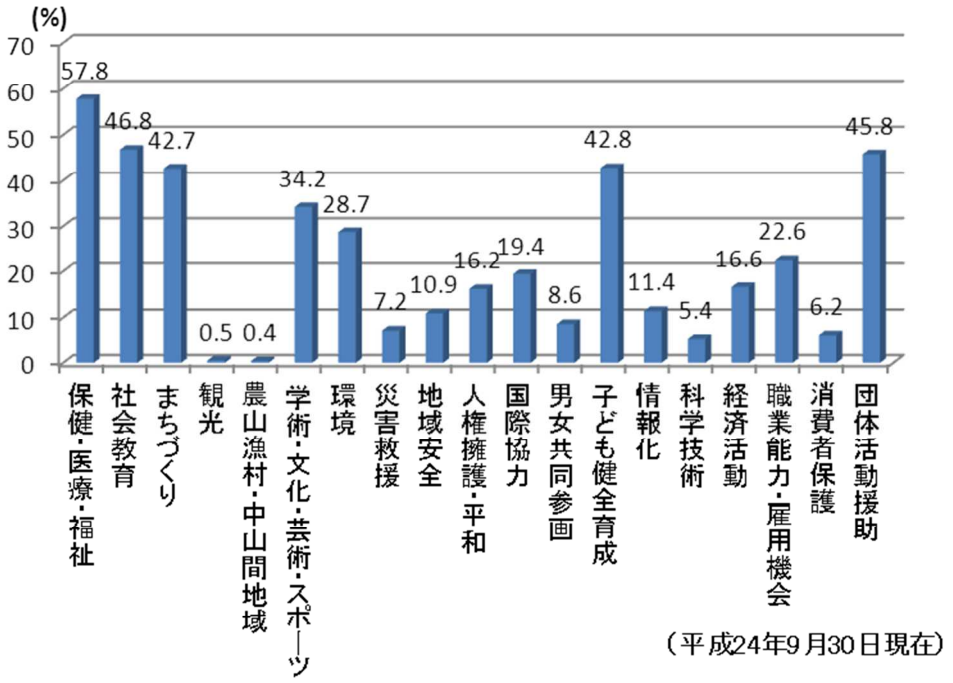


図 1　特定非営利活動法人の活動分野（複数回答）

（内閣府データをもとに筆者作成）

2.3.　エリアマネジメント活動に関するアンケート調査

平成 18 年 10 月、国土交通省が地方公共団体に対し、表 2 の要件を満たす地域管理・まちづくりの事例についてアンケート調査を行ったところ、全国 94 地区について回答があった。

表 2　アンケート調査の対象要件

① 特定の地区（住宅地、商業地、業務地等）を対象として、地区の住民や地権者、事業者等から構成される組織（＊1、2）が居住環境向上のために、地域管理・まちづくりに係る活動を主体的に実施していること。

② 地区の住民や地権者、事業者が組織の構成員として加わっていること（＊3）。

③ 原則として、

- 組織で公共施設、公益的施設※の維持管理（清掃活動、草花の植栽等簡易なものを除く。）を行っているか、又は、
- 構成員全員で共有又は共用している施設があること

※「公益的施設」には公益的な利用に供されている個人の資産も含む。

④ 組織の構成員が一定の自己負担を行っていること。

＊1：通常の自治会、商店街振興会、まちづくり公社等の財団法人、中心市街地活性化法に基づく協議会もしくはＴＭＯ（旧法）、市街地再開発法による市街地再開発組合や土地区画整理法による土地区画整理組合（準備組合を含む）、区分所有法に基づく団地管理組合を除く。

＊2：通常の自治会は除くが、自治会を基盤として、又は自治会そのものにおいて、特別のまちづくり活動・防犯活動等を行っている場合）は含む。また、区分所有法に基づく団地管理組合は除くが、任意の住宅地の管理組合は含む。

＊3：地区外の住民やまちづくり専門家、事業者等が構成員として加わっていてもよい。

アンケートで回答のあった地区の概要は表 3 のとおりである。

表 3　エリアマネジメント活動実施地区の概要（国土交通省データをもとに筆者作成）

地区面積	地区面積が 25ｈａ（500m 四方規模）未満のものが 34%。 地区面積が 400ｈａ（2km 四方規模）以上のものが 25%。
居住世帯数	居住世帯数の平均は 2120 世帯。201～1000 世帯の地区が 3 割強。 50 世帯以下の地区が 1 割弱、5000 世帯超の地区が 1 割強。
地区の性格 （複数回答）	住宅地を含む地区が 68%で最も多い。 商業地を含む地区 35%。農地や山林地を含む地区は 44%。
組織の設立年	2001～2005 年に設立された組織が 45%で最も多い。 1985 年以前に設立された組織も 1 割弱ある。
組織の規模	組織の構成員が 50～100 人の地区が 30%。 組織の構成員は 20 人以下の地区が 18%。 構成員 1000 人超の組織（28%）では、地域内の住民のほぼ全員が構成員となっているものが多い。
組織の構成員 （複数回答）	地区内住民を構成員とする地区は 91%。 地区内地権者、地区内事業者も入れると、地区内関係者を組織の構成員とする地区は 96%。
組織の法的位置づけ	組織の法的位置づけがない任意団体が 78%。 NPO 法人が 12%。その他の組織形態は 11%。

注）未回答の地区は母数から除いて集計している。

また、アンケートで回答のあったエリアマネジメント組織の活動内容は、図 2 のとおりである。

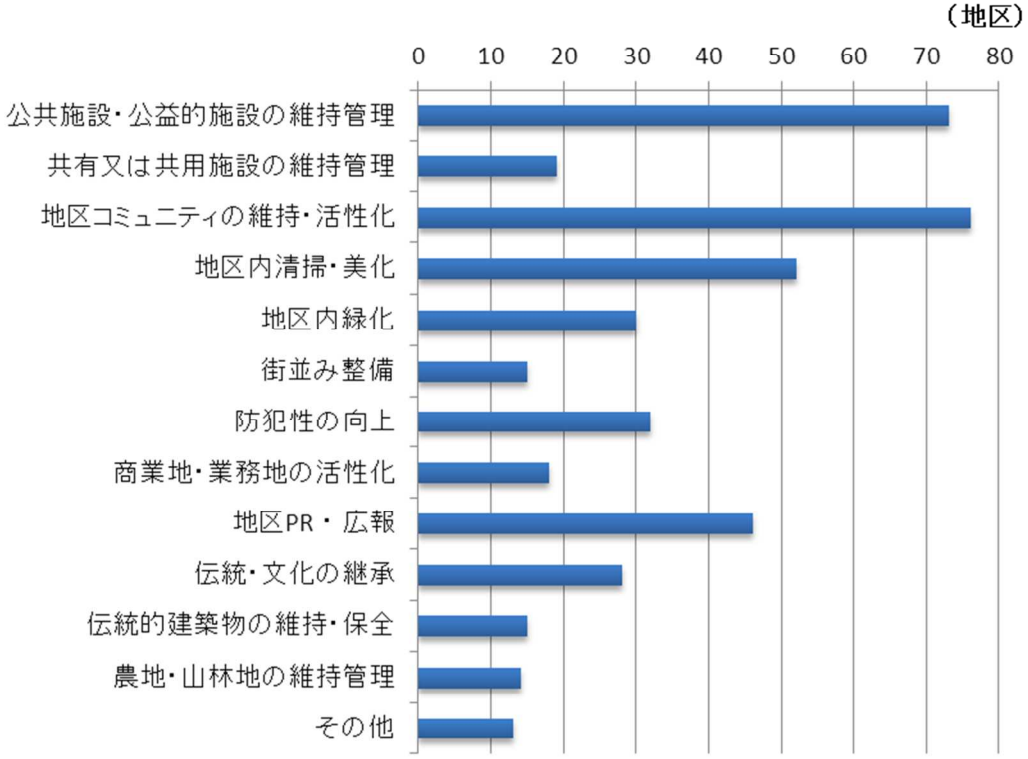


図 2　エリアマネジメント組織の活動内容（複数回答）

（国土交通省データをもとに筆者作成）

2.4.　問題意識

以上のように、エリアマネジメント活動として、集会所、コミュニティセンター、公園、植栽等の公共公益施設の維持管理、街並みの修景・保全、地域内の防犯パトロール、清掃・美化活動、地域ＰＲ・広報など様々な取組が行われているところであるが、これまでその効果について定量的な分析はほとんど行われていない。

そこで、本稿では次のような問題意識を持ち、研究を行った。

① エリアマネジメント活動のうち、一部のものについては十分な効果を上げておらず、地域の価値を高めることに寄与していないのではないか。
② エリアマネジメント活動として、集会所･コミュニティセンターの管理を自治会や NPO 等に委ねている例が多いが、改善する余地があるのではないか。

3. エリアマネジメントの経済学的な意味および分析手法の検討

本章では、エリアマネジメントの経済学的な意味について整理し、エリアマネジメントの効果の分析手法について検討する。

3.1. エリアマネジメントの経済学的な意味

マンキュー（2005）によれば、国防などのように、人々がその財を使用できないようにすることができない（非排除性）、ある人がその財を使用することによって他の人がその財を利用できる量が減少しない（非競合性）といった特別な性質を持つ財は「公共財」と呼ばれる。公共財は、誰かがその財を供給すれば便益を得ることができるため、人々が支払いを避けようとし、民間市場ではうまく供給することができない（フリーライダー問題）。このような財について、人々の総便益が総費用を上回る場合には、政府が税収を使って供給することで、厚生を改善することが可能である。

エリアマネジメント活動は、集会施設や公園等の公共施設を対象として行われることが多い。これらの施設は、便益が特定の地理的な範囲に限定される公共財であるため、「地方公共財」と呼ばれる。地方公共財もフリーライダー問題が生じるため、一般的には地方政府が税収を使って供給することが必要である。しかしながら、住民ニーズが多様化する中で、地方政府が地域住民の選好を十分に把握できるとは限らず、図 3 のように政府の失敗により最適な公共財の量に比べて供給量が過小または過大となる可能性がある。

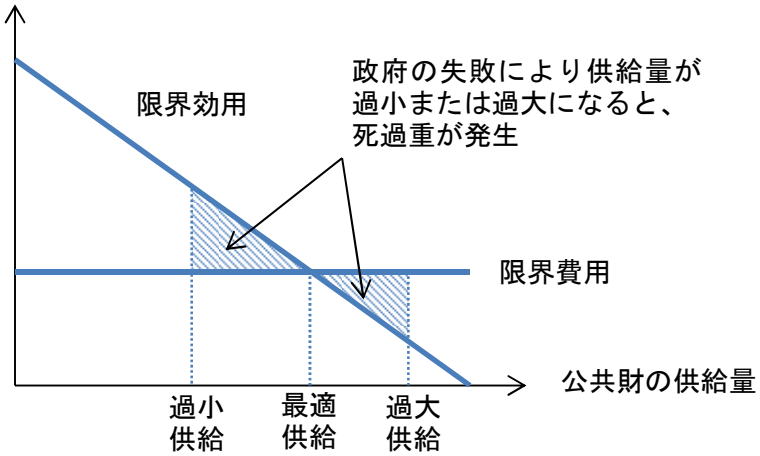


図 3　地方公共財の供給における政府の失敗

このような政府の失敗に対して、一般的には供給量の改善を地方政府に申し出ることが考えられるが、供給量が過小である場合には、地域住民等が自ら団体を設立し、地方政府による公共財の供給を補完することも考えられる。すなわち、エリアマネジメント活動のうち、地域住民等による公共施設の維持管理は、図 4 のように地方公共財の供給量を地域のニーズに合った最適な状態にしようとする取組であると言える。

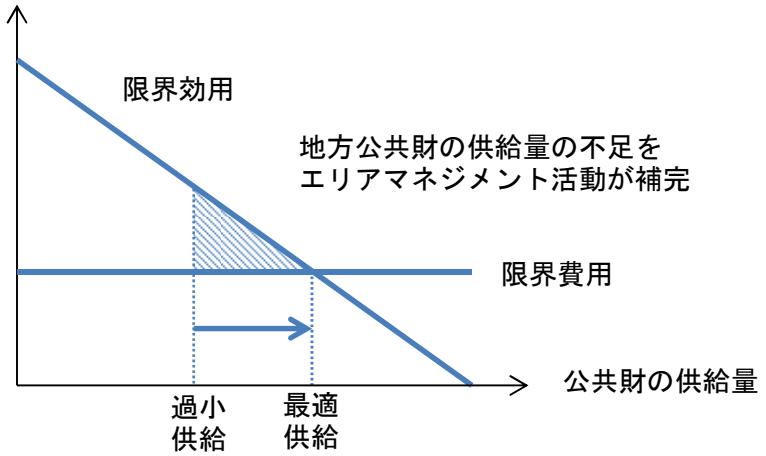


図 4　エリアマネジメント活動による地方公共財の供給

3.2.　分析手法の検討

通常の財・サービスには価格がついているため、価格情報を用いて価値を計測することが可能である。しかしながら、社会資本などの財については、市場で直接取引されないため、価格によってその価値を計測することができない。肥田野（1997）によれば、このような非市場財の価値を計測する代表的な手法として、仮想市場法（ＣＶＭ）やヘドニック・アプローチなどがある。

仮想市場法は人々に直接、支払意志額を尋ねることで非市場財の価値を求めようとする手法であり、仮想的な財、状況でも評価可能というメリットがある。一方、質問の仕方によって回答が変わりうるという性質があり、客観性を確保するために十分な注意が必要とされる。

ヘドニック・アプローチは、評価可能な環境質や社会資本が、市場に影響が認められるものに限られることや、現存しない環境やサービスについて評価することができないという面はあるものの、プロジェクトの規模が小さい場合や影響範囲が狭い場合には、総便益を計測可能であるというメリットがある。また、地価を被説明変数とするため、客観性、継続性等の観点から優れている。

エリアマネジメント活動は、比較的狭いエリアで行われるもので、プロジェクトの規模は大きくない。このため、環境条件の違いが地価に帰着するというキャピタリゼイション仮説（資本化仮説）[3]など、いくつかの仮定は置く必要があるものの、総便益の評価手法としてヘドニック・アプローチを適用することが適当と考えられる。

---

[3] キャピタリゼイション仮説（資本化仮説）について
地方公共財の便益が家計や企業に帰着するとすれば、地域間の自由な住民移動と自由な企業参入によって地方公共財が充実した地域の需要が増大し、地価の上昇を引き起こす。その結果、便益については全て土地所有者に帰着することになる。（中川（2008）ほか）

4. エリアマネジメントの効果に関する実証分析

本章では、これまでに実施されたエリアマネジメントの効果について、ヘドニック・アプローチにより実証分析を行う。

4.1. 実証分析の対象地区

平成 18 年に国土交通省が実施したアンケート調査で地方公共団体から回答のあった 94 地区のうち、エリアマネジメント活動の開始前後において活動区域内外に地価ポイントのあるものを対象とする。分析対象地区を多くするため、地価ポイントについては、地価公示の標準地および都道府県地価調査の基準地の両方を分析対象とした。この要件に基づき、対象地区を抽出したところ､アンケートで回答のあった 94 地区のうち 36 地区が該当した。

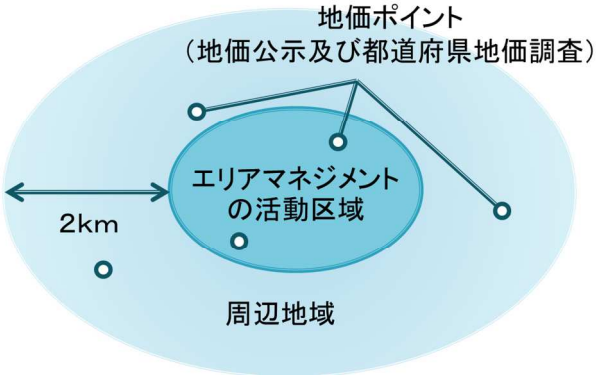


図 5　分析対象の地価ポイント（イメージ）

分析対象地区の性格は表 4、活動内容は表 5 のとおりである。

表 4　分析対象地区の性格

住宅地	商業業務地	住商混在地	農村地	その他
11 地区	4 地区	15 地区	3 地区	3 地区

表 5　分析対象地区の活動内容[4]

公共公益施設の管理　27 地区			街並み保全[5]	防犯対策	その他の取組[6]
集会施設	緑地	観光施設	12 地区	11 地区	25 地区
17 地区	7 地区	3 地区			

4 複数の活動をしている地区があるため、合計は地区数に一致しない。
5 街並み整備または伝統的建築物の維持・保全を行っているもの
6 地区内清掃・美化、地区 PR・広報、農地・山林地の維持管理等を行っているもの

4.2. 推計モデル

本分析では、エリアマネジメント活動の開始前後の状況を比較するため、それぞれの地区ごとに活動開始5年前から活動開始5年後までの原則として10年分の地価を分析対象とした。なお、時間を通じて変化しない変数の影響も分析対象とするため、変量効果モデルを用いている。

$$\ln LP_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{6} \beta_{1j} Act_{ijt} + \beta_2 Dist_i + \sum_{j=1}^{6} \beta_{3j} Act_{ijt} \times Dist_i + \sum_{k=1}^{52} \beta_{4k} X_{ikt} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 LP_{it} は、住宅地の地価（円／㎡）の自然対数値を用いた。i は地価ポイント、t は年次を表している。地価ポイントは、エリアマネジメント活動の内容を踏まえ、活動区域から2ｋｍまでの範囲を対象にした。ACT_{ijt} はエリアマネジメント活動の前後を表すダミー変数であり、集会施設管理、緑地管理、観光施設管理、街並み保全、防犯対策、その他の取組の 6 区分としている。エリアマネジメント組織の設立年を活動開始時点と考え、活動開始前は0、活動開始後は1としている。データの制約上、各地区における活動はエリアマネジメント組織の設立年から始まったものと仮定している。$Dist_i$ は各地価ポイントからエリアマネジメントの活動区域までの距離（km）である。活動区域内の地価ポイントでは距離を0としている。$ACT_{ijt} \times Dist_i$ はエリアマネジメント活動と、地価ポイントから活動区域までの距離の交差項であり、エリアマネジメント活動の周辺地域への影響を推計することを目的としている。X_{ikt} はコントロール変数であり、年次を表すダミー変数、県を表すダミー変数、地価の種類（公示価格または基準地の標準価格）を表すダミー変数、地価ポイントの立地や特徴を表す説明変数を用いている。立地や特徴を表すダミー変数としては、地積（㎡）、建蔽率（%）、容積率（%）、ガス供給、下水道供給を表すダミー変数、用途地域の種別（住居系、商業系、工業系、その他）を表すダミー変数、最寄り駅からの距離（km）、都心からの距離（km）を用いている。β_0 ～β_{4k} は推計されるパラメーター、δ_i は変量効果、ε_{it} は誤差項を表す。

上記の推計式による基本モデルの他、交差項を含まないモデル、周辺地域のみの地価ポイントを対象としたモデルの3種類のモデルで分析を行った。

4.3. 使用データ

地価データは、国土数値情報ダウンロードサービス（国土交通省国土政策局国土情報課）に掲載された昭和58年（1983年）から平成23年（2011年）の地価公示および都道府県地価調査のデータを用いた。地積、建蔽率、容積率、ガス供給、下水道供給、用途地域の種別、最寄り駅からの距離については本データに付随するものを用いた。都心からの距離はArcGIS（ESRI社）を用いて、地価ポイントから都心（三大都市圏については県に応じて東京、名古屋、大阪。その他の県については県庁の最寄り駅）までの直線距離を算出した。エリアマネジメント組織の活動内容、活動開始時期は、国土交通省によるアンケート調査の回答を用いた。活動区域の範囲は、アンケート調査の回答をもとに原則として町丁目レベルで設定した。なお、エリアマネジメント組織のホームページ等により、詳細な活動区域がわかる場合にはそれに従うこととした。活動区域からの距離は、ArcGISを用いて地価ポイントから活動区域までの直線距離を算出した。基本統計量を表 6 に示す。

表 6　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（地価（円／㎡））	6648	11.81229	0.74994	8.47637	14.82711
地積（㎡）	6648	226.44	186.0611	60	5031
建蔽率（%）	6648	41.65463	23.28001	0	80
容積率（%）	6648	152.4519	77.31876	0	500
ガス供給ダミー	6648	0.71209	0.45282	0	1
下水道供給ダミー	6648	0.83529	0.37095	0	1
住居系用途地域ダミー	6648	0.96721	0.17811	0	1
商業系用途地域ダミー	6648	0.00181	0.04245	0	1
工業系用途地域ダミー	6648	0.00030	0.01734	0	1
最寄り駅からの距離（km）	6648	2.04452	1.91850	0.15	13
都心からの距離（km）	6648	32.58363	37.6847	1.08744	187.5327
公示価格ダミー	6648	0.63959	0.48016	0	1
集会施設管理ダミー	6648	0.18773	0.39052	0	1
緑地管理ダミー	6648	0.18532	0.38859	0	1
観光施設管理ダミー	6648	0.03024	0.17125	0	1
街並み保全ダミー	6648	0.14937	0.35648	0	1
防犯対策ダミー	6648	0.18487	0.38822	0	1
その他の取組ダミー	6648	0.36312	0.48093	0	1
活動区域からの距離（km）	6648	1.02039	0.62032	0	1.99723
集会施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.16393	0.44063	0	1.99543
緑地管理ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.20632	0.49915	0	1.99464
観光施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.03725	0.23148	0	1.99718
街並み保全ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.17503	0.47714	0	1.99718
防犯対策ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.19146	0.48648	0	1.99464
その他の取組ダミー×活動区域からの距離（km）	6648	0.37866	0.62232	0	1.99464

4.4.　推定結果および考察

推定結果を表 7 に示す。

基本モデルの推定結果より、集会施設管理、観光施設管理、防犯対策が活動区域内の地価を引き上げる傾向が見られた。これまでに実施された活動が効果を上げていると言える。緑地管理については緑地管理ダミーの係数がプラスではあるものの、10%の水準で統計的に有意とならなかったことから、活動区域内への効果は限定的であると言える。街並み保全、その他の取組については、活動に伴って活動区域内の地価が下がる傾向が見られた。エリアマネジメント活動と、地価ポイントから活動区域までの距離の交差項は、緑地管理を除き、それぞれの活動に係るダミー変数の係数と符号が逆になっており、活動区域からの距離が大きくなるにしたがって、活動の影響・効果が小さくなる傾向が見られた。

交差項を含まないモデルによって活動区域内および活動区域から 2ｋｍまでの周辺地域の地価に与える平均的な効果を推計したところ、緑地管理、観光施設管理、防犯対策が地価を引き上げる傾向が見られた。周辺地域の地価ポイントのみを対象としたモデルでも同様の傾向が見られたことから、エリアマネジメント活動の効果が周辺地域にスピルオーバーしていると考えられる。一方、街並み保全、その他の取組の周辺地域への効果を推計したところ、活動区域内同様、活動に伴って地価が下がる傾向が見られた。

表 7　推定結果

推計モデル	(1) 基本モデル		(2) 交差項なしモデル		(3) 周辺地域のみモデル	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
地積（㎡）	0.00018 [0.00003]	***	0.00019 [0.00003]	***	0.00052 [0.00005]	***
建蔽率（%）	0.00031 [0.00008]	***	0.00036 [0.00008]	***	0.00042 [0.00008]	***
容積率（%）	0.00050 [0.00004]	***	0.00047 [0.00004]	***	0.00047 [0.00004]	***
ガス供給ダミー	0.01325 [0.00660]	**	0.01161 [0.00664]	*	0.00388 [0.00690]	
下水道供給ダミー	-0.01709 [0.00749]	**	-0.01950 [0.00751]	***	-0.02480 [0.00784]	***
住居系用途地域ダミー	0.88586 [0.05236]	***	0.89328 [0.05298]	***	0.98014 [0.06207]	***
商業系用途地域ダミー	1.29276 [0.17188]	***	1.30825 [0.17399]	***	1.09761 [0.17446]	***
工業系用途地域ダミー	0.74537 [0.24178]	***	0.72724 [0.24471]	***	0.89857 [0.24184]	***
最寄り駅からの距離（km）	-0.03084 [0.00274]	***	-0.03028 [0.00276]	***	-0.03253 [0.00296]	***
都心からの距離（km）	-0.01405 [0.00090]	***	-0.01413 [0.00091]	***	-0.01526 [0.00093]	***
公示価格ダミー	0.04601 [0.01724]	***	0.04636 [0.01746]	***	0.03987 [0.01794]	**
集会施設管理ダミー	0.02104 [0.00692]	***	-0.00652 [0.00460]		-0.01127 [0.00487]	**
緑地管理ダミー	0.00371 [0.00917]		0.01920 [0.00528]	***	0.02385 [0.00552]	***
観光施設管理ダミー	0.05812 [0.01871]	***	0.02647 [0.00827]	***	0.03108 [0.00834]	***
街並み保全ダミー	-0.07289 [0.00920]	***	-0.02127 [0.00493]	***	-0.02232 [0.00521]	***
防犯対策ダミー	0.05682 [0.00891]	***	0.02193 [0.00504]	***	0.02032 [0.00526]	***
その他の取組ダミー	-0.03132 [0.00735]	***	-0.01578 [0.00430]	***	-0.01661 [0.00446]	***
活動区域からの距離（km）	0.09556 [0.01368]	***	0.09485 [0.01378]	***	0.04167 [0.01568]	***
集会施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.02886 [0.00551]	***				
緑地管理ダミー×活動区域からの距離（km）	0.01804 [0.00707]	**				
観光施設管理ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.02999 [0.01408]	**				
街並み保全ダミー×活動区域からの距離（km）	0.04847 [0.00746]	***				
防犯対策ダミー×活動区域からの距離（km）	-0.03569 [0.00722]	***				
その他の取組ダミー×活動区域からの距離（km）	0.01226 [0.00608]	**				
年次ダミー（省略）						
県ダミー（省略）						
定数項	10.09145 [0.06058]	***	10.08252 [0.06128]	***	9.98495 [0.07214]	***
観測数	6648		6648		6036	
決定係数（within）	0.7566		0.7525		0.7540	

注）***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

街並み保全活動に伴い、活動区域内および周辺地域の地価が下がった理由について考察する。地価が下がっている要因として、次の可能性が考えられる。

（ア）　街並み保全活動によって、活動区域内外の環境が悪化している。

（イ）　地域でまちづくりに関するルールを共有したことで、地域住民の負担が生じ、まちづくりに関するルールを守ることで実現される便益を負担が上回っている。

（ウ）　街並み保全活動が行われる地域は、開発等により街並みが崩れつつある地域である蓋然性が高い。街並み保全活動をしているものの、開発等による負の外部性に見合う十分な効果を上げるには至っていない。

街並み保全活動は、老朽化した町家の NPO の活動拠点への改修や、古い街並みに合う塀への改修等が主であり、（ア）のように活動に伴って活動区域内外の環境が悪化することは考えにくい。また、一部の地域で（イ）のようにまちづくりに関するルールを共有しているが、地域の将来ビジョンなどのレベルにとどまっており、いわゆる紳士協定に過ぎないことから地域住民の負担が地価に反映されているとは考えにくい。これらのことから考えると、（ウ）のように、街並み保全活動をしているものの、取組が十分な効果を上げるには至っていない可能性が高いと考えられる。

なお、エリアマネジメント推進マニュアル（国土交通省土地・水資源局（2008））においても、地域の様々な課題への対応がエリアマネジメント活動の契機となりうることが述べられており、街並みの混乱、質の低下が起きている地域で街並み保全活動が実施されている例が多いと考えられる。

次に、緑地管理について、周辺地域では地価を引き上げる効果があったにもかかわらず、活動区域内では限定的な効果であった理由について考察する。活動区域内で限定的な効果であった要因として、次の可能性が考えられる。

（ア）　主に地域外の住民が利用する緑地であるため、活動区域内の便益をほとんど上昇させていない。

（イ）　緑地が適切に管理された結果、来訪者が増え、迷惑行為等も一定程度発生している。このため、緑地管理による便益が迷惑行為等による負の外部性によって打ち消されている。

維持管理が行われている緑地の中には、地域外の住民が多数来訪すると考えられるものもあるが、地域内の住民の利用が排除されているわけではない。このことから、（イ）のように、来訪者が増えることによる負の外部性によって、緑地管理の便益が打ち消されている可能性の方が高いと考えられる。

また、集会施設管理については、活動区域内で地価を引き上げる効果があったにもかかわらず、周辺地域では地価を引き下げる傾向が見られた。周辺地域の地価が引き下げられた要因として、次の可能性が考えられる。

（ア）　集会施設の管理サービスが、主に活動区域内の住民向けに行われることにより、結果的に周辺地域住民の利便性が低下している。

（イ）　活動区域内の利便性が向上することにより、相対的に周辺地域の魅力が減少し、金銭的外部性により地価を引き下げている。

（ア）、（イ）どちらの可能性も考えられるが、集会施設の規模がそれほど大きくなく、市場に与える影響は限定的と考えられることから、（ア）の可能性の方が高いと考えられる。

なお、いずれのモデルでも、エリアマネジメント活動の有無に関わらず、活動区域からの距離が大きくなるにしたがって地価が上昇する傾向が見られた。これは、住宅地の地価としては中心地よりも周辺地域の方が高い商業業務地や住商混在地が分析対象地区に含まれていることが要因であると考えられる。

また、その他のコントロール変数の推定結果については概ね妥当であった。

5. 地域住民等による公共施設管理の効果に関する実証分析

集会所・コミュニティセンターは全国に多数あるが、エリアマネジメント活動として国土交通省によるアンケート調査に回答されたものはごく一部に過ぎない。このため本章では、指定管理者制度を導入している集会所・コミュニティセンターのうち、一定の要件を満たす全てのものを分析対象とすることで、典型的なエリアマネジメント活動である地域住民等による公共施設管理の改善方策について検討する。

5.1. 実証分析の対象施設

神奈川県内[7]の集会所・コミュニティセンターのうち、2006 年 4 月時点で指定管理者制度により管理されている施設を対象とする。エリアマネジメント活動によって管理されている集会施設は比較的小規模なものが多いことから、延床面積が 1000 ㎡未満のものを対象とした。また、他の施設の影響を排除するため、合築されているものは除外した。この結果、対象施設は 111 施設となった。集会施設の規模等を踏まえ、施設から 2km の範囲の地価ポイントを分析対象とした。

なお、指定管理者制度が導入されている施設は、管理内容等が明文化されており、委託によって管理されている施設に比べて管理方法にばらつきが少ないと考えられることから、分析対象として適切と判断した。

5.2. 推計モデル

指定管理者制度導入から一定期間経過後に効果が見られる可能性も踏まえ、2007～2010 年の 4 年間の公示価格を分析対象とした。なお、時間を通じて変化しない変数の影響を分析するため、変量効果モデルを用いている。

$$\ln LP_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{3\ or\ 5} \beta_{1j} Org_{ij} + \beta_2 Pub_i + \sum_{k=1}^{12} \beta_{3k} X_{ikt} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

被説明変数 LP_{it} は、住宅地の地価（円／㎡）の自然対数値を用いた。i は地価ポイント、t は年次を表している。Org_{ij} は管理団体の種別を表すダミー変数である。推計モデルによって、3 種類または 5 種類のダミー変数を用いている。Pub_i は管理団体の選定時における

[7] 2006 年に財団法人地方自治総合研究所が都道府県地方自治研究センター・研究所の協力により実施した「指定管理者制度の導入状況に関する調査」のうち、指定管理者制度導入施設および指定管理者の名称、選定時における公募の有無等の個別データが公表されている神奈川県の施設を対象とした。

公募の有無を示すダミー変数である。X_{ikt} はコントロール変数であり、年次を表すダミー変数のほか、地価ポイントの立地や特徴を表す説明変数として地積（㎡）、建蔽率（%）、容積率（%）、ガス供給、下水道供給を表すダミー変数、最寄り駅からの距離（km）、東京駅からの距離（km）、集会施設からの距離（km）、集会施設の特性を表す説明変数として集会施設の延床面積（㎡）を用いている。$\beta_0 \sim \beta_{3k}$ は推計されるパラメーター、δ_i は変量効果、ε_{it} は誤差項を表す。

団体種別に着目したモデル、公募の有無に着目したモデル、団体種別と公募の有無を組み合わせたモデルの３つのモデルで分析を行っている。

5.3. 使用データ

地価データは、国土数値情報ダウンロードサービス（国土交通省国土政策局国土情報課）に掲載された平成 19 年（2007 年）から平成 22 年（2010 年）の地価公示のデータを用いた。地積、建蔽率、容積率、ガス供給、下水道供給、最寄り駅からの距離については本データに付随するものを用いた。東京駅からの距離は ArcGIS を用いて、地価ポイントから東京駅までの直線距離を算出した。管理団体の種別、公募の有無は、公益社団法人神奈川県地方自治研究センターのホームページに掲載された『指定管理者制度の導入状況に関する調査報告書』に付随している指定管理者導入施設一覧を用いた。集会施設の延床面積、合築の有無については、市町村等のホームページ上に公表されているものを用いた。集会施設からの距離は、ArcGIS を用いて地価ポイントから集会施設の位置までの直線距離を算出した。なお、集会施設の位置は、集会施設の名称から市町村等のホームページにより住所を特定し、Google マップを用いて座標を作成した。基本統計量を表 8 に示す。

表 8　基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（地価（円／㎡））	1397	12.18001	0.27394	11.41311	13.12236
地積（㎡）	1397	185.418	57.92262	72	429
建蔽率（%）	1397	52.90623	7.34928	40	80
容積率（%）	1397	130.6872	54.46891	60	300
ガス供給ダミー	1397	0.75805	0.42842	0	1
下水道供給ダミー	1397	0.96707	0.17851	0	1
最寄り駅からの距離（km）	1397	1.33649	1.08379	0.1	7
東京駅からの距離（km）	1397	36.79551	10.06223	15.90791	76.32767
集会施設からの距離（km）	1397	0.77631	0.46324	0.03370	1.99957
集会施設の延床面積（㎡）	1397	452.8316	252.0838	65	944
株式会社ダミー	1397	0.03006	0.17083	0	1
NPO ダミー	1397	0.05226	0.22262	0	1
任意団体ダミー	1397	0.77738	0.41615	0	1
公募ダミー	1397	0.45240	0.49791	0	1
株式会社（公募）ダミー[8]	1397	0.03006	0.17083	0	1
広域で活動する NPO 等[9]（公募）ダミー	1397	0.38368	0.48646	0	1
地域内で活動する NPO 等（公募）ダミー	1397	0.02434	0.15415	0	1
地域内で活動する NPO 等（非公募）ダミー	1397	0.42162	0.49400	0	1
自治会・町内会（公募）ダミー	1397	0.01432	0.11883	0	1

8 株式会社、広域で活動する NPO 等は、全て公募により選定されているため、非公募のダミー変数はない。団体の活動区域が、区よりも小さいエリアであるものを「地域内で活動する」団体と定義して分析を行った。

9 NPO または組織の法的位置づけがない任意団体を表す。

5.4. 推定結果および考察

推定結果を表 9 に示す。

表 9　推定結果

推計モデル	(1) 団体種別モデル		(2) 公募有無モデル		(3) 団体種別・公募有無モデル	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
地積（㎡）	0.00089 [0.00014]	***	0.00087 [0.00014]	***	0.00091 [0.00014]	***
建蔽率（%）	-0.00424 [0.00229]	*	-0.00353 [0.00227]		-0.00384 [0.00221]	*
容積率（%）	0.00051 [0.00031]		0.00030 [0.00031]		0.00048 [0.00030]	
ガス供給ダミー	0.01657 [0.00586]	***	0.01806 [0.00588]	***	0.01688 [0.00586]	***
下水道供給ダミー	0.00384 [0.01277]		0.01032 [0.01285]		0.00168 [0.01289]	
最寄り駅からの距離（km）	-0.01636 [0.00453]	***	-0.02056 [0.00448]	***	-0.01702 [0.00451]	***
東京駅からの距離（km）	-0.01618 [0.00159]	***	-0.01911 [0.00130]	***	-0.01711 [0.00167]	***
集会施設からの距離（km）	-0.04297 [0.02003]	**	-0.04834 [0.02033]	**	-0.03589 [0.01987]	*
集会施設の延床面積（㎡）	-0.00002 [0.00006]		-0.00014 [0.00004]	***	-0.00007 [0.00005]	
株式会社ダミー	0.22514 [0.06756]	***				
NPO ダミー	0.17264 [0.06452]	***				
任意団体ダミー	0.16450 [0.03461]	***				
公募ダミー			0.04410 [0.02353]	*		
株式会社（公募）ダミー					0.18994 [0.06685]	***
広域で活動する NPO 等（公募）ダミー					0.14188 [0.04202]	***
地域内で活動する NPO 等（公募）ダミー					0.38807 [0.05976]	***
地域内で活動する NPO 等（非公募）ダミー					0.12450 [0.03369]	***
自治会・町内会（公募）ダミー					-0.10100 [0.08144]	
年次ダミー（省略）						
定数項	12.66130 [0.13885]	***	12.94664 [0.11768]	***	12.71772 [0.13616]	***
観測数	1397		1397		1397	
決定係数（within）	0.7017		0.7001		0.7014	

注）***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

団体種別に着目したモデルでは、自治会・町内会による管理を基準とし、株式会社、NPO、法人格のない任意団体による管理の効果を推計している。推計結果から、株式会社、NPO、任意団体が集会施設の管理をすることで、地価が引き上げられる傾向が見られた。株式会社、NPO、任意団体が集会施設を効率的・効果的に管理することで住民の利便性が向上していると考えられる。

なお、株式会社ダミーの係数が、NPO や任意団体のダミーよりもやや高い傾向が見られたため、NPO による管理を基準として追加的な分析を行ったが、株式会社ダミーと NPO ダミーの係数の差について統計的に有意な結果は得られなかった。[10]

株式会社、NPO、任意団体による管理と、自治会や町内会による管理で効果に違いが見られた理由について考察する。指定管理者制度導入前の管理委託先を確認したところ、指定管理者が自治会・町内会の施設では、全て指定管理者と同一の自治会・町内会が従前の管理者となっていた。これに対して、指定管理者が株式会社、NPO の施設では、全て指定管理者と異なる団体が従前の管理者であった。このことから、自治会・町内会が管理する集会施設では、指定管理者制度導入後も従前の管理方法を大きく変更していないのに対し、株式会社や NPO は地域のニーズに合わせて従前の管理内容や方法を適宜見直し、効率的・効果的な管理を行っていることが考えられる。

なお、任意団体については、従前の管理者と同一の団体が指定管理者として選定されている施設が多かったが、3 割程度の団体は公募によって選定されていた。このため、管理団体は同じでも管理内容等を一部見直している施設も少なくないと考えられ、株式会社や NPO による管理同様、自治会や町内会による管理と効果に差が生じたと推察される。また、今回分析対象とした施設では、地域内で活動する NPO 等のうち公募で選定されたものについて特に高い効果が見られた。地域内で活動する NPO 等が地域のニーズに即した維持管理を行うことで、住民の利便性が向上していることが示唆される。

公募の有無に着目したモデルの推計結果から、公募によって選定された団体が集会施設の管理をすることで、地価が引き上げられる傾向が見られた。また、管理団体の種別と公募の有無を組み合わせたモデル[11]の推計結果から、公募によって選定された株式会社、広域で活動する NPO 法人等、地域内で活動する NPO 法人等が管理することで、地価が引き上げられる傾向が見られた。地域内で活動する NPO 法人等が公募によらずに選定された場合にも地価が引き上げられる傾向にあるものの、公募による場合と比べると効果は相当程度小さくなる傾向が見られた。公募が効率的・効果的な管理を行う団体の選定に重要な役割を果たしていると言える。

公募により選定された団体による管理が、効率的・効果的に行われている理由を考察する。管理団体が公募により選定される場合、事業の安定性などのほか、効率性や質の高い事業を行うための工夫についても選定時の評価の対象になっていることが多い。これにより、公募に応募してきた団体の中で、より効率的・効果的な管理を行う団体が選定されていると考えられる。なお、自治会・町内会については、公募により選定されたものとそうでないもので統計的に有意な差が見られなかったが、具体的な選定状況を確認したところ 1 団体のみの申請であったものが選定されていることがわかった。このことから、公募のメリットが十分に発揮されなかったものと考えられる。

また、その他のコントロール変数の推定結果については概ね妥当であった。

---

10 団体種別を表すダミー変数を株式会社、任意団体、自治会・町内会の 3 種類にして分析したが、株式会社ダミーの係数について 10%の水準で統計的に有意な結果は得られなかった。

11 団体種別・公募有無モデルでは、公募によらずに選定された自治会・町内会による管理を基準とした効果を推計している。

6. まとめと政策提言

本稿では、これまでに実施されたエリアマネジメントの効果について実証分析を行うとともに、典型的なエリアマネジメント活動である集会施設の管理について、管理団体の種別や選定方法に着目した実証分析を行った。

エリアマネジメントの効果に関する実証分析の結果から、これまでに行われたエリアマネジメント活動のうち、一部の取組については十分な効果を上げておらず、地域の価値を高めることに寄与していないことが示された。公的主体として政策を立案・推進していく場合には、施策の効果の有無や大小について見極めることが重要であり、効果が十分でないものについては取組内容や公的主体の関与について見直し等を行っていくことが必要である。

また、エリアマネジメント活動のうち、一部のものについては公的助成が行われているが、資源配分の効率性の観点から公的主体による市場介入が正当化されるのは、いわゆる「市場の失敗」がある場合に限られる（福井（2007））ことに留意すべきである。エリアマネジメント活動の場合には、活動の実施主体以外に外部便益が及ぶ場合に、その外部便益の範囲内でのみ公的助成が正当化されるため、費用便益分析などの手法を用いて外部便益とコストを比較した上で、施策を実施していくことが必要である。

集会施設の管理団体の種別、選定方法に着目した分析では、公募により選定された団体が効率的・効果的な管理を行っていることが示された。これまでに実施されているエリアマネジメントでは、集会施設の管理を公募によらずに自治会やNPO等に委ねている例が多いが、管理団体を公募により選定することでエリアマネジメントの効果を高めることが可能である。なお、地域内で活動するNPO等は数が限られているため、効率的・効果的な運営を行う団体を選定するためには、公募の際に団体の活動区域などについて限定的な条件をつけないことが重要である。

謝辞

本研究の実施にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、中川雅之教授（主査）、鶴田大輔准教授（副査）、橋本和彦助教授（副査）をはじめ、まちづくりプログラム、知財プログラムの教員の皆様から懇切丁寧なご指導をいただきました。心よりお礼申し上げます。また、社会人学生として貴重な 1 年を共有し、切磋琢磨した同期の皆様に感謝申し上げます。

なお、本稿における見解および内容に関する誤り等は全て筆者に帰します。また、本稿は筆者の個人的見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

・新たな担い手による地域管理のあり方検討委員会（2007）『新たな担い手による地域管理のあり方について』国土交通省
・国土交通省土地・水資源局（2008）『エリアマネジメント推進マニュアル』
・小林重敬（2005）『エリアマネジメント―地区組織による計画と管理運営』学芸出版社.
・指定管理者制度の導入状況に関する調査委員会（2006）『指定管理者制度の導入状況に関する調査（2006）最終報告』地方自治総合研究所
・社団法人神奈川地方自治研究センター（2006）『指定管理者制度の導入状況に関する調査報告書』
・中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』日本評論社.
・肥田野登（1997）『環境と社会資本の経済評価』勁草書房.
・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
・マンキュー，N.G 著・足立英之他訳（2005）『マンキュー経済学Ⅰ ミクロ編（第２版）』東洋経済新報社

小水力発電普及に際しての水利権に関する研究

要旨

再生可能エネルギーの固定価格買取制度が平成２４年７月１日から開始されたことにより，未開発箇所が多く残っている小水力発電が注目を浴びており，各地で設置計画が進んでいる．小水力発電を設置するために，発電水利利用の許可が必要であり，既に他の目的で許可を得ている用水を利用する従属発電においても必要とされている．しかし，従属元が慣行水利権である場合，許可水利権の場合と比べ，取引費用がかかり，小水力発電所普及を妨げていると推測される．本研究では，慣行水利権が小水力発電所設置に及ぼしている影響について分析し，水利権制度の考察，現状の発電水利手続について提案する．

キーワード：小水力発電，慣行水利権,従属発電,水利権制度

２０１３年（平成２５年）２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12613　高橋麻梨子

目次

1. はじめに ..... - 3 -
2. 小水力発電を取り巻く現状と課題 ..... - 4 -
2-1. 小水力発電の特徴 ..... - 4 -
2-2.水利権 ..... - 5 -
2-3.小水力発電と慣行水利権 ..... - 5 -
3.小水力発電普及と慣行水利権に関する実証分析 ..... - 6 -
3-1.分析の方法 ..... - 6 -
3-2.データ ..... - 6 -
3-3.実証モデル ..... - 7 -
3-4.推定結果 ..... - 8 -
4.考察 ..... - 9 -
4-1.水利権制度についての考察 ..... - 9 -
(1)水利権の必要性 ..... - 9 -
(2)水利権の管理 ..... - 11 -
(3)最適な水利権制度 ..... - 12 -
4-2.発電水利の手続き面での提案 ..... - 13 -
(1)発電水利手続きの簡素化 ..... - 13 -
(2)許可制から登録制へ ..... - 15 -
5.まとめと今後の課題 ..... - 16 -
謝辞 ..... - 17 -
参考文献 ..... - 18 -
参考論文 ..... - 18 -

1. はじめに

電力エネルギーは，主に化石燃料（石炭，石油，天然ガス）で支えられている．しかし，化石燃料となる資源には限界があり使い果たしてしまう危険が言われてきた．また，東日本大震災が起こり，福島第一原発事故が発生したことで原発の危険性が広く認識され，災害時のエネルギーの分散化の観点から，自然エネルギー（太陽光，水力，バイオマス，風力）への期待が加速的に高まっている．それを受けて，再生可能エネルギー固定価格買取制度が平成 24 年 7 月 1 日から始まるなど，自然エネルギーの活用について政府の支援も強まってきている．

自然エネルギーのうちで，水力発電は，太陽光や風力のように天候に左右されることなく，安定的な発電源といわれてきた．このため昔から洋の東西を問わず，動力源として多くの水車が使われてきた．しかし，いったん化石燃料が広まると，決まった場所でしか使えない水車は使われなくなったが，水車で起こした電力が電線で運べることができるようになってからは，また脚光を浴びるようになってきている．そして日本は，世界有数の降水量の多い地域に位置し．地形が急峻であるために水力利用に有利な環境にあるといえる．今までは，巨大ダムを使った大規模水力発電所が主に開発されてきており，中～大規模水力は，約 8 割程度が開発済みといわれている．しかし，1,000kW 未満の小水力発電は，まだ開発が進んでおらず，例えば，かんがい用水などの発電候補地が非常に多く，開発可能量が多いといわれている．そのため，小水力発電所の設置計画が各地で進んでおり，自治体等もその支援を行っているところである．

小水力発電を設置するために，河川法により発電水利利用の許可を必要とする．既に他の目的（かんがい用水，水道用水など）で許可を得ている用水を利用する従属発電においても必要とされている．しかし，従属元が慣行水利権である場合，許可水利権の場合と比べ取引費用がかかり，小水力発電所普及を妨げている可能性がある．本研究では，河川において慣行水利権が設定されている割合と小水力発電所の設置確率との関係を分析することで，慣行水利権が小水力発電所設置に及ぼしている影響を検証し，慣行水利権が小水力発電所の設置を妨げていることを明らかにする．そして，慣行水利権を認める現在の水利権制度について考察を行い，新たな水利権制度として競争入札制度を提案するとともに，現行法での解消方法として，慣行水利権に従属発電する場合の発電水利手続の簡素化や登録制の導入についても提案する．

小水力発電に関する先行研究については，薄葉智（2009）は，水利権の手続き緩和策として，発電出力が一定規模未満で従属する発電については届出制の導入を図る提案をしている．また，水林義博，前田隆(2011)は，農業用水で小水力発電を行う場合の問題点についてヒヤリング調査を行い実態の把握がなされた研究がされている．

水利権に関する先行研究については，七戸克彦（2010）が慣行水利権の問題点について明らかにしたものがある．また，近藤学(2010)は，オーストラリアの水利権市場を比較の対象とし，日本社会への適用可能性を検証した研究である．植村哲士・宇都正哲・三好俊

一(2010)は，世界の主な水取引制度の，米カルフォルニア，オーストラリア，チリの制度を紹介し，日本での水取引制度導入を示唆したものである．しかし，小水力発電と水利権制度について実証的に分析を行った研究はない．本研究は，水利権制度が小水力発電設置に影響を与えていることを実証分析し，水利権制度の仕組みについて考察，提案を行うものである．

本稿の構成は次のとおりである．第２章は，小水力発電を取り巻く現状と課題について整理し，第３章で小水力発電普及と慣行水利権に関する実証分析を行う．第４章において，検証結果からの考察として，新たな水利権制度の導入についての提案とともに，発電水利手続の簡素化や登録制の導入についても提案を行う．第５章において，まとめと今後の課題について示す．

2. 小水力発電を取り巻く現状と課題

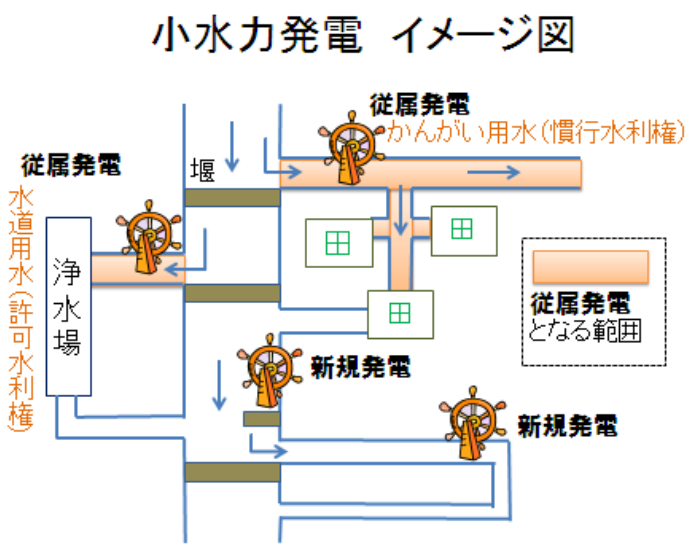
この章では小水力発電を取り巻く現状と課題として，まず小水力発電の特徴を述べ，次に水利権について述べ，最後に小水力発電と慣行水利権の関係について述べる．

2-1. 小水力発電の特徴

既に既設の用水等があり，他の目的で取水された水を利用して発電することを従属発電という（図１）．また，このとき利用する水利使用のことを従属元と呼ぶ．

そして，従属発電の場合は，既設の堰や用水などを活用することができ，新規に発電所を設置するよりも設置コストを安くすることができるため開発が容易である．また，すでに河川から取水を行っている用水等に設置するため，河川の流量や品質に新たな影響を及ぼすことがない．そのため，環境への負担が少なく，河川管理にも影響を及ぼさないといえる．

図１



2-2.水利権

水利権とは,河川法第 23 条（流水の占有の許可）により定められる権利であり[1],特定の目的のために,河川の流水を排他・独占的に利用する権利である．水利権は,「許可水利権」「慣行水利権」の２つに分けられる．許可水利権は，河川法の規定により河川管理者の許可を受けた権利である．河川管理者とは,一級河川の場合は国土交通大臣，二級河川の場合は都道府県知事，準用河川の場合は市町村長である.主に許可されている水利権の種類は，かんがい用や,水道用,工業用,発電用等がある．慣行水利権は，旧河川法施行（明治 29 年）前から特定の人が独占的に使用している慣習を,許可を受けたものとみなした水利権であり，河川法第 87 条（経過措置）を根拠とする．主な利用は，かんがい用水の利用であり，慣行水利権が設定されている河川は，2003 年 3 月で 118,739 件あり，そのうちの 98%がかんがい用水である[2].

慣行水利権は，その性質上，様々な問題を抱えている.それは，①水利目的の不明確さ②取水量の不明確さ③期限の設定がないこと④水資源の無駄遣いがあげることができよう．①については，かんがい目的の他,飲雑用，防火用などの種々の目的に使用しているため,利用目的の内訳が不明確であること，②については，取水量が不明確のまま権利として承認されていること，③については，許可期限がなく，水利権者の変更，必要水量の増減などの見直しが不可能であること，最後に④については，農業人口の減少と農地の荒廃，宅地化により必要量が減少しているのにも関わらず以前と変わらず取水していることが水資源の無駄遣いになっているという問題である．

それは，河川法において慣行水利権の権利内容を明確にするため必要な事項を届出する義務が課されているが[3],届出の内容が直ちに許可水利権として許可された内容とはならず,また届出がなされなかったとしても，慣行水利権が消滅するわけではないことから派生するものといえる．さらに，慣行水利権は，使用目的を充たす必要な限度の流水を使用するにすぎないものとされているが[4]，もともとその範囲が不明確であり，未届出のものはどの範囲が使用量であるかが不明確である．河川管理者は，取水の実態等を調査し必要水量を確定し，水利権の内容を明確にする必要があるが，実務的に進んでいないのが現状である．

2-3.小水力発電と慣行水利権

発電水利権の許可は，すでに既設の用水等を活用する従属発電の場合も必要となる．それは，流水の占有は，目的ごとに許可されるものとされており，従属元がかんがい用水などで許可されていれば，発電水利となる従属発電は，別に許可を受ける必要があるためである．しかし，従属元が慣行水利権だった場合，取引費用が増大となることがある．それは，発電水利権の申請のために，小水力発電所を設置しようとする者は，従属元である慣

---

1 法律には水利権という用語は用いられておらず慣用語である.

2 水利権実務研究会（2005）「新訂　水利権実務一問一答」（大成出版社）

3 河川法 88 条，河川法施行法 20 条 2 項，河川法施行令 8 条，48 条

4 最高裁 1962 年 4 月 10 日第三小法廷判決（1961 年(オ)第 62 号行政命令取消請求事件）

行水利権の取水量調査を必要とされているが，慣行水利権者は調査にたいして，消極的態度に出ることがある．それは，慣行水利権として届出したときより，現在使用する量が減少していたり，そもそも届出をしていないため，調査をすることにより，実際の使用量が明確化されてしまい，その結果占有量が減少することを恐れているためといえる．また，慣行水利権者は，土地改良区や自治区などの組合であることが多く，多数の組合員の同意が必要となるため，反対者があれば同意に至るまでに時間がかかる．最後に，慣行水利権の権利内容や取水量などが不明であり，発電所設置により損失が生じるとしても，その損失補償の算定が困難である[5]．

慣行水利権の場合は，このような取引費用がかかるといえ，許可水利権を従属元とする場合より，小水力発電の普及が妨げられている可能性がある．すなわち，慣行水利権により取引費用が増大となり小水力発電所の普及が妨げられていることが予測される．

3.小水力発電普及と慣行水利権に関する実証分析

本章では，慣行水利権が小水力発電所の設置に与える影響について実証分析を行う．まず，分析の方法と使用するデータについて整理し，次に推定式を設定する．最後に小水力発電所に与える影響について考察する．

3-1.分析の方法

岐阜県を流れる木曽川水系（木曽川，長良川，揖斐川）について分析を行うこととした．また，木曽川，長良川，揖斐川の本流河川には，支流から水が流れ込んでおり，支流と本流を同等に比較する基準がなかったため，本流については除外し，本流に流れ込む支流を対象とした．なお，プロビット・モデルの限界効果を用いた分析を中心に行う．解析ソフトはSTATA ver12　を用いる．

3-2.データ

分析に使用するデータは，国土交通省土地・水資源局が，一級水系及びその周辺地域を対象に，流域内の水文，利水，治水に関する既存資料の収集整理，現地調査等を行い，その結果を主要水系調査書及び利水現況図にとりまとめた「1/50,000 主要水系調査利水現況図数値データ（木曽川，揖斐川，長良川水系（2001））」を使用した．これらのデータには，水利権の目的，慣行，許可等が調査・整理されており，現時点において最新のデータである．なお，慣行，許可等の区別がされていない水系データもあり，区別されている木曽川水系のデータを使用することとした．また，河川の標高や川幅を計測するために，「標高がわかるweb 地図（国土地理院）」を使用した．

[5] 河川法第 41 条（水利使用の許可に係る損失の補償）

3-3.実証モデル

水力発電所の設置確率と，設置に影響を与えると予測される変数との関係を分析する．

推定式：

$$y^{*}= \beta_0+ \beta_1 X_1+ \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 D_1+ \varepsilon$$

被説明変数（y^{*}）は，小水力発電所の設置の有無（0or1）とし，小水力発電所設置に影響を与えると推定される説明変数を，慣行水利権割合(X_1)，土地改良区・組合の水利権者割合(X_2)，河川の水量(X_3)，国管理ダミー(D_1)　とした．

慣行水利権割合は，許可水利権とあわせた全体の水利権を慣行水利権数で割った割合で，割合が高いほど，取引費用がかかるため小水力発電所が設置確率が低くなると予測する．また，土地改良区・組合の水利権者割合は，企業や市町などあわせた全水利権者数を土地改良区，自治区などの組合の水利権者割合で割った割合で，割合が高いほど，多数の同意者が必要となり小水力発電所の設置確率が低くなると予測する．また，河川の水量は，川幅(m)と標高差(m)で，川の規模・急峻かどうかにより，小水力発電所が設置しやすいと予測する．最後に，国管理ダミーは，国直轄区間を１，県指定区間を０とするダミーとし，国直轄区間のほうが審査等に時間がかかり小水力発電所の設置確率が低くなると予測した．

表１　基本統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小	最大
小水力発電所の設置の有無	0.1555	0.3665	0	1
慣行水利権割合	0.4838	0.4643	0	1
土地改良区･組合の水利権者割合	0.4788	0.4569	0	1
国管理ダミー	0.1555	0.3665	0	1
河川の水量	12655.89	16700.35	10	69050

3-4.推定結果

プロビット・モデルの限界効果の推定結果を表２－１で表した．また，ロジット・モデル，線形確率モデルも行い傾向を確認した．ロジット・モデルは，正規分布の分布関数をあてはめたプロビット・モデルに対して，ロジスティック曲線を当てはめたものであり，表２－２で表した．また，線形確率モデルで行った結果を表２－３で表した．

プロビット・モデルでは，慣行水利権割合，河川の水量について有意となり，予測した結果となった．また有意にはならなかったものの，国管理ダミーについては，予測した傾向となった．土地改良区・組合の水利権者割合については有意とならず予測の結果とはならなかった．慣行水利権割合との相関が原因とも考えられる．結果としては，慣行水利権割合が 1%上昇すると，小水力発電所の設置確率が 0.4%低下するといえる．

ロジット・モデルでは，慣行水利権割合，河川の水量については有意となり，予測した結果となった．また有意にはならなかったものの，国管理ダミーについては，予測した傾向となった．土地改良区・組合の水利権者割合については有意になったものの，予測の結果とはならなかった．慣行水利権割合との相関が原因とも考えられる．結果としては，慣行水利権割合が 1%上昇すると，小水力発電所の設置確率が 0.8%低下するといえる．

線形確率モデルでは，有意にはならなかったものの，慣行水利権割合,国管理ダミーについては，予測した傾向となった．土地改良区・組合の水利権者割合については有意とならず予測の結果とはならなかった．

表２－１，２－２，２－３とも同様の傾向として，慣行水利権の割合が高い河川は，小水力発電所が設置されにくいことが確認できた．

表２－１　推定結果（プロビット・モデル）

変数名	限界効果	標準誤差	漸近t-値	
慣行水利権割合	−0.4167	0.4308	−2.01	**
土地改良区･組合の水利権者割合	0.3069	0.3726	1.59	
国管理ダミー	−0.2599	0.0465	−0.57	
河川の水量	0.0000	0.0000	2.36	**
観測数	45			
疑似決定係数	0.4203			

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

表２－２　推定結果（ロジット・モデル）

変数名	限界効果	標準誤差	漸近t-値	
慣行水利権割合	−0.8750	0.3265	−2.68	**
土地改良区･組合の水利権者割合	0.6346	0.3301	1.92	*
国管理ダミー	−0.0704	0.1298	−0.54	
河川の水量	0.0000	0.0000	3.15	**
観測数	45			
疑似決定係数	0.4128			

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

表２－３　推定結果（線形確率モデル）

変数名	係数	標準誤差	t値	
慣行水利権割合	−0.3967	0.3816	−1.04	
土地改良区･組合の水利権者割合	0.2370	0.3659	0.65	
国管理ダミー	−0.0296	0.1111	−0.27	
河川の水量	0.0000	0.0000	2.3	**
観測数	45			
決定係数	0.2039			

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

4.考察

実証により，慣行水利権の割合が高い河川は，小水力発電所が設置されにくいことが確認できた．そこで，慣行水利権を認める現在の水利権制度について考察を行い，新たな水利権制度として競争入札制度を提案するとともに，現行法での解消方法として，慣行水利権に従属発電する場合の発電水利手続の簡素化や登録制の導入についても提案する．

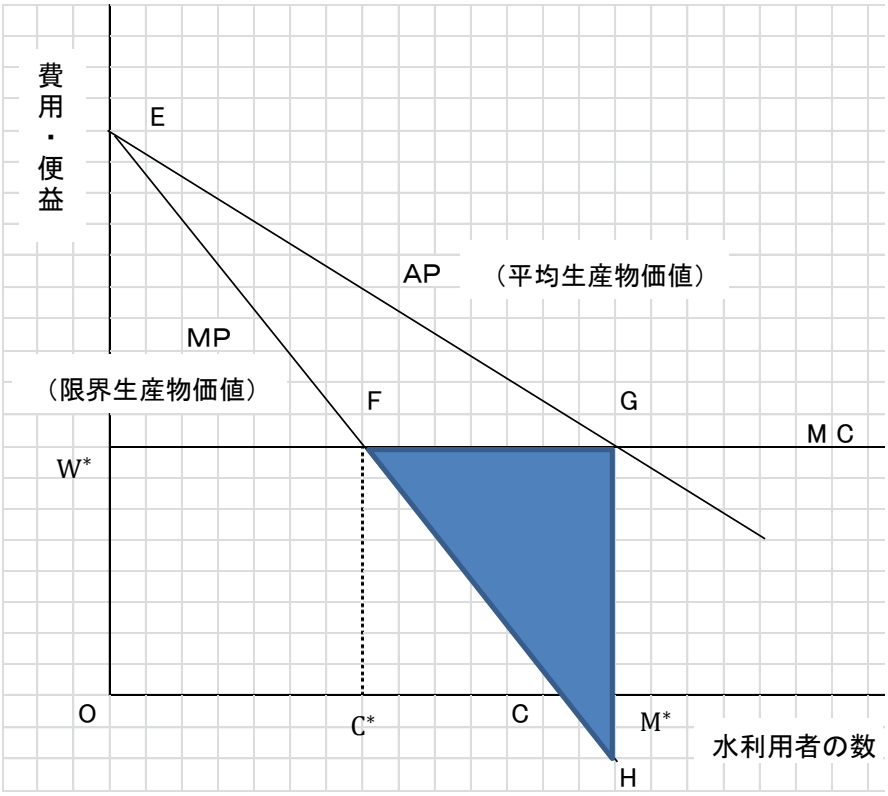
4-1.水利権制度についての考察

(1)水利権の必要性

そもそも，水利権とは，特定の目的のために河川の流水を排他・独占的に利用する権利であり，河川管理者の許可がいることとされている．しかし，もし許可を必要とせず，誰でも無料で河川を自由に消費できることとすれば，皆が十分に水を利用することができなく

なるという，トレードオフの関係にある. これはいわゆる「共有地の悲劇」の問題となる. 福井秀夫（2007）[6]によれば，このような水資源の共有地の悲劇について，以下のような図で説明されている（図２）. また，ロジャー・ミラー・ダニエル・ベンジャミン・ダグラス・ノース／赤羽隆夫訳（1995）[7]にも，共有地と牛の放牧との関係において同様の図で説明されている.

図２　過剰水使用の問題



誰でも自由に水を利用することができるものとし，水利用者が増えるごとにその水は，かんがいに利用されるものとする. 農産物は，かんがい用水が増えれば，生産価値を増すとする. 0W*の距離は，水使用者によっての機会費用を示すが，これは水利用者追加１単位当

6 「ケースからはじめよう　法と経済学」（日本評論社）pp.71
7 「経済学で現代社会を読む」（日本経済新聞社）pp.361

たりに必要なかんがい用施設に要する費用である. この限界費用は一定であるものとする. 水利用者１人当たりのかんがいによって得られる農産物の価値は，平均生産物価値（ＡＰ）の高さで示される. 一方，水利用者１人追加により，農産物全体の価値の増加分は限界生産物価値（ＭＰ）の高さで示される. ＡＰ曲線とＭＰ曲線が乖離する理由は，水利用者が追加されなければ，水利用者１人当たりの農産物の価値が増えたはずだからである. 農産物の総価値は，水利用者の数が増えるにつれてＣまで増加する．Ｃ点では，かんがいによる限界生産物はゼロとなり，その後は過剰な水利用が原因で，農産物の総価値は減少し，ＭＰはマイナスとなる．水の利用量には限界があるからである．水利用者１人当たりの個人的な収益はＡＰであり，ＡＰ＞ＭＰなので，ＡＰがＭＣと等しくなるM*点まで水利用者は増加し続ける．そこで，この場合市場均衡の条件は，ＡＰ＝ＭＣである．しかし，最も経済的に効率なのは，ＭＰ＝ＭＣとなるC*点である. C*点の時の社会的余剰⊿ＥＦW*と比べて，M*点となる時では過剰に水を利用することとなるため，⊿ＦＧＨの社会的余剰の減少を招くこととなってしまう.

これは，共有資源である水資源が，過剰使用の危険性と隣り合わせであることを示している. 例えば，共有地と牛の放牧の問題であれば，牛の数が増えれば増えるほど共有地に生える牧草は減り，過剰放牧が進んでしまう. しかし，その土地の所有権が明確に定義され，完全に執行され，かつ取引費用が低廉で譲渡可能な時，その土地の所有者は将来も継続して便益が得られるよう，その土地を保護しようとするインセンティブを持つ. しかし，共有地であれば，その所有権が明確でないため，土地を保護し，荒廃を防ごうとするインセンティブが働かないのである. それは，水資源についても，同様のことがいえる. 共有資源である以上，その所有権が明確でなければ，過剰使用となり，水資源の枯渇という事態を招く危険性がある. そこで過剰な水の利用を防ぐためには，水利権を定め権利関係を明確にし，その管理が必要となる.

(2)水利権の管理

それでは，過剰な水の利用を防ぐために管理が必要だとして，これが現状のような許可制か，それとも民間に取引をゆだねることと，どちらが優れているのだろうか.

まず，民間に取引をゆだねることを考えてみる. これについては，コースの定理を適用することができる. コースの定理によれば，利害関係者は当事者で交渉し，誰が当初に権利をもっていたとしても，効率的な解決に到達することができる.

例えば，流水を争っているのが，「かんがい利用を行う農民１人」対「発電利用を行う電力会社１社」とする. 農民は，かんがい利用に対して 300 万円の価値を見出しており，電力会社は発電利用に対して 500 万円の価値を見出しているとする. このとき農民に対してすべての水の利用権を与えたとする. すると，電力会社は，300 万円を超え，500 万円未満の価格を提示して農民から利用権を取り戻すだろう. 反対に，電力会社に対してすべての水の利用権を与えたとする. すると，300 万円しか価値を見出していない農民は，これを買い戻

すことはないから，発電利用に使われることとなる. そうすると，初期権利配分が農民，電力会社のどちらにあったとしても，結局は発電利用に使われることになる. よって，政府や裁判所が誰に権利を与えるかを確定することには，結果的には何の意味もない. 誰に権利を配分しても資源が有効活用されることには変わりがないのである.

しかし，コースの定理も，当事者が増え相互の交渉が時間・労力の点で多大な費用が掛かることになった場合は，取引費用が大きいために交渉が成り立たなくなってしまう. その場合は，初期権利配分のまま固定されてしまうことになる.

特にかんがい用水の場合は，土地改良区や自治区で水利権を共有しており関係する農民が多数存在することが考えられ，反対者があれば，取引期間の長期化を招くことは間違いなく，取引費用がゼロであることはほとんどないと思われる. そうすれば，政府等により初期権利配分を設定することには意味があるといえる. そのため，民間での取引にすべてを委ねるのではなく，水利権の設定にあたり政府による介入が必要であろう.

(3)最適な水利権制度

政府で初期権利配分を設定する方法としては，現行法のように河川管理者の許可制によるものがある. この現行法の下では，水利権の優先順位に関する取扱いは，基本的に権利の成立の順序によることとされている. すなわち，水利利用の許可が行われる場合には，水利使用規則において，「取水は，この水利使用に係る権原の発生前にその権原が生じた他の水利使用及び漁業に支障を生じないようにしなければならない.」という条項が定められ，先に成立している水利権が優先する旨を明らかにしている. これは，許可水利権のみならず，慣行水利権にもいえる. そして，いったん許可された水利権については設定期間終了後もそのまま認められ，更新されるのが通例であるため，いわば早い者勝ちの既得権と化しているのが実態となっている.

そして，水利権の譲渡は可能ではあるが，その譲渡は河川管理者の承認を要するものである. しかも譲渡の前後において，権利の同一性が確保されていなければならず，譲渡においては，水の活用方法が限られてしまう. よって，現行法によれば，水利権の既得権化と譲渡制限の状態に陥っており，水の効率的使用が妨げられている.

このことから，もっとも水の効率的活用を図るためには，入札制度を取り入れるのが社会的余剰を最大化すると考える. 一定期間ごとの競争入札により，高値の落札者に権利配分し，使用料を河川管理者が得るようにするものである. また，その後の譲渡などの取引も自由に行い河川管理者はこれを追認する形で許可をする. そうすることにより，まず既得権を白紙に戻し，十分な活用ができる者に権利が与えられることになり，効率的活用が進む. さらに，入札制度を通し，権利関係も明確になり，自由な譲渡が進めば，さらに活用される者に権利が移転することとなる. すなわち，現状のように十分に活用されていない者から，活用できる者へと権利を移転でき，水の効率的活用を促進することができる. それは，現行法のように，許可されたときから水使用量の減少があるのにもかかわらず，当初の水使用

量について権利を持ち続けるような非効率性も解消することができる.

競争入札制度を導入するとして，どの程度の期間ごとで行うかについては，さらなる検討が必要となる．短期間で行えば，水の効率的活用を図ることができる一方で，権利関係が不安定になりがちで，短期間で利益を回収するために水環境を無視した悪質な利用が行われたりする可能性がある．反対に，長期間で行えば，権利関係は安定し水資源の安全な活用が行われる一方で，より活用できる者に権利が移転せず，水の効率的活用を図れない可能性がある．現行の水利権制度の水利権の許可期間は，原則として，発電水利使用については概ね 30 年, その他の水利使用については概ね 10 年として, 実務上処理されている．自由な譲渡を考えるのであれば，水利利用で期間を変えるべきではなく，一律の期間とした方がよい．よって，現行法からの移行を考慮して，10 年とすべきと考える．それに，発電水利として利益を回収できるのであれば，10 年後の競争入札において相応の値段で入札を行い権利の継続を図るべきである.

このような入札制度や譲渡自由の規則を取り入れることができれば，許可水利権，慣行水利権を問わず，まず権利が白紙に戻ることにより，現状に寄り添った権利関係の明確化をはかることができ，水の十分な活用ができる者に権利が移転することにより，水の効率的な活用を促すことができる. また，慣行水利権によって，小水力発電の普及が妨げられている状態が解消され，水の効率的活用の幅が広くなることにより，余剰が最大化されることになるだろう.

4-2.発電水利の手続き面での提案

水利権制度そのものの見直しにより，小水力発電所の普及が図られるが，既得権である慣行水利権者の反対により導入化には時間がかかるおそれがある．そこで，当面小水力発電所が設置しやすくするために，手続き面による解消をはかる提案を行う.

(1)発電水利手続きの簡素化

従属発電の場合，河川の流量等に影響を与えるものでないためとして，許可水利権は，発電水利権申請手続の簡素化が図られているが[8], 慣行水利権でも簡素化を図るべきである. 許可水利権での従属発電での手続が簡素化された理由として，河川からの取水量が増えるわけではなく，河川流量等に影響を及ぼさない，また河川流量等の確認を許可水利権が許可された際に既に行っていることがあげられる．しかし，慣行水利権での従属発電であっても，河川の流量や品質に影響を与えていないという実態には変わりなく，また影響を与えないのであれば，河川流量等の確認を行う必要性もそもそもなく，慣行水利権でも同じく手続きを簡素化すべきであると考える.

手続きの現状と改善案については次の図３，４のとおりである.

[8] 平成 17 年 3 月 28 日国土交通省河川局水政課水利調整室長及び河川環境課流水管理室長通知

図３

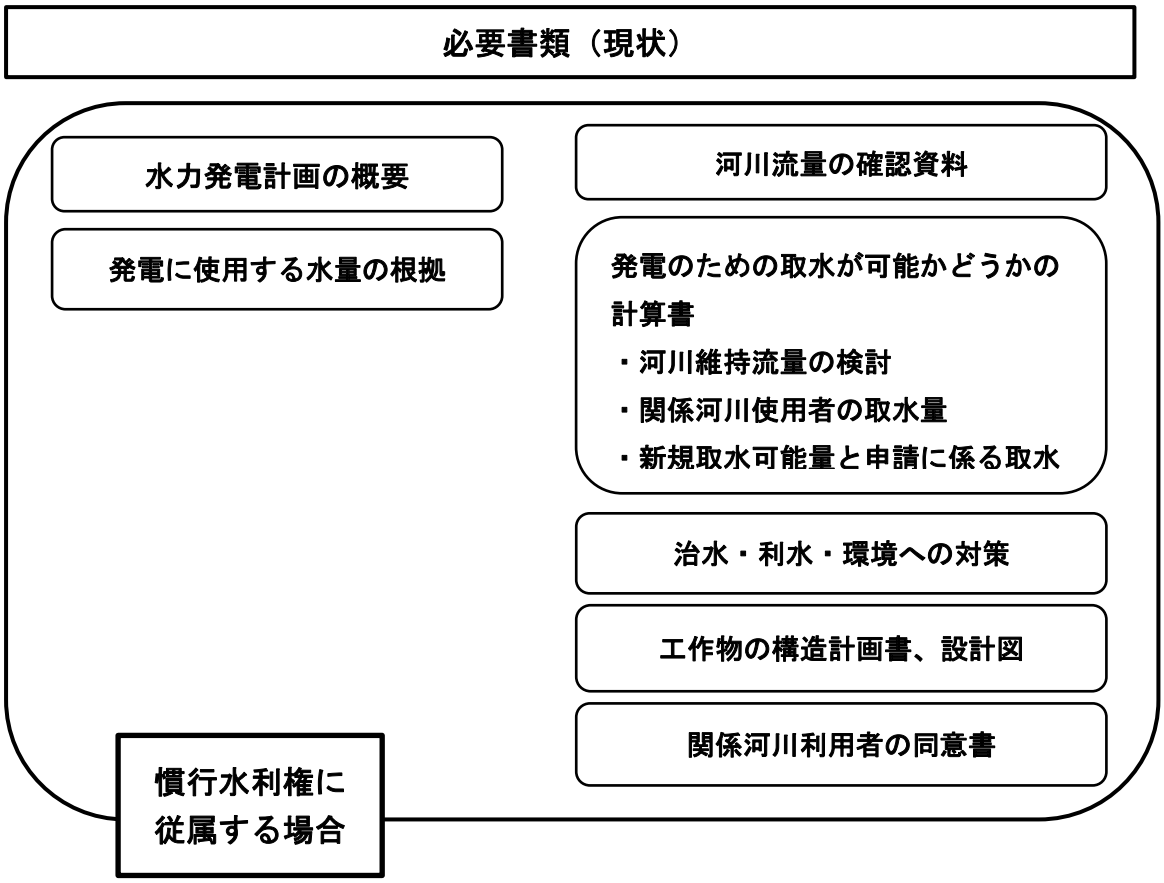
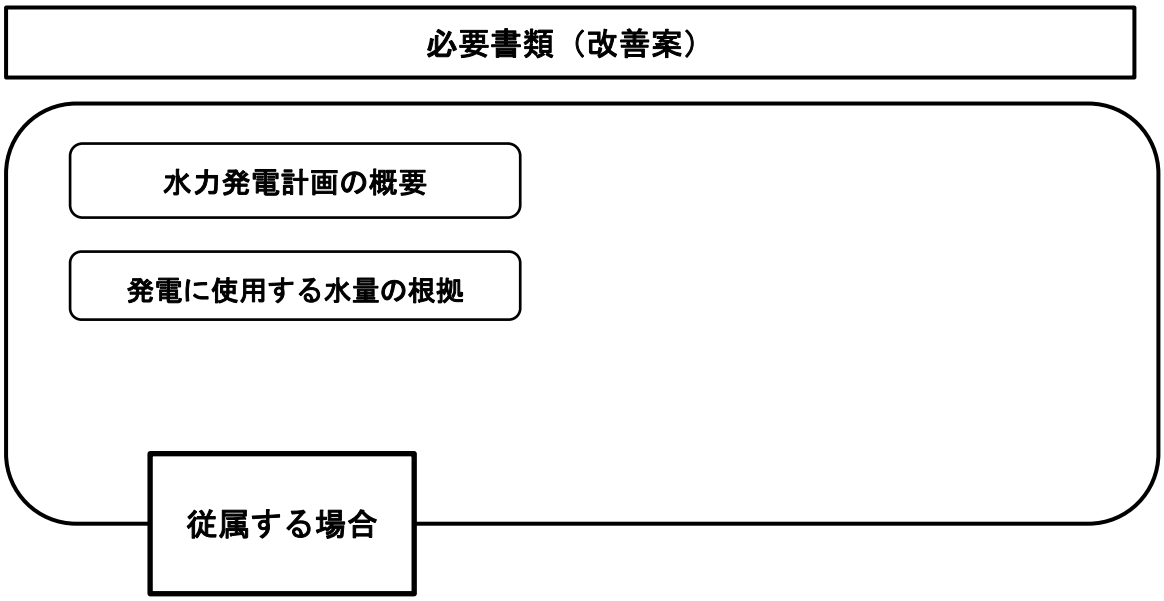

必要書類（現状）
水力発電計画の概要
発電に使用する水量の根拠
河川流量の確認資料
発電のための取水が可能かどうかの計算書
・河川維持流量の検討
・関係河川使用者の取水量
・新規取水可能量と申請に係る取水
治水・利水・環境への対策
工作物の構造計画書、設計図
関係河川利用者の同意書
慣行水利権に従属する場合

図４


必要書類（改善案）
水力発電計画の概要
発電に使用する水量の根拠
従属する場合

現状（図３）は，従属元が慣行水利権の場合の主な申請書類は，「水力発電計画の概要，発電に使用する水量の根拠，河川流量の確認資料，発電のための取水が可能かどうかの計算書，治水・利水・環境への対策，工作物の構造計画書・設計図，関係河川利用者の同意書」が必要とされている．関係河川利用者とは，水利使用により損失を受けないことが明らかである場合や水利使用について同意をした者以外であり，河川管理者が水利使用許可申請について通知することになっている（河川法第 38 条）．通知を受けた者は，損失を明らかにして，河川管理者に意見を申し出ることができる（河川法第 39 条）．ただ，実際の運用上は，申請者が，許可申請に先立って関係河川使用者の同意を得ることとしているので，河川管理者自ら水利調整に乗り出すケースは少ない．発電水利権の申請でも，申請者が事前に同意を得ることとなっている．しかし，前述したように，慣行水利権者は，取水量調査をされることに抵抗感を感じており，調査への協力や小水力発電設置の同意に消極的になることがある．そして，権利内容や取水量などが不明であるため，発電所設置により損失が生じるとしても，その損失補償の算定が困難である．また，多数の組合員の同意が必要であり，反対者があると時間がかかってしまう．

そこで，そのように取引費用がかかってしまう申請書類を省略すべきであり，改善案（図４）のとおり「水力発電計画の概要，発電に使用する水量の根拠」を必要申請書類とすべきである．それは，現状の許可水利権を従属元とする場合の書類と同様ということとなり，適切であると考える．また，慣行水利権は，みなし許可であり実態を把握できていないことから，小水力発電設置を機に，従属元の慣行水利権について把握したいという意図があったとしても，小水力発電を行う者にその責任を課すべきではなく，河川法制度の見直し等により解消すべき問題である．

(2)許可制から登録制へ

現在の許可制度では審査が必要であり，許可を受けるまでに時間がかかる．そこで，より小水力発電所の普及を促進するためには，登録制とすべきである．なぜなら，現在の許可水利権の申請許可内容を考えると，登録制に移行しても問題が生じるとは言い難く，現に国土交通省においては，許可水利権に従属する場合は，登録制にするよう検討されているところである．また，登録制にすることにより，事後チェックにより適切な水利を行っているか管理することができ，不適切な利用を行った場合は，登録を取り消すことができる．また登録が取り消されたときは，ホームページ等での速やかな公表が必要である．河川法第２３条により，水利の許可を受けることが必要とされているが[9]，それは目的ごとに許可されるものと解されており，従属元がかんがい用水などで許可されていれば，発電水利となる従属発電は，別に許可を受ける必要がある．そのため，河川法の改正が必要となり，但書等により，従属発電の場合は登録で可とする旨の改正が必要となると考えられる．

[9] 河川法第２３条：河川の流水を占用しようとする者は，国土交通省令で定めるところにより，河川管理者の許可を受けなければならない

5.まとめと今後の課題

小水力発電を設置するために，河川管理者による発電水利利用の許可が必要であり，従属発電においても必要とされている．しかし，従属元が慣行水利権である場合，許可水利権の場合と比べ，取引費用がかかり，小水力発電所普及を妨げているといえる．そもそも慣行水利権は，既得権として様々な問題を抱えており，慣行水利権者は，取水量調査をされることに抵抗感を感じており，調査への協力や小水力発電設置の同意に消極的になることがある．そして，権利内容や取水量などが不明であるため，発電所設置により損失が生じるとしても，その損失補償の算定が困難である．また，多数の組合員の同意が必要であり，反対者があると時間がかかってしまう．本研究では，このような慣行水利権が小水力発電所の設置に及ぼす影響について実証分析を行ったが，データの制約により木曽川水系に限られており，今後データでの分析が可能となれば調査対象を全国の河川に広げ，河川の特性や，水利権者，発電所設置方法等などとも関係して，水利権と小水力発電所との関係がさらに深く分析できるようになるであろう．

また，水利権制度全体についての考察を行った．その結果，現行法のような河川管理者の許可制によるよりも，一定期間ごとの競争入札により，高値の落札者に権利配分し，使用料を河川管理者が得るようにすることを提案するものである．また，その後の譲渡などの取引も自由に行い河川管理者はこれを追認する形で許可をする．そうすることにより，まず既得権を白紙に戻し，十分な活用ができる者に権利が与えられることになり，効率的活用が進む．さらに，入札制度を通し，権利関係も明確になり，自由な譲渡が進めば，さらに活用される者に権利が移転することとなる．入札制度や譲渡自由の規則を取り入れることができれば，許可水利権，慣行水利権を問わず，まず権利が白紙に戻ることにより，現状に寄り添った権利関係の明確化をはかることができ，水の十分な活用ができる者に権利が移転することにより，水の効率的な活用を促すことができる．

しかし，制度の導入には時間がかかるため，短期間で小水力発電普及を図るためとして，現行手続きの簡素化，登録制への移行について提案を行った．それは，従属発電の場合は，河川の流量や品質に影響を与えていないという実態は，慣行水利権者が従属元であっても同様であり，許可水利権が従属元である場合の申請必要書類と同様に簡素化すべきである．さらに，従属発電の場合は，許可制から登録制に移行し，審査の時間を短くすることで，小水力発電の普及を進めるべきと提案するものである．

今後の課題として，水利権の競争入札導入にあたっては，周波数オークションについても研究をすすめる必要があると考える．周波数は，水と同様に共有資源であり同様の理論が成り立つ．現在，国において，周波数オークション制度の導入が検討されており[10]，オークション制度の導入により，手続きの透明化を図り，新規事業者が参入し活性化されることが期待されている．問題点として，落札額の高騰により事業者の負担が増え，通信サービスの低下が生じる可能性があることが特に示されている．消費者価格への影響に関して，

10 総務省「周波数オークションに関する懇談会報告書 2012 年 12 月」

価格はオークション後の市場の競争条件によって決まるものであり，オークションの落札額は直ちに価格に転嫁されないものとの見解もあり，設備投資の削減などで対応しサービスの低下につながることなどが考えられるためである．水利権の競争入札制度導入においても，同様の議論が必要であり，小水力発電が注目されている現状からも，様々な角度から議論を交わしていく必要がある．

謝辞

本稿の作成に際し，福井秀夫教授（プログラム・ディレクター），西脇雅人助教授（主査），下村郁夫教授（副査），安藤至大客員准教授（副査），まちづくりプログラム並びに知財プログラムの先生方から丁寧かつ熱心なご指導と大変貴重なご意見をいただき，この場をお借りして感謝申し上げます．そして，本研究に際してのヒヤリングや資料提供に快く協力してくださった国土交通省水管理・国土保全局水政課水利調整室及び農林水産省農村振興局整備部水資源課の皆様にも深く感謝申し上げます．

最後にこの一年間をともに共有したまちづくりプログラムの皆様，貴重な研究の機会をくださった派遣元にも併せて感謝申し上げます．

なお，本論文はあくまでも筆者の個人的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，そして本論文における見解及び内容に関する誤謬は全て筆者に帰すものであることを申し添えます．

参考文献

・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)
・水利権実務研究会（2005)「新訂　水利権実務一問一答」(大成出版社)
・全国小水力利用推進協議会（2012)「小水力発電がわかる本」(オーム社)
・Ｎ．グレゴリー・マンキュー(2005)「マンキュー経済学（１）ミクロ編第２版」(東洋経済新報社)
・ロジャー・ミラー・ダニエル・ベンジャミン・ダグラス・ノース／赤羽隆夫訳（1995)「経済学で現代社会を読む」(日本経済新聞社)
・福井秀夫（2006)「行政判例百選Ⅰ【第 5 版】」(20 事件解説　有斐閣)
・河川法研究会(2006)「改訂版　逐条解説 河川法解説」(大成出版社)
・国土交通省(2012)「小水力発電を行うための水利使用の許可申請ガイドブック」
・岐阜県農政課農地整備課「パンフレット農業水利施設を活用した小水力発電のすすめ」

参考論文

・薄葉智（2009)「小水力発電と水利権～新エネルギーの普及促進に向けて～」(国土交通省北陸地域整備局平成 21 年度管内事業研究会発表資料)
・水林義博，前田隆(2011)「農業用水を利用した小水力発電を取り巻く法律・制度の現状と課題」(人間社会環境研究第 21 号)
・清水徹朗(2012)「小水力発電の現状と普及の課題」(農林金融 2012.10)
・七戸克彦（2010)「わが国の水利権をめぐる新たな問題状況について」(公営企業 2010.8)
・植村哲士・宇都正哲・三好俊一(2010)「日本と世界の水利権制度・水取引制度」(知的資産創造 2010.9)
・近藤学(2010)「水利権と水利権市場―日豪比較を中心に―」(成瀬龍夫博士退職記念論文集第 382 号)
・国土交通課・砂田篤子(2012)「周波数オークションをめぐる議論」(調査と情報第 750 号)

工業系用途地域における住工混在が地価に与える影響に関する研究

～横浜市内の工業系用途地域を事例として～

《要　旨》

本稿では、住宅等への土地利用転換が進む工業系用途地域に焦点を当て、ヘドニックアプローチを用いて、住宅と工業系用途との混在が地価に与える影響について考察した。

結果、商業施設と住宅との混在は地価を上昇させる効果がある一方で、工業系用途と住宅との混在については、住宅との混在が地価を下落させる効果があることに加え、工業系用途の集積の利益は存在するが、住宅が一定程度集積している場合にはその集積の利益は混在による外部不経済で相殺され、地価を下落させる可能性があることが明らかとなった。

このことは、現状の工業系用途地域における用途に関する立地規制内容が効率的な土地利用を実現していない可能性を示唆している。

今後、より効率的な土地利用規制を実現するためには、現状をより詳細に分析し、住宅地化が進んだ工業系用途地域では用途純化を進めるなど、社会情勢に応じた規制変更を実施していく必要があると考えられる。

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU１２６１４　田島　剛

目次

第１章　研究の背景と目的 3
第２章　用途地域制度と工業系用途地域の現状 4
　２－１　用途地域制度の概要 4
　２－２　工業系用途地域の特徴 7
　２－３　工業系用途地域の現状 7
第３章　用途の混在が地価に与える影響の分析について 9
　３－１　分析概要 9
　３－２　使用データ 9
　３－３　被説明変数 9
　３－４　説明変数 10
　３－５　推計結果 13
第４章　結果の考察 14
　４－１　分類タイプ①　$\beta > 0$、$\alpha > 0$ 14
　４－２　分類タイプ②　$\beta > 0$、$\alpha < 0$ 15
　４－３　分類タイプ③　$\beta < 0$、$\alpha > 0$ 16
　４－４　分類タイプ④　$\beta < 0$、$\alpha < 0$ 17
　４－５　まとめ 17
第５章　提言 18
第６章　今後の課題について 19
参考文献 19
謝辞 20

第1章　研究の背景と目的

現在の都市は、商業、業務、工場、住宅、公共施設、公園、道路など様々な機能の適切な配置と集積を前提として、総合的に効率的な土地利用の状態を実現している。

これは都市計画法、建築基準法による用途地域制度の運用と自由な経済活動によってもたらされたものであり、高度経済成長期の住宅の大量供給による住宅地の形成、駅周辺等の商業集積、工業地域の形成など、各用途にとっての良好な環境の形成に対し、一定の役割を果たしてきた。

しかし、工業に目を向けると、用途地域制度制定時と比較してそのあり様に変化がみられる。その変化は 1985 年のプラザ合意後にはじまる。工業は用途地域制度に規定される準工業地域、工業地域、工業専用地域において一定の集積を形成してきたが、1985 年以降は工場移転や景気の低迷による廃業等により、大規模な工場跡地が多く発生した。

その跡地には住宅や大規模商業施設の立地が多くみられるようになり、現在では住宅と工業との混在が進み、操業環境や住環境をめぐる工業と住民との紛争も報告されている。

工場は地方自治体に対し、法人市町村民税、固定資産税等を納税し、また、経営活動は域内の GDP 向上に寄与する。一方で、住民も同様に、個人市町村民税、固定資産税、都市計画税等を納税し、居住する地方自治体の行政サービスを享受する。

行政サービスのための歳出を別途考慮する必要はあるが、工場の増加、住民の増加は共に、地方自治体に税収増をもたらし、地方自治体の域内において余剰を増加させる方向に作用する。地方自治体にとっては、様々な用途が共存することが域内の総余剰を最大化させる状態にあるといえる。

前述の工業と住民間の紛争が示すように、工業と住宅とが共存できているとはいい難い状況において、工業と住宅との混在が認められている工業系用途地域における立地規制は効率的な土地利用を導いているといえるのであろうか。

これまでに行われた住工混在地における研究には、中出（1982 年、1983 年）、清水（2005 年、2007 年）、岡崎（2000 年）、神吉（1999 年、2010 年）、安田（1983 年）などが挙げられる。中出の研究では、東京都区部を対象に工場跡地に住宅建設が進み住工の混在を招いていることが示され、清水、中山の研究では、住工混在地において用途地域変更が行われた地域の土地利用の変化から余地利用用途の純化を測ることが望ましいこと、混在地における用途地域変更による土地利用コントロールの有効性について示されている。岡崎の横浜市を対象としたヘドニックアプローチを用いた研究では、社会資本投資を主眼に置いたものではあるが、住工混在は住空間として好まれない傾向にあることが示されている。神吉は大阪市西淀川区の工業地を対象に中高層共同住宅の供給動向を明らかにするとともに住工混在地域の住環境について居住者に対する調査を実施している。安田は工場跡地の土地利用変化と住宅立地動向について示されている。このように、これまで様々な地域を対象に、土地利用や規制の変化、住民意識等を工学的視点から分析し、提言や課題提起がなされてきた。一方で、住宅との混在の程度が地価与える影響について経済学的な視点から論述した研究は現時点では見当たらない。

本稿では、一定程度住宅が集積した住工混在地域においては、用途純化を進めることが

より効率的な土地利用につながるとの仮説のもと、工業と住宅等の混在が認められている準工業地域と工業地域（以下、工業系用途地域という）における用途混在に着目し、横浜市の工業系用途地域とその周辺地域を対象に、工業と住宅の用途混在の程度が地価に与える影響について、ヘドニックアプローチを用いて OLS 分析を行った。分析では対象地域に立地する建物用途毎の延床面積の合計値のほか、住工の混在の程度が地価に与える影響をみるため、住宅用途の延床面積の割合等を説明変数に採用している。

結論から先に述べると、住宅の延床面積が地域の面積の概ね 60%を超える場合、工業と住宅の混在は地価を下落させていることが実証された。これらの結果を踏まえ、現状の用途規制が効率的な土地利用状況をもたらしているかを経済学的視点から考察するとともに、地価を下落させている場合は詳細な現状評価を実施したうえで用途純化等の規制変更を検討すべきであることなど、より効率的な土地利用のため用途規制の在り方について論述する。

本稿の構成は次のとおりである。まず第２章で用途地域制度と工業系用途地域の概要について説明する。第３章では、分析手法と推計に利用するデータ、推計結果を示し、第 4 章でその考察を述べる。第５章では前章までの考察を踏まえた政策提言を行う。

第2章　用途地域制度と工業系用途地域の現状

この章では、用途地域制度の概要、効果について概観するとともに、工業系用途地域の特徴に触れ、現状の課題について論述する。

2－1　用途地域制度の概要

異なる用途の混在はその周辺環境に様々な影響を及ぼす。

用途地域制度は都市計画法、建築基準法によりに規定された地域地区の一つである。都市計画法第８条第１項第一号において１２の地域が規定され、第９条にてその地域の定義がなされ、建築基準法別表第２において立地可能な用途の建物、立地不可能な用途の建物が規定されている。（表１、表２参照）都道府県は、都市計画法第８条、第９条等を踏まえ、その地域の実情に応じて所管地域内に各用途地域を指定し、都市計画決定を行う。この段階で、実質的な土地利用用途に関する立地規制が発生し、建築基準法第 6 条等に基づく「建築確認」制度においてその実効性が担保される。

この用途地域制度の効果については、ある地域において異なる用途が「隣接」する場合を考えてみればわかりやすい。

例えば、戸建て住宅の隣地が日々大量の音、振動、煙を発する工場だとする。工場は利益を最大化するために 24 時間音、振動、煙を発生させながら生産活動を行うが、その煙は住宅の洗濯物を汚し、音と振動は住民の眠り等を妨げる。また、工場ではなく物流施設の

場合は、24 時間運輸のための大型トラックが出入りし、その音により住民は眠りを妨げられ、大型トラックが頻繁に周辺を走り回ることで交通上の安全性も低下する。結果、住民にとっての住環境は悪化する。

一方で住民側は住環境の維持向上のため、工場に対し立ち退きや操業時間の短縮、騒音、振動対策を求める。結果工場はその対策を実施するためのコスト（設備投資や時間費用等）を支払い、生産性を少なからず減少させることになる。

これらの状況は工場と住宅とが隣接することにより発生している外部不経済である。

用途地域制度とは、このような用途の混在による環境への影響、つまり外部性を立地規制によってあらかじめコントロールする性格を持つものである。

具体的には、表２に示すとおり、第１種低層住居専用地域、第２種住居専用地域等の住居系用途地域においては、表下段にあるように工場等の立地は制限され、あらかじめ前述の外部不経済を抑制している。

【表1】用途地域の種類（都市計画法第9条より作成）

名称	定義
第一種低層住居専用地域	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
第二種低層住居専用地域	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
第一種中高層住居専用地域	中高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
第二種中高層住居専用地域	主として中高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
第一種住居地域	住居の環境を保護するため定める地域
第二種住居地域	主として住居の環境を保護するため定める地域
準住居地域	道路の沿道としての地域の特性にふさわしい業務の利便の増進を図りつつ、これと調和した住居の環境を保護するため定める地域
近隣商業地域	近隣の住宅地の住民に対する日用品の供給を行うことを主たる内容とする商業その他の業務の利便を増進するため定める地域
商業地域	主として商業その他の業務の利便を増進するため定める地域
準工業地域	主として環境の悪化をもたらすおそれのない工業の利便を増進するため定める地域
工業地域	主として工業の利便を増進するため定める地域
工業専用地域	工業の利便を増進するため定める地域

【表2】 用途地域別の用途規制の概要（出典：横浜市建築局 HP）

用途地域内の建築物の用途制限 □ 建てられる用途 ■ 建てられない用途 ①、②、③、④、▲ 面積、階数の制限あり		第一種低層住居専用地域	第二種低層住居専用地域	第一種中高層住居専用地域	第二種中高層住居専用地域	第一種住居地域	第二種住居地域	準住居地域	近隣商業地域	商業地域	準工業地域	工業地域	工業専用地域	備考
住宅、共同住宅、寄宿舎、下宿													■	
兼用住宅で、非住宅部分の床面積が、50㎡以下かつ建築物の延べ面積の2分の1未満のもの													■	非住宅部分の用途制限あり
店舗等	店舗等の床面積が、150㎡以下のもの	■	①	②	③								④	① 日用品販売店舗、喫茶店、理髪店及び建具屋等のサービス業用店舗のみ。2階以下。 ② ①に加えて、物品販売店舗、飲食店、損保代理店・銀行の支店・宅地建物取引業等のサービス業用店舗のみ。2階以下。 ③ 2階以下。 ④ 物品販売店舗、飲食店を除く。
	店舗等の床面積が、150㎡を超え、500㎡以下のもの	■	■	②	③								④	
	店舗等の床面積が、500㎡を超え、1,500㎡以下のもの	■	■	■	③								④	
	店舗等の床面積が、1,500㎡を超え、3,000㎡以下のもの	■	■	■	■								④	
	店舗等の床面積が、3,000㎡を超え、10,000㎡以下のもの	■	■	■	■	■							④	
	店舗等の床面積が、10,000㎡を超えるもの	■	■	■	■	■	■	■				■	■	
事務所等	事務所等の床面積が、150㎡以下のもの	■	■	■	▲									▲ 2階以下
	事務所等の床面積が、150㎡を超え、500㎡以下のもの	■	■	■	▲									
	事務所等の床面積が、500㎡を超え、1,500㎡以下のもの	■	■	■	▲									
	事務所等の床面積が、1,500㎡を超え、3,000㎡以下のもの	■	■	■	■									
	事務所等の床面積が、3,000㎡を超えるもの	■	■	■	■	■								
ホテル、旅館		■	■	■	■	▲						■	■	▲ 3,000㎡以下
遊戯施設・風俗施設	ボーリング場、スケート場、水泳場、ゴルフ練習場、バッティング練習場等	■	■	■	■	▲							■	▲ 3,000㎡以下
	カラオケボックス等	■	■	■	■	■	▲	▲				▲	▲	▲ 10,000㎡以下
	麻雀屋、パチンコ屋、射的場、馬券・車券発売所等	■	■	■	■	■	▲	▲				▲	■	▲ 10,000㎡以下
	劇場、映画館、演芸場、観覧場	■	■	■	■	■	■	▲				■	■	▲ 客席200㎡未満
	劇場、映画館、演芸場、観覧場、店舗、飲食店、展示場、遊技場、馬券・車券等発売所の用途に供する建築物でその用途に供する部分の床面積の合計が10,000m^2を超えるもの	■	■	■	■	■	■	■				■	■	劇場、映画館、演劇場、又は観覧場は客席部分の床面積に限る。
	キャバレー、ダンスホール等、個室付浴場等	■	■	■	■	■	■	■	■		▲	■	■	▲ 個室付浴場を除く
公共施設・病院・学校等	幼稚園、小学校、中学校、高等学校											■	■	
	大学、高等専門学校、専修学校等	■	■									■	■	
	図書館等												■	
	巡査派出所、一定規模以下の郵便局等													
	神社、寺院、教会等													
	病院	■	■									■	■	
	公衆浴場、診療所、保育所等													
	老人ホーム、身体障害者福祉ホーム等												■	
	老人福祉センター、児童厚生施設等	▲	▲											▲ 600㎡以下
	自動車教習所	■	■	■	■	▲								▲ 3,000㎡以下
工場・倉庫等	単独車庫（付属車庫を除く）	■	■	▲	▲	▲	▲							▲ 300㎡以下　2階以下
	建築物付属自動車車庫 ①②③については、建築物の延べ面積の1/2以下かつ 備考欄に記載の制限	①	①	②	②	③	③	※一団地の敷地内について別に制限あり						① 600㎡以下　1階以下 ② 3,000㎡以下　2階以下 ③ 2階以下
	倉庫業倉庫	■	■	■	■	■	■							
	畜舎（15㎡を超えるもの）	■	■	■	■	▲								▲ 3,000㎡以下
	パン屋、米屋、豆腐屋、菓子屋、洋服店、畳店、建具屋 自転車店等で作業場の床面積が50㎡以下	■	▲	▲	▲									原動機の制限あり、▲2階以下
	危険性や環境を悪化させるおそれが非常に少ない工場	■	■	■	■	①	①	①	②	②				原動機・作業内容の制限あり 作業場の床面積 ① 50㎡以下　② 150㎡以下
	危険性や環境を悪化させるおそれが少ない工場	■	■	■	■	■	■	■	②	②				
	危険性や環境を悪化させるおそれがやや多い工場	■	■	■	■	■	■	■	■	■				
	危険性が大きいか又は著しく環境を悪化させるおそれがある工場	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■			
	自動車修理工場	■	■	■	■	①	①	②	③	③				作業場の床面積 ① 50㎡以下　② 150㎡以下 ③ 300㎡以下 原動機の制限あり
	火薬、石油類、ガスなどの危険物の貯蔵・処理の量　量が非常に少ない施設	■	■	■	①	②								
	火薬、石油類、ガスなどの危険物の貯蔵・処理の量　量が少ない施設	■	■	■	■	■	■	■						① 1,500㎡以下　2階以下 ② 3,000㎡以下
	火薬、石油類、ガスなどの危険物の貯蔵・処理の量　量がやや多い施設	■	■	■	■	■	■	■	■	■				
	火薬、石油類、ガスなどの危険物の貯蔵・処理の量　量が多い施設	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■			
卸売市場、火葬場、と畜場、汚物処理場、ごみ焼却場等		都市計画区域内においては都市計画決定が必要												

（注） 本表は、建築基準法別表第二の概要であり、すべての制限について掲載したものではありません。
（詳細は建築基準法を参照のこと。）

２－２　工業系用途地域の特徴

工業系用途地域は表１の「準工業地域」、「工業地域」、「工業専用地域」部分に示されるように、都市計画法において「工業の利便性を増進」する地域と定義されている。

ここで工業系建築物の立地規制を見ると、表１下段の「工場・倉庫等」に示されるとおり、火薬や石油類、ガスなどの危険物の貯蔵量や環境悪化への影響の程度、工場で使用する原動機の有無により異なるが、基本的には住居系用途地域への立地が規制されている。

一方で住宅等については、表２上段の「住宅、共同住宅、寄宿舎、下宿」に示されるとおり「準工業地域」と「工業地域」においても立地可能である。

この意味について考えてみる。

工業地域において住宅が立地不可能とした場合、用途規制前から住宅兼工場を経営していた個人事業主は新たに住宅を探さねばならない。これが１件のみであれば経済学上の損失は社会全体でみれば無視できるレベルであろうが、これらの住宅兼工場は集積の経済原理から自然と一定の集積を形成していた可能性が高く、その集積すべてについて住宅移転を実施するとその損失は大きくなる。また、工場については 24 時間操業も珍しくなく、労働はシフト制である可能性もあることを考慮すると、工場の効率的な操業のためには労働者の通勤移動による時間費用の損失を最小にするために工場とその労働者用の住居を近接させることが効率上望ましい。つまり、工業が集積する地域においては、就業地とその労働者の職住近接という工場の便益を向上させる条件下において、住宅と工場という異なる混在が混在したとしても、発生する外部不経済が工業用途の便益を上回ることはなく、工業用途の余剰を増加させる状況にあるといえる。

２－３　工業系用途地域の現状

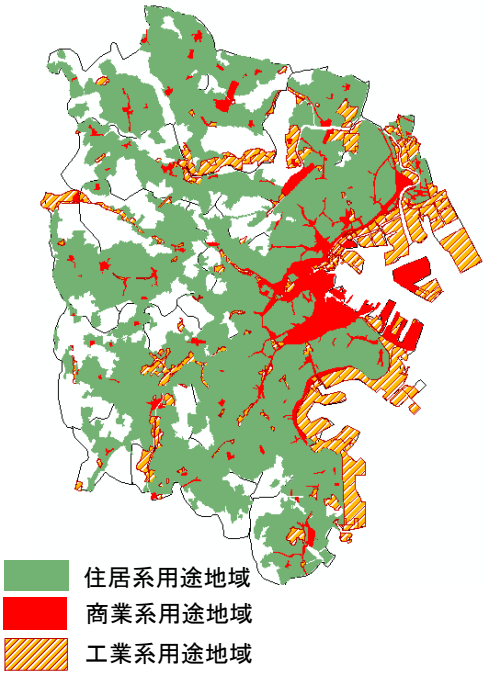
市域の約 12%（52.45 ㎢）を占める横浜市の工業系用途地域では、近年工業から住宅や大規模商業施設への土地利用転換が進んでいる。

これには２つの要因があると推測する。

第１の要因は、工業系用途地域内に工場跡地が発生し、共同住宅が建設されやすい背景にあると考えられる。

近年は工場集約や拠点集約、アジア進出など、景気の悪化や企業経営の効率化を要因として、大規模な工場跡地が発生しやすくなってきている。その土地は、過密化した都市の中でマンション開発の余地が少なくなってきた住宅デベロッパーにとって貴重なビジネスチャンスとなり、住宅

【図１】横浜市用途地域図
（横浜市 GIS データより作成）



デベロッパーにとっての土地の価値は高くなる。

つまり住宅デベロッパーはその土地に対し比較的高い付け値を設定することになり、少しでも高い販売価格を望む土地所有者は、より高い付け値を提示する住宅デベロッパーに土地を売却する。

結果、工業系用途地域内の工場跡地は、競争的な土地市場の中では住宅デベロッパーが獲得する可能性が高くなっていると考えられる。

第２の要因は、住宅地化が更なる住宅地化を促進している可能性が考えられる。

異なる用途の混在による外部不経済の発生は前述のとおりであるが、第１の要因により立地した共同住宅に居住する住民は、騒音や振動を発生させる工場へ操業時間の短縮など住環境への配慮を求める。その住民と工場との取引交渉が成立しない場合には、交渉は紛争に発展し、場合によって工場はより良い操業環境を求め移転することもあり、新たな工場跡地が発生する。結果、第１の要因が発生する環境が整い、さらに住宅地化が進むことになる。

現在の工業系用途地域における住宅の立地は合法であるが、近年新たに立地した共同住宅に居住する住民のうち工場で就業する者は限りなくゼロに近いと考えるのが妥当であり、２－２で述べた職住近接がもたらす便益は減少してきていると考えらえる。

工業系用途地域において住宅の立地が可能であることが、２－２の状況を想定していると仮定するならば、工業との職住近接を目的としない住民と、工場との紛争が発生している現在の状況は、用途地域制度制定当初の想定とは異なり、外部不経済が職住近接による便益を上回っている可能性がある。

つまり、用途の混在による外部不経済の発生をあらかじめ抑制する目的で導入されている用途地域制度が工業系用途地域では、現状十分に機能していないといえる。

このことは、制度自体の欠陥ではなく、時代の変化に応じて規制内容の改正が必要であることを示唆していると考える。

第3章　用途の混在が地価に与える影響の分析について

この章では、用途の混在が地価に与える影響を分析するための方法、分析に使用したデータの説明のほか、データの基本統計量、分析結果を示す。

3－1　分析概要

地価は、その土地の需要が高まれば上昇し、需要が減少すれば下落する。
その需要は立地や周辺環境など様々な要因により決定される。用途の混在を例にとると、工場と住宅との混在により工場の操業環境、住民の住環境が悪化するなどの外部不経済が発生している場合、居住地を求める者は工場と近接する土地を好まない傾向にあり、また、工場立地を目的とする者は紛争によるコスト支出の可能性がある住宅と近接する土地を好まない傾向にあるといえる。つまり、外部不経済が発生している用途混在地域ではその土地の需要は減少し、地価は下落する傾向にあると考えられる。

そこで、工業系用途と住宅との混在の度合いが地価に与える影響を明らかにするため、ヘドニックアプローチを用いて OLS で分析を行った。なお、固定効果モデルについても分析を実施したが、バリエーションが少なく有意な結果が得られなかったため、本論文では OLS の分析結果に基づき考察する。

3－2　使用データ

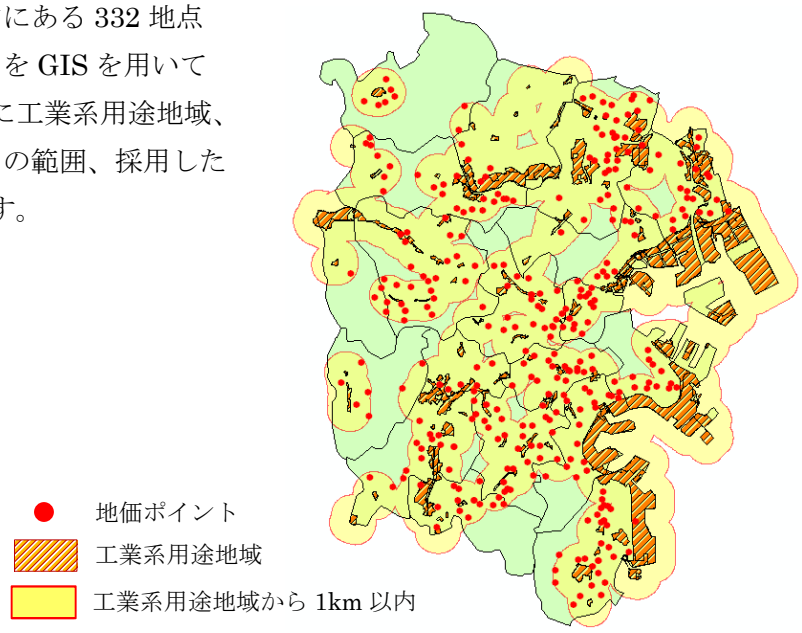
分析では地価を被説明変数とするため、地価公示法に基づき定期的に調査、公表され、一般的な土地取引の指標である公示地価、国土利用計画法に基づき定期的に調査、公表され、調査地点の正常価格を示す都道府県調査地価のほか、建物用途毎の延床面積、用途地域、各施設までの距離等を説明変数とするため、それらデータが含まれている横浜市の GIS データ（都市計画決定データ、都市計画基礎調査データ）を利用した。また、これらから 1992 年、1997 年、2003 年、2008 年の 4 カ年分のパネルデータを作成し、分析に用いた。
なお、地価データは、国土交通省国土政策局国土情報課の国土数値情報ダウンロードサービスから JPGIS2.1（GML）準拠の GIS データを入手した。横浜市の GIS データについては、横浜市建築局都市計画課より入手した。

3－3　被説明変数

地価の対数値を採用した。
なお、工業系用途地域における住工混在が地価に与える影響を分析するため、地価ポイントについては、公示地価、都道府県調査地価のうち、1992 年、1997 年、2003 年、2008

年に共通するもので、かつ横浜市内の工業系用途地域から 1km 以内にある 332 地点（4 か年分計 1328 地点）を GIS を用いて抽出し、採用した。図２に工業系用途地域、工業系用途地域から 1km の範囲、採用した地価ポイントの分布を示す。

【図２】地価ポイント分布図



３－４　説明変数

分析にあたり、下記①~⑥に示す説明変数を採用した。
なお、表３にその基本統計量を示す。

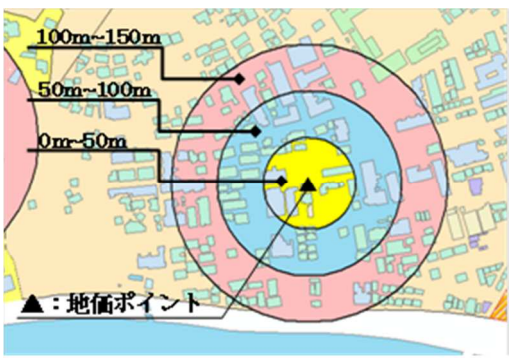
①　距離帯、用途毎の延床面積の合計値（単位：100 ㎡）

（横浜市都市計画基礎調査データをもとに、GIS で作成）

用途や規模による外部性やその影響範囲の違いを考慮し、地価ポイントから半径 50m 以内、50m~100m、100m~150m の３つの距離帯を設定（図３参照）するとともに、それぞれの距離帯に立地する下記 6 つの用途の延床面積の合計値を採用した。

なお面積の集計にあたり、距離帯の境界線をまたぐ建築物については、延床面積の合計値の 1/2 を各距離帯の合計値に加算した。

【図3】距離帯



・300 ㎡未満の小工場（以下、小工場）
・300 ㎡以上の大工場（以下、大工場）
・研究施設
・倉庫、物流施設　（以下、物流施設）
・危険物保管庫、処理施設
（以下、処理施設）
・1000 ㎡以上の商業施設
（以下、商業施設）

② **住宅率（単位:%）（横浜市都市計画基礎調査データより作成）**

各距離帯に立地する住宅の延床面積の合計値を算出し、各距離帯の面積で除した百分率を入力した。なお、分母となる距離帯の面積については、建築物が立地可能な面積とするため、横浜市の道路率 11.8%（出典：横浜市道路局ホームページ）を考慮し、下式により住宅率を算出した。

※住宅率（%）=（住宅の延べ床面積の合計値）/（距離帯の面積*0.882）*100

③ **交差項**

住宅の立地割合と各用途との関係性を考察するため、用途、距離帯毎の延床面積合計値①と距離帯毎の住宅率②の交差項を採用した。

※交差項 =（①延床面積合計値）*（②住宅率）

④ **地積、容積率、建蔽率の対数値（公示地価、都道府県調査地価をもとに作成）**

⑤ **距離（単位:km）（公示地価、都道府県調査地価、横浜市都市計画決定データをもとに、GIS で作成）**

地価ポイントから最寄駅までの距離は公示地価、都道府県調査地価の GIS データを利用し、東京駅までの距離、工業系用途地域までの距離は横浜市都市計画決定データを基に GIS により算出し、採用した。

⑥ **ダミー変数**　（公示地価、都道府県調査地価、横浜市都市計画決定データをもとに GIS で作成）

地価ポイント毎の特性等を考慮するため、下記ダミー変数を採用した。

- 年次ダミー（1992 年、1997 年、2003 年、2008 年）
- 行政区ダミー（横浜市内の 18 区）
- 用途地域（住居系用途地域、工業系用途地域、商業系用途地域）
- 防火指定ダミー（防火地域、準防火地域）
- 水道の有無
- ガスの有無
- 下水道の有無
- 距離帯毎の河川
- 距離帯毎の幹線道路の有無

【表3】基本統計量

観測数n=1328

変数			平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln地価			12.709	0.59	11.56	16.84
小工場	延床面積合計値	150m～100m	1.131	2.66	0.00	38.73
		100m～50m	0.708	2.16	0.00	28.81
		50m～0m	0.249	1.32	0.00	25.75
	交差項	150m～100m	72.751	188.19	0.00	1920.46
		100m～50m	40.479	122.32	0.00	1473.70
		50m～0m	10.901	53.95	0.00	905.05
大工場	延床面積合計値	150m～100m	7.733	38.35	0.00	576.87
		100m～50m	4.075	21.30	0.00	347.37
		50m～0m	1.091	6.52	0.00	92.48
	交差項	150m～100m	1478.788	7489.32	0.00	124688.20
		100m～50m	169.646	946.01	0.00	19741.56
		50m～0m	35.273	217.89	0.00	3933.50
研究施設	延床面積合計値	150m～100m	0.327	4.53	0.00	116.69
		100m～50m	0.102	1.77	0.00	57.10
		50m～0m	0.008	0.12	0.00	2.24
	交差項	150m～100m	17.233	228.33	0.00	5732.78
		100m～50m	5.576	81.63	0.00	2315.08
		50m～0m	0.434	5.91	0.00	110.17
物流施設	延床面積合計値	150m～100m	3.283	13.62	0.00	229.37
		100m～50m	1.564	8.34	0.00	139.40
		50m～0m	0.608	3.30	0.00	43.21
	交差項	150m～100m	184.775	1148.92	0.00	32016.49
		100m～50m	59.661	266.56	0.00	5260.28
		50m～0m	26.523	141.58	0.00	2056.35
処理施設	延床面積合計値	150m～100m	0.847	5.51	0.00	81.43
		100m～50m	0.428	4.87	0.00	81.43
		50m～0m	0.322	7.09	0.00	199.29
	交差項	150m～100m	55.670	367.25	0.00	4816.22
		100m～50m	29.849	455.39	0.00	12100.99
		50m～0m	7.760	129.32	0.00	3674.44
商業施設	延床面積合計値	150m～100m	50.496	151.93	0.00	2282.95
		100m～50m	32.576	154.05	0.00	3216.76
		50m～0m	12.210	59.65	0.00	926.08
	交差項	150m～100m	5353.406	31909.47	0.00	764346.80
		100m～50m	6187.282	135496.30	0.00	4910034.00
		50m～0m	3109.241	48407.79	0.00	1231224.00
住宅率		150m～100m	63.583	38.28	0.00	472.04
		100m～50m	62.720	53.94	0.00	1526.39
		50m～0m	74.483	70.22	0.00	1329.50

変数			平均値	標準偏差	最小値	最大値
距離	工業系用途地域まで		0.444	0.267	0.00	0.99
	最寄り駅まで		1.069	0.891	0.00	6.00
	東京駅まで		30.574	6.332	17.36	42.04
ln地積			5.246	0.516	4.13	7.91
ln容積率			4.971	0.609	4.09	6.68
ln建蔽率			4.028	0.230	3.69	4.38
ダミー	工業系用途地域		0.039	0.194	0.00	1
	住居系用途地域		0.735	0.441	0.00	1
	商業系用途地域		0.214	0.410	0.00	1
	防火地域		0.114	0.318	0.00	1
	準防火地域		0.535	0.499	0.00	1
	水道		1.000	0.000	1.00	1
	ガス		0.873	0.333	0.00	1
	下水道		0.992	0.091	0.00	1
	1992年		0.250	0.433	0.00	1
	1997年		0.250	0.433	0.00	1
	2003年		0.000	0.000	0.00	0
	鶴見区		0.075	0.264	0.00	1
	神奈川区		0.027	0.162	0.00	1
	西区		0.048	0.214	0.00	1
	中区		0.042	0.201	0.00	1
	都築区		0.015	0.122	0.00	1
	保土ケ谷区		0.072	0.259	0.00	1
	磯子区		0.054	0.227	0.00	1
	金沢区		0.090	0.287	0.00	1
	港北区		0.105	0.307	0.00	1
	戸塚区		0.072	0.259	0.00	1
	港南区		0.081	0.273	0.00	1
	旭区		0.081	0.273	0.00	1
	緑区		0.066	0.249	0.00	1
	瀬谷区		0.012	0.109	0.00	1
	栄区		0.045	0.208	0.00	1
	泉区		0.021	0.144	0.00	1
	青葉区		0.024	0.153	0.00	1
	河川の有無	150m～100m	0.160	0.366	0.00	1
		100m～50m	0.057	0.232	0.00	1
		50m～0m	0.003	0.055	0.00	1
	幹線道路の有無	150m～100m	0.169	0.375	0.00	1
		100m～50m	0.066	0.249	0.00	1
		50m～0m	0.006	0.077	0.00	1

3－5 推計結果

表４にＯＬＳによる推計結果を示すとともに、下記①、②において各係数が示す意味を説明する。

【表4】推計結果

被説明変数			ln地価			説明変数			係数		標準誤差
説明変数			係数		標準誤差						
小工場	延床面積合計値	150m～100m	−0.00213		0.00692	距離	工業系用途地域まで		0.04067		0.02788
		100m～50m	0.01836	**	0.00755		最寄り駅まで		−0.08851	***	0.00889
		50m～0m	0.03039	**	0.01427		東京駅まで		−0.01892	***	0.00443
	交差項	150m～100m	−0.00015	*	0.00009		ln地積		0.11575	***	0.01593
		100m～50m	−0.00025	**	0.00010		ln容積率		0.29505	***	0.03293
		50m～0m	−0.00051	**	0.00022		ln建蔽率		−0.50166	***	0.08798
大工場	延床面積合計値	150m～100m	−0.00002		0.00051	ダミー	工業系用途地域		0.30434	***	0.08603
		100m～50m	−0.00053		0.00077		住居系用途地域		0.39224	***	0.06802
		50m～0m	−0.00347		0.00213		商業系用途地域		0.91929	***	0.06702
	交差項	150m～100m	0.00000		0.00000		防火地域		0.09348	**	0.04345
		100m～50m	0.00002		0.00001		準防火地域		−0.04379	*	0.02479
		50m～0m	0.00000		0.00005		水道		省略		
研究施設	延床面積合計値	150m～100m	−0.02003		0.02178		ガス		0.09942	***	0.02115
		100m～50m	0.00763		0.02293		下水道		0.11422		0.07296
		50m～0m	−0.28760		0.24481		1992年		0.67477	***	0.01546
	交差項	150m～100m	0.00040		0.00043		1997年		0.35049	***	0.01512
		100m～50m	−0.00023		0.00048		2003年		省略		
		50m～0m	0.00465		0.00490		鶴見区		−0.02906		0.06007
物流施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00060		0.00124		神奈川区		−0.04941		0.05315
		100m～50m	−0.00598	***	0.00151		西区		0.24026	***	0.04369
		50m～0m	−0.01696	***	0.00324		中区		0.16260	***	0.04108
	交差項	150m～100m	−0.00001		0.00001		都築区		−0.32937	***	0.06635
		100m～50m	0.00007	**	0.00003		保土ケ谷区		−0.17286	***	0.03563
		50m～0m	0.00023	***	0.00007		磯子区		−0.08732	**	0.03741
処理施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00121		0.00426		金沢区		−0.04985		0.04586
		100m～50m	0.00486	*	0.00287		港北区		0.08684		0.05986
		50m～0m	0.01010	***	0.00294		戸塚区		−0.00412		0.04301
	交差項	150m～100m	−0.00009		0.00006		港南区		−0.03088		0.03882
		100m～50m	−0.00007	**	0.00003		旭区		−0.07294	**	0.03405
		50m～0m	−0.00054	***	0.00018		緑区		−0.14684	***	0.04032
商業施設	延床面積合計値	150m～100m	0.00060	***	0.00010		瀬谷区		−0.11975	*	0.07018
		100m～50m	0.00025	***	0.00008		栄区		0.04515		0.05263
		50m～0m	0.00011		0.00020		泉区		−0.04913		0.05784
	交差項	150m～100m	0.00000	**	0.00000		青葉区		−0.04612		0.05439
		100m～50m	0.00000	***	0.00000		河川の有無	150m～100m	0.05776	***	0.02186
		50m～0m	0.00000	***	0.00000			100m～50m	0.00064		0.03461
住宅率		150m～100m	−0.00076	**	0.00031			50m～0m	0.04011		0.13167
		100m～50m	−0.00129	***	0.00030		幹線道路の有無	150m～100m	0.03332		0.02356
		50m～0m	−0.00058	***	0.00018			100m～50m	−0.02573		0.03496
								50m～0m	−0.09023		0.08799
定数項			12.54272	***	0.37585						
観測数			1328			自由度調整済み決定係数			0.8677		

※***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。

① 延床面積の合計値の係数

延床面積合計値の係数は住宅率が 0%の地域において、ある用途の延べ床面積が 100 ㎡増加した場合の、地価へ与える影響を示す。

小工場の 150m~100m を例にとると、係数は-0.00213 であり、住宅率 0%の当該距離帯において小工場の延床面積合計値が 100 ㎡増加すると地価が約 0.213%下落することを示す。また、同用途の 100m~50m における係数は 0.01836 であり、地価が約 1.83%上昇することを示す。

② 交差項の係数

交差項の係数は、住宅率が 1%の地域において、ある用途の延べ床面積が 100 ㎡増加した場合の各用途の延床面積の合計値の係数に与える影響を示す。交差項の係数をα、延床面積の合計値の係数をβ、住宅率を A%とすると、住宅率 A%の地域において、ある用途が 100 ㎡立地した場合の地価への影響は下式で示される。

β（延床面積の合計値の係数）＋α（交差項の係数）＊A(%)

例えば、100m～50m の距離帯で住宅率 A=20%の地域に小工場が立地する場合の、小工場立地の地価への影響は、0.03039 - 0.00051 ＊ 20(%) = 0.02019
となり、住宅との混在により地価を引き上げる効果が 1%低減され、地価を約 2%上昇させる結果となる。

第4章 結果の考察

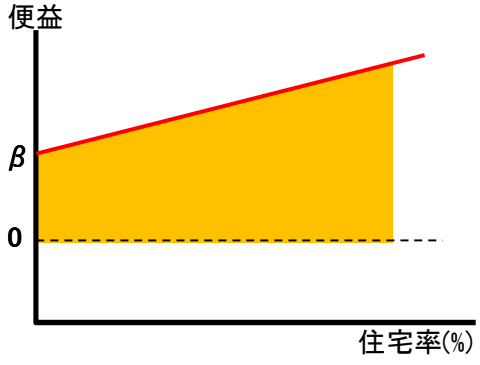
分析結果から、延床面積の合計値の係数βと交差項の係数αの符号に注目し、以下の４タイプに分類し考察した。なお、考察の対象は、住宅率が 0%の地域は実際には存在しないと考えられるため、交差項の係数αについて有意性が確かめられた用途、距離帯とした。
なお、表５～８中の***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準に対応する。

4－1 分類タイプ① β＞0、α＞0

ある用途の建築物の延べ床面積が 100 ㎡増加する場合に地価に与える影響を便益と捉えて縦軸にとり、住宅率を横軸にとる。

β＞0、α＞0 となるこのタイプ①は図４に示す通り、グラフはβを切片とする右肩上がりの線形で表され、住宅率に関わらず、常に便益は正になる。

【図4】タイプ①の便益と住宅率の関係



このタイプに該当する用途は、表５に示す商業施設の 150m~100m、100m~50m の距離帯である。

この結果が示すものは、商業施設の立地は地価を上昇させ、住宅率が高い地域ほどその効果は大きいことを示している。住宅と商業が近接すると、住宅にとっては利便性が向上し、商業施設にとっては集客や売り上げの増加が見込めるため、互いに地価を引き上げる関係になっているものと推測される。

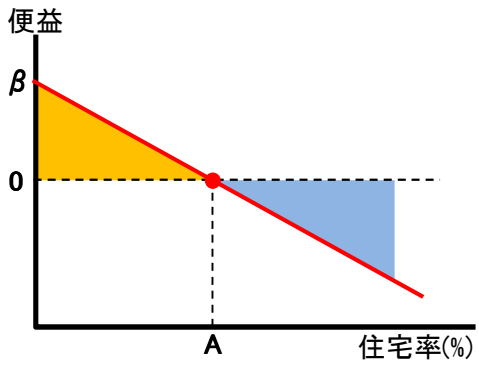
つまり、当該距離帯における商業施設については、効率性の観点から、住宅と混在しても良い用途であるといえる。

【表5】タイプ①に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率 A
商業施設	100m～50m	0.00025***	0.0000004***	-
商業施設	50m～0m	0.00011	0.0000008***	-

４－２ 分類タイプ② $\beta > 0$、$\alpha < 0$

【図5】タイプ②の便益と住宅率の関係



このタイプに該当する用途は、図５に示すとおり、住宅率 A%を超えた場合、便益は負に転じる。

これは、住宅率が A%以上の地域に立地した場合に便益が負になる用途であることを示しており、住宅との混在で便益が低下する用途であるといえる。

一般的に工業系の土地利用は騒音、振動、臭気等の負の外部性をもたらすことが予想されるが、表６に示す通り β の符号が正であった。

この要因については、工場が集積することで、材料や部品等の運搬にかかる時間的、金銭的コストが低下し生産活動が効率的になること（集積の経済）や、住宅と隣接する確率が減少するため、騒音や振動等が住宅に与える負の外部性への対策コストが低くなること、工場が幹線道路沿いなどの利便性の高い場所に立地していることが多いこと、採用した地価ポイントは工業系用途地域周辺であり、工場が多く立地していること等の可能性が挙げられる。

また、便益の正負の転換点である住宅率 A%の値については、処理施設の 100m~50m の距離帯において 18.8%と他の用途、距離帯と比して住宅との混在による負の影響が大きいが、小工場の 72.0%、59.8%、施設処理の 50m~0m の 71.4%などからは、概ね住宅率が 60%～70%を超えると、前述の集積の利益が用途の混在による負の外部性を下回り、地価を引き下げることが明らかとなった。

商業施設についての住宅率 A は 506.01%との数値が求められたが、工業系用途地域での

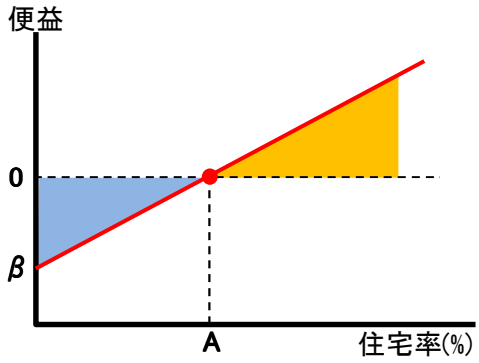
容積率の上限は 200%～400%であり、距離帯の面積に対する住宅の延床面積の割合である住宅率の上限も理論上同様の数値となる。よってβとαの符号上は住宅との混在により便益は減少するタイプ②に分類されるが、便益は常に正であり、実質的にはタイプ①の性格を持つ、住宅と混在しても良い用途であるといえる。

【表6】タイプ②に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率 A
小工場	100m～50m	0.01836**	-0.00025**	72.0%
小工場	50m～0m	0.03039**	-0.00051**	59.8%
処理施設	100m～50m	0.00486*	-0.00007**	18.8%
処理施設	50m～0m	0.01010***	-0.00054***	71.4%
商業施設	50m～0m	0.00060***	-0.000001**	506.01%

4－3 分類タイプ③ β＜0、α＞0

【図6】タイプ③の便益と住宅率の関係



このタイプは、グラフの住宅率 A%を境に便益が正になる用途である。

これには表 7 に示す物流施設の 100m~50m、50m~0m の距離帯が該当する。

物流施設のβが負の値である要因については、運搬行為によって騒音・振動の発生や、周辺の交通環境に対する負荷を生じさせる等の外部不経済の発生による可能性が考えられる。

住宅率の上昇に従い、地価に与える便益が増加し、概ね住宅率が 74%を超えると便益が正に転換することについては、物流施設と住宅とが互いに地価を引き上げる関係にあるのではなく、物流施設は立地に際し広大な敷地を必要とする場合が多く、住宅と比して土地の単価が下がりやすく、結果土地の付け値は住宅の方が物流施設よりも高い傾向にあるため、住宅が一定程度集積すると、住宅として土地利用することが地価に与える便益が、倉庫、物流施設として土地利用することによる負の便益を上回ることによるものと推測される。

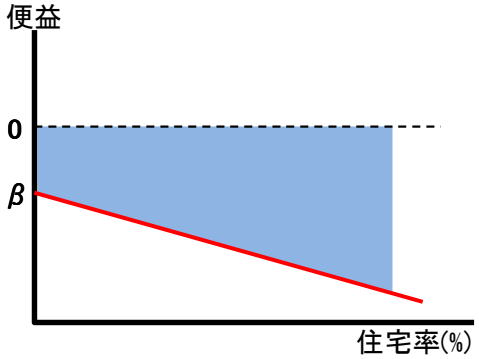
このタイプに該当する用途については、住宅との混在により便益が下がる用途であるといえる。

【表7】タイプ④に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率 A
物流施設	100m～50m	-0.00598***	0.00007**	81.9%
物流施設	50m～0m	-0.01696***	0.00023***	74.5%

4－4　分類タイプ④　β＜0、α＜0

【図7】タイプ④の便益と住宅率の関係



このタイプは図７に示すとおり、便益は常に負であり、住宅率の上昇に伴いさらに便益が減少していく。

これに該当する用途は、住宅との混在が好ましくない用途であるといえる。

このタイプには表８に示す、150m~100m に立地する小工場が該当するが、小工場における他の距離帯についてはタイプ②であった。

同じ用途でありながら、距離帯によって結果が異なった要因については、当該βの有意性を判断するＰ値が 0.758 と非常に大きく信頼性に欠ける数値であることが考えられる。

よって、小工場の 150m~100m の距離帯における小工場の立地については、β、αの符号上はタイプ④に分類されるが、その信頼性は低く、実態的には他のタイプに分類される可能性が高い。

【表8】タイプ④に該当する用途と係数

用途	距離帯	β	α	住宅率 A
小工場	150m～100m	-0.00213	-0.00015*	-

4－5　まとめ

本稿では、住宅等への土地利用転換が進む工業系用途地域に焦点を当て、住宅と工業系用途との混在が地価に与える影響についてヘドニックアプローチを用いて分析することで、土地利用規制の効率性に関する考察を行った。

結果、商業施設と住宅との混在は地価を上昇させる効果がある一方で、工業系用途と住宅との混在については、住宅との混在が地価を下落させる効果があることが明らかとなった。加えて、工業系用途の集積の利益は存在するが、住宅率が 60%を超えた場合にはその集積の利益は混在による外部不経済で相殺され、地価を下落させる可能性があることが明らかとなった。

また、推計式に各データの平均値を入力したところ、工業系用途地域から 1km 以内の地域における現在の用途混在の状況は、平均的に地価を 2~5%引き下げるという結果が得られた。有意でない推計値も含まれているためこの結果は信頼性に欠けるが、現状の工業系用途地域における用途に関する立地規制内容が必ずしも効率的な土地利用を実現していない可能性があることを示唆しているといえる。

第5章　提言

第４章において、現状の工業系用途地域における用途の混在は、地価を下落させる可能性があること、効率的な土地利用規制となっていない可能性があることを示したが、今後の工業系用途地域のより効率的な土地利用の方策として、用途純化を主眼とした規制変更の検討を提言する。

職住近接がもたらす便益を考慮して工業と住宅との混在が認められている工業系用途地域の立地規制内容については、２－２で示す職住近接の便益を実現させる可能性は乏しく、また、限りなくオートメーション化された現在の工場ではその需要、便益共に少ないと考えられる。そして、紛争発生の現状を考えると、その状態を放置することは長期的に外部不経済を発生させるとともに、地方自治体にとっては工業系企業からの税収等を失うことになり、経済的に効率的な状態とは言い難い。

よって、住宅率が 60%に達しているなど、ある程度住宅地化した工業系用途地域においては、現状の効率性について前述の分析手法等を用いて評価し、非効率的な状況であった場合には、既に住宅地化した地域については住居系用途地域への規制変更を検討することが望ましい。また、住宅率が低い地域においては、効率的な工業系土地利用が実現できる環境整備として、住宅の立地を制限する等の規制変更を検討する必要があると考える。その際、工業と住宅の混在が公益上必要である場合には、混在による外部不経済を十分に検証したうえで、建築基準法第 48 条に規定される許可制度を活用することで対応することが好ましい。

これまでは、主に工業系用途地域について経済学的な観点から用途地域制度について述べたが、少子高齢化、人口減少、ニーズやライフスタイルの多様化などから、今後他の用途地域においても外部不経済の発生など、非効率的な状況が生まれる可能性がある。例を挙げれば、一時期に大量の住宅が分譲された低層住宅地では高齢化も急激に進む。低層住宅地では原則として商業施設は立地できない（表１参照）ため、低層住宅地にも商業施設の立地を認めたほうが経済学的に効率的な状態が実現できる可能性もある。

このように、用途地域制度についてはこれまでは有効に機能してきたが、その規制の効果を改めて評価し、見直す時期に来ていると考えられる。今後は社会情勢の変化を的確にとらえ、規制内容を適宜に変更することで効率性を保っていく必要があるといえる。

第6章　今後の課題について

今回の研究では、工業系用途と住宅との混在について、一定の見解を導出できたが、有意な推計値が求められなかった部分もあり、正確な現状評価や政策立案等に利用できる精度には達していない。今後本稿における手法を政策立案等に活用していくには、研究の精度をより高めていく必要がある。そのためには、外部性の効果を考慮する際に建物規模や用途だけでなく、大気汚染物質量や騒音量などの実測値を説明変数として採用するなどの対応が必要であると考える。加えて、首都圏の複数都市について同様の分析を実施し、比較することで、より一般化された考察と提言が導出できると考えられる。

参考文献

・清水陽子、中山徹(2005)「尼崎市における混在地への用途地域変更の効果について」『日本建築学会大会学術講演梗概集』
・清水陽子、中山徹(2005)「混在地における用途地域変更の効果について―兵庫県尼崎市を事例として―」『平成 17 年度日本建築学会近畿支部研究報告集』
・清水陽子、中山徹（2007)「住工混在地における用途地域変更と土地利用用途の変化について」『日本家政学会誌 vol.58 No.413~423』
・清水陽子、中山徹（2007)「住工混在地の事業者と工場跡地に建てられた住宅に住む住民の意識と、住工共存のまちづくりに関する研究」『日本建築学会計画系論文集第 612 号、71-78』
・安田孝(1983)「大阪市都心周辺部の工場転出跡地におけるマンション立地について―大阪都市圏における民間分譲マンションに関する研究(Ⅱ)―」『日本建築学会論文報告集第 323 号』
・神吉紀世子、小原宏勝、三宅雅美、東樋口護（1999)「都市型公害地域における住工混在空間の変化と環境改善課題に関する研究」『日本建築学会計画系論文集』
・神吉紀世子、山崎晋一、安枝英俊、高田光雄(2010)「工業用途減少地域における中高層共同住宅供給に関する研究―大阪市西淀川区を対象とした統計分析と民間事業者へのヒアリングを通じて―」『日本建築学会大会学術講演梗概集』
・岡崎ゆう子、松浦克己(2000)「社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニックアプローチ：横浜市におけるパネル分析」『会計検査研究 No.22』
・中出文平（1982)「大田区住工混在地域における生産環境の変容と新たなる混在の進行に関する考察」『都市計画別冊 17』
・中出文平（1983)「東京都区部の住工混在地域における居住・生産環境の変容の考察」『日本都市計画学会学術研究論文集 No.18』
・横浜市ホームページ

謝辞

本論文の執筆にあたり、主査の西脇雅人助教授、副査の植松丘客員教授、安藤至大客員准教授には丁寧なご指導をいただいたほか、プログラムディレクターである福井秀夫教授をはじめ、諸先生方には一年を通して多くの有益なご意見をいただきました。このことに、この場を借りて、心より厚く御礼申し上げます。

そして、本大学院にて一年間を共に過ごし、支えてくださ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、貴重な学習と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。

自転車による事故抑制のための携帯電話及び
ヘッドホンの使用禁止に関する研究

＜要　旨＞

近年、自転車関連事故は減少傾向であるにもかかわらず、自転車対歩行者の事故については、平成20 年にピークに達した以降は、発生件数が横ばいであるため、自転車関連事故に占める割合が高くなっている。こうした背景から、各都道府県公安委員会が定める道路交通規則などにおいて、その原因の一つと考えられている携帯電話やヘッドホンの使用を独自に禁止している都道府県がある。本稿ではこの施策は、「負の外部性」を解消することにより、自転車事故件数を減少させるものであるという理論分析を行い、その仮説を実証するため、都道府県パネルデータを用いて、この施策が自転車事故件数に与える影響について分析を行った。携帯電話の使用禁止に係る効果は明らかにできなかった一方で、ヘッドホンの使用禁止に係る効果は統計的に有意に実証されたが、その効果は限定的であることが確認された。

2013 年(平成 25 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12615　　氏名　田中健太郎

目次

1. はじめに 3
2. 自転車交通事故の状況及び自転車交通事故に対する国及び各都道府県の対応 4
2.1 自転車交通事故の状況 4
2.2 国及び各都道府県の対応 8
3. 携帯電話・ヘッドホンの使用禁止が自転車事故に与える効果に関する理論分析 9
4. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」に対する携帯電話及びヘッドホン禁止の効果に関する実証分析 10
4.1 推定の方法 10
4.2 データの説明 11
4.3 施策効果を捉えるモデル 13
5. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」の効果に関する実証分析の推定結果 15
6. 考察 17
7. まとめ 18
参考文献 20

1. はじめに

交通事故の発生件数は、平成 16 年の 952,191 件がピークであり、その後は順調に減少している。そのうち自転車関連事故に関しても全体を見ると、平成 16 年の 187,980 件がピークであり、その後は減少を続けている。しかし、その自転車関連事故の内訳をみると、対歩行者の事故については平成 20 年にピークを迎え、2,942 件であったが、その後も増減を繰り返している。つまり、全体的に交通事故発生件数は減少傾向で、自転車関連事故もその傾向にあるにもかかわらず、自転車関連事故のうち対歩行者の事故については、横這いであるため、自転車関連事故に占める割合が高くなっており、自転車対歩行者の事故や判決は注目を集めている。

例えば、平成 22 年 2 月に東京都内の路上で歩行者の女性がブレーキ不備のピストバイク[1]にはねられ死亡する事故があった。これ以降、こうした違法自転車に対する社会的な批判が高まり、ピストバイクに対する警察の取り締まりは強化された。平成 23 年 9 月に都内をピストバイクで走行していた芸能人が道路交通法違反で摘発されたケースは、まさにこうした流れを受けてのことであった。また、女子高生が夜間、無灯火で携帯電話を操作しながら自転車を走らせ、前を歩いていた看護師の女性に衝突し、女性に手足がしびれて歩行が困難になるなどの障害が残った事件に対して、平成 17 年 11 月、横浜地方裁判所は女子高生に対して約 5000 万円の損害賠償支払いを命じた。この判決以降、自転車に関する個人賠償責任保険や障害保険が注目を集めるようになった。

こうした事故の要因としては、前出のブレーキ不備のピストバイクのような明らかな法律違反もあるが、「自転車の乗車ルールを知らない、知っていても守らない」[2]といった点も指摘されている。自転車の乗車ルールとしては、自転車乗用中に傘を手に持たない、歩道を猛スピードで走らないなどがあるが、その他、携帯電話やヘッドホンの使用もあげられる。自転車運転中の携帯電話やヘッドホンの使用については、いくつかの論文や調査でその危険性が指摘されている[3]。携帯電話であれば、片手で通話しながらの運転はハンドルの操作ミスを招く恐れがあり、また携帯電話でメールをしながらの運転は、それに加えて注意を払うべき視覚が制限される。一方、両耳を塞ぐヘッドホンであれば、聴覚が制限されるために危険を感知しづらく、後ろから車が来ても気づきにくい。携帯電話やヘッドホンの使用は、法律により禁止されているわけではないが、その危険性を受けて、国は、「交通の方法に関する教則」を改正し、自転車乗用中の携帯電話やヘッドホンの使用禁止を呼び掛けている。そして、この「交通の方法に関する教則」を受けて、各都道府県公安委員会が定める道路交通規則などにおいて、携帯電話やヘッドホンの使用を独自に禁止している都道府県がある。

そこで、本稿ではこうした各都道府県独自の携帯電話及びヘッドホンの使用禁止が、自転車が関連する事故のうち、自転車が第一当事者及び第二当事者[4]となる事故にどのような影響を与えているかについて、47 都道府県のパネルデータを作成し分析を行った。結論から先に述べると、携帯電話の使用禁止に係る効果は、統計的に有意に実証されなかった一方で、ヘッドホンの使用禁止に係る効果は、統計

---

1 高速走行が可能な競技用自転車の一種で、ペダルと後輪が連動しており、ペダルを逆向きに回すと後輪を反対に回すことができる自転車

2 御子神(2011)を参照

3 携帯電話の使用については神田(2010)、ヘッドホンの使用については濱村・岩宮(2010)や東京都生活文化スポーツ局(2008)を参照

4 交通事故に関与した車両等(自転車を含む。)の運転者又は歩行者のうち、事故における過失の重いもの、過失が同程度の場合には負傷程度が軽いものを第一当事者と言い、この反対を第二当事者という。

的に有意に実証されたが、その効果は限定的であった。また、実証分析を行うにあたっては、収集することができた統計データの限界もあったが、このような結果を踏まえつつ、今後の自転車施策の改善に向けた提言を行った。

なお、携帯電話の使用が自転車等の運転時に与える影響に関する先行研究としては、次のようなものがある。神田(2010)は、携帯電話による通話が自転車運転中の注視行動に及ぼす影響を検証し、注視時間の短縮、注視頻度の増加を指摘している。また、自転車ではないものの、萩原・徳永(2009)は、携帯電話の利用が運転に与える影響をドライバの精神的負担・負荷から検証し、携帯電話を用いるよりもハンズフリーシステムを用いることで精神的負担・負荷を軽減できることを確認している。ヘッドホンの使用が自転車等の運転時に与える影響についての先行研究は見つけられなかったが、東京都生活文化スポーツ局(2008)が、イヤホンの使用が聴覚に及ぼす影響についての調査の中で、イヤホンの使用による聴覚感度の低下を定量的に示し、屋外での使用については大きな危険が伴うことを指摘している。先行研究については、携帯電話やヘッドホンの使用が、人間の体に対してどのような影響を及ぼし、どのような危険性を与えるかについて論じたものはあるが、これらの使用禁止が自転車関連の交通事故件数に与える影響に着目し、分析を行ったものは確認できなかった。その点で、本稿の研究は、今後の自転車交通施策を考察するうえで、一定の意義をなすものと考える。

以下、本稿の構成は次のとおりとなっている。まず第 2 章で自転車交通事故の状況を概観するとともに、それに対する国及び各都道府県の対応状況について確認する。第 3 章では携帯電話及びヘッドホンの使用禁止が自転車事故に与える効果に関して理論分析を行い、その理論分析を元に第 4 章で実証分析の前提となる推定の方法、データの説明、施策効果を捉えるモデルについて説明する。第 5 章では第 4 章で作成したモデルに基づく実証分析の推定結果を述べ、その推定結果に対する考察を第 6 章で行う。そして最後に第 7 章でそれらを踏まえた政策提言を行う。

2. 自転車交通事故の状況及び自転車交通事故に対する国及び各都道府県の対応

本章では警察庁交通局が公表する統計データを元に、自転車事故の状況について概観するとともに、それに対して、国や各都道府県がどのような対応を行ってきたのかについて確認を行う。

2.1 自転車交通事故の状況

まず、交通事故全体の概況について把握し、交通事故全体に占める自転車事故の位置づけを確認したうえで、自転車交通事故の状況について概観していくこととする。

次頁の図 1 は戦後の昭和 25 年から平成 23 年までの交通事故の発生状況を示している。

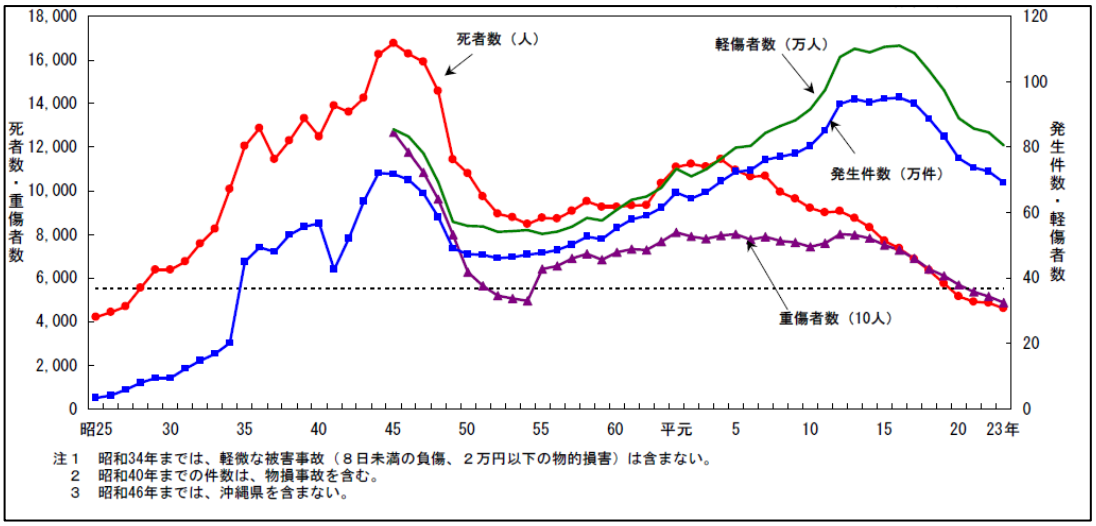


図 1 交通事故発生状況の推移[5]

まず注目すべきは、死傷者数である。戦後の高度経済成長に伴って、特に昭和 30 年代以降、交通事故死傷者数が増加の一途をたどっており、昭和 45 年にピークに達している。この頃は交通戦争という言葉が生まれ、自動車の普及によってもたらされた事故が社会問題となった。

その後、死者数は大きく減少したが、昭和 55 年頃より再び増加に転じ、昭和 63 年には再び死者数が 1 万人を超える結果となった。そして、平成 5 年以降は、現在まで減少を続けている。

その一方で注目すべきなのは、事故の発生件数と軽傷者数である。これらの指標は、平成 5 年頃までは死者数と連動するような動きを見せていたが、その後は死者数の減少に関わらず、増加の一途をたどっていた。そして、平成 16 年にピークを迎え、その後は着実に事故件数は減少している。

次にどんな交通手段を利用している最中に事故を起こしているかについて確認をしておきたい。図 2 は状態別の負傷者数を示している。これを確認する限り、圧倒的に自動車に乗っている際の負傷者が多いことが分かる。

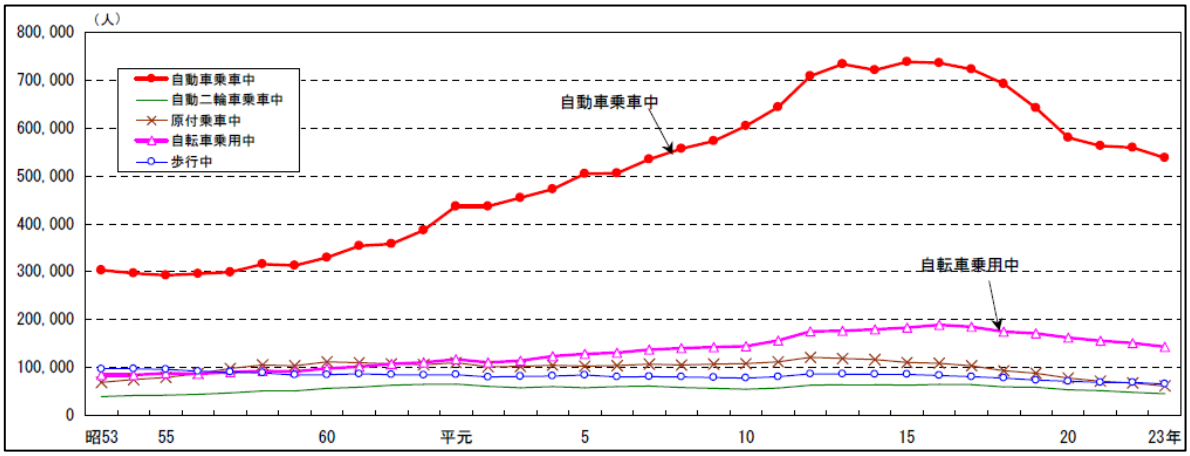


図 2 状態別負傷者数の推移（各年 12 月末）[6]

[5] 出所：警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)
[6] 出所：警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)

この図について、他の状態との比較を行いやすくするため、図 3 を作成した。なお、各状況の傾向を一覧でつかむようにするために、自動車は 10 件単位にするとともに、自動二輪車と原付は「二輪車」とひとまとめにした。

他の項目がピークを過ぎ、はっきりとした減少傾向にある中で、自転車乗用中や歩行中に関しては減少の傾きが小さいことが分かる。

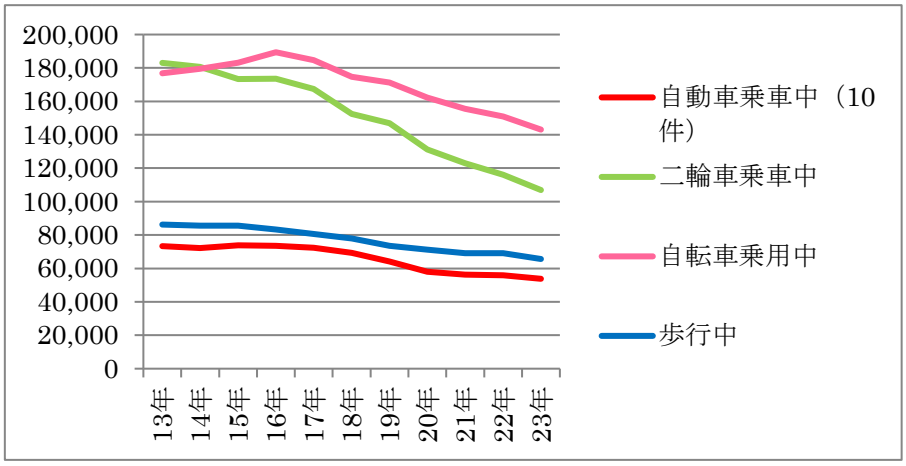


図 3 状態別負傷者数の推移（平成）[7]

それでは、実際に自転車関連の事故にどのような傾向があるのか見ていきたいと思う。図 4 は自転車関連事故について、その相手当事者別にまとめたものである。なお、ここには自転車が第一当事者と第二当事者になるケース両方についてまとめられている。相手方としては、自動車が圧倒的に多く、その次に二輪車が多いが、これらの相手方との事故は平成 16 年をピークに減少を続けている。なお、これらの相手方は、自転車が第二当事者となるケースがほとんどである。一方、自転車が第一当事者となるケースについては、相手方が歩行者である場合が多く、平成 20 年にピークに達したもののその後増減を繰り返しているため、自転車関連事故に占める対歩行者事故の割合が高くなっている。

相手当事者別＼年		13年	14年	15年	16年	17年	18年	19年	20年	21年	22年	23年	増減数 注1	増減率 注1	構成率 注4	指数 注2
自転車関連事故	自動車	150,309	151,160	153,336	156,558	152,287	144,503	141,345	134,300	130,747	127,419	121,004	-6,415	-5.0	84.0	81
	うち死亡事故	899	887	873	777	763	734	665	637	593	584	556	-28	-4.8	87.8	62
	二輪車	12,835	12,981	12,436	12,793	12,706	11,339	11,642	10,639	9,973	9,496	9,134	-362	-3.8	6.3	71
	うち死亡事故	28	30	33	24	27	21	24	19	25	16	17	1	6.3	2.7	61
	歩行者	1,807	1,941	2,243	2,496	2,576	2,767	2,856	2,942	2,934	2,760	2,801	41	1.5	1.9	155
	うち死亡事故	4	3	6	6	6	6	8	4	4	5	6	1	20.0	0.9	150
	自転車相互	2,498	2,892	3,186	3,908	3,974	4,020	4,159	4,322	3,910	3,796	3,611	-185	-4.9	2.5	145
	うち死亡事故	1	2	4	2	3	0	3	3	5	1	1	0	0.0	0.2	100
	自転車単独	3,496	4,154	4,838	5,880	5,740	5,651	5,397	4,939	4,327	3,714	3,158	-556	-15.0	2.2	90
	うち死亡事故	46	56	49	40	39	42	40	45	56	44	45	1	2.3	7.1	98
	その他	4,278	5,161	5,806	6,345	6,370	5,982	5,619	5,383	4,514	4,441	4,310	-131	-2.9	3.0	101
	うち死亡事故	15	13	15	14	11	11	7	13	9	8	8	0	0.0	1.3	53
	計	175,223	178,289	181,845	187,980	183,653	174,262	171,018	162,525	156,405	151,626	144,018	-7,608	-5.0	100.0	82
	構成率 注3	18.5	19.0	19.2	19.7	19.7	19.6	20.5	21.2	21.2	20.9	20.8	-0.1P	—	—	113
	うち死亡事故	993	991	980	863	849	814	747	721	692	658	633	-25	-3.8	100.0	64
	構成率 注3	11.8	12.4	13.1	12.2	12.8	13.2	13.4	14.3	14.5	13.9	14.1	0.2P	—	—	120

注1　増減数（率）は、平成22年と比較した値である。
2　指数は、平成13年を100とした場合の平成23年の値である。
3　交通（死亡）事故全体に占める自転車関連事故の占める割合である。
4　自転車関連事故、死亡事故それぞれの合計に対する比率

図 4 自転車関連事故の相手当事者別交通事故件数の推移[8]

[7] 警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)を元に作成
[8] 出所：警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)

図 5 は、自転車に係る法令違反別死傷者数を取りまとめたもので、第一当事者と第二当事者を合計したものである。法令違反の区分で、「交差点安全進行」、「動静不注視」、「安全不確認」の３つが自転車関連事故の主要な法令違反である。この法令違反は全て自転車側に責任があるわけではないが、【再掲】欄の違反あり死傷者と違反なし死傷者の数を見ると、違反あり死傷者の方が数値は大きく、自転車側の法令違反割合の構成率は７割弱程度である。

法令違反別＼年	13年	14年	15年	16年	17年	18年	19年	20年	21年	22年	23年	増減数	増減率	構成率	指数
信号無視	5,848	5,823	5,651	5,435	5,356	4,638	4,456	4,217	4,050	3,777	3,552	−225	−6.0	2.5	61
通行区分	4,713	4,236	4,286	4,242	3,802	3,659	3,993	3,240	2,904	2,914	2,927	13	0.4	2.1	62
横断・転回等	845	811	942	913	799	699	805	622	931	684	488	−196	−28.7	0.3	58
優先通行妨害	1,043	896	784	751	670	722	835	891	926	913	861	−52	−5.7	0.6	83
交差点安全進行	14,013	13,792	14,892	14,993	14,769	13,836	13,967	13,454	13,220	13,250	13,752	502	3.8	9.8	98
徐行違反	3,527	3,012	2,617	2,471	2,235	2,699	2,594	2,518	2,164	2,361	1,979	−382	−16.2	1.4	56
一時不停止	11,798	11,733	11,180	10,962	10,684	9,951	9,428	8,971	8,885	8,409	7,701	−708	−8.4	5.5	65
自転車通行方法	3,400	3,578	2,762	2,596	2,199	1,953	1,944	1,642	1,306	1,322	1,369	47	3.6	1.0	40
安全運転義務 ハンドル操作	2,253	2,515	2,975	3,632	3,595	3,623	3,443	3,049	2,647	2,308	1,957	−351	−15.2	1.4	87
安全運転義務 ブレーキ操作	689	794	882	1,060	982	915	871	798	724	606	538	−68	−11.2	0.4	78
安全運転義務 前方不注意	2,757	2,720	2,836	3,039	2,798	3,032	2,650	2,363	2,116	2,000	1,683	−317	−15.9	1.2	61
安全運転義務 動静不注視	16,727	16,794	17,180	18,374	18,614	18,037	18,067	17,444	16,832	16,499	15,887	−612	−3.7	11.3	95
安全運転義務 安全不確認	44,529	45,974	46,693	49,031	48,633	45,271	43,859	41,147	38,302	36,879	34,249	−2,630	−7.1	24.3	77
安全運転義務 その他	3,734	3,496	3,538	3,890	3,849	3,355	3,248	3,406	3,328	2,929	2,624	−305	−10.4	1.9	70
安全運転義務 小計	70,689	72,293	74,104	79,026	78,471	74,233	72,138	68,207	63,949	61,221	56,938	−4,283	−7.0	40.4	81
その他の違反	3,107	3,051	2,921	2,780	2,434	1,980	2,002	1,822	1,791	1,677	1,607	−70	−4.2	1.1	52
違反不明	241	249	274	296	292	273	359	288	271	291	268	−23	−7.9	0.2	111
違反なし	53,532	56,055	58,498	60,384	58,819	56,426	55,135	53,281	52,734	51,605	49,442	−2,163	−4.2	35.1	92
合計	172,756	175,529	178,911	184,849	180,530	171,069	167,656	159,153	153,131	148,424	140,884	−7,540	−5.1	100.0	82
死者数	979	980	962	846	833	801	731	711	682	652	621	−31	−4.8	0.4	63
【再掲】															
違反あり死傷者	119,224	119,474	120,413	124,465	121,711	114,643	112,521	105,872	100,397	96,819	91,442	−5,377	−5.6	64.9	77
構成率	69.0	68.1	67.3	67.3	67.4	67.0	67.1	66.5	65.6	65.2	64.9	−0.3P	—	—	94
違反あり死者	790	798	769	660	633	629	576	555	521	466	463	−3	−0.6	74.6	59
致死率	0.66	0.67	0.64	0.53	0.52	0.55	0.51	0.52	0.52	0.48	0.51	0.03P	—	—	76
違反なし死傷者	53,532	56,055	58,498	60,384	58,819	56,426	55,135	53,281	52,734	51,605	49,442	−2,163	−4.2	35.1	92
構成率	31.0	31.9	32.7	32.7	32.6	33.0	32.9	33.5	34.4	34.8	35.1	0.3P	—	—	113
違反なし死者	189	182	193	186	200	172	155	156	161	186	158	−28	−15.1	25.4	84
致死率	0.35	0.32	0.33	0.31	0.34	0.30	0.28	0.29	0.31	0.36	0.32	−0.04P	—	—	91

注１　増減数（率）は、平成22年と比較した値である。
　２　指数は、平成13年を100とした場合の平成23年の値である。
　３　致死率＝死者数÷死傷者数×100

図 5 自転車運転者（第一・二当事者）の法令違反別死傷者数の推移(各年 12 月末)[9]

この事故原因の年齢別の構成を表したのが次頁図 6 である。違反あり死傷者の構成率を見ると、15 歳以下の年齢層がすべての年齢層の中で突出して多く、73.1%となっている。そして、15 歳以下の特徴としては、前出の図５であげた交通違反「交差点安全進行」、「動静不注視」、「安全不確認」の３つだけでなく、「一時不停止」の割合が高いこともその特徴である。そのため、進学時期に合わせた児童・生徒への指導・教育は、自転車事故減少に効果的との指摘がなされている[10]。

[9] 出所：警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)
[10] 日本交通政策研究会「自転車事故防止に関する研究」(2006.4)

法令違反別＼年齢層別		15歳以下	構成率	16～24歳	構成率	25～64歳	構成率	65歳以上	構成率	合計	構成率
信号無視		737	3.0	966	3.1	1,171	1.9	678	2.7	3,552	2.5
通行区分		545	2.2	779	2.5	1,222	2.0	381	1.5	2,927	2.1
横断・転回等		145	0.6	101	0.3	106	0.2	136	0.5	488	0.3
優先通行妨害		319	1.3	151	0.5	182	0.3	209	0.8	861	0.6
交差点安全進行		2,440	10.0	3,089	9.9	5,855	9.7	2,368	9.5	13,752	9.8
徐行違反		660	2.7	473	1.5	593	1.0	253	1.0	1,979	1.4
一時不停止		2,597	10.7	2,163	6.9	1,871	3.1	1,070	4.3	7,701	5.5
自転車通行方法		237	1.0	316	1.0	590	1.0	226	0.9	1,369	1.0
安全運転義務	ハンドル操作	291	1.2	149	0.5	699	1.2	818	3.3	1,957	1.4
	ブレーキ操作	91	0.4	61	0.2	241	0.4	145	0.6	538	0.4
	前方不注意	324	1.3	404	1.3	673	1.1	282	1.1	1,683	1.2
	動静不注視	1,434	5.9	3,512	11.3	8,491	14.0	2,450	9.8	15,887	11.3
	安全不確認	7,205	29.6	7,539	24.2	13,109	21.7	6,396	25.7	34,249	24.3
	その他	380	1.6	550	1.8	1,211	2.0	483	1.9	2,624	1.9
	小計	9,725	40.0	12,215	39.2	24,424	40.4	10,574	42.4	56,938	40.4
その他の違反		333	1.4	370	1.2	616	1.0	288	1.2	1,607	1.1
違反不明		51	0.2	39	0.1	110	0.2	68	0.3	268	0.2
違反なし		6,531	26.9	10,491	33.7	23,746	39.3	8,674	34.8	49,442	35.1
合計		24,320	100.0	31,153	100.0	60,486	100.0	24,925	100.0	140,884	100.0
【再掲】											
違反あり死傷者		17,789	73.1	20,662	66.3	36,740	60.7	16,251	65.2	91,442	64.9
違反なし死傷者		6,531	26.9	10,491	33.7	23,746	39.3	8,674	34.8	49,442	35.1

図 6 自転車運転車（第一・第二当事者）の法令違反別・年齢層別死傷者数（平成 23 年中）[11]

2.2 国及び各都道府県の対応

自転車関連の事故は、平成 16 年をピークに減少に転じているが、そのうち対歩行者の事故は、平成 20 年と遅れてピークに達しており、その後横ばいである。

こうした自転車事故の背景から、交通マナーなどを定めた「交通の方法に関する教則」が平成 20 年 4 月に改正された。その中で、携帯電話、ヘッドホンの使用に対する注意が呼びかけられた[12]。ただし、これは法による規定ではないため、禁止事項ではなくこれ自体に罰則はない。

そのため、各都道府県の公安委員会は、この「交通の方法に関する教則」を受けて各都道府県の道路交通規則等を改正し、携帯電話やヘッドホンの使用を独自に禁止している。ただし、すべての都道府県において禁止が定められているわけではなく、その改正時期もまちまちである。

各都道府県の対応状況は、次頁図 7 のとおりである。携帯電話を禁止している都道府県が 38 都道府県、ヘッドホンを禁止している都道府県が 39 都道府県となっている。なお、ヘッドホンについては「交通の方法に関する教則」の改正前から先行して実施している都道府県もある。

11 出所：警察庁交通局『平成 23 年中の交通事故の発生状況』(平成 24 年 2 月 23 日,修正版)

12 「携帯電話の通話や操作をしたり、傘をさしたり、物を担いだりすることによる片手での運転や、ヘッドホンの使用などによる周囲の音が充分聞こえないような状態での運転は、不安定になったり、周囲の交通の状況に対する注意が不十分になるのでやめましょう。」（第３章 第２節 ２ (11)）

都道府県名	携帯電話	禁止年	ヘッドホン	禁止年	都道府県名	携帯電話	禁止年	ヘッドホン	禁止年
北海道	○	2012年	○	2012年	滋賀県	○	2009年	○	1978年
青森県	○	2008年	○	2008年	京都府				
岩手県	○	2008年	○	2008年	大阪府	○	2008年	○	2008年
宮城県	○	2009年	○	2009年	兵庫県	○	2008年	○	2008年
秋田県	○	2008年	○	2008年	奈良県	○	2012年	○	2012年
山形県	○	2012年	○	20012年	和歌山県	○	2009年	○	2009年
福島県	○	2009年	○	2009年	鳥取県	○	2011年	○	1992年
茨城県					島根県			○	1980年
栃木県					岡山県	○	2011年	○	2011年
群馬県			○	2001年以前	広島県				
埼玉県	○	2009年	○	2009年	山口県	○	2009年	○	1979年以前
千葉県	○	2009年	○	2009年	徳島県	○	2008年	○	2006年以前
東京都	○	2009年	○	2009年	香川県	○	2009年	○	2009年
神奈川県	○	2011年	○	2011年	愛媛県	○	2009年	○	2006年
新潟県	○	2012年	○	2012年	高知県	○	2009年	○	2006年
富山県					福岡県	○	2012年	○	2012年
石川県	○	2012年	○	2012年	佐賀県	○	2011年		
福井県	○	2011年	○	2011年	長崎県				
山梨県			○	1972年	熊本県	○	2009年	○	2002年以前
長野県	○	2009年	○	2009年	大分県	○	2009年	○	2009年
岐阜県	○	2009年	○	2009年	宮崎県	○	2009年	○	2009年
静岡県	○	2009年	○	2009年	鹿児島県	○	2009年	○	2009年
愛知県	○	2012年	○	2012年	沖縄県	○	2009年	○	2009年
三重県	○	2011年							

図 7 携帯電話・ヘッドホンの都道府県別禁止状況

3. 携帯電話・ヘッドホンの使用禁止が自転車事故に与える効果に関する理論分析

本章では、現状にどのような市場の失敗が存在し、携帯電話・ヘッドホンの使用禁止がどのように市場の失敗を解消し、自転車の交通事故件数を減少させるのかについて理論的に分析を行う。

経済学において、政府による市場介入が正当化されるのは、市場の失敗がある場合に限られる[13]。また、市場の失敗として想定できる領域は、次の 5 つに限られる[14]。

①公共財、②外部性、③取引費用、④情報の非対称、⑤独占・寡占・独占的競争

本分析に関わる「市場の失敗」は、「負の外部性」である。交通事故が発生した場合、事故の加害者や被害者だけでなく、その家族や関係者についても生命や財産が損なわれるほか、交通渋滞や取り締まり等の費用など社会的なコストが生じるためである。こうした状況に対して、政府は前節 2.2 で記載したような対策を行い、社会的な損失の縮減に努めている。

自転車は自動車とは異なり免許がいらず、簡単に乗ることができ、歩行よりも速く移動できるなど、手軽に近場を移動できる交通手段である。その一方で、自転車に乗ることの危険性が高まると自転車に乗る便益は減少するものと考えられる。そのため、自転車乗用中の危険性を横軸に、自転車乗用の限界便益を縦軸にとった場合、右下がりの直線として描くことができる。

一方、自転車運転には、自転車の購入費用や維持費用がかかり、自転車運転中には運転の注意が必要となる。また、自転車乗用中の危険性が高まると、運転により注意を向けるため、自転車乗用の限界費用（この際、一時経費である購入費用は除く。）を縦軸にとった場合、右上がりの直線として描くこと

[13] N･グレゴリー・マンキュー(2005) P.16,660 参照
[14] 福井秀夫(2007)P.7-10 参照

ができる。しかし、自転車は気軽に乗ることができる交通手段であり、そのことは社会的に認知されているため、その傾きは緩やかなものと考えることができる。

そして、自転車に乗りながら、携帯電話やヘッドホンを使用することは、自転車乗用者に必要とされる注意力を減少させる。つまり自転車乗用者が本来支払うべき限界費用と比べると私的限界費用は低いものとなっている。この状態を図示するなら、図 8 のように考えることができる。

社会的に望ましい社会的限界費用よりも、自転車乗用者が実際に支払う私的限界費用が低くなっており、本来社会的に許容される危険性と現在の危険性の間にかい離が生じてしまっている。そのため、図の網掛けの部分だけ負の外部性が生じている。

この社会的限界費用と私的限界費用の差を埋め、自転車乗用中の危険性を社会的に望ましいレベルにするために、政府は携帯電話やヘッドホンの禁止を行っていると考えることができる。

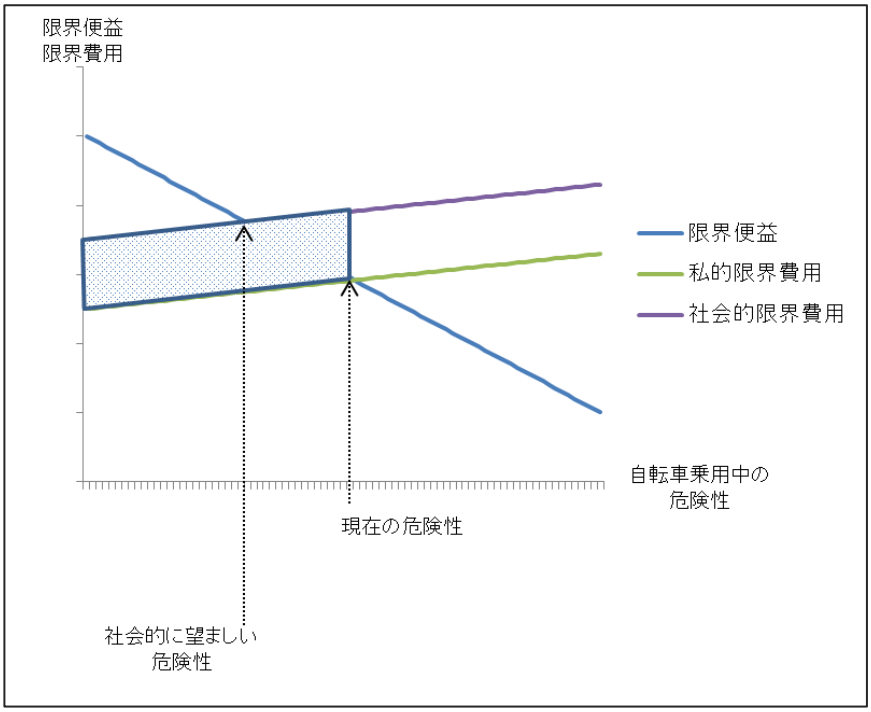


図 8 自転車に係る限界便益曲線及び限界費用曲線

4. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」に対する携帯電話及びヘッドホン禁止の効果に関する実証分析

本章では、自転車乗用時の携帯電話及びヘッドホンの禁止が、自転車が第一当事者となる事故と第二当事者となる事故に対して、前章の理論通り減少につながっているかどうかについて、実証分析を行う。まずはじめに、推定の方法を説明し、次に分析に用いたデータに関する説明を行い、そのうえで、第一当事者事故、第二当事者事故別に、今回の実証分析で用いたモデルについて解説する。

4.1 推定の方法

過去 10 年間（平成 14 年から平成 23 年）で、自転車が第一当事者・第二当事者となった交通事故の

データについて都道府県別のパネルデータを作成し、実証分析を行う。その際、各都道府県の自転車施策として、携帯電話の禁止とヘッドホンの禁止について、ダミー変数としてセットする。

4.2 データの説明

本節では、変数として用いた各データの概要と出典、また説明変数については被説明変数に与える影響について説明する。

(1) 被説明変数

被説明変数には、各都道府県で発生した自転車の交通事故件数（第一当事者）と交通事故件数（第二当事者）を用いた。データは、公益財団法人交通事故総合分析センターが発行する『交通事故統計年報』（平成 14 年版～平成 23 年版）に掲載された当事者別発生件数（第一当事者）及び当事者別発生件数（第二当事者）を使用した。本来であれば、携帯電話やヘッドホンを使用して発生した交通事故件数を用いることが望ましいが、こうした事故要因別の交通事故件数については集計されていないため、今回は自転車全体の交通事故件数を用いた。

(2) 説明変数

説明変数には、交通事故に影響があると考える要因として都道府県の特性を表すと考えられる以下のデータを用いた。

① 人口比率（年少、生産年齢、老年）

交通ルールを知らず注意力が劣る年少者が増えると、信号を無視して交差点に進行し、車に当てられたり歩行者にぶつかる可能性が高くなると考えられる。また、体力的に劣っている老年者が増えると、歩行者を回避できずにぶつかったり、運転がふらつき車に当てられる可能性が高くなると考えられる。こうした年齢による要因をコントロールするために、人口比率を用いた。データは、総務省統計局が実施している人口推計で各年 10 月 1 日現在の「都道府県 年齢,男女別人口」を元に、年少（0～14 歳）、生産年齢（15～64 歳）、老年（65 歳～）の区分別の人口と総人口を元に、人口比率を算出した。

自転車が第一当事者となる事故は、相手は歩行者がほとんどである。特に 15 歳以下及び 65 歳以上の歩行者の死傷者数合計は 50%近くに達している。年少人口比率及び老年人口比率が高くなるほど、歩行者である彼らにぶつかる可能性が高くなり、また彼らが自転車乗用者となる場合は、前出のような可能性が考えられるため、第一当事者の事故件数が増えると考えられ、予想される係数はプラスである。

また、自転車が第二当事者となる事故については、前出のとおり、15 歳以下の自転車乗用者であれば他の区分よりも交通ルールを知らずまた注意力が劣るため、65 歳以上の自転車乗用者であれば他の区分よりも体力が劣るため、自動車にぶつかられやすいと考えられ、年少人口比率及び老年人口比率が高くなるほど、第二当事者の事故件数が増えるものと考えられ、予想される係数はプラスである。

② 前年対前前年事故件数比

警察が本年の自転車取り締まりを行うにあたっては、前年の事故の動向を見て行動すると想定される。具体的には、前前年と比べて前年の事故件数が増加していれば、本年の事故件数を減らすために

より取り締まりを強化するであろうと考えられる。こうした取り締まり強化要因をコントロールするために、前年対前前年事故件数比を用いた。このデータは、前出の公益財団法人交通事故総合分析センター『交通事故統計年報』（平成 12 年版～平成 22 年版）を元に、以下の計算式により算出した。前年対前前年事故件数比が高ければ、その状況を改善するため（事故件数を減らすため）、警察が自転車の取り締まりを強化すると考えられ、第一当事者、第二当事者ともに予想される係数はマイナスである。

前年対前前年事故件数比　＝　前年事故件 / 前前年事故件数

③ 自転車台数

自転車の台数が増加すれば、それだけ道路が混雑し、自転車が歩行者とぶつかる可能性が高くなり、また自動車にぶつかられやすいと考えられる。こうした自転車台数の増減をコントロールするために、自転車台数の対数値を用いた。自転車台数については、一般社団法人自転車協会が実施していた「自転車の国内市場動向調査」（財団法人自転車産業振興協会『自転車統計要覧』に掲載）を利用した。なお、本来であれば今回の推定期間である平成 14 年から平成 23 年までのデータを使用しなければならなかったが、当該調査は平成 20 で終了しているため、平成 21 年から平成 23 年までの自転車台数については、平成 14 年から平成 20 年までの自転車台数を元に回帰式を作成し、台数を推定して使用した。道路を走る自転車が増えれば、事故が増えると推定されるため、予想される係数はプラスである。

④ 整備自転車比率

ブレーキの利きが悪かったり、ギアに油がさされていなかったり、ランプが故障していたりする自転車に乗っている場合、とっさの判断ができずに歩行者とぶつかってしまったり、自動車に認識してもらえずにぶつけられたりしやすいと考えられる。こうした自転車の状態の不確定要因をコントロールするために、整備自転車比率を用いた。整備自転車比率は、財団法人自転車産業振興協会が発行している『自転車統計要覧』（第 37 版～第 46 版）に掲載された「都道府県別整備状況」の指標「点検台数」と上記③の「自転車台数」を元に、以下の計算式により算出した。整備がされた自転車が道路を走る割合が高ければ、上記のような危険性が低下すると考えられるため、予想される係数はマイナスである。

整備自転車比率　＝　整備自転車台数 / 自転車台数

⑤ 日照時間

雨や雪などの中で自転車に乗ることは、スリップ等により事故を起こしたり事故に合う可能性が高まるため、自転車に乗ることは躊躇われる。そのため、自転車が主に乗車されるのは、天気の良い日であると考えられる。天候による自転車運転の有無をコントロールするために、日照時間を用いた。データは、気象庁が保有する過去の気象データを元に、各都道府県の県庁所在地の市（ただし、気象台・測候所が県庁所在地にない埼玉県及び滋賀県については、県庁所在地に近い気象台・測候所である熊谷市（埼玉県）、彦根市（滋賀県）を用いた。）のデータを整理した。日照時間が長くなるほど自転車に乗車しやすい環境と考えられ、自転車事故を起こしたり、遭遇する可能性が高くなるため、予想される係数はプラスである。

⑥ 道路部面積（一般国道、都道府県道、市町村道）

道路の整備が進み、歩行者にとっても、自転車にとっても、自動車にとっても通行しやすい道路ほど、交通事故の可能性は低下すると考えられる。具体的には、車線数が増えるほど車道を走る自転車

と自動車が接触する可能性が低下すると考えられ、また、歩道の幅が広くなるほど自転車と歩行者が接触する可能性が低下すると考えられる。こうした道路の整備状況をコントロールするために、道路部面積の対数値を用いた。なお、道路部とは車が走る車道に路肩、植樹帯、歩道、自転車道、自転車歩行者道を加えた部分であり、これに法面を加えたものが道路敷となる。歩行者や自転車、自動車等が実際に通行する部分は道路部になるため、今回の推定では道路部を用いた。本来であれば、各都道府県別の道路の幅や車線数、歩道部分の幅や自転車道の有無などの道路整備状況について総合的に判断すべきであり、そうした道路整備状況を数値化した指標を用いることが望ましが、すべての道路整備状況を踏まえた指標は存在しないため、今回はより走りやすさの指標として適していると考えられる道路部面積の対数値を用いた。データは、国土交通省道路局が作成する『道路統計年報』の「Ⅱ章 道路の現況」に掲載された「表 6 都道府県別道路現況〈一般国道〉」、「表 11 都道府県別道路現況〈都道府県道〉」、「表 14 都道府県別道路現況〈市町村道〉」のうち、道路面積項目の道路部を利用した。道路部面積が増えるほど道路の混雑は減り、事故の危険性は減少すると考えられるため、予想される係数はマイナスである。

⑦ 携帯電話契約数

携帯電話（含むスマートフォン）の契約数が増えれば、それだけ街中で携帯電話を使用しながら歩行したり、自転車に乗ったりする人の数も増えると考えられる。こうした街中での携帯電話使用者数をコントロールするために、携帯電話契約数の対数値を用いた。データについては、総務省管轄下の全国各地の総合通信局が発表する管内の携帯電話普及状況を集計して作成した。携帯電話契約数が増えるほど、自転車運転中に使用する者も増えると考えられるため、予想される係数はマイナスである。

⑧ 警察官職員数

警察官が増えれば、街中で危険な自転車乗用者や、危ない自動車運転者が取り締まりを受ける割合が増えると考えられる。こうした警察官の数による取り締まり強化要因をコントロールするために、警察官職員数の対数値を用いた。データについては、総務省が実施する地方公務員給与実態調査の職種「警察官」の人数を用いた。警察官が増えるほど自転車や自動車などに対する取り締まりが強化され、交通事故が減少すると考えられるので、予想される係数はマイナスである。

4.3 施策効果を捉えるモデル

(1) 第一当事者事故に対する効果を捉えるモデル

自転車の責任がより重い第一当事者事故件数に施策が与えた影響を推定する。モデル 1 では、今回の分析対象とする自転車施策全体の効果を見るため、携帯電話もしくはヘッドホンのどちらか 1 つでも禁止を行っていれば、自転車施策ダミーに「1」をセットするとともに、この自転車施策の経過年数を入れる。モデル 2 では、携帯電話禁止及びヘッドホン禁止それぞれの施策効果を見るために、携帯電話禁止ダミーとヘッドホン禁止ダミーを分割してセットするとともに、それぞれの施策の経過年数を入れる。

◎モデル１（まず、自転車施策の有無をダミー変数としてセットし、その効果を測る）

自転車事故件数$_{it}$ ＝ α_1＋β_1・年少人口比率$_{it}$＋β_2・生産年齢人口比率$_{it}$＋β_3・老年人口比率$_{it}$
＋β_4・前年対前前年事故件数比$_{it}$＋β_5・ln(自転車台数)$_{it}$＋β_6・整備自転車比率$_{it}$＋β_7・日照時間$_{it}$
＋β_8・ln(一般国道_道路部面積)$_{it}$＋β_9・ln(都道府県道_道路部面積)$_{it}$
＋β_{10}・ln(市町村道_道路部面積)$_{it}$＋β_{11}・ln(携帯電話契約数)$_{it}$＋β_{12}・ln(警察官職員数)$_{it}$
＋β_{13}・自転車施策ダミー$_{it}$＋β_{14}・自転車施策経過年数$_{it}$
＋β_{15}~β_{23}・2003 年~2011 年のダミー変数＋β_{24}~β_{69}・各都道府県のダミー変数＋u$_{it}$

◎モデル２（自転車施策を携帯電話禁止とヘッドホン禁止に分解して、その効果を測る）

自転車事故件数$_{it}$ ＝ α_1＋β_1・年少人口比率$_{it}$＋β_2・生産年齢人口比率$_{it}$＋β_3・老年人口比率$_{it}$
＋β_4・前年対前前年事故件数比$_{it}$＋β_5・ln(自転車台数)$_{it}$＋β_6・整備自転車比率$_{it}$＋β_7・日照時間$_{it}$
＋β_8・ln(一般国道_道路部面積)$_{it}$＋β_9・ln(都道府県道_道路部面積)$_{it}$
＋β_{10}・ln(市町村道_道路部面積)$_{it}$＋β_{11}・ln(携帯電話契約数)$_{it}$＋β_{12}・ln(警察官職員数)$_{it}$
＋β_{13}・携帯電話禁止ダミー$_{it}$＋β_{14}・携帯電話禁止経過年数$_{it}$
＋β_{15}・ヘッドフォン禁止ダミー$_{it}$＋β_{16}・ヘッドフォン禁止経過年数$_{it}$
＋β_{17}~β_{25}・2003 年~2011 年のダミー変数＋β_{26}~β_{71}・各都道府県のダミー変数＋u$_{it}$

(2) 第二当事者に対する効果を捉えるモデル

自転車の責任が軽い第二当事者事故件数に施策が与えた影響を推定する。モデル 3 では、モデル 1 と同様に、今回の分析対象とする自転車施策全体の効果を見るため、自転車施策ダミー及び自転車施策経過年数を使用する。モデル 4 では、モデル 2 と同様に、携帯電話禁止ダミー・経過年数とヘッドホン禁止ダミー・経過年数を分割してセットする。

◎モデル３（まず、自転車施策の有無をダミー変数としてセットし、その効果を測る）

自転車事故件数$_{it}$ ＝ α_1＋β_1・年少人口比率$_{it}$＋β_2・生産年齢人口比率$_{it}$＋β_3・老年人口比率$_{it}$
＋β_4・前年対前前年事故件数比$_{it}$＋β_5・ln(自転車台数)$_{it}$＋β_6・整備自転車比率$_{it}$＋β_7・日照時間$_{it}$
＋β_8・ln(一般国道_道路部面積)$_{it}$＋β_9・ln(都道府県道_道路部面積)$_{it}$
＋β_{10}・ln(市町村道_道路部面積)$_{it}$＋β_{11}・ln(車両台数)$_{it}$
＋β_{12}・ln(携帯電話契約数)$_{it}$＋β_{13}・ln(警察官職員数)$_{it}$
＋β_{14}・自転車施策ダミー$_{it}$＋β_{15}・自転車施策経過年数$_{it}$
＋β_{16}~β_{24}・2003 年~2011 年のダミー変数＋β_{25}~β_{70}・各都道府県のダミー変数＋u$_{it}$

◎モデル４（自転車施策を携帯電話禁止とヘッドホン禁止に分解して、その効果を測る）

自転車事故件数$_{it}$ ＝ α_1＋β_1・年少人口比率$_{it}$＋β_2・生産年齢人口比率$_{it}$＋β_3・老年人口比率$_{it}$
＋β_4・前年対前前年事故件数比$_{it}$＋β_5・ln(自転車台数)$_{it}$＋β_6・整備自転車比率$_{it}$＋β_7・日照時間$_{it}$
＋β_8・ln(一般国道_道路部面積)$_{it}$＋β_9・ln(都道府県道_道路部面積)$_{it}$
＋β_{10}・ln(市町村道_道路部面積)$_{it}$＋β_{11}・ln(車両台数)$_{it}$
＋β_{12}・ln(携帯電話契約数)$_{it}$＋β_{13}・ln(警察官職員数)$_{it}$
＋β_{14}・携帯電話禁止ダミー$_{it}$＋β_{15}・携帯電話禁止経過年数$_{it}$
＋β_{16}・ヘッドフォン禁止ダミー$_{it}$＋β_{17}・ヘッドフォン禁止経過年数$_{it}$
＋β_{18}~β_{26}・2003 年~2011 年のダミー変数＋β_{27}~β_{72}・各都道府県のダミー変数＋u$_{it}$

(3) 基本統計量

上記モデルにセットした被説明変数及び説明変数の基本統計量は、以下のとおり。

	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
自転車事故件数(第一当事者)	470	546.189	968.821	1	5489
自転車事故件数(第二当事者)	470	3112.698	4297.515	201	23019
年少人口比率	470	0.138	0.010	0.112	0.193
生産年齢人口比率	470	0.635	0.027	0.580	0.713
老年人口比率	470	0.227	0.031	0.142	0.297
前年対前前年事故件数比	470	1.051	0.642	0.180	11.670
ln(自転車台数)	470	6.823	0.888	5.231	9.179
整備自転車比率	443	0.016	0.012	0.001	0.055
日照時間	470	1896.519	218.472	1387.400	2401.900
ln(一般国道_道路部面積)	470	2.563	0.449	1.740	4.451
ln(都道府県道_道路部面積)	470	3.122	0.453	2.229	4.833
ln(市町村道_道路部面積)	470	4.507	0.586	3.407	6.215
ln(携帯電話契約数)	470	14.144	0.837	12.678	16.963
ln(車両台数)	470	14.117	0.633	13.008	15.426
ln(警察官職員数)	470	8.154	0.794	7.044	10.684
自転車施策ダミー	470	0.355	0.479	0	1
自転車施策経過年数	470	2.423	4.023	0	40
携帯電話禁止ダミー	470	0.185	0.389	0	1
携帯電話禁止経過年数	470	0.383	0.904	0	4
ヘッドホン禁止ダミー	470	0.351	0.478	0	1
ヘッドホン禁止経過年数	470	3.755	8.806	0	40

※ln(車両台数)については、モデル３及びモデル４でのみ使用。
※都道府県ダミー及び年次ダミーについては省略した。

5. 「第一当事者事故」及び「第二当事者事故」の効果に関する実証分析の推定結果

本章では、前章 4.3 節で示したモデル 1~4 の推定結果を順に提示する。

(1) 第一当事者事故の推定結果

モデル1

	係数		標準誤差
年少人口比率	−24290.280	***	9226.696
生産年齢人口比率	−18198.830	**	9173.966
老年人口比率	−5623.889		9411.614
前年対前前年事故件数比	45.170	***	11.851
ln(自転車台数)	−176.579		118.478
整備自転車比率	−6682.075	**	2887.187
日照時間	−0.205	*	0.117
ln(一般国道_道路部面積)	−57.381		299.402
ln(都道府県道_道路部面積)	−839.716		778.932
ln(市町村道_道路部面積)	3270.209	***	976.798
ln(携帯電話契約数)	−2026.859	***	277.552
ln(警察官職員数)	1263.439	**	573.734
自転車施策ダミー	−88.068	***	33.058
自転車施策経過年数	3.957		7.305
定数項	21067.060		13291.400

※ ***,**,*はそれぞれ 1%,5%,10%の水準で有意であることを示す。
※ 都道府県ダミー及び年次ダミーについては省略した。

モデル2

	係数		標準誤差
年少人口比率	−23848.400	***	9257.839
生産年齢人口比率	−17128.630	*	9216.006
老年人口比率	−4501.322		9465.397
前年対前前年事故件数比	45.023	***	11.879
ln(自転車台数)	−187.791		119.959
整備自転車比率	−6969.127	**	2900.966
日照時間	−0.202	*	0.117
ln(一般国道_道路部面積)	6.532		303.009
ln(都道府県道_道路部面積)	−670.097		789.484
ln(市町村道_道路部面積)	3104.020	***	984.012
ln(携帯電話契約数)	−2048.249	***	279.088
ln(警察官職員数)	1321.466	**	581.742
携帯電話禁止ダミー	79.609		64.685
携帯電話禁止経過年数	−3.627		24.465
ヘッドフォン禁止ダミー	−140.725	***	53.701
ヘッドフォン禁止経過年数	−0.404		8.829
定数項	19875.770		13355.410

※　***,**,*はそれぞれ 1%,5%,10%の水準で有意であることを示す。
※　都道府県ダミー及び年次ダミーについては省略した。

携帯電話禁止及びヘッドホン禁止が、自転車が第一当事者となる事故件数に与える影響について分析を行った。まず、施策全体の効果を見るためのモデル 1 では、自転車施策ダミーは、1%水準で有意にマイナスとなった一方で、自転車施策経過年数の係数は統計的に有意ではないもののプラスとなった。携帯電話及びヘッドホンそれぞれの効果を見るためのモデル 2 では、携帯電話については禁止ダミーがプラス、禁止経過年数がマイナスとなっているが、どちらも統計的に有意ではない。ヘッドホンについては、禁止ダミーが 1%水準で有意にマイナスとなった一方で、経過年数は統計的には有意ではなくマイナスとなった。

(2) 第二当事者事故の推定結果

モデル3

	係数		標準誤差
年少人口比率	−68384.890	***	18947.040
生産年齢人口比率	−20206.840		18779.990
老年人口比率	−37631.410	*	19385.080
前年対前前年事故件数比	510.509	*	288.332
ln(自転車台数)	−688.160	***	245.097
整備自転車比率	−15378.490	***	5946.623
日照時間	0.311		0.239
ln(一般国道_道路部面積)	18.692		616.162
ln(都道府県道_道路部面積)	−3557.858	**	1603.414
ln(市町村道_道路部面積)	1956.022		2042.906
ln(車両台数)	13710.980	***	2222.766
ln(携帯電話契約数)	−6359.715	***	581.636
ln(警察官職員数)	−2459.204	*	1392.486
自転車施策ダミー	−212.280	***	67.475
自転車施策経過年数	44.388	***	15.037
定数項	−46298.010		38032.860

※ ***,**,*はそれぞれ 1%,5%,10%の水準で有意であることを示す。
※ 都道府県ダミー及び年次ダミーについては省略した。

モデル4

	係数		標準誤差
年少人口比率	−68330.310	***	18956.970
生産年齢人口比率	−18277.750		18814.440
老年人口比率	−34677.010	*	19432.990
前年対前前年事故件数比	530.166	*	288.316
ln(自転車台数)	−746.021	***	247.968
整備自転車比率	−16281.010	***	5963.725
日照時間	0.318		0.239
ln(一般国道_道路部面積)	148.816		621.652
ln(都道府県道_道路部面積)	−3375.831	**	1621.108
ln(市町村道_道路部面積)	1784.464		2051.562
ln(車両台数)	13413.320	***	2226.599
ln(携帯電話契約数)	−6358.248	***	582.875
ln(警察官職員数)	−2361.351	*	1402.188
携帯電話禁止ダミー	181.208		132.573
携帯電話禁止経過年数	−33.507		50.085
ヘッドフォン禁止ダミー	−325.154	***	109.696
ヘッドフォン禁止経過年数	39.192	**	18.093
定数項	−44561.730		38087.680

※ ***,**,*はそれぞれ 1%,5%,10%の水準で有意であることを示す。
※ 都道府県ダミー及び年次ダミーについては省略した。

携帯電話禁止及びヘッドホン禁止が、自転車が第二当事者となる事故件数に与える影響について分析を行った。まず施策全体の効果を見るためのモデル 3 では、自転車施策ダミーは、1%水準で有意にマイナスとなった一方で、自転車施策経過年数の係数は 1%水準で有意にプラスとなった。携帯電話及びヘッドホンそれぞれの効果を見るためのモデル 4 では、携帯電話については禁止ダミーがプラス、禁止経過年数はマイナスとなったが、どちらも統計的に有意ではない。ヘッドホンについては、禁止ダミーが 1%水準で有意にマイナスとなった一方で、経過年数は 5%水準で有意にプラスとなった。

6. 考察

本章では、前章で示した推定結果に対する考察を順に示す。

(1) 第一当事者事故への効果

当初想定した分析に反して、携帯電話禁止による事故削減効果は確認できなかったが、ヘッドホンの禁止についての規則導入は効果があることが確認できた。自転車施策全体の効果を見ると、1%水準で有意に事故件数削減の効果が認められたが、これはヘッドホン禁止の効果が大きく影響していると考えられる。携帯電話よりもヘッドホン禁止について効果を確認できた理由としては、携帯電話に先行してヘッドホン禁止を行っている自治体があり、ヘッドホン禁止実施期間が携帯電話禁止の実施期間よりも長いことが影響していると考えられる。その一方で、ヘッドホン禁止施策の年数を経るにしたがって、禁止内容の効果が周知され、より事故削減効果が期待できるという推測については、効果を確認することができなかった。今回の論文作成のための調査を行う中で、各都道府県に規則策定の有無などについて電話聞き取りを行ったが、禁止規則に基づいて取り締まりを強化した事例は、東京都、大阪府以外では確認できなかった。そのため、禁止規則はあるものの自転車乗用者への安全運転へのディスインセンティブとなっていないため、規則導入時に一旦、事故削減の効果は得られるもの

の、年数を経るにしたがってその効果は打ち消されていると考えられる。

その他、注目すべき説明変数として、整備自転車比率と、市町村道_道路部面積を取り上げたい。

整備自転車比率については、5%水準でマイナスとなった。これには 2 つの可能性が考えられる。まず自転車の整備によって、ブレーキやランプなどの故障が解消され、事故抑制につながった可能性である。また、そもそも自転車整備を行う者は、リスク回避傾向が強く、元々、自転車の安全運転を心掛けている可能性である。

市町村道_道路部面積については、1%水準でプラスとなった。これにはさまざまな理由が考えられ、結論を述べるにはより踏み込んだ分析が必要ではあるが、考えられる理由としては、自転車及び歩行者ともに、一般国道や都道府県道を通行する際と比べて、市町村道では安全に対する注意を怠りがちであると考えられる。一般国道や都道府県道と比べると、市町村道の交通量は少なく道幅は狭いと考えられ、そのため、信号のない場所の横断、信号や一時停止確認の無視などが行われがちではないかと考えられる。

(2) 第二当事者事故への効果

第二当事者も第一当事者とほぼ似たような結果となった。携帯電話禁止の事故削減効果は確認できなかったが、ヘッドホンの禁止についての規則導入は効果があることが確認できた。自転車施策全体の効果を見ると、1%水準で有意に事故件数削減の効果が認められたが、これはヘッドホン禁止の効果が大きく影響していると考えられる。携帯電話よりもヘッドホン禁止について効果を確認できた理由としては、携帯電話に先行してヘッドホン禁止を行っている自治体があり、ヘッドホン禁止実施期間が携帯電話禁止の実施期間よりも長いことが影響していると考えられる。その一方で、ヘッドホン禁止施策の年数を経るにしたがって、禁止内容の効果が周知され、より事故削減効果が期待できるという推測については、プラスに有意となった。これについては、禁止規則はあるものの自転車乗用者への安全運転へのディスインセンティブとなっていないため、規則導入時に一旦、事故削減の効果は得られるものの、年数を経るにしたがってその効果は打ち消されていると考えられる。

その他、注目すべき説明変数として、整備自転車比率と、都道府県道_道路部面積を取り上げたい。

整備自転車比率については、1%水準でマイナスとなった。これには 2 つの可能性が考えられる。まず自転車の整備によって、ブレーキやランプなどの故障が解消され、事故抑制につながった可能性である。特に第二当事者自転車事故においては、自転車が自動車から認識されることが重要であり、ランプがつくかどうかは特に重要である。また、そもそも自転車整備を行う者は、リスク回避傾向が強く、元々、自転車の安全運転を心掛けている可能性である。

都道府県道_道路部面積については、5%水準でマイナスとなった。これにはさまざまな理由が考えられ、結論を述べるにはより踏み込んだ分析が必要ではあるが、考えられる理由としては、市町村道と比べると、道幅は広くなり通行しやすくなるとともに、国道と比べると交通量が少なく、ある程度の注意を払う必要はあるものの、自転車が安全に通行しやすい環境と考えられる。

7. まとめ

今回の実証分析では、携帯電話禁止に係る効果を確認することはできなかったが、だからといって携

帯電話の禁止を止めるべきとするのは時期尚早と考える。携帯電話導入当初は、主に通話用途で使われ、片手で通話しながら運転することの危険性が指摘されていた。2000 年代前半では携帯電話を使用した電子メールが普及し、特定他者とのコミュニケーションが発達し、その後、携帯電話を片手に頻繁に操作を行う人の姿を見かけるようになった。2000 年代後半になると、スマートフォンの普及に伴い、Twitter や Facebook といった SNS の利用が加速した。これにより不特定多数の他者とのコミュニケーションが活発化した。特に 2011 年 6 月にサービスを開始した LINE は、急速に利用者を伸ばしている。こうした傾向に伴って増えているのが、駅のホームで携帯電話を使用する者の事故である。具体的には、視線を落とし、携帯電話の小さな画面を見ながら歩いたり、急に立ち止まったりする人たちが、周囲にぶつかったり、子どもを蹴飛ばす事故が相次いでいる[15]。こうした事例は駅だけでないため、今後の自転車事故の変化について、改めて携帯電話禁止の効果を分析する必要があると考える。

ヘッドホン禁止に関しては、実証分析においてその効果を確認することができた。ただし、第一当事者についてはヘッドホン禁止経過年数に有意な効果があることは確認することができず、第二当事者についてはヘッドホン禁止経過年数が有意にプラスとなった。ヘッドホンの禁止規則を導入するものの、禁止規則に基づいて取り締まりを行っている事例は少ない。仮にヘッドホン禁止の規制を行うならば、その効果を維持するために、継続的なしっかりとした取り締まりを行い、必要があれば罰則の適用を行う必要があるものと考える。ただし、継続的な取り締まりに係る経費も無視できない要因である。警察が行うその他の業務との費用対効果を検討するなど、禁止規則の導入は慎重に行うべきと考える。

また、自転車事故の分析を行う中で、事故の要因について入手できないという壁に突き当たった。具体的には、事故の被害者となったり事故の加害者となった自転車が、携帯電話やヘッドホンを使用していたかどうかに関する情報は入手できなかった。このため、各都道府県の交通規則での携帯電話やヘッドホンの禁止によって、事故が減少したかどうかの詳細な分析が行えなかった。自転車に対する社会的な反応を鑑みるに、今後、法律により自転車運転時の携帯電話やヘッドホンを禁止すべきという議論が出てくることも考えられるが、その際に携帯電話やヘッドホン使用に起因する事故を詳細に分析するためには、これらの要因別の分析を行う必要がある。そして、費用便益を十分に考慮したうえで、施策実施の判断を行うべきである。

その他、第一当事者、第二当事者ともに事故に対してマイナスの効果があった自転車整備率については、自転車整備により自転車の故障が改善されて、事故の減少につながっていると仮定するならば、自転車整備を積極的に行う意義はあるものと考える。自動車と異なり、現状では自転車に車検制度はないが、自転車車検制度の創出も考えられるのではないだろうか。ただし、そうした制度のマイナス面も考慮すべきである。具体的には自転車利用者が支払う自転車整備に必要な費用や自転車整備業務が既得権益化するリスクなどであり、こうした費用と便益の十分な検討が必要である。

[15] NHK クローズアップ現代「“ケータイ事故” 駅のホームでいま何が」（2011 年 10 月 6 日（木）放送, http://www.nhk.or.jp/gendai/kiroku/detail_3104.html）

謝辞

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）、西脇雅人助教授（主査）、吉田恭教授（副査）、加藤一誠客員教授（副査）、戸田忠雄客員教授（副査）から丁寧なご指導をいただきました。また、関係教員及び院生の皆様からも貴重なご意見、励ましをいただきました。また、各都道府県警察の法規担当者の方々には本研究を行うにあたって必要となる交通規則等の実施状況について貴重なご意見をいただきました。ここに記し感謝の意を表します。

最後に、政策研究大学院大学での研究の機会を与えていただいた派遣元である荒川区に感謝の意を表します。

参考文献

・神田直弥(2010)「携帯電話の使用が自転車運転時の注視行動におよぼす影響」(『東北公益文科大学総合研究論集』,Vol.19,P.199-219)
・藤田健二(2012)「四輪車と自転車の無信号交差点・出会い頭事故の人的要因分析」(ITARDA「第 15 回交通事故調査・分析研究発表会」資料)
・圀行浩史(2012)「自転車と歩行者の交通事故の実態」(ITARDA「第 15 回交通事故調査・分析研究発表会」資料)
・萩原亨・徳永ロベルト(2009)「メンタルワークロード評価法に基づく運転中の携帯電話利用の影響に関する研究」(『国際交通安全学会誌』,Vol.30,No.3)
・近藤則昭・伊藤賢治「自転車運転時の携帯電話利用行動調査」(『信学技報』,2003.12)
・朴美卿・町田宇祥・山中仁寛・川上満幸「ハンズフリーシステムによる会話と発着信操作が自動車運転に与える影響」(『日本機械学会論文集』77 巻 775 号,2011)
・吉村朋矩・三寺潤・和田章仁「高校生を対象とした自転車走行に関する交通ルールの認識と遵守実態」(『福井工業大学研究紀要』第 42 号,2012)
・濱村真理子・岩宮眞一郎「携帯型音楽プレイヤーの使用状況に関する実態調査」(騒音振動研究会、2010.10)
・濱村真理子・岩宮眞一郎「携帯型音楽プレイヤーの使用実態」(日本人間工学会第 53 回大会シンポジウム：”音環境の安全と安心と快適性をつくる”、2012.6)
・御子神正己「自転車事故の実態と安全な乗り方」(NKSJ-RM レポート|65,2011)
・東京都生活文化スポーツ局「イヤホンの使用が聴覚に及ぼす影響についての調査結果【概要】」(http://www.metro.tokyo.jp/INET/CHOUSA/2008/03/60i3h101.htm ,2008)
・東京都青少年・治安対策本部「東京都自転車安全利用に関する意識調査報告書」(2012.3)
・日本交通政策研究会『自転車事故防止に関する研究』(2006.4)
・鈴木 崇児・ 秋山 孝正『交通安全の経済分析（中京大学経済学部付属経済研究所研究叢書)』(勁草書房,2009)
・リクルート進学総研「高校生の WEB 利用状況の実態調査」(http://souken.shingakunet.com/research/2012_smartphonesns.pdf ,2012)
・福井秀夫(2007)『ケースから始めよう 法と経済学』(日本評論社,2007)
・N・グレゴリー・マンキュー『マンキュー経済学【第２版】Ｉ ミクロ編』(東洋経済新報社,2005)

開発許可制度における提供公園の影響に関する研究

＜要旨＞

我が国における公園整備手法の一つに、都市計画法第２９条の開発行為に基づく提供公園制度がある。この制度は、開発面積３０００㎡以上のマンション開発や宅地開発などに対し開発者負担による公園整備を許可要件とするものである。

これまでに公園を対象とした先行研究は多く存在するが、その対象は５００００㎡以上の公園、１００００～５００００㎡、１００００㎡以下など、大きな公園面積でのくくりで研究したものや、公園の利用形態に着目したものなどがある。

そこで本研究では、２０００㎡以下の小さい公園に特に着目し、開発許可制度により地域に新しく提供公園が整備されたことによる周辺地価へ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、開発許可制度による提供公園が周辺地価に与える影響は、建設される公園面積が２００㎡以下のものは周辺地域にプラスの影響を与えていないことが示され、５００㎡を超えるものは効果的であることが示された。また地域の違いによっても、周辺地価にプラスの影響を与える公園面積が異なることが示された。

この結果を踏まえ、今後開発許可制度に基づく提供公園制度が大規模な開発のみに一律の３％や６％の負担を課すのではなく、開発面積に関わらず公平に事業者に負担を求めることや、小規模な公園整備となる開発計画については公園整備基金等による手法など、地域に応じた適切な制度設計が必要であることを結論付けた。

2013 年（平成 25 年）2 月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12616　千代反田　誠

第１章 はじめに
（１） 研究の背景と目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・１
１．背景
２．目的
３．分析・結論
４．まとめ
（２） 先行研究・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・５

第２章　公園、開発許可制度
（１） 公園・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・７
１．公園の種類
２．公園の機能
（２） 開発許可制度・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・８
１．制度概要
２．開発行為
３．土地の区画形質の変更
４．特定工作物
５．手続き

第３章　公園整備に関する実証分析
（１）理論分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・１１
（２）調査対象とした川崎市の特徴・・・・・・・・・・・・・・・・・・１２
１．地域特性
２．区の特性
３．一人あたりの公園面積
４．公園面積構成
（３）推定モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・１６
１．ヘドニックアプローチ
２．分析対象
３．推定モデル
４．推定モデル式
５．データ出典
６．基本統計量
（４）分析結果と考察・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・２２
１．川崎市全域の分析結果
２．川崎区、幸区、中原区の分析結果
３．高津区、宮前区、多摩区、麻生区の分析結果

第４章 まとめ
（１） 開発許可制度における政策提言・・・・・・・・・・・・・・・・・２５
（２） まとめ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・２６
（３） 本研究の課題・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・２７

謝辞 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・２７
参考文献 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・２７

第１章　はじめに

（１） 研究の背景と目的

１．背景

我国ではまちづくりに対する規制として「建築基準法」や「都市計画法」が主要なものとしてあげられる。その目的は都市環境の確保や、高度経済成長期の都市部への人口流入による社会問題を解決するために制定された経緯をもつ、時が経過し法制定時時は有効であった手法が現在も適切であるかは明確でない。

また、その規制数値は明確な根拠をもって定められたものではないため、経済学的に分析し検証を行うことが必要である。

２．目的

本研究では新しく整備される公園が周辺地域へ与える影響について分析を行い、どのような公園が地域に適しているのか分析する。なお、研究対象としては１９９５年以降の都心回帰の傾向と共に、マンション開発や宅地開発が積極的に行われた「川崎市」とした。

公園に関する先行研究においては、①大規模な公園が周辺地域に与える影響、②公園の利用形態、③ポケットパークの近隣地域に与える影響、④総合設計制度などの規制緩和によるオープンスペースの確保の手法に関するものなどがある。

そこで本研究では、これまで取り上げられていない都市計画法の開発行為により整備される公園に着目し分析を行う。この手法により整備される公園は現在多数存在し、地方公共団体が公園取得をする主な手法となっている。

なお、川崎市ではこの制度により取得された公園は２，０００㎡以下の面積が多い点に着目し分析し、適切な整備公園面積を示すことを目的とする。

３．分析・結論

公園整備が周辺地域にもたらす効果を「ヘドニックアプローチ」を用いて分析を行った、川崎市域で分析した結果、公園面積２００㎡以下のいわゆるポケットパーク等は、周辺地域にマイナスの影響を与えていることが明確に示された。

そして、２００㎡から２０００㎡までの面積の公園は、プラスの影響を周囲に与えることも示されている。このことは、公園は整備することが目的ではなく地域に必要とされる面積のものを整備しなければ、地域の社会的効用は増えないことを表している。

４．まとめ

本研究により以下のことを提言として述べる。

①　開発行為に基づく公園整備を継続する場合には、既に地域には整備された既存インフラとしての公園等があることを考慮し、地域実情に応じた負担を求めるべきである。

特に狭い公園整備となる場合には、公園整備基金に相応の金銭を負担してもらい、それを財源に適切な公園整備を行うことなどの制度設計が必要である。

② 都市計画法では開発面積３０００㎡以下の開発は提供公園の要件が不要なため、３０００㎡未満の開発を実施することに対するインセンティブを与えているため、その様な開発に対しては基金を拠出することで公平性を図るようにすべきである。

③ この制度自体が、新規不動産購入者に大きな負担を課す制度でもあるため、地方公共団体は都市計画税、固定資産税等を財源に必要な公園整備を行うことが望ましい。

（２）先行研究

これまでの先行研究では、公園面積を（５０，０００㎡以上、１００００～５００００㎡、１００００㎡以下）などの大きな範囲で分析した研究などがある。また公園の利用形態に着目した研究も存在し、その中で面積の狭い公園は利用頻度が低いことが示されている。

①「公園が都市に与える影響」

先行研究として、肥田野（2011）らの「空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発」がある。

本研究では公園が都市に与える影響を調査しており、その分類としてはＬＬクラスの公園（５００００㎡以上）、Ｌクラスの公園（１００００～５００００㎡）、それ以外の公園をM、Ｓクラスの公園とし、それらの公園の近接性や地域特性が周辺地価に対する影響について研究を行っている。

②　「提供公園の利用形態」

先行研究として、元木・山本（2010）らの「マンション開発集中地区における提供公園の利用形態」がある。この論文では規模や立地条件の異なる公園が実際にどのように利用されているかを研究している。その結果提供、公園面積と利用者数には正の相関があることを確認されている。（図１）

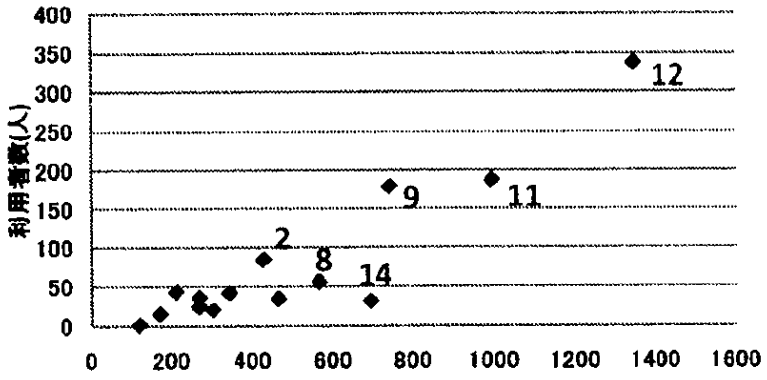


図１　公園面積と利用者数の関係

③　「ポッケットパーク」

先行研究として、横田健一（1997）らの「住宅密集市街地のまちづくりにおけるポケットパークと近隣住民の関係に関する考察」がある。

その中で、ポッケットパークのプラスの面として、①住宅地の採光、通風の改善効果や、②住宅地のゆとりの増加、③植物などの緑の増加、④地震などの災害時に逃げ込むことのできる場所が近隣にあることの効果などをあげている。

またマイナスの面として、①煙草の吸殻などのゴミ問題、②駐車駐輪問題、③防犯面などをあげている。

④ 「オープンスペース」

先行研究として、内山隆史（2005）の「民間開発に伴い提供・公開されるオープンスペースにおける市民参加型デザインプロセスの可能性」がある。

この研究では特定街区、公開空地、総合設計制度、開発許可など様々な制度により提供されるオープンスペースが、義務的・形式的に付置されたものとなっているため、その地域の求める公園等になっていないことを指摘し、オープンスペース設置の際には、日ごろからの地域の課題を共有し、ニーズに合わせたものを提供することが必要であることを述べている。

また我が国の人々に提供される公園等の整備を行う制度は現在、「インセンティブ型」と「設置義務型」に大別でき、インセンティブ型については容積率、建蔽率、高さ制限などを緩和することでオープンスペースの誘導を図り、設置義務型では開発者に設置させることが許可要件とされていることをまとめている。（表１）

類　型	都市計画決定	制度名	根拠法令	制度内容
規制緩和 インセンティブ	必要	① 特定街区	建築基準法	容積率の緩和 高さ制限の緩和
		② 開発促進地区	建築基準法	容積率の緩和
		③ 高度利用地区	建築基準法	容積率の最高最低限度、 建蔽率の最高限度、 建築面積の最低限度等
	不要	④ 総合設計制度	建築基準法	容積率、高さ制限、 斜線制限などの緩和
経済的 インセンティブ		⑤ 緑化施設整計画 認定制度	都市緑地法	固定資産税の減額
設置義務型		⑥ 開発許可基準	都市計画法	道路公園等 設置義務

表１　公園整備を行う手法

第２章 公園、開発許可制度

（１） 公園

１．公園の種類

現在我が国において公園はいくつかに分類されているが、今回研究対象とする公園は開発行為により整備されることの多い２０００㎡以下の公園に着目しているため、特に街区公園を意識したものとなっている。（表２）

種　別	内　容
街区公園	最も数が多く市民生活に身近な公園であり、利用者が徒歩にていける範囲の半径２５０ｍの範囲に広場や遊具などを備えている、整備面積は２，５００㎡を標準とし以前は「児童公園」と呼ばれていた。
近隣公園	街区公園の機能に加え、運動ができる広場や、樹林地・野原などを備えた公園である。計画誘致距離５００ｍの範囲内に２０，０００㎡の整備面積を標準とする公園。
地区公園	街区公園、近隣公園よりもさらに大きな公園が地区公園であり、半径１ｋｍの徒歩圏内に人々が利用する、４０，０００㎡を標準とする公園。 その広さの特徴を活かし、地域の方々がスポーツを楽しむことができる施設の設置や自然環境を保全するなど、地域の特徴を活かした公園。

表２　公園の種別

２．公園の機能

公園の有する機能は以下にあげられるが、いずれも都市機能として重要である。（表３）

効　果	内　容
周辺環境の更新、改善	公園には緑が設けられるため、都市生活を行う人々に潤いを与える役目や、周辺の景観を向上させる機能も有している。
防災機能	地震発生時の周辺住民の避難場所としての機能や、火災時の炎症防火機能、集中豪雨時などの貯水機能などを有している公園も存在する。
地域交流	さまざまな世代の方が散歩や休息などを行うことや、盆踊りや防災訓練などの地域イベントを実施する場所の提供、子供同士が安全に遊びを行う場の提供、都市部においては少なくなってしまった自然に触れ合う場などの機能を有している。

表３　公園の機能

（２） 開発許可制度

１．制度概要

都市計画法に基づく「開発許可制度」は、無秩序な市街化を防止し計画的な市街化を図ることで、安全で良好な住宅環境の整備を目指して設けられた制度である。そして開発行為や建築行為等を都道府県知事等の許可を必要とし、一定規模以上の開発行為では道路、公園等の公共施設の設置を宅地整備と併せて行うものである。

またその提供公園面積の基準として３％が定められているが、地域の実情に併せて６％までは採用することができる制度である。

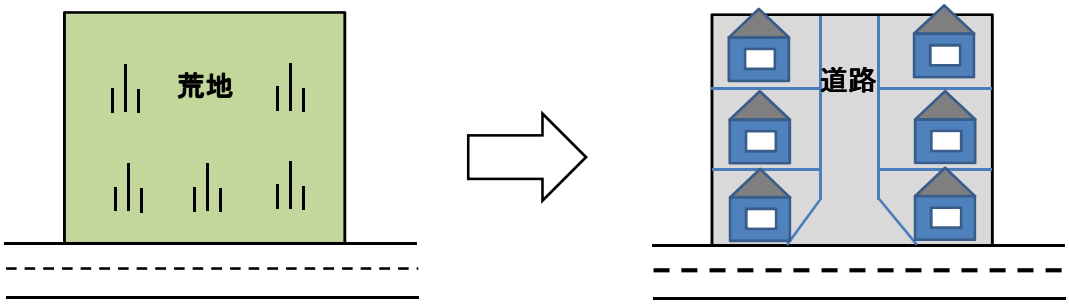
２．開発行為

「開発行為」とは、「主として建築物の建築又は特定工作物の建設の用に供する目的で行う土地の区画形質の変更」のことである（法第 4 条第 12 項）。開発行為に該当する工事等を行おうとする者は許可が必要となる。

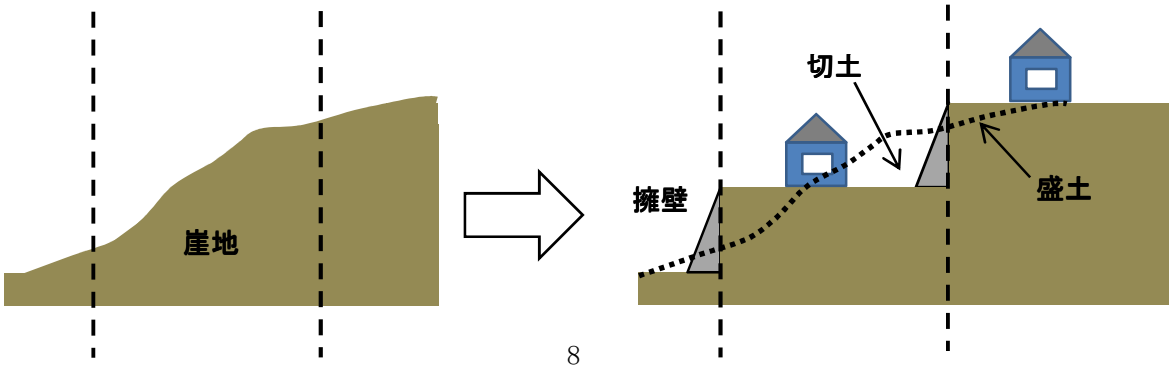
３．土地の区画形質の変更

「土地の区画形質の変更」とは、道路の新設・廃止（区画の変更）、切土や盛土など建築物を建てる前の宅地造成（形の変更）、宅地以外の土地を宅地とする行為（質の変更）が該当する。（図２）

① 区画の変更・・道路、水路等の公共施設の新設、変更または廃止を行うこと。



② 形の変更・・・切土、盛土などを行うこと。



③　質の変更・・・宅地以外の土地（農地等）を宅地化すること。

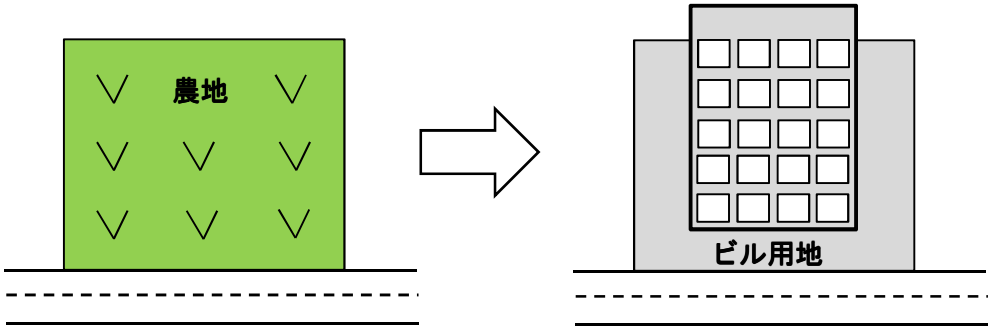


図２　区画形質の変更[1]

４．特定工作物

「特定工作物」はさらに第一種特定工作物（コンクリート・プラントやアスファルト・プラント等）と第二種特定工作物（ゴルフ場、１ヘクタール以上の野球場等）に分かれる。

[1] 東京都ＨＰを参照

５．手続き

マンション開発等を実施予定の申請者は、以下のフローに基づき計画図面を作成し、道路管理者、水道局、下水道局等などの関係者と協議を行うことが必要である。またその許可要件については「宅地開発指針」などにより、各地方公共団体ごとに定められている。（図３）

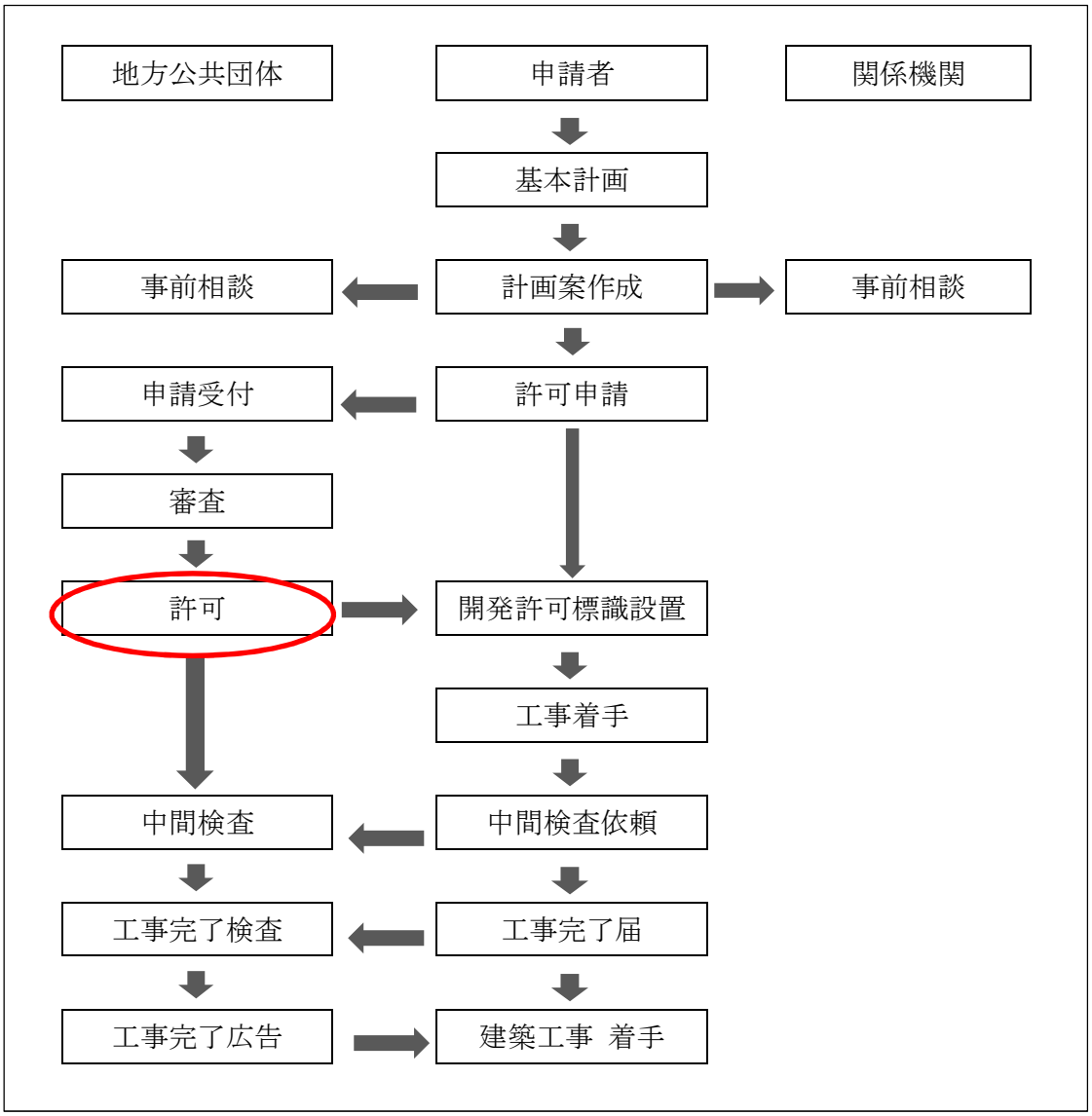


図３　開発許可手続きフロー

第３章 公園整備に関する分析

（１）理論分析

地方公共団体が整備・管理する公共財には道路も含まれるが、その道路整備の際には、周囲の利便性が向上する面と共に、道路騒音や排気ガスなどなマイナスの面も有するため、近隣住民の理解を得ることが難しく整備が進みにくい性質を持つ。しかし、通常新規の公園整備が行われることに対して反対の声を上げる住民は少ない公共財と考えられる。

しかし、公園においてもプラスとマイナスの社会的効用を有している点があげられる、例えば、プラスの面で考えると、①緑が地域に増え周囲に潤いを与えることや、②災害時の避難場所の確保、③地域の交流の場の確保などがあげられる。

マイナス面に着目した場合、①ゴミの不法投棄先となることや、②様々な人の利用による防犯性の低下なども考えられ、その両方の特性が混ざり、プラスの効用が大きいものが地域にとって有益な公共財であるといえる。（図４）

また公園は、同じ面積であればどの地域に対しても同じ効用を与えるのではなく、人口密度の高い地域にとっては、小規模な公園であっても、便益を受ける住民が多いため整備する価値があることや、第一種低層住居専用地域などの戸建て住宅地域においては、地域にゆとりがあるため、追加的な公園整備がされることによる地域の限界効用は少ないことも考えられる。

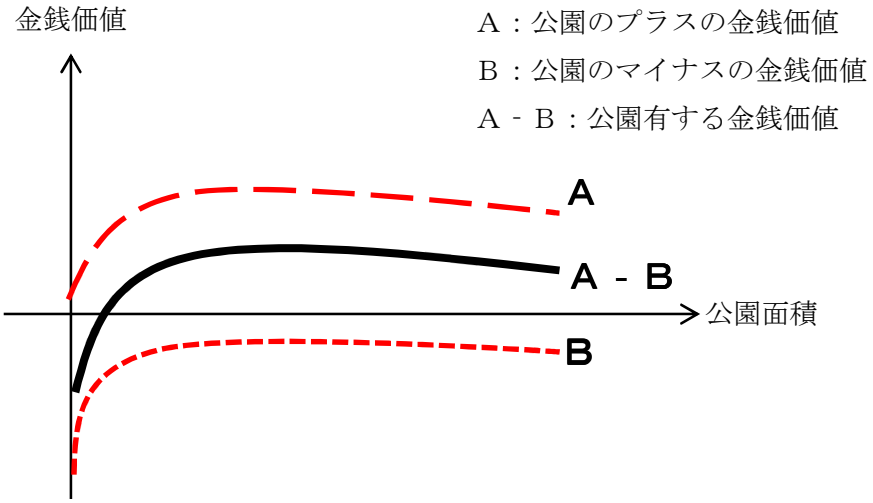


図４　公園面積に応じた金銭価値イメージ

（２）調査対象とした川崎市の特徴

１．地域特性

今回の研究では「川崎市」を分析対象とした。この地域の選択理由としては、首都圏の不動産マーケットは、平成５年以降の地価下落傾向に伴い都心回帰の傾向示しているが、特に川崎市においては、事業所の海外移転、社宅の廃止などにより比較的まとまった敷地が供給されやすいため、マンション開発、宅地開発が盛んに行われている状況であり、新規の小学校建設の計画されている地区も存在する。なお、平成２５年１月時点の川崎市の人口は約１４４万である。（図５）

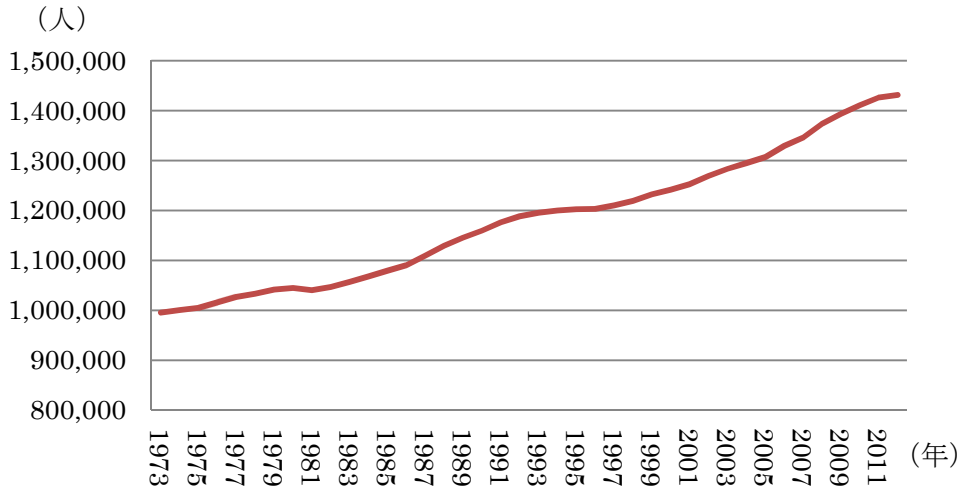


図５　川崎市の人口推移[2]

[2] 川崎市統計情報

２．区の特性

川崎市は政令指定都市であるため７つの行政区を有している。またその区ごとに特性を有しているので市域を「南部」と「北部」に分け解析を行った。（図６）

川崎市「南部」である川崎、幸区は東海道の宿場町として古くから人が集まる場所であり、現在はＪＲ東日本、京浜急行線などにより発展している地域である。また中原区は、東急東横線が住宅地としての需要が高い地域であるため開発が進んだ地域である。なお南部はマンション等の用途が多いため人口密度が高い地域となっている。

次に川崎市「北部」であるが、田園都市線沿線の高津区、宮前区は昭和４１年に東京急行電鉄が路線延伸工事を完了し、それに伴い沿線では大規模な開発事業が行われた区である。そのため開発行為に基づく公園が多く設置されている。また小田急線沿線である多摩区、麻生区においても、小田急電鉄等により宅地開発が進み人口増加が進んだ地域である。現在も開発余地のある土地が多く存在している。



図６　川崎市の位置及び行政区[3]

[3] Ｇｏｏｇｌｅ　Ｍａｐ

３．一人当たりの公園面積

平成２２年度末における、各都市ごとの住民一人当たりの公園面積を以下に示す。（図７）。特に人口集中の進んでいる東京都区部が、一人あたりの公園面積が少ないことが分かる。また今回研究対象とした川崎市は、全国でも東京都区部、大阪市に次ぐ公園面積の少なさである。

また３都市に共通する事項としては、マンション開発が現在でも盛んに実施されている地域であることや、各行政区域内に市街化調整区域はほとんどなく、市内全域がほぼ市街化区域のため、新規の大型公園建設を実施することが難しいという特徴がある。

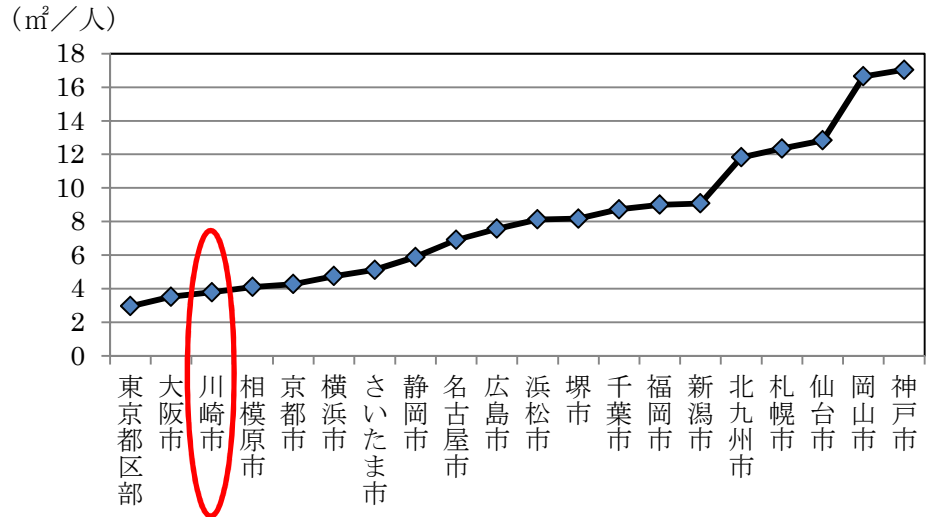


図７　各都市ごとの市民一人当たり公園面積[4]

[4] 大都市比較統計年表

４．公園面積構成

今回研究対とした川崎市における１０３５か所の公園緑地等(以下「公園等」)の分布を下図に示す。対象公園等は全てであるが、２０００㎡以下の公園等の設置数が多いため、その点に着目した。なおその他の手法としては、条例により開発行為と同じ条件により公園整備をしている。（図８）

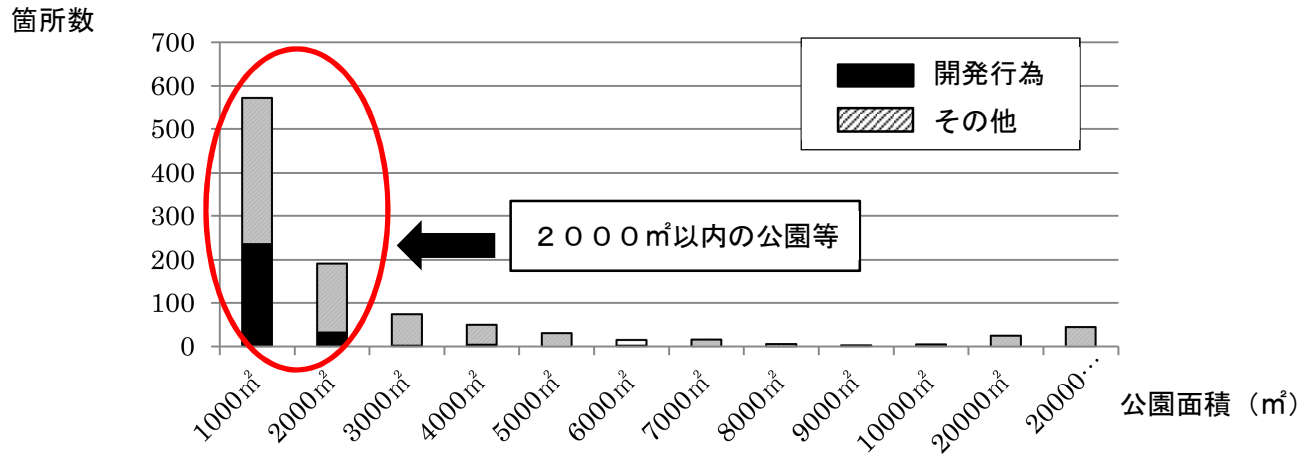


図８　面積ごとの公園等整備数

２０００㎡以下の公園分布を１００㎡ごとにみる、建設されている公園は８００㎡以下のものが大半を占めている。（図９）

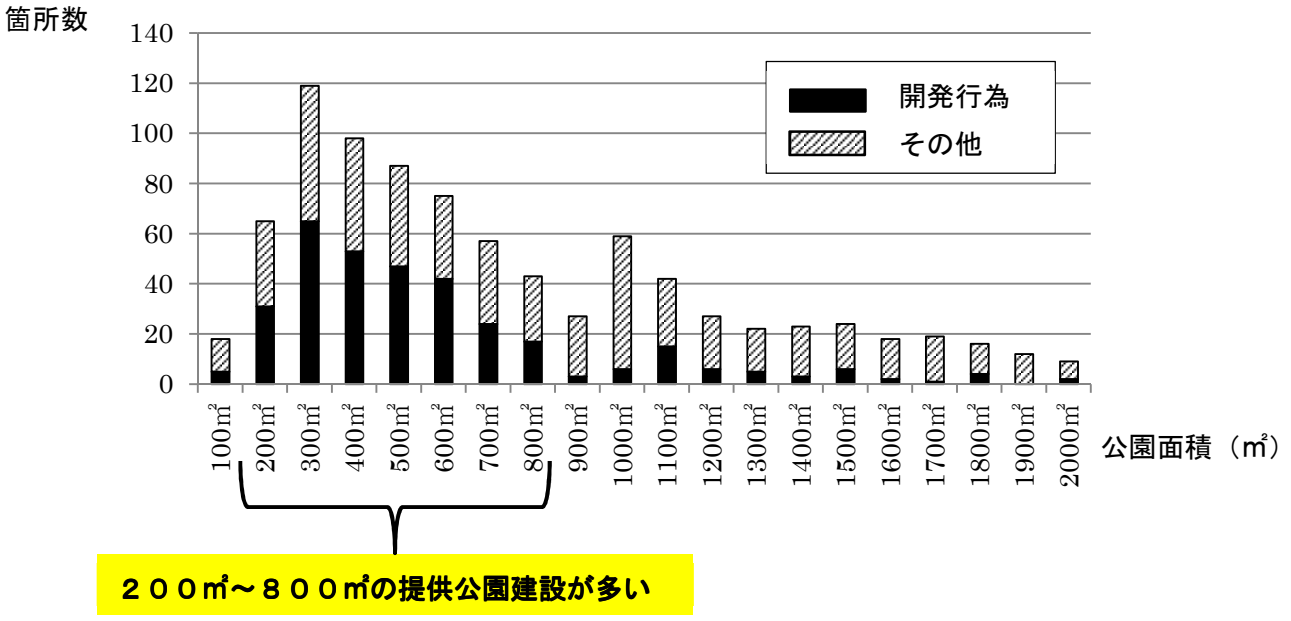


図９　面積ごとの公園等整備数　２０００㎡以下

（３）推定モデル

１．ヘドニックアプローチ

これまでの開発行為における公園整備は、地域にとって適正な公園計画に基づき行われ建設されるのではなく、偶然その地域で行われる民間開発の開発面積に応じた公園が整備されてきた。その結果地域にもたらされる公的な緑と空地等が、どのような影響を周辺地域に与えたか経済学的に実証分析を行う。

今回の分析で採用する「ヘドニック・アプローチ」とは、人々が居住地を選択する場合に、その不動産の地価やその場所の環境を考慮し決定することが通例であり、人々が自由に居住地や勤務地を選択できる場合には、人々は地価だけでなく様々な条件も考慮したうえで土地や不動産を購入することになる。

そのため、その土地固有の公園、緑地、学校などは本来価格が付けられないものであるが、地価と環境の関係に着目することで、人々の考えている価値を考えることができるといった理論である。よって清掃工場や下水処理場などが近隣にある場合、その不動産価格は下落する傾向を示す。

本研究では、地価を被説明変数、その他の環境特性を被説明変数とし推定パラメーターから評価を行った。

また公園の地価への影響範囲は、公園の利用者の多くは子供や高齢者であることから、徒歩よる利用が多いことを考慮し、地価ポイントから半径５００m以内にあるものを分析対象とした。

２．分析対象

公園を面積ごとに分類し、建設される公園面積による違いを検証する。また周辺地域に与える影響は、開発行為による公園も、その他の手法による建設同じ公園であることため差異はないと考えられる。

そのため本研究においては、川崎市内で１９９５年から２００５年に整備された新規公園がどのような影響を与えてのかを経済的に分析を行うものとした。

３．推定モデル

公示地価を被説明変数として、地価公示ポイント周辺の新規に建設される公園により生じる変化を考慮し推定モデルを設定した。なお、公示地価ポイントから半径５００ｍ以内に存在する公園をＧＩＳにより計測抽出し、その地価ポイントに影響を与える公園規模ごとの面積の合計値を分析対象とした。（図１０、１１）

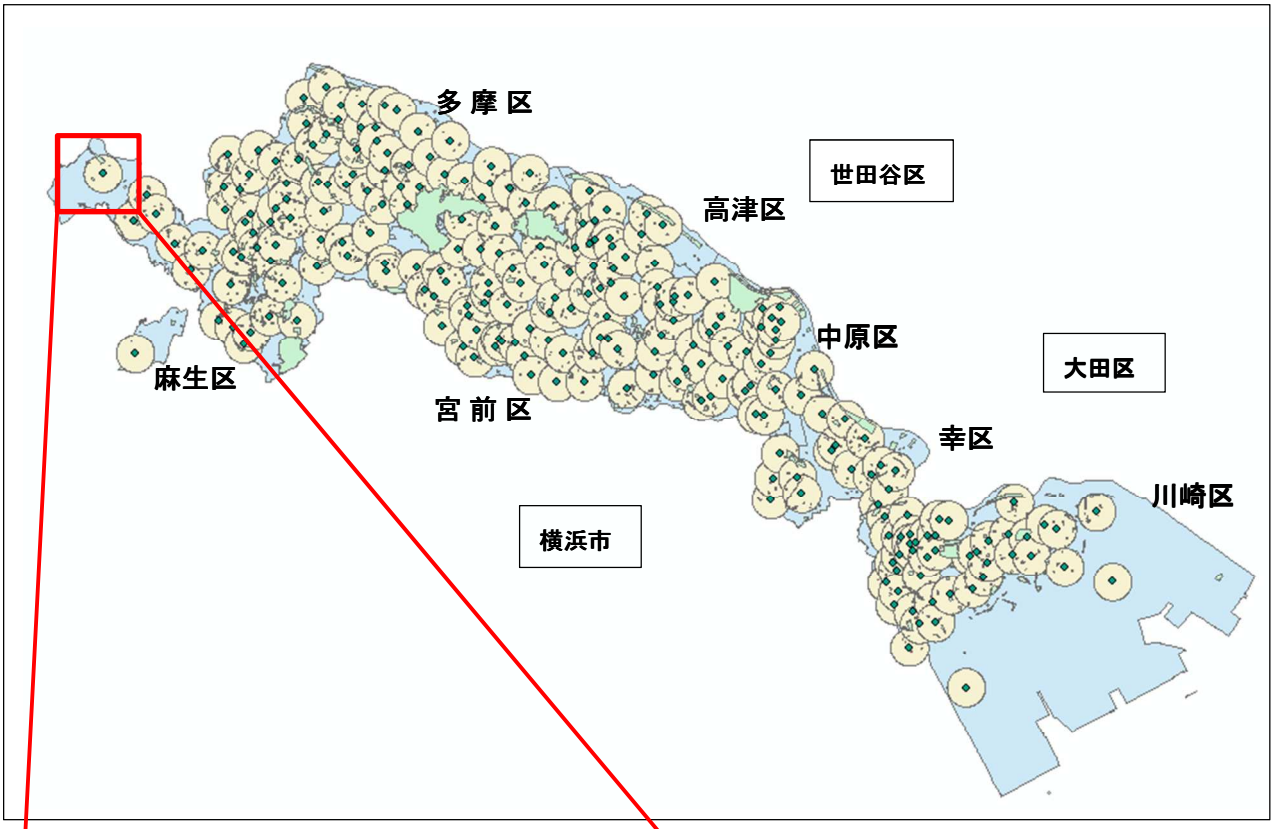
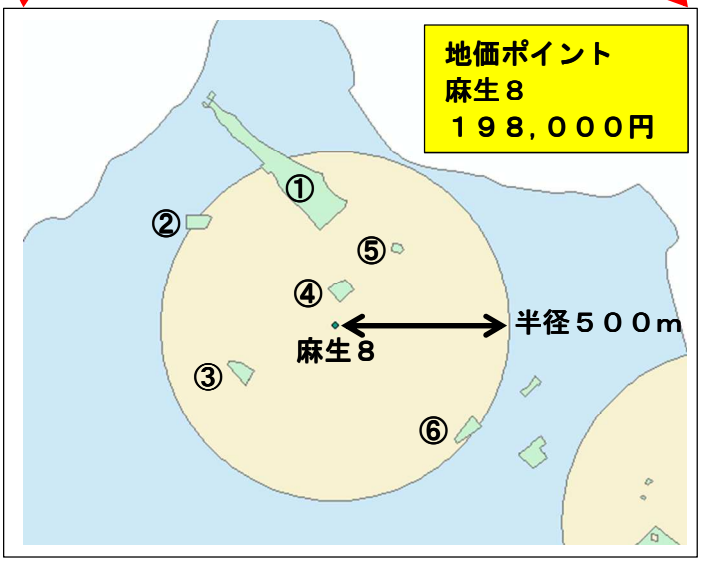


図１０
GIS による地価ポイント分布
及び半径５００ｍの図



	名称	供用日	面積(㎡)
①	黒川谷ッ公園	H18.3.31	31,988
②	丸山こもれび公園	H18.1.31	2,500
③	海道ひだまり公園	H18.1.31	2,638
④	柳町いろどり公園	H16.8.6	2,501
⑤	黒川のぞみ公園	H17.4.12	994
⑥	南黒川第二公園	S54.11.20	2,394

図１１　詳細図

４．推定モデル式

推定モデル式は地価を被説明変数とし、説明変数にはその地価に影響を与える駅からの距離や、容積率、建蔽率をはじめ。今回特に着目している各公園の有する面積の影響を抽出するため以下の式により行った。

ln（公示地価）i,t　＝　β０
＋　β１（最寄駅からの距離）i,t　＋　β２（建蔽率）i,t
＋　β３（容積率）i,t　＋　β４（人口密度）i,t
＋　β５（　２００㎡以下　の公園面積の合計）i,t
＋　β６（　２００㎡超え　５００㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋　β７（　５００㎡超え１０００㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋　β８（１０００㎡超え２０００㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋　β９（２０００㎡超え３０００㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β１０（３０００㎡超え５０００㎡以下の公園面積の合計）i,t
＋β１１（５０００㎡超え　の公園面積の合計）i,t
＋β１２　～　β２３（年次ダミー）i,t
＋β２４　～　β３０　（区ダミー）i,t　＋ε（誤差項）i,t

＜被説明変数＞

今回の分析を行うにあたり、国土交通省地価公示データより入手した川崎市内の地価公示価格の１９９５年から２００６年までのデータを用いた。また地価公示価格の対数を被説明変数として採用している。

＜説明変数＞

説明変数としては、その各地価ポイントへの影響を評価するため、最寄駅までの距離、地価ポイントの建蔽率、容積率、また区の人口密度を変数として採用している。データベースは国土交通省地価公示データ、川崎市統計情報である。

特に本研究では公園の影響について着目しているため、地価ポイントから半径５００ｍの範囲内に存在する公園面積をＧＩＳデータより抽出している。その抽出を行うために、国土交通省国土数値情報ダウンロードサービス及び川崎市都市計画情報より、今回の調査対象公園の抽出作業を行った。

なお公園規模は０㎡から２００㎡、２００㎡から５００㎡、５００㎡から１０００㎡、１０００㎡から２０００㎡、２０００㎡から５０００㎡、５０００㎡以上に分類し、その分類ごとの面積の合計値を採用した。また１９９５年から２００６年の間に新たに整備された公園面積の増加分が合算されている。

なお、本研究はパネルデーターのため、年次ダミーとして平成７年から１８年のダミー変数を採用している。

＜被説明変数＞

① ln 公示地価（円/㎡）

被説明変数として、平成７年度から平成１８年度の地価公示価格の対数を採用した。

＜説明変数＞

② 最寄駅からの距離（m）

各公示地価ポイントに大きな影響を与える最寄駅からの距離を採用した。

③ 建蔽率（%）　公示地価ポイントの指定建蔽率（%）を採用した。

④ 容積率（%）　公示地価ポイントの指定容積率（%）を採用した。

⑤ 人口密度（人／ha）

川崎区、幸区、中原区、高津区、宮前区、多摩区、麻生区の各区ごとの人口密度を用いた。なお、川崎区の区域内には人が居住していない工業専用地域等があるため、その区域を除いた面積にて算定を行った。

⑥ ２００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑦ ２００㎡超え５００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑧ ５００㎡超え１０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑨ １０００㎡超え２０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑩ ２０００㎡超え３０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑪ ３０００㎡超え５０００㎡以下の公園面積の合計（㎡）

⑫ ５０００㎡超える公園面積の合計（㎡）

⑬ 年次ダミー　平成７年から平成１８年の年次ダミー

⑭ 区ダミー　川崎区、幸区、中原区、高津区、宮前区、多摩区、麻生区の７区分のダミー

５．データ出典

今回の分析に必要なデータは、以下により入手している。

① 国土交通省　地価公示データ

http://www.land.mlit.go.jp/landPrice/AriaServlet?MOD=0&TYP=0

このデータベースには、全国の地価公示価格がダウンロードできるようになっており、その中には、各地価ポイントの地価公示価格、最寄駅からの距離、建蔽率、容積率のデータを入手した。

② 国土交通省　国土数値情報ダウンロードサービス

http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/gml_datalist.html

このデータベースでは、日本の国土の地図情報のＧＩＳデータを入手できる。各地価ポイントのＧＩＳデータ及び、地図データを入手した。

③ 川崎市　統計情報

http://www.city.kawasaki.jp/shisei/category/51-4-3-1-1-0-0-0-0-0.html

このサイトには、川崎市の人口動態の変化を時系列に示したものがあり、各年度ごとのデータが入手できるため、このデーターベースを基に各区の人口密度を計算した。

④ 川崎市　川崎の公園（平成２３年版）

現在川崎市の管理している公園について一覧に記載されており、各公園の供用開始年次や、管理面積等を調べることができ、本研究の対象期間に整備された公園を抽出した。

⑤ 川崎市　都市計画情報

川崎市の都市計画課が所管しているデータベースであり、川崎市内のＧＩＳデータが入手できる。その中より公園のデータを取得し②の国のデーターを併せることで、各地価公示ポイントから公園までの距離を計測し抽出を行った。

６．基本統計量

今回の分析で用いたデーターの基本統計量は以下のとおりである。

変　数		平均値	標準偏差	最小値	最大値	出所
年ダミー	年	2000.5	3.452645	1995	2006	A
地価公示	円／㎡	283963.3	279460.1	0	5050000	A
駅距離	m	1277.202	889.2161	0	5300	A
建蔽率	%	58.80658	11.36102	40	80	A
容積率	%	198.107	132.0584	80	800	A
人口密度	人／ha	105.5104	23.29877	57.22	144.38	B
公園面積	２００㎡以下	0.7263889	1.1734	0	5.8	C
	２００㎡超え５００㎡以下	4.768059	5.61084	0	35.97	C
	５００㎡超え１０００㎡以下	12.57394	10.3844	0	50.5	C
	１０００㎡超え２０００㎡以下	18.61681	17.03979	0	92.14	C
	２０００㎡超え５０００㎡以下	39.69522	44.62036	0	217.87	C
	５０００㎡超え	989.3767	2652.291	0	13112.13	C
１９９５年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
１９９６年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
１９９７年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
１９９８年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
１９９９年	年次ダミー	0.0703018	0.2556988	0	1	
２０００年	年次ダミー	0.0963649	0.2951416	0	1	
２００１年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
２００２年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
２００３年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
２００４年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
２００５年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
２００６年	年次ダミー	0.0833333	0.2764328	0	1	
川崎区	区ダミー	0.1563786	0.3632762	0	1	
幸区	区ダミー	0.0740741	0.2619363	0	1	
中原区	区ダミー	0.1358025	0.3426374	0	1	
高津区	区ダミー	0.1358025	0.3426374	0	1	
宮前区	区ダミー	0.1728395	0.3781733	0	1	
多摩区	区ダミー	0.1646091	0.3708909	0	1	
麻生区	区ダミー	0.1604938	0.3671264	0	1	

・A　国土交通省地価公示データ　・B　川崎市統計情報　・C　川崎の公園

（4）分析結果と考察

公園が整備されることの周辺地域に与える効果を、公園面積の違いに着目しヘドニックアプローチにより分析を行った。この結果を以下にまとめる。

1．川崎市全域の分析結果

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝200 ㎡	-0.013819	0.0039822	＊＊＊
200 ㎡＜面積＜＝500 ㎡	0.0031077	0.0010727	＊＊＊
500 ㎡＜面積＜＝1000 ㎡	0.0028972	0.001059	＊＊＊
1000 ㎡＜面積＜＝2000 ㎡	0.0017537	0.0005975	＊＊＊
2000 ㎡＜面積＜＝5000 ㎡	0.0004114	0.0003162	
5000 ㎡＜面積	0.0000548	0.0000983	

＊＊＊、＊＊、＊は有意水準１％、５％、１０％で統計的に有意であることを示す。

① 小規模公園

２００㎡以下のポケットパーク等の小規模公園が整備された場合には、有意にマイナスの影響を与えることが示された。このことは、小規模公園は確かに周辺地域に新しい緑の創出を行い周囲に潤いを与えたが、それ以外に公園の性質上有する、ゴミなどの不法投棄や、マナーの悪い利用のされかたなどの面も周囲に与えることによる。

② 中規模公園

２００㎡から２０００㎡までの公園は、市内全域を対象とした場合有意にプラスの影響を与えている。このことは、ある程度の大きさを有する公園であれば、その公園を利用してイベントを行うことや、避難場所としての機能、トイレ等の施設の充実等、しっかりした遊具の設置など、周辺環境に対するプラスの要素を多く有するものとなるため。マイナスの影響を上回るプラスの要素を多く周囲に提供する有益な公園であることが示された。

２．川崎区・幸区・中原区の分析結果

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝200 ㎡	-0.01344	0.0068154	＊
200 ㎡＜面積＜＝500 ㎡	0.0066031	0.0031097	＊＊
500 ㎡＜面積＜＝1000 ㎡	0.0051795	0.0035462	
1000 ㎡＜面積＜＝2000 ㎡	0.0003634	0.0017336	
2000 ㎡＜面積＜＝5000 ㎡	0.0002455	0.0037739	
5000 ㎡＜面積	0.0003008	0.0002747	

＊＊＊、＊＊、＊は有意水準１％、５％、１０％で統計的に有意であることを示す。

この区においても２００㎡以下小規模公園が整備された場合には有意にマイナスであり、２００㎡から５００㎡の公園が地域にプラスの影響を与えている。このことは、地域特性を考慮すると人口密度が３区の平均値で約１３，７００（人／ha）（川崎区は人の居住しない工業専用地域を除く）であり、東京都区部の人口密度と差がない地域である。そのような地域では５００㎡未満の公園においても地域へプラスの影響を与えることが示されている。

この点を考察すると、既に都市化の進んだ地域においては、人口密度が高く公園等の地域に潤いをもたらす便益を受ける住民が多い点や、公園等の施設が増える機会が少ない地域では、公園整備によるプラスの影響が大きいことを示している。

３．高津区・宮前・多摩区・麻生区の分析結果

変数　（公園面積合計）	係数	標準誤差	有意水準
面積＜＝　200 ㎡	-0.0023895	0.0047143	
200 ㎡＜面積＜＝　500 ㎡	0.0012211	0.0008412	
500 ㎡＜面積＜＝ 1000 ㎡	0.0014893	0.0008679	＊
1000 ㎡＜面積＜＝ 2000 ㎡	0.0022594	0.000486	＊＊＊
2000 ㎡＜面積＜＝ 5000 ㎡	0.0002521	0.0002208	
5000 ㎡＜面積	0.00000201	0.0000802	

＊＊＊、＊＊、＊は有意水準１％、５％、１０％で統計的に有意であることを示す。

これらの区の特性は、広い範囲が第一種低層住居専用地域やその他住居系用途地域で構成されている。また商業地域も一部指定されているが、基本的に駅前周辺部のみが指定を受けている特徴を持つ。また高度経済成長期に東京急行電鉄や小田急電鉄を中心とした宅地開発が実施されて地域であるため、比較的計画的な街並みを形成している。

この地域の分析結果は、５００㎡以下の公園が整備された場合には、南部と異なり地域に与えるプラスのインパクトはなく、５００㎡から２０００㎡の比較的面積の大きな公園が周辺に建設される場合にはプラスの効果を有することが確認できた。

これは、既に周辺地域に開発が行われ公園が人口に対し充足している地域にとっては、小規模な公園建設が実施されたとしても、周辺地域には特に影響を与えることがないことが示された。公園に対する限界効用が既に少ない地域といえよう。

しかし、この地域においても、１０００㎡から２０００㎡の比較的広い面積の公園建設が行われた場合には、プラスの影響を周囲に与えることが有意に示されている。このことは、広い公園であればさらに地域住民にとっての効用を高めることを意味している。

第４章 まとめ

公園が整備されることの周辺地域に与える効果を、公園面積の違いに着目し分析を行った。その結果をふまえ政策提言及び今後の課題ついて述べる。

（１）開発許可制度における政策提言

ここまで述べてきたとおり、様々なまちづくりに関する規制は本来地域をより良くするために運用するものであるが、適切でない規制はその地域の社会的余剰を減少させてしまう。今後の政策評価においては費用便益分析等により根拠を明確にし、その根拠が示す範囲において規制を行うことが合理的である。

そうすることで、限られた財である都市空間を有効に活用し、地域の社会的余剰を最大化することが可能になる。公園は一旦整備されたものは廃止されることは少ないため、初めの整備計画が非常に大切である。

提言１

開発許可制度の提供公園制度は、開発面積や地域の実情に合わせた制度設計が望ましく、ある程度の広さを有した公園整備を行えるようにすべきである。

少なくともこれまでの様に、地方公共団体一律に同じ係数をかけ提供公園面積とすることに合理的理由は見当たらない。公園整備基金制度などで対応することも選択できるようにすべきである。

提言２

開発計画面積が３０００㎡を境に提供公園の拠出義務が分かれるが、これは３０００㎡以下の狭い開発を行うことへのインセンティブを与えることになる。そのため公園を拠出させる本制度を継続する場合には、小規模な宅地開発やマンション開発に対しても公園整備基金制度を設け公平性を図るようにすることが望ましい。

提言３

本来近隣住民の利用する公園整備は、受益者負担の見地から地方公共団体が固定資産税、都市計画税を活用し整備することが望ましい、また新規入居者に対して大きな負担を強いる制度設計は見直すべきである。

（２）まとめ

開発行為における提供公園制度は、日本国内の公園整備の手法として活用されてきたが、２００㎡以下の狭小な公園は、周辺地域に対してプラスの影響を与えていないことが示された。

川崎区等はマンションが多く、都市化の進んでいる地域であるため人口密度が高い地域である。その様な地域では狭い２００㎡～５００㎡の公園が建設された場合でもプラスの影響を与えている。

高津区等は、第一種低層住居専用地域等の住居系用途地域の多い区であり、５００㎡以上のゆとりのある公園が整備される場合に、周辺地域にプラスの影響を与えることが示された。（図１２）

高度成長期より整備され継続してきた制度を、経済学的な手法を活用して客観的にとらえ、社会の変化に合わせて見直す時期にきていると思われる。

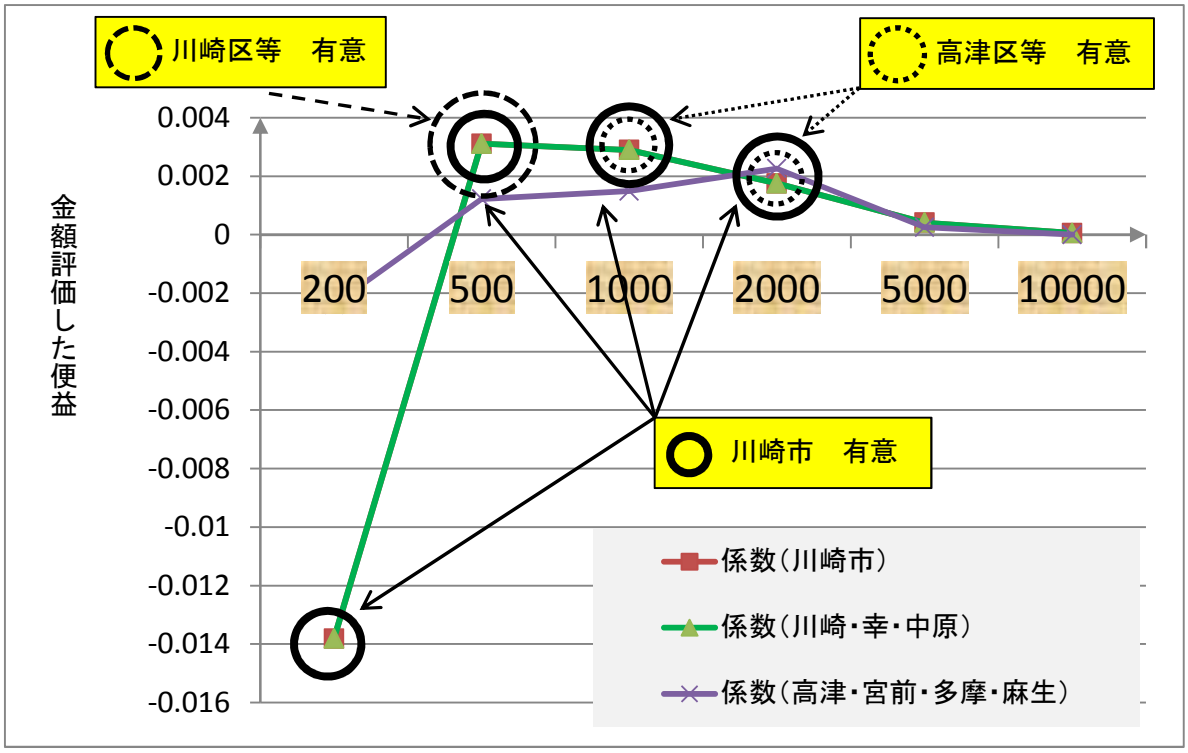


図１２　分析まとめ

（３） 本研究の課題

本研究では新設公園が周辺地価に与える影響について実証したが、今後制度設計を行う際には、地価ポイントと公園の距離、用途地域、町丁目ごとの人口密度、地域に供給されている間取り、世帯数、世帯人数などの特性を加味した実証分析が必要となる。

また、地域に緑を提供しているという観点からは、生産緑地が多い地域や、民間の所有する山などが存在する地域における、公園整備の影響も考慮すべき事項であると考えられる。

謝辞

本論文の作成にあたり、西脇雅人助教授（主査）、中川雅之客員教授（副査）、福井秀夫教授（プログラムディレクター）（副査）、安藤至大客員准教授から丁寧なご指導をいただきました。また関係教員及び同期の院生の皆様からも貴重なご意見をいただき、論文を作成することができたことを感謝申し上げます。

また、政策研究大学院大学での勉学及び研究の機会、ＧＩＳのデータ提供、公園行政情報等を与えていただい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、すべて筆者の責任にあることを申し添えます。

【参考文献】

・金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社
・福島隆司（1999）経済学の論理と都市住宅学
・熊野稔（2001）ポケットパークの活用と管理における自治体の動向と評価
・熊野稔（2002）ポケットパークの設立目的と空間特性
・福井秀夫（2003）オフィス床過剰問題に対して土地利用規制・土地税制が果たすべき役割は何か。
・三浦浩之（2004）地域住民による都市公園再生についての一考察
・開発許可制度研究会（2005）開発許可制度の解説
・川崎市宅地開発指針(2009) 川崎市 まちづくり局 開発指導課
・肥田野登（2011）『空間の多様性を考慮したヘドニック・アプローチの開発』
・鎌田泰広（2011）　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
・川崎の公園(2011) 川崎市 建設緑政局 公園管理課
・大都市比較統計年表
・東京都 HP
・国土交通省 HP

大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響について
—2007 年道路交通法改正を対象として—

【要旨】

警察庁は，トラックの交通事故件数が高止まりしていた実態を鑑み，2007 年に改正道路交通法の施行により大型免許改正を実施した．近年トラックの交通事故件数は年々減少していることから，本政策が一部寄与し始めていると考えられるが，大型トラックの交通事故率は依然高止まりしたままである．

本稿では，この一要因を「負の外部性」及び「情報の非対称」を解消，軽減する手段である本政策の影響と捉え，本政策が大型トラックドライバーの高齢化に与える影響，ドライバーの高齢化が大型トラックの交通事故率に与える影響，本政策が社会に与える総合的な影響について，都道府県別パネルデータを用いた実証分析を行った．

分析の結果，本政策は大型トラックドライバーの高齢化を促進していること，ドライバーの高齢化は大型トラックの交通事故率を上昇させていることがそれぞれ示された．

そして，本政策が社会に与える総合的な影響として，現時点では政策導入の狙いである交通事故抑制効果よりも，ドライバーの高齢化促進による大型トラックの交通事故率を上昇させる負の効果が上回って機能していることが明らかになった．

2013 年(平成 25 年 2 月)

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12617　西依 尚士

目　次

1. はじめに 1
2. トラック交通事故の推移と一連の道路交通法改正概要 3
2.1 トラック交通事故の推移 3
2.2 一連の道路交通法改正の概要 4
2.2.1 運転免許区分の改正について 4
2.2.2 大型免許改正について 5
3. 大型免許改正の効果に関する理論分析 6
3.1 新規若年ドライバーに与える影響 7
3.2 交通事故件数に与える影響 7
3.3 交通事故率に与える影響 8
4. 大型免許改正の効果に関する実証分析 10
4.1 大型免許改正がドライバーの高齢化に与える影響を捉えるモデル 10
4.1.1 モデルの概要 10
4.1.2 変数の説明 10
4.1.3 推定結果 12
4.2 ドライバー高齢化が交通事故率に与える影響を捉えるモデル 13
4.2.1 モデルの概要 13
4.2.2 変数の説明 13
4.2.3 推定結果 15
4.3 大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響を捉えるモデル 16
4.3.1 モデルの概要 16
4.3.2 変数の説明 16
4.3.3 推定結果 17
5. 考察 18
6. 政策提言 18
7. おわりに 20
謝辞 20
データ出典 21
参考文献 21

1. はじめに[1]

近年，トラックの交通事故[2]件数は年々増加傾向を示していた. 特に，2000 年から 2005 年にかけては年間 37000 件前後[3]で推移し, 1990 年代と比較して約 10000 件も増加していた.

交通事故が発生する要因は, ドライバーの判断や認知，運転技術の他，車両性能，道路状況，天候など非常に多岐にわたる．トラックの交通事故件数が増加した背景には，これら以外にもトラック輸送を取り巻く環境が大きく変化していた.

まず，1990 年の物流 2 法(貨物自動車運送事業法, 貨物運送取扱事業法)の施行である．道路貨物運送業の規制が緩和されたため，運送事業者の新規参入が相次ぎ, 事業者間競争が激化した. 新しい物流サービスが普及する一方で, バブル経済崩壊後の不況に伴う貨物量減少や運賃低下により, 運送事業者の経営が悪化していった. このような状況のもとで，多くの運送事業者は, 収入を確保するため，過積載や同一ドライバーによる連続運転等によって, 車両の輸送効率を上げたのである．その結果，ドライバーにとっては過酷な労働となり, トラックの交通事故が増加したとされる.

また，運輸業界は，京都議定書において車両の排気ガスに含まれる温室効果ガス(二酸化炭素，メタン，一酸化二窒素等)排出量の大幅な削減を求められており，様々な対策が実施されている．トラック業界では，輸送効率の向上を目的として，各運送事業者が車両大型化を進め，走行車両台数を削減する等の対策を実施している．これにより，普通トラックが普通免許で運転可能な車両総重量上限近くまで大型化する傾向が強まるとともに，大型トラックにおいても車両総重量 11ｔ以上のものが主流となった.

トラック運転に必要となる免許は，従来の運転免許区分(1960 年 12 月 20 日道路交通法施行に伴う運転免許区分)では，車両総重量 8ｔ未満は普通第一種免許，8ｔ以上は大型第一種免許であるが，トラックは車体や貨物積載量が大きいことなどから，普通自動車とは異なる運転技術や知識が必要となる．先述したような車両大型化の進行に伴い，ドライバーがトラック運転に必要な技術や知識を完全に具備しているとは言えない状況において，ドライバーの操作ミス等により，交通事故が多発していたのである.

警察庁はこうした実態を鑑み，2007 年の改正道路交通法の施行により，従来の運転免許区分を改正した．大型免許と普通免許の間に中型免許を設けることで，改正以降における新規免許取得者の運転技術と大型化した車両に必要な運転技術との相違を解消，軽減し，トラック交通事故を抑制しようとするものである.

また，これとあわせて大型免許の適用条件の引き上げとともに，大型第一種免許については，免許証交付までの教習過程等が大幅に改正された[4]．改正の内容については後述するが，この法改正が昨今，トラック業界等に大きな波紋を呼んでいるのである.

---

[1] 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あらかじめお断りいたします.

[2]本稿では，道路交通法第 2 条第 1 項第 1 号に規定する道路において，車両等及び列車の交通によって起こされた事故で，人の死亡又は負傷を伴うもの並びに物損事故を「交通事故」と定義する.

[3] (財)交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」 参照.

[4] 本稿では，大型第一種免許取得に必要な教習過程に関する改正を「大型免許改正」と定義する.

本稿では，大型免許改正が若年者の動向や現役大型トラックドライバー，及び大型トラックの交通事故率に与える影響について，3 つの推定モデルによる実証分析で明らかにする．

結論を先に述べると，大型免許改正は，若年ドライバーの大型トラック市場への新規参入を抑制し，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進していることが示された．そして，ドライバーの高齢化は，大型トラックの交通事故率の高止まりに寄与しており，政策の狙いであるドライバーの運転技術や安全意識の向上による交通事故抑制については，現時点では微小な効果であることが示された．この結果を踏まえ，法改正内容の見直し等若年ドライバーの確保に必要な環境の拡大や，運転免許区分の在り方の検討等を提言した．

本稿の構成は次のとおりである．第 2 章では，近年におけるトラック交通事故の推移と一連の道路交通法改正の詳細を述べる．第 3 章では，運転免許制度が果たす経済学的役割と，大型免許改正が新規若年ドライバー及び交通事故に与える影響について，理論分析で明らかにする．第 4 章では，大型免許改正が大型トラックドライバーの高齢化に与える影響，ドライバーの高齢化が大型トラックの交通事故率に与える影響，大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響についてそれぞれ実証分析を行う．第 5 章で実証分析結果の考察を，第 6 章で考察に基づいた政策提言をそれぞれ示す．最後に第 7 章において，本稿の結論と今後の課題について述べる．

本稿で取り上げる一連の道路交通法改正に関する先行研究としては，次のものがある．

関(2007)は，中型免許新設の趣旨や内容を解説している．高清水(2008)は，中型免許導入後 1 年間の免許取得状況と新大型免許の取得状況に着目しており，新制度における免許試験の運用についての検証を今後の課題としている．

ドライバーの加齢に伴う交通事故への影響に関する先行研究としては，石松・三浦(2002)は，高齢者の目の健康状態の悪化や視間隔機能の低下が，運転の困難さを増加させる主要因であることを述べている．田久保(2005)は，中高年ドライバーは安全不確認が起因する事故を，若年及び高齢ドライバーは漫然運転や運転操作エラーが起因する事故を起こしやすいなど，ドライバーの年齢層によって交通事故の要因が変化することを述べている．自動車安全運転センター(2010)は，中高年ドライバーの交通事故が増加傾向にある背景から，実態把握のため運送事業者にアンケートを実施した結果，中高年ドライバーを対象とした安全運転教育を実施している事業者が少ないことを述べている．また，走行実験を実施し，中高年ドライバーは若年ドライバーと比べて安全不確認や一時不停止が多く認められ，交差点走行等に危険を伴う可能性が高いとしている．

一連の道路交通法改正に関する先行研究は少ないが，ドライバーの加齢に伴う交通事故への影響に関する先行研究は多く行われている．しかし，大型免許改正が，若年ドライバーの動向や大型トラックの交通事故率に与える影響を分析した研究は確認できなかった．大型免許改正に着目し，その政策効果を明らかにする本研究は，今後トラックだけに留まらず，全ての車両を対象とした交通安全対策を講じていく上でも一定の意義を有しているものと考えられる．

2. トラック交通事故の推移と一連の道路交通法改正概要

本章では，近年におけるトラック交通事故の推移を示したうえで，2007 年に施行された一連の道路交通法の改正概要について述べる．

2.1 トラック交通事故の推移

図 1 に，2001 年から 2010 年までの各事業用車両が起因する交通事故件数(第 1 当事者)の推移を示す．トラックの交通事故件数が突出しているが，タクシーやバスと比較して走行距離が圧倒的に長いことが一要因と考えられる．近年は減少傾向にあり，2003 年の改正道路交通法による大型トラックへのスピードリミッター装着義務付けなど，様々な事故防止政策の効果によるもの考えられる．

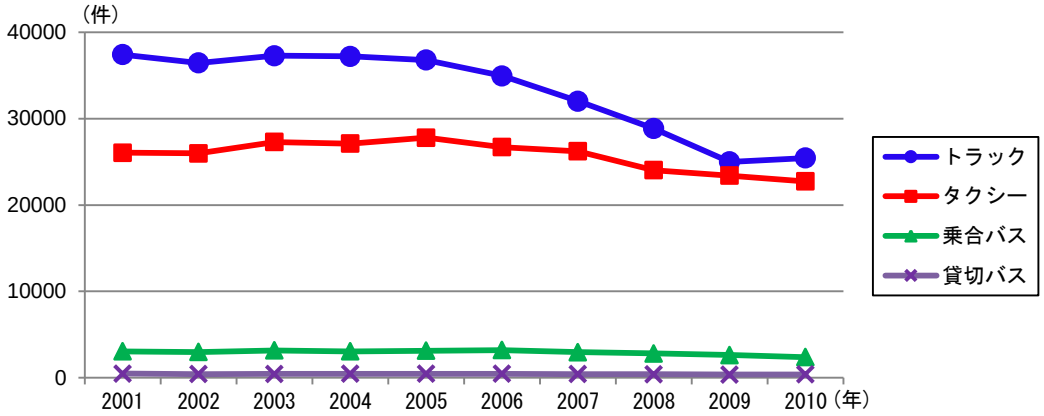


図 1　各事業用車両における交通事故件数の推移[5]

図 2 は，図 1 のトラックの交通事故件数を車両総重量別に分類したものである．これによれば，車両総重量 7 t 以上 8 t 未満，及び 20 t 以上のトラックの交通事故件数が多いことがわかる．これらのトラック事故が多発した一要因として，第 1 章で触れたような過積載や同一ドライバーの連続運転等による労働環境の変化や，ドライバーが大型化した車両に対して十分な運転技術を具備していなかったことによるものと考えられる．

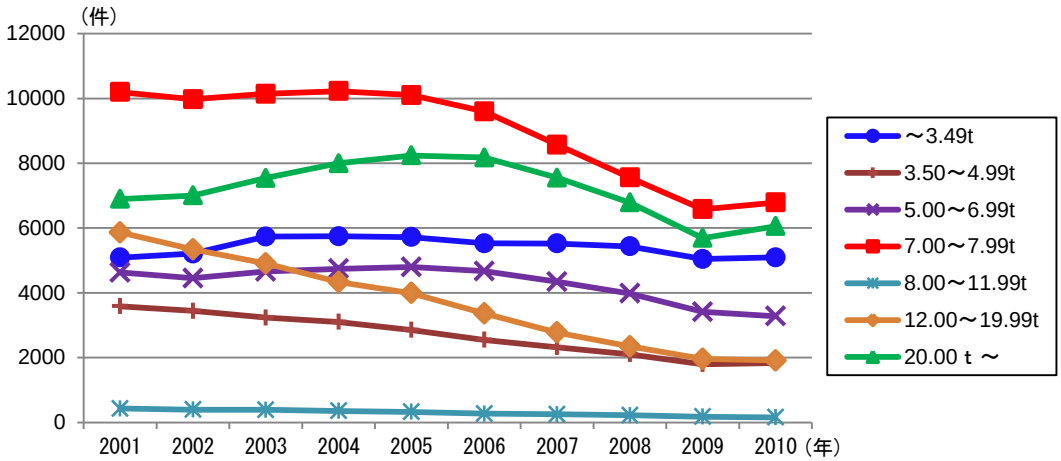


図 2　トラック交通事故件数の推移(車両総重量別)[6]

[5] データは，国土交通省自動車局「自動車運送事業に係る交通事故要因分析検討会報告書」を利用した．

図 3 に，トラックを大型トラック(車両総重量 11 t 以上)と中型・普通トラック(同 11 t 未満)に大別し，各トラックにおける交通事故率[7]の推移を示す．中型・普通トラックは減少傾向であるが，大型トラックはほぼ横這いで推移している．大型トラックの交通事故件数は減少している一方で，交通事故率は高止まりしていることがわかる．

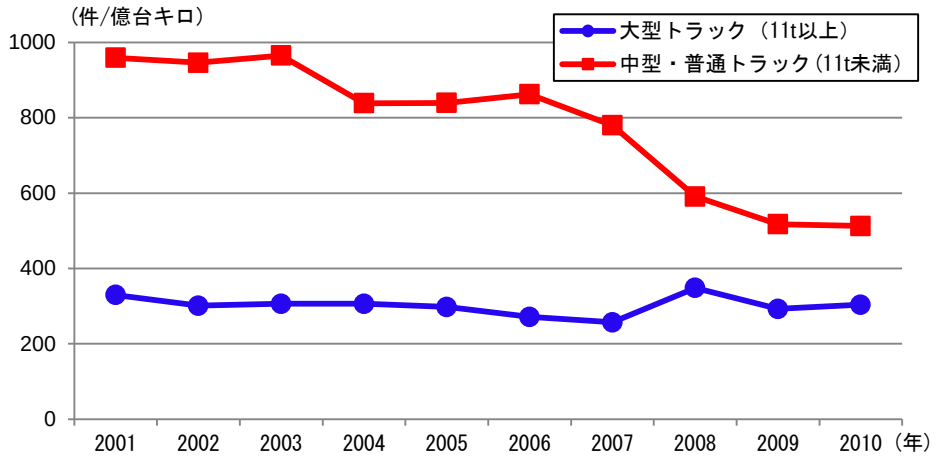


図 3　トラック交通事故率の推移[8]

大型トラックの交通事故率が高止まりしている一要因として，次の仮説が考えられる．2007 年の大型免許改正における教習課程の改正等により，大型免許取得にかかる費用を引き上げた結果，若年ドライバーの新規参入を抑制し，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進しているのではないか．また，ドライバーの高齢化を促進した結果，加齢に伴う運転能力の低下等を招き，大型トラックの交通事故率を高止まりさせているのではないか．

本稿では，これらの仮説を前提として，大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響について分析する．

2.2 一連の道路交通法改正の概要

本節では，2007 年にトラックの交通事故抑制を目的として施行された一連の道路交通法の改正概要を述べる．

2.2.1 運転免許区分の改正について

警察庁は，第一種及び第二種運転免許区分にそれぞれ中型免許を新設する旨の改正道路交通法を 2004 年 6 月 9 日に公布，2007 年 6 月 2 日に施行した．

表 1 に，第一種免許の新旧運転免許区分の比較を示す．新免許区分の対象者は，法改正以降における新規及び併記運転免許取得者である．旧免許区分時に運転免許を取得している者は，法改正以降においても引き続き従来どおりの車両を運転することができる．

---

[6] データは，国土交通省自動車局「自動車運送事業に係る交通事故要因分析検討会報告書」を利用した．
[7] 交通事故件数を走行億台キロで除した値．走行億台キロとは，走行車両台数に走行距離を乗じて 1 億で除した値であり，自動車の走行総量を示す指標である．交通事故の発生状況を客観的に評価する場合に用いられる．萩田，牧下，森(2008)「交通事故と事故発生時の交通状態量の関連分析」参照．
[8] データは，国土交通省自動車局「事業用自動車の交通事故統計」，国土交通省「道路交通センサス」を利用し，筆者が作成した．

表 1　運転免許区分の新旧比較（第一種免許）[9]

【旧運転免許区分】

	車両総重量	最大積載量	乗車定員	受験資格
普通免許	8t未満	5t未満	10人以下	18歳以上
大型免許	8t以上	5t以上	11人以上	20歳以上 （経験2年以上）

【新運転免許区分】

	車両総重量	最大積載量	乗車定員	受験資格
普通免許	5t未満	5t未満	10人以下	18歳以上
中型免許	5t以上 11t未満	3t以上 6.5t未満	11人以上 29人以下	20歳以上 （経験2年以上）
大型免許	11t以上	6.5t以上	30人以上	21歳以上 （経験3年以上）

2.2.2 大型免許改正について

中型免許の新設による運転免許区分改正に伴い，大型免許の適用条件の引き上げとともに，大型第一種免許取得に必要となる教習課程が改正された．

従来，大型第一種免許を取得するためには，指定自動車教習所における教習課程を修了後，運転免許試験場において構内試験を合格すれば免許を取得することができた．今回の法改正は，ドライバーの運転技術や安全意識を向上させることで，大型トラックの交通事故抑制を目的としている．大型第一種免許の教習課程の改正点は，次のとおりである．

(1) 構内試験における試験項目の追加及び仮免許証の交付

構内試験における試験項目が従来項目[10]に加えて，新たに「路端における発進・停止」及び「隘路への進入」が追加された．合格すれば仮免許証が交付される．

(2) 路上練習の新設

路上練習は，高速道路及び自動車専用道路以外の公道において，3 年以上の大型車両運転経験者を助手席に同乗させて運転技能の練習を行う．最低 10 時間の練習走行が必要であり，練習は 1 日 2 時間まで，最低 5 日以上かけなければならない．なお，練習用の大型車両については，受験者各自で手配する[11]必要がある．

(3) 路上試験の新設

運転免許試験場内及び公道において路上試験を受験し，合格すれば合格証明書が交付される．

(4) 取得時講習の新設

路上試験合格後，自動車教習所において大型免許取得時講習（4 時限）及び応急救護処置

[9]大型特殊，大型二輪，普通二輪，小型特殊，原付，けん引の各免許については，今回の法改正では変更がないことから記載を省略した．
[10]幹線コース及び周回コースの走行，交差点の通行，横断歩道及び踏切の通過，曲線コース，屈折コース及び坂道コースの走行．
[11]自動車教習所が保有している他，大型免許保有者を通じて運送業者等から借りるケースが一般的である．

講習（3 時限）を受講する．修了後，運転免許試験場において免許証が交付される．

(5)試験車両の大型化

法改正に伴い，技能試験に使用される車両が大型化した．従来は 4t トラック規模(最大積載重量 5t～6.5t，車長約 8m)の車両が一般的であったが，道路交通法施行規則により，原則 10t トラック規模(最大積載重量 10t 以上,車長約 12m,3 軸以上)の車両が定められた．

また，法改正の影響は自動車教習所にも及んでいる．路上練習で添乗する大型免許を保有する指導員や，教習に必要な大型車両の十分な確保が困難であること等から，大型第一種免許教習を取りやめた自動車教習所が相次いでいる．(社)全日本指定自動車教習所協会連合会によれば，大型第一種免許教習を実施する指定自動車教習所数は，2006 年には全国で 904 校あったものの，2007 年には 415 校と大きく減少している．

このように，法改正により大型免許取得にかかる費用が増加したことから，昨今若年ドライバーが減少しているものと考えられる．次章ではこれを踏まえ，法改正が若年者や大型トラックの交通事故率に与える影響について，経済学の理論分析により明らかにする．

3. 大型免許改正の効果に関する理論分析

大型免許改正は，経済学で言う「市場の失敗」[12]に対してどのように機能しているのだろうか．

経済学において，政府が市場における個別取引に介入することが正当化されるのは「市場の失敗」が介在する場合のみである[13]．自動車運転に関する「市場の失敗」は，ドライバーの乱暴・未熟運転等により，第三者に対して偶発的な損害を及ぼす「負の外部性」[14]，ドライバーが持つ運転技術や知識の程度を，第三者が全て正確には把握することができない「情報の非対称」である．トラックは特に車体が大きいため，死亡事故につながるケースが多く，これら 2 つの「市場の失敗」が社会に与える影響は甚大である．

政府はこの「負の外部性」,「情報の非対称」を解消，軽減するために，運転免許制度を設け，一定水準を満たす者のみに対して運転免許証を交付している．したがって，理論上ドライバーは一定水準以上の運転技術・知識を有する者しか存在せず，周囲のドライバーや歩行者が安全に生活できる環境が整備されていると考えられる．

しかし，近年，トラックの交通事故件数が増加していたことから，政府はこれを抑制する対策の一つとして運転免許区分の改正を行った．一般的に，トラックは普通自動車と運転技術や知識が異なるものの，車両総重量が 8t までであれば普通自動車と同等の免許で運転可能であった旧免許区分にトラック事故件数増加の要因があったとされたのである．

したがって，大型免許改正は，トラックが引き起こす「負の外部性」,「情報の非対称」を解消，軽減するため，新規大型トラックドライバーの運転技術や安全意識の向上を目的

[12] マンキュー（2005)「マンキュー経済学」参照.
[13] 福井（2007)「ケースからはじめよう　法と経済学」参照.
[14] 福井（2011)「資格制度の意味と限界」参照.

としている.

本章では，大型免許改正が果たす「負の外部性」,「情報の非対称」の解消，軽減の他，新規若年ドライバーや大型トラックの交通事故に与える影響について明らかにする.

3.1 新規若年ドライバーに与える影響

本節では，大型免許改正が新規若年ドライバーに与える影響について分析する.

若年者が職業を選択する一時点における状況を考える．図 4 左側は，法改正前の状況を示している．大型トラックドライバーの職に就くことから得られる限界便益曲線を MB，大型トラックドライバーとして働くことに要する限界費用曲線を MC_1 とする．MB と MC_1 の交差する点 E_1 の左側に位置する X_1 人は，限界便益が限界費用を上回るため，大型トラックドライバーを選択する.一方,X_1 の右側に位置する者は,限界費用が限界便益を上回ることから，他職業を選択する.

ここで，大型免許改正が施行されたとき，図 4 右側の状況になる．大型トラックドライバーに要する限界費用が増加するため，MC_1 から MC_2 に引き上げられる．他の条件を一定とすると，法改正により大型トラックドライバーに就く若年者は X_1 人から X_2 人に減少する.

大型免許改正は，大型トラックドライバーに要する限界費用を増加させ，その結果若年ドライバーの新規参入を抑制しているのである.

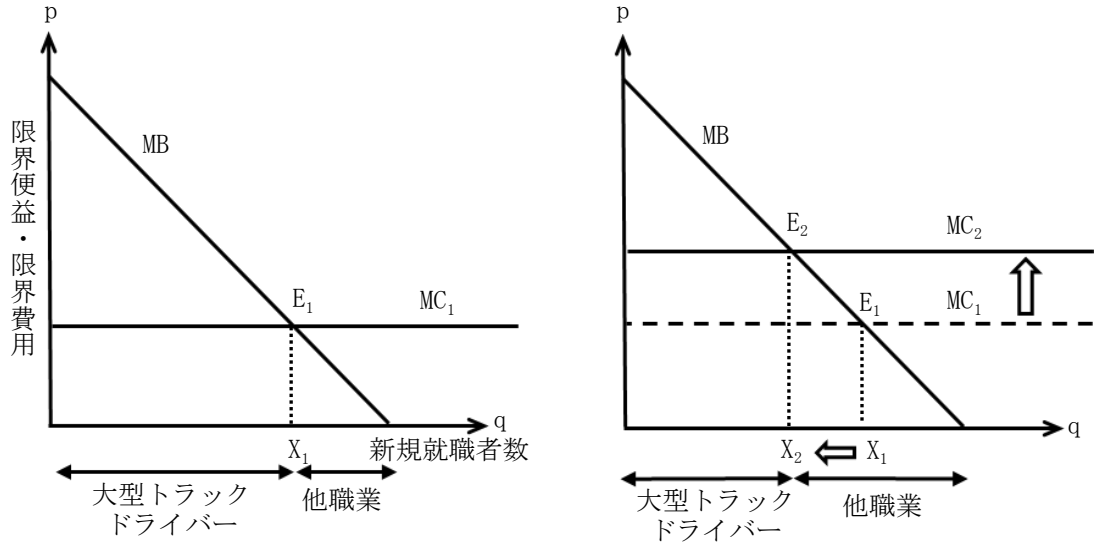


図 4　大型免許改正が新規若年ドライバーに与える影響

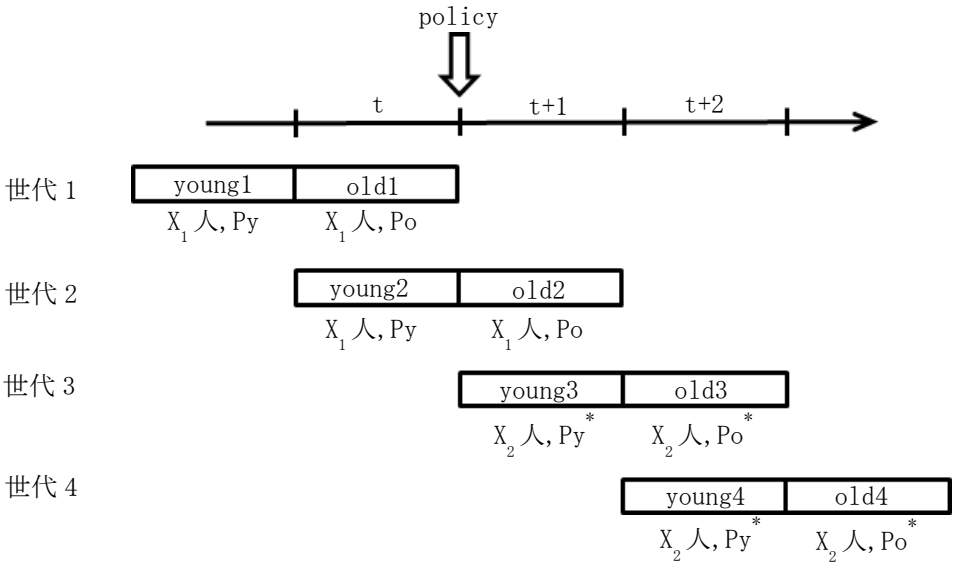
3.2 交通事故件数に与える影響

次に，時代の経過とドライバーの世代交代を考慮した重複世代モデル[15]を用いて，大型免許改正施行前後における交通事故件数の推移を分析する.

図 5 に示すように，縦軸に世代，横軸に時代をとる．分析を簡単にするため，世の中の

[15] 木立(2009)「少子高齢化の経済動学 -重複世代モデルの理論と展開―」参照.

大型トラックドライバーは若年者(young)と高齢者(old)の 2 世代で構成され，各世代人数の増減がなく，全員が若年者のうちに大型免許を取得するものと仮定する．



X_1　大型免許を取得したドライバー数（政策導入前）
X_2　大型免許を取得したドライバー数（政策導入後）
Py　若年ドライバーが交通事故を起こす確率（政策導入前）
Py^*　若年ドライバーが交通事故を起こす確率（政策導入後）
Po　高齢ドライバーが交通事故を起こす確率（政策導入前）
Po^*　高齢ドライバーが交通事故を起こす確率（政策導入後）

【条件】
①$X_1 > X_2$ ②Po＞Py ③Po＞Po* ④Py＞Py* ⑤Po*＞Py*

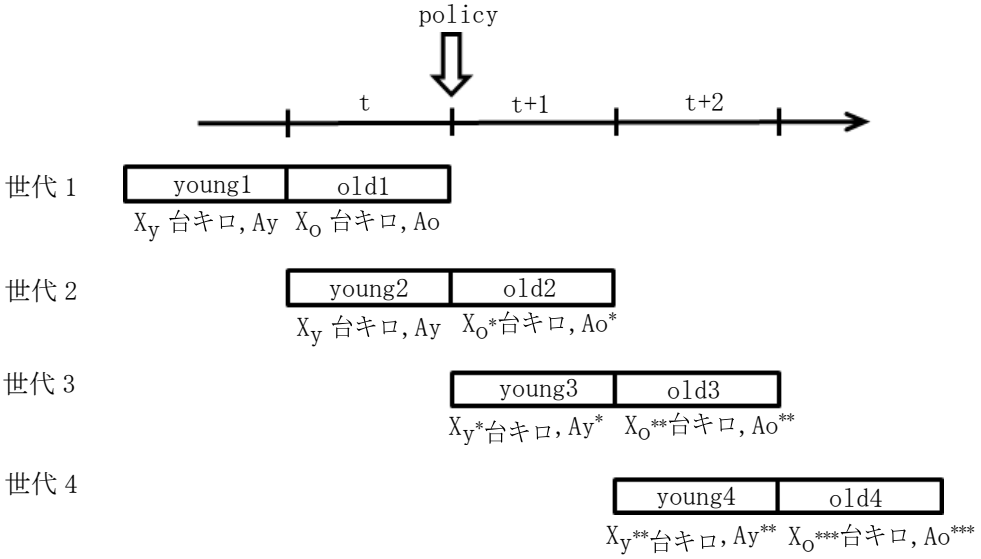
図 5　重複世代モデル(例 1)

今，時代が t 年から t+1 年に経過したときに大型免許改正が施行された．施行後，新規ドライバー数は X_1 から X_2 へ減少するが，施行前よりも高い運転技術を習得しているため，若年ドライバー，高齢ドライバーともに交通事故を起こす確率も減少する(条件③, ④)．

各時代における交通事故件数は，t 年に(X_1Po+X_1Py)件，t+1 年に(X_1Po+X_2Py*)件，t+2 年に(X_2Po*+X_2Py*)件で表され，条件①～⑤を考慮すると，時代の経過に伴い交通事故件数が減少することがわかる．大型免許改正は，時代の経過に伴い交通事故件数を減少させる効果を期待することができる．

3.3 交通事故率に与える影響

続いて，図 6 を用いて交通事故率に与える影響を分析する．なお，前例の仮定に加えて，若年ドライバーと高齢ドライバーの仕事量の合計は時間を通じて一定と仮定する．



Xy　若年ドライバー全体走行台キロ（政策導入前）
Xo　高齢ドライバー全体走行台キロ（政策導入前）
Xy^{*}, Xy^{**}　若年ドライバー全体走行台キロ（政策導入後）
$Xo^{*}, Xo^{**}, Xo^{***}$　高齢ドライバー全体走行台キロ（政策導入後）
Ay　若年ドライバー交通事故件数　（政策導入前）
Ao　高齢ドライバー交通事故件数　（政策導入前）
Ay^{*}, Ay^{**}　若年ドライバー交通事故件数　（政策導入後）
$Ao^{*}, Ao^{**}, Ao^{***}$　高齢ドライバー交通事故件数　（政策導入後）

【条件】

①$Xy > Xy^{*} > Xy^{**}$　②$Xo < Xo^{*} < Xo^{**} < Xo^{***}$　③$Ay > Ay^{*} > Ay^{**}$　④$Ao < Ao^{*} < Ao^{**} < Ao^{***}$

図 6　重複世代モデル（例 2）

前例と同様，時代が t 年から t+1 年に経過したときに大型免許改正が施行された．若年ドライバー数は減少するため走行台キロは Xy から Xy^{*}に減少するのに対し，高齢ドライバーは若年ドライバーの分負担が増えるので，走行台キロは Xo から Xo^{*}に増加する．交通事故件数については，若年ドライバーは走行台キロ減少に伴い Ay から Ay^{*}に減少し，高齢ドライバーは走行台キロ増加に伴い Ao から Ao^{*}に増加する．t+2 年では，更に若年ドライバーが減少するため Xy^{*}から Xy^{**}に減少し，高齢ドライバーは Xo^{*}から Xo^{**}に増加する．同様に，事故件数もそれぞれ Ay^{*}から Ay^{**}に減少，Ao^{*}から Ao^{**}に増加する．

各時代における交通事故率は，t 年に$(Ao/Xo+Ay/Xy)$，t+1 年に$(Ao^{*}/Xo^{*}+Ay^{*}/Xy^{*})$，t+2 年に$(Ao^{**}/Xo^{**}+Ay^{**}/Xy^{**})$と表せる．大型トラックの交通事故率の変動は，走行台キロと交通事故件数の変動に依存しているため，交通事故件数とは異なり減少するだけでなく，増加や高止まりする可能性も考えられるのである．

図 3 で示したように，大型トラックの交通事故率が高止まりしている要因は，若年ドライバーの減少による交通事故率の低下と，中高年ドライバーの増加による交通事故率の上昇が相殺されたことによるものと考えられる．

4. 大型免許改正の効果に関する実証分析

大型免許改正には，前章の理論分析で示したように 2 つの効果が考えられる．ひとつは，教習課程の改正や技能試験車両の大型化等により，ドライバーの運転技術や安全意識の向上によって，交通事故率を減少させる正の効果である．いまひとつは，教習課程の改正や教習を実施する自動車教習所の減少等により，逆に若年ドライバーの新規参入が抑制され，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進することで，交通事故率を増加させる負の効果である．

そこで，本章では 3 つの推定モデルを用いて，大型免許改正が大型トラック交通事故率に与える影響を分析する．モデル(a)では，大型免許改正が現役大型トラックドライバーの高齢化に与える影響を，モデル(b)では，大型トラックドライバーの高齢化が大型トラックの交通事故率に与える影響をそれぞれ分析する．最後にモデル(c)では，大型免許改正が有する正の効果と負の効果を総合的に分析し，現時点における政策効果を推定する．

4.1 大型免許改正がドライバーの高齢化に与える影響を捉えるモデル

本モデルでは，大型免許改正が現役大型トラックドライバーの高齢化に与える影響を分析する．

4.1.1 モデルの概要

高齢化を表す指標として，労働者の平均年齢を用いる．労働者の平均年齢は，年月の経過や職種，労働者数の増減，賃金構造など，あらゆる要因により変動するものと考えられ，全ての要因をモデルに取り入れることは困難である．そのため，本モデルでは，Difference-in-differences estimator(以下，DID 分析という)を用いて，政策対象である大型トラックドライバーの平均年齢と，政策対象ではない全産業労働者の平均年齢の変動と比較を行うこととする．DID 分析を行うことで，平均年齢の変動に影響し得る，本モデルで取り入れることができない他の要因は全て同一と仮定されるため，政策導入前後における大型トラックドライバーの平均年齢の変動を捉えることができる．

そこで，次に示す推定モデルを用い，全産業労働者を比較対象とする DID 分析を行う．なお，ここで全産業とは，厚生労働省「賃金センサス」で定める全ての産業[16]を指す．

【モデル(a)】

$$WA_{it}=\alpha_1+\beta_1 PD_{it}+\beta_2 JD_{it}+\beta_3 (PD*JD)_{it}+\beta_4 OD_{it}+\beta_5 DD_{it}+\beta_6 X_{1it}+\varepsilon_{1it}$$

4.1.2 変数の説明

分析には，以下に示す変数を用いた．なお，分析の対象期間は法改正前後の各時期を含めた 2002 年から 2010 年までとし，都道府県別パネルデータを作成した．

[16] 鉱業，採石業，砂利採取業，建設業，製造業，電気・ガス・熱供給・水道業，情報通信業，運輸業，郵便業，卸売業，小売業，金融業，保険業，不動産業，物品賃貸業，学術研究，専門技術サービス業，宿泊業，飲食サービス業，生活関連サービス業，娯楽業，教育，学習支援業，医療，福祉，複合サービス業，を指す．

(1)被説明変数

被説明変数である WA は，労働者の平均年齢を表しており，大型トラックドライバー，全産業労働者の二種類の平均年齢を用いた．

(2)ダミー変数

①政策ダミー

政策ダミーを表す PD は，大型免許改正の施行時期前後を表すダミー変数であり，施行後(2007 年以降[17])であれば 1，施行前（2006 年以前）であれば 0 をとる．

②職種ダミー

職種ダミーを表す JD は，DID 分析におけるトリートメントグループとコントロールグループを区分するダミー変数であり，大型トラックドライバーであれば 1，全産業労働者であれば 0 をとる．

③過密地域ダミー・過疎地域ダミー

過密地域ダミー，及び過疎地域ダミーを表す OD,DD は，都道府県毎に異なる要因をコントロールするダミー変数である．以下に示すとおり，都道府県を可住地面積当たりの人口密度により，過密地域（人口密度 1400 以上＝1），中間地域（人口密度 700 以上 1400 未満＝0），過疎地域（人口密度 700 未満＝1）の 3 つに分類した[18]．

過密地域	埼玉県	千葉県	東京都	神奈川県	愛知県	京都府	大阪府
	兵庫県	奈良県	福岡県				
中間地域	宮城県	茨城県	群馬県	山梨県	静岡県	石川県	福井県
	岐阜県	三重県	滋賀県	和歌山県	岡山県	広島県	山口県
	徳島県	香川県	愛媛県	長崎県	沖縄県		
過疎地域	北海道	青森県	岩手県	秋田県	山形県	福島県	栃木県
	新潟県	長野県	富山県	鳥取県	島根県	高知県	佐賀県
	熊本県	大分県	宮崎県	鹿児島県			

④交差項

政策ダミーと職種ダミーとの交差項を用いたダミー変数である．大型免許改正施行後で，かつ大型トラックドライバーであれば 1，そうでない場合は 0 をとる．

(3)コントロール変数(X_1)

①労働者平均勤続年数

労働者平均勤続年数は，勤続年数が長くなれば，年齢も上昇するものと考えられるため，予想される符号は正である．

②労働者年間平均所得

所得が高くなれば，労働者が退職する可能性は減少する．一般的には若年労働者に効果が表れやすいと考えられる．若年労働者が退職すれば，労働者全体の平均年齢が上がることから，予想される符号は負である．

---

[17] 法改正施行は 2007 年 6 月であるが，データ都合上，2007 年のデータは全て法改正施行後とみなす．他のモデルでも同様とする．

[18]分類方法については，牛山（2009）及び三上（2010）を参考にしている．なお，分析対象期間内は全て同じ都道府県の分類となった．

③労働者年間平均労働時間

労働時間が長くなれば，労働環境が過酷化することにより，労働者が退職する可能性は増加する．一般的には若年労働者に効果が表れやすいと考えられる．若年労働者が退職すれば，労働者の平均年齢は上昇することから，予想される符号は正である．

④老年化指数[19]

都道府県毎に異なる高齢化の程度をコントロールする指数である．指数が増加すれば，労働者の平均年齢も上昇する可能性が高いため，予想される符号は正である．

その他，α_1は定数項，β_1～β_6はパラメーター，ε_1は誤差項．i は都道府県，t は年次を表す．各変数の基本統計量は，表 2 のとおりである．

表 2 モデル(a)・基本統計量

		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
大型トラックドライバー平均年齢	（歳）	423	44.232	2.390	37.000	51.000
全産業労働者平均年齢	（歳）	423	41.117	0.745	39.000	43.000
大型トラックドライバー平均勤続年数	（年）	423	11.400	2.317	5.000	20.000
全産業労働者平均勤続年数	（年）	423	11.931	0.799	9.000	13.000
大型トラックドライバー年間平均労働時間	（千時間）	423	2.545	0.189	2.124	3.180
全産業労働者年間平均労働時間	（千時間）	423	2.161	0.320	2.064	2.232
大型トラックドライバー年間平均所得	（百万円）	423	3.915	0.538	2.494	5.446
全産業労働者年間平均所得	（百万円）	423	3.583	0.400	2.820	4.859
老年化指数		846	1.637	0.296	0.776	2.581

(注)政策ダミー，職種ダミー，過密地域ダミー，過疎地域ダミーは省略．

4.1.3 推定結果

モデル(a)の推定結果は，表 3 のとおりである．

表 3 モデル(a)・推定結果

被説明変数:労働者平均年齢（歳）				
説明変数		係数		標準誤差
労働者平均勤続年数	（年）	0.503	***	0.029
労働者年間平均労働時間	（千時間）	0.08		0.363
労働者年間平均所得	（百万円）	−0.735	***	0.139
老年化指数		1.531	***	0.219
政策ダミー*職種ダミー		0.574	***	0.190
観測数	846			
決定係数	0.665			

（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）政策ダミー，職種ダミー，過密地域ダミー，過疎地域ダミーは省略．

[19]老年者（65 歳以上）人口を年少（14 歳以下）人口で除した，人口高齢化の程度を示す指標である．生産年齢層（15 歳～64 歳）を除いているため，高齢化率よりも人口高齢化の程度を敏感に示す．

大型トラックドライバーに対する政策効果を表す政策ダミーと職種ダミーの交差項の係数符号は正であり，1%水準で統計的に有意であった．つまり，大型トラックドライバーは，大型免許改正により全産業労働者と比較して高齢化が進行していることが示された．

労働者平均勤続年数，労働者年間平均労働時間，労働者年間平均所得，老年化指数の係数符号ついては，予想したとおりの結果が得られた．

4.2 ドライバー高齢化が交通事故率に与える影響を捉えるモデル

本モデルでは，大型トラックドライバーの高齢化が大型トラックの交通事故率に与える影響を分析する．

4.2.1 モデルの概要

そこで，次に示す推定モデルを用いて，最小二乗法(OLS)により分析する．

【モデル(b)】

$$AC1_{it}=\alpha_2+\beta_7 YD_{it}+\beta_8 MD_{it}+\beta_9 SD_{it}+\beta_{10} X_{2it}+\varepsilon_{2it}$$

4.2.2 変数の説明

分析には，以下に示す変数を用いた．なお，分析の対象期間は法改正前後の各時期を含めた 2002 年から 2010 年までとし，都道府県別パネルデータを作成した．

(1)被説明変数

被説明変数である AC1 は，大型トラックの交通事故率(第 1 当事者)を表している．交通事故件数を，走行台キロで除することにより算出した．

(2)ダミー変数

①年次ダミー

年次ダミーを表す YD は，年次毎の異なる要因をコントロールするダミー変数である．該当する年次を 1，それ以外の年次を 0 とする．

②大都市圏ダミー

大都市圏ダミーを表す MD は,地域毎の異なる要因をコントロールするダミー変数である．都市部では，地方部と比較して交通事故件数が多い傾向である[20]ため，総務省統計局が定義する大都市圏の中から，交通事故件数が特に多い都府県を抽出した．該当する地域は以下のとおりである．

大都市圏	該当する都府県
関東大都市圏	埼玉県　千葉県　東京都　神奈川県
静岡・浜松大都市圏	静岡県
中京大都市圏	愛知県
京阪神大都市圏	京都府　大阪府　兵庫県
広島大都市圏	広島県
北九州・福岡大都市圏	福岡県

[20] (財)交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」参照．

③積雪地域ダミー

積雪ダミーを表すSDは，積雪や路面凍結による要因をコントロールするダミー変数である．降雪量が多い地域では，積雪や路面凍結等に起因する交通事故が発生する可能性が高いと考えられる．以下に示すとおり，気象庁観測データから降雪量が特に多い(各気象観測所における年間降雪量が100cm以上)道県を抽出した．

北海道	青森県	岩手県	秋田県	山形県	福島県	新潟県
長野県	富山県	石川県	福井県	滋賀県	鳥取県	

(3)コントロール変数(X_2)

①可住地面積あたり人口密度

人口密度が増加すれば，対人事故を起こす可能性が高まり，交通事故率は上昇するものと考えられるため，予想される符号は正である．

②人口千人あたり自動車保有台数

自動車保有台数が増加すれば，車両相互事故を起こす可能性が高まり，交通事故率は上昇するものと考えられるため，予想される符号は正である．

③自動車1台あたり舗装済道路延長

舗装された道路では，自動車は安全に走行でき，交通事故率は減少するものと考えられるため，予想される符号は負である．

④自動車1台あたり改良済道路[21]延長

改良済道路では，自動車は安全に走行でき，交通事故率は減少するものと考えられるため，予想される符号は負である．

⑤道路実延長1㎞あたり信号機数

信号機が設置されれば，道路における交通安全が確保され，交通事故率は減少するものと考えられるため，予想される符号は負である．

⑥道路実延長1㎞あたり横断歩道数

横断歩道が設置されれば，歩行者は道路を安全に横断でき，自動車は横断歩道付近では安全に走行するものと考えられるため，予想される符号は負である．

⑦大型トラックドライバー平均年齢

ドライバーの年齢が上がれば，一般的に運転能力低下等に起因して交通事故率は上昇するものと考えられるため，予想される符号は正である．

⑧大型トラックドライバー平均勤続年数

勤続年数が長くなれば，一般的に運転技術が上達し，交通事故率は減少するものと考えられるため，予想される符号は負である．

⑨大型トラックドライバー年間平均所得

トラックドライバーの賃金形態は固定給に加えて，歩合給や時間外手当などの変動給が

[21]車線幅員が5.5m以上で,かつ2車線以上を持つ道路を指す.

支給される[22]．したがって，ドライバーには多くの賃金を得るために長距離を走行するインセンティブが付与されることから，交通事故率は増加するものと考えられるため，予想される符号は正である．

⑩大型トラックドライバー年間平均労働時間

労働時間が長くなれば，疲労の蓄積等により交通事故率は増加するものと考えられるため，予想される符号は正である．

その他，α_2は定数項，β_7～β_{10}はパラメーター，ε_2は誤差項．iは都道府県，tは年次を表す．各変数の基本統計量は，表4のとおりである．

表4 モデル(b)・基本統計量

		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
大型トラック交通事故率	(件数/億台キロ)	423	6.350	3.169	0.000	24.000
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	423	1.375	1.671	0.248	9.461
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	423	692.525	107.776	337.000	861.000
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	423	4.284	1.504	1.000	9.000
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	423	9.631	3.854	2.000	21.000
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	423	184.182	151.289	55.000	889.000
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	423	1.021	0.909	0.288	5.677
大型トラックドライバー平均年齢	(歳)	423	44.232	2.390	37.000	51.000
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	423	11.400	2.317	5.000	20.000
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	423	3.915	5.379	2.494	5.446
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	423	2.545	0.189	2.214	3.180

(注)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

4.2.3 推定結果

モデル(b)の推定結果は，表5のとおりである．

表5 モデル(b)・推定結果

被説明変数:大型トラック交通事故率 (件数/億台キロ)				
説明変数		係数		標準誤差
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	−6.692E−04	**	2.917E−04
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	0.005	**	0.003
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	0.393	***	0.133
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	−0.053		0.070
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	0.014	***	0.003
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	−0.001	***	5.24E−04
大型トラックドライバー平均年齢	(歳)	0.161	**	0.078
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	−0.085		0.077
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	5.087E−04		3.705E−04
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	0.002	***	8.191E−04
観測数	423			
決定係数	0.207			

(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)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

[22] (社)全日本トラック協会「トラック運送事業の賃金実態」参照．

大型トラックドライバー平均年齢の係数符号は正であり，5%水準で統計的に有意であることから，交通事故率を上昇させる効果があることを示している．

可住地面積あたり人口密度の係数符号は予想と反して負であり，統計的に 5%水準で統計的に有意であった．大型トラック事故の特徴として，追突や出会い頭の衝突など，車両相互による事故が占める割合が大きい[23]ことから，人口密度の影響は小さいものと考えられる．

車両 1 台あたり舗装道路延長の係数符号も予想と反して正であり，1%水準で統計的に有意であった．大型トラックは長距離を走行する傾向が強いため，高速道路や国道等舗装された道路を多く利用することによる影響と考えられる．

道路実延長千 km あたり信号機数の係数符号についても，予想と反して正であり，1%水準で統計的に有意であった．大型トラック事故種別の半数近くを占める追突事故は，交差点など信号機の設置箇所付近で発生しやすいため，その影響によるものと考えられる．

4.3 大型免許改正が大型トラックの交通事故率に与える影響を捉えるモデル

本モデルでは，大型免許改正の狙いであるドライバーの運転技術や安全意識の向上による交通事故抑制による効果と，モデル(b)で示したドライバーの高齢化が交通事故率を増加させる効果について，総合的な分析を行う．

4.3.1 モデルの概要

ここでは，バスの交通事故率を比較対象として，次のモデルを用いて DID 分析を行う．バスの運転には，大型第二種免許[24]の取得が必要であるが，今回の改正対象は大型第一種免許であるため，バスは政策の影響を受けていないものと考えられる．

【モデル(c)】

$$AC2_{it}=\alpha_3+\beta_{11}PD_{it}+\beta_{12}TD_{it}+\beta_{13}(PD*TD)_{it}$$
$$+\beta_{14}MD_{it}+\beta_{15}(MD*TD)_{it}+\beta_{16}SD_{it}+\beta_{17}X_{2it}+\varepsilon_{3it}$$

4.3.2 変数の説明

分析には，以下に示す変数を用いた．モデル(b)と重複する変数については記載を省略する．なお，分析の対象期間は法改正前後の各時期を含めた 2002 年から 2010 年までとし，都道府県別パネルデータを作成した．

(1) 被説明変数

被説明変数である AC2 は，大型トラック，及びバスの交通事故率(第 1 当事者)を表している．交通事故件数を，走行台キロで除すことにより算出した．

(2) ダミー変数

①車種ダミー

車種ダミーを表す TD は，DID 分析におけるトリートメントグループとコントロールグル

[23] (財)交通事故総合分析センター「事業用車両の交通事故統計」参照．
[24] 大型第二種免許については，2002 年 6 月の道路交通法改正により，技能試験に路上試験の導入や取得時講習が義務付けられている．

ープを区分するダミー変数であり，大型トラックであれば 1，バスであれば 0 をとる．

②交差項

PD*TD は，政策ダミーと職種ダミーとの交差項を用いたダミー変数である．大型免許改正施行後で，かつ大型トラックであれば 1，そうでない場合は 0 をとる．また，MD*TD は，大都市圏ダミーと車種ダミーの交差項を用いたダミー変数である．大都市圏で，かつ大型トラックであれば 1，そうでない場合は 0 をとる．

その他，α_3 は定数項，β_{11}～β_{17} はパラメーター，ε_3 は誤差項．i は都道府県，t は年次を表す．各変数の基本統計量は，表 6 のとおりである．

表 6 モデル(c)・基本統計量

		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
大型トラック交通事故率	(件数/億台キロ)	423	6.350	3.169	0.000	24.000
バス交通事故率	(件数/億台キロ)	414	21.858	3.805	2.000	95.000
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	837	1.375	1.671	0.248	9.461
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	837	692.525	107.776	337.000	861.000
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	837	4.284	1.504	1.000	9.000
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	837	9.631	3.854	2.000	21.000
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	837	184.182	151.289	55.000	889.000
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	837	1.021	0.909	0.288	5.677
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	423	11.400	2.317	5.000	20.000
バスドライバー平均勤続年数	(年)	414	13.046	4.842	3.000	40.000
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	423	3.915	5.379	2.494	5.446
バスドライバー年間平均所得	(百万円)	414	3.641	0.611	1.804	5.531
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	423	2.545	0.189	2.214	3.180
バスドライバー年間平均労働時間	(千時間)	414	2.485	0.222	1.848	3.108

(注1)バスデータについて，2009年愛知県，2008年大分県，2006年徳島県，2005年山口県，徳島県，香川県，2004年奈良県，岡山県，2002年大分県のデータは得られなかったため，観測数は414件とした．

(注2)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

4.3.3 推定結果

モデル(c)の推定結果は，表 7 のとおりである．

表 7 モデル(c)・推定結果

被説明変数:交通事故率 (件数/億台キロ)				
説明変数		係数		標準誤差
可住地面積あたり人口密度	(千人/㎢)	−0.002	***	5.918E−04
人口千人あたり車両保有台数	(台/千人)	−0.028	***	5.421E−03
車両1台あたり舗装道路延長	(m/台)	0.405		0.269
車両1台あたり改良済道路延長	(m/台)	0.37	***	0.137
道路実延長千kmあたり信号機数	(基/千km)	0.042	***	0.006
道路実延長千kmあたり横断歩道数	(千本/千km)	0.007		0.001
大型トラックドライバー平均勤続年数	(年)	−0.078		0.085
大型トラックドライバー年間平均所得	(百万円)	0.001		0.001
大型トラックドライバー年間平均労働時間	(千時間)	0.004	**	0.002
政策ダミー*車種ダミー		2.379	**	1.183
大都市圏ダミー*車種ダミー		−34.159	***	1.385
観測数	837			
決定係数	0.735			

(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)年次ダミー，大都市圏ダミー，積雪地域ダミーは省略．

大型トラックに対する政策効果を示す PD*TD の係数符号は正であり，5%水準で統計的に有意であった．大型免許改正により，大型トラックはバスと比較して交通事故率が上昇していることが示された．現時点では，政策導入の狙いである交通事故抑制の効果よりも，ドライバー高齢化が交通事故率を上昇させる負の効果が上回っていると考えられる．

改良済道路延長の係数符号は，予想と反して正であり，1%水準で統計的に有意であった．大型トラックは車体が大きいため，狭隘な道路よりも幅員が広い改良済道路を走行する傾向が強いためと考えられる．

MD*TD は係数値が大きく，1%水準で統計的に有意であった．大型トラックはバスと比較して走行距離が圧倒的に長いため，大都市圏よりも地方圏における交通事故率が上昇しているものと考えられる．

5. 考察

本章では，これまでの実証分析に基づいた考察を示す．

モデル(a)では，大型免許改正は若年ドライバーの大型トラック市場への新規参入を抑制し，現役大型トラックドライバーの高齢化を促進していることを示した．第 3 章の理論分析で示したとおり，大型免許教習課程の改正や，自動車教習所の減少等大型トラックドライバーにかかる費用の増加は，若年者にとって負担になっており，新規若年ドライバーの減少を誘発しているのである．

モデル(b)では，大型免許改正がドライバー高齢化を促進した結果，交通事故率の上昇を招いていることを示した．ドライバーが年齢を重ねれば，運転技術が上達し，交通事故率を減少させる効果が期待できるものの，それ以上にドライバーの加齢に伴う運転能力低下等の要因が上回り，交通事故率を高止まりさせている状況となっている．

モデル(c)では，大型免許改正が社会に与える総合的な影響について推定した．その結果，政策導入の狙いである，ドライバーの運転技術や安全意識の向上による交通事故抑制については，現時点における効果は微小であり，ドライバー高齢化による交通事故率を高止まりさせる効果が上回っていると推察できる．今後年月が経過し，安全性の高いドライバーが増えれば，大型トラックの交通事故率を抑制する政策効果が期待できよう．

6. 政策提言

本章では，前章の考察に基づいて，大型トラックの交通事故率を抑制するための政策提言を示す．

大型免許改正により，若年ドライバーの新規参入が抑制される要因は，ドライバーとして働くことに要する費用が，ドライバーの職に就くことから得られる便益を上回っていると認識する者が増加したことであった．したがって，若年ドライバーを確保するためには，そのような費用を低下させる必要がある．そのためには，若年ドライバーが習得し得る運転技術・知識を極力維持するよう，大型免許教習課程のハードルを下げる必要がある．ま

た，自動車教習所の整備や，路上練習等で必要となる教習車両を容易に確保できる措置等，大型免許の供給者側が需要者側に対して必要な環境を拡大することもあわせて必要である．

一方，現役の大型トラックドライバーに対しては，加齢に伴う運転能力の変化をドライバー各自が認識する機会を増やす対策が考えられる．現在，トラックドライバーに義務付けられている公的な適性検査は 2 種類ある．ひとつは，運転免許更新時に受診する適性検査である．大型免許は，普通免許や中型免許(8t 限定)等と比較して審査基準が高い[25]ものの，免許の有効期限については差異がなく，69 歳以下の優良ドライバーであれば有効期限は 5 年である．大型免許については，年齢に応じて有効期限を短縮することで，ドライバーは小刻みに運転能力の変化を認知することができる．いまひとつは，道路運送事業に従事するドライバーが受診する適性診断検査[26]である．対象者は，65 歳以上の者(3 年毎)，死傷事故を起こした者，新規雇用者であり，無事故運転を継続していれば，一般的には新規雇用から 65 歳まで受診する機会がない．自身の運転能力を正確に把握するためにも，対象年齢の引き下げや受診頻度の見直しの検討が必要であろう．

また，運転免許区分の在り方についても検討する必要がある．区分を現状のまま継続するならば，将来的には理論上全てのドライバーが安全性の高いドライバーに移行するため，交通事故率を減少させることができよう．

これに対して，区分の見直しを検討することとしよう．図 7 に，大型トラック交通事故の最適抑止の図を示す．現在の事故防止水準の程度を X*とし，最適水準 X よりも過剰な状態と仮定する．例えば，車両総重量 20t 以上の車両の運転について新たな免許区分を設定すると，事故防止水準は増加するので右にシフトし，事故対策費用と事故費用の和である社会的費用が増加する．一方，大型免許における車両総重量の下限を 11t から 8t に緩和すると仮定すると，事故防止水準は左にシフトして社会的費用を削減することができ，最適水準 X に近付く．つまり，運転免許区分の見直しについては，新たな免許区分を設定するなど規制を強めることが必ずしも適切とは限らないことを付言したい．

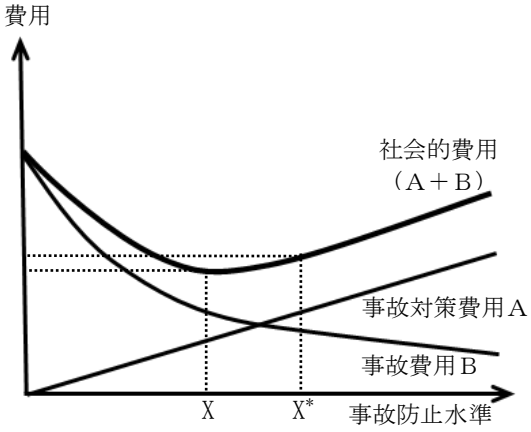


図 7　交通事故の最適抑止

なお，今回の一連の道路交通法改正について，筆者が社団法人全日本トラック協会にヒアリングを行った．これによると，トラック業界では，法改正の影響により若年者の確保がより困難化し，今後の輸送力に支障を来たす可能性を危惧している．実際の現場においても，若年ドライバーの減少と現役ドライバーの高齢化進行の実態に対して不安視しているのである．そのため，同協会では，政府や警察庁に対して現況の理解を求めるべく，免

[25] 大型，中型，二種，けん引の各免許は，視力，聴力，運動能力において他免許よりも基準値が高い．
[26] 貨物自動車運送事業輸送安全規則により規定されている．

許区分の見直し要請を行っている．このことを鑑みても，運転免許区分の在り方について再検討する意義は大きいのではないだろうか.

7. おわりに

本稿の結論は次のとおりである．大型免許改正の効果は，必ずしも大型トラックの交通事故率を減少させるものとは限らない．法改正以降，若年ドライバーの新規参入を抑制した結果，現役ドライバーの高齢化を促進し，逆に交通事故率を上昇させる負の効果を生み出している．したがって，これを解消，軽減するためには，大型免許教習課程の見直しや自動車教習所整備など必要な環境を拡大することで若年者を確保するとともに，運転免許区分の在り方については，緩和を含めた再検討を進めるべきである.

本稿では，大型トラックの交通事故率が高止まりしている要因として，ドライバー高齢化の進行に着目したが，要因は他にも労働環境や道路環境の変化等多岐にわたるものと考えられる．今後それらを取り入れた分析を行うことで，大型トラックの交通事故要因をより多角的に解明することができよう.

今回の分析では，データの都合上，ドライバーの大型免許取得時期における運転免許区分が新旧混在した交通事故データを用いて分析した．更なる明確な政策効果を導出するためには，ドライバーの大型免許取得時期が新旧区分された交通事故データを用いて，各運転免許区分における大型トラックの交通事故率を分析する必要がある.

また，現時点では法改正施行から 5 年程度しか経過していないため，政策の長期的効果を導出するには十分な量のデータが得られなかった．今後年月が経過し，新運転免許区分のもとで大型免許を取得した“安全なドライバー”が十分に普及した時点において分析を行うことで，さらに高精度な政策効果が導出されることが期待される.

謝辞

本稿作成にあたり，終始ご指導ご鞭撻を頂きました福井秀夫教授（プログラムディレクター），西脇雅人助教授（主査），吉田恭教授（副査），加藤一誠客員教授（副査）に心より感謝致します.

また，大変貴重なご意見を頂きました安藤至大客員准教授，北野泰樹助教授をはじめとするまちづくりプログラム，知財プログラムの教員の皆様，及び公益財団法人交通事故総合分析センター研究部・西田泰研究第一課長，国土交通省自動車局・渡辺博之監査官，公益財団法人全日本トラック協会交通環境部・永嶋功部長，伊藤勝利部長，齋藤晃次長に深謝致します.

最後になりますが，一年間苦楽を共に過ごしたまちづくりプログラム，知財プログラムの同級生の皆様と，本学において研究の機会を与えていただいた派遣元に心より感謝いたします.

データ出典

データ	出典
各労働者平均勤続年数 各労働者年間平均所得 各労働者年間平均労働時間	厚生労働省「賃金センサス」
老年化指数	国立社会保障人口問題研究所「人口統計資料集」
各車両交通事故件数	国土交通省自動車局「業態別の管理運輸支局別・事故内容別件数」 (財)交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」
各車両走行台キロ	(社)交通工学研究会「道路交通センサス」
可住地面積	総務省統計局「社会生活統計指標 -都道府県の指標-」
自動車保有台数	(財)自動車検査登録情報協会「自動車保有台数統計データ」
道路実延長 舗装済道路延長 改良済道路延長	国土交通省道路局「道路統計年報」
信号機数 横断歩道数	警察庁交通局「交通事故の状況及び交通安全対策の現況」

参考文献

- 石松一真，三浦利幸(2002)「有効視野における加齢の影響：交通安全性を中心として」大阪大学大学院人間科学研究科紀要第 28 巻
- 牛山敦(2009)「著作権法犯の法定刑引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-」法と経済学研究第 4 巻 1 号，33-54
- 木立力(2009)「少子高齢化の経済動学 -重複世代モデルの理論と展開-」晃洋書房
- 自動車安全運転センター(2010)「加齢に伴う職業ドライバーの運転技能の変化に関する調査研究」平成 21 年度調査研究報告書
- 関直樹(2007)「中型免許制度の概要」月刊交通，2007 年 7 月号,31-39
- (社)全日本トラック協会「トラック運送事業の賃金実態」
- 高清水善弘(2008)「中型免許制度の概要と今後の課題」月刊交通,2008 年 10 月号,18-24
- 田久保宣晃(2005)「交通事故データによる運転者のヒューマンエラーと心的負荷の一考察」国際交通安全学会誌 Vol.30，No.3，23-32
- 萩田賢司，牧下寛，森健二(2008)「交通事故と事故発生時の交通状態量の関連分析」2008 年土木学会論文集，No.38
- 福井秀夫(2007)「ケースからはじめよう　法と経済学」日本評論社
- 福井秀夫(2011)「資格制度の意味と限界」日本不動産学会誌，第 25 巻第 3 号，6-14
- 三上悠子(2010)「一連の飲酒運転厳罰化の効果に関する研究」政策研究大学院大学まちづくりプログラム論文集，549-578
- N.グレゴリー・マンキュー（2005)「マンキュー経済学」東洋経済

品質表示制度の強化が市場に与える影響について
（JAS 法等の法整備の影響を中心とした考察）

＜要旨＞

JAS 法（農林物資の規格化及び品質表示の適正化に関する法律）による品質表示の義務付けは、平成 12 年度から食品の名称、原材料、産地名等の正しい情報を表示することで、情報の非対称性を解消し、消費者の商品選択能力を高めるために導入された。

しかし、その後もいわゆる産地偽装事件が相次ぎ、その結果、罰則規定や対象品目の追加などが実施された。加えて、米穀等の取引等に係る情報の記録及び産地情報の伝達に関する法律等の諸法令の整備をはじめ、様々な品目において品質表示制度は年々強化されている。

本稿では、品質表示制度の強化により情報の非対称性は軽減され、市場で相対的に高品質な財とそうでない財の差別化が生じているか米を対象として検証を行った。分析の結果、品質表示制度の強化の前後で、情報の非対称性が解消され、相対的に高品質な財とそうでない財に対する消費者の品質に対する評価の差が大きくなったことを明らかにした．これは、市場に対して品質表示制度の強化が一定の効果をあげていることを示している。

これらの分析結果により、品質表示制度では、市場への情報開示を促進する制度強化や取締りは一定効果がある取り組みであることから、さらに実効性を高めるため、より社会的コストの少ない取締り方策について提言する。

2013 年（平成 25）年 2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12618　濵田　賀夫

１．はじめに 3
２．品質表示制度等の概要について 4
2.1　JAS 法（農林物資の規格化及び品質表示の適正化に関する法律）の概要について. 4
2.2　品質表示制度等の強化の経緯について 6
2.3　米トレーサビリティ法（米穀等の取引等に係る情報の記録及び産地情報の伝達に関する法律）の概要について 8
2.4　産地偽装のメカニズムについて 9
2.5　米を取り巻く現状について 9
３．理論分析及び仮説について 12
3.1　産地偽装発生の背景について 12
3.2　仮説に基づいた理論について 13
４．品質表示制度が市場に与える効果に関する実証分析について 15
4-1　分析方法と推計モデル 15
4-3　使用したデータについて 17
4-4　分析結果 18
５．考察 21
６．政策提言 21
７．終わりに 22
【参考文献】 23
【別表①：報道機関により報じられた虚偽表示事件の事例】 24
【別表②：主な産地偽装事件等の出来事と JAS 法などの改正の経緯】 27
【別表③　産地品種銘柄毎の分析結果】 28

１．はじめに

「農林物資の規格化及び品質表示の適正化に関する法律（以下、「JAS 法」とする。）」は、食品の名称、原材料、産地名等の正しい情報を表示することで、情報の非対称性を解消し、消費者の商品選択能力を高めるために導入されている。JAS 法による品質表示の義務付けは、平成 12 年度から実施されている（米については平成 13 年 4 月～）。しかし、その後も、事故米不正転売事件など社会的な問題となった産地偽装事件等を契機に、罰則規定や対象品目の追加などの強化が実施され、JAS 法をはじめとした品質表示制度は年々強化されている。特に米では、これらの社会的影響の大きな事件の背景として、生産者から消費者に渡るまでの間、卸会社などの間で転売を繰り返す不透明な流通システムに起因することが原因であった。そのため、「米穀等の取引等に係る情報の記録及び産地情報の伝達に関する法律（以下、「米トレーサビリティ法[1]」とする。）」を平成 21 年に制定し、平成 22 年 10 月から業者間取引の義務づけを行うなど流通経路の透明化を図ることで、製品の追跡が可能なシステムの構築が品質表示制度の信頼性に大きく寄与することが期待されている。これらの取り組みの結果、JAS 法に基づく指導件数等についても減少しており、一定の効果も見られていると思われる。

本稿では、これらの一連の品質表示制度等の強化により買い手（消費者等）から見た財の品質（米の銘柄）に対する情報の非対称性は軽減されているのかという視点で政策評価を行った。つまり、法改正や取り締まりの強化によって、本来のこの制度の目的のひとつである適正な品質表示を強化することで、一般消費者が適切な財を選択できることができ、情報の非対称性が軽減されているか。また、その軽減の効果が市場において消費者によって財の品質が適切に評価されているかというのが問題意識である。

仮説は、情報の非対称性が軽減されているならば、産地偽装されやすいような高品質の財の需要は、そうでない財よりも相対的に上昇するのではないかと。具体的には、過去の事例をもとに東日本産の米は、それ以外の地域の米よりも相対的に規制後に需要が上昇すると設定した.

分析の手法は、JAS 法による罰則の引き上げと、米トレーサビリティ法が平成 21 年に成立したため、この年度を基準年とし、その前後を比較することにした。しかし、自主流通米などの米制度の改革があった関係で、データは平成 16,17 年産と平成 23、24 年のデータを比較することとした。分析の手法は、集計ロジットモデルを使用し、国民の摂取カロリーのうち米の選択をする確率とそれ以外の食品を選択する確率の差を被説明変数とし、年度の変化をダミー変数でコントロールした上で、二段階最小二乗推計法で需要関数を導出した。そこで導出した誤差項について、規制前と規制後の数値を標準化し比較することで、政策の評価を行った。

産地偽装の経済分析は、中嶋（2004）において、これまでの食品の安全・品質制度の取り組みの概観と故意による不適正な表示のメカニズムの分析及びその経済的な理論分析がなされている。また、うなぎを題材に産地表示を引き起こす市場環境条件について検証し、偽装表示のメカ

[1]表示の正確さを裏付けるためには、生産から流通までの各段階で製品のトレーサビリティ（追跡能力、遡及）の向上による製品管理の仕組みづくりが重視される。この法律は、米の取引記録等の義務づけにより、製品の追跡能力の強化を図ることが目的であることから米トレーサビリティ法と呼ばれる。

ニズムと防止策について考察したで蘇他（2012）があるが、経済実証を伴う先行研究はない。（先行研究については 2.4 で詳述）

分析の結果は、産地偽装されやすいような高品質な米は、そうでない米よりも相対的に需要が上昇していることが明らかになった。具体的には、相対的に高品質な財とそうでない財に対する消費者の品質に対する評価の差が大きくなったことを明らかにした．つまり、情報の非対称性は軽減されており、規制の強化や特別法の制定などの法整備は一定の効果があることが確認できた。

本論文の構成は、以下のとおりである。まず、次章で現在の品質表示制度及び産地偽装の現状等について概観する。第 3 章で理論分析及び仮説、第 4 章で実証分析を行いその考察を第 5 章で行う。最後に、第 6、7 章で、政策提言と結びを行う形とする。

２．品質表示制度等の概要について

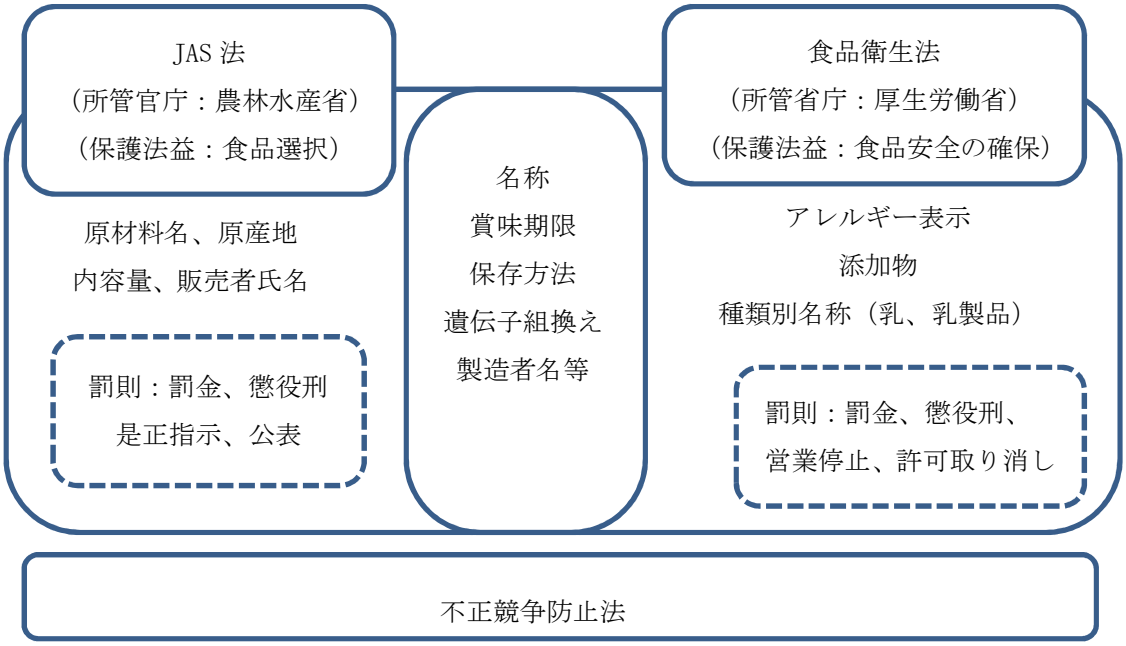
2.1　JAS 法（農林物資の規格化及び品質表示の適正化に関する法律）の概要について

完全競争市場が成立するためには、売り手と買い手の間に取引している財の品質についての共通の知識が必要である。これが成立しない場合、「情報の非対称性が存在する」とされ、その結果、売り手か買い手の一方が、情報に格差があるために市場で取引されている財が正確に評価されず、一方が市場からの退出を余儀なくされることや、結果として市場が縮小する場合がある。この情報の非対称性は、一般的に消費者問題といわれる社会問題が起因する一因となっている。しかし、実際に多様な品質を持つ財に囲まれて生活する消費社会においては、消費者がすべての財の品質について完全な情報を持つことは非常に難しい。JAS 法に基づく品質表示制度は、情報の非対称性を解消するために売り手が必要な情報を表示という形で情報提供させるという社会の仕組みを構築することで消費者の情報不足を解消し、商品の選択能力を高めることを目的として導入された制度である。

JAS 法は 1959 年（昭和 25 年）に制定された。当時は、戦後の混乱による物資不足や模造食品の横行による健康被害等が頻発しており、農林物資の品質改善や取引の公正化を目的として JAS 規格制度が発足した。そして、1970 年（昭和 45 年）には、JAS 規格のある品目について表示の基準を定めることにより、消費者が商品を購入する際の選択能力の向上のために改正された。さらに、平成 11 年の改正で消費者に販売される全ての食品に表示が平成 12 年度から義務づけられるようになっている。（米については平成 13 年 4 月～）また、食品表示をとりまく諸法令については、飲食に起因する食品衛生上の危害の防止を防ぐために食品衛生法により表示義務が行われているものや、栄養表示において健康増進法の要請に基づいた表示がなされているものがある。（詳細は図１参照）なお、消費者庁は、これらの食品表示部分について一元化する方向で取り組みを進めている。この他にも、不適正な表示を取り巻く諸法令としては、不正競争防止法があげられる。これは、事業者間の公正な競争と国際ルール実施の確保を目的としている。その内容は、商品の原産地、品質、内容、製造方法等について、消費者に誤認させるような表示をした商品の譲渡等をする行為を不正行為の一類型として誤認惹起行為として位置づけ規制の対象とし、あらゆるサービス等での誤認表示や偽装表示を対象としている。この違反については、民事的措置と刑事的措置が容易されており、民事上の措置によれば、誤認惹起行為により営業を侵害された者

には、差し止め請求権、損害賠償請求権等の民事上の手段を用いることができる。また、刑事上の措置としては、不正の目的で誤認惹起行為を行った者及び偽装表示により誤認惹起行為を行った者は、５年以下の懲役又は 500 万円以下の罰金（若しくはこれらの併科）に処され、誤認惹起行為が法人の業務について行われた場合は、その法人に対して 3 億円以下の罰金刑が科せられるとされている。また、現実の不適正な表示や産地偽装事件に際しては、行政処分は JAS 法で行われ、処罰規定が適用される場合は、不正競争防止法によるものが多いようである。また、不当景品類及び不当表示防止法（以下、「景品表示法」とする。）は、商品及び役務の取引に関する不当な景品類及び表示による顧客の誘因を防止するため、私的独占の禁止及び公正取引の確保に関する法律の特例を定めることにより、公正な競争を確保し、一般消費者の利益を保護することを目的としている。規制される表示としては、「商品又は役務の品質、規格その他の内容について、一般消費者に対し、実際のものよりも著しく優良であると示し、又は事実に相違して当該事業者と同種若しくは類似の商品若しくは役務を供給している他の事業者に係るものよりも著しく優良であると示す表示であって、不当に顧客を誘引し、一般消費者による自主的かつ合理的な選択を阻害するおそれがあると認められるもの」や、「商品又は役務の価格その他の取引条件について、実際のもの又は当該事業者と同種若しくは類似の商品若しくは役務を供給している他の事業者に係るものよりも取引の相手方に著しく有利であると一般消費者に誤認される表示であって、不当に顧客を誘引し、一般消費者による自主的かつ合理的な選択を阻害するおそれがあると認められるもの」としている。（景品表示法第 4 条） 罰則としては、これらの違反事業者に対しては、当該行為の差し止め等の排除措置命令を命ずることができる。（景品表示法第 6 条）これに従わなかった場合は、自然人であれば、二年以下の懲役又は三百万円以下の罰金、法人であれば三億円以下の罰金に課される。（景品表示法第 15 条、18 条）

【図１　JAS 法及び食品衛生法等に基づく主な表示例及び罰則規定など】



【出典】農林水産省の HP より抜粋し筆者作成

2.2　品質表示制度等の強化の経緯について

品質表示制度の概観については、前述のとおりであるが、その法改正等の経緯については、詳細に見ていく必要がある。特に JAS 法とそれを取り巻く法制度の整備は社会的に問題となった事件に端を発していることが多い。

まず、平成 14 年度の JAS 法改正及び平成 15 年度の「牛の個体識別のための情報の管理及び伝達に関する特別措置法」の契機となった、いわゆる「雪印牛肉偽装事件」では、当該企業が全国的に知名度のある企業であっただけでなく、表示の偽装が明らかになって以降、企業や生産者団体等の関連団体で多くの原産地偽装が行われていたことが発覚した。

それを踏まえた平成 14 年度の改正は、これまで品質表示違反が生じた場合、行政による適正化を指示した内容の公表、及び自然人、法人ともに 50 万円以下の罰金であったが、改正後は、自然人は、1 年以下の懲役又は 100 万円以下の罰金、法人は 1 億円以下の罰金というように罰則規定が強化されている。また、前述のように牛肉を対象とした個別法が制定され、牛毎の個体識別番号を登録することで、牛肉の生産から流通の動向は一定把握可能になった。

しかし、産地偽装事件は後を絶たず、平成 19～20 年頃には、ウナギ等の産地偽装事件の相次ぐ発覚、牛肉偽装表示事件、事故米不正転売事件などが発生し、更なる強化を行わざるを得ない状況となった。そして、平成 21 年度に、①直罰規定の導入、②自然人においては、2 年以下の懲役又は 200 万円以下の罰金、法人については 1 億円以下の罰金、③食品表示の義務づけの明文化や違反者の公表規定が創設されることを内容とした JAS 法改正が実施された。

また、事故米不正転売事件等に際しては、流通経路の透明化を徹底するために、平成 21 年度に米トレーサビリティ法を制定するなど、品質表示対象品目の拡大、品質表示の根拠となる業者間取引記録の義務づけ等の表示制度の信頼性を高める環境が整備されている。

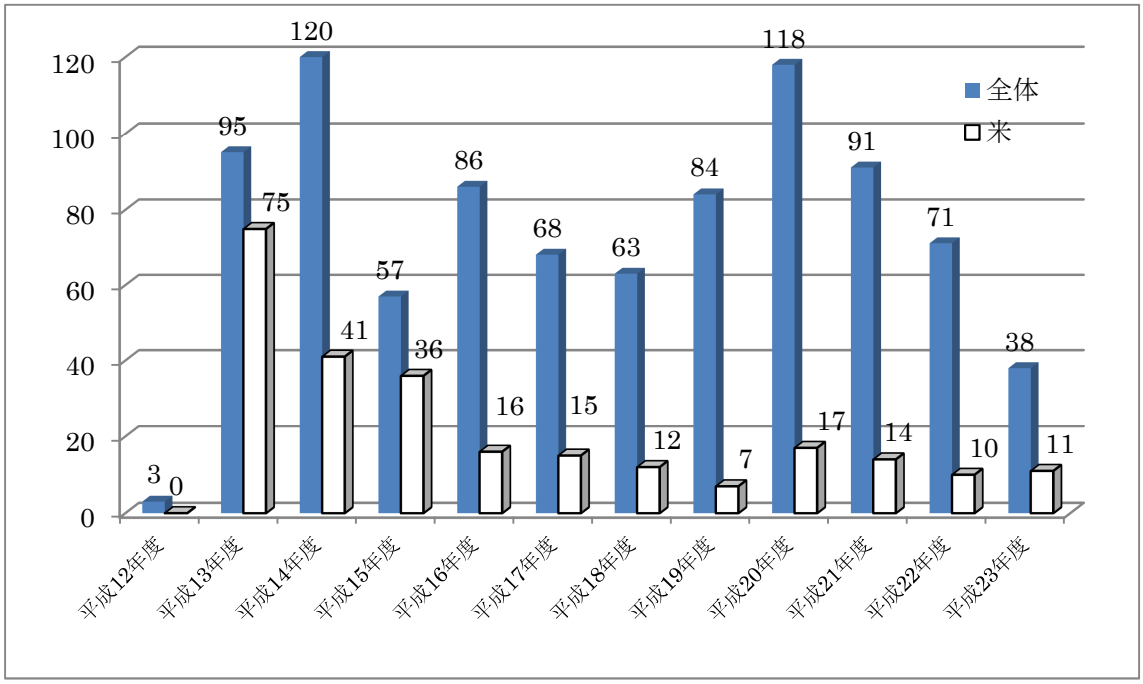
また、法改正だけでなく、農林水産省の組織としての監視体制も強化されている。平成 15 年 7 月から農林水産省内に消費・安全局を設置、全国の農政局（地域センター）に食品表示 G メンといわれる約 2,000 名規模の専従職員を配置し全国的な監視・指導体制を確立している。また、独立行政法人農林水産消費安全技術センターでは、平成 16 年度から DNA 分析検査による調査を随時行って、品質表示のチェックを行っている。

また、消費者も監視の一翼を担っている。例えば、2002 年から食品表示相談窓口として「食品表示 110 番」が設置され、表示内容の疑義や匿名での告発等の様々な国民の声が寄せられている。加えて、国は消費者の日常の購買行動などをもとに表示の欠落や内容の疑義が確認された場合に行政機関に通報してもらう「食品ウォッチャー」を委嘱してチェックを行っている。

また、業者などに対しては、食品表示に対する消費者の信頼を確保するため、製造業者等が JAS 法違反又は JAS 法違反のおそれのある事実を発見、確認した場合は、速やかに農林水産省への自主申告を依頼する自主申告制度を創設している。

このような関係部署の取り組みにより、図２のように、国、都道府県を通じて JAS 法に基づく生鮮食品品質表示基準、加工食品品質表示基準に関する指示等の実績は、近年減少している。

【図２　JAS 法に基づく生鮮食品品質表示基準、加工食品品質表示基準に関する指示等の実績】



【出典：農林水産省 HP より「JAS 法に基づく生鮮食品品質表示基準、加工食品品質表示基準に関する指示等の実績」からデータを抜粋し、筆者が加工して作成】

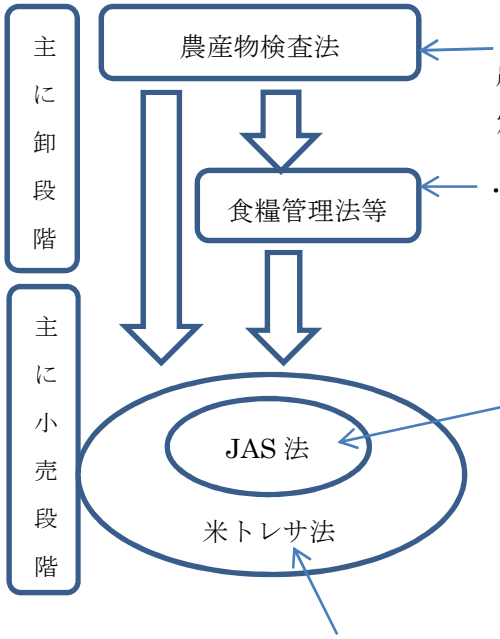
2.3　米トレーサビリティ法（米穀等の取引等に係る情報の記録及び産地情報の伝達に関する法律）の概要について

本稿では、JAS 法の規制強化に加え、米トレーサビリティ法で表示の信頼性を高める法整備が整った平成 21 年を基準としてその前後の米の需要の上昇を比較することで政策の効果を図るものとするためこの法律についても言及する。

この法律は、米・米加工品に問題が発生した際に流通ルートを速やかに特定するため、生産から販売・提供までの各段階を通じ、取引等の記録を作成・保存すること。また、米の産地情報を取引先や消費者に伝達することを義務付けている。

制定の背景には、いわゆる事故米不正転売事件等において米の流通経路が卸会社等の転売を繰り返し、通経経路全体が不透明であったことがあげられる。この現状を踏まえ制定されたのが米トレーサビリティ法である。この法律の概要は、米穀事業者に対し業者間取引の記録や消費者に対する情報伝達義務が課されたことに加え、これまでの JAS 法で対象外であった米及び米の加工品等に表示義務が加わったことである。（図３参照）

【図３　米の検査及び表示に関する諸法令の関係】



・生産された米穀の産地、品種、産年について証明をする農産物検査の内容と、その検査を担う登録検査機関について定めた法律。

・米粉用や飼料用など主食用以外に用途を限定した米穀、食用に適さない米穀を取り扱う際に遵守すべき事項を、生産者、事業者の皆さんに要請する制度。

・JAS 法の要請による主な表示内容

対象品目	玄米及び精米 （容器に入れ、又は包装されたものに限る。）
記載事項	名称、原料玄米、内容量、精米年月日、販売業者等の氏名又は名称、住所及び電話番号

・米トレサ法の要請による主な表示内容等

対象品目	これまで JAS 法の対象外の米穀（玄米・精米等）、 米粉、米飯類、清酒、単式蒸留しょうちゅう、みりん　など
記載事項	品名、産地、数量、年月日、取引先名　等
備考	業者間の取引記録や消費者に対する産地情報の提供義務づけ

2.4　産地偽装のメカニズムについて

次に産地偽装のメカニズムについて概観する。先行研究によると中嶋（2004）は、①品質間の価格差のあることが偽装売買の温床となっている。②高い価格がつけられなければ良質な製品は供給されていかないが、そのため常に偽装される危険にさらされる。③違反に対する罰則が効果的であるかどうかは、罰金の大きさと発覚確率に左右される。としている。また、蘇玉伶　他（2012）によると企業が産地の偽装表示を行うか否かに関する経営上の意志決定において、①偽装による収益増加の有無、②偽装・違法費用の大小、③経営リスクの高低をあげている。これは、収益とは偽装によって見込まれる追加的収入の大きさを表し、企業の偽装行動のインセンティブを決定する。また、偽装費用は偽装行動からもたらされる利益の大小を決定づけ、そして発覚リスクとは処罰は偽装行動による経営リスクの度合いを決定し、社会的環境として企業あるいは組織の偽装行動に影響を及ぼすとしている。

このことを産地偽装の現状にあてはめると、国内産と国外産の価格差が大きいウナギ、アサリ、シジミや一部の水産物などについては、国内産の単価と輸入品についての価格差が大きいこと、また、牛肉や米のように国内産でも高付加価値の有無で単価差が大きくなることなどから偽装による収益増加のインセンティブが生まれること。加えて、偽装のコストについても単にラベルや包装用紙の張り替えという比較的安価なコストで偽装ができることが産地偽装の温床になっていると思われる。実際に、国内産と外国産の価格差が大きい牛肉やうなぎ等について産地偽装事件などが発生している。

本稿では、これらの産地偽装事件の中で、特に米について考察を行うため、米の偽装表示事件の現状ついて、次項で詳述するものとする。

2.5　米を取り巻く現状について

様々な産地偽装の問題が生じる中で、米を取り巻く問題について取り上げて、その分析等を通じて政策評価を進めていくものとする。

米を取り上げた理由は、米は日本人の主食であり、国民生活に大きな影響を与えるものでありその偽装などについては、大きな社会問題となった事件もある。この背景としては、魚沼産のコシヒカリのような高い品質をもつ米とそれ以外の米の価格差が大きく、偽装による収益を増加しやすいこと、偽装コストの面でも、例えば米袋の差し替えや別品種の混入などで容易に偽装できることが先行研究などで指摘されている偽装のインセンティブになっていると思われる。

なお、不適正な表示があった事例や産地偽装事件については、筆者が 2000 年 4 月から日本経済新聞、読売新聞、農業協同組合新聞において掲載された内容を要約し別表①にまとめている。

また、以下に代表的事例をあげるので参考にされたい。

・産地品種銘柄米偽装事件（2006 年）

大阪府の米卸会社とその関連会社が千葉県産コシヒカリを品種不明の未検査米と混ぜ「福井県コシヒカリ１００％」と表示した袋に詰めて販売。また、岡山県産のコシヒカリなどを「新潟県

コシヒカリ１００％」と虚偽表示し販売したとされる事件。内部告発で実態が明らかになったとされる。

なお、価格の高い魚沼産のコシヒカリは、この事件に限らず産地偽装される実例は多い。

・事故米不正転売事件（2008 年）

農林水産省が事故米穀（穀物の米が、購入した時点、またはそれを保管している期間中に、カビが発生や水濡れ等の被害を受けたもの、または基準値を超える濃度の残留農薬などが検出されたものを指す。）を売却した卸売会社等が、非常食用でなく食用として転売をしていたとされる問題。一部の転売先では、水ぬれ米を「北海道産きらら３９７」と偽って米穀卸会社等に転売している。農林水産省と業者の癒着や検査体制等のあり方が批判され、当時の農林水産大臣、事務次官の辞任に発展する社会問題化した。報道によると内部告発で実態が明らかになったとされる。

・兵庫県産米の不適正表示事件（2012 年）

岩手県産を大量に混ぜた米を「こうべ育ち」と称し販売したとして、兵庫県警などは、不正競争防止法違反の疑いで法人としての神戸市内の農協の職員ら４人を書類送検したとされる事件。

これらの具体例から見られることは、輸入米や事故米などの低品質な米を、高品質な魚沼産のコシヒカリや東北地方の銘柄として表示し販売を行う産地を偽装する行為、そして、コシヒカリやあきたこまちなどの品種を偽装する行為が多い。また、別品種を混入して偽装を行う事例も横行している。

また、近年は東日本大震災の影響で、これまで高価格で販売された福島県産などの東北産の米が、放射能汚染などの風評の影響からか、他の地域の品種として偽装した事例が増加していることが散見される。

米の偽装が横行した背景は、米の流通が多様化、複雑化しており生産者から消費者に渡るまで複数の卸業者が介在している場合も多いことから、米の行方を追跡することが非常に難しく、流通の途中で表示と異なる品種の混入や不適正な表示を行っても判明しにくいことがあげられる。

これらの対策としては、過去の事例を見ると、DNA 検査による品種等の特定は有効な手段である。また、産地偽装事件が発覚する要因として内部通報によるものもあり、これらの取り組みの促進は、今後の産地偽装の抑止の一助になるのではないかと思われる。

農林水産省は、前述したように JAS 法の改正や検査体制の強化、米トレーサビリティ法等の法制度の整備を行うことにより、品質表示の充実や対象の拡大や業者間取引の記録等を義務づけることで、品質表示の信頼性の向上と消費者への情報伝達の徹底などを図り、米の流通経路の透明化を図っている。（別表②を参考のこと）

参考として図４に主な報道機関により産地偽装事件等で取り上げられた事件のうち偽装された産地品種銘柄とその回数（複数回以上）を掲載した。また、図５，６で農林水産省が調査した、DNA による検査結果で表示に疑義が生じた品種の点数の多かった３つの品種を掲載している。

【図４　報道機関（日本経済新聞、読売新聞、農業協同組合新聞）で複数回以上取り上げられた被偽装品種（2000 年以降、著者調べ）】

産地名	品種名	回数
新　潟	コシヒカリ	9
秋　田	あきたこまち	6
その他	コシヒカリ	5
新　潟	コシヒカリ（魚沼）	4
茨　城	コシヒカリ	2
宮　城	ひとめぼれ	2
石　川	コシヒカリ	2
富　山	コシヒカリ	2
北海道	きらら３９７	2
長野	あきたこまち	2
福岡	夢つくし	2

（新聞記事データベース、HP 掲載記事より筆者が抜粋し作成）

【図５　農林水産省による DNA 分析を活用した品種判別調査の実施結果①（抜粋）】

品種区分	買い上げ点数	判別結果		
		混入を認めず	混入の疑義	割合（%）
コシヒカリ	327	279	48	14.7
あきたこまち	99	67	32	32.3
ひとめぼれ	82	66	16	19.5
その他	102	88	14	13.7
合計	610	500	110	18.0

＊「精米及び加工米飯の特別調査の実施結果について（平成 17 年）」より筆者抜粋し作成。

【図６　農林水産省による DNA 分析を活用した品種判別調査の実施結果②（抜粋）】

品種区分	買い上げ点数	判別結果		
		混入を認めず	混入の疑義	割合（%）
コシヒカリ	199	188	11	5.5
あきたこまち	42	35	7	16.7
ひとめぼれ	49	44	5	10.2
その他	74	71	3	4.1
合計	364	338	26	7.1

＊「平成 18 年産米穀の特別調査の実施結果について」より筆者抜粋し作成。

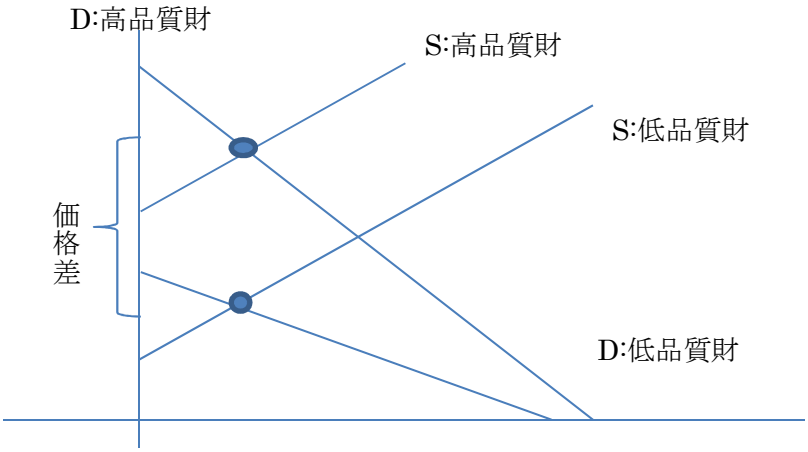
３．理論分析及び仮説について

3.1　産地偽装発生の背景について

「法と経済学」の考え方によれば、政府が市場に介入できるのは、「市場の失敗」があるときに限られる。本稿で取り上げる表示制度の強化による効果の検証は、「市場の失敗」のうち「情報の非対称性」に該当し、政府の市場への介入を正当化できると考えられる。

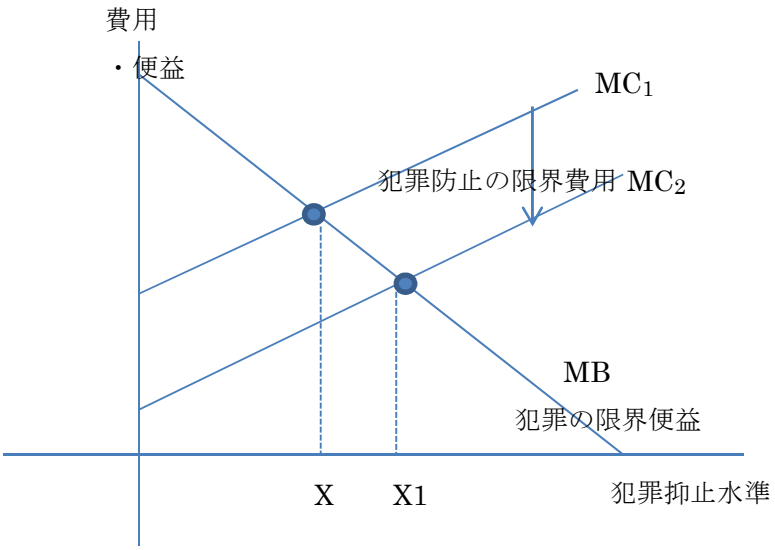
産地偽装の背景については、前述したように、財間の価格差のあることが偽装売買の温床となっている。これは図 7 の通り図示することができる。つまり、高品質の財と低品質の財の価格差が大きく、かつ偽装費用が価格差を上回らない場合、発覚リスクに応じて偽装業者が出現するとされている。

【図７産地偽装の背景】



次に、犯罪（産地偽装）の最適抑止について考察する。

【図８　犯罪の最適抑止】



【出典：福井秀夫（2007）『ケースからはじめよう　法と経済学』より抜粋】

福井（2007）によれば、犯罪の最適抑止水準について考慮すべき要素の一つとして、社会的費用を最小化することをあげている。この社会的費用の極小化を犯罪抑止の限界費用と限界便益から考えていくとする。図８の場合、当初の犯罪抑止費用を MC_1、限界便益を MB とした場合、犯罪抑止水準は X_1 の水準まで引き上げたときに犯罪抑止の限界費用と限界便益とが等しくなる。

ここで、犯罪抑止水準を更に引き上げるには犯罪抑止費用と限界便益との均衡を考慮しないといけない。仮に、犯罪捜査のための技術革新が生じると限界費用が MC_2 になることから最適な犯罪抑止水準が X から X_1 の水準に引き上げられる。このように犯罪抑止の限界費用低減のためには、技術革新等が重要な要素となる。

3.2　仮説に基づいた理論について

上記のような背景を踏まえて、問題意識及び仮説を以下の通りとする。

問題意識は、JAS 法に基づく指示件数は減少しているが、市場に与える効果はあったのか。つまり、法改正や取り締まりの強化によって、本来のこの制度の目的である品質に関する適正な表示を行うことで、売り手と買い手（消費者等）の間に存在する米の銘柄に対する情報の非対称性が軽減され、市場において一般消費者が適切な財を選択し評価できる環境整備が行われたかどうかが問題意識である。

仮説の前提として、図９のように最上級の品質を持つ高品質財と中・低品質財を想定する。情報の非対称性が軽減されると、高品質財、中・低品質財ともに消費者の需要は上昇する。ここでは、情報の非対称性が軽減された場合は、高品質財は需要が上昇する。中・低品質米においても、その品質に応じて消費者の需要が上昇する。一方、中・低品質米においては、業者の偽装のために購入する需要がなくなるので、需要の伸びはその分低減する場合がある。なお、最下層の財では、偽装需要の減少だけとなる。（今回の分析対象は、卸の取引データを使用したために「偽装米」には、買い手の「偽装業者需要」があると想定した。）基本的に中・低品質財では、財の品質によって上昇の幅に相対的な評価の差が生じる。ここが今回の仮説につながる要素である。

この議論の背景のイメージを図１０に示している。米の市場は重層的な特徴を持ち、上位の品質の財には、それなりに劣位の財が混ざっている。この重層関係の中では、ある銘柄に関する消費者の需要は、情報の非対称性が軽減されることで、混入のリスクが減少した分、一つ一つの財の需要は必ず上昇するという構造をもつことを考慮している。以上の前提から仮説を提示する。

仮説：情報の非対称性が軽減されているならば、偽装されやすい銘柄が多い東日本産の米の需要はそうでない産地の米に比べて相対的な上昇が見られるのではないか。

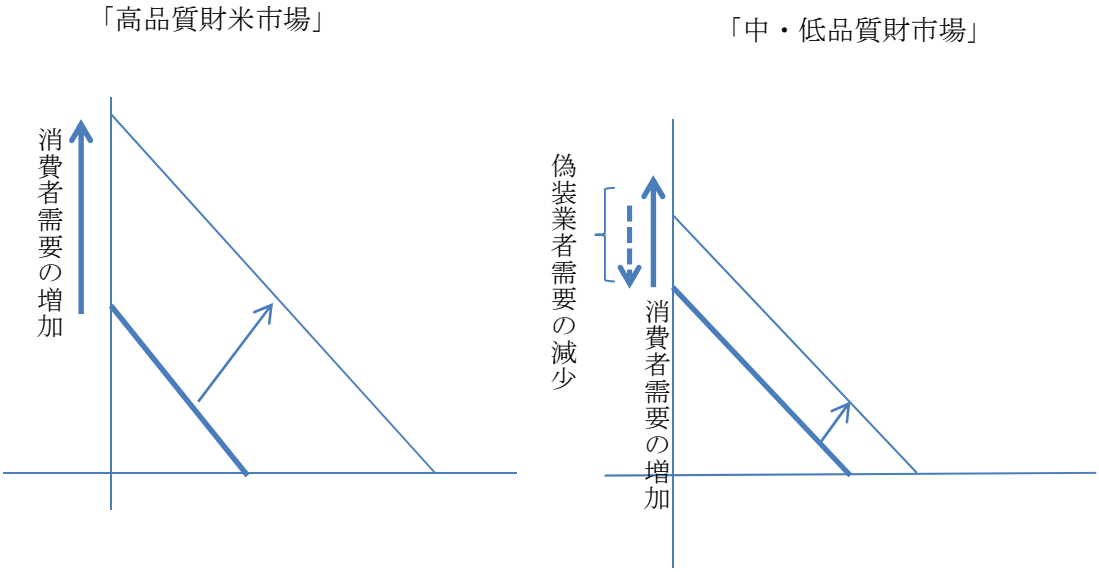
つまり、前述したように中・低品質でも、偽装されやすいような品質の高い財とそうでない財を比較すると前者に相対的な需要の上昇がみられるのではないかと考えられるのである。

具体的には、図４～６で概観したように、産地別に見ると偽装されやすい米は東日本中心に分布している。また、品種別に見てもコシヒカリ、あきたこまち、ひとめぼれという東北主産地の品種に多く見られる。このことから、規制の前後で、東日本産の米は、それ以外の産地の米より

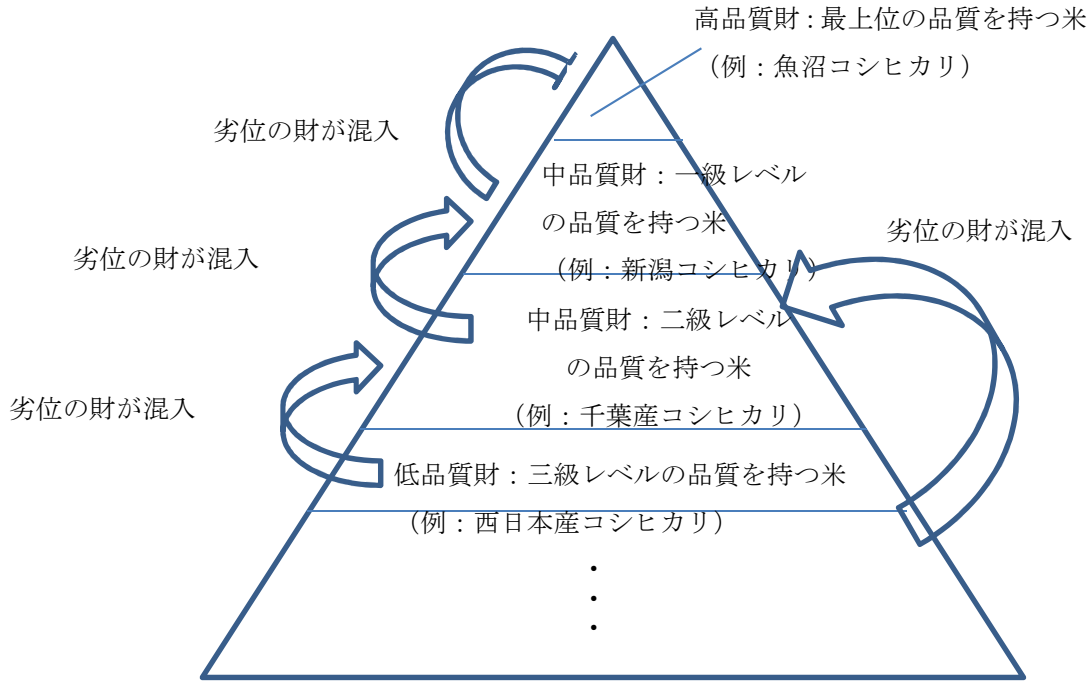
も相対的に需要の上昇が見られるのではないかと仮定する。

この現象については、平成 12 年度の JAS 法改正（平成１３年４月施行）の日本経済新聞等でも指摘をされている。（平成 13 年 2 月 9 日掲載記事）その内容は、品質表示義務により卸業者等が高ブランド品の本物を調達得ざるを得なくなり、高品質な財の需要が上昇したというものである。

【図９　理論分析①】



【図１０　理論分析②】



４．品質表示制度が市場に与える効果に関する実証分析について

4-1　分析方法と推計モデル

本章では､品質表示の強化によって市場の米が品質により差別化が生じたかどうかを検証する。

まず、集計ロジットモデルを用いて、需要式を導出する。そして、この需要に係る誤差項を各月ごとに標準化し比較を行うことで財の差別化が図られたかどうか検証する。

本研究のモデルでは、各個人は与えられた選択肢の集合（0,・・J）の中から最も高い効用をもたらず財を選択すると考える。具体的には、以下のように個人ｉが財ｊを選んだときの効用をU_{ijt}とすると個人は効用が一番高くなる選択肢ｊを選択すると仮定する。

まず､個人ｉが摂取する総カロリーのうち米を選択したときの効用を被説明変数とする関数を考察する。個人ｉが一日のうち摂取する食品のうち米の銘柄ｊを選択し、個人の選好は第一極地分布に従うと仮定されるとき､個人ｉが銘柄ｊを選択したときの効用は以下のとおり示すことができる。

$$U_{ij}=\alpha\ (y_i-p_j)+x_j\beta X j+\xi_j+\varepsilon_{ij}=\alpha\ y_i+\delta_j+\varepsilon_{ij}$$

なお、y_iは個人ｉの所得p_jは財ｊの価格で（y_i-p_j）は、米以外の財への消費額を表している。したがって、α（y_i-p_j）は米以外の財の消費から得られる効用を表している。なお、αは推定するパラメータで、米以外から得られる限界効用あるいは、所得の限界効用である。ここで導入した効用関数は、所得の効果が一定、つまり所得効果を考慮しない効用関数を考慮しているので無視できると考えられる。

また、ここでδ_jは財ｊの平均の品質を表し、各財の価格P_jや属性X_j、観察できない品質・需要のショックξ_jに依存し、以下のように表される。

$$\delta_j=-\alpha\ p_j+\beta x_j+\xi_j$$

故に、個人ｉが銘柄米ｊを選んだ時の効用関数は以下のように表される。

$$U_{ij}=\delta j+\varepsilon_{ij}$$

X_jは米の銘柄ｊを選んだ場合の効用を決定する変数である。米ｊの観察可能な品質により異なる値を示す変数によって構成される。ξ_jは消費者の観察できない銘柄ｊに対する評価、即ち銘柄ｊの品質を表し、ε_{ij}は個人ｉの銘柄ｊに対する選好である。

また、個人ｉが財ｊを選択するのであれば、以下の不等式が成立する。

$$U_{ij}\geq U_{ik}\quad \forall k\neq 0\cdot\cdot\cdot j$$

ε_{ij}は第一極地分布に従うと仮定し、個人ｉは最も高い効用を選択する場合、個人ｉが銘柄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。

$$\mathrm{Pj} = \frac{\exp(\delta_j)}{1 + \sum_{k=1}^{j} \exp\ (\delta_k)} \quad ①$$

また、個人 i は、銘柄 j 以外を選択することも可能である。個人 i が選ぶ銘柄 j 以外の全ての食物をアウトサイドオプション 0 と設定する。個人 i が食物 0 を選択したときに得る確率 P_o は以下のように表される。

$$P_o = S_o = \frac{\exp(\delta_j)}{1 + \sum_{k=1}^{j} \exp\ (\delta_k)} ②$$

このとき、個人 i の選択確率は市場全体で見た場合、全国民の選択確率と一致するため P_j は銘柄 j の選択確率である S_j に一致する。ここで、q_j は銘柄 j のシェアとし、M は潜在的市場規模として、全国民が一ヶ月あたりに消費するカロリーとすると Sj は以下のように表すことができる。

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

① 及び②から以下の推計式を導くことができる。

$$\frac{P_j}{P_o} = \mathrm{In}\left(\frac{S_j}{S_0}\right) = \exp\ (\delta j)$$

$$\mathrm{In}\left(\frac{P_j}{P_o}\right) = \mathrm{In}\left(\frac{S_j}{S_0}\right) = -\alpha p_j + x_j \beta + \xi_j$$

となり、個人の選好を除いた個人 j が銘柄米 j を選択したときに得られる効用 U_{ij} と等しくなる。

4-2 推計式

個人 i が銘柄米 j を選択した効用に影響する要因を分析するため以下の推計式を用いて推計を行う。

被説明変数は、以下のとおりである。

$$\mathrm{In}\left(\frac{S_j}{S_o}\right) = \mathrm{In}\ \left(\frac{\text{銘柄米 j のシェア}}{\text{j 以外のシェア 0}}\right)$$

本文席においては、日本人の一ヶ月あたりに摂取する総摂取カロリーのうち高品質米を選ぶ推計式は以下のとおりである。

$$\mathrm{In}\left(\frac{S_j}{S_o}\right) = \mathrm{Ins}S_j - \mathrm{In}S_o = -\alpha p_j + x_j \beta + \xi_j$$

次に、推計式で導出した ε について、考察を行う。

被説明変数である $\mathrm{Ins}S_j - \mathrm{In}S_o$ は、観察されるデータから計算可能であるので、観察できない品

質、需要のショックを示すξ_jを差項とすれば、線形の回帰式の構造を持つと思われるが、最小二乗推計法で推定することは難しいと思われる。その理由は、観察できない品質、あるいは需要のショックは価格と相関を持つと考えられるため、内生性の問題が生じていると考えられるからである。故に、操作変数を用いて二段階最小二乗推計法で需要関数を推計する必要がある。

4-3　使用したデータについて

説明変数については、以下のとおりである。

説明変数については、データを採取する市場が、米の流通制度の改革などにより異なったことから、データを確保するため、平成１６年産（H１６．８～H１７．７）、平成１７年産（H１７．７～H１７．８）までと平成２３年度（H２３．４～H２４．３）、平成２４年度（H２４．４～H２４．１０）のデータを採用した。また、市場が異なることによる時間の変化については、年・月ダミー変数を入れることによって、質の変化など市場全体への影響をコントロールすることによって政策の効果を検証した。

操作変数及び集計ロジットモデルに使用したデータは、以下のとおりである。

【需要式の導出に使用したデータ】

説明変数	出典
産地・銘柄別取引量 産地・銘柄別取引価格	平成16年産・平成17年産　入札取引情報 ((社)米穀安定供給支援機構 HP より) 平成23、24年　相対取引情報 （農林水産省発表資料「コメに関するマンスリーレポート」）
ダミー変数	月ダミー、年ダミー

操作変数については、以下のとおりである。

操作変数	引用先
作況指数	平成16，17、23、24年 作物統計（農林水産省）

＊平成 23,24 年の香川県の作況指数は、隣接する愛媛県東予地域の指数を代用

集計ロジットモデルに使用したデータについては、以下のとおりである。

【集計ロジットモデルに使用したデータ】

変数	引用先
人口	平成16、17、23、24年 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査 （総務省）
消費カロリー	平成16年、17年、22年 国民栄養・健康調査（厚生労働省）

＊平成２３、２４年の摂取カロリーは平成２２年度の数字で代用

4-4　分析結果

① 基本統計量

基本統計量については以下の通りである。

【基本統計量】

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
取引価格	1,679	15,792.30	1,954.00	10,460.00	31,037.00
取引数量	1,679	2,091.00	5,118.60	11	66,495.00
作況指数	1,679	99.6	5.4	77	109

② 集計ロジットモデルを使用し、最小二乗法（OLS）での推計結果

説明変数	係数	標準誤差	
取引価格	0.0000613	0.000141	***
月ダミー、年ダミー		Yes	
定数項	-10.31994	0.228019	***
観測数		1679	
決定係数		0.5013	

***は１％水準で有意であることを示す。

この分析結果は､価格の上昇が需要を増大させるという経済学的に矛盾を持つ結果になっている。この理由は、需要関数のシフトによってもたらされる変化は、同時に供給曲線上の数量、価格の変化でもある。それ故、需要曲線における観察できない品質及び需要の正のショック（誤差項）は、同時に価格とも正の相関を持つことになる。このことにより、モデルの変数である取引数量と取引価格に内生性が生じ、OLS 推計では上方バイアスがみられ、供給関数のような推計結果となりうまくいかないことになる。このことから、操作変数法により二段階最小二乗推計法を実施することとした。なお、操作変数には、誤差項との相関がなく、価格と相関を持つ性質が求められる。価格の操作変数としては、供給関数に影響を与える変数が考えられる。作況指数は、米の豊凶を示す指数であり､供給曲線をシフトさせる要素であり､価格には影響を与えるものの、需要の観察できない要因（誤差項）とは相関がないと思われることから採用した。そして、第１段階の最小二乗法の結果，価格と操作変数の相関が強い(1%で有意)ことを確認した。

③　二段階最小二乗法(2SLS) の結果

【解析結果】

二段階最小二乗法による解析結果は以下のとおり

説明変数	係数	標準誤差
取引価格	-0.00058	0.000141　***
月ダミー		Yes
年ダミー （改正後ダミー）	1.903418	0.136713　***
定数項	0.482728	2.373038
観測数		1679
Overid-test		
カイ二乗値(t 値)		-6.67　***
P 値		0

***は１％水準で有意であることを示す。

需要関数を導出したところ、有意に導出できた。また、年ダミー（制度改正後ダミー）についても有意にプラスであったため、２時点間の市場を比較すると市場構造自体は、需要が上昇する形でプラスに変化している。但し、政策導入前後で用いているデータの出所が異なるため，年ダミーのプラスの結果は政策評価の効果以外の要因も含んでいる可能性が高い。

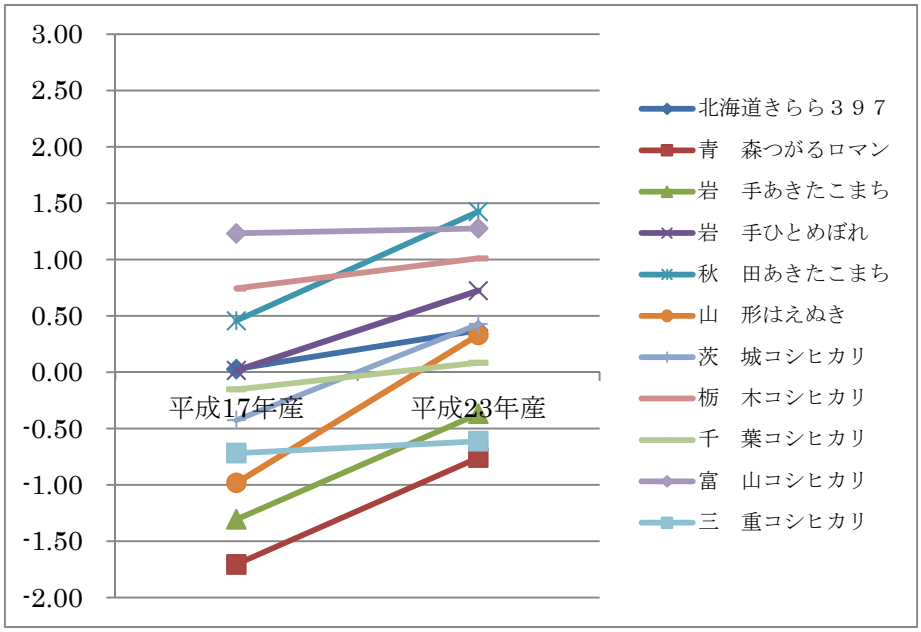
需要式から､推計結果の残差ξを計算し,各銘柄の品質の高さを表す指標を作成する.ただし,各時点における品質の分散は異なることが予想されるので,ここでは標準化を行うことによって,時点間の各銘柄の相対的な品質の変化を抽出し，政策の影響を分析する。

④　比較分析結果

比較の対象としては、基準年を平成２１年としているので、直近の平成１７年産と平成２３年産の１０～１２月の誤差項の平均を比較した。１０～１２月に限定したのは、比較可能なデータを揃えるという制約があったことが主な原因である。また、通年にすると年度の後半になると在庫処分などの影響で価格が乱高下する年度もあることや､新米と表示できる時期が１２月までに袋詰めされた米であることを勘案して､その年の品質が反映されやすい時期を１０～１２月と考えて設定した。

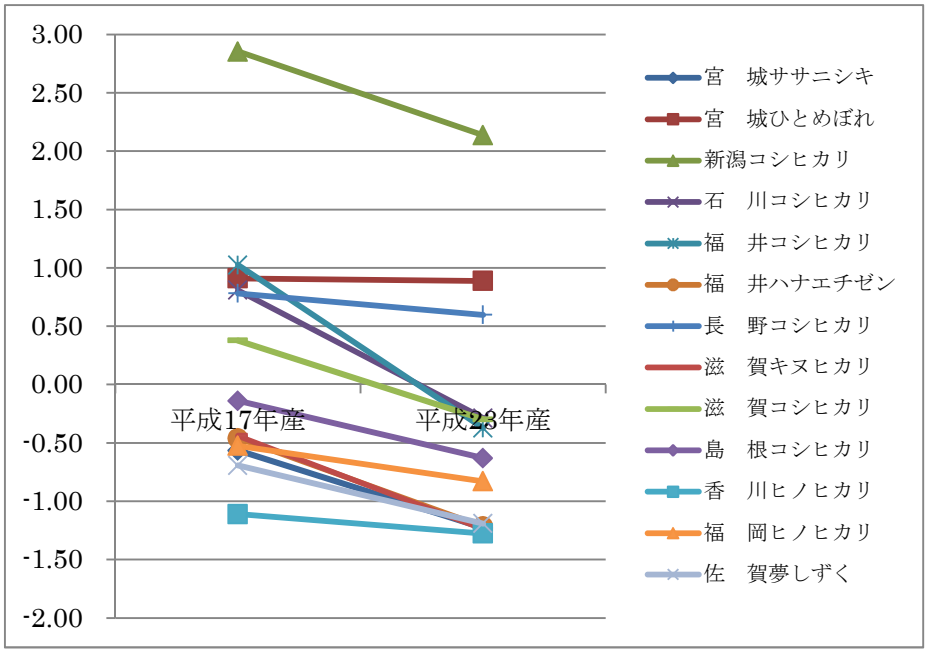
なお、比較にあたっては、東日本大震災の影響を考慮し、福島県産の米については当初から除外している。また、魚沼産等のコシヒカリについては、当時バブル的な人気があり，規制以外の要因で消費者の評価が大きく変化している。などの理由で除外した。これは、標準化処理において他の米の分析に大きな影響を与え、正確な比較ができないことが予想されるためである。比較分析結果は、以下のとおりである。

【図１１　相対的な上昇があった産地品種銘柄】



北海道きらら397
青　森つがるロマン
岩　手あきたこまち
岩　手ひとめぼれ
宮　城ひとめぼれ
秋　田あきたこまち
山　形はえぬき
茨　城コシヒカリ
栃　木コシヒカリ
千　葉コシヒカリ
富　山コシヒカリ
三　重コシヒカリ

【図１２　相対的な低下があった産地品種銘柄】



宮　城ササニシキ
新潟コシヒカリ
石　川コシヒカリ
福　井コシヒカリ
福　井ハナエチゼン
長　野コシヒカリ
滋　賀キヌヒカリ
滋　賀コシヒカリ
島　根コシヒカリ
香　川ヒノヒカリ
福　岡ヒノヒカリ
佐　賀夢しずく

⑤　仮説との整合性の確認

図４～６で提示したデータをもとに仮説との整合性を確認する。図４で提示した産地・品種銘柄のうち比較可能なデータが存する産地・品種銘柄の７品種中、新潟、石川のコシヒカリ２品目以外の５品目について需要の相対的な上昇が見られた。地域別に見ても、東日本産の米に相対的な需要の上昇がみられている。また、銘柄別に見ても、あきたこまち、ひとめぼれはすべて上昇している。なお、コシヒカリ類については、新潟産のコシヒカリをはじめ、相対的に需要が下落したものが多いが、これは、④でも記載したが、当時あったコシヒカリなどの高級米志向が、過剰評価であり、消費者の嗜好の変化や景気の低迷等によって、本来の需要に落ち着いたのではないかと考察される。なお、分析結果については、別表③についても参考にされたい。

５．考察

以上のことから、産地偽装されやすい品種が多い東日本産の米を中心に、品質表示制度の強化後に誤差項が上昇しており、品質表示制度の強化の前後で、情報の非対称性が解消され、相対的に高品質な財とそうでない財に対する消費者の品質に対する評価の差が大きくなったことを明らかになった．特に、市場に財についての情報提供を促進するための環境整備は、情報の非対称性による市場の失敗を克服するために政府が引き続き介入する必要があることを示している。これらの取り組みの結果、取引記録の義務づけなど表示制度の信頼性を高める規制の強化は、市場の機能をより健全化させる有効な施策だと一定評価できると思われる。

今後の課題としては、魚沼産コシヒカリが、「はずれ値」となったことやデータの制約から全国の品種について網羅的な比較ができなかったこと。また、データ取得の対象市場が異なったことなどから、さらなるデータの精緻化が求められることが課題である。

６．政策提言

以上のような分析を踏まえ、品質表示の強化について政策提言を行う。

品質制度強化の影響が消費者による品質の評価の差に反映されているということが概ね言えることは、これまでの取り組みが一定評価されるものと考えられる。

産地偽装があると、より質の高い米をつくるというインセンティブが乏しくなり、生産者の生産意欲が低下する。また、情報の非対称性が軽減されないと消費者も安心して商品を選択できない。その意味から、JAS 法改正や関連法の整備等はその第一歩として意義があったと思われる。

これらの議論を踏まえて、この取り組みを効率的に進めていくためには、社会的コストを減少させることが必要だと考える。理論分析でも述べたように、取締りに関する社会的コストを下げるための具体的手段としては、品質表示の適正化をチェックすることができる技術開発を促進すること及び公益通報制度の拡充の二つを提案したい。

ひとつは、DNA 検査体制の充実である。DNA 検査については、これまでも国、地方公共団体で検査が行われ、不適正な表示や産地偽装の発覚の端緒となったという実績もあり、有効な手段であると言える。但し、日々の流通に対応するには検査に時間を要することや、米の値段に比べて

コストがかかるという課題もあると思われる。そのため、技術開発を行うことで、より簡易で迅速な鑑定手法を開発することが望ましいと思われる。また、新潟産等の米が品種の改良により結果的に産地レベルの DNA 検査が可能となった事例もある。このような事例を参考に技術開発を促進し、支援を行うことも必要だと思われる。

もう一つは、公益通報制度の拡充も必要である。JAS 法は、第二十一条において公益通報規定を設置している。しかし、この制度では、通報者の十分な保護や通報に対するインセンティブが付与されていない。阿部（2003）も指摘しているが、通報者の保護が必要であり、リスクを抱えて通報する通報者には、報奨金（補償金）などの相応の制度の創設が必要だとしている。過去の産地偽装事件の事例においても、通報による社会的貢献の大きさに比して、通報者が通報によりこれまでの社会的地位を保つのは一般的に難しいと思われる。そのため、JAS 法の保護法益との均衡にもよるが、重大な事案については報奨金制度や通報による不利益を被った場合の補償等の保護制度を検討する余地はあると思われる。

＜参考 JAS 法（抜粋）＞

第二十一条　何人も、次に掲げる場合には、農林水産省令で定める手続に従い、その旨を農林水産大臣に申し出て適切な措置をとるべきことを求めることができる。

一　格付の表示を付された農林物資が日本農林規格に適合しないと認めるとき。

二　指定農林物質に係る名称の表示が適正でないため一般消費者の利益が害されていると認めるとき。

２　農林水産大臣は、前項の規定による申出があつたときは、必要な調査を行い、その申出の内容が事実であると認めるときは、第十九条の二（第十九条の六第三項において準用する場合を含む。）、第十九条の十五及び第十九条の十六に規定する措置その他の適切な措置をとらなければならない。

７．終わりに

情報の非対称性は、消費者問題において根本的な課題である。生産者に意欲をもって高品質な財を生産することを推進し、消費者に安心して商品を選択できるような市場環境を提供するためにも、取り組みの効率的な手法についてさらなる検討が必要であると思われる。

（謝辞）

・本稿の作成にあたり、プログラムディレクターの福井秀夫教授、ひとかたならぬご指導をいただいた主査の北野泰樹助教授、副査の久米良昭教授から丁寧なご指導をいただいたほか、安藤至大客員准教授、橋本和彦助教授より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。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属します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、筆者の所属機関の見解を示すものでないことを申し添えます。

【参考文献】

・阿部泰隆（2003)『内部告発（ホイッスルブロウワァー）の法的設計』信山社
・中嶋康博（2004)『食品安全問題の経済分析』日本経済評論社
・新山陽子他（2004)「食品安全システムの理論実践」昭和堂
・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
・荒井一博、山内勇（2008)『食品偽装と市場の信頼』一橋経済学
・新井ゆたか　他（2008)『食品偽装　起こさないためのケーススタディ』ぎょうせい
・池戸重信（2008)『最近の食品偽装表示問題の実態と背景』公衆衛生　vol.72　No.10
・新山陽子（2008)『食品安全確保と食品表示偽装』公衆衛生　vol.72　No.10
・松本恒雄（2008)『食品表示をめぐる企業のコンプライアンスマネジメント』
公衆衛生　vol.72　No.10
・神山美智子（2008)『食品安全と企業倫理』公衆衛生　vol.72　No.10
・八田達夫（2008）　『ミクロ経済学Ⅰ』東洋経済新報社
・吾妻博勝（2009)『コメほど汚い世界はない』宝島社
・中村啓一（2012）　『食品偽装との闘い　ミスターJAS10年の告白』文芸社
・蘇玉伶　他（2012)『水産物の産地偽装と市場環境条件-ウナギの産地偽装表示問題を事例に』
国際漁業研究
・北野泰樹（2012）　『需要関数の推定』CPRCハンドブックシリーズNo.3

【別表①：報道機関により報じられた虚偽表示事件の事例】

年月	内容	事業者	所在地
2002.4	「秋田産秋田こまち」や「富山黒部産こしひかり」など 6 品目で、表示されていない千葉産、茨城産が混入。	卸売業	東京都
2002.8	宮城県産の「ひとめぼれ」など 7 種類のブランド米に価格の安い他県産米を混ぜ、「ひとめぼれ 100%」などと表示。	卸売業	埼玉県
2002.9	「新潟県産コシヒカリ 100%」と表示している米に、他の銘柄米を混ぜて販売。	企業組合	神奈川県
2002.11	・2001 年産のコシヒカリの在庫以上のコメを、「茨城コシヒカリ」「筑波コシヒカリ」「新潟コシヒカリ」と表示し販売。 ・2002 年産の「茨城あきたこまち」の在庫以上のコメを、「茨城あきたこまち」と表示し販売。	販売会社	茨城県
2002.12	未検査米を「新潟県産コシヒカリ」と表示して販売。	卸売業	東京都
2003.2	未検査米を「新潟県魚沼産コシヒカリ 13 年産 100%」「福島県会津産ひとめぼれ 13 年産 100%」などと表示し、販売。	卸売業	福島県
2003.2	茨城産コシヒカリ、未検査米等を「静岡コシヒカリ」として販売。	農協等	静岡県
2003.3	未検査米を、「秋田県産あきたこまち（14 年産）100%」や「宮城県産ササニシキ（14 年産）100%」などと表示し販売	販売業	広島県
2003.5	「ゆきの精」など複数品種が混ざった米を「新潟産（佐渡）ひとめぼれ 100%」と表示し販売。	農協等	新潟県
2003.6	・秋田県内の他農協が生産したコメを「産地指定米秋田県JAこまち」などと表示し「無洗米秋田こまち」として販売。 ・群馬産米を混ぜてたものを「新潟米（しらゆきまい）」と表示し「しらゆきまい銀印」として販売。 ・コシヒカリの使用割合が約 60%にも関わらず「こしひかりブレンド（コシヒカリ 70%使用）」と表示して販売	農協等	東京都
2003.6	「あきたこまち 100%」として表示、販売しながら、他の品種が三割近く混入。袋詰めした日を精米日として誤表示。	販売業	東京都
2003.7	未検査米を「山形産あきたこまち」として出荷しようとして農産物検査証明書を偽造	卸売業	山形県
2003.8	未検査米を「福岡県産夢つくし 100%」と表示し販売。	販売業	福岡県
2003.9	鹿児島県産コシヒカリに他県産米や未検査米などを混入して「鹿児島県産コシヒカリ 14 年産 100%」と表示し販売。	加工 販売業	鹿児島
2003.9	米国産を混入したコメを「会津産コシヒカリ」「福島県産コシヒカリ」などと表示し販売。	卸売業	福島県

2003.10	表示内容と異なる原料玄米を「石川県コシヒカリ十四年産100%」と表示し販売。	販売業	石川県
2003.11	別品種のコメを「きらら397」、「コシヒカリ100%」と表示し販売。	卸売業	沖縄県
2004.4	佐賀県産コシヒカリと福岡県産夢つくしのブレンドを「佐賀県産コシヒカリ一〇〇%」と表示し販売。	販売業	福岡県
2004.8	・新潟産のコシヒカリに福島産を混ぜて新潟産と表示し販売。 ・魚沼産のコシヒカリに新潟産を混ぜ魚沼産と偽表示し販売。	販売業	北海道
2004.12	未検査米を原料玄米に使用した「もち精米」を「(平成)十六年産」と表示し販売。	卸会社	千葉県
2005.3	30%しか含まれていない銘柄を「群馬県産ゴロピカリ100%」として表示し販売。	卸売業	群馬県
2005.5	・別の品種のコメをあきたこまちや「新潟米こしひかり」と表示し、販売。 ・他県産コシヒカリを「新潟こしひかり」と表示し販売	卸売業	北海道
2005.6	別品種を「こしひかり　美味優米」の商品名で、原料欄に「国内産100%(コシヒカリ100%)」と表示し販売。	販売業	福井県
2005.11	業務用のコメを「あきたこまち」として表示し販売。	販売業	青森県
2006.7	・千葉県産コシヒカリを品種不明の未検査米と混ぜ「福井県コシヒカリ100%」と表示し販売。 ・岡山県産のコシヒカリなどを「新潟県コシヒカリ100%」と表示し販売。	販売業	大阪府
2007.8	魚沼産のコシヒカリを新潟県内の別の産地のコシヒカリに混ぜ、「魚沼産コシヒカリ」と表示し販売。	販売業	愛媛県
2007.9	「ひとめぼれ」と「コシヒカリ」のブレンド米を「茨城県産あきたこまち100%」と表示し販売。	販売業	千葉県
2008.1	有機農産物ではない米に「有機米」のシールを貼付し販売。	農協等	新潟県
2008.4	「秋田県産あきたこまち 100%」と表示しながら「千葉県産あきたこまち」を混入。	販売業	茨城県
2008.7	スーパーで購入したコメを「有機栽培米」などと表示し販売。	販売業	北海道
2008.8	未検査米を、福岡県産のブランド米「夢つくし 100%」と表示し販売	販売業	福岡県
2008.10	秋田県内の複数の業者から仕入れた「あきたこまち」を秋田県能代市産のコメであるかのように表示し販売。	販売業	秋田県

2008.12	【事故米不正転売事件】 「工業用糊（のり）の加工用」として国などから購入した事故米について、「食用」や「国産米」などと偽り、殺虫剤「アセタミプリド」に汚染されたベトナム産うるち米を酒造会社などに、基準値を超える有機リン系殺虫剤「メタミドホス」が検出された工業用中国産もち米を食品製造販売会社などにそれぞれ販売し、代金を詐取。	加工 販売業	大阪府
2009.2	富山県産のコシヒカリやほかの品種が混入した米を「宮城県ひとめぼれ」などと表示しネットで販売。	販売業	大阪府
2009.7	不正転売事件水ぬれ米を、「北海道産きらら397」と偽って米穀卸会社に転売。	販売業	三重県
2009.8	多古町産のコシヒカリが含まれていないのに、「千葉県多古町産コシヒカリ100％」と表示し、販売。	販売業	千葉県
2009.10	未検査米と秋田県産あきたこまちの玄米を「岩手県産あきたこまち」と表示し販売。	販売業	福岡県 大分県
2011.2	未検査米を「大分県ひとめぼれ」と産地や品種を表示し販売。	農協等	大分県
2011.4	富山、福島の2009年産コシヒカリを混ぜて富山産はコシヒカリの新米として表示し、販売。	販売業	北海道
2011.10	「新潟産こしひかり」、「単一原料米」などと表示し販売。	卸売業	新潟県
2012.1	「蘭越ななつぼし」など8商品の精米日を偽って表示し、販売。	販売会社	北海道
2012.1	千葉県産米を宮城や栃木県産コシヒカリなどと偽って表示	販売業	沖縄県
2012.3	岩手県産のひとめぼれの産地を「秋田県」、品種を「あきたこまち」と表示し販売。	販売業	北海道
2012.5	「宮城県産ひとめぼれ」や「富山県産コシヒカリ」などを混入し「新潟コシヒカリ」や「三重コシヒカリ」として表示し販売。	販売業	愛知県
2012.5	ブレンド米を「新潟県産コシヒカリ」「単一原料米」などと表示し、ネットで販売。	販売業	大阪府
2012.9	「福島県産あきたこまち」を「長野県産あきたこまち」と表示し販売。	販売業	長野県
2012.11	岩手県産を混ぜた米をブレンド米「こうべ育ち」と表示し販売。	農協等	兵庫県
2012.11	別品種を「魚沼産こしひかり」と表示し販売。	企業組合	岡山県

【出典】読売新聞、日本経済新聞、農業協同組合新聞のデータベース等をもとに筆者作成

*未検査米：産地や品種、生産年等の検査を受けていない米

事業者:摘発を受けた事業者について報道内容をもとに筆者が分類し作成

所在地：事件が発生した地域及び事業者の所在地等について報道内容をもとに筆者作成

【別表②：主な産地偽装事件等の出来事と JAS 法などの改正の経緯】

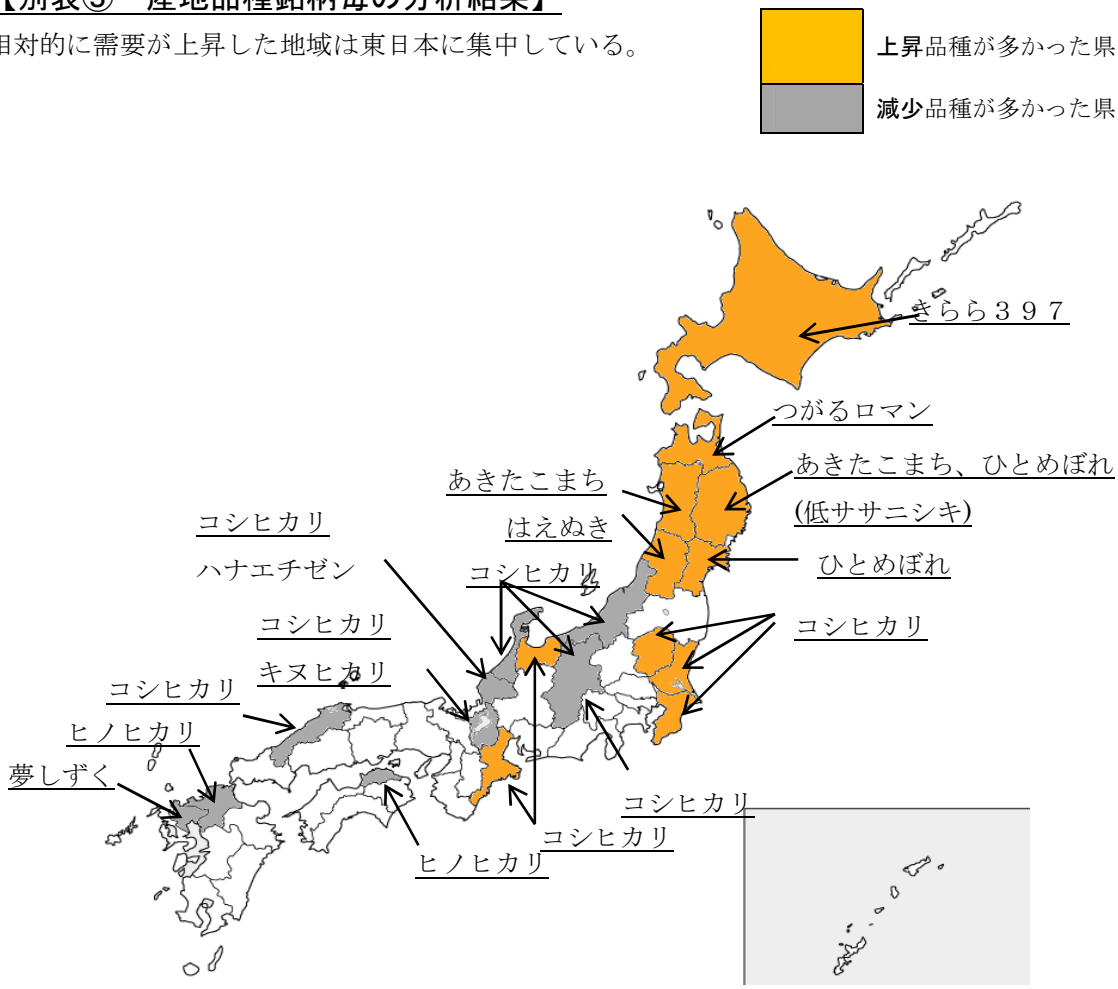
	主な出来事	JAS 法等改正内容
平成 12 年度		生鮮食品義務づけ（7月～）
平成 13 年度	雪印牛肉偽装事件	加工品8品目（コメ含む）で義務づけ開始（4 月～）
平成 14 年度		【法改正】 ①適正指示した内容は原則公表 ②懲役刑の創設→1年 ③罰金刑の強化　法人・個人 50 万円→個人 100 万円、法人1億円
平成 18 年度	【公益通報者保護法施行】 （４月～）	加工品20食品群が追加（10月～）
平成 19 年度	ミートホープ牛肉偽装事件	
平成 20 年度	事故米不正転売事件	加工品業者間取引の記録義務付け（4月～）
平成 21 年度		【法改正】（5月～） ①直罰規定が設置。（運用例なし） ②2年以下の懲役又は200万円以下の罰金、法人は1億円以下の罰金 ③品質表示の義務付けの明文化や公表規定
		米トレーサビリティ法成立
平成 22 年度		米トレーサビリティ法成立業者間の取引記録義務付け（10 月～）

【出典：農林水産省 HP 等の情報をもとに筆者作成】

＊主な出来事は、概ね社会問題化した時期を記載（年度であることに注意）

【別表③　産地品種銘柄毎の分析結果】

相対的に需要が上昇した地域は東日本に集中している。



相対的に需要が上昇した産地銘柄　相対的に需要が減少した産地銘柄

北海道きらら397
青　森つがるロマン
岩　手あきたこまち
岩　手ひとめぼれ
宮　城ひとめぼれ
秋　田あきたこまち
山　形はえぬき
茨　城コシヒカリ
栃　木コシヒカリ
千　葉コシヒカリ
富　山コシヒカリ
三　重コシヒカリ

宮　城ササニシキ
新潟コシヒカリ
石　川コシヒカリ
福　井コシヒカリ
福　井ハナエチゼン
長　野コシヒカリ
滋　賀キヌヒカリ
滋　賀コシヒカリ
島　根コシヒカリ
香　川ヒノヒカリ
福　岡ヒノヒカリ
佐　賀夢しずく

都道府県が維持管理する道路の品質に関する要因分析

― 要　旨 ―

現在、47 都道府県は、国内の道路延長約 120 万キロのうち都道府県道約 13 万キロに約 3 万キロの指定区間外の一般国道（以下、「国道」という。）延長を合わせた、約 16 万キロの道路を維持管理している。

道路管理者には最小限の費用で高い成果を挙げることが求められるが、実際は、舗装、線形、広さ等で走りにくいと感じる道路が散見される。

本論文では、こうした道路維持管理の状況が国土交通省道路局（2006）『道路の走りやすさマップ』における走りやすさの評価に反映されると仮定し、その評価を「道路の品質」と読み替え、道路の品質に影響を与えそうな、道路施設、土木担当行政職員（以下、「職員」という）、予算、都市化・自然条件、建設業、政治的条件 等をコントロールした上で実証分析を行った。

その結果、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の延長が増えると低下する傾向が観察され、また職員を追加しても道路の品質は向上しない傾向も観察された。これを受けて、新しい道路維持管理のあり方について政策提言を行った。

Key words ： 道路の走りやすさマップ、道路の品質、国道、都道府県道、担当延長

2013 年（平成 25 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12619 疋田心平

目次

1. はじめに 3
2. 道路維持管理の現状 5
　2－1　先行研究 5
　2－2　道路の種類及び管理延長 5
　2－3　道路の走りやすさマップ 6
　2－4　走りやすさ指標 7
　2－5　橋梁延長及びトンネル延長 8
　2－6　改良率 8
　2－7　都道府県の職員 9
　2－8　都道府県の道路維持管理予算 10
3. 本研究の目的および仮説の設定 12
　3－1　本研究の目的 12
　3－2　仮説の設定 12
　3－3　仮説の説明 12
　3－4　本研究における生産関数の注意点 13
4. 実証分析の内容 15
　4－1　分析の方法 15
　4－2　使用するデータ 15
　4－3　実証モデル 15
　4－4　説明変数の説明 18
　4－5　実証分析の結果 19
　4－6　実証分析結果に対する考察 19
5. おわりに 21
参考文献 21

1. はじめに

2006 年現在、我が国では高速自動車国道、指定区間の一般国道、指定区間外の一般国道（以下、「国道」という。）、都道府県道（主要地方道および一般都道府県道の計）、市町村道合わせて約 120 万 km[1]の道路が維持管理されている。

このうち、47 都道府県は、都道府県道約 13 万 km に加え、国道約 3 万 km を合わせた約 16 万 km を維持管理しており、その業務に、約 3 万人の土木担当行政職員（以下、「職員」という。）[2]が関わっている。国道の維持管理は、道路法第 13 条によるが、国道の維持管理が加わることにより、管理延長は全国で約 13 万 km から約 16 万 km に 20%増加し、職員 1 人あたりの担当延長に着目すると、全国平均で約 4km/人から約 5km/人に 25%増加している。

道路は、旧道路法においては国の施設とされた。しかし、1952 年に制定された現行の道路法において、国は国土形成に集中するため全ての一級国道（1，2 桁国道）のみを維持管理することとなり、全ての二級国道（3 桁国道）は都道府県が維持管理をすることとなった経緯がある。

また道路管理者は、図 1－1 のように、多様な業務を担当する。例えば、道路利用者および沿道住民のニーズを把握する一方、関係者の権利調整を行いながら、道路の多様な役割と機能に十分配慮し、単純に数値のみを追うことなく、道路構造に求められる思想を正確に把握し、地域の状況を適切に考慮し、基準を弾力的に運用し[3]、投資コストと実現可能な道路の性能を考慮し、最小限の費用でニーズを形にすることが求められる。そして、そうした業務の積み重ねが、私たちが毎日利用する道路の現状である。

本稿は、こうした道路維持管理の現状について、①国道を維持管理することにより、都道府県が本来維持管理すべき都道府県道への品質の影響はないか ②必要に応じて維持管理のあり方の見直しはないか という問題意識を踏まえ、国土交通省道路局が 2006 年に発行した「道路の走りやすさマップ」[4]における道路の走りやすさの評価を道路の品質とし、その品質に影響を与えそうな、道路施設、職員、予算、地域条件、建設業、政治的条件をコントロールした上で実証分析を行い、その因果関係を明らかにするまでの過程を述べたものである。

実証分析の結果、①都道府県道の品質は、一般国道（指定区間外）の延長が増えると低下する傾向が観察され ②土木職員を追加しても道路の品質は向上しない傾向も観察された。

実証分析にあたっては、問題意識に対する解決策を探るべく、2 つの先行研究を調査した。大谷(2009)は、予算・人員・技術面で不足が生じる小規模自治体の橋梁維持補修業務に着目し、予算・人員・技術を追加できない中、当該自治体のみで対応する場合と他自治体と連携する場合を比較し、連携することの有意性を指摘。新しい橋梁の維持管理のあり方を示唆している。

また、長山・片山（2001）は、道路投資に影響を与えそうな要素との因果関係に焦点を当て、道路投資の予算配分や政策決定のプロセスを解明した。道路投資に有意に影響を与える要素（説明変数）を指摘している。前者は、新しい組織のあり方を示唆したもので、政策提言の参考とした。後者は、道路投資に有意な影響を与える要素を示したもので、実証分析に使用した関数および説明変数の設定に活用した。

本稿の構成は次のとおりとする。

第 2 章においては日本の道路維持管理の現状および「道路の走りやすさマップ」調査結果について、統計データを示しながら概要を説明する。第 3 章では、問題意識及び論点をもとに設定した仮説や研究目的、研究の実施方針を示す。第 4 章では、実証分析の内容および結果を示す。第 5 章では政策提言を示す。

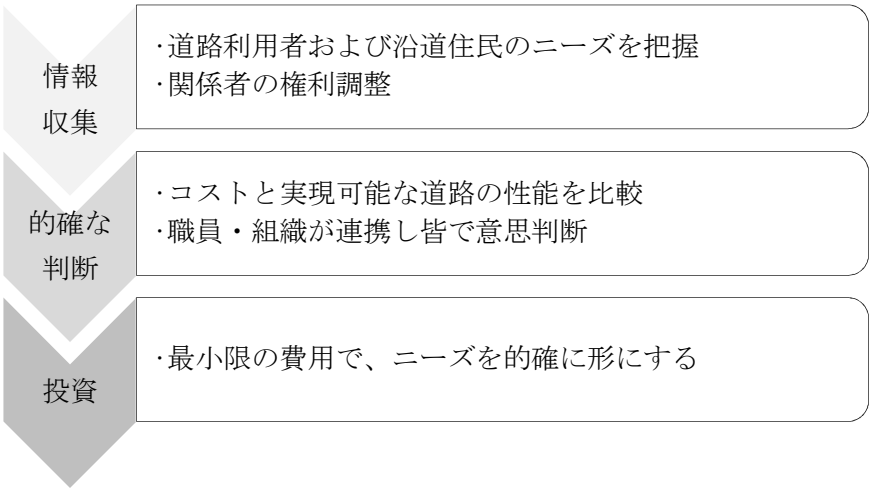
†本稿は、道路維持管理のあり方に関わる個人的な見解を示したものであり、筆者の所属機関の見解を示したものではありません。本稿にある誤りは全て筆者の責任です。

[1] 国土交通省道路局『道路統計年報 2008』より引用。

[2] 総務省統計局『平成 18 年地方公共団体定員管理関係（都道府県、指定都市、市区町村データ）第 2 表 部門別職員数』における土木一般として計上された人数を引用。この人数は、土木職員のうち、用地買収、港湾空港海岸、建築、都市計画一般、都市公園、ダム、下水担当職員を除く。

[3] 社団法人日本道路協会（2004）『道路構造令の解説と運用』より引用。

[4] 本研究では、国土交通省道路局が 2006 年 9 月に作成した『道路の走りやすさマップ』のデータの提供を受けて作製・市販された、武揚堂制作部編（2008）『スーイスイ走りやすさマップ全国版』武揚堂を使用した。



＜図 1－1　現場で求められる道路維持管理の基本スタンス＞

2. 道路維持管理の現状

本章では、まず、本研究の参考にした先行研究を説明し、道路管理の現状及び「道路の走りやすさマップ」調査結果について、統計データを示しながら概要を説明する。

2−1　先行研究

(1) 大谷江二 (2009)「小規模自治体における橋梁アセットマネジメントの実施に関する研究」『平成20年度 開発政策プログラム政策課題研究論文概要集』9-14

本研究では、予算・人員・技術面で不足が生じる小規模自治体の橋梁維持補修業務に着目し、予算・人員・技術を追加できない中、当該自治体のみで対応する場合と他自治体と連携する場合を比較し、連携することの有意性を指摘。新しい橋梁の維持管理のあり方を示唆している。

(2) 長峯純一・片山泰輔 (2001)『公共投資と道路政策』勁草書房

本文献では、道路投資に影響を与えそうな要素との因果関係に焦点を当て、道路投資の予算配分や政策決定のプロセスを解明したもの。道路投資に有意に影響を与える要素を指摘している。

(3) 本研究との違い

本研究の特徴は、①全国一律の基準で道路の品質を評価した走りやすさ指標を作成 ②その指標を道路の品質とし、その品質に影響を与えそうな要素（道路施設、職員、予算 等）との因果関係を分析 した点が特徴である。

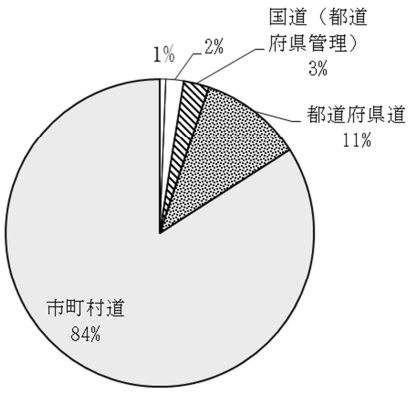
2−2　道路の種類及び管理延長

全国の都道府県道及び国道の維持管理の現状を整理する。

表 2−1 に日本の道路の現状を示す。管理主体別に道路延長を見てみると、その割合は市町村道および都道府県道が全体の約95%を占め、国内の道路の大部分を地方自治体の維持管理に依存している状況が示され、地方自治体の役割は大変重要なものであると考えられる。

＜表 2−1　日本の道路延長および管理割合[5]＞

種類	約万km	約%
高速道路	1	0.6
国道（指定区域　：直轄管理）	2	1.9
国道（指定区域外：都道府県管理）	3	2.7
都道府県道	13	10.8
市町村道	101	84.0
計	120	100



＜図 2−1 日本の道路割合＞

そこで、本論文では、国内道路延長のうち、都道府県が本来維持管理を行う都道府県道 約 13 万 km に国道 約3万 km の維持管理が加わることで、都道府県道の維持管理にどのような影響が出るのかについて実証分析を行う。実証分析の内容については、「4. 実証分析の内容」の頁で述べる。

[5] 国土交通省道路局『道路統計年報 2008』より引用し筆者が作成。

2−3　道路の走りやすさマップ

（1）概要

道路の走りやすさマップとは、国土交通省が、2006 年に全ての国道（指定区間、指定区間外）および都道府県道を自動車で走行し、走りやすさの高い順に ABCD の 4 段階で評価し、地図化したものである。

評価は、国道、主要地方道、一般都道府県道など、広域的に利用されている道路を対象に実施しており、自動車走行による調査から得られた毎秒のデータから走行速度および横方向加速度を計測し、500m 区間ごとの設計速度の割合に応じて、その道路構造とともに評価を行っている。

なお、本研究の実証分析にあたっては、国土交通省道路局『平成 17 年道路交通センサス』の混雑度を説明変数の 1 つに設定し、回帰分析したところ、他の変数の符号や有意性に影響がなかったことから、道路の走りやすさマップは渋滞の影響をコントロールできているものと考えている。なお、本研究の実証分析では 47 都道府県を対象としており、サンプル数が少ないことから、混雑度は変数から除去した。

（2）採用理由および長所・短所

道路の走りやすさマップの特徴は、道路維持管理状況を表す同じ品質を達成するための価格の統一的な指標ではないが、唯一、道路の「走りやすさ」を全国統一の規準で評価している点である。これは、本研究のデータとして採用した理由でもある。

また短所は、同じ投入予算に対する、品質の高低が不明な点で、長所は、全ての国道および都道府県道の走りやすさを統一の規準で評価した点である。

道路の走りやすさマップの一例を図 2−2[6]に、走りやすさのイメージを表 2−2[6]に示す。

また、国土交通省道路局のホームページに、全国の道路の走りやすさマップの電子データ[6]が掲載されている。



＜図 2−2　道路の走りやすさマップのイメージ＞

＜表 2−2　走りやすさのイメージ＞

ランク	走りやすさのイメージ	安全速度の目安	イメージ写真
A	線形も良くスムーズな走行が可能	50km/h 以上	
B	線形もまずまず	40km/h	
C	急カーブが多い	30km/h	
D	線形が悪くすれちがいにくい	30km/h 未満	

[6] この写真及び地図は、国土交通省ホームページ『道路の走りやすさマップ』より引用し、筆者が加工したものである。 http://www.qsr.mlit.go.jp/kyukan/map05/

2－4　走りやすさ指標

（1）走りやすさ指標とは

道路の走りやすさ指標：Yi とは下記の（式－1）で表され、ある都道府県 i における道路維持管理の品質の高さを表す。別な表現をすると、都道府県が維持管理する道路延長のうち、走りやすい道路延長の割合を示す。

$$\text{走りやすさ指標}\quad:\quad Yi\ =\frac{\text{AB ランク[km]}}{\text{AB ランク[km]}+\text{C ランク[km]}+\text{D ランク[km]}} \qquad \text{（式－1）}$$

式の構造を説明する。式の分子には、道路の走りやすさマップにおいて A 及び B ランクの評価を受けた道路延長の計を代入し、分母には都道府県が維持管理する道路の全延長が代入される。

（2）道路の走りやすさマップの計測

実証分析にあたり、47 都道府県分の走りやすさ指標を求める必要があるため、道路の走りやすさマップをキルビメーター（図 2－3 を参照）にて計測した。

（式－1）における AB ランクとは、道路の走りやすさマップにおいて A および B ランクの評価を受けた道路延長の計である。

計測にあたっては、国土交通省の調査データの提供を受けて武揚堂が作成した『スーイスイ走りやすさマップ全国版』[3]（図 2－4 を参照）を使用した。この書籍は、国土交通省に『道路の走りやすさマッ』の在庫を尋ねた際、絶版であることが分かったため、代用のものとして紹介を受け購入したものである。

なお、この書籍は、国土交通省道路局が 2006 年 9 月に発行した『道路の走りやすさマップ』のデータ提供を受け、武揚堂が作製し、市販したものである。



＜図 2－3　キルビメーターによる計測状況＞

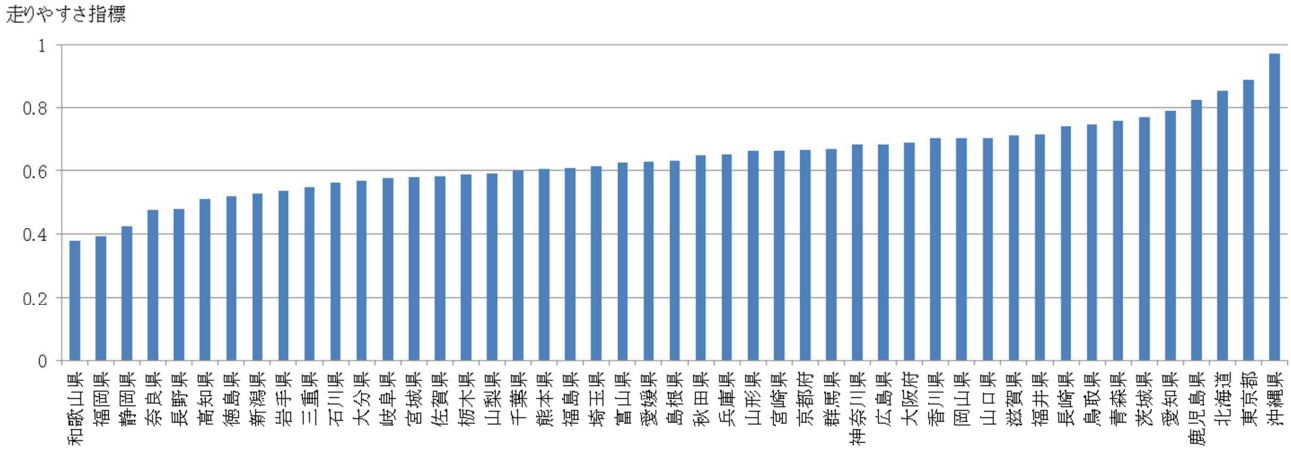


＜図 2－4　道路の品質評価に使用した文献＞

(3) 都道府県別走りやすさ指標

都道府県別に走りやすさ指標の値を図 2－5 に示す。図の横軸は 47 都道府県を、縦軸に走りやすさ指標の高さを示す。なお、47 都道府県の平均値は、約 0.64 である。沖縄が 0.97 と最も高く、和歌山県が 0.38 と最も低い値となった。

なお、走りやすさ指標は、(式－1) のとおり、47 都道府県における地形・自然条件・住民の需要・政治的な影響など、道路の品質に影響を与えそうな諸条件を加味しない値である。



＜図 2－5　47 都道府県の走りやすさ指標＞

2－5　橋梁延長及びトンネル延長[5]

トンネルおよび橋梁は、道路維持管理において他の道路施設と比較すると、特殊な技術が必要とされるとともに、単位延長あたりの維持管理費が高額となる道路施設である。

道路統計年報によると、橋梁延長全体に占める国道に架設された橋梁延長割合は約 30%を占め、トンネルにおいては同様の割合が約 60%であることが明らかとなった。

先行研究においては、橋梁のアセットマネジメントについて、技術職員が不在の市町村など小規模自治体においては他自治体との連携によりその技術力等の不足を補うことの有意性が指摘されている。

そこで、本研究においては、国土交通省道路局が作成した道路統計年報から、47 都道府県が維持管理する都道府県道に設置された橋梁及びトンネルの延長のデータを収集し、国道を維持管理することに付随するトンネル及び橋梁の維持管理への負荷についても着目し、実証分析することとした。

＜表 2－3　47 都道府県が維持管理する橋梁延長＞

道路種別	延長[km]	割合[%]
国道	977.4	27
都道府県道	2596.9	73
	3574.3	100

＜表 2－4　47 都道府県が維持管理するﾄﾝﾈﾙ延長＞

道路種別	延長[km]	割合[%]
国道	922.0	57
都道府県道	708.4	43
	1630.4	100

2－6　改良率[5]

都道府県が維持管理する道路への投資需要の指標として、道路の品質との因果関係を調べるため説明変数として設定した。平均値は約 65%、最低値は高知県の約 37%、最高値は、北海道の約 92%である。

[5] 国土交通省道路局『道路統計年報 2008』より引用したもの。

2－7　都道府県の職員[2]

47 都道府県における職員は、約 3 万人[2]である。また、職員数の推移を 2006 年から 2011 年までの 5 年間で観察すると、47 都道府県の平均で 15%程度減少している。都道府県により減少の度合いは異なるが、実際の現場では、道路の利用状況に応じて走りやすさが維持されるような職員の配置が求められているのではないだろうか。

道路維持管理の現場においては、一般的に職員の人数が不足していると言われるが、職員の人数が多いほど道路が走りやすいというデータや、道路の品質が高いというデータ現存していないため、47 都道府県における職員 1 人あたり担当延長に注目し、実証分析を行うこととした。

まず、職員 1 人あたり担当延長の長さが道路維持管理の品質に影響すると考え、その傾向を把握するための表 2－5 を作成した。表の左側の数値は、走りやすさ指標が高い沖縄県を 1 とする、順位を示す。

＜表 2－5　都道府県別職員 1 人あたり担当延長及び走りやすさ指標＞

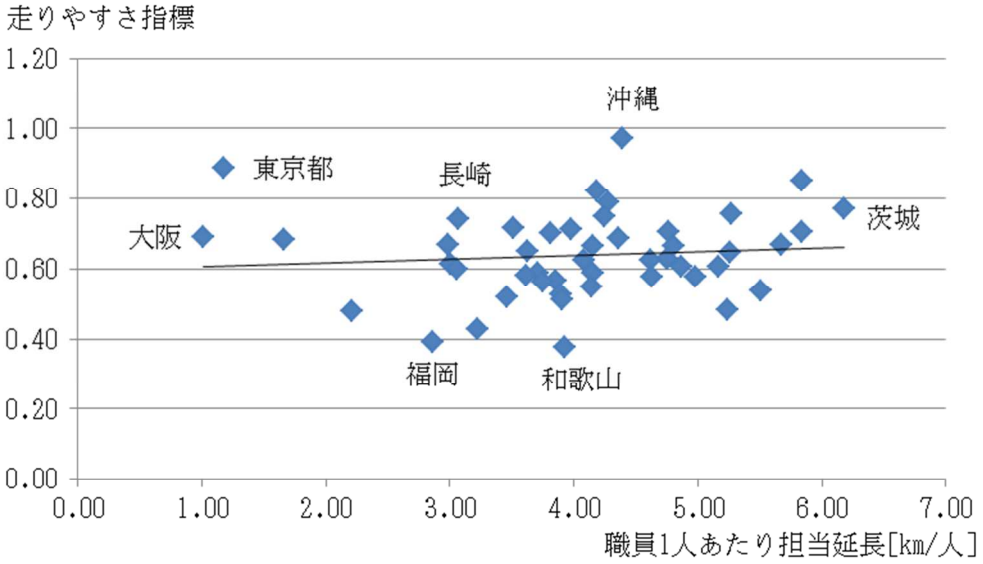
		職員1人あたり担当延長［km/人］	走りやすさ指標
1	沖縄県	4.40	0.97
2	東京都	1.18	0.89
3	北海道	5.84	0.85
4	鹿児島県	4.19	0.82
5	愛知県	4.28	0.79
6	茨城県	6.18	0.77
7	青森県	5.27	0.76
8	鳥取県	4.25	0.75
9	長崎県	3.07	0.74
10	福井県	3.51	0.72
11	滋賀県	3.98	0.71
12	山口県	4.77	0.71
13	岡山県	5.84	0.71
14	香川県	3.82	0.70
15	大阪府	1.02	0.69
16	広島県	4.36	0.69
17	神奈川県	1.67	0.69
18	群馬県	5.68	0.67
19	京都府	2.99	0.67
20	宮崎県	4.16	0.67
21	山形県	4.81	0.66
22	兵庫県	3.63	0.65
23	秋田県	5.26	0.65
24	島根県	4.75	0.63
25	愛媛県	4.62	0.63
26	富山県	4.08	0.63
27	埼玉県	3.01	0.62
28	福島県	5.17	0.61
29	熊本県	4.87	0.61
30	千葉県	3.06	0.60
31	山梨県	4.15	0.59
32	栃木県	3.71	0.59
33	佐賀県	3.62	0.58
34	宮城県	4.63	0.58
35	岐阜県	4.98	0.58
36	大分県	3.85	0.57
37	石川県	3.76	0.56
38	三重県	4.14	0.55
39	岩手県	5.51	0.54
40	新潟県	3.90	0.53
41	徳島県	3.47	0.52
42	高知県	3.91	0.51
43	長野県	5.24	0.48
44	奈良県	2.21	0.48
45	静岡県	3.22	0.43
46	福岡県	2.86	0.39
47	和歌山県	3.93	0.38

ここで示した職員1人あたり担当延長とは､47都道府県道の延長を各自治体職員数で除した値である。

次に、表 2－5 の関係を図 2－6 に示した。この結果、地形や自然条件等を無視すれば、都道府県別職員 1 人あたり担当延長が長くとも、走りやすさ指標の値が高いとは言えない傾向が観察された。

例えば、大阪府と茨城県は同程度の走りやすさ指標であるが、職員 1 人あたり担当延長は 6 倍程度の差がある。福岡県と長崎県を比較すると、職員 1 人あたり担当延長は同程度であるが、走りやすさ指標は 2 倍程の差があることが明らかとなった。

これを受けて、前述のとおり予算の制約や、地域的特徴、都市や自然条件、建設業や政治的な影響など様々な条件があるとはいえ、47 都道府県別に差異があることが観察されたため、実証分析において、職員 1 人あたり担当延長を説明変数に設定し、走りやすさ指標との因果関係を考察することとした。



＜図 2－6　職員 1 人あたり担当延長及び走りやすさ指標の関係＞

2－8　都道府県の道路維持管理予算

本研究においては、道路事業に係る予算のうち新設事業を含まない、道路維持管理に要する予算を単費[7]および補助費[8]別に集計し実証分析に使用した。

また、道路維持管理予算についても、職員 1 人あたり担当延長と走りやすさ指標との関係を示した図 2－6 と同様の傾向が見られるのではないかと考え、都道府県道 1 kmあたりの予算を算出し、走りやすさ指標との関係を確認した。

その結果、地域的特徴、都市や自然条件、建設業や政治的な影響など様々な条件等を無視すれば、道路単位延長あたり維持管理予算が高くとも、走りやすさ指標の値が高いとは言えない傾向が観察された。

例えば、走りやすさ指標が最も低い和歌山県と同程度の維持管理予算を執行する鹿児島県とでは、走りやすさ指標に 2.5 倍程度の差が見られた。

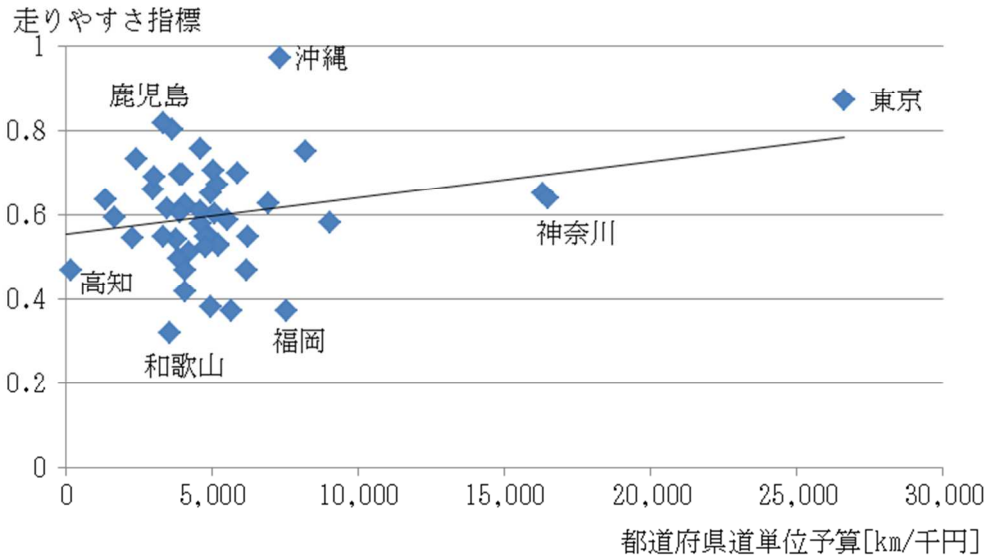
これを受けて、前述したような、地形や自然条件等を無視すれば、様々な条件があるとは言え、都道府県別に差異があることが観察されたため、実証分析において補助額および単費を説明変数として設定し、道路の品質との因果関係を考察することとした。

また、地方財政統計年報に示された道路維持管理予算である道路橋りょう費の推移について 2006 年から 2011 年までについて観察すると、47 都道府県の平均で 15%程度減少していることも把握された。

---

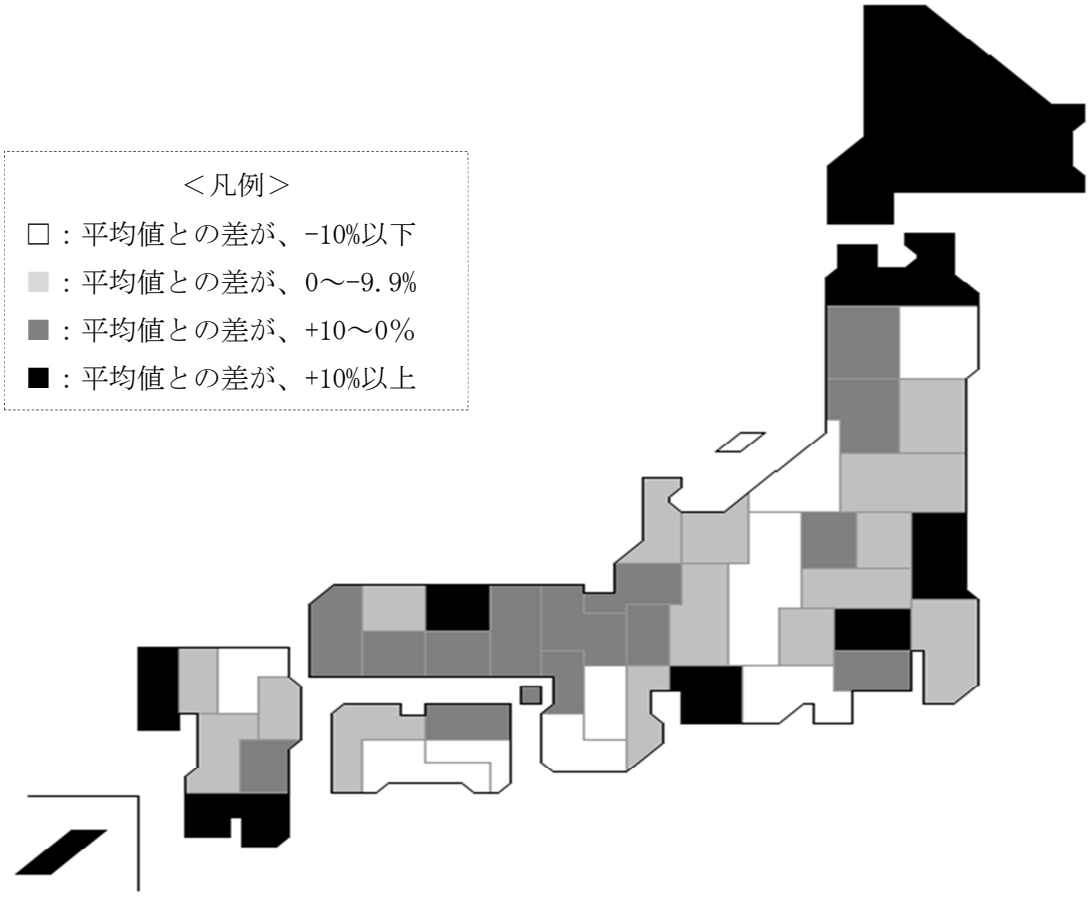
[7] 総務省統計局『地方財政統計年報 2006』の道路橋りょう費から単費のデータを作成。

[8] 国土交通省道路局『道路統計年報 2008』の補助事業費より引用。



＜図 2－7　職員 1 人あたり担当延長及び走りやすさ指標の関係＞

最後に、表 2－5 に示した 47 都道府県の走りやすさ指標を図 2－10 に示す。なお、本図における着色は、走りやすさ指標の平均値 0.64 との差から分類したものである。着色の分類方法は、図中の凡例を参照されたい。



＜図 2－8　47 都道府県の走りやすさ指標＞

3. 本研究の目的および仮説の設定

3−1　本研究の目的

本研究では、国道の維持管理による 47 都道府県道の品質の変化に着目し、次の 2 点を目的とする。

(1) 目的 1

本論文では、こうした道路維持管理の状況を国土交通省道路局（2006)『道路の走りやすさマップ』から求めた走りやすさ指標を道路の品質と読み替え、47 都道府県が国道を維持管理した際に生じる道路の品質の変化と、その品質に影響を与えそうな要素との因果関係に注目し、経済学的な分析を行うこと。

(2) 目的 2

分析の結果を踏まえた道路維持管理サービス提供のあり方について示唆を行うこと。

3−2　仮説の設定

本研究においては、都道府県が国道の維持管理を義務付けされていることによる、都道府県道の品質への影響を検証するため、下記のような仮説を設定する。

(1) 仮説 1

都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務の発生により、低下するのではないか。

(2) 仮説 2

都道府県が維持管理する道路の品質は、職員を追加しても向上しないのではないか。

3−3　仮説の説明

(1) 仮説 1 の説明

都道府県は、本来維持管理すべき都道府県道に加え、国道の維持管理をしなければならない。また、国道の役割とは、都道府県の枠を越え広域的に移動する道路利用者の移動を支えることである。そこで、本論文では、都道府県は地域的に利用すされる都道府県道の維持管理ノウハウには長けるが、広域的に利用される国道の維持管理ノウハウは不得手であると仮定する。このため、都道府県は、維持管理する国道の延長が増加すると、都道府県道の品質が低下する。また、国道の維持補修費の国庫補助率は 1/2 であるため、都道府県にとっては、本来投資すべき都道府県道ではなく国道の維持管理にもその予算を投入しなければならない負担が生じることとなる。そこで、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務の発生により低下するのではないかと考えたものである。

(2) 仮説 2 の説明

限界生産物逓減の理論[9]によると、図 3−1 に示されるように、道路の品質を維持するための予算を増加するにつれ、限界生産物は減少し、生産関数の傾きは緩やかになると考える。

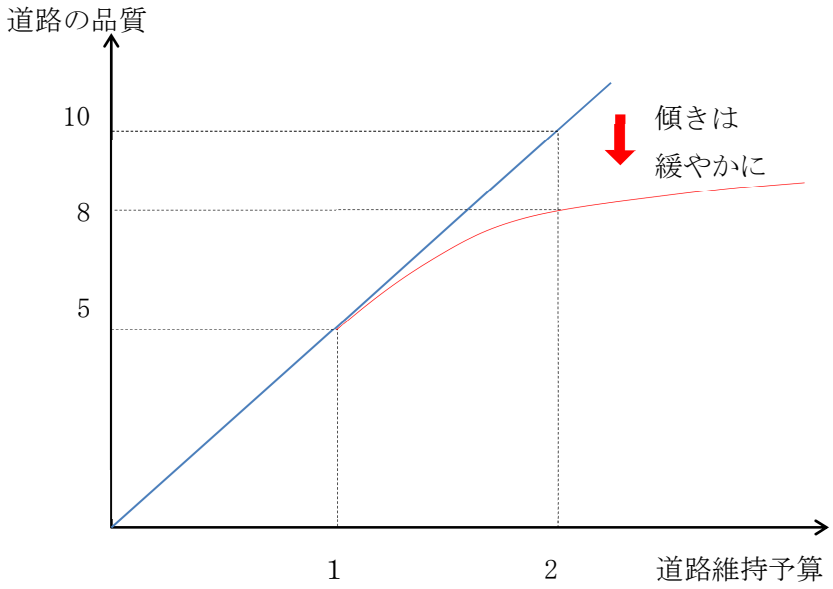
具体的には、また、予算が一定ならば、職員を増やしても効果はなく、職員数が一定ならば、予算を増やしても道路の品質は向上しないと考えるものである。

先行研究[10]においても、たとえ職員が少なくとも、職員や組織が連携し、皆で意思判断すれば道路の維持管理を行うことが可能だということが示されているため、最小限の費用で高い成果を挙げることが

9　N・グレゴリー・マンキュー『マンキュー経済学Ⅰミクロ編（第 2 版)』東洋経済新報社

10　大谷江二（2009)「小規模自治体における橋梁アセットマネジメントの実施に関する研究」『平成 20 年度開発政策プログラム政策課題研究論文概要集』9-14

求められる、実際の現場へ適用できる理論であるといえるのではないか。



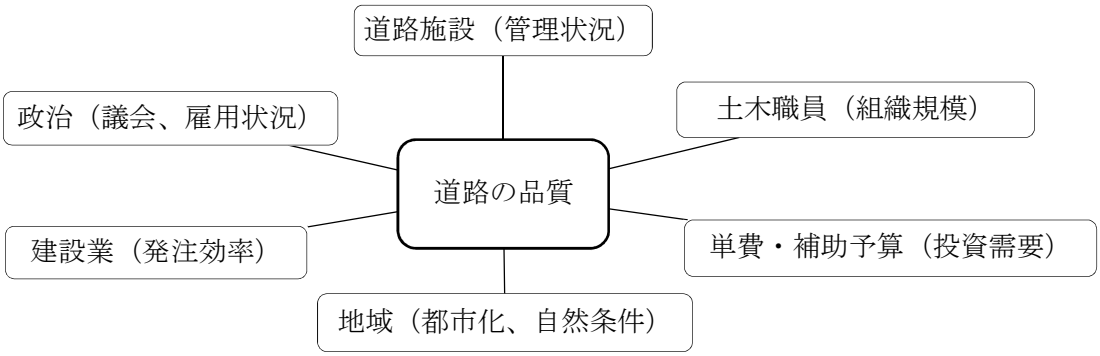
＜図 3－1　限界生産物逓減＞

3－4　本研究における生産関数の注意点

本研究の生産関数は、図 3－2 に示すような関係図で説明される。

被説明変数である道路の走りやすさという、道路の品質と、6 つの属性を持つ、道路施設、職員、予算、地域条件、建設業、政治的条件という説明変数である要素が正負どちらに有意かということを明らかにするものであり、短絡的に走りやすい道路の延長を増やすことを目標とするものではない。

具体的には、仮説 1 で述べたとおり一定の走りやすさを担保するためには、維持管理する国道延長の割合が少ない方が良いということを表しているのみに留まり、本研究の結果、図 1－1 に示したような情報収集や的確な判断を行うものではなく、都道府県が維持管理する道路の品質を保つためにはどのような組織のあり方が望ましいのか、という極めて事務的な実証分析のみを実施している点に注意したい。

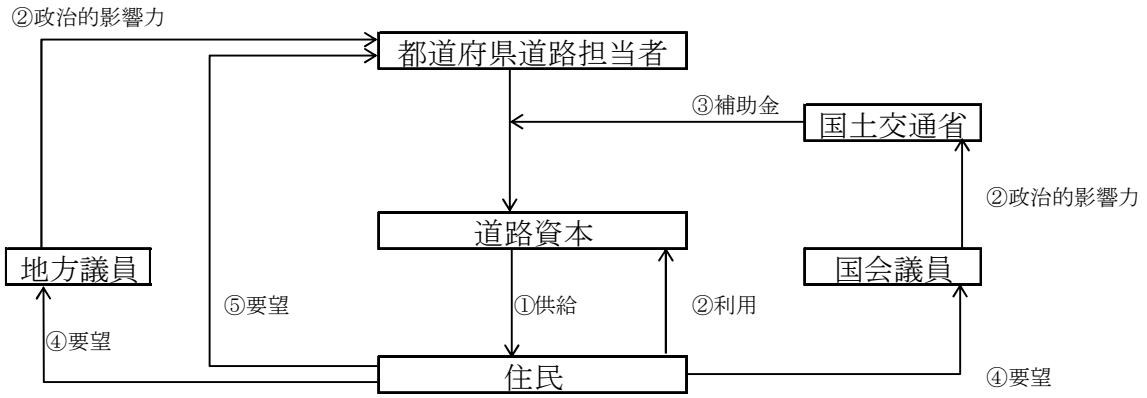


＜図 3－2　本研究における生産関数のイメージ＞

3−5　自治体の道路投資政策決定モデルについて

本研究の実証分析にあたっては、図 3−2 で示した 6 つの属性を持つ説明変数を設定した。このうち、政治的な影響の要素設定にあたっては、先行研究[11]を参考とした。

先行研究においては、下図 3−3 のような道路投資に影響を与える相関図が示されており、この中における②政治的影響力関数を特に参考とした。



① 単位あたり費用関数
② 政治的影響力関数
③ 補助金配分関数
④ 県の道路需要関数
⑤ 住民からの要望

＜図 3−3　自治体の道路投資政策決定モデルの関係図＞

②政治的影響力関数は、先行研究によると政治的影響力を被説明変数とし、説明変数に自民党得票率、自民党議員過去当選回数、自民党議員過去大臣経験回数、衆議院議員定数の一票の重み、建設業事業者の全事業者に占める比率、建設業従業者数の人口に占める割合を設定している。この関数は、地元産業に占めるプレゼンスが高いほど、それを背景とした政治的影響力によって、道路事業が多くなることを示すとのことである。

この他、本研究における説明変数の設定に当たっては、図中③及び④の関数を参考にした。

③補助金配分関数では、県の道路投資に対する国からの財源補助額を被説明変数とし、説明変数に県民の所得水準、道路譲与税、道路舗装率、県民 1 人あたり自動車保有台数、森林面積比率、有効求人倍率等を設定している。この関数における有効求人倍率は、景気対策や雇用対策としての道路補助金の効果を評価するため考慮しており、有効求人倍率が低い地域に重点的に財源が配分されることを示す。

この他、④県の道路需要関数においては、県民 1 人あたりの道路投資額を被説明変数とし、説明変数に道路単位延長あたりの投資額、県民 1 人あたりの所得水準、舗装率等を設定している。

なお、図 3−3 における⑤は、自治体の道路投資政策決定モデルにおいて反映されていないが、実際の現場においては、住民の需要を把握するために必要な要素である。この部分について経済学的に実証できた文献を検索したがみつけることはできなかった。本研究においては、国土交通省所管の道の相談室に寄せられるデータを活用することで⑤のデータ収集を試みたが、情報提供の方法に秘匿性が高く、また内生性の課題もあると判断されたため、実証分析は行わなかった。

---

[11]　長峯純一、片山泰輔（2001)『公共投資と道路政策』勁草書房より筆者が作成したもの。

4. 実証分析の内容

4−1　分析の方法

実証分析では、「道路の走りやすさマップ」から算出した走りやすさ指標（＝道路の品質）を被説明変数に設定し、これに影響を与えそうな 6 つの属性を持つ説明変数との因果関係を調べるため、2006 年時点のクロスセクションデータを作成し、OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行った。

解析にあたっては、STATA ver. 12. 1[12] を解析ソフトとして使用した。

4−2　使用するデータ

実証分析に使用するデータは、「道路の走りやすさマップ」が 2006 年に作成されたことを受け、説明変数のデータをすべて 2006 年のデータとするクロスセクションデータとした。

4−3　実証モデル

本実証分析に使用した被説明変数は、道路の品質（単位：なし）とする。説明変数は、道路施設の規模や種類が道路の品質に影響を及ぼす要因､職員 1 人あたり担当延長が道路の品質に影響を及ぼす要因、予算が道路の品質に影響を及ぼす要因、地域的特性が道路の品質に影響を及ぼす要因、建設業の動向が道路の品質に影響を及ぼす要因、政治的動向が道路の品質に影響を及ぼす要因の 6 つに分類することができる。以下、それぞれの説明変数が要因について説明を行う。

(1) 道路施設の規模や種類が道路の品質に影響を及ぼす要因について

国道延長および都道府県道管理割合は、都道府県が維持管理する国道の道路延長及び都道府県道の管理延長割合を意味し､国道を管理することによる負荷を説明するものである｡国道の延長が増えるほど、道路の品質は下がると予想される。なお、管理割合は、(7) にて述べる。

また、橋梁延長及びトンネル延長は、単位延長あたりの維持管理コストが、通常の道路より多く必要であるため、延長が増加するほど道路の品質は下がることが予想される。改良率は、道路投資に対する需要を示すため、率が上がるほど道路の品質が上がると予想される。

(2) 職員 1 人あたり担当道路延長が道路の品質に影響を及ぼす要因について

職員 1 人あたり担当延長は、各都道府県の作業効率に影響をあたえる重要な要素である。前述したとおり、47 都道府県職員数が 2006 年から 2011 年までに平均で約 15%程度減少している。各都道府県の人口の多少や地形、自然条件、道路施設の種類によりその差異はあるだろうが、担当延長が長くとも道路の品質は低下しないと予想される。

(3) 予算が道路の品質に影響を及ぼす要因について

道路橋りょう費は、都道府県の単費である。道路橋りょう費は、本来維持管理を行う都道府県道の維持管理に充当できるため、増加すると道路の品質は上がると予想される。

また、補助額は、国道の維持管理に必要な予算であり、その補助率は 1/2 であるため、残りは都道府県単費から充当しなくてはならない。このため、補助額が増えると、単費の支出が伴うため、道路の品質は下がると予想される。

---

[12] STATA は株式会社ライトストーンが開発した解析ソフトである。

(4) 地域的特性が道路の品質に影響を及ぼす要因について

人口密度（可住地面積あたり）[13]、事故件数（道路 1 ㎞あたり）[13]、山地割合 [13] ついては、地域的な特徴を表す変数として実証分析に用いた。降雨量ダミー[13] ついては、最多降雨量を記録する高知県と最少降雨量を記録する山梨県とで 2000㎜ 程度の差があったことから、年間降雨量の 47 都道府県平均値 1778[㎜/年]より雨量が多い都道府県を 1 とするダミー変数とした。

豪雪地帯ダミー[14] ついては、国土交通省が豪雪地帯対策特別措置法に基づき指定した地域を含む 24 道府県を 1 とするダミー変数とした。

道路の品質に影響を与える変数のうち、増えると道路の品質が上がるのは、人口密度（可住地面積あたり）のみと予想される。なぜならば、都市の集積が進むため、道路投資を行う場所が縮小されると考えられるためである。

(5) 建設業の動向が道路の品質に影響を及ぼす要因について

建設業の統計については、建設業許可業者数都道府県別（大臣・知事計）[15] 及び目的別公共機関からの受注工事請負契約額 [16] を説明変数として設定し、単位延長あたりの許可業者数を確認することとした。

なお、道路の品質は、建設業許可業者数が増えると、分割発注が生じ、低下すると予想される。また、受注工事請負契約額が増えると、業者の能力を超えた工事受注額が増加することにより、道路の品質が低下すると予想される。

(6) 政治的動向が道路の品質に影響を及ぼす要因 [17] について

政治に関するデータとしては、有効求人倍率がより低い地域に道路投資が多くなされていないか、また、建設工事が単なる雇用確保のための公共事業が発注されている傾向がないか確認するため、有効求人倍率 [13] を設定した。

さらに、公共事業の拡大から利益を受けると予想される建設業からの影響を考慮するため、建設従業者比率を変数に設定 [15] した。地元産業に占める建設業のプレゼンスが高いほど、それを背景とした政治的影響力によって、道路事業が多くなる傾向がないか確認するため、建設従業者比率 [15] を設定した。

この他、自民党議員による道路事業への影響を確認するため、地方自民党議員比率 [18] 国会自民党議員比率 [19] を設定し、また、新潟県中越地方には田中角栄内閣の時代に整備された国道 300～400 番台の路線があることから、都道府県別の歴代首相人数 [20] も確認することとした。ここで設定する全ての変数は増加すると、道路の品質が低下すると予想される。

---

13 総務省統計局『統計でみる市区町村のすがた 2009』より引用。

14 国土交通省ホームページ「豪雪地帯対策特別措置法の適用地域指定状況」より引用
http://www.mlit.go.jp/crd/chisei/hokkaido.html

15 建設調査統計研究会『建設統計要覧 2006』より引用。

16 総務省統計局『第五十五回　日本統計年鑑 平成 18 年』より引用。道路工事（共同溝工事を含む）の契約額を示す。

17 長峯純一・片山泰輔（2001）『公共投資と道路政策』勁草書房より引用。

18 総務省統計局『日本統計年鑑 2006』より引用。

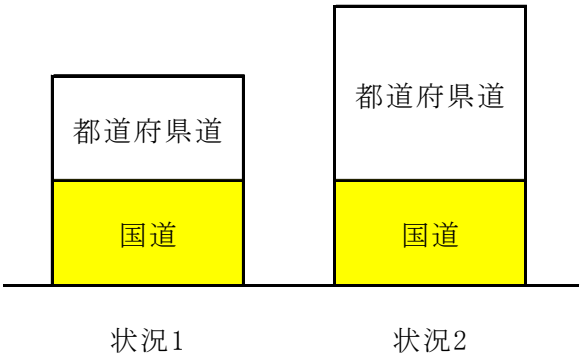
19 総務省自治行政局選挙部管理課『衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』・『参議院議員通常選挙結果調』より引用。

20 ホームページ「図録　歴代首相の出身県」http://www2.ttcn.ne.jp/honkawa/5237.html より引用。

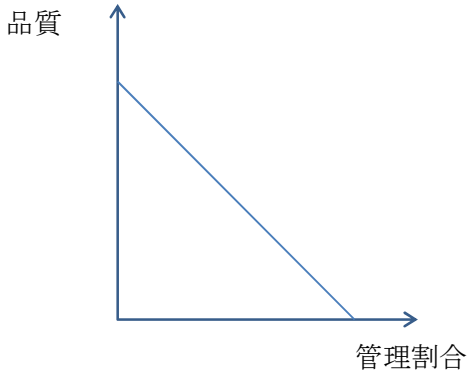
(7) 管理割合について

管理割合とは、各都道府県が維持管理する国道延長と都道府県道延長に占める都道府県道延長の割合であり、次の（式－2）で表される。

$$\text{管理割合} = \frac{\text{県道[km]}}{\text{県道[km]}+\text{国道[km]}} \quad \text{（式－2）}$$



＜図 4－1　管理割合の状況図＞



＜図 4－2　管理割合と品質の関係＞

式－2 において、管理割合が上がるとは、国道延長を固定すると仮定した際に、図 4－1 における状況 1 が状況 2 に変化することを指す。この時、職員数が一定とすると、国道の維持補修予算が増えても、職員は対応できないと考える。職員 1 人あたり担当延長は、ある程度増える分には道路の質の向上に寄与する傾向が実証分析の結果、観察されたが、一定水準を超えると、維持管理はできなくなると考える。

また、本実証分析に用いた基本統計量を表 4－1 に示す。

＜表 4－1　基本統計量＞

属性	変数	平均値	標準偏差	最小	最大
被説明変数	道路の品質	0.6409	0.1213	0.3800	0.9700
道路施設	国道　道路延長　[km]	6.4322	1.1221	0	7.4824
	都道府県道　管理延長割合	0.7743	0.0744	0.6400	1
	橋梁延長[km]	3.8725	0.4961	3.0136	5.3263
	ﾄﾝﾈﾙ延長[km]	2.4712	0.7386	0.9439	3.8461
	改良率[%]	64.9953	12.5077	37.0300	91.8500
土木職員	職員あたり道路延長[km/人]	4.0598	1.1379	1.0200	6.1800
予算	道路橋りょう費[円]	24.7093	0.3847	24.0490	26.0018
	補助事業費[円]	15.5645	0.7486	12.4370	17.2594
地域	人口密度（可住地1km2あたり）	6.8382	0.6592	5.5440	8.8082
	事故件数（1kmあたり）	0.7040	0.5490	0.1600	3.3500
	山地割合	0.6164	0.1487	0.3050	0.8330
	豪雪地帯ダミー	0.5106	0.5053	0	1
	降雨量ダミー	0.5532	0.5025	0	1
建設業	建設業許可業者数[社]	9.0350	0.6541	7.8827	10.6001
	受注工事請負契約額[円]	24.7268	0.5484	23.6136	26.5812
政治	有効求人倍率	0.4681	0.5044	0	1
	建設従業者比率	0.0937	0.0118	0.0678	0.1141
	地方自民党議員比率[%]	0.5091	0.1444	0.1300	0.7600
	国会自民党議員比率[%]	0.4006	0.0581	0.2400	0.5000
	歴代首相人数[人]	1.3191	1.6433	0	0.8000

4－4　説明変数の説明

本実証分析で用いた変数設定のねらい及び予想される符号、引用した参考文献を表 4－2 に示す。

＜表 4－2　説明変数の概要＞

指標の属性	変数		予想される符号	出典	変数のねらい
道路施設	国道（指定外）	道路延長　[km]	－	B	国道の維持管理延長を表す。国道の管理状況を説明するもの。
	県道（主要地方道及び一般都道府県道）	管理延長割合	＋	B	維持管理延長に占める国道延長の割合を表す。国道の管理割合(負荷)を説明するもの。
		橋梁延長[km]	－	B	維持管理延長のうち橋梁延長を表す。維持管理体制に対する負荷を説明するもの。
		ﾄﾝﾈﾙ延長[km]	－	B	維持管理延長のうちトンネル延長を表す。維持管理体制に対する負荷を説明するもの。
		改良率	＋	B	狭小部延長に占める改良済み延長の割合を表す。道路工事の需要を説明するもの。
行政職員	職員1人当たり担当延長[km/人]		＋	B,D	職員1人あたりが維持管理する道路延長を表す。職員の労働環境を説明するもの。
予算	道路橋りょう費[円]		－	H	単費の規模を表す。道路工事の需要を説明するもの。
	補助事業費[円]		－	B	補助額の規模を表す雇用対策を大義名分とする公共事業の有無を説明するもの。
地域	人口密度（可住地1km2あたり）		＋	A	都市化の程度を表す。コンパクトシティ化を説明するもの。
	事故件数（1kmあたり）		－	A	道路の質を表す。道路の改良箇所の多さ(＝道路事業の需要)を説明するもの。
	山地割合		－	A	総面積に占める山地の割合を表す。道路の整備箇所を説明するもの。
	豪雪地帯ダミー		－	A	豪雪地帯指定状況を表す。道路の整備箇所を説明するもの。
	降雨量ダミー		－	A	降雨量を表す。道路の整備箇所を説明するもの。
建設業界	建設業許可業者数都道府県別（大臣・知事計）[社]		－	F	建設業者数を表す。工事の分割発注の有無を説明するもの。
	目的別公共機関からの受注工事請負契約額[円]		－	G	単費･補助を含む金額を表す。道路工事の需要を説明するもの。
政治	有効求人倍率		－	A	雇用状況を表す。雇用対策を大義名分とする公共事業の有無を説明するもの。
	建設従業者比率		－	F	労働者に占める建設従業者の割合を表す。政治力と公共事業の関係を説明するもの。
	地方議員自民党議員比率		－	E	占める自民党議員比率を表す。
	地方議員自民党議員比率		－	E	自民党選出議員の割合を表す。
	歴代首相人数[人]		－	I	出身首相人数を表す。

【出典】

A　統計でみる都道府県のすがた
B　道路統計年報
C　ス～イスイ 走りやすさマップ全国版
D　地方公共団体定員管理調査結果
E　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調、参議院議員通常選挙結果調
F　建設統計要覧
G　日本統計年鑑
H　地方財政統計年報
I　図説　歴代首相の出身県

4－5　実証分析の結果

本実証分析の結果を表 4－3 に示す。

＜表 4－3　実証分析結果＞

属性	変数	係数	標準誤差	t値	有意水準
道路施設	国道　道路延長　[km]	−0.075283	0.023755	−3.17	***
	都道府県道　管理延長割合	−1.290349	0.416258	−3.10	***
	橋梁延長[km]	0.092515	0.066645	1.39	
	ﾄﾝﾈﾙ延長[km]	−0.014463	0.036755	−0.39	
	改良率[%]	0.004273	0.002044	2.09	**
土木職員	職員あたり道路延長[km/人]	0.048867	0.022935	2.13	**
予算	道路橋りょう費[円]	0.353370	0.112173	3.15	***
	補助事業費[円]	−0.070191	0.035197	−1.99	*
地域	人口密度（可住地1km2あたり）	0.131034	0.070666	1.85	*
	事故件数（1kmあたり）	−0.006141	0.060476	−0.10	
	山地割合	−0.460420	0.250065	−1.84	*
	豪雪地帯ダミー	−0.029202	0.047458	−0.62	
	降雨量ダミー	−0.036632	0.046357	−0.79	
建設業	建設業許可業者数[社]	−0.161910	0.078419	−2.06	**
	受注工事請負契約額[円]	−0.142155	0.058559	−2.43	**
政治	有効求人倍率	−0.053006	0.037717	−1.41	
	建設従業者比率	1.649615	1.940658	0.85	
	地方自民党議員比率[%]	0.081257	0.128387	0.63	
	国会自民党議員比率[%]	0.250016	0.320206	0.78	
	歴代首相人数[人]	0.012385	0.010305	1.20	
決定係数		0.696200			
自由調整済み決定係数		0.462600			
サンプル数		47			

***、**、*　はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

前述のとおり、本実証分析は、被説明変数である道路の品質と、表 4－3 に示した 6 つの属性を持つ、道路施設、職員、予算、地域条件、建設業、政治的条件という説明変数である要素が正負どちらに有意かということを明らかにするものである。

仮説 1、2 に対する特徴的な点について述べる。

仮説 1 については、本実証分析の結果、道路の品質は国道延長、都道府県道管理延長割合、補助事業費にマイナスで有意であることが明らかとなった。

次に仮説 2 については、本実証分析の結果、道路の品質は職員 1 人あたり担当延長にプラスで有意であることが明らかとなった。以下、実証分析に対する考察を行う。

4－6　実証分析結果に対する考察

(1) 仮説 1 についての考察

仮説 1 は、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務発生により、低下するのではないか、であった。実証分析の結果、道路の品質は、国道管理延長、管理割合、補助事業費にマイナスで有意であることが示された。

この仮説に対する実証分析結果が意味するところは次のように解釈されると考える。都道府県は、本来維持管理すべき都道府県道に加え、国道の維持管理をしなければならない。また、国道の役割とは、都道府県境を越え広域的に移動する道路利用者の移動を支えることである。そこで、本論文では、都道

府県は地域的に利用すされる県道の維持管理ノウハウには長けるが、広域的に利用される国道の維持管理ノウハウを不得手であると仮定する。このため、都道府県にとっては、維持管理する国道の延長が増加すると、県道の品質が低下する。また、国道の維持補修費の国庫補助率は 1/2 であるため、都道府県にとっては、本来投資すべき都道府県道ではなく国道の維持管理にもその予算を投入しなければならない負担が生じることとなる。そこで、都道府県が維持管理する道路の品質は、国道の維持管理義務の発生により低下するのではないかと考えたものである。

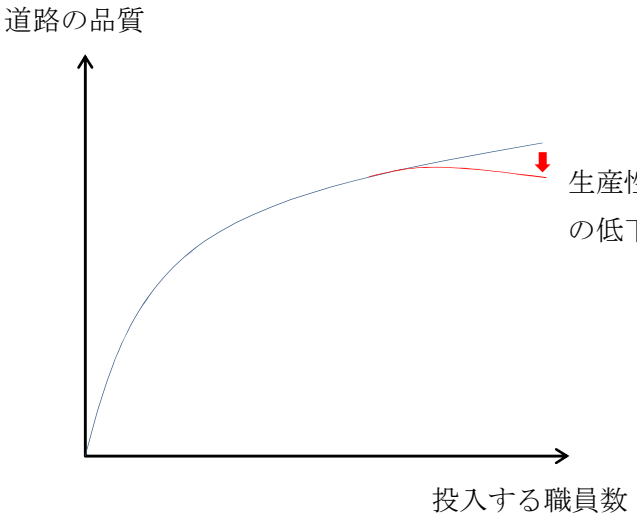
(2) 仮説 2 についての考察

仮説 2 は、都道府県が維持管理する道路の品質は、職員を追加しても向上しないのではないか、とした。

実証分析の結果、道路の品質は、職員 1 人あたり担当延長にプラスで有意であった。

これについては、次の 2 通りの解釈ができると考えられる。

ひとつは、同じ道路延長に対して職員を増やした場合に、かえって生産性の低下がみられる場合である。これは、限界生産物逓減の理論[9]を適用しており、道路の品質を維持するための予算を増加するにつれ、限界生産物は減少し、生産関数の傾きは緩やかになることを示す。具体的には、また、予算が一定ならば、職員を増やしても効果はなく、職員数が一定ならば、予算を増やしても道路の品質は上がらないと考えるものである。



＜図 4－3　生産性の低下が見られる状況＞

もう一つは、職員 1 人あたりの規模の効率が働いている場合、である。

(3) 仮説は立てていないが、実証分析より示唆されたこと

実証分析の結果、道路の品質は、建設許可業者数にマイナスで有意であることも示された。

受注工事請負契約額については、次の 2 通りの解釈ができると考えられる。

ひとつは、建設業許可業者数が増えると道路の品質が低下する理由は、分割発注によるものと推察される場合である。

もうひとつは、受注工事請負契約額が増えると道路の品質が低下する理由は、請負業者のノウハウや能力を超える工事を受注してしまったことにより、品質の高い道路工事が施行できなくなる場合と解釈される。この時、受注工事請負契約額の規模の不経済が生じていると考えられる。

(4) 政治的な影響に係る変数について

政治的な影響に係る変数として、有効求人倍率、建設従業者比率、47 都道府県における自民党地方議員比率、47 都道府県における自民党国会議員比率、47 都道府県別の歴代首相人数を設定したが、有意な結果は得られなかった。

[9] N・グレゴリー・マンキュー『マンキュー経済学Ⅰミクロ編（第 2 版）』東洋経済新報社

5. おわりに

本研究では、都道府県が国道の維持管理を行うことにより、本来維持管理すべき都道府県道の品質に与える影響について実証分析を行った。その結果、国道の延長が長いほど道路の品質が低下することや、職員数は、限界生産物逓減や規模の経済の理論で説明される傾向が観察された。

このことから道路管理者がとるべき具体的対策としては、国道の管理延長・管理区分の見直し、組織の適切な規模の検討であろう。

まず、国道の管理延長・管理区分の見直しについては、都道府県が維持管理する国道のうち、本来の趣旨に近い広域的な移動に利用される道路の維持管理は国が実施し、より生活道路として利用されている道路の維持管理は、都道府県が実施する管理区分とする検討や、道路の利用実態を考慮しつつ、品質を向上させる箇所を選択し、維持補修を行う等の検討みが求められる。

次に、組織の適切な規模の検討については、予算と人件費の増加は、道路の質の向上に結びつく可能性があるが、職員数を増やしても道路の質の向上に結び付かない傾向が観察された。このため、自治体によっては組織の規模が臨界点を迎えている可能性があるので、組織の適切な規模を検討すべきである。

謝辞

本論文の執筆にあたり、中川雅之客員教授、まちづくりプログラム　ディレクター福井秀夫教授、西脇雅人助教授、加藤一誠客員教授、安藤至大客員准教授をはじめ、まちづくりプログラム並びに知財プログラムの関係教員の皆様、学生生活において苦楽を共にした国内外の同級生の皆様から多大なご指導・ご支援をいただきましたことに感謝の意を申し上げます。また、昨年度、東日本大震災復興支援等で職員が不足する中、本学で一年間もの長期間にわたり勉学をする大変貴重な機会を与えていただきました派遣元北九州市建築都市局の林田康孝局長をはじめとする上司の皆様と同僚の皆様に感謝の意を申し上げます。最後に、妻をはじめとする家族に感謝の意を申し上げます。ありがとうございました。

参考文献

・総務省統計局『統計でみる市区町村のすがた』各年版
・総務省統計局『日本統計年鑑』各年版
・総務省統計局『地方公共団体定員管理関係（都道府県、指定都市、市区町村データ)』各年版
・総務省自治行政局『衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』各年版
・総務省自治行政局『参議院議員通常選挙結果調』各年版
・国土交通省道路局『道路統計年報』各年版
・国土交通省道路局（2006)『道路の走りやすさマップ』
・国土交通省道路局『道路交通センサス』各年版
・社団法人日本道路協会（2004)『道路構造令の解説と運用』
・武揚堂制作部編（2008)『スーイスイ走りやすさマップ全国版』武揚堂
・建設調査統計研究会『建設統計要覧』各年版
・長峯純一、片山泰輔（2001)『公共投資と道路政策』勁草書房
・大谷江二（2009)「小規模自治体における橋梁アセットマネジメントの実施に関する研究」『平成 20 年度開発政策プログラム政策課題研究論文概要集』9-14
・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

災害時における自治体による被災地支援のあり方について

市区町村間災害時相互援助協定締結の有効性の検証から

- 要旨 -

大規模災害時において、地域の災害対策を担う自治体は、災害時の事前の備えとしての保険制度がないため、国など外部からの支援が必要になる。しかし、国と被災地の間では個々の被災地で必要なニーズをすべて国が把握することができないといった情報の非対称があり、必要な所に支援が回らなくなる可能性がある。こうした国からの垂直的な支援のほかに、水平的な支援として、我が国の自治体では、事前に自治体間での災害時相互援助協定（以下、災害協定）や様々な分野の民間事業者との協定を結ぶ動きが広がっている。2011 年に発生した東日本大震災においても、協定に基づく全国の自治体からの支援が実施され、注目を浴びた。

しかし、現実に自治体間での災害協定は、災害初期において、果たして本当に効率的な被災地支援体制と言えるのだろうか。また、そもそも自治体が被災地支援の担い手となるべきであろうか。

そこで本研究では、市区町村間における災害協定の現状に着目し、東日本大震災では災害協定に基づく支援がどの程度機能したか、また、災害協定の締結状況は効率的かについて、経済学の知見から現状分析を行った。その結果、災害初期において、協定に基づく支援が、他の支援と比べ、有意に迅速であることが判明した。また、人的支援については、派遣人数などの支援量においても手厚く支援していることが明らかになった。一方、締結状況の効率性については、締結二者間におけるマッチングなどにおいて、必ずしも効率的であるとは言えない状況であることもわかった。そして、こうした災害協定の効果と限界を指摘したうえで、今後の自治体による被災地支援のあり方について、提言を行った。

キーワード：東日本大震災、支援、自治体、災害協定、アンケート調査、マッチング

2013年(平成25年)2月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12620 福本　弘

目次

1．はじめに 3
2．災害時相互援助協定の現状 4
2-1. 災害協定締結の背景と締結数の遷移 4
2-2. 災害協定による支援の特徴 4
2-3. 東日本大震災以降の国の動向 5
3．災害協定および東日本大震災における支援活動等に関するアンケート調査 6
3-1. 調査の目的 6
3-2. 調査項目の設定と調査方法 6
3-3. アンケートの回答状況および被災後 3 か月間の支援実施状況 9
4．災害協定の機能性分析 9
4-1. 支援の迅速性分析 9
4-2. 支援内容分析 13
4-2-1. 人的支援（支援種類・派遣先自治体数・派遣日数・派遣人数） 14
4-2-2. 物的支援（送付種類・送付先自治体数） 23
4-3. まとめ 27
5．災害協定の効率性分析 28
5-1. アンケート回答市区町村の災害協定締結状況 28
5-2. 二者間協定における市区町村のマッチング分析 32
5-2-1. 被災自治体とアンケート回答自治体とのマッチング 34
5-2-2. アンケート回答自治体同士のマッチング 36
5-2-3. 考察 39
5-2-4. 効率性分析結果の要因分析 40
5-3. まとめ 41
6．今後の被災地支援のあり方 41
6-1. 地域の防災・災害対策と被災地支援の担い手 41
6-2. 自治体による被災地支援のあり方（政策提言） 43
提言(1)　一部の行政実務における自治体職員の活用 43
提言(2)　「全国自治体マッチング支援」の導入 44
7, おわりに 46
参考文献等 47
参考資料 48

1. はじめに

大規模災害時には、被災自治体の災害対応能力は著しく低下する。そのような状態では、被災自治体だけでは、多岐の分野にわたる膨大な量の応急復旧活動を満足に遂行できない。また、そうした事態において、災害時の事前の備えとしての保険制度もないため、被災自治体の自助努力のみでは限界があるといえる。したがって、国など外部からの支援が必要になるのであるが、国と被災地の間では個々の被災地で必要なニーズをすべて国が把握することができないといった情報の非対称があり、国からの支援のみでは必要な所に支援が回らなくなる可能性がある。こうした国からの垂直的な支援のほかに、水平的な支援として、我が国の自治体では、事前に自治体間での災害時相互援助協定（以下、災害協定）および様々な分野の民間事業者との協定を結ぶ動きが広がっている。2011 年に発生した東日本大震災においても、協定に基づく全国の自治体からの支援が実施され、注目を浴びた。国もこうした自治体間の主体的な動きを歓迎し、促進する立場を取っている。

こうした自治体間の災害協定に関する研究としては、阪神・淡路大震災の際に全国の自治体による支援の実態調査や要因分析を行った渡辺・岡田（2004）の研究がある。また、東日本大震災以降では、広域自治体連携強化と災害協定のあり方を論じた岩田・永柳（2011）や、遠隔自治体からの人的支援の実態や自治体間連携支援の課題について論じた稲継（2012）らの報告がある。しかし、自治体間での災害協定が、災害時にどの程度機能したかについての実証分析を行った研究は行われていない。また、個々の協定の締結状況の効率性について論じた研究も行われていない。

そこで本稿では、市区町村間における災害協定の現状に着目し、全国の市区町村への独自のアンケート調査によって得られたデータを用いた分析を行った。東日本大震災では災害協定に基づく支援がどの程度機能したかについて、OLS 推定による実証分析を行った。また、災害協定の締結状況の効率性について、個々の市区町村の締結状況の把握および二者間協定における自治体間のマッチング分析を行った。

以下の構成は次のとおりである。第 2 章では自治体間の災害協定の現状と東日本大震災以降の国・自治体の動向について整理した。第 3 章では本研究を行うためのデータとして用いた、全国の市区町村を対象としたアンケート調査の概要についてまとめた。第 4 章では、災害協定に基づく自治体による支援が、東日本大震災における被災地支援にどれだけ機能したかについて、迅速性、および被災後 3 か月間の支援内容に着目し、検証した。その結果、協定に基づく支援が、他の支援と比べ、迅速性に有意に寄与していることや、派遣人数などの支援量がより手厚く行われていることなどが明らかになった。第 5 章では、災害協定の締結状況について現状把握・分析を行った。その結果、締結状況にバラつきがあることや、締結二者間におけるマッチングが必ずしも効率的とは言えないケースが多いことが明らかになった。そして、こうしたミスマッチの根源が、災害協定の締結理由にあることが、アンケート調査によって明らかになった。第 6 章では、これまでの分析を踏ま

え、今後の被災地支援体制のあり方として、国や自治体等の役割、自治体の活用法等について提言を行った。最後に、第 7 章で本研究の総括を行った。

2. 災害時相互援助協定の現状

2-1. 災害協定締結の背景と締結数の遷移

我が国においては、1995 年に発生した阪神・淡路大震災や、2004 年に発生した新潟県中越地震を契機に、全国の自治体で災害協定を締結する動きが広まり、2011 年に発生した東日本大震災を契機に、その動きはさらに加速した。（表 2-1「市区町村間における相互応援協定の締結市区町村数の推移」参照）

平成 24 年版消防白書によると、全国 1,742 市区町村のうち 1,645 市区町村（平成 24 年 4 月現在）が、広域での災害協定を締結し、参加状況は 94.4%に達している。

表2-1 市区町村間における相互応援協定の締結市区町村数の推移

	全国市区町村数	応援協定締結 市区町村数	他都道府県の市区町村との締結市区町村数
平成24年 （割合）	1,742 （100.0%）	1,645 （94.4%）	959 （55.1%）
平成23年 （割合）	1,747 （100.0%）	1,478 （84.6%）	757 （43.3%）
平成22年 （割合）	1,750 （100.0%）	1,571 （89.8%）	820 （46.9%）
平成21年 （割合）	1,800 （100.0%）	1,646 （91.4%）	827 （45.9%）
平成20年 （割合）	1,811 （100.0%）	1,656 （91.4%）	810 （44.7%）
平成19年 （割合）	1,827 （100.0%）	1,471 （80.5%）	794 （43.5%）

＊総務省消防庁資料をもとに作成

2-2. 災害協定による支援の特徴

自治体間の災害協定による支援の特徴（メリット）として、あらかじめ支援相手が決まっていることや、協定自治体間の日頃からの交流、情報交換等、「顔の見える関係」の構築により、両者間の情報の非対称性の問題が軽減されることから、一方の自治体が被災した場合に、被災していない自治体からの迅速な支援が行われるという点が言われている。これに対し、同じ自治体による支援でも、国や都道府県からの要請に基づく支援については、多くの自治体の協力に基づくまとまった支援を被災地に送り込むことができる反面、国や都道府県と被災自治体との間に情報の非対称性が生じるため、被災自治体のニーズの把握が不十分で、ベストなマッチングやコーディネートができないという問題や、要請の集約、

情報の伝達に時間がかかり、迅速な対応が難しいといった問題が生じていると言われている。

2-3. 東日本大震災以降の国の動向

東日本大震災という未曽有の大規模災害の経験を踏まえ、国・自治体は大規模災害に備えた防災対策の充実・強化を目的に対策を進めている。ここで災害協定をはじめとした自治体間の水平的な支援に関係する国の震災以降の動向を見ていく。

国は災害対策基本法の一部を改正する法律を 2012 年 6 月に公布・施行した。改正後の内容のうち、自治体間の水平的支援に関係する事項としては、①従来より規定されていた地方公共団体の相互応援協定締結の努力義務に加えて、広域一時滞在に関する協定の締結の努力義務の創設（第 8 条)、②災害予防として、相互応援の円滑な実施のため講ずべき措置に関する事項（協定締結などの努力義務）の追加（第 46・49 条)、③市町村地域防災計画を策定する際における円滑な支援・受援の実施を可能とするための配慮を規定（第 42 条）などが挙げられる。また、被災自治体による応援要請については、これまで消防・水防・救助等の人命に関わるような緊急性の極めて高い応急措置に限定されていた応援の対象業務を、避難所運営支援、巡回健康相談、施設の修繕のような災害応急対策一般に拡大する（第 67 条）など、災害協定をはじめとした自治体間の水平的支援を円滑に実施するための改正が行われた。

また、2012 年 7 月にまとめられた中央防災会議（事務局・内閣府）の防災対策推進検討会議の最終報告においても、「災害の規模や被災地のニーズに応じて応援が円滑に行われるよう、応援先・受援先の決定、相互応援に関する災害協定の締結など、具体的な方策を各地方公共団体において構築すべきである」と、自治体による主体的な相互支援体制を推奨している。

このように、国は自治体間の主体的な水平的支援の取り組みについて、震災以降、より促進する方向で整備を進めている。

それでは、実際に自治体間の災害協定に基づく水平的な支援は、災害時にどの程度機能していたのであろうか。次章以降では、東日本大震災において被災地を支援する市区町村（以下、支援自治体）による被災地支援に着目し、支援自治体へのアンケート調査を行い、支援の実態を把握するとともに、そこから得られたデータから、支援の迅速性や災害初期（被災後 3 か月間）の支援内容についての実証分析や、協定の締結状況についての検証を行うこととする。

3. 災害協定および東日本大震災における支援活動等に関するアンケート調査

3-1. 調査の目的

本研究で必要とする、個々の市区町村における災害協定の締結状況および東日本大震災における被災地支援の実績等のデータについては、国や都道府県、市長会等において管轄する特定の情報は有しているものの、体系的に整理されたデータはなく、公表されている情報も限られている。また、個々の自治体についても、ホームページや広報等で公表している自治体と公表していない自治体があることや、自治体によって公表内容も異なることから、その実態を把握するため、全国の市区町村を対象に調査を実施することとした。

3-2. 調査項目の設定と調査方法

アンケート調査の調査項目は、表 3-1 のとおりである。

表3-1 アンケート調査項目一覧表

調査項目	調査内容
災害協定の締結状況	協定名、締結時期、締結先の自治体名、締結先自治体の選定理由、幹事・副幹事の設置又は核として取りまとめを行う自治体の有無、災害時の緊急支援にかかる予算措置の有無、災害面における締結先との平時の交流がある場合の交流内容・年間回数・期間等、締結先との災害対策以外での交流の有無、緊急時に支援自治体が自主的に支援できる旨の協定書記載有無など
東日本大震災における支援活動	震災後3か月間の被災地支援活動 ①人的支援：支援先、支援期間、支援内容、派遣職員（職種・人数）、支援動機 ②物的支援：支援先、支援期間、支援内容、支援動機
その他	派遣職員の宿泊先の確保、義援金の概要（金額、送付先）、被災地支援費用決算額（2011年度）、風評被害打開のための支援策、震災から得られた教訓・課題・対応策、想定される災害リスクなど

次に、調査の方法および都道府県別アンケート対象自治体数の一覧については、表 3-2・3 の通りである。

表3-2　自治体アンケートの概要

調査対象自治体の選定方法・ 対象自治体数	【選定方法】 ①トリートメントグループ（東北3県市町村との災害協定有自治体） A：被災当時、東北3県（宮城・岩手・福島）の市区町村と災害協定を締結していた政令市17市 B：平成22年4月1日現在、3県（宮城・岩手・福島）の市区町村と災害協定を締結していた東北3県以外の都道府県の自治体93市区町村 ②コントロールグループ（東北3県市町村との災害協定無自治体） 上記①と同一都道府県内にある、同程度の規模の市区町村。各都道府県ごとに市区町村数が①＝②となるよう選定*。 【対象自治体数】 トリートメントグループ：110 コントロールグループ：110 合計：220 ＊表3-3 「都道府県別アンケート対象自治体数一覧」参照
上記選定方法の設定理由	①協定の有無による差異を明らかにするため、トリートメントグループの自治体（協定有自治体）とコントロールグループの自治体（協定無自治体）における協定の有無以外の差異をなるべくなくすよう配慮した。例えば、北海道では協定有自治体が4市1町1村あるが、協定無自治体についても同数の4市1町1村となるようにするとともに、自治体規模についても各々の協定有自治体の人口規模になるべく近づけるように選定した。（自治体をランダムに抽出すると、自治体規模にバラつきが生じてしまう恐れがある） ②被災地との距離の違いによる支援の影響も確認するため、支援自治体の所属地域を一定とせず、全国を対象とした。
調査依頼の方法	上記対象自治体の担当部署に電話し、担当者名およびメールアドレスを確認の上、電子メールにて「依頼文」「調査票」「調査票（回答）」を送付
調査内容	参考資料「調査票」参照
調査依頼日	2012年11月15日～12月4日
回答受領締切	2012年12月末日
回答数	124（回答率：56.36％）

＊コントロールグループ（東北3県市町村との協定無自治体）の選定方法（詳細定義）
①道府県に政令市Aがある場合
上記B（政令市以外の協定有自治体）に該当しない中核市がある場合はその中核市C（複数ある場合は人口が多いほうの市）、Cがない場合で、Bに該当しない特例市がある場合はその特例市D（複数ある場合は人口が多い方の市）、C・Dがない場合は市のなかから人口が最も多い市を、Aと同数となるよう選定。
②都道府県に市区町村Bがある場合
【原則】Bに該当する市区町村と同一の属性（中核市or特例市or市or特別区or町or村）で、Bと人口が類似した市区町村を、Bと同数となるよう選定。
【例外】同一属性の市区町村がない場合は、中核市の場合は特例市、特例市・特別区の場合は、同一都道府県の市、市・町・村がない場合は隣接県の市・町・村から同様の基準に基づき選定。

表3-3　都道府県別アンケート対象自治体数一覧

都道府県	市区町村数				
	東北3県との災害協定有			東北3県との災害協定無市区町村（C）	合計
	政令市（A）	（A）以外の市区町村（B）	計		
北海道	1	5	6	6	12
青森県*	0	9	9	10	19
岩手県					0
宮城県					0
秋田県*	0	7	7	6	13
山形県	0	6	6	6	12
福島県					0
茨城県	0	1	1	1	2
栃木県	0	2	2	2	4
群馬県	0	1	1	1	2
埼玉県	1	9	10	10	20
千葉県	0	2	2	2	4
東京都	0	19	19	19	38
神奈川県	3	2	5	5	10
新潟県	1	3	4	4	8
富山県	0	0	0	0	0
石川県	0	0	0	0	0
福井県	0	0	0	0	0
山梨県	0	2	2	2	4
長野県	0	1	1	1	2
岐阜県	0	0	0	0	0
静岡県	2	2	4	4	8
愛知県	1	2	3	3	6
三重県	0	1	1	1	2
滋賀県	0	2	2	2	4
京都府	1	0	1	1	2
大阪府	2	0	2	2	4
兵庫県	1	6	7	7	14
奈良県	0	1	1	1	2
和歌山県	0	1	1	1	2
鳥取県	0	1	1	1	2
島根県	0	0	0	0	0
岡山県	1	0	1	1	2
広島県	1	1	2	2	4
山口県	0	1	1	1	2
徳島県	0	0	0	0	0
香川県	0	1	1	1	2
愛媛県	0	0	0	0	0
高知県	0	1	1	1	2
福岡県	2	0	2	2	4
佐賀県	0	0	0	0	0
長崎県	0	0	0	0	0
熊本県	0	1	1	1	2
大分県	0	0	0	0	0
宮崎県	0	1	1	1	2
鹿児島県	0	2	2	2	4
沖縄県	0	0	0	0	0
合計	17	93	110	110	220

*秋田県は全13市中7市が東北3県と協定を締結しているため、隣接県の青森県から1市追加した。

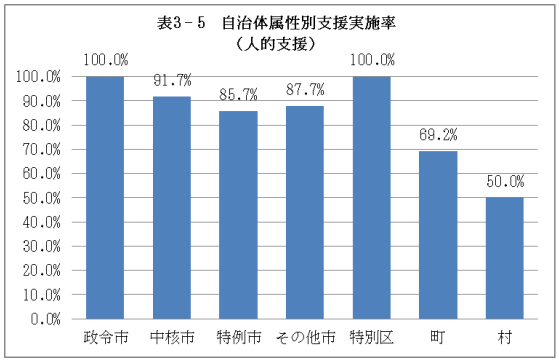
3-3. アンケートの回答状況および被災後 3 か月間の支援実施状況

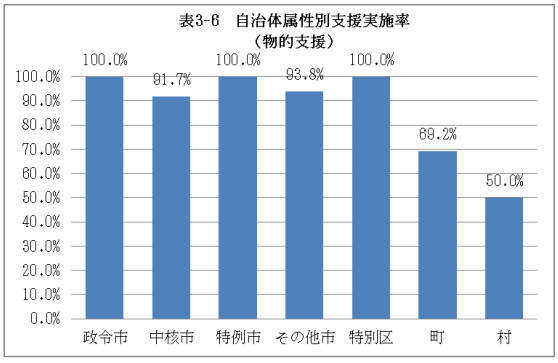
多くの市区町村から協力を賜った結果、調査票の回収率は表 3－4 の結果となった。

表3-4　市区町村別　配布・回収状況

	①政令市	②中核市	③特例市	④①~③以外の市	⑤特別区	⑥町	⑦村	計
配布	17	19	15	114	23	27	5	220
回収	7	12	7	65	18	13	2	124
回収率	41.18%	63.16%	46.67%	57.02%	78.26%	48.15%	40.00%	56.36%

次に、人的支援・物的支援それぞれにおける被災後 3 か月間の自治体属性別の支援実施状況については、表 3-5・6 の結果となった。これを見ると、人的支援では、政令市・特別区で 100%の実施率になったのをはじめ、市・区の実施率が高いことがわかる。一方、町村は相対的に実施率が低い。物的支援においても政令市・特例市・特別区で 100%の実施率となるなど、人的支援と同様に市の実施率が高いのに対し、町村の実施率は低い。このことから、自治体の規模によって支援実施に影響を及ぼしていることがわかる。





次章では、東日本大震災において、災害協定が自治体の被災地支援の迅速性および支援内容にどの程度影響したかについて検証していく。以後の分析結果は、特記したものを除き、全てアンケート調査に基づくものである。

4. 災害協定の機能性分析

4-1. 支援の迅速性分析

東日本大震災において災害協定がどの程度機能したかについて実証分析を行う。

はじめに、支援の迅速性についてであるが、これは被災日以降、人的支援・物的支援それぞれにおいて、支援した自治体が最初に被災自治体に支援を開始した日までの日数を指標とし、この日数が短ければ短いほど、迅速な支援が行われたものとする。

分析方法は、支援までの日数の重回帰式を構築し、OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う。推定式は、支援までの日数に影響を与えると予測される変数を設定し、構築した。（人的・物的支援共通）

（協定モデル）

$$lnND=\alpha+\beta_1 iPA+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon \quad (1)$$

（要請モデル）

$$lnND=\alpha+\beta_1 iRE+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon \quad (2)$$

（友好都市モデル）

$$lnND=\alpha+\beta_1 iFR+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon \quad (3)$$

（独自判断モデル）

$$lnND=\alpha+\beta_1 i\ OR+\beta_2 iD+\beta_3 iD^2+\beta_4 iHR+\beta_5 iDE+\beta_6 iPO+\beta_7 iA+\varepsilon \quad (4)$$

まず協定モデル（1）については、被説明変数 *lnND* は、被災日から支援までの日数、*PA* は災害協定による支援ダミー（被災自治体との災害協定に基づき支援を行った場合は 1、そうでない場合は 0 を取るダミー変数）、*D* は支援した自治体から被災自治体までの距離（被説明変数に対し、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、合わせて 2 条項も用いた）、*HR* は災害協定締結先の風評被害支援ダミー（締結先が風評被害に見舞われたときに何らかの支援を行った場合は1、支援を行っていない場合は0を取るダミー変数）、*DE* は大地震被災経験ダミー（阪神・淡路大震災または新潟県中越地震の経験自治体は 1、そうでない自治体は 0 とするダミー変数）、*PO*・*A* はそれぞれ支援する自治体の人口・面積を表す説明変数を用いた。α は定数項、β は係数、ε は誤差項を表す。

この協定モデル（1）のほかに、協定による支援ダミー以外の支援動機ダミーモデルである、(2) 要請モデル（国・都道府県・市長会等の要請に基づく支援ダミー：*RE*）、(3) 友好都市モデル（災害協定先以外の友好都市への支援ダミー：*FR*）、(4) 独自判断モデル（独自の判断に基づく支援ダミー：*OR*）も合わせて用いることで、支援の迅速性に影響を及ぼす要因の分析を行う。

人的支援・物的支援それぞれの各説明変数の基本統計量は表 4-1・2 のとおりである。

表4-1　OLS基本統計量（人的支援・迅速性）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(支援までの日数)	15.083	17.566	1	88
災害協定による支援ダミー	0.138	0.346	0	1
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー	0.780	0.416	0	1
関西広域連合による支援ダミー	0.037	0.189	0	1
友好都市への支援ダミー	0.009	0.096	0	1
独自の判断に基づく支援ダミー	0.055	0.229	0	1
協定先の協定先への支援（友だちの友だち）ダミー	0.000	0.000	0	0
自治体間の距離	554.468	383.396	55	1587
「自治体間の距離」の2乗	453,078.400	594,275.100	3025	2518569
協定先の風評被害への支援ダミー	0.073	0.262	0	1
大地震被災経験ダミー	0.147	0.356	0	1
政令市ダミー	0.064	0.246	0	1
中核市ダミー	0.101	0.303	0	1
特例市ダミー	0.055	0.229	0	1
その他市ダミー	0.523	0.502	0	1
特別区ダミー	0.165	0.373	0	1
町村ダミー	0.092	0.290	0	1
人口	236,872.700	295,065.500	1246	1544200
面積	290.528	335.487	10.08	1411.85
観測数		109		

表4-2　OLS基本統計量（物的支援・迅速性）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(支援までの日数)	7.619	8.191	2	58
災害協定による支援ダミー	0.593	0.493	0	1
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー	0.212	0.411	0	1
関西広域連合による支援ダミー	0.027	0.161	0	1
友好都市への支援ダミー	0.088	0.285	0	1
独自の判断に基づく支援ダミー	0.115	0.320	0	1
協定先の協定先への支援（友だちの友だち）ダミー	0.018	0.132	0	1
自治体間の距離	515.912	374.031	57	1627
「自治体間の距離」の2乗	404,825.900	573,153.700	3249	2647129
協定先の風評被害への支援ダミー	0.080	0.272	0	1
大地震被災経験ダミー	0.142	0.350	0	1
政令市ダミー	0.062	0.242	0	1
中核市ダミー	0.097	0.298	0	1
特例市ダミー	0.062	0.242	0	1
その他市ダミー	0.531	0.501	0	1
特別区ダミー	0.159	0.368	0	1
町村ダミー	0.088	0.285	0	1
人口	233,282.300	290,633.300	5114	1544200
面積	271.244	322.664	10.08	1411.85
観測数		113		

人的支援の迅速性の推定結果は、表 4-3 のとおりである。前述したように、支援動機別に 4 つのモデルを用いて推定を行っている。

表4-3 OLS推計結果（人的支援の迅速性）

被説明変数 ln(支援までの日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)	(2)要請モデル 係数 (標準誤差)	(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)	(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)
災害協定による支援ダミー	−12.6463 ***			
	(4.5470)			
国・都道府県・市長会等による		4.3934		
要請による支援ダミー		(3.9420)		
友好都市への支援ダミー			−6.2570	
			(16.9333)	
独自の判断に基づく支援ダミー				10.8931
				7.1004
自治体間の距離	−0.0208	−0.0201	−0.0173	−0.0155
	(0.0166)	(0.0172)	(0.0173)	0.0171
「自治体間の距離」の2乗	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000
協定先の風評被害への支援ダミー	3.1422	1.6374	1.3910	0.5940
	(6.1574)	(6.3215)	(6.3589)	6.3123
大地震被災経験ダミー	−3.3449	−2.1674	−2.6422	−1.8941
	(4.6677)	(4.8169)	(4.8372)	4.7978
人口	−0.00001 **	−0.00001 **	−0.00001 **	−0.00001 **
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000
面積	−0.0130 ***	−0.0137 ***	−0.0128 **	−0.0121 **
	(0.0048)	(0.0050)	(0.0050)	0.0049
定数項	31.6630 ***	26.1445 ***	28.6845 ***	27.5582 ***
	(5.4179)	(5.9469)	(5.5104)	5.5025
自由度調整済み決定係数	0.1586	0.1052	0.0954	0.1148
観測数	109	109	109	109

(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表す。

OLS 分析の結果、協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定以外の理由による支援と比べ、協定モデルで 12.6 日、被災日から支援までの日数を短縮することが、1%水準で統計的に有意に示された。なお、頑健性のチェックも行ったが、協定に基づく支援はいずれも 1%水準で統計的に有意となり、頑健性が高いことが示された。これに対し、災害協定締結先以外の友好都市への支援については負の係数ではあったが有意とはならず、また国等の要請に基づく支援や独自の判断による支援はいずれも正の係数であったが有意とはならなかった。

その他の説明変数については、人口、面積で有意に負の係数となっており、迅速性に寄与していることがわかった。一方、距離については迅速性に影響しないこともわかった。

次に、物的支援の迅速性の推定結果は、表 4-4 のとおりである。

表4-4 OLS推計結果（物的支援の迅速性）

被説明変数 ln(支援までの日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）	(2)要請モデル 係数 （標準誤差）	(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）	(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）
災害協定による支援ダミー	−5.6180 ***			
	(1.5058)			
国・都道府県・市長会等による		0.6904		
要請による支援ダミー		(1.8980)		
友好都市への支援ダミー			−3.7007	
			(2.7310)	
独自の判断に基づく支援ダミー				9.2842 ***
				(2.2337)
自治体間の距離	0.0066	0.0103	0.0114	0.0113
	(0.0076)	(0.0080)	(0.0080)	(0.0074)
「自治体間の距離」の2乗	−0.000003	−0.000005	−0.000006	−0.000006
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
協定先の風評被害への支援ダミー	−4.9279	−2.8563	−3.2536	−4.2648
	(2.7170)	(2.9196)	(2.8619)	(2.6872)
大地震被災経験ダミー	−1.9302	−1.9254	−2.2846	−2.1973
	(2.2212)	(2.3711)	(2.3528)	(2.1909)
人口	−0.000004	−0.000006 **	−0.000006 **	−0.000005 *
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
面積	−0.0017	−0.0014	−0.0007	−0.0018
	(0.0023)	(0.0025)	(0.0025)	(0.0023)
定数項	10.6979 ***	6.5592 **	6.6044 ***	5.2929 **
	(2.5881)	(2.5289)	(2.4847)	(2.3460)
自由度調整済み決定係数	0.1409	0.0283	0.0438	0.1645
観測数	113	113	113	113

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定モデルで5.6日、被災日から支援までの日数を短縮することが、1%水準で統計的に有意に示された。頑健性のチェックにおいても、協定に基づく支援はいずれも1%水準で統計的に有意となり、人的支援と同様、頑健性が高いことが示された。一方、それ以外の支援動機ダミーについては、友好都市モデルが負の係数となったが有意とはならず、要請モデルについては正の係数ではあるが有意とはならなかった。独自判断モデルについては、有意に正の係数となり、独自判断の物資の支援は遅れた結果となった。

その他の説明変数については、人口が協定ダミー以外の推定モデルで有意に負の係数となっており、迅速性に寄与していることがわかった。一方、人的支援とは異なり、面積については負の係数ではありながらも有意とはならなかった。また、距離については人的支援同様、迅速性に影響しないことがわかった。

4-2. 支援内容分析

続いて、被災後3か月間の支援内容について分析を行う。これは支援を行った自治体の支援内容を計量分析するもので、人的支援については①支援の種類、②派遣先の被災自治体の数、③派遣日数、④派遣人数について検証する。一方、物的支援については、①物資

の種類、②物資を送付した被災自治体の数について検証する。なお、物的支援について、物資量についても分析する予定であったが、物資の種類が多岐にわたることや、回答の内容も自治体により異なることから、一定単位の量に整理することが難しかったため、今回の分析対象からは除外した。アンケートの設問方法等も含め、今後の課題としたい。

分析方法は、迅速性分析と同様、重回帰式を構築し、OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う。

4-2-1. 人的支援（支援種類・派遣先自治体数・派遣日数・派遣人数）

（協定モデル）

$$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iPA + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (5)$$

（要請モデル）

$$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iRE + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (6)$$

（友好都市モデル）

$$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 iFR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (7)$$

（独自判断モデル）

$$lnKA\ (AG,ND,NP) = \alpha + \beta_1 i\ OR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (8)$$

被説明変数 *lnKA* は①支援の種類、*AG* は②派遣した被災自治体の数、*ND* は③派遣日数、*NP* は④派遣人数として、それぞれにおいて分析を行う。なお、説明変数、ダミー変数ならびに推計モデルは迅速性分析と基本的に同様である。

人的支援の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 基本統計量(人的支援・支援内容)　自治体別データ

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
支援種類	4.055	1.920	1	11
派遣日数	131.600	155.275	0	1078
派遣人数	196.527	852.057	2	8636
派遣先自治体数	5.300	3.452	1	18
災害協定による支援ダミー	0.255	0.438	0	1
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー	0.909	0.289	0	1
関西広域連合による支援ダミー	0.127	0.335	0	1
友好都市への支援ダミー	0.064	0.245	0	1
独自の判断に基づく支援ダミー	0.155	0.363	0	1
協定先の協定先への支援(友だちの友だち)ダミー	0.018	0.134	0	1
自治体間の距離	549.427	385.277	0	1587
「自治体間の距離」の2乗	448,959.500	593,118.000	0	2518569
協定先の風評被害への支援ダミー	0.073	0.261	0	1
大地震被災経験ダミー	0.145	0.354	0	1
政令市ダミー	0.064	0.245	0	1
中核市ダミー	0.100	0.301	0	1
特例市ダミー	0.055	0.228	0	1
その他市ダミー	0.518	0.502	0	1
特別区ダミー	0.164	0.372	0	1
町村ダミー	0.100	0.301	0	1
人口	234,946.800	294,402.600	1246	1544200
面積	289.523	334.111	10.08	1411.85
観測数		110		

*観測数：表 4-1 における観測数（109）と異なるのは、1 つのサンプルの回答の支援の開始時期が不明で除外したため、表 4-1 のサンプル数は 1 少ない。

【支援種類】

人的支援の支援種類についての推定結果は、表 4-6 のとおりである。なお、ここでいう支援の種類とは、アンケート結果をもとに分類した 12 種類の支援業務（事前調査・協議等、消防、水道、医療・救護、保健・介護・福祉等、避難所支援、物資仕分け、被害判定・家屋調査・インフラ復旧、清掃・廃棄物運搬、窓口・一般事務、復興計画・企画調整、教育支援）とする。

表4-6 OLS推計結果（人的支援・支援種類） 自治体別データ

被説明変数 ln(支援種類) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）	(2)要請モデル 係数 （標準誤差）	(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）	(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）
災害協定による支援ダミー	0.3225 (0.3201)			
国・都道府県・市長会等による 要請による支援ダミー		0.4581 (2.8100)		
友好都市への支援ダミー			0.6622 (0.5498)	
独自の判断に基づく支援ダミー				0.5931 (0.3605)
自治体間の距離	0.0018 (0.0014)	0.0022 (0.0013)	0.0018 (0.0014)	0.0017 (0.0013)
「自治体間の距離」の2乗	−0.000001 (0.0000)	−0.000001 (0.0000)	−0.000001 (0.0000)	−0.000001 (0.0000)
協定先の風評被害への支援ダミー	1.1643 ** (0.5217)	1.1328 ** (0.5030)	1.2382 ** (0.5175)	1.1448 ** (0.5165)
大地震被災経験ダミー	0.9401 ** (0.3950)	0.9286 ** (0.3810)	0.9651 ** (0.3957)	0.9457 ** (0.3911)
人口	0.000004 *** (0.0000)	0.000004 *** (0.0000)	0.000004 *** (0.0000)	0.000004 *** (0.0000)
面積	0.0013 *** (0.0004)	0.0013 *** (0.0004)	0.0012 *** (0.0004)	0.0013 *** (0.0004)
定数項	2.0573 *** (0.4340)	0.8777 (0.6064)	2.0903 *** (0.4295)	2.0584 *** (0.4279)
自由度調整済み決定係数	0.4957	0.5273	0.4978	0.5038
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、正の係数ではあるが、統計的に有意には示されなかった。したがって、支援の種類については、協定による支援は必ずしも多いとはいえないことがわかった。他の支援動機ダミーについても、いずれも正の係数ではあるものの、有意には示されなかった。

その他の説明変数については、人口、面積、協定先の風評被害への支援ダミー、大地震被災経験ダミーについて、いずれも有意に正の係数となっており、多くの種類の支援を実施してきたことがわかった。また、いずれも支援動機においても支援の種類において有意となるものはなかった。

【派遣先自治体数】

職員派遣先の被災自治体数についての推定結果は、表 4-7 のとおりである。

表4-7 OLS推計結果（人的支援・派遣先自治体数） 自治体別データ

被説明変数 ln(派遣先自治体数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）	(2)要請モデル 係数 （標準誤差）	(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）	(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）
災害協定による支援ダミー	−0.7117			
	(0.6636)			
国・都道府県・市長会等による		2.3707 **		
要請による支援ダミー		(0.9583)		
友好都市への支援ダミー			0.9054	
			(1.1452)	
独自の判断に基づく支援ダミー				1.3496 *
				(0.7459)
自治体間の距離	0.0026	0.0034	0.0027	0.0025
	(0.0028)	(0.0028)	(0.0028)	(0.0028)
「自治体間の距離」の2乗	−0.000002	0.0000	0.0000	0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
協定先の風評被害への支援ダミー	0.7179	0.4224	0.6093	0.4106
	(1.0817)	(1.0520)	(1.0780)	(1.0685)
大地震被災経験ダミー	1.3268	1.4437 *	1.4830 *	1.4924 *
	(0.8188)	(0.7970)	(0.8243)	(0.8091)
人口	0.00001 ***	0.00001 ***	0.0000 ***	0.0000 ***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
面積	0.0019 **	0.0018 **	0.0018 **	−0.0019 **
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0008)
定数項	2.6316 ***	0.2147	2.4593 ***	2.3614 ***
	(0.8998)	(1.2684)	(0.8947)	(0.8853)
自由度調整済み決定係数	0.3298	0.3606	0.3264	0.3433
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、統計的に有意には示されなかった。ただし、有意ではないものの、いずれも負の係数となっていることから、派遣先については協定先を中心にある程度絞り込んで支援している傾向がうかがえた。一方、要請モデルや独自判断モデルにおいてそれぞれの支援動機ダミーが有意に正の係数となっており、国等からの要請を受けた自治体や独自に支援を実施した自治体は広く被災自治体を支援している状況がわかった。

その他の説明変数については、人口、面積、大地震被災経験ダミーについて、いずれも有意に正の係数となっており、規模の大きい自治体や被災経験のある自治体は、より多くの被災自治体に職員を派遣したことがわかった。

【派遣日数】

職員派遣の日数についての推定結果は、表 4-8 のとおりである。なお、ここでいう派遣日数とは、支援ごとの派遣日数を合計した 1 自治体あたりの延べ日数である。

表4-8 OLS推計結果（人的支援・派遣日数）　自治体別データ

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）	(2)要請モデル 係数 （標準誤差）	(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）	(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）
災害協定による支援ダミー	80.7334 ***			
	(22.3533)			
国・都道府県・市長会等による		6.4369		
要請による支援ダミー		(35.0927)		
友好都市への支援ダミー			-3.8114	
			(40.8635)	
独自の判断に基づく支援ダミー				17.0453
				(26.9066)
自治体間の距離	0.1084	0.0996	0.0974	0.0958
	(0.0947)	(0.1011)	(0.1005)	(0.1004)
「自治体間の距離」の2乗	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
協定先の風評被害への支援ダミー	-12.1383	2.0956	2.4589	0.3001
	(36.4371)	(38.5274)	(38.4650)	(38.5433)
大地震被災経験ダミー	72.0868 ***	63.6553 **	63.2019 **	64.6826 **
	(27.5830)	(29.1874)	(29.4118)	(29.1840)
人口	0.0003 ***	0.0004 ***	0.0004 ***	0.0004 ***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
面積	0.1259 ***	0.1251 ***	0.1260 ***	0.1247 ***
	(0.0283)	(0.0301)	(0.0306)	(0.0300)
定数項	-32.6180	-23.5949	-17.2365	-19.1148
	(30.3125)	(46.4515)	(31.9248)	(31.9327)
自由度調整済み決定係数	0.6241	0.5761	0.576	0.5776
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、他の理由に基づく支援に比べ、協定モデルで 80.3 日、派遣日数を増加させることが、1%水準で統計的に有意に示された。頑健性のチェックにおいても、協定に基づく支援はいずれも統計的に有意に正の係数となっており、頑健性が高いことが示された。一方、要請に基づく支援や独自判断による支援は正の係数となっているが有意とはならなかった。また、友好都市への支援については、負の係数ではあるが有意とはならなかった。

その他の説明変数については、人口、面積、大地震被災経験ダミーについて、いずれも有意に正の係数となっており、規模の大きい自治体や被災経験のある自治体は、より多くの日数、職員を派遣してきたことがわかった。

【派遣人数】

職員派遣の人数についての推定結果は、表 4-9 のとおりである。なお、ここでいう派遣人数とは、派遣日数と同様、1 自治体あたりの延べ人数である。

表4-9 OLS推計結果（人的支援・派遣人数） 自治体別データ

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）	(2)要請モデル 係数 （標準誤差）	(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）	(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）
災害協定による支援ダミー	329.1450 *			
	(176.3459)			
国・都道府県・市長会等による		-55.2560		
要請による支援ダミー		(265.0816)		
友好都市への支援ダミー			-63.5871	
			(308.6368)	
独自の判断に基づく支援ダミー				37.2549
				(203.6217)
自治体間の距離	-0.4661	-0.5270	-0.5140	-0.5139
	(0.7470)	(0.7635)	(0.7594)	(0.7595)
「自治体間の距離」の2乗	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
協定先の風評被害への支援ダミー	-25.1814	38.5572	33.2287	29.7779
	(287.4533)	(291.0262)	(290.5211)	(291.6845)
大地震被災経験ダミー	843.8222 ***	808.0165 ***	803.3081 ***	811.4791 ***
	(217.6029)	(220.4745)	(222.1430)	(220.8567)
人口	0.0008 ***	0.0009 ***	0.0009 ***	0.0009 ***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
面積	0.3566	0.3565	0.3636	0.3528
	(0.2233)	(0.2272)	(0.2314)	(0.2272)
定数項	-81.9592	33.3008	-17.2273	-23.6584
	(239.1363)	(350.8832)	(241.1240)	(241.6574)
自由度調整済み決定係数	0.223	0.1968	0.1968	0.1967
観測数	110	110	110	110

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、協定モデルで 329 人、派遣人数を増加させることが、10%水準で統計的に有意に示された。頑健性チェックでも、一部を除き正の係数が 10%水準で統計的に有意が示された。それに対して、独自の判断による支援については正の係数ではあるが有意とはならず、また要請による支援や友好都市への支援は負の係数で有意とはならなかった。

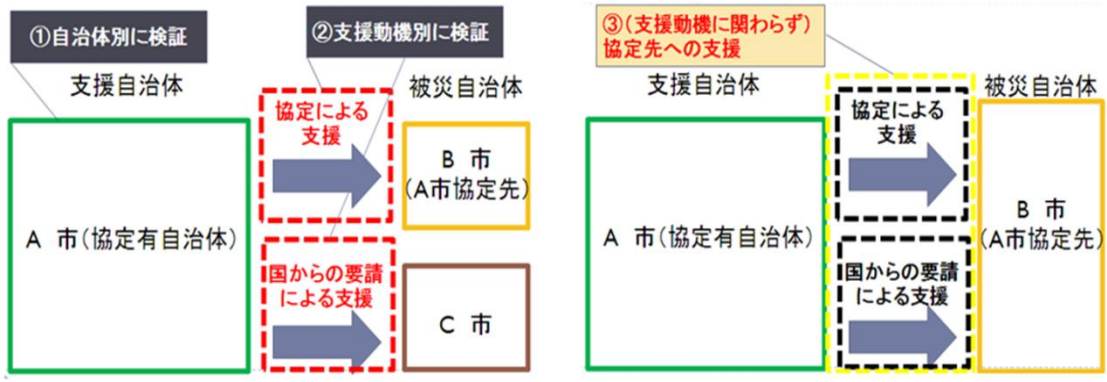
その他の説明変数については、人口、大地震被災経験ダミーについて、いずれも有意に正の係数となっており、人口規模が大きい自治体や被災経験のある自治体は、より多くの職員を派遣していることがわかった。一方、面積は一部を除き、係数は正であるものの有意とはならなかった。

【支援量（派遣日数・派遣人数）についての詳細分析】

前述の分析において、人的支援の支援量にあたる、派遣日数および派遣人数について、協定に基づく支援が有意に正の係数となり、支援量の増加要因となっていることを示したが、これは被災自治体との協定を有する自治体（以下、協定有自治体）と有していない自治体（以下、協定無自治体）との比較で分析した結果である。協定有自治体の中には、協定に基づく協定先への支援のほかに国等の要請に基づく支援など、複数の動機に基づく支

援が包含している。それ故に、有意に正の係数となったと考えられるため、厳密に協定による支援によるか否かについては、これをさらに支援動機別に細分化して検証する必要がある（図 4-1 参照）。

図 4-1 支援のイメージおよび派遣日数・派遣人数の検証方法



以下ではこの点を踏まえ、支援動機別比較および協定先への支援の有無の比較による分析を行う。

まず、支援動機別の比較による分析であるが、基本統計量および派遣日数と派遣人数の推計結果は表 4-10 のとおりである。

表4-10 基本統計量（人的支援・支援内容） 支援動機別データ

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
支援種類	2.953	1.614	1	8
派遣日数	86.296	99.103	0	541
派遣人数	128.462	501.365	1	5556
災害協定による支援ダミー	0.166	0.373	0	1
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー	0.598	0.492	0	1
関西広域連合による支援ダミー	0.083	0.276	0	1
友好都市への支援ダミー	0.041	0.200	0	1
独自の判断に基づく支援ダミー	0.101	0.302	0	1
協定先の協定先への支援（友だちの友だち）ダミー	0.012	0.108	0	1
自治体間の距離	589.870	406.119	0	1641
「自治体間の距離」の2乗	511,903.200	646,242.400	0	2692881
協定先の風評被害への支援ダミー	0.024	0.152	0	1
大地震被災経験ダミー	0.183	0.388	0	1
政令市ダミー	0.095	0.294	0	1
中核市ダミー	0.107	0.309	0	1
特例市ダミー	0.053	0.225	0	1
その他市ダミー	0.509	0.501	0	1
特別区ダミー	0.172	0.378	0	1
町村ダミー	0.065	0.247	0	1
人口	272,892.800	333,265.600	1246	1544200
面積	298.046	336.015	10.08	1411.85
観測数		169		

表4-11 OLS推計結果（人的支援・派遣日数） 支援動機別データ

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)		(2)要請モデル 係数 (標準誤差)		(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)		(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)	
災害協定による支援ダミー	-10.2865 (18.1736)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			9.5389 (13.0691)					
友好都市への支援ダミー					-44.9654 (31.5343)			
独自の判断に基づく支援ダミー							-7.0348 (20.6899)	
自治体間の距離	-0.0304 (0.0613)		-0.0267 (0.0611)		-0.0321 (0.0609)		-0.0273 (0.0612)	
「自治体間の距離」の2乗	0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)	
協定先の風評被害への支援ダミー	53.5039 (43.9411)		50.7056 (41.9459)		44.6478 (40.9841)		44.2262 (41.2689)	
大地震被災経験ダミー	17.1060 (17.6457)		19.2034 (17.6520)		15.7898 (17.5546)		17.5713 (17.6293)	
人口	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***
面積	0.0782 (0.0190)	***	0.0783 (0.0190)	***	0.0821 (0.0191)	***	0.0781 (0.0190)	***
定数項	35.7834 (19.9842)	*	26.8538 (21.9119)		36.0566 (19.6543)	*	34.4660 (19.7869)	*
自由度調整済み決定係数	0.3422		0.343		0.3491		0.3413	
観測数	169		169		169		169	

(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表す。

表4-12 OLS推計結果（人的支援・派遣人数） 支援動機別データ

被説明変数 ln(派遣人数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)		(2)要請モデル 係数 (標準誤差)		(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)		(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)	
災害協定による支援ダミー	156.2318 (101.0070)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			1.4821 (73.2227)					
友好都市への支援ダミー					-59.0052 177.4360			
独自の判断に基づく支援ダミー							-8.8235 (115.7678)	
自治体間の距離	-0.5095 (0.3405)		-0.5467 (0.3423)		-0.5524 0.3425		-0.5460 (0.3424)	
「自治体間の距離」の2乗	0.0002 (0.0002)		0.0002 (0.0002)		0.0002 0.0002		0.0002 (0.0002)	
協定先の風評被害への支援ダミー	-218.4188 (244.2202)		-86.2015 (235.0112)		-87.3862 230.6077		-87.9028 (230.9156)	
大地震被災経験ダミー	450.9146 (98.0732)	***	438.1436 (98.8995)	***	435.1032 98.7757	***	437.4634 (98.6430)	***
人口	0.0004 (0.0001)	***	0.0004 (0.0001)	***	0.0004 0.0001	***	0.0004 (0.0001)	***
面積	0.2385 (0.1055)	**	0.2412 (0.1063)	**	0.2464 0.1074	**	0.2412 (0.1063)	**
定数項	56.2946 (111.0704)		84.1473 (122.7664)		88.0978 110.5900		85.9765 (110.7152)	
自由度調整済み決定係数	0.206		0.1942		0.1948		0.1943	
観測数	169		169		169		169	

(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表す。

協定に基づく支援については、派遣日数・人数いずれも有意とはならなかった。その他のモデルでも同様に支援動機ダミーは有意とはならなかった。

次に、協定先への支援の有無の比較であるが、派遣日数と派遣人数の推計結果は表 4-13・14 のとおりである。（使用するデータは支援動機別データと同様）

表4-13 OLS推計結果（人的支援・派遣日数） 協定先への支援の有無による比較

被説明変数 ln(派遣日数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）		(2)要請モデル 係数 （標準誤差）		(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）		(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）	
災害協定による支援ダミー	0.5544 (17.6228)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			4.5413 (12.6764)					
友好都市への支援ダミー					−44.8555 (30.5368)			
独自の判断に基づく支援ダミー							−6.8356 (20.0430)	
自治体間の距離	−0.0251 (0.0594)		−0.0247 (0.0593)		−0.0294 (0.0589)		−0.0246 (0.0593)	
「自治体間の距離」の2乗	0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)	
協定先の風評被害への支援ダミー	55.0507 (42.6095)		58.3004 (40.6854)		55.3066 (39.6876)		54.9025 (39.9786)	
大地震被災経験ダミー	17.5715 (17.1110)		18.1177 (17.1216)		15.3611 (16.9993)		17.1483 (17.0781)	
人口	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***	0.0002 (0.0000)	***
面積	0.0787 (0.0184)	***	0.0788 (0.0184)	***	0.0827 (0.0185)	***	0.0787 (0.0184)	***
定数項	32.6860 (19.3786)	*	29.4448 (21.2535)		34.9622 (19.0326)	*	33.3603 (19.1682)	*
自由度調整済み決定係数	0.3579		0.3584		0.3664		0.3584	
観測数	169		169		169		169	

(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表す。

表4-14 OLS推計結果（人的支援・派遣人数） 協定先への支援の有無による比較

被説明変数 ln(派遣人数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 （標準誤差）		(2)要請モデル 係数 （標準誤差）		(3)友好都市モデル 係数 （標準誤差）		(4)独自判断モデル 係数 （標準誤差）	
災害協定による支援ダミー	200.1519	*						
	(107.8957)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			-18.7140					
			(78.4534)					
友好都市への支援ダミー					-58.8414			
					(190.1533)			
独自の判断に基づく支援ダミー							-8.0501	
							(124.0601)	
自治体間の距離	-0.4999		-0.5504		-0.5533		-0.5471	
	(0.3638)		(0.3668)		(0.3670)		(0.3669)	
「自治体間の距離」の2乗	0.0002		0.0002		0.0002		0.0002	
	(0.0002)		(0.0002)		(0.0002)		(0.0002)	
協定先の風評被害への支援ダミー	-221.2638		-64.5129		-53.3168		-53.7646	
	(260.8760)		(251.7993)		(247.1359)		(247.4557)	
大地震被災経験ダミー	454.2844	***	435.2354	***	434.8363	***	437.2314	***
	(104.7618)		(105.9644)		(105.8552)		(105.7086)	
人口	0.0004	***	0.0004	***	0.0004	***	0.0004	***
	(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)	
面積	0.2395	**	0.2424	**	0.2481	**	0.2430	**
	(0.1127)		(0.1139)		(0.1151)		(0.1139)	
定数項	47.4224		98.2830		87.3543		85.1763	
	(118.6455)		(131.5362)		(118.5163)		(118.6456)	
自由度調整済み決定係数	0.1869		0.1698		0.17		0.1695	
観測数	169		169		169		169	

(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表す。

協定に基づく支援については、派遣日数については有意とはならなかったが、派遣人数については、正の係数が 10%水準で統計的に有意に示された。これは、協定先への支援が、協定に基づくもののみならず、国等の要請による支援など複数の動機によるためであると考えられる。いずれにしても、協定先の被災自治体への支援は、他の被災自治体への支援以上に多くの職員を派遣していることが示された。

以上をまとめると、災害協定に基づく被災自治体への人的支援の支援量は、被災地全体への支援量に占める割合として見た場合は決して多くはなく、効果は限定的である。しかし、個々の被災地支援をしている自治体レベルで見た場合には、被災自治体と協定を締結している自治体は、そうでない自治体と比べ、特に派遣人数において支援量が多くなったことから、協定には支援のパフォーマンスを向上させる効果があるといえよう。

4-2-2. 物的支援（送付種類・送付先自治体数）

これまで人的支援の支援内容をみてきたが、最後に物的支援の支援内容を見ていく。

推計モデルは下記のとおり。

（協定モデル）

$$lnKG\ (MD) = \alpha + \beta_1 iPA + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (9)$$

（要請モデル）

$$lnKG\ (MD) = \alpha + \beta_1 iRE + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (10)$$

（友好都市モデル）

$$lnKG\ (MD) = \alpha + \beta_1 iFR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (11)$$

（独自判断モデル）

$$lnKG\ (MD) = \alpha + \beta_1 i\,OR + \beta_2 iD + \beta_3 iD^2 + \beta_4 iHR + \beta_5 iDE + \beta_6 iPO + \beta_7 iA + \varepsilon \quad (12)$$

被説明変数 *lnKG* は①送付した物資の種類の数、*MD* は②送付した被災自治体の数として、それぞれにおいて分析を行う。なお、説明変数、ダミー変数ならびに推計モデルは人的支援と同様である。

【送付種類】

まず、物的支援の支援内容についての基本統計量および送付種類についての推定結果は、それぞれ表 4-15、4-16 のとおりである。なお、ここでいう送付種類とは、アンケート結果をもとに分類した 13 種類の物資（食料、水・飲料、毛布・寝具、灯油・軽油・木炭等燃料、自転車、乳幼児・高齢者用品、医薬品、日用品・衛生用品、衣類・タオル、車両、見舞金、児童用品、その他）のことをいう。

表4-15 基本統計量(物的支援・支援内容) 自治体別データ

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
送付種類	5.114	2.073	1	11
送付先自治体数	3.325	2.363	0	9
災害協定による支援ダミー	0.623	0.487	0	1
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー	0.500	0.502	0	1
関西広域連合による支援ダミー	0.053	0.224	0	1
友好都市への支援ダミー	0.158	0.366	0	1
独自の判断に基づく支援ダミー	0.368	0.485	0	1
協定先の協定先への支援(友だちの友だち)ダミー	0.061	0.241	0	1
自治体間の距離	511.386	375.494	0	1627
「自治体間の距離」の2乗	401,274.800	571,870.300	0	2647129
協定先の風評被害への支援ダミー	0.079	0.271	0	1
大地震被災経験ダミー	0.140	0.349	0	1
政令市ダミー	0.061	0.241	0	1
中核市ダミー	0.096	0.297	0	1
特例市ダミー	0.061	0.241	0	1
その他市ダミー	0.535	0.501	0	1
特別区ダミー	0.158	0.366	0	1
町村ダミー	0.088	0.284	0	1
人口	232,285.400	289,540.100	5114	1544200
面積	269.457	321.800	10.08	1411.85
観測数		114		

*観測数:表 4-2 における観測数 (113) と異なるのは、1 つのサンプルの回答の支援の開始時期が不明で除外したため、表 4-2 のサンプル数は 1 少ない。

表4-16 OLS推計結果(物的支援・送付種類) 自治体別データ

被説明変数 ln(送付種類) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)		(2)要請モデル 係数 (標準誤差)		(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)		(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)	
災害協定による支援ダミー	0.8933	**						
	(0.3649)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			0.0317					
			(0.3712)					
友好都市への支援ダミー					0.8154	*		
					(0.4670)			
独自の判断に基づく支援ダミー							0.6176	*
							(0.3605)	
自治体間の距離	0.0006		0.0001		−0.0001		0.0000	
	(0.0017)		(0.0018)		(0.0017)		(0.0017)	
「自治体間の距離」の2乗	−0.000001		0.0000		0.0000		0.0000	
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	
協定先の風評被害への支援ダミー	1.6838	**	2.0169	***	2.0462	***	2.1003	***
	(0.6489)		(0.6525)		(0.6433)		(0.6453)	
大地震被災経験ダミー	−1.5356	***	−1.5311	***	−1.4723	***	−1.5631	***
	(0.5195)		(0.5350)		(0.5277)		(0.5270)	
人口	0.000002	***	0.0000	***	0.0000	***	0.0000	***
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	
面積	0.0011	**	0.0011	**	0.0010	*	0.0009	
	(0.0005)		(0.0006)		(0.0006)		(0.0006)	
定数項	3.9179	***	4.4662	***	4.4288	***	4.3222	***
	(0.5785)		(0.5905)		(0.5380)		(0.5457)	
自由度調整済み決定係数	0.2628		0.2212		0.2429		0.2421	
観測数	114		114		114		114	

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、他の支援よりも物資の種類が多いことが、5%水準で統計的に有意に示された。頑健性チェックにおいても、同じく正の係数が 5%水準で統計的に有意が示され、頑健性が高い。また、友好都市への支援ダミー、独自の判断に基づく支援ダミーにおいても 10%水準で統計的に有意に示された。一方、要請による支援は正の係数ではあるが有意とはならなかった。

その他の説明変数については、人口、面積、協定先の風評被害への支援ダミー、いずれも有意に正の係数となっており、より多くの種類の物資を送付していることがわかった。一方、大地震被災経験ダミーを有する自治体は、逆に有意に負の係数となっていた。これは被災した経験から初動時に必要と思われる物資を絞り込んで送付していると推定される。

【送付先自治体数】

次に、物資の送付先自治体数についての推定結果は、それぞれ表 4-17 のとおりである。

表4-17 OLS推計結果（物的支援・送付先自治体数） 自治体別データ

被説明変数 ln(送付先自治体数) 推計モデル 説明変数	(1)協定モデル 係数 (標準誤差)		(2)要請モデル 係数 (標準誤差)		(3)友好都市モデル 係数 (標準誤差)		(4)独自判断モデル 係数 (標準誤差)	
災害協定による支援ダミー	0.3398							
	(0.4530)							
国・都道府県・市長会等による要請による支援ダミー			1.8087	***				
			(0.4138)					
友好都市への支援ダミー					0.8392			
					(0.5678)			
独自の判断に基づく支援ダミー							1.6382	***
							(0.4130)	
自治体間の距離	0.0021		0.0031		0.0017		0.0017	
	(0.0021)		(0.0020)		(0.0021)		(0.0020)	
「自治体間の距離」の2乗	-0.000001		0.0000		0.0000		0.0000	
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	
協定先の風評被害への支援ダミー	1.2399		1.4514	**	1.3978	*	1.5911	**
	(0.8055)		(0.7273)		(0.7822)		(0.7392)	
大地震被災経験ダミー	-0.3838		-0.2174		-0.3198		-0.4605	
	(0.6449)		(0.5964)		(0.6415)		(0.6037)	
人口	0.000002	***	0.0000	**	0.0000	***	0.0000	***
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	
面積	0.0016	**	0.0019	***	0.0015	**	0.0011	
	(0.0007)		(0.0006)		(0.0007)		(0.0006)	
定数項	1.5831	**	0.6886		1.7406	***	1.3655	**
	(0.7182)		(0.6582)		(0.6542)		(0.6252)	
自由度調整済み決定係数	0.1257		0.2553		0.1388		0.2347	
観測数	114		114		114		114	

(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表す。

協定による支援ダミーの係数を見ると、協定に基づく支援は、正の係数であるものの、統計的に有意とはならなかった。一方、国・都道府県・市長会等の要請による支援ダミー、独自の判断に基づく支援ダミーについてはいずれも 1%水準で統計的に有意となった。

その他の説明変数については、人口、面積、協定先の風評被害への支援ダミーにおいて、いずれも有意に正の係数となっており、より多くの被災自治体に物資を送付していることがわかった。

4-3. まとめ

本章での実証分析の結果を整理したうえで、災害協定は災害時（初期）において機能したかについて考察する。

実証分析の結果、災害協定は今回の東日本大震災に係る支援活動において、人的・物的支援ともに迅速な支援が行われたことが明らかとなった。また、被災後 3 か月間の支援内容については、まず人的支援については、支援の種類数や支援する被災自治体の数は多いとは言えないが、支援量については、特に派遣人数において協定は増加要因となっていることが示された。次に物的支援については、送付した物資の種類において協定は増加要因となっている反面、送付先の自治体数については多いとはいえない結果となった。

以上を踏まえ、言えることとしては、災害協定は、被災自治体を支援する自治体のパフォーマンスを向上させる要因として効果があるということである。あらかじめ支援先が決まっていることや、日頃からの顔の見える関係の構築により、緊急時の対応の速さは今回の震災からも明らかとなった。合わせて、支援にも力が入るため、それが支援量の多さとなって表れた。

一方、被災後 3 か月間という短期間に区切った場合でも、協定による支援の効果は、その期間における被災地全体の支援量に占める割合としては限定的であることも明らかになった。その理由としては、被災自治体が締結する協定先の数は限られているのに対し、被災後相当期間経過後は国や都道府県・市長会等の主導による被災地支援が本格化し、全国の自治体を総動員して支援を行うからである。

したがって、災害協定は、被災自治体への国等の支援が本格的になるまでの隙間（支援の空白）を埋めるという意味で、ある程度の効果が期待できる手段であると言えよう。

しかし、今回の研究では、被災自治体側への調査が行われていないため、今回の自治体による支援が本当に被災自治体のニーズにマッチした支援であったかは定かではない。その視点が盛り込まれない限りは協定の効果を正確に測ることは難しい。

また、今回、災害協定以外にも迅速性や支援の内容に効いてくる要因をいくつかの説明変数・ダミー変数を列挙して検証を行い、ある程度の傾向性を示したが、この中に入っていない要因の一つとして、首長のリーダーシップが挙げられる。被災地への支援を決断するのは首長の判断に負うところが大きいことを考えれば、本来要素として盛り込むべきであるが、適切な変数を設定できなかったため、今回の分析では織り込まれていない。

さらに、先程指摘した物資の支援量をはじめ、支援に要した自治体や国の負担額といった点も今回のアンケート調査では回答の整理が難しかったため、考察されていないことや、

今回は被災後 3 か月間の支援内容を対象としたが、それ以上の長期にわたる被災地支援と協定の関連性についても検討が必要である。今後の研究課題として付言しておく。

5. 災害協定の効率性分析

前章では、東日本大震災において、災害協定が実際にどの程度機能したかについて見てきた。本章では現状の災害協定の締結状況について現状把握を行うとともに、二者間協定に着目し、各々の自治体の災害リスク、地域特性、自治体規模等について類似性があるかを確認することで、被災自治体へ職員を派遣する場合の協定自治体間のマッチングの効率性について検証していくこととする。

5-1. アンケート回答市区町村の災害協定締結状況

全国の災害協定の締結状況については、既に「2-1. 災害協定締結の背景と締結数の遷移」で見たように、全国 1,742 市区町村のうち 1,645 市区町村（平成 24 年 4 月現在）が、他市区町村との災害協定を締結し、参加状況は 94.4%に達している。これだけ見ると全国的にほぼ整備されているように見受けられるが、もう少し細かく見ていくことにする。

他自治体と災害協定を締結するにあたり、留意すべき点のひとつとして、締結先の自治体との遠近の距離のバランスが挙げられる。これは、例えばゲリラ豪雨などの局地的な災害の場合は、仮に被災自治体の自助努力による救援・復旧活動のみでは難しい場合においても、被災していない、または被害の少ない近隣の自治体が支援に駆けつけることが可能であることから、近隣自治体と災害協定を締結することで、すぐに支援を得られ、被害を抑えることができるであろう。しかし、東日本大震災のような大規模災害の場合には、近隣自治体と協定を締結していても共倒れしてしまうことになってしまう。加えて、先程の機能性分析でも見たように、協定自治体間の距離の長さは支援に負の影響を及ぼすとは、統計的には言えなかったことも考慮すれば、距離の離れた自治体とも協定を締結する必要性は大きいといえよう。

そのことを踏まえたうえで、前述の表 2-1「市区町村間における相互応援協定の締結市区町村数の推移」を今一度見ていくと、確かに災害協定を締結している市区町村は、平成 24 年現在で 94.4%に達しているが、他都道府県の市区町村との締結市区町村数は、55.1%にとどまっており、遠距離自治体との締結が進んでいない自治体がまだ多いことがわかる。

次に、さらに細かく個々の市区町村の締結状況を見ていく。

表 5-1～4 は、今回のアンケート調査に回答した 124 自治体の締結状況を匿名でランダムに表示した一覧表と、同一都道府県と他都道府県の締結自治体数を比較したグラフである。

これらの表・グラフを見ると、同一都道府県内の市区町村と災害協定を締結している市区町村は 9 割以上に達し、締結自治体数も 8 割以上の自治体が二桁となっている。これは、

多くの都道府県において全市区町村または一定エリアの市区町村が加盟の災害協定を締結していることが挙げられ、近隣自治体間の相互援助体制が整備されていることが伺える。

これに対し､他都道府県の市区町村と締結している市区町村は８割弱にとどまっている。ちなみに他都道府県の市区町村との締結数が２以下の市区町村は約４割に及んでいる。

適度な締結数や遠近のバランスとは何かを定義づけるのは難しいが、近年頻繁に発生する自然災害を考慮すれば、少なくとも、遠・近それぞれにおいて協定先を配置していくことは、災害協定によるリスク分散を前提とした場合、最低限必要であろう。

表5-1　アンケート回答自治体の締結状況一覧

数値：東日本大震災時点（アンケート調査における災害協定締結年月日より判断。一部調整有）

市区町村名	同一都道府県		他都道府県		合計	
	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数
A 市	1	30	1	1	2	31
B 市	2	5	1	2	3	7
C 町	1	39	0	0	1	39
D 市	1	59	2	27	3	86
E 市	8	40	7	27	15	67
F 市	2	63	6	55	8	118
G 市	2	13	3	78	5	91
H 市	1	1	10	54	11	55
I 区	2	22	7	7	9	29
J 市	2	11	5	71	7	82
K 市	1	59	2	28	3	87
L 市	1	34	2	12	3	46
M 市	2	178	1	4	3	182
N 市	1	76	2	2	3	78
O 市	1	30	3	58	4	88
P 市	5	53	0	0	5	53
Q 市	1	9	0	0	1	9
R 市	1	26	0	0	1	26
S 市	2	63	2	10	4	73
T 市	1	25	1	1	2	26
U 市	1	1	5	67	6	68
V 市	3	40	1	23	4	63
W 市	0	0	1	1	1	1
X 市	0	0	1	8	1	8
Y 市	2	63	1	1	3	64
Z 市	2	63	1	1	3	64
AA 市	1	59	1	40	2	99
AB 町	0	0	3	3	3	3
AC 市	2	53	3	22	5	75
AD 市	1	39	0	0	1	39
AE 市	3	39	0	0	3	39
AF 区	1	22	1	1	2	23
AG 区	2	22	3	3	5	25
AH 区	1	22	7	7	8	29
AI 市	2	63	1	2	3	65
AJ 市	0	0	3	5	3	5
AK 市	3	16	4	98	7	114
AL 町	1	34	0	0	1	34
AM 市	1	63	0	0	1	63
AN 市	1	63	2	3	3	66
AO 市	1	12	1	1	2	13
AP 市	1	30	2	2	3	32

市区町村名	同一都道府県		他都道府県		合計	
	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数
AQ 市	3	40	0	0	3	40
AR 市	0	0	2	30	2	30
AS 市	1	13	1	23	2	36
AT 市	1	13	0	0	1	13
AU 市	1	42	3	49	4	91
AV 町	1	39	1	9	2	48
AW 市	5	40	2	46	7	86
AX 市	1	44	5	5	6	49
AY 市	1	13	3	54	4	67
AZ 市	2	7	1	1	3	8
BA 市	3	30	2	2	5	32
BB 市	1	40	0	0	1	40
BC 町	1	34	1	1	2	35
BD 市	1	18	8	101	9	119
BE 市	3	3	11	53	14	56
BF 村	1	39	0	0	1	39
BG 区	1	22	4	26	5	48
BH 市	2	76	5	42	7	118
BI 区	1	22	4	4	5	26
BJ 市	2	19	3	26	5	45
BK 区	4	24	1	1	5	25
BL 町	0	0	0	0	0	0
BM 市	1	12	5	13	6	25
BN 区	1	22	3	25	4	47
BO 市	3	63	4	43	7	106
BP 市	4	63	11	51	15	114
BQ 市	2	53	4	123	6	176
BR 町	0	0	0	0	0	0
BS 市	6	40	1	23	7	63
BT 市	2	63	4	113	6	176
BU 市	1	3	8	26	9	29
BV 区	1	22	11	14	12	36
BW 村	1	34	4	4	5	38
BX 町	2	39	1	3	3	42
BY 市	1	13	1	1	2	14
BZ 市	1	13	3	17	4	30
CA 市	1	26	0	0	1	26
CB 市	1	59	0	0	1	59
CC 市	1	178	0	0	1	178
CD 市	6	40	0	0	6	40
CE 市	1	53	4	31	5	84
CF 区	1	22	3	3	4	25
CG 区	1	22	2	2	3	24
CH 市	3	63	3	3	6	66
CI 市	6	26	7	68	13	94
CJ 市	1	19	8	71	9	90
CK 市	2	63	1	5	3	68
CL 市	1	34	0	0	1	34
CM 市	4	34	4	4	8	38
CN 町	2	39	0	0	2	39
CO 市	2	34	2	2	4	36
CP 村	1	39	0	0	1	39
CQ 市	3	34	4	33	7	67
CR 市	4	40	0	0	4	40
CS 町	1	11	5	67	6	78
CT 市	1	30	4	4	5	34
CU 市	2	17	1	4	3	21
CV 市	2	53	5	44	7	97

市区町村名	同一都道府県		他都道府県		合計	
	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数	協定数	締結自治体数
CW 市	2	178	1	40	3	218
CX 市	1	53	0	0	1	53
CY 区	2	22	2	13	4	35
CZ 市	1	34	1	1	2	35
DA 区	2	22	4	24	6	46
DB 市	1	1	4	118	5	119
DC 市	1	30	3	58	4	88
DD 区	1	22	2	2	3	24
DE 市	1	19	2	5	3	24
DF 市	1	40	6	53	7	93
DG 市	2	53	3	61	5	114
DH 市	1	4	9	48	10	52
DI 区	1	22	15	15	16	37
DJ 市	0	0	0	0	0	0
DK 区	3	22	6	32	9	54
DL 市	2	178	2	2	4	180
DM 区	1	22	4	4	5	26
DN 町	1	39	0	0	1	39
DO 市	1	12	2	12	3	24
DP 町	1	34	2	2	3	36
DQ 町	1	178	1	1	2	179
DR 市	8	53	5	5	13	58
DS 区	2	23	5	5	7	28
DT 市	1	63	0	0	1	63

表5-2 同一都道府県市区町村との締結自治体数

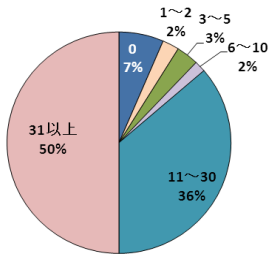


表5-3 他都道府県市区町村との締結自治体数

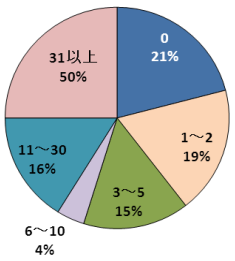
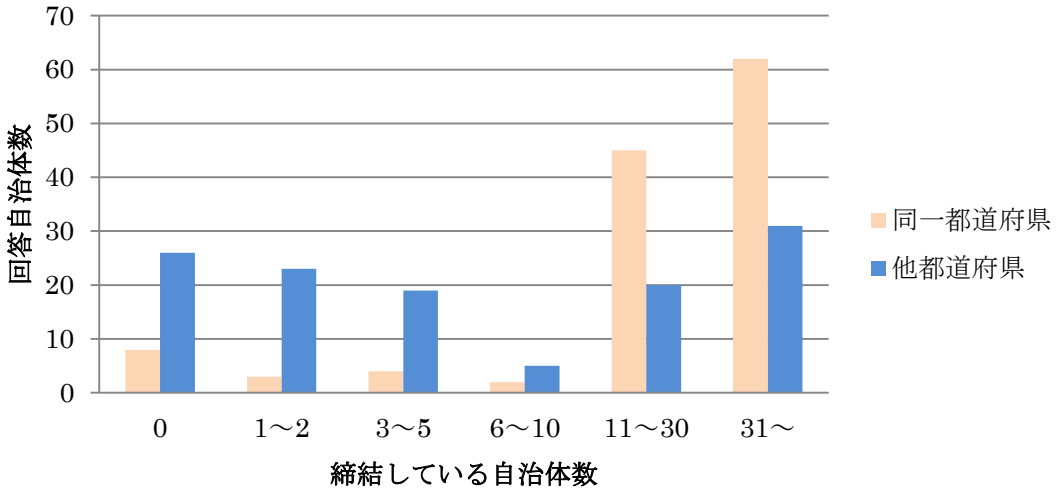


表5-4 都道府県内・外 締結自治体数比較



5-2. 二者間協定における市区町村のマッチング分析

次に、二者間協定における締結市区町村のマッチングについて考察する。「何をもって効率的なマッチングとするか」というのは非常に難しいが、ここでは「被災地への人的支援」を想定したマッチングに限定し、効率的なマッチングであるかを見る指標として、「同一巨大地震エリアの回避」「災害リスクの共有」「地域特性の類似性」「自治体規模の類似性」の4つの指標を用いて、それぞれの指標がマッチしているほど効率性が高いと判断し、検証していくこととする。

それぞれの指標について補足すると、まず「同一巨大地震エリアの回避」とは、日本国内で今後、発生する可能性がある巨大地震として言われている「首都直下地震」「東海地震」「東南海・南海地震」「日本海溝・千島海溝周辺地震」の4つの地震について、協定自治体同士がそれらの地震のいずれかと同一地震エリアに属さないような組合せになっているかを見る指標である。同一巨大地震エリアに属していると、その地震が発生した際に共倒れの危険性があるため、そのリスクが回避されているか確認するために取り上げた。

次に「災害リスクの共有」であるが、ここで言う「災害リスク」とは、各自治体の気候や地域特性等の自然環境に応じて、その地域に発生する可能性が高い自然災害のリスクのことで、地震や津波、風水害など、今後想定される自然災害について、各自治体からアンケート調査から得た回答をもとに、今回検証していく。その結果、マッチングしている自治体同士が同じ種類の災害を懸念しているのであれば、その災害への対策を共同で検討・実施したり、災害時にはそのノウハウを駆使した支援ができるなどの効果が期待できるものとして取りあげた。

「地域特性の類似性」については、先の災害リスクとも関係するが、マッチングしている自治体の地形や位置などが似たような特性があるかどうかを見る指標で、今回はシンプルに「内陸部」「沿岸部」の2種類に分類し、その組合せをみていく。地域特性が同じであれば、災害リスクも類似性を帯びてくることが言えるほか、例えば被災地への職員派遣を支援自治体が行う際に、地域特性と密接に関連した業務（沿岸部であれば漁業の支援など）の支援を円滑に実施することができ、より効果的な支援が可能になることから取り上げた。

最後に「自治体規模の類似性」であるが、これは災害協定が「相互援助協定」であり、相互保険的な意味合いが強いことから、本来はどちらが被災しても同等の支援が受けられるべき性質のものでなければならないという前提に基づいて設けた指標である。相互援助協定を締結する自治体の住民にとってみれば、自分たちの税金で保険（協定）を掛ける以上、相手の自治体が被災したときは援助をする代わりに、自分たちが被災したときは自分たちが援助した時と同等の援助を相手に要求することは、当然の利害関係であるといえる。もし、仮に自治体規模に格差がある同士のマッチングであるならば、規模の小さい自治体が被災した場合は大きな支援が受けられるが、規模の大きい自治体が被災した場合は、その大きな自治体が支援可能なレベルの支援量を相手に求めることは難しく、非効率な制度

となってしまう。したがって、二者間協定では自治体規模がなるべく類似した組み合わせであることが制度上望ましいことから指標として取り上げた。

以上を踏まえたうえで、市区町村間のマッチングについて見ていく。まず、東日本大震災発生時点で締結していた被災自治体とアンケート回答自治体とのマッチングを検証する。

検証の方法としては、上記の 4 つの指標について、協定ごとにマッチングを確認し、マッチしていれば「マッチしている」、そうでなければ「マッチしていない」として、それぞれの指標ごとのマッチング度を見ていく。

指標ごとの具体的な検証方法は下記のとおり。

(1)同一巨大地震エリアの回避

協定自治体同士が同一巨大地震対象エリアに属している場合のみ「マッチしていない」とし、それ以外については回避しているものとみなし「マッチしている」とした。

(2)災害リスクの共有

①被災自治体とアンケート回答自治体との二者間協定のマッチング

まず、ここでいう「被災自治体」とは、震災により大きな被害を受けた東北 3 県（宮城・岩手・福島）の沿岸部の被災自治体を対象とした。次に、被災自治体の「災害リスク」については、自治体から直接アンケートはとっていないが、今回の震災を踏まえ、「地震」と「津波」の 2 つを設定した。一方、アンケート回答自治体の「災害リスク」については、今後懸念されるリスクとして、最大 3 つ回答してもらったため、それとのマッチング比較を行った。双方の災害リスクが一致していれば「マッチしている」とし、一致してなければ「マッチしていない」とした。(被災自治体の災害リスクが「地震」と「津波」の 2 種類のみのため、1 協定あたり最大マッチ数は 2)

②アンケート回答自治体同士の二者間協定のマッチング

双方の自治体から、災害リスクについて最大 3 つ回答してもらっているため、双方の回答のマッチング比較を行った。(1 協定あたり最大マッチ数は 3。ただし「一方の自治体の回答数（A）＜もう一方の自治体の回答数（B)」の場合は、最大マッチ数は（A）とした)

(3)地域特性の類似性

「内陸部」同士、あるいは「沿岸部」同士であれば「マッチしている」、「内陸部」と「沿岸部」の組合せであれば「マッチしていない」とした。

(4)自治体規模の類似性

自治体規模については、ここでは「人口」を取り上げて検証する。その際、自治体双方の人口の類似の程度については、ここでは人口の多い方の自治体の人口数に占める、人口の少ない方の自治体の人口数の割合が 70%以上であれば、類似性があるとみなして「マッチしている」とし、70%未満であれば「マッチしていない」とした。(例えばある自治体の人口が 10 万人とした場合に、協定先自治体の人口が 7 万人以上であれば「マッチしている」と判断)

5-2-1. 被災自治体とアンケート回答自治体とのマッチング

表 5-5・6 は、二者間協定を締結している被災自治体と支援自治体とのマッチング比較（15 組）を行った表とマッチング割合を表した円グラフである。なお、表 5-5 は自治体名については匿名とし、人口も数値は示さず二者間の人口規模の大小および人口比のみ表示した。

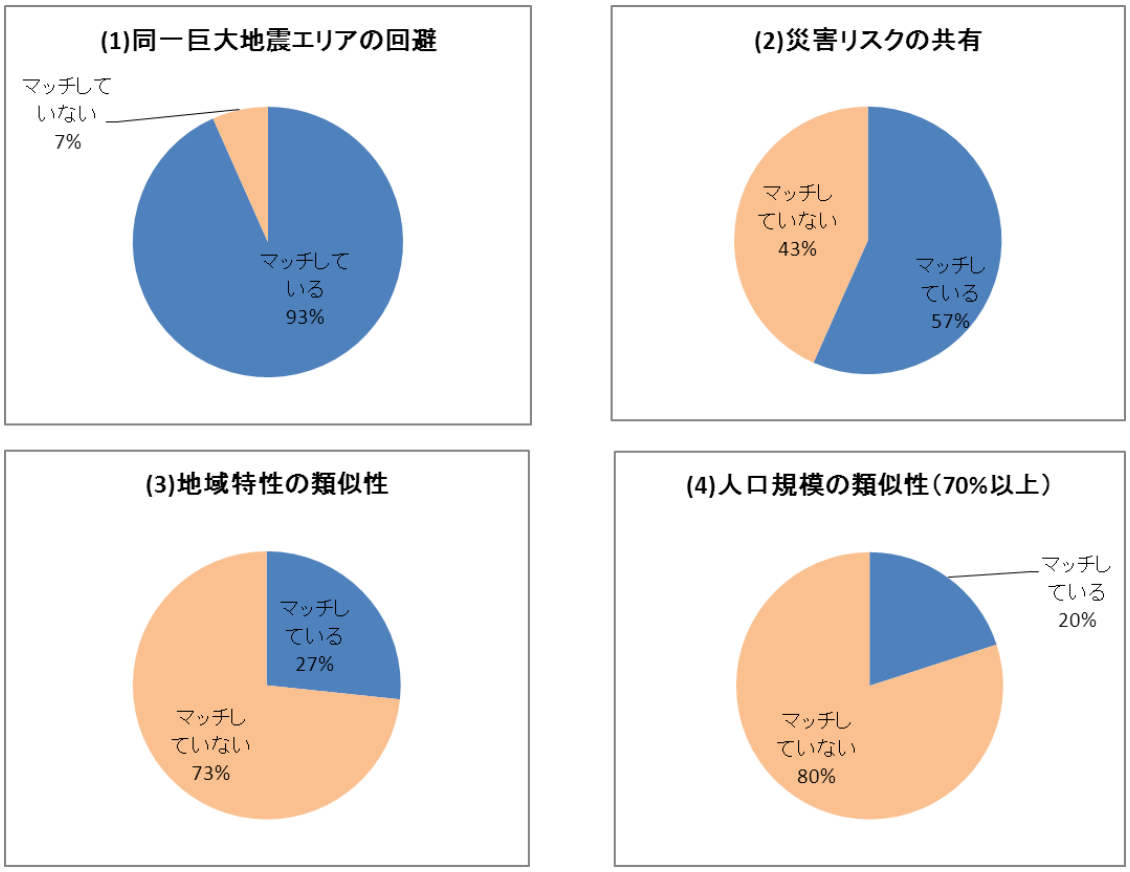
表5-5　二者間協定を結んでいる被災自治体と支援自治体とのマッチング比較

No.	被災・支援の別	自治体名	(1)巨大地震対象エリア（該当する場合は名称）	(2)災害リスク		(3)地域特性	(4)人口	
				優先順位	内容	沿岸部・内陸部の別	規模の大小	人口比
1	被災	A村	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	90.6%
					津波			
	支援	B町	日本・対馬海溝	1	地震	沿岸部	大	
				2	津波			
				3	土砂災害			
2	被災	C市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	大	47.5%
					津波			
	支援	D市		1	地震	内陸部	小	
				2	集中豪雨			
				3	雪害			
3	被災	E市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	大	98.7%
					津波			
	支援	F市		1	地震	内陸部	小	
				2	風水害			
				3	雪害			
4	被災	G市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	大	42.9%
					津波			
	支援	H市		1	地震	内陸部	小	
				2	雪害			
				3	集中豪雨			
5	被災	I町	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	75.3%
					津波			
	支援	J町		1	地震	内陸部	大	
				2	風水害			
				3	雪害			
6	被災	K市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	64.6%
					津波			
	支援	L市		1	地震	内陸部	大	
				2	風水害			
				3	土砂災害			
7	被災	M町	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	4.1%
					津波			
	支援	N市	首都直下	1	東京湾北部地震	内陸部	大	
				2	茨城県南部地震			
				3	河川の氾濫			

No.	被災・支援の別	自治体名	(1)巨大地震対象エリア（該当する場合は名称）	(2)災害リスク		(3)地域特性	(4)人口	
				優先順位	内容	沿岸部・内陸部の別	規模の大小	人口比
8	被災	O市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	23.1%
					津波			
	支援	P市	首都直下	1	東京湾北部地震	内陸部	大	
				2	川の氾濫、集中豪雨			
				3	地震及び水害による複合災害			
9	被災	Q市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	16.3%
					津波			
	支援	R区	首都直下	1	不明	沿岸部	大	
				2				
				3				
10	被災	S町	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	4.4%
					津波			
	支援	T区	首都直下	1	不明	沿岸部	大	
				2				
				3				
11	被災	U市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	27.4%
					津波			
	支援	V区	首都直下	1	首都直下型地震	内陸部	大	
				2	集中豪雨			
				3	火災			
12	被災	W市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	12.9%
					津波			
	支援	X区	首都直下	1	首都直下地震	内陸部	大	
				2				
				3				
13	被災	Y市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	19.5%
					津波			
	支援	Z区	首都直下	1	地震	内陸部	大	
				2	風水害			
				3				
14	被災	AA市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	小	69.3%
					津波			
	支援	AB市	東海	1	東海地震	内陸部	大	
				2	富士山火山噴火			
				3				
15	被災	AC市	日本・対馬海溝		地震	沿岸部	大	30.7%
					津波			
	支援	AD町	南海トラフ	1	南海トラフを震源とする海溝型地震	沿岸部	小	
				2	上記地震に伴う津波			
				3	台風等による水害			

＊塗りつぶし箇所はマッチしていない箇所を表す

表 5-6　被災自治体と支援自治体間のマッチング検証結果



検証の結果、下記のことが明らかになった。

(1) 同一巨大地震エリアの回避については、1 つの協定を除き、回避していた。ゆえに、概ねマッチしているといえる。

(2) 災害リスクの共有であるが、これは「マッチしている」ほうが比率は高いものの、「マッチしていない」災害リスクが約 4 割と高い。これは、被災自治体のような津波を警戒する自治体が少ないためである。

(3) 地域特性の類似性については、被災地が沿岸部であるのに対して、支援する自治体は内陸部が多いため、結果は「マッチしていない」が 7 割以上を占める結果となった。

(4) 人口規模の類似性については、両者の人口比 70%以上の自治体は 3 割にとどまり、7 割の自治体が、自治体規模において「マッチしていない」結果となった。

5-2-2. アンケート回答自治体同士のマッチング

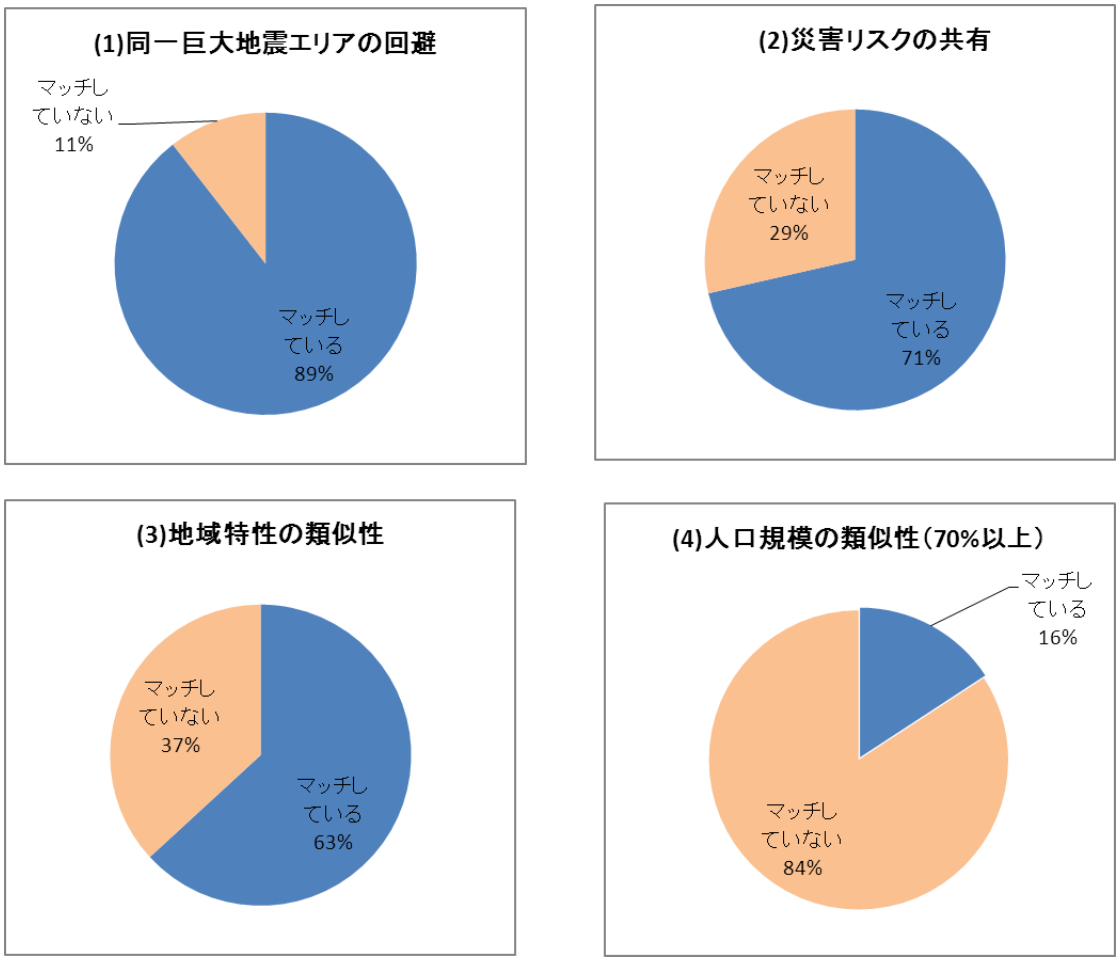
次に、アンケート回答自治体同士で（偶然ではあるが）二者間協定を締結しているケース（19 組）の比較を同様に行った。結果は表 5-7・8 のとおりである。

表5-7　二者間協定を結んでいるアンケート回答自治体同士のマッチング比較

No.	自治体名	(1)巨大地震対象エリア（該当する場合は名称）	(2)災害リスク		(3)地域特性	(4)人口	
			優先順位	内容	沿岸部・内陸部の別	規模の大小	人口比
1	AD市		1	地震	内陸部	大	65.9%
			2	風水害			
			3	雪害			
	AE市		1	水害	沿岸部	小	
			2	土砂災害			
			3	雪害			
2	AF市		1	震災	内陸部	小	54.8%
			2	風水害			
			3	原子力			
	AG市		1	地震	内陸部	大	
			2	風水害			
			3				
3	AH市		1	震災	内陸部	小	31.7%
			2	風水害			
			3	原子力			
	AI市		1	地震	沿岸部	大	
			2	津波			
			3				
4	AJ市		1	風水害	沿岸部	大	20.3%
			2	地震			
			3	火災			
	AK市		1	地震	沿岸部	小	
			2	津波			
			3	雪害			
5	AL区	首都直下	1	首都直下型地震	内陸部	大	29.1%
			2	水害			
			3	火災			
	AM市	東海・南海トラフ	1	水害	内陸部	小	
			2	土砂災害			
			3	地震災害			
6	AN区	首都直下	1	首都直下型地震	内陸部	大	15.2%
			2	水害			
			3	火災			
	AO市		1	地震	内陸部	小	
			2	水害			
			3	雪害			
7	AP区	首都直下	1	地震	内陸部	大	9.4%
			2	風水害			
			3	大規模事故			
	AQ市		1	地震	内陸部	小	
			2	水害			
			3	雪害			
8	AR区	首都直下	1	地震	内陸部	大	5.4%
			2	風水害			
			3	大規模事故			
	AS町		1	地震	沿岸部	小	
			2	水害			
			3	噴火			
9	AT区	首都直下	1	地震	沿岸部	大	37.8%
			2	水害			
			3				
	AU市		1	地震	内陸部	小	
			2	風水害			
			3	火災			

No.	自治体名	(1)巨大地震対象エリア（該当する場合は名称）	(2)災害リスク		(3)地域特性	(4)人口	
			優先順位	内容	沿岸部・内陸部の別	規模の大小	人口比
10	AV市	首都直下	1	地震	内陸部	大	35.8%
			2				
			3				
	AW市		1	地震	内陸部	小	
			2	風水害			
			3	火災			
11	AX区	首都直下	1	不明	内陸部	大	10.1%
			2				
			3				
	AY町		1	風水害	内陸部	小	
			2	雪害			
			3				
12	AZ区	首都直下	1	首都直下地震	沿岸部	大	43.9%
			2	水害			
			3				
	BA市	東海・南海トラフ	1	地震	沿岸部	小	
			2	水害			
			3				
13	BB区	首都直下	1	首都直下地震	沿岸部	大	16.9%
			2	水害			
			3				
	BC市		1	水害	内陸部	小	
			2	火災			
			3	地震			
14	BD市		1	震災	内陸部	大	97.8%
			2	風水害等			
			3	林野火災			
	BE市	首都直下	1	地震	内陸部	小	
			2	水害			
			3	川の洪水			
15	BF市		1	大規模地震	内陸部	小	7.0%
			2	土砂災害			
			3	水害			
	BG区	首都直下	1	首都直下地震	内陸部	大	
			2				
			3				
16	BH市		1	地震	沿岸部	大	99.7%
			2	津波			
			3	原子力			
	BI区	首都直下	1	地震	内陸部	小	
			2	風水害			
			3				
17	BJ区	首都直下	1	首都直下地震	内陸部	大	21.8%
			2	水害			
			3				
	BK市	東海	1	土砂災害	内陸部	小	
			2	水害			
			3	地震			
18	BL市	南海トラフ	1	地震（津波を含む）	沿岸部	大	46.4%
			2	風水害			
			3	その他			
	BM市	東海・南海トラフ	1	建物倒壊	沿岸部	小	
			2	津波			
			3	火災			
19	BN市	首都直下	1	地震	内陸部	小	82.2%
			2	水害			
			3				
	BO市	首都直下	1	東京湾北部地震	沿岸部	大	
			2	風水害			
			3				

表 5-8　アンケート回答自治体間のマッチング検証結果



(1)同一巨大地震エリアの回避については、先程と同様、概ね回避しており、「マッチしている」といえる。

(2)災害リスクの共有については、マッチしている割合が約 7 割と、先程のケースよりマッチしている割合が増えた。

(3)地域特性の類似性については、先程の被災自治体とのマッチングの結果とは逆転し、マッチしている割合が 6 割を超える結果となった。

(4)人口規模の類似性については、被災自治体のマッチングの時と同様、マッチしていないケースが 8 割を超え、非効率な結果となった。

5-2-3. 考察

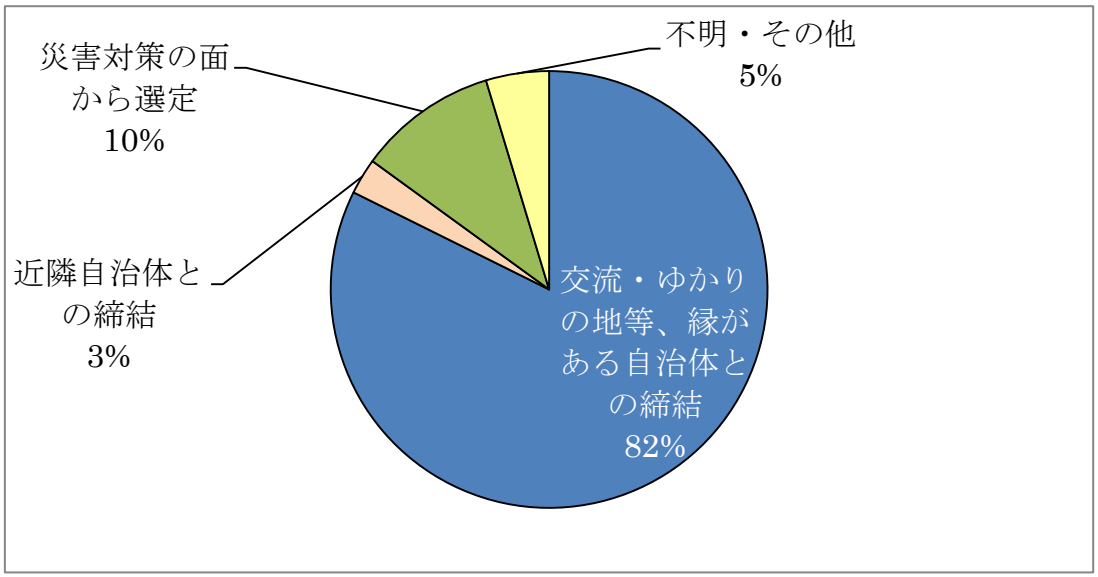
以上見てきたように、「同一巨大地震エリアの回避」「災害リスク」「地域特性」「自治体規模・属性」の 4 つの指標から見た、二者間協定のマッチングの効率性は、「同一巨大地震エリアの回避」では概ね効率的と言えるが、それ以外の指標については、以前、改善の余地があることがわかった。特に「自治体規模」のマッチングについては、ほとんどの自治

体がマッチしたものとなっていない、非効率な状態であることが明らかになった。これはこれまで多くの市区町村が、「相互に同程度の規模の支援（受援）」の確保を意識した選定をしていない証左である。無論、全ての市区町村が同規模の市区町村を選定することは現実的に困難であることも事実であり、これはまさしく二者間による災害協定の限界を示すものと言えるであろう。また、「災害リスクの共有」「地域属性の類似性」についても、マッチしていない組合せの割合が少なくない。以上を踏まえると、現状の二者間協定自治体間のマッチングは決して効率的な状況ではないと言えよう。

5-2-4. 効率性分析結果の要因分析

それでは、こうした効率的とは言い難い現状の要因となったものは一体何であろうか。そこで災害協定締結における締結先の選定理由（協定締結のきっかけ）についてもアンケートを行った（表 5-9 参照）。すると、協定数の 8 割以上が、災害協定を締結するために自治体を選定したのではなく、「日頃からの交流」や「地縁（ゆかりの地）」といった、災害対策以外の面で元々つながりを持った自治体と締結していることが明らかになった。距離や地域特性、災害リスクといった、災害対策の観点から戦略的に選定された協定の割合は、わずか 13%であった。ここに、現状の災害協定が効率的ではないことの要因があると考える。確かに現場の自治体からすれば、日頃から交流があり、顔の見える関係の自治体であるからこそ、災害対策でも協力し合おうというインセンティブが起こることは理解できるが、それは両者の関係を向上させることや、いざという時のリスク分散にはある程度意味があるにしても、本来締結先を選定するにあたり考慮すべき要素の検証が疎かになるため、どうしても効率性に課題のある選定となってしまっていると言えるのではないだろうか。

表 5-9　災害協定締結先の選定理由



＊対象：他都道府県の市区町村との二者間協定。ｻﾝﾌﾟﾙ数 300（アンケート回答より）

5-3. まとめ

以上見てきたように、現状の市区町村間の災害協定の締結状況は、全国的に整備が進んでいるものの、締結自治体数や遠近の締結先の配置のバランスは自治体によってバラつきがあり、特に離れた距離の自治体と未締結の市区町村が相当数存在するなど、課題を残している。また、二者間協定締結自治体間のマッチングについては、少なくとも被災地への人的支援を行ううえで、現状必ずしも効率的な状況であるとは言い難い。こうした状況は単に個々の協定の効率性の問題に留まらず、国全体の広域災害対策の問題にも置き換えられる。つまり、先の実証分析で明らかになったように、協定による支援が、国等による本格的な支援が入る前の「支援の空白」をある程度埋める効果を果たしているからこそ、国は自治体のこうした動きを奨励し、促進する立場をとっているのであろうが、自治体間の協定の締結状況が必ずしも効率的でない現状を見る限り、今後も自治体の任意に選定した災害協定に、国が初動期の対策を依存することは、ベストな方策とは言えず、不十分であると言わざるを得ないのではないだろうか。

なお、協定の効率性分析に係る今後の検討課題として、ひとつには適度な締結先との距離や締結数の基準を設けた検証や、自治体間の日頃からの交流・ネットワークに焦点を当てた検証ができていない点が挙げられる。また、今回のマッチング分析では、「被災地への人的支援」を想定したマッチングに限定し考察を行ったが、その他の視点も取り入れた総合的なマッチングの検証ができていない。さらには、本研究では協定締結のメリットの一つである、被災住民の受け入れについての分析も行われていない。こうした点を今後の検討課題として付言しておく。

6. 今後の被災地支援のあり方

これまで、災害協定の現状について、災害時の機能性および締結状況の効率性の面から分析を行った。本章では、そこで得られた知見を踏まえ、今後の被災地支援のあり方について考察し、提言を行う。

6-1. 地域の防災・災害対策と被災地支援の担い手

地域の防災・災害対策は誰が担うべきであろうか。これは、第一義的には、個々の地域による自助努力である。まず、ここでは地域を「個人」と「自治体」に分け、それぞれが災害への事前の備え（自助）として何を行うべきかを考えてみる。

まず、個人の場合は、生命や財産を脅かす災害が発生した場合に備え、保険への加入や自宅の耐震化、避難用物資の確保、避難先の確保などの自助努力が求められる。ただし、災害は突如起こるものであり、自助努力だけでは賄えないようなケースもある。特に災害によって住民個人の生命や生活に著しく支障を及ぼすような場合は、生活再建までの一定期間、避難所の提供や支援金の配布など、自治体が支援しなければならないケースもあろ

う。また、食料等の備蓄など、規模の経済が働くようなものについては、個人が受益するものであっても、個人が準備するより自治体が準備するほうが効率的なものもある。とはいえ、原則として個人財産の災害への備えは個人の自助努力で賄われるべきものである。

次に、自治体の所有する財産についても、個人と同様に、施設の耐震化や保険の加入、積立、増税など、自治体による自助努力が求められる。ただし、災害によって損失を被った際に、特に復旧の必要性が高い公共財産については、国が支援する余地があろう。

以上のように、地域の住民・自治体による事前の自助努力の範囲と外部からの支援が認められるケースを示したが、あわせて大切なことは、支援が受けられる場合の量をあらかじめ定め、受援側の地域住民・自治体が認識しておくことである。何故なら、国などの外部からの支援が得られるとわかっていると、地域によってはその支援を過度に期待し、自助努力を怠ってしまい、モラルハザードを起こす恐れがあるためである。したがって、こうしたモラルハザードの問題を防ぐために、外部からの支援を行うにあたっては、支援の範囲や量を事前に定め、災害時には原則としてその定めにしたがって支援を行うというルールを設けるべきである。そうすることで、受援側は支援が受けられる範囲と量がわかるため、その受援では賄えない部分について、自助努力で対応しようとするインセンティブが働き、効率的な自助と公助の関係が成り立ち得るといえる。なお、どのくらいの支援量にするかといった基準や配分については、事前にプールした税金（予算）の中から、個人については対象者に一律に分配し、自治体については効率性（外部性）の高い公共財産について重点的に配分することが妥当であろう。

それでは次に、被災を受けた地域による自助努力だけでは賄えないような大規模災害が生じた場合に、外部からの支援は誰が担うべきかについて考察する。

被災地への救援・救護支援や避難住民への支援、ライフラインなどのインフラ整備などといった復旧のための支援は、被災住民の生命の安全を守るための公共財であり、第一義的には政府が供給すべきものである。現在、被災地支援にあたっては、国の指揮命令による支援のほか、これまで分析してきた自治体間の災害協定に基づく支援など、自治体独自の判断による支援が行われている。

しかし、こうした国と自治体双方の指揮命令に基づく支援が、果たして本当に望ましい体制であるといえるのであろうか。

私は、今後の支援の担い手は、国が担うべきであると考える。ヒト・モノ・カネ、いずれの支援においても、国が責任をもって指揮命令・監督を行うスタンスを徹底すべきである。何故なら、第１に、そもそも論として、国は国全体の災害対策を担う役割があるのに対し、自治体は自らの自治体に住む住民の効用を高めるためのみに働くべきであるからである。自治体が他の自治体への支援を行うことはその原理原則に反するといえる。第２に、これまでの分析で明らかになったように、自治体の任意の協定に基づく支援に被災地支援の一部を委ねることは、効率的とは言い難いからである。確かに災害協定は、自治体間の相互保険的な位置づけとして、実際の災害時には、他の支援が届かない中でいち早く迅速

な支援を行うなど、一定の効果を果たしてきたことは事実である。しかし、効率性分析で見てきたように、協定の締結状況は全国的に整備されつつあるものの、以前バラつきがあることや、協定自治体間のマッチングは必ずしも効率性の高いものとは言い難い。今後、改善の余地はあるものの、現在の協定自治体間の関係性を踏まえれば、自治体間の任意の協定に依存する限り、効率性の向上には限界があり、国全体の相互保険的な役割を果たすには不十分である。国は現在、自治体による災害協定の締結を促進する立場を取っているが、効率的な被災地支援体制を追求するならば、これまで自治体が指揮命令を担ってきた初動期の迅速な被災地支援体制についても、国は自らの指揮監督のもと、集権的な立場からさらなる効率的な支援を主体的に進めていくべきである。つまり、どの自治体が被災しても迅速に支援の手が届くような被災地支援体制を国は構築すべきであるし、仮に自治体同士の相互支援体制を継続するにしても、マッチング度の高い自治体同士を組ませるような国の関与が必要であると考えるのである。

こうした理由から、今後は国に被災地支援の指揮命令・監督権を一元化すべきであると考える。ただし、情報の非対称性により、国が全ての被災地支援業務（実務）を自前の組織のみで効率的に実施することは困難であることも事実である。したがって、支援の具体的手段については、被災地へ必要な時に必要な分の支援ができるよう、国は外部資源を有効活用し、最も効率的な方法を追求すべきであろう。

6-2. 自治体による被災地支援のあり方（政策提言）

以上を踏まえたうえで、最後に自治体による被災地支援のあり方について考察していく。

前節において、今後の被災地支援は国が担うべきであると主張してきた。それでは、これまで被災地支援の一部を担ってきた自治体は、その役割を一切担うべきではないのであろうか。

これについての答えとして、まず、これまでの災害協定に基づく支援のような、自治体単独の判断（指揮命令）による支援は担うべきではないと考える。その一方、実際の実働部隊として被災地に自治体職員が派遣されるようなケース、つまり人的支援の実務においては、今後も依然、役割があると考える。つまり、国から見た場合は、外部資源のひとつとして自治体職員を活用すべきである。

そこで具体的な自治体職員の活用法として、2つの政策提言を行う。ひとつは、(1)一部の行政実務における自治体職員の活用、もうひとつは、(2)「全国自治体マッチング支援」の導入である。以下、それぞれについて説明する。

提言(1)　一部の行政実務における自治体職員の活用

まず、一部の行政実務における自治体職員の活用であるが、これは国が今後、どれだけ被災地支援体制を充実させたとしても、自治体職員の専門性・類似性が活かされる分野については、自治体職員を活用する以上に効率的な方法はないとの考えに基づくものである。

具体的には、地方税の賦課事務であるとか、国保・介護保険、さらには教育・保育、保健衛生などの専門性・類似性が高い分野の業務支援については、被災地以外の自治体職員を活用することが最も円滑で効率的な支援となるため、被災自治体においてそのような業務支援が必要な場合は、国は自治体職員を積極的に活用すべきである。なお、業務によっては、行政実務であっても国家公務員や民間の専門家を活用するほうが効率的であるケースもあるであろう。ゆえに、国は業務ごとに最も望ましい実務の担い手を検討し、その中で仮に自治体職員がベストと判断した場合は、活用していくべきであろう。

提言(2)　「全国自治体マッチング支援」の導入

次に、2つ目の提言として、「全国自治体マッチング支援」を取り上げる。これは、現在の自治体間の災害協定に代わる支援体制の一案として、国の主導により、全国の自治体が参加して自治体チームを複数編成するというもので、災害時に自治体チーム内で被災した自治体があった場合は、チーム内の被災自治体以外の自治体が支援していくというものである。これは、従来の災害協定による支援のメリットを生かしつつ、さらに支援の効率性を向上させることをねらいとして考案したものである。こうした国主導のマッチングの導入については、類似したものとして、日本学術会議が東日本大震災直後に提言した「ペアリング支援」や、関西広域連合による「日本版対口支援」にて取り上げられている。また、稲継（2012）は「今回の大震災は、国家の緊急事態である。地方の自主性、分権という理想論を一時サスペンドして、国家がそのイニシアチブを発揮して、マッチング支援を積極的に行ってもよかったのかもしれない」と国主導のマッチングの有効性を指摘している。いずれの指摘も国主導のマッチングが被災地支援の効率性を向上させる鍵となり得ることを示唆したものであるといえよう。

以下では、今般提案した「全国自治体マッチング支援」の、①概要、②導入により期待される効果（メリット）、③チーム編成上考慮すべき点、④制度導入・運用にあたっての留意点、⑤制度導入上の課題の5つを挙げてみた。なお、この提言内容は議論の余地が多分に残されており、直ちに実現可能なものとは言い難いが、今後の自治体による被災地支援のあり方を考える際の一助となれば幸いである。

①概要

・大規模災害の発生を前提に、自治体職員を被災地へ派遣する場合を想定
　局地的な災害であれば全国的な支援体制は不要であるため、大規模災害を前提とする。また、先に述べた今後の自治体による被災地支援のあり方を踏まえ、自治体職員の派遣による支援を想定している。
・全国の自治体が参加
　自治体間の災害協定では全国でバラつきが生じていることを踏まえ、全国の自治体が加盟する相互保険的な制度とする。
・国等の選定による自治体チームの編成

国もしくは都道府県・全国市長会・町村会などといった組織の選定による自治体チームを複数編成し、チーム内で相互援助を行う仕組みをつくる。

・1 次対応的な位置づけ

この自治体チームによる支援は、初動期を中心とした 1 次対応的な位置づけとし、チーム内の支援では賄えないような支援については、国が 2 次対応、3 次対応として対応していく。

②導入により期待される効果（メリット）

・全国的なマッチングによる効率性の向上

全国的に万遍なくマッチングさせることで、全国どこの自治体でも支援が受けられる相互保険的な体制が構築できる。

・迅速な支援が可能

あらかじめ支援先が決まっているため、迅速な支援が期待できる。

・国への情報の集約による効率的な支援の実施

被災地が必要とする様々な支援の情報を、これまで同様、国が集約し、それを自治体チームへ発信することで、ある程度まとまった量の支援を、効率よく委託できることが期待できる。また、受託した自治体はチームとして受託するため、各自治体の負担をチーム内の調整により分散させて実施することができる。

③チーム編成上考慮すべき点

・自治体の任意加入を認めない

自治体の任意加入を認めてしまうと、災害リスクの高いところばかりが加入し、リスクの低いところは加入しないという、保険の逆選択の問題が生じてしまうため、少なくとも自治体側に加入選択権は与えないようにすることが求められる。

・同一巨大地震対象地域同士は組まない

効率性分析で取り上げたとおりである。

・自治体規模のバランス、地域特性の類似性、自治体間の距離など

チームを編成するにあたって、必ずしも自治体規模が全て同規模の自治体が組まなければならないわけではないが、支援と受援の両方を考慮し、極端なバラつきがないよう配慮する必要があろう。また、地域特性の類似性や自治体間の距離なども考慮することが望ましい。

・既存の自治体間ネットワークの活用

具体的にチームを編成するにあたって、ある程度のマッチングの基準をクリアしたうえであれば、既存の協定自治体同士を同じチームにすることで、円滑なチームの運営が期待できる。

④制度導入・運用にあたっての留意点

・迅速性確保のため、国からの指示による支援のほかに、一定の国庫負担の範囲内で自治体間の自主的な判断による支援を認める。

・費用は国庫負担。地域の災害リスクや人口規模に応じた税負担を地域に賦課。
・国は自治体チーム間の災害対策に係る交流の場を促進する必要有。
・自治体は自らの被害想定の見直しを行い、チーム内で共有することで、災害時の職員派遣における被災地ニーズとのマッチングの強化を図るべき。

⑤制度導入上の課題

・具体的なチームの編成方法
チーム数、自治体規模や距離の組合せ
・自治体マッチングの選定
誰が選定するか？
他から決められたマッチングが本当に機能するのか？
そのほかの選定方法はあるか？

7, おわりに

本稿では、近年大きな広がりを見せている自治体間の災害協定が、災害初期において、効率的な被災地支援体制と言えるのか、また、そもそも自治体が被災地支援の担い手となるべきなのか、という問題意識のもと、経済学の知見から現状分析をベースに論述した。

まず、東日本大震災における災害協定の機能性について実証分析を行った結果、災害初期において、協定に基づく支援が、他の支援と比べ、有意に迅速であることが判明した。また、人的支援について、派遣人数などの支援量においても手厚く支援していることが明らかになった。一方、締結状況の効率性については、締結二者間におけるマッチングなどにおいて、必ずしも効率的であるとは言えない状況であることもわかった。そして、その原因が協定先の選定理由にあることを示した。こうした災害協定の効果と限界を指摘したうえで、今後の被災地支援のあり方については、国に支援の指揮命令・監督権を一元化すべきであり、自治体は指揮命令権を持たず、実務としての自治体職員の派遣に留めるべきであるとの見解を示した。そして、自治体職員の具体的な活用法として２つの提言を行った。

本研究によって、災害協定が、被災地を支援する自治体のパフォーマンスを向上させ、国等による本格的な支援が到達する前の支援の空白をある程度埋める役割を果たしていることを実証分析で示せたことや、協定の締結状況や組合せが必ずしも効率的でないことをある程度示せたことに意義を感じている。

その反面、すでに本文でも触れたように、災害協定、あるいは自治体による被災地支援について本研究で明らかにされていないことはまだ多い。今後さらに研究が進み、災害協定の果たす役割や意義、効率性がより明確になって、今後の災害対策が改善されていくことを願いたい。本研究がそのきっかけとなり、一助となれば幸いである。

参考文献等

・渡辺千明、岡田成幸（2004）「全国自治体による激震被災地への支援のあり方（１）阪神淡路大震災における実態調査と要因分析」『自然災害科学』2004
・岩田賢、永柳宏（2011）「ポストM9.0社会を支える、絆の見える化～広域自治体連携の強化と災害時相互援助協定のあり方～」『季刊　政策・経営研究』2011vol.4
・稲継裕昭　編著(2012)『大規模災害に強い自治体間連携　－現場からの報告と提言』　早稲田大学出版部
・総務省ウェブサイト『災害対策基本法改正に関する地方公共団体連絡会（第1回）2012.4.27』資料2「地方公共団体間の相互応援の強化について」消防庁防災課
・総務省消防庁『平成24年版消防白書』
・総務省消防庁（2012）「災害対策基本法の一部を改正する法律の概説」『消防の動き』2012年8月号
・中央防災会議・防災対策推進検討会議ウェブサイト「防災対策推進検討会議　最終報告～ゆるぎない日本の再構築を目指して～　2012.7.31」
・東京都総務局総合防災部防災管理課（2012）「東京都地域防災計画（震災編）」
・武田文男(2006)『日本の災害危機管理』ぎょうせい
・関西広域連合ウェブサイト「平成23年東日本大震災への関西広域連合の対応」
・日本学術会議東日本大震災対策委員会「東日本大震災に対応する第一次緊急提言」

謝辞

本論文を執筆するにあたり、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター)、北野泰樹助教授（主査)、安藤至大准教授（副査)、三井康壽客員教授（副査)、前川燿男客員教授（副査)、中川雅之教授、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、金本良嗣教授、飯尾潤教授、安田洋祐助教授、河端瑞貴准教授をはじめ、本学教員の皆様、国土交通省国土交通政策研究所政策研究官の丸谷浩明先生、多忙な業務の中アンケート調査にご協力頂いた全国の地方公共団体の担当者の皆様、そして学生生活において苦楽を共にした同期生の皆様からの貴重なご指導、ご意見を頂きましたことを、厚く御礼申し上げます。

また、政策研究大学院大学で1年間の研究機会を与えて頂いた、派遣元である杉並区に大変感謝申し上げるとともに、協力を惜しまず、研究生活を支え続け、本研究への的確な助言もくれた妻、子どもたち、家族に心から感謝します。そして、日頃から心の支えとなってくださっている、私の人生の師匠に、この論文を捧げます。

なお、本研究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、本研究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。

参考資料

○○市○○課　○○様

平成 24 年 11 月　日

災害時相互援助協定ならびに東日本大震災における支援活動等に関するアンケートのお願い

突然にメールにてお願いの文書を差し上げますことを深くお詫び申し上げます。

私は本年 4 月より 1 年間、研修派遣で国立大学法人政策研究大学院大学政策研究科（まちづくりプログラム）に在学しております福本弘と申します。派遣元は東京都杉並区です。

現在、私は同大学にて「災害時における自治体による被災地支援体制のあり方について－市区町村間災害時相互援助協定締結の有効性の検証から－」というテーマのもとに調査研究を進めております。

本研究では、市区町村間による被災地支援体制の有効性について経済学の知見から分析し、検証していこうと考えております。

そこで、今回、一定数の自治体様を対象に、市区町村間における災害時相互援助協定の現状および東日本大震災における市区町村の支援活動の実績等についてのアンケート調査を実施させていただくことといたしました。

本調査では、大きく下記の 3 点について、お伺いいたします。

１．協定の締結状況について

２．東日本大震災における支援活動について

３．その他（貴自治体の災害リスクについて）

調査結果につきましては、平成 25 年 3 月までに論文としてまとめ、調査にご協力いただいた自治体様にメール（PDF ファイル）にて配布させていただく予定です。

本調査にあたり、ご回答いただいた情報につきましては、私の論文以外に使用することはございません。また、事例として特別に許可をいただいた自治体様を除いて匿名とし、個別の自治体様が特定されることのないようにいたします。

ご回答いただけます場合には、添付しました調査票（回答）にご回答いただき、12 月　日（　）までに、下記メールアドレスに添付ファイルとして送付していただきますようお願いします。

年末の大変お忙しいところ誠に恐縮ですが、本調査の趣旨をご理解いただき、ご協力いただければ幸いです。何卒よろしくお願い申し上げます。

◎ご回答書送付先・問合せ先

政策研究大学院大学政策研究科（まちづくりプログラム）
福　本　　弘　（派遣元：東京都杉並区）
℡：　***-****-****　　Mail: mju12620@grips.ac.jp

調査票

災害時相互援助協定ならびに東日本大震災における

支援活動等に関するアンケート

下記の設問について、別紙「調査票（回答）」にご回答ください（別紙「記載例」を参考にしてください）。尚、大変恐縮ですが、12 月　日（　）までにご回答をお願いします。

＊ご事情等により回答が難しい設問につきましては、空欄で結構です。

１．協定の締結状況について

Q1.貴自治体は他の自治体と災害時相互援助協定を結んでいますか？

＊はい＝１、いいえ＝２をご記入ください。

Q2.（Q1 で「はい」と答えた方に）協定の概要等をご記入ください。

①協定名

②締結時期

③締結先の自治体名

④締結先自治体選定の理由（締結のきっかけ）

⑤幹事・副幹事の設置又は核として取りまとめを行う自治体の有無

＊有＝１、無＝２をご記入ください。

⑥（災害時の緊急支援について）予算措置の有無

＊有＝１、無＝２をご記入ください。

⑦災害面における締結先との平時の交流がある場合の交流内容と年間回数・期間等

＊例．防災会議の開催（年１回）、合同訓練（年１回）、防災等人事交流（1 年間）など

⑧締結先との上記⑦（災害対策）以外での交流（儀礼的交流、経済交流、文化交流、子ども・教育交流など）はありますか。下記の中からお選びください。

１．友好（姉妹）都市協定を結んでおり、日頃から交流がある。

２．友好（姉妹）都市協定は結んでいないが、日頃から交流がある。

３．友好（姉妹）都市協定は結んでいないが、多少は交流がある。

４．日頃からの交流はない（防災交流を除く）。

⑨（⑦⑧で「交流はない」とされた場合）今後交流を予定又は検討の有無

＊有＝１、無＝２をご記入ください。

⑩災害時に被災自治体からの連絡が取れない場合等、緊急の場合に支援自治体が自主的に支援ができる旨の記載が協定書にありますか。

＊有＝１、無＝２をご記入ください。

⑪協定が生きたものとなるよう、工夫していることがあればご記入ください。

２．東日本大震災における支援活動について

Q3.震災後約 3 か月間（2011.3.11～6.10*）における貴自治体の被災地支援活動（人的支援*・物的支援*）について、該当するものがあればご記入ください。

＊上記期間に開始したものをすべてご記入ください。

＊人的支援：職員を被災地又は避難者の避難先などへ派遣した支援（物的支援を除く）

＊物的支援：物資を被災地又は避難者の避難先などへ搬送した支援

①人的支援【支援先、支援期間、支援内容*、派遣職員（職種・人数）、支援動機】

＊支援内容は直接的な支援のほか、当初の情報収集（事前調査）・支援先での協議も含めてご記入ください。

②物的支援【支援先、支援期間、支援内容、支援動機】

＊委託等により民間・NPO 等に搬送を依頼したものについてもご記入ください。

Q4.貴自治体が震災直後に支援先に職員を派遣した際、宿泊先はどのように確保しましたか。下記の中からお選びください。

１．自力で宿泊所を確保した、または寝袋を持参する等自助努力で対応した。

２．避難所に宿泊させてもらった。

３．支援先の自治体に宿泊所を手配してもらった。

４．その他

Q5.貴自治体が集めた義援金の総額（見舞金を除く。平成 24 年 3 月末現在）および支援先についてご記入ください。

Q6.貴自治体が支出した被災地、被災者支援費用の平成 23 年度決算額（総額）についてご記入ください。

Q7.貴自治体が被災地への復興支援の一環として、平成 23 年度に風評被害打開のための支援を実施された場合は、その支援先と支援内容をご記入ください。

Q8.今回の震災から得られた教訓、課題、さらにその課題について具体的に対応したこと等ありましたらご記入ください。

３．その他　（貴自治体の災害リスクについて）

Q9.今後貴自治体で想定（懸念）されている災害の種類を、最大３つ、優先順にご記入ください。

ご協力、誠にありがとうございました。

条例によるワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響について

＜要　　旨＞

行政指導によって実施されてきたワンルーム建築の規制は、近年、行政指導の指針となる要綱を条例化し、実効性の確保を図ろうとする傾向が東京都区部で多く見られる。しかし、このような規制方法は、その地域に住むかもしれない単身者の居住場所を奪う可能性がある一方、ファミリー世帯が居住場所として選好する郊外に、ワンルームの需要を生じさせることも考えられる。

そこで、本稿では、条例によるワンルーム建築規制が地域の効用を高めているのかどうか、ワンルームの供給が少ない地域に規制の影響が及んでいるのかどうか実証分析を行った。

その結果、条例によるワンルーム建築規制によって地価が上昇している地域が限定的に存在するものの、多くの地域で地価が低下していること及びワンルームの立地が郊外に拡散している可能性があることが示された。

2013年（平成25年）２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12621　本多　浩

目　　次

1　はじめに……1
2　ワンルーム建築規制の概要……3
2.1　借家借家法における正当事由制度……3
2.2　建築基準法の上乗せ……3
2.3　ワンルーム建築規制に関する条例の制定状況……4
2.4　ワンルーム建築規制の方法……4
2.5　東京都区部における規制実施区のタイプと規制内容……5
2.6　ワンルーム新設戸数及び単独世帯増加数の推移……6
3　ワンルーム建築規制に関する理論分析……7
3.1　居住マナーの問題に関する外部不経済……7
3.2　ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果……7
3.3　土地利用の非効率性……8
3.4　外部性コントロール効果と土地利用の非効率性に影響を与える要因……8
3.5　ワンルーム建築規制が地価に与える影響……9
4　ワンルーム建築規制が地価に与える影響に関する実証分析……10
4.1　仮説……11
4.2　分析の方法……11
4.3　分析の対象……11
4.4　使用するデータ……12
4.5　推計モデル及び変数の説明……13
4.6　推計結果……17
5　考察……19
6　政策提言……20
7　おわりに……21
謝辞……21
参考文献……22

１　はじめに

ワンルーム[1]は、単身者用の住宅としての役割を担うとともに、需要・供給双方の理にかなった賃貸住宅であると言われている。浅見（1994）によれば、ワンルームは、単位面積当たりの収益性が高いことに加え、短期入居が多いことで賃料改定や立退き交渉がスムーズに行えるといった経営上の動機がある一方、匿名性や独立性に加え、最低限の設備が完備されているなど、需要者側にも利便性の動機があるとされる。

しかし、ワンルーム入居者によるゴミ出しや騒音など、居住マナーを原因とする外部不経済の問題も指摘されており、既存住民からはワンルーム建築の規制を望む声も多くある。こうした状況の中で自治体は、行政指導を行うことでワンルーム建築の抑制を図ろうとしてきたが、法的拘束力を有しない行政指導では、対応そのものに限界があることから、行政指導の指針となる要綱[2]を条例化して、ワンルーム建築規制[3]の実効性を確保しようとする傾向が東京都区部で多く見られる。このような条例の制定に関し、福井（2008）は、「生活マナーの問題はそれ自体のルール化や民事の不法行為で処理すべきもので、建築行為を制限する理由にならない。」とし、外部性対策の本質に照らして適切な規制方法でないことを指摘している。

他方で、ワンルーム入居者が選好する居住場所は、「駅に近い地域」や「利便性の高い地域」と言われており、そのような地域にワンルームが多く立地されていることが知られている。しかし、駅に近い地域にも、住環境を重視する用途地域[4]に指定されている場合や利便性を重視する用途地域に指定されている場合があり、それぞれの地域には、それぞれの「地域の特性」が存在する。そのため、規制による外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも大きい場合もあれば、そうでない場合もあるように考えられ、当該規制が与える影響も地域の特性によって異なるように思われる。また、ワンルームの建築制限は、その地域に住むかもしれない単身者の居住場所を奪う可能性がある一方で、ファミリー世帯が居住場所として選好する郊外に、ワンルームの需要を生じさせることも考えられる。

そこで、本稿では、条例によるワンルーム建築規制が地域の効用を高めているのかどうか、ワンルームの供給が少ない地域に規制の影響が及んでいるのかどうか、東京都区部[5]の住居系地域を対象に、$Difference-in-Differences$の手法を用いて、資本化仮説[6]に基づく実証分析を行った。分析の結果、最低専有面積を中心とした規制方法は、低層住居専用地域や中高層住居

---

[1] 本稿では、共同住宅における住戸のうち、専有面積30㎡未満の住戸を「ワンルーム」と呼ぶ。なお、ワンルームを定義するにあたっては、ワンルームの居住者が単身者であることを想定し、住生活基本計画（全国計画）（平成23年３月）で定める二人世帯の最低居住面積水準が30㎡とされていることから、当該最低居住面積水準未満の住戸をワンルームと位置付けることとした。

[2] 自治体の内部規範には、要綱、要領、基準等があるが、本稿では、これらを総称して、「要綱」と呼ぶ。

[3] ワンルーム建築規制には、①要綱を根拠としたワンルーム建築規制と②条例を根拠としたワンルーム建築規制の２種類がある。①は、法的拘束力のない行政指導として行われるものである一方、②は、法的拘束力のある義務として規制が実施されるが、本稿では、②条例を根拠としたワンルーム建築規制を対象とした分析を行うことを目的としている。また、第２章以降については、②条例を根拠としたワンルーム建築規制を「ワンルーム建築規制」と呼ぶ。

[4] 本稿では、第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域を「低層住居専用地域」と、第一種中高層住居専用地域及び第二種中高層住居専用地域を「中高層住居専用地域」と、第一種住居地域、第二種住居地域及び準住居地域を「住居地域」と呼ぶ。

[5] 東京都区部のうち、国勢調査（2000年）において単独世帯数５万世帯以上の区を対象とした。

[6] 地方政府の活動がもたらすすべてのメリットやデメリットは、地代や地価に反映され、土地の所有者に帰着するとされる。

専用地域の地価に負の影響を与えており、外部性コントロール効果よりも土地利用の非効率性が大きい規制方法であることが示された。また、ワンルームの立地が少ないと考えられる駅から遠い地域にも負の影響を与えていることから、ワンルームの立地を郊外に拡散させ、ワンルームとファミリータイプ・一戸建てが混在するエリアを拡大させるとともに、当該エリアの混在度を高めている可能性があることが示された。その一方、最低専有面積にファミリータイプ附置義務や課税を上乗せする規制方法については、低層住居専用地域の地価に正の影響を与える一方で、住居地域の地価に負の影響を与えており、外部性コントロール効果及び土地利用の非効率性が大きく、地域の特性によって規制の影響が異なることが示された。これらを踏まえ、本稿では、条例によるワンルーム建築規制が外部性対策として適切でないとの結論に至るとともに、当該ワンルーム建築規制を廃止すべきであるとの政策提言を行った。

ワンルーム建築規制に関する先行研究については、行政指導による規制を対象としたものも含めて多く存在する。その多くは、規制の変遷、問題点を整理したものであり、寺尾（1986)、高見沢（1987、1989)、木下・大月・深見（2008)、殿塚（2010）がある。

また、浅見（1994）は、経済学の見地から研究したもので、短期的な視点からすると、ワンルーム建築を規制する必要性はないが、長期的な視点からすると、過剰にワンルームが供給されることは、必ずしも良いとは言えないとする。ただし、市場環境の改善によって規模の大きい住戸が安定的に供給されるようになれば､ワンルーム自体が衰退していくとも指摘している。

他方、実証分析をした先行研究として、小中（2009）と有井（2011）がある。小中（2009）の研究は、東京都豊島区の狭小住戸集合住宅税の導入が専有面積50㎡未満の家賃に与える影響について分析を行い､家賃の上昇効果が顕著でないことを明らかにしている。また､有井(2011)は、東京都区部におけるワンルーム建築規制の内容面に着目し、ファミリータイプ附置義務と課税については、ワンルーム家賃を上昇させていることを明らかにした一方で、最低専有面積については、ワンルーム家賃に影響を与えていない、あるいは、家賃を低下させている可能性があることを示している。

本稿における研究の意義は､次のとおりであると考える。これまでなされてきた実証分析は、条例によるワンルーム建築規制と行政指導によるワンルーム建築規制とを同一視している場合や居住場所の選好や地域の特性を考慮しない形でなされている。また、ワンルーム建築規制が与える地価への影響を実証分析したものも存在しない。そのため、法的拘束力を有するワンルーム建築規制が地域の効用を低下させていること、さらに、居住場所の選好や地域の特性によって効果が異なることを示せたことは、いまだ取り上げられているワンルーム建築の問題に関して、一定の貢献をなすものであると考える。

本稿の構成は、次のとおりである。第２章では、条例によるワンルーム建築規制の概要について整理する。また、第３章では、条例によるワンルーム建築規制に関する理論分析を、第４章では、仮説を立てた上で、条例によるワンルーム建築規制が地価に与える影響に関する実証分析を行う。第５章では、実証分析から得られた結果に基づいた考察を行い、第６章で政策提言を行う。最後に、第７章では、本稿をまとめとして整理し、今後の課題を述べることとする。

２　ワンルーム建築規制の概要

東京都区部におけるワンルーム建築規制は、1980年以後のワンルーム急増に伴って生じた居住マナーの問題や地域コミュニティの希薄化[7]など、住環境の悪化に起因すると言われている。

ワンルーム建築の規制当初は、行政指導によるものであったが、近年においては、ワンルームの供給減を確実に図ろうとする傾向にあり、建築基準法に上乗せする形で、ワンルーム建築規制を実施している区が多い。そこで、この章では、ワンルームが多く供給されていた背景及び建築基準法の上乗せに関して整理した上で、東京都区部におけるワンルーム建築規制について概観する。

2.1　借家借家法における正当事由制度

わが国では、2000年の定期借家制度[8]が開始されるまで、正当事由制度の下、ファミリータイプが供給されにくく、ワンルームが供給されやすい状況が続いていた。

正当事由制度は、借家人の保護を目的として、1941年の借家借家法で導入された制度であるが、貸し手が借家人との契約更新を拒絶するには、正当な理由がなければならないとされ、正当事由に当たるかどうかの判断は、司法の判断による。福井（2001）によれば、貸し手の自己使用の必要性がある場合であっても、特段の事由がある場合を除いては、立退料の提供がない限り、正当事由は備わらないとするのが判例の傾向であるとする。また、正当事由制度によって利用期間が長期化することも考えられ、利用期間が長期になればなるほど、正常賃料と継続賃料[9]との間の開差が開き続け、十分な賃料収入が得られないといった弊害が生じるとする。そのため、貸し手にとっては、自発的に利用期間が短期となるような入居者と契約を締結した方が有利となり、結婚や就職により転居していく可能性の高い単身者や学生を対象としたワンルームを供給する方が、合理的な行動とされていた。

しかし、現在においては、正当事由制度をバイパスする役割を有する定期借家制度が導入されており、広く割安な賃貸住宅が現実に供給されるようになっている[10]。こうしたことから、定期借家制度導入前におけるワンルームの供給と、定期借家制度導入後におけるワンルームの供給とでは、供給の背景が異なっているように思わる。

2.2　建築基準法の上乗せ

建築基準法による土地利用規制は、劣悪な建物の供給や高性能な建物が出回らなくなる逆選択の問題及び建築主が外部不経済を内部化せずに建物を供給する問題の是正、即ち市場の失敗を是正することを目的する。しかし、浅見（1994）によれば、土地利用規制としての用途制限については拘束力を持たなくなったと指摘する。その理由として、建築確認による規制方法を採用していることで、その後の利用用途や用途方法に対する規制が弱いこと、さらに、地域地

---

[7] 東京都都市整備局（2003）、木下・大月・深見（2008）、殿塚（2010）を参照

[8] 定期借家制度は、契約の更新がなく、期間の満了によって賃貸借が終了する定期借家契約を締結することができる制度で、2000年３月に導入された。

[9] わが国では、継続賃料抑制主義が採用されており、正常賃料（適正な実質賃料）が上昇した場合であっても、継続賃料は常に正常賃料を下回ることが保証されている。

[10] 福井秀夫（2007）を参照

区を定める場合に不適格用途が多くなることの回避策として、現状を追認するような比較的弱い用途制限を課していることにあるという。そして、用途制限が弱い場合には、同様の土地に様々な用途が競合するようになるといった状況を生じさせるため、弱い用途制限の克服策として、建築基準法に上乗せする形で規制を行う場合があるとされる。これと同様に、ワンルーム建築規制もワンルーム建築による住環境の悪化を懸念した自治体が、建築基準法の上乗せとしてワンルーム建築に制限を加えたものと思われる。

2.3　ワンルーム建築規制に関する条例の制定状況

東京都区部では、2001年に世田谷区で制定された世田谷区建築物の建築に係る住環境の整備に関する条例（施行は2002年４月）を皮切りに、ワンルーム建築規制に関する条例を制定する区が増加し、2013年１月１日現在で、18の区が条例を制定している状況にある（図１）。ただし、台東区、練馬区などでは、集合住宅全般の建築を対象とした条例やまちづくり条例の中で、ワンルーム建築規制に関する規定を定めている形をとっている。また、中央区についても、中央区地区計画の区域内における建築物の制限に関する条例の中で、ワンルーム建築規制に関する規定を定めている形をとっており、地区計画内のみの適用となっている。

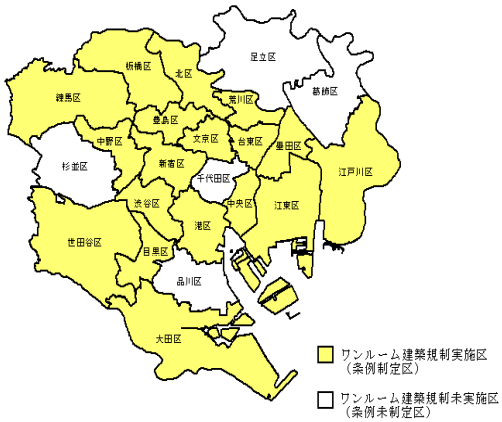


図１　ワンルーム建築規制に関する条例を制定している区の地理的分布

2.4　ワンルーム建築規制の方法

ワンルーム建築規制は、主に最低専有面積、ファミリータイプ附置義務、課税によって行われている。ただし、ワンルーム建築規制を実施している区（以下「規制実施区」という。）のすべてで実施されているのは、最低専有面積であることから、この義務が基本的な規制方法であると考えられる。また、規制実施区によっては、最低専有面積に加え、ファミリータイプ附置義務又は課税を実施して、規制の強化を図っているところが多いため、この２つの規制方法は、規制の上乗せとして捉えることができる。以下、これら３点を中心に規制の内容を整理する。なお、本稿においては、最低専有面積を中心とする規制を「基本型」とし、最低専有面積に加えてファミリータイプ附置義務又は課税を義務付ける規制を「上乗せ型」として位置付けることとする。

（１）　最低専有面積

各住戸における専有面積の下限を定めるもので、行政指導による規制開始当初から導入されていたものである。また、国が定める単身者の最低居住水準と関わりが深く、この水準を根拠

として最低専有面積の数値を定められてきた傾向にある[11]。また、現在実施されている最低専有面積については、多くの区が25㎡としているが、この数値は、住生活基本計画（全国計画）に定める単身者の最低居住面積水準（25㎡）と一致しており、ワンルーム建築規制の実施に際し、この数値を採用したと思われる。

（2） 規制の上乗せ

① ファミリータイプ附置義務

ワンルーム建築にあたって、一定の専有面積・一定の割合以上のファミリータイプを附置させるものである。この義務は、ワンルームの供給量を抑制する一方で、ファミリータイプを供給することによって、ファミリー世帯を誘導するものであるが、殿塚（2010）によれば、「ファミリータイプのマンション建設を直接的に促すことを狙ったものと考えられる。」としている。

ファミリータイプ附置義務の専有面積については､40㎡としているところが多く見られるが、附置数を含め、区によって異なっている。また、専有面積を40㎡としている点については、住生活基本計画（全国計画）に定める３人世帯の最低居住面積水準（40㎡）と一致しているため、３人以上の世帯を想定しているものと思われる。

② 課税

東京都区部では、豊島区で2004年６月から実施している。税の名称は、狭小住戸集合住宅税で、専有面積30㎡未満の住戸が９戸以上ある集合住宅を建築する際に、建築主に対して課税するもので、その課税額は、１戸につき50万円である。ただし、狭小住戸が８戸未満の集合住宅については、課税免除となる。また、狭小住戸集合住宅税は、法定外普通税であるが、この税の目的が、ワンルームマンションの新設を規制することにあり、税を集めることが目的でないことから、普通税とした経緯がある[12]。なお、豊島区狭小住戸集合住宅税の収入（課税）状況は、表１のとおりである。

表１ 豊島区狭小住戸集合住宅税の収入（課税）状況

年度（決算）	収入額（千円）	納税義務者（件数）	戸数（戸）
2004年	104,500	7	209
2005年	458,000	29	916
2006年	337,500	23	675
2007年	279,500	20	559
2008年	353,500	20	707
2009年	223,000	13	446
2010年	402,500	21	805
2011年	383,000	19	766

出典：豊島区からの情報提供により作成

③ その他

その他に実施されている義務として、施設の設置（駐車施設、駐輪施設、ごみ集積場、管理人室、集会所、バリアフリーに配慮した住戸等）、自治会の加入に関する協力、入居者に対する転入届出等の周知がある。これらの義務は、努力義務や一定の供給戸数に達した際に義務付けられる場合があるほか、ファミリータイプの集合住宅にも課される場合がある。

2.5 東京都区部における規制実施区のタイプと規制内容

東京都区部における規制実施区のタイプと規制内容は、表２のとおりである。

[11] 高見沢（1987）を参照

[12] 樺島（2009）を参照

表２ 東京都区部における規制実施区のタイプと規制内容（2013年１月１日現在）

規制実施区のタイプ		基本型		上乗せ型							
区名		江東	練馬	中央	港	新宿	文京	台東	墨田	目黒	大田
規制実施開始年		2008	2006	2003	2005	2004	2008	2005	2008	2008	2012
最低専有面積		25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡	25㎡
規制の上乗せ	ファミリータイプ附置義務	―	―	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
	課税	―	―	―	―	―	―	―	―	―	―

規制実施区のタイプ		上乗せ型								
区名		世田谷	渋谷	中野	豊島		北	荒川	板橋	江戸川
規制実施開始年		2002	2003	2011	2005	2004	2008	2007	2009	2006
最低専有面積		25㎡	28㎡	25㎡	20㎡	―	25㎡	25㎡	25㎡	平均30㎡
規制の上乗せ	ファミリータイプ附置義務	あり	あり	あり	―	―	あり	あり	あり	あり
	課税	―	―	―	―	50万円/戸	―	―	―	―

出典：各区の例規集（条例及び規則）及び聞き取りにより作成

2.6 ワンルーム新設戸数及び単独世帯増加数の推移

図２は、東京都区部におけるワンルーム新設戸数と規制実施区数の推移を表している。ワンルーム新設戸数は、1998年以後増加傾向にあったが、2005年を境に減少している。特に、2010年のワンルーム新設戸数は、2005年と比較して約３分の１まで減少しており、規制実施区数が増加する一方で、ワンルーム新設戸数の減少傾向が見て取れる。

また、図３は、東京都区部における５年ごとのワンルーム新設戸数と単独世帯増加数の推移を表している。2006年から2010年までの５年間における単独世帯増加数は、約40万世帯とこれまでの単独世帯増加数と比較して大幅に増加している。しかし、ワンルーム新設戸数が約８万５千戸となっており、ワンルーム新設戸数と単独世帯増加数との間に、大きな開差が見られる。この開差は、2005年以前のものと比べても大きい状況となっていることがわかる。

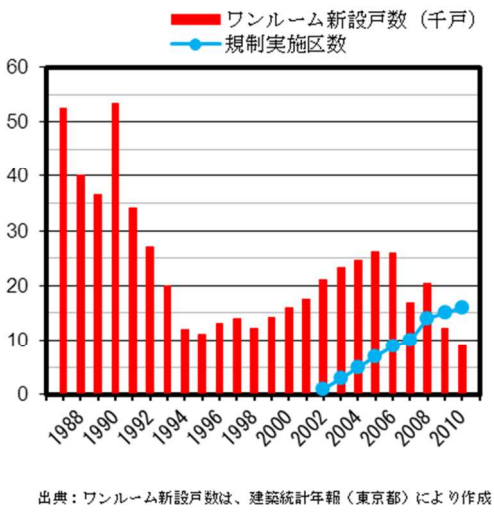


図２ ワンルーム新設戸数と規制実施区数（東京都区部）

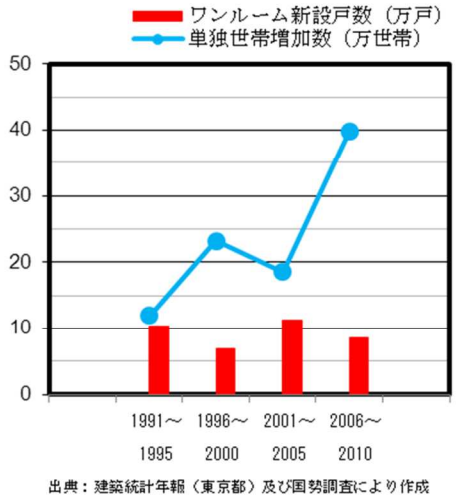


図３ ワンルーム新設戸数と単独世帯増加数（東京都区部）

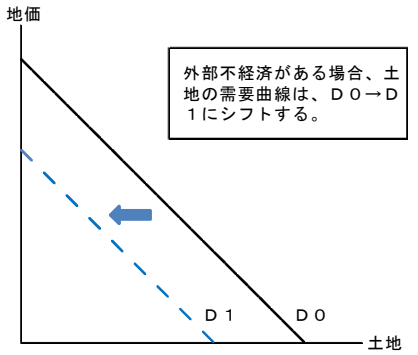
３　ワンルーム建築規制に関する理論分析

福井（2007）によれば、うまく機能している市場に政府が介入することは、人々の豊かさを損なうとされる。そのため、法などによる政府の介入が正当化されるためには、資源配分の効率性の観点から、市場の失敗[13]がある場合に限られるとされる。また、政府の介入にあたっては、市場の失敗を是正する限りにおける必要かつ十分なものでなければならないとする。そのため、ワンルーム建築規制が正当化されるためには、市場の失敗があり、かつ、介入方法が適切である必要がある。そこで、この章ではまず、この点ついて理論分析を行う。また、金本（1997）によれば、外部性制御のための土地利用規制が成功した場合には、地価が上昇することになるとされていることから、ワンルーム建築規制が地価に与える影響についても理論分析を行う。

3.1　居住マナーの問題に関する外部不経済

ゴミ出しの問題、騒音、自転車の放置といった居住マナーの問題は、近隣住民に不快や通行を妨げるなどといった外部不経済の原因となる。

そして、外部不経済が生じている地域では、図４に示すとおり、土地の需要曲線がＤ０からＤ１にシフトするため、地域の効用が低下することになる。このような場合には、資源配分が効率化せず、総余剰の最大化を図ることができないため、外部不経済の原因者に対して、外部性の内部化を図る必要があり、市場の失敗として、政府の介入が正当化される。

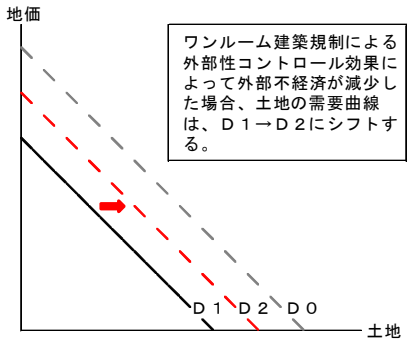


Ｄ０：外部不経済がない場合の土地の需要曲線
Ｄ１：外部不経済がある場合の土地の需要曲線

図４　外部不経済がある場合

3.2　ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果

居住マナーの問題による外部不経済は、ワンルーム入居者だけが起こすとは限らない。また、ワンルームそのものが居住マナーの問題を引き起こすわけではない。こうしたことから、仮にワンルーム建築規制によって外部不経済が減少したとしても、それは限定的であると言える。そのため、図５に示すとおり、ワンルーム建築規制によって外部不経済が減少している地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ２にシフトにする。しかし、政府がワンルーム入居者に限定せず、地域全体に外部性の内部化を図るような対応がとられた場合に



Ｄ０：外部不経済がない場合の土地の需要曲線
Ｄ１：外部不経済がある場合の土地の需要曲線
Ｄ２：ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果によって外部不経済が減少した場合の土地の需要曲線

図５　ワンルーム建築規制による外部性コントロール効果

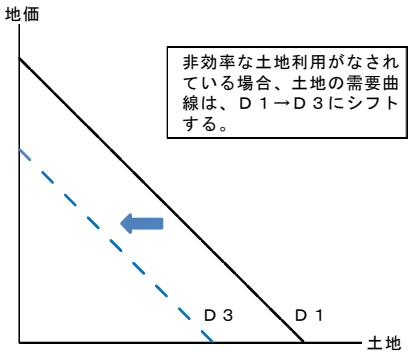
[13] 市場の失敗として想定される領域には、①公共財、②外部性、③取引費用、④情報の非対称、⑤独占・寡占・独占的競争の５つがある。

は、土地の需要曲線がＤ１からＤ０にシフトすることになるため、ワンルーム建築規制では、地域全体の外部不経済を解消することまでは期待しにくいと考えられる。

3.3　土地利用の非効率性

ワンルーム建築規制は、ワンルームの建築に一定の制限を加えるものである以上、土地の利用可能性に大きな影響を与える。ワンルーム建築規制が実施されている地域では、自由なワンルーム建築を行うことができなくなるため、ワンルームの供給を断念する場合や専有面積が広い、駅から遠いといった居住ニーズにあわないワンルームの供給を生じさせることが考えられる。

このように、ワンルーム建築規制は、有効な土地利用を阻害することから、非効率な土地利用がなされている場合が考えられる。そして、非効率な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線を図６に示すと、効率的な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線をＤ１とした場合、非効率な土地利用がなされている地域における土地の需要曲線はＤ３にシフトすることになる。



Ｄ１：効率的な土地利用がなされている場合の土地の需要曲線
Ｄ３：非効率な土地利用がなされている場合の土地の需要曲線

図６　土地利用の非効率性

3.4　外部性コントロール効果と土地利用の非効率性に影響を与える要因

ワンルーム建築規制の対象となるワンルームは、ワンルーム入居者における居住場所の選好と深い関わりがあり、駅に近い地域で供給されていることが知られている。しかし、駅に近い地域にもそれぞれ地域の特性がある上、規制方法が一律でないことから、ワンルーム建築規制が与える影響も地域によって異なることが考えられる。また、ワンルーム建築に制限を加えることは、土地所有者の利益最大化行動を変化させる可能性があり、当該変化を通じた地域への影響も考えられる。そこで、ワンルーム建築規制が有する外部性コントロール効果と土地利用の非効率性に影響を与える要因として、ワンルーム建築規制における規制方法の違い、居住場所の選好、地域の特性及び土地所有者における利益最大化行動を挙げ、これらを整理する。

まず、ワンルーム建築規制における規制方法の違いについてである。基本型は、最低専有面積を守れば供給することができるため､供給者にとっては対応可能な規制であると考えられる。また、敷地面積等を一定とした場合、供給可能なワンルーム戸数は規制前よりも減少するものの、大幅な供給減にならないと考えられることから、ワンルームの供給抑制機能は低く、外部性コントロール効果も小さいと考えられる。

これに対し、上乗せ型は、最低専有面積に加え、ファミリータイプの附置やワンルーム建築のための納税をする必要があり、効率性の大幅な低下と取引費用の増加という弊害が生じる。そのため、供給可能なワンルーム戸数は、規制前よりも大幅に減少することが考えられることから、ワンルームの供給抑制機能は高く、外部性コントロール効果と土地利用の非効率性が大きいことが考えられる。

次に、居住場所の選好についてである。清水・唐渡（2007）によれば、ワンルーム系に居住する消費者は環境水準よりも利便性を追求する傾向が強いことから、最寄り駅までの時間や都心までの時間に対してはより強い選好を顕示する傾向があるとされる。その一方、相対的に広い賃貸住宅に居住する消費者は、ファミリー層であることが多く、住環境に対して相対的に強い選好を顕示する傾向があるとされる。この指摘は、つまり、ワンルームの立地が多い地域とファミリータイプの立地が多い地域が異なっており、駅に近い地域にワンルーム、駅から遠い地域にファミリータイプの立地が多いと考えることができる。

なお、清水・唐渡（2007）によれば、最寄り駅までの時間と単位価格との関係について、12分を超えたところで、わずかではあるが、中古マンションの価格勾配が大きくなることを明らかにしており、この範囲内[14]が駅から近い地域として捉えることができるように思われる。

次に、地域の特性についてである。ワンルームが立地する場所は、先述のとおり駅に近い地域や利便性の高い地域が多いとされる。しかし、駅に近い地域が必ずしも利便性を重視した用途地域になっているとは限らず、住環境が重視されている用途地域も存在する。また、金本（1997）によれば、「一戸建ての住宅の多い地域では、既存の住民がアパートの建築を好まず、将来アパートに住むかもしれない人々の意見を無視してアパートの建築を規制するかもしれない。」とされる。このことに鑑みると、一戸建てが多い地域でワンルームの供給量が抑制された場合は、地域の効用が増加することも考えられるが、これとは反対に供給量が増加した場合には、地域の効用を低下させることも考えられる。

最後に、土地所有者における利益最大化行動についてである。駅に近い地域では、ワンルームの供給量が多いと考えられるが、ワンルーム建築規制の実施によって、ワンルームの供給量が減少する可能性が高いと考えられる。供給量の減少は、外部性コントロール効果が働く一方で、供給者の利益減少とワンルーム入居希望者の居住場所が奪われることとなる。そのため、この地域では、ワンルームの需要があるにもかかわらず、利益を最大化するためのワンルーム建築が困難となることが考えられ、結果的には、ワンルーム供給量の減少に伴う影響が生じる。

他方、駅から遠い地域では、ファミリータイプの供給量が多いと考えられ、規制実施前はファミリータイプを中心に供給していることが考えられる。しかし、ワンルーム建築規制が実施されると、駅に近い地域に住むことができないワンルーム入居希望者の受け皿が必要となることが考えられ、駅から遠い地域にワンルームの需要を生じさせる場合があると考えられる。そのため、駅から遠い地域の土地所有者は、ファミリータイプの供給に加え、ワンルームを供給することも考えられ、結果として、当該地域におけるワンルーム供給量が増加する場合が考えられる。ただし、駅から遠い地域では、住環境を重視するファミリー世帯が多く居住していると考えられるため、ワンルーム供給量の増加によって、地域の効用に影響を与えることも考えられる。

3.5　ワンルーム建築規制が地価に与える影響

これまで述べてきたように、ワンルーム建築規制には、外部性コントロール効果と土地利用

[14] 清水（2004）によれば、徒歩については、分速80mで移動するものと想定され、駅からの距離は約１キロになる。

の非効率性という２つの影響がある。そして、ワンルーム建築規制による地価への影響は、外部性コントロール効果と土地利用の非効率性との関係によって異なることが考えられるため、両者の関係によって地価がどのように影響するのか、次のとおり整理した。

［整理１］　外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも大きい地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ４にシフトし、地価がＰ０からＰ１に上昇することになる（図７）。

［整理２］　外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも小さい地域では、土地の需要曲線がＤ１からＤ５にシフトし、地価がＰ０からＰ２に低下することになる（図７）。

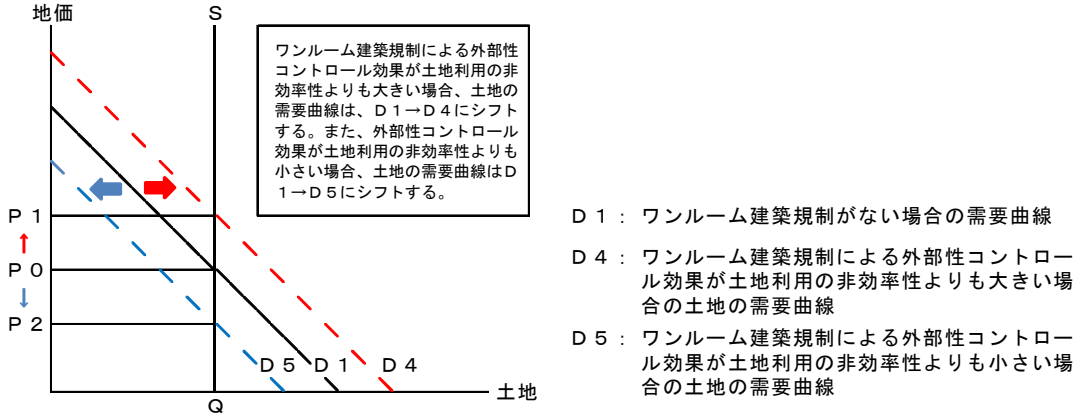


図７　ワンルーム建築規制が地価に与える影響

４　ワンルーム建築規制が地価に与える影響に関する実証分析

この章では、前章の理論分析に基づき、ワンルーム建築規制が地価に与える影響について実証分析を行う。実証分析にあたっては、規制方法の違い、居住場所の選好、地域の特性を踏まえた上で、外部性コントロール効果と土地利用の非効率性との関係を通じた地価への影響に関する仮説を立てることとした。また、仮説の検証に当たり、政策評価の分析に適した$Difference-in-Differences$（以下「ＤＩＤ分析」という。）の手法を用いた実証分析を行うとともに、ワンルームの立地が駅に近い地域であることや、ワンルーム供給量の変化による影響が駅から遠い地域に及んでいる可能性があることを考慮し、各用途地域を駅に近い地域と遠い地域に分割し、規制の影響を詳細に分析する。

4.1　仮説

実証分析に当たり、次の仮説を設定する。

［仮説１］　最低専有面積を中心とする規制（基本型）は、土地利用の非効率性が外部性コントロール効果よりも大きくなり、地価を低下させているのではないか。

［仮説２］　ファミリータイプ附置義務又は課税を上乗せする規制（上乗せ型）は、外部性コントロール効果が土地利用の非効率性よりも大きい場合と小さい場合があり、地価を上昇させている場合と地価を低下させている場合があるのではないか。

4.2　分析の方法

本稿は、ワンルーム建築規制という自治体が実施する政策の効果を資本化仮説に基づいて実証することを目的としている。そのため、実証分析にあたっては、政策評価の分析に適したＤＩＤ分析の手法を用いて行う。

ＤＩＤ分析は、法整備や政策転換といったイベントを外生的なショックとして扱い、このようなイベントが起きる前と後のデータを用いることにより、外生的なショックが市場にどのような影響を与えているのかを分析することができる手法で、政策変更などの影響が及ぶトリートメントグループと、影響が及ばないコントロールグループの２つのグループに分けることを前提とする。そして、時間を無視したグループ間の差とグループを無視した時間による差の差を見ることにより、政策による効果を取り出すものである[15]。この手法のメリットは、グループ固有の影響やその時期に生じた社会全体の変化を除去することができるため、純粋に政策変更が与えた影響を取り出すことができる点にある。なお、コントロールグループについては、政策変更の影響を受けていないということ以外は、トリートメントグループと同質である必要がある。

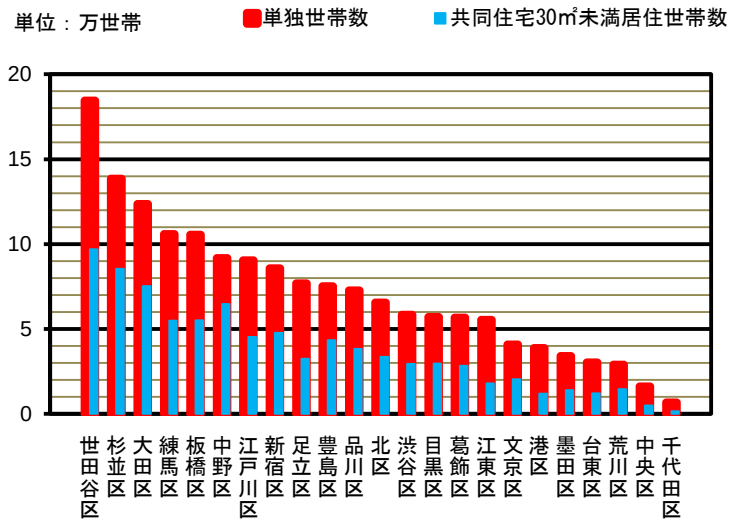
4.3　分析の対象

東京都区部で実施しているワンルーム建築規制は、世田谷区で実施後、都心部から周辺の区へと広がる形で実施されるようになったという特徴がある。また、ワンルーム建築規制の未実施区は、東京都区部の外縁部に集中している傾向にある。その一方、単身者の居住が少ない地域もある。そのような地域では、もともとワンルームの居住ニーズが低いか、ワンルームの家賃が高い地域であると考えられる。そのため、規制実施区を一律にトリートメントグループ、規制未実施区を一律にコントロールグループに位置付けてしまうと正確な分析ができないことも考えられる。

そこで、分析の対象については、ワンルームの入居者が想定される単身者の数を基準とすることとした。単身者が多い地域では、ワンルームの居住ニーズが高い地域であることが考えられ、ワンルーム建築規制が与える影響も大きいと考えられるからである。具体的な基準として

[15] 山鹿（2008）

は、2000年の単独世帯数（図８）が５万世帯以上の区（表３）とした。なお、基準の時点を「2000年」とした理由は、多くの区が2002年から2008年までにワンルーム建築規制を実施しているため、規制の影響を受ける前の単独世帯数とする必要があり、単独世帯数を把握することができる国勢調査実施年が2000年であったことによる。また、単独世帯数の基準を「５万世帯以上」としたのは、多くの区が単独世帯数５万世帯以上であり、かつ、規制未実施区においても、千代田区を除き５万世帯以上であったことによる。



出典：国勢調査（２０００年）により作成

図８　東京都区部における単独世帯数と共同住宅30㎡未満居住世帯数（2000年）

表３　分析の対象

規制実施区	基本型	江東区　練馬区
	上乗せ型	新宿区　目黒区　世田谷区　渋谷区 中野区　豊島区　北区　板橋区　江戸川区
未実施区		品川区　大田区　杉並区　足立区　葛飾区

備考　データの関係上、規制実施区と規制未実施区は、2012年１月１日現在とした。

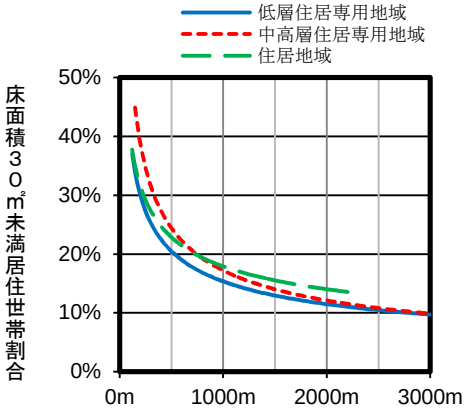
4.4　使用するデータ

使用するデータは、2000年から2012年までの13年間における住居系地域の公示地価である。

2000年からのデータを用いた理由は、ＤＩＤ分析の場合、規制実施前のデータを用いる必要があること、また、分析対象の基準を2000年の単独世帯数としたことによる。

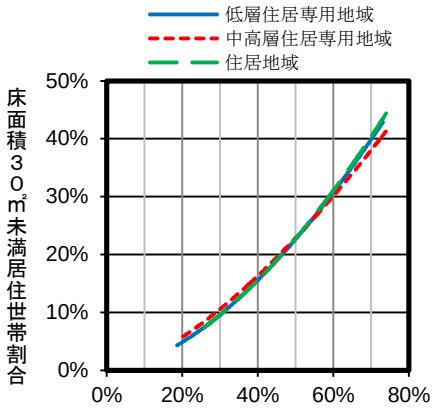
他方、図９は、2010年における公示地価ポイントの最寄り駅までの道路距離と床面積30㎡未満居住世帯割合[16]との関係、図10は、2010年における公示地価ポイントの単独世帯割合[17]と床面積30㎡未満居住世帯割合との関係を表したものである。

図９が示すとおり、最寄り駅までの道路距離と床面積30㎡未満居住世帯割合との関係は、最寄り駅までの距離が長くなるほど、その割合が低下していることがわかる。また、図10に示されているとおり、単独世帯割合が上昇すると、床面積30㎡未満居住世帯割合も上昇する傾向にあることが見て取れる。これらについては、清水・唐渡（2007）が指摘するように、ワンルームの入居が想定される単身者が、駅に近い地域や利便性の高い地域を居住場所として選好する傾向にあると言える。



出典：国勢調査及び公示地価により作成

図９　公示地価ポイントにおける最寄り駅までの道路距離と床面積30㎡未満居住世帯割合（2010年）



出典：国勢調査により作成

図10　公示地価ポイントにおける単独世帯割合と床面積30㎡未満居住世帯割合（2010年）

4.5　推計モデル及び変数の説明

推計モデルは、次のとおりである。

$$lnPL_{it} = \beta_0 + \beta_1 BSD_{it} + \beta_2 ADD_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 LD_j + \beta_5 RD_k + \beta_6 TD_l + \varepsilon_{it}$$

被説明変数は、公示地価（円／㎡）の対数値（$lnPL_{it}$）を用いた。また、説明変数は、規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）、規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）、

[16] 住居の延べ面積0～29㎡の一般世帯数を一般世帯数の総数で除して得た値を用いた。また、公示地価ポイントの所在地に丁番号が含まれている場合は、当該丁目における床面積30㎡未満居住世帯割合を、丁番号が含まれていない場合は当該町（大字）における床面積30㎡未満居住世帯割合を用いた。2010年のデータを用いたのは、床面積30㎡未満居住世帯割合に関するデータを入手できたのが2010年のみであったことによる。

[17] 世帯人員１人の一般世帯数を一般世帯数の総数で除して得た値を用いた。また、公示地価ポイントの所在地に丁番号が含まれている場合は、当該丁目における単独世帯割合を、丁番号が含まれていない場合は、当該町（大字）における単独世帯割合を用いた。

土地に関する変数（X_{it}）、区ダミー（LD_j）、沿線ダミー（RD_k）、年次ダミー（TD_l）を用いた。なお、ε_{it}は誤差項、iは公示地価ポイント、tは年次を表している。

①規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）と②規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）は、規制実施区のうち、①規制実施区（基本型）、②規制実施区（上乗せ型）において、当該規制実施年後であることを表すダミー変数である。推計の結果、この変数の係数が正となった場合は、当該規制が地価に正の影響を与えていることになるが、係数が負となった場合は、当該規制が地価に負の影響を与えていることになる。なお、前章で論じてきたように、居住場所の選好や地域の特性等によって規制の効果が異なると思われるため、規制実施区（基本型）実施年後ダミー（BSD_{it}）と②規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー（ADD_{it}）に、最寄り駅までの道路距離、住居系地域（距離区分なし）ダミー、住居系地域（距離区分あり）ダミーとの交差項を作成し、上記推計モデルとは別に、交差項モデルとして分析を行った。

土地に関する変数（X_{it}）は、地積（㎡）、指定容積率（%）、前面道路幅員（m）、最寄り駅までの道路距離（m）、東京駅までの時間距離（分）のほか、ダミー変数として、形状（台形）ダミー、形状（不整形）ダミー、用途地域ダミーを用いた。

地積と指定容積率は、土地利用の自由度を表す指標として用いた。土地の規模が大きくなることで、土地の利用度が高まること、また、指定容積率が増すことで、有効利用可能な面積が増加することになると考えられるため、予想される符号は、それぞれ正である。

前面道路幅員は、公示地価ポイント付近の密集度を表す指標として用いた。前面道路幅員が広い場合、公示地価ポイント付近の密集度が低いと考えられること、また、建築可能な建物の容量とも密接であることから、予想される符号は正である。

最寄り駅までの道路距離と東京駅までの時間距離は、その距離が遠くなるにつれて都市集積が進んでいる地域から離れることが考えられ､利便性が低下する可能性があることから用いた。そのため、予想される符号は、それぞれ負である。

形状（台形）ダミーと形状（不整形）ダミーは、土地の形状を表す指標として用いた。公示地価ポイントの土地の形状が整形でない場合、整形の場合よりも土地利用の条件が悪くなると考えられるため、予想される符号は、それぞれ負である。

用途地域ダミーは、住環境を表す指標として用いた。第一種低層住居専用地域でない場合、住環境が良好でなくなる場合が考えられるため、予想される符号は負である。

区ダミー（LD_j）と沿線ダミー（RD_k）は、不動産固有の要因では説明できない地域の特性を表す指標として用いた。行政サービスの水準や住環境の違い、沿線単位で価格構造が異なる場合があることなどを考慮したものである。

年次ダミー（TD_l）は、時間の経過による影響を表す指標として用いた。年次によって、景気の変動などの価格変動を考慮したものである。

なお、変数の内容及び出典については表４、基本統計量については表５のとおりである。

表４　変数の内容及び出典

変　　数	内　　容	出典
ln公示地価（円／㎡）	2000年から2012年までの地価公示（住居系地域）。対数値を用いた。	公示地価
規制実施区（基本型）実施年後ダミー	公示地価ポイントが規制実施区（基本型）の区域内にあり、当該規制実施後である場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数	各区例規集（条例・規則）
規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー	公示地価ポイントが規制実施区（上乗せ型）の区域内にあり、当該規制実施後である場合は１、それ以外は０をとるダミー変数	各区例規集（条例・規則）
地積（㎡）	公示地価ポイントの地積	公示地価
指定容積率（%）	公示地価ポイントの指定容積率	公示地価
形状（台形）ダミー	公示地価ポイントの土地の形状が台形である場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数	公示地価
形状（不整形）ダミー	公示地価ポイントの土地の形状が不整形である場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数	公示地価
前面道路幅員（m）	公示地価ポイントの前面道路の幅員	公示地価
最寄り駅までの道路距離（m）	公示地価ポイントから最寄り駅までの道路距離	公示地価
東京駅までの時間距離（分）	公示地価ポイントの最寄り駅から東京駅までの乗車時間（乗換時間を含む。）	公示地価、goo路線
用途地域ダミー	第一種低層住居専用地域を基準として、公示地価ポイントが該当する用途地域内にある場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数 ①第二種低層住居専用地域 ②第一種中高層住居専用地域 ③第二種中高層住居専用地域 ④第一種住居地域 ⑤第二種住居地域 ⑥準住居地域	公示地価
区ダミー	渋谷区を基準として、公示地価ポイントが該当区の区域内にある場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数。なお、ダミー変数の数は、15ある。	公示地価
沿線ダミー	山手線を基準として、公示地価ポイントの最寄り駅が該当沿線である場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数。なお、最寄り駅が複数の沿線に該当する場合は、大都市交通センサスで利用者が多い方を沿線とした。なお、ダミー変数の数は、44ある。	公示地価、goo路線、大都市交通センサス
年次ダミー	2000年を基準として、公示地価の調査時点が該当年である場合は１、それ以外の場合は０をとるダミー変数	公示地価
住居系地域（距離区分なし）ダミー	住居系の用途地域を①から③までのとおり区分し、公示地価ポイントがその区分に該当する地域内にある場合は１、それ以外は０をとるダミー変数 ①低層住居専用地域 　第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域 ②中高層住居専用地域 　第一種中高層住居専用地域・第二種中高層住居専用地域 ③住居地域 　第一種住居地域・第二種住居地域・準住居地域	公示地価
住居系地域（距離区分あり）ダミー	住居系の用途地域を①から⑥までのとおり区分し、公示地価ポイントがその区分に該当する地域内にある場合は１、それ以外は０をとるダミー変数 ①低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内） 　第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域かつ最寄り駅までの道路距離が1000m以内 ②低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上） 　第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域かつ最寄り駅までの道路距離が1001m以上 ③中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内） 　第一種中高層住居専用地域・第二種中高層住居専用地域かつ最寄り駅までの道路距離が1000m以内 ④中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上） 　第一種中高層住居専用地域・第二種中高層住居専用地域かつ最寄り駅までの道路距離が1001m以上 ⑤住居地域（最寄り駅から1000m以内） 　第一種住居地域・第二種住居地域・準住居地域かつ最寄り駅までの道路距離が1000m以内 ⑥住居地域（最寄り駅から1001m以上） 　第一種住居地域・第二種住居地域・準住居地域かつ最寄り駅までの道路距離が1001m以上	公示地価

表５　基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
公示地価	11097	435750.9	164178.9	148000	2200000
ｌｎ公示地価	11097	12.92444	0.34187	11.90497	14.60397
規制実施区（基本型）実施年後ダミー	11097	0.06074	0.23886	0	1
規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー	11097	0.25665	0.43680	0	1
地積	11097	194.19670	139.68790	40	3089
指定容積率	11097	180.95520	74.75318	60	400
形状（台形）ダミー	11097	0.06263	0.24231	0	1
形状（不整形）ダミー	11097	0.00523	0.07211	0	1
前面道路幅員	11097	5.75968	3.36994	2	40
最寄り駅までの道路距離	11097	828.12020	559.27820	90	4100
東京駅までの時間距離	11097	29.76273	7.95103	9	47
用途地域ダミー					
第二種低層住居専用地域	11097	0.01451	0.11958	0	1
第一種中高層住居専用地域	11097	0.27025	0.44411	0	1
第二種中高層住居専用地域	11097	0.02208	0.14694	0	1
第一種住居地域	11097	0.23772	0.42571	0	1
第二種住居地域	11097	0.01694	0.12906	0	1
準住居地域	11097	0.01478	0.12067	0	1
区ダミー		（省略）			
沿線ダミー		（省略）			
年次ダミー		（省略）			
住居系地域（距離区分なし）ダミー					
低層住居専用地域	11097	0.43823	0.49619	0	1
中高層住居専用地域	11097	0.29233	0.45485	0	1
住居地域	11097	0.26944	0.44369	0	1
住居系地域（距離区分あり）ダミー					
低層住居専用地域（最寄り駅から1000ｍ以内）	11097	0.32540	0.46855	0	1
低層住居専用地域（最寄り駅から1001ｍ以上）	11097	0.11282	0.31639	0	1
中高層住居専用地域（最寄り駅から1000ｍ以内）	11097	0.22240	0.41588	0	1
中高層住居専用地域（最寄り駅から1001ｍ以上）	11097	0.06993	0.25504	0	1
住居地域（最寄り駅から1000ｍ以内）	11097	0.21961	0.41400	0	1
住居地域（最寄り駅から1001ｍ以上）	11097	0.04983	0.21761	0	1

4.6　推計結果

推計結果は、表６のとおりである。

表６　推計結果

ln公示地価	基本モデル		交差項モデル（1）		交差項モデル（2）		交差項モデル（3）	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
①規制実施区（基本型）実施年後ダミー	−0.04730	0.00574 ***	−0.01436	0.00860 *				
①×最寄り駅までの道路距離			−0.00004	0.00001 ***				
①×低層住居専用地域					−0.06339	0.00630 ***		
①×低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							−0.05357	0.00716 ***
①×低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.08350	0.00912 ***
①×中高層住居専用地域					−0.02349	0.01159 **		
①×中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							−0.01877	0.01205
①×中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.03925	0.03248
①×住居地域					−0.00241	0.01240		
①×住居地域（最寄り駅から1000m以内）							0.00010	0.01296
①×住居地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.02488	0.03162
②規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー	0.02004	0.00387 ***	0.06171	0.00548 ***				
②×最寄り駅までの道路距離			−0.00006	0.00001 ***				
②×低層住居専用地域					0.06892	0.00516 ***		
②×低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							0.08762	0.00533 ***
②×低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.00915	0.00793
②×中高層住居専用地域					−0.00025	0.00513		
②×中高層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）							0.00264	0.00555
②×中高層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.01139	0.00850
②×住居地域					−0.00887	0.00531 *		
②×住居地域（最寄り駅から1000m以内）							−0.00983	0.00548 *
②×住居地域（最寄り駅から1001m以上）							−0.00437	0.01119
地積	0.00024	0.00001 ***	0.00023	0.00001 ***	0.00023	0.00001 ***	0.00023	0.00001 ***
指定容積率	0.00020	0.00003 ***	0.00020	0.00003 ***	0.00023	0.00003 ***	0.00023	0.00003 ***
形状（台形）ダミー	−0.01112	0.00416 ***	−0.00936	0.00414 **	−0.01062	0.00413 ***	−0.00865	0.00411 **
形状（不整形）ダミー	−0.08458	0.01436 ***	−0.08543	0.01428 ***	−0.07602	0.01422 ***	−0.07203	0.01412 ***
前面道路幅員	0.01228	0.00045 ***	0.01216	0.00045 ***	0.01232	0.00045 ***	0.01208	0.00044 ***
最寄り駅までの道路距離	−0.00017	0.00000 ***	−0.00016	0.00000 ***	−0.00017	0.00000 ***	−0.00016	0.00000 ***
東京駅までの時間距離	−0.00835	0.00028 ***	−0.00814	0.00028 ***	−0.00816	0.00028 ***	−0.00785	0.00028 ***
用途地域ダミー								
第二種低層住居専用地域	−0.01765	0.00955 *	−0.02035	0.00950 **	−0.01770	0.00947 *	−0.0196	0.0094 **
第一種中高層住居専用地域	−0.03436	0.00391 ***	−0.03304	0.00390 ***	−0.02428	0.00420 ***	−0.0226	0.0042 ***
第二種中高層住居専用地域	−0.05290	0.00807 ***	−0.05541	0.00802 ***	−0.03897	0.00822 ***	−0.0359	0.0082 ***
第一種住居地域	−0.04624	0.00539 ***	−0.04636	0.00536 ***	−0.03360	0.00559 ***	−0.0305	0.0056 ***
第二種住居地域	−0.08958	0.00955 ***	−0.09081	0.00950 ***	−0.07062	0.00974 ***	−0.0639	0.0097 ***
準住居地域	−0.18448	0.01331 ***	−0.18324	0.01324 ***	−0.17639	0.01326 ***	−0.1715	0.0132 ***
区ダミー	yes		yes		yes		yes	
沿線ダミー	yes		yes		yes		yes	
年次ダミー	yes		yes		yes		yes	
定数項	13.83907	0.01250 ***	13.8228	0.01251 ***	13.81750	0.01246 ***	13.79910	0.01247 ***
観測数	11097		11097		11097		11097	
自由度調整済み決定係数	0.9095		0.9106		0.9115		0.9128	

※表中の***、**、*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%に対応する。

（１） 規制実施区（基本型）実施年後ダミー

基本モデルでは、規制実施区（基本型）の地価が4.7%低下していることが、１%水準で統計的に有意に示された。また、最寄り駅までの道路距離に着目した交差項モデル（１）では、最寄り駅までの道路距離０m地点の地価が1.4%低下していることが10%水準で統計的に有意に示され、道路距離が１m延びるごとに地価が0.004%低下することが１%水準で統計的に有意に示された。

次に、用途地域に着目して分析を行った交差項モデル（２）では、低層住居専用地域の地価が6.3%低下、中高層住居専用地域の地価が2.3%低下していることが、それぞれ１%水準及び５%水準で統計的に有意に示された。また、各用途地域を最寄り駅から1000m以内と1001m以上に区分して分析を行った交差項モデル（３）では、低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が5.4%低下、低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）の地価が8.4%低下していることが、それぞれ１%水準で統計的に有意に示された。この点については、特にワンルームの立地が少ないと思われる低層住居専用地域（最寄り駅から1001m以上）が低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）よりも負の値が大きい点が特出すべき点である。なお、このモデルについては、統計的に有意な結果が出ていないものの、最寄り駅から1001m以上の中高層住居専用地域と住居地域も負の符号が出ている。

（２） 規制実施区（上乗せ型）実施年後ダミー

基本モデルでは、規制実施区（上乗せ型）の地価が2.0%上昇していることが、１%水準で統計的に有意に示された。また、交差項モデル（１）では、最寄り駅までの道路距離０m地点の地価が6.2%上昇していることが１%水準で統計的に有意に示され、道路距離が１m延びるごとに地価が0.006%低下することについても１%水準で統計的に有意に示された。この点については、最寄り駅までの道路距離が1029m地点で地価の上昇が０%となり、地価が上昇する地域は、駅に近い地域、つまり、ワンルームの立地が多いと考えられる地域と一致している。

次に、交差項モデル（２）では、低層住居専用地域の地価が6.9%上昇している一方で、住居地域の地価が0.9%低下していることが、それぞれ１%水準及び10%水準で統計的に有意に示された。また、交差項モデル（３）では、低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が8.8%上昇している一方で、住居地域（最寄り駅から1000m以内）の地価が1.0%低下していることが、それぞれ１%水準及び10%水準で統計的に有意に示された。なお、このモデルについては、統計的に有意な結果が出ていないものの、各用途地域における最寄り駅から1001m以上の地域で負の符号が出ている。

（３） その他の変数

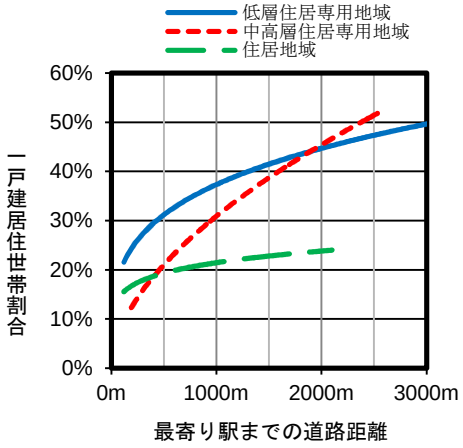
その他の変数については、予想通りの結果となった。表６で結果を省略した区ダミーは、そのすべてが負の符号が出ており、１%水準で統計的に有意に示された。また、沿線ダミーは、一部で統計的に有意な結果が出ていないが、概ね１%水準で統計的に有意、年次ダミーは、一部が10%の水準で統計的に有意に示されたが、それ以外は１%水準で統計的に有意に示された。

５　考察

この章では、前章の実証分析を踏まえて、考察を行う。

まず、最低専有面積を中心とする規制方法（基本型）は、地価に負の影響を与える結果となっており、外部性コントロール効果よりも土地利用の非効率性が大きい規制方法であることが明らかとなった。また、地域的にワンルームの立地が多いと考えられる住居地域（最寄り駅から1000m以内）では、地価に影響が出ていないことから、ワンルームの供給抑制機能は小さいと考えられる。

他方で、低層住居専用地域では、最寄り駅から1000m以内の地域と1001m以上の地域の双方で地価に負の影響が出ている。この地域は、他の用途地域よりも床面積30㎡未満居住世帯割合が低く、一戸建居住世帯割合[18]（図11）が高いという特徴をもっていることから、他の用途地域よりも住環境が重視されているように考えられる。そして、低層住居専用地域における最寄り駅から1000m以内の地域では、ワンルームの供給抑制機能が小さいことで、住環境が改善される可能性が低いといったことや、収益性の低下、居住ニーズよりも広い専有面積のワンルームが供給されていることで、地域の効用を低下させたと考えられる。



出典：国勢調査及び公示地価により作成

図11　規制実施区の公示地価ポイントにおける最寄り駅までの道路距離と一戸建居住世帯割合との関係（2010）

また、低層住居専用地域における最寄り駅から1001m以上の地域については、住環境を重視するファミリー世帯が多く居住していると考えられることから、ワンルーム供給量の減少に伴う負の影響は考えにくい地域である。そのため、この地域においては、ワンルームの供給量が増加したことに伴って、ファミリー世帯の効用を低下させたと考えられる。つまり、最低専有面積によって、ワンルームの立地を郊外に拡散させ、ワンルームとファミリータイプ・一戸建てが混在するエリアの拡大や当該エリアの混在度を高めている可能性があると考えられる。

次に、最低専有面積にファミリータイプ附置義務又は課税を上乗せする規制方法（上乗せ型）は、地価に正の影響を与える地域と負の影響を与える地域があり、外部性コントロール効果、土地利用の非効率性が大きい規制方法であると考えられる。また、地域的にワンルームの立地が多いと考えられる住居地域（最寄り駅から1000m以内）では、地価に負の影響を受けていることから、ワンルームの供給抑制機能は大きいと考えられる。

他方で、低層住居専用地域（最寄り駅から1000m以内）で地価に正の影響が出ている。この地域は、先述のとおり他の地域よりも床面積30㎡未満居住世帯割合が低く、一戸建居住世帯割合が高いという特徴をもっていることから、ワンルームの供給抑制機能が大きいことで、住環

[18] 一戸建の主世帯数を主世帯数の総数で除して得た値を用いた。また、公示地価ポイントの所在地に丁番号が含まれている場合は、当該丁目における一戸建居住世帯割合を、丁番号が含まれていない場合は、当該町（大字）における一戸建居住世帯割合を用いた。

境の改善に係る期待が高まり、住環境を重視する地域の効用を増加させたと考えられる。その一方、負の影響が出ている住居地域（最寄り駅から1000m以内）では、利便性が高い地域と考えられることや他の用途地域よりも床面積30㎡未満居住世帯割合が高いことを踏まえると、ワンルームの需要を満たせないことが原因で地価を低下させたと考えられる。なお、統計的に有意な結果が出ていないが、最寄り駅から1001m以上の各用途地域で負の符号が出ている。これは、ワンルームの供給量が増えている可能性があるものの、供給抑制機能が大きいことが要因で、結果的に影響を与えていないと考えられるが、今後、東京都区部におけるワンルームの需要が増えるようであれば、こうした地域にも影響が出ると考えられるため、注視が必要であると思われる。

なお、この規制方法（上乗せ型）によって、地価が上昇している地域があるが、この地域は、最低専有面積を中心とする規制（基本型）においても影響を受けている上、床面積30㎡未満居住世帯割合が低く、一戸建居住世帯割合が高いという特徴をもっている。このことを踏まえると、外部性コントロール効果が適切になされたことによる地価の上昇というよりも、ワンルームの供給制限がかかったことによる地価の上昇と捉えることもできるため、この点については考慮する必要がある。

以上の考察を踏まえると、ワンルーム建築規制は、土地利用の非効率性よりも外部性コントロール効果が大きい場合が限定的で、外部性コントロール効果よりも土地利用の非効率性が大きい場合がほとんどであることから、外部性対策としては適切でないと考えられる。

６　政策提言

前章の考察を踏まえ、この章では、ワンルーム建築規制に関する政策提言を行う。

［政策提言］　居住マナーの問題は、行為に対する外部性対策で対応を図り、ワンルーム建築規制は、廃止すべきである。

なお、本稿の分析結果からは得られていないものもあるが、上記政策提言に当たり、経済学の見地から次のとおり付言する。居住マナーの問題は、行為に関する問題であり、ワンルームとは直接関係せず、ワンルーム入居者以外の者も引き起こすことが考えられることから、ワンルーム建築を規制したとしても、地域全体における居住マナーの問題は解決しない。また、ファミリータイプの供給は、ファミリー世帯の居住ニーズを高める政策やファミリータイプを供給するためのインセンティブを与える政策を実施する方が、総余剰を最大化できると考える。

なお、ワンルーム建築規制によって地価が上昇している地域があるため、当該地域の地価を低下させない形で政策転換を図る必要がある。

7　おわりに

本稿では､ワンルーム建築規制が住居系地域に与える影響に焦点をあてて分析を行ってきた。この分析では、居住場所の選好や地域の特性等を考慮したことで、規制の影響を受けている地域を鮮明にできたと考える。

また、第４章の分析結果から、ワンルーム建築規制が外部性対策として適切でないとの結論に至り、前章でワンルーム建築規制の廃止について政策提言を行った。

しかし、本稿で明らかとなった課題もある。本稿では、第５章において、ワンルームの立地が郊外に拡散し、ワンルームとファミリータイプ・一戸建てが混在するエリアの拡大や当該エリアの混在度を高めている可能性があることを指摘したが、そのような地域にどの程度ワンルームの供給戸数が増加し、どの程度混在度を高めているかまでは明らかにすることができなかった。

ワンルームやファミリータイプの供給は、ワンルーム入居者、ファミリー世帯それぞれの居住場所の選好に応じて行うことが総余剰の最大化につながると考えられるが、ワンルーム建築規制によってそのことが阻害されているのであれば、単に地域の効用を低下させている政策であると考えられるため、その意味においても、今回明らかとなった課題を検証していく必要があると思われる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授（主査)、中川雅之客員教授（副査)、吉田恭教授（副査)、戎正晴客員教授（副査）から、丁寧かつ熱心な御指導を賜りました。また、福井秀夫教授（プログラムディレクター)､安藤至大客員准教授をはじめとするまちづくりプログラムの教員の皆様からも、御多忙にもかかわらず、貴重な御意見を賜りました。ここに記し、深く感謝を申し上げます。

また、１年間という限られた期間ではありますが、切磋琢磨し、ときには助け合いながら過ごしたまちづくりプログラム及び知財プログラムの学生の皆様にも、多くの御意見を賜りました。ここに記し、深く感謝を申し上げます。

最後になりますが、本学での研究及び有益な学習の機会を与えていただきました派遣元並びに学生生活に快く協力してくれた妻及び家族にも深く感謝をいたします。

なお、本稿は、個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解及び内容に関する誤りは、すべて筆者の責任にあることを申し添えます。

参考文献

浅見泰司（1994）「第４章　土地利用規制」　八田達夫編　『東京一極集中の経済分析』　日本経済新聞社

有井美由紀（2011）「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～」『平成22年度まちづくりプログラム論文集』政策研究大学院大学政策研究科 p.p93-116

小中章雄（2009）「地方独自課税が住宅市場に与える影響の経済学的分析　～東京都豊島区「狭小住戸集合住宅税（ワンルームマンション税）」の事例検証～」『財政経済理論研修論文集』2009 p.p27-40

金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社

樺島秀吉「「ワンルームマンション税」でコミュニティ崩壊に歯止め」『月刊ガバナンス』2009 March p.p92-94

木下龍二・大月敏雄・深見かほり（2008）「東京２３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』第73巻 第624号 p.p263-270

年度 2009.11 p.p27-40

清水千弘（2004）『不動産市場分析　－不透明な不動産市場を読み解く技術－』住宅新報社

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

高見沢実（1987）「指導要綱等による小規模開発の規制誘導方策に関する考察　－東京２３区を対象として－」『昭和62年度第22回日本都市計画学会学術研究論文集』p.p409-414

高見沢実（1989）「指導要綱等の運用過程に着目した小規模開発規制誘導方策の総合化に関する考察」『1989年度第24回日本都市計画学会学術研究論文集』p.p199-204

寺尾仁（1986）「ワンルーム・マンション指導要綱の意義　－基礎自治体における住宅政策の端緒－」『地域開発』第258号 1986.3 p.p41-50

東京都都市整備局（2003）『平成15年度東京都住宅白書』

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』第70号 p.p37-41

福井秀夫（2001）『都市再生の法と経済学』信山社出版株式会社

福井秀夫（2007）『ケースからはじめよう　法と経済学』日本評論社

福井秀夫（2008）「経済教室」日本経済新聞2008年８月26日

山鹿久木（2008）「都心回帰が市場に与える影響をどのように定量化するのか　－計量経済学の手法を用いた分析－」『都市住宅学』2008 winter 第60号 p.p3-7

地震保険制度の加入率に関する考察

～住宅性能表示制度の耐震等級に着目して～

― 要 旨 ―

東日本大震災の発生を契機として、地震保険に対する関心が高まり、現在、その世帯加入率は 26.0%（2011 年度）と、震災前と比べて高い伸びを見せた。しかし、保険加入率の水準としては決して高いものとは言えず、政府の政策目標としても地震保険加入率の上昇を掲げている中、本研究では現状の保険加入率低迷の原因を探るべく、地震保険加入率がどのような要因に影響を受けているかを実証分析により検証した。

検証の結果、将来において大震災が予測されるエリア（首都直下型地震エリア）や過去の震災で高額の公的支援を受けたエリアでは、地震保険の加入率が他より低く、かつ、耐震性能の低い住宅となる傾向があることが判明した。このことは、耐震性能に応じたリスク負担により地震保険等に備える必要が特に強いと考えられること、耐震性能の低い住宅が地震保険に備えないことに対する何らかの対応が重要になることが示唆される。

以上の結果を踏まえ、今後の地震保険制度のあり方について提言する。

2013 年（平成 25 年）２月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU12622　山下　和博

目　次

１．はじめに…… **1**

２．地震保険制度の概要等…… **3**
2.1　地震保険制度の概要…… 3
2.2　地震保険制度の加入率上昇について…… 5

３．住宅性能表示制度の概要…… **6**

４．地震保険の加入率上昇に関する理論分析…… **7**
4.1　保険市場におけるスクリーニング…… 7
4.2　地域別・構造別の被災リスクに応じたスクリーニング…… 8
4.3　仮説…… 8

５．実証分析等の方針及び研究フロー…… **8**

６．【実証分析１】地震保険付帯率に影響を及ぼす決定要因について…… **9**
6.1　分析方法…… 10
6.2　使用データ…… 10
6.3　推定結果…… 11

７．【実証分析２】耐震性能の高い住宅の建設・購入に影響を及ぼす決定要因について…… **12**
7.1　分析方法…… 12
7.2　使用データ…… 12
7.3　推定結果…… 13

８．推定結果の考察…… **14**
8.1　考察１（仮説の検証）…… 14
8.2　考察２（その他の事象）…… 14

９．まとめと今後の課題…… **15**
9.1　政策提言…… 15
9.2　今後の課題…… 16

１．はじめに

我が国は、環太平洋火山帯に位置しており、その位置、地形、地質等の自然条件から、地震をはじめとする災害が発生しやすい土地柄である。地震に関して言えば、世界全体に占める日本の地震発生割合は、マグニチュード６以上の地震回数について 20.5%を占めるなど、世界の 0.25%しかない国土面積に比べて、非常に高い割合となっており、まさに「地震大国」と言うにふさわしい状況である。

そして、平成 23 年３月に発生した東日本大震災においては、死者 15,880 名、建物全壊 128,918 戸（平成 25 年２月 13 日現在）[1]等の未曽有の被害をもたらし、今なお仮設住宅等に避難し不自由な生活を強いられている方々が数多く存在している。東日本大震災については、地震保険の保険金約 12,241 億円が被保険者に支払われているが、その内、約 5,545 億円（平成 24 年４月２日現在）[2]は政府による再保険制度(詳細は後述)により、国の資金（責任準備金）が投入されている。

その地震保険の加入率であるが、昭和 41 年の制度創設以来、数々の地震被害を経て、その加入率及び付帯率は表１のとおり着実に増加しているものの、平成 23 年度現在、世帯加入率は 26.0%、火災保険への付帯率は 53.7%と決して高くない。現在の地震保険は火災保険に自動付帯して販売される仕組みであるにも関わらず、火災保険加入世帯の半数以上の世帯が自らの意志で地震保険を外している状況にある。

表１　地震保険加入率・付帯率等の推移

（出所：日本損害保険協会 HP）

	世帯数	契約件数	世帯加入率(%)	火災保険付帯率(%)
1994 年度	44,235,735	3,968,835	9.0	–
1995 年度	44,830,961	5,181,407	11.6	–
1996 年度	45,498,173	5,975,416	13.1	–
1997 年度	46,156,796	6,565,221	14.2	–
1998 年度	46,811,712	6,923,684	14.8	–
1999 年度	47,419,905	7,325,847	15.4	–
2000 年度	48,015,251	7,664,480	16.0	–
2001 年度	48,637,789	7,883,873	16.2	33.5
2002 年度	49,260,791	8,078,780	16.4	33.3
2003 年度	49,837,731	8,564,002	17.2	34.9
2004 年度	50,382,081	9,324,901	18.5	37.4
2005 年度	51,102,005	10,246,735	20.1	40.3
2006 年度	51,713,048	10,775,335	20.8	41.7
2007 年度	52,324,877	11,217,390	21.4	44.0
2008 年度	52,877,802	11,841,278	22.4	45.0
2009 年度	53,362,801	12,275,087	23.0	46.5
2010 年度	53,783,435	12,747,680	23.7	48.1
2011 年度	54,171,475	14,088,665	26.0	53.7

しかしながら、損害保険料率算出機構のアンケート調査[3]によれば、地震保険非加入者で地震保険が「必要」と思う割合は 46.5%、地震保険非加入者で地震保険が「高い」と感じる割合は 60.2%となっており、料金設定次第で保険加入率は上がる余地があると言える。

なお、地震保険加入率の上昇について、平成 24 年度政策評価実施計画（財務省）によれば、地震保険の加入促進を目的とした広報活動について周知啓発を強化していくことや、普及率について前年度より上昇させる目標を明記しており、地震保険加入率の上昇は政府の政策目標となっている。

地震保険加入率の上昇を考えるにあたり、保険の世界では「逆選択」の問題が存在する。即ち、被災リスクの高い者が地震保険に加入し、被災リスクの少ない者は地震保険に加入

1　警察庁 HP『東日本大震災について』中「被害状況と警察措置」（平成 25 年２月 13 日）
2　財務省 HP『地震保険制度に関するプロジェクトチーム（報告書等）』中「参考資料」
3　損害保険料率算出機構「地震保険研究 21　地震危険に関する消費者意識調査（平成 21 年調査）」

しないということである。これにより、地震保険は被災リスクの高い者しか加入しないこととなり、地震保険制度が成立しない可能性がある、という理論である。

これについては、先行研究[4]により、地震リスクの高い都道府県に居住する世帯ほど、地震保険への加入率が高くなるとしており、地域別の被災リスクについては逆選択の可能性が考えられる。ただし、地震保険においては、逆選択を解消する「スクリーニング」として、過去の被害状況等から都道府県別に１～４等地の料率設定をしている。にもかかわらず、加入率に差が生じているということは、スクリーニングが十分に機能していないことが推察される。

同様に、耐震性能についても、スクリーニングとして建築年割引（10%）や耐震等級割引（10～30%）等が存在するが、専門家によれば、耐震性能差を考えた場合、割引率は 30%では済まないという指摘[5]や、30%の割引率の妥当性についてシミュレーションでは明らかでなく、政策的な判断で決められたという指摘[6]もあり、スクリーニングが不十分である可能性がある。その結果、耐震性能差による加入率に歪みが生じ、加入率に悪影響を及ぼしているのではないかと考えた。

そこで、本稿では地震保険加入率と住宅の耐震性能に係る分析を行うことで、現状の地震保険加入率の低迷要因を探ることとした。具体的には、都道府県別の地震保険付帯率を基に付帯率に影響を与える要因について実証分析を行い、地震保険加入者のモデルを設定した。その上で、住宅ローン（住宅金融支援機構・フラット 35）利用者の中で耐震等級の高い住宅を建設・購入する者の性向を実証分析し、モデルに基づいた利用者の建設・購入する住宅の耐震等級等を検証した。その結果、耐震等級によるスクリーニングが不十分とまではいえないことが判明した。しかし、首都直下型地震エリアや震災後に高額公的支援を受けたエリアにおいて、耐震性能及び地震保険付帯率の低下が確認され、大震災が予測される地域での備えの甘さや、「暗黙の政府保証」による加入率の低下の可能性が明らかとなった。

以上の結果を踏まえ、地震保険の耐震等級に関するスクリーニングの改善や耐震性能の低い住宅の加入強化等が地震保険の加入率上昇に寄与するものと考え、今後の地震保険制度等の商品設計について改善を提言している。

4　佐藤・齋藤(2010)
5　財務省 HP『地震保険制度に関するプロジェクトチーム報告書』
6　高橋康文「地震保険制度」

２．地震保険制度の概要等

2.1　地震保険制度の概要

地震保険制度の概要は表３のとおり。

表３　　地震保険制度の概要（出所：財務省 HP「地震保険制度に関するプロジェクトチーム」）

<table>
<tr><td>1. 制度の趣旨</td><td>保険会社等が負う地震保険責任を政府が再保険することにより、地震保険の普及を図り、もって地震等による被災者の生活の安定に寄与することを目的とする。</td></tr>
<tr><td>2. 対象危険</td><td>地震・噴火又はこれらによる津波（以下、「地震等」という。）を直接又は間接の原因とする火災、損壊、埋没又は流出による損害
（注）72時間以内に生じた2以上の地震等は、一括して1回の地震等とみなす（但し、被災地域が全く重複しない場合はこの限りでない）。</td></tr>
<tr><td>3. 対象物件</td><td>住宅（店舗と併用のものを含む）、家財（１個30万円を超える貴石等の贅沢品を除く）</td></tr>
<tr><td>4. 契約方法</td><td>火災保険契約に附帯（地震保険単独は不可）（注）火災保険契約に原則自動附帯（選択により附帯を外すことも可）</td></tr>
<tr><td>5. 付保割合</td><td>火災保険金額の30%～50%の範囲</td></tr>
<tr><td>6. 保険金限度額</td><td>住宅5,000万円、家財1,000万円</td></tr>
<tr><td>7. 損害査定区分</td><td>全損（建物→主要構造部損壊割合50%以上）：保険金額の全額、半損（同20%以上50%未満）：同半額、一部損（同3%以上20%未満）：同5%</td></tr>
<tr><td>8. 加入制限</td><td>大規模地震対策特別措置法に基づく「警戒宣言」が発せられたときは、同法に基づき「地震防災対策強化地域」として指定された地域内に所在する保険の目的について、地震保険契約を締結することができない。（注）現在、東海地震についてのみ地域指定がなされている。</td></tr>
<tr><td>9. 保険料</td><td>保険料率は、収支の償う範囲内においてできる限り低いものでなければならない（＝利潤を含まない→ノーロス・ノープロフィットの原則）。
保険料率は、危険度に応じて、地域別（都道府県）・構造別（木造・非木造）に設定。耐震性能に応じた割引あり。
【年間保険料（地震保険の保険金額1,000万円あたり）】
<table>
<tr><th colspan="2">等地</th><th>非木造</th><th>木造</th></tr>
<tr><td colspan="2">1</td><td>5,000円</td><td>10,000円</td></tr>
<tr><td colspan="2">2</td><td>6,500円</td><td>12,700円</td></tr>
<tr><td rowspan="3">3</td><td>①</td><td>6,500円</td><td>15,600円</td></tr>
<tr><td>②</td><td>9,100円</td><td rowspan="2">18,800円</td></tr>
<tr><td>③</td><td>10,500円</td></tr>
<tr><td rowspan="3">4</td><td>①</td><td>9,100円</td><td>21,500円</td></tr>
<tr><td>②</td><td rowspan="2">16,900円</td><td>30,600円</td></tr>
<tr><td>③</td><td>31,300円</td></tr>
</table>
1等地：岩手、秋田、山形、福島、栃木、群馬、富山、石川、福井、鳥取、島根、山口、福岡、佐賀、長崎、熊本、鹿児島
2等地：北海道、青森、宮城、新潟、長野、岐阜、滋賀、京都、兵庫、奈良、岡山、広島、大分、宮崎、沖縄
3等地：①香川②茨城、山梨、愛媛③埼玉、大阪
4等地：①徳島、高知②千葉、愛知、三重、和歌山③東京、神奈川、静岡
※ 耐震性能に応じた割引として、耐震等級割引（10%～30%）、建築基準年割引（現行建築基準法施行（昭和56年6月）以降建築：10%）、免震建築物割引（30%）、耐震診断割引（10%）がある。</td></tr>
<tr><td>10. 政府再保険</td><td>政府と民間損害保険会社（再保険会社）の再保険契約においては、「１回の地震等」当たりの官民保険責任額を定める。また、支払保険金総額が政令で定める一定額に達するまでは全額民間負担とし、一定額を超えると政令で定める割合で官民それぞれ負担するように定める（政府保険責任額については国会の議決を得る）。（注）現在、３層構造（レイヤー）で官民保険責任額を定めている。</td></tr>
<tr><td>11. 総支払限度額</td><td>支払保険金総額が政令で定める一定額を超える場合には、同額の範囲内に支払保険金総額が収まるように支払保険金をプロラタ削減。
（注）総支払限度額は関東大震災級地震再来を前提として算出。</td></tr>
<tr><td>12. 政府による資金の斡旋・融通に係る努力義務</td><td>政府は、地震保険契約による保険金支払いのため特に必要があるときは、保険会社等に対し、資金のあっせん又は融通に努めるものとする。</td></tr>
</table>

地震保険制度は、昭和 39 年（1964）年の新潟地震を契機に昭和 41（1966）年に創設されたものである。その後、制度の見直しを伴う保険料率等の改定を幾度か経て現在（表３のとおり）に至っている。

制度の特徴として、日本の地震保険制度は政府による再保険制度により運営されており、地震被害による保険金の支払い規模により、国の資金が一定割合投入される仕組みとなっている。これは、一般的な保険で成り立つ「大数の法則」が、地震保険については対象となる地震被害の発生数が少なく、地震発生数の予測が困難な他、場所、規模、季節、時刻等により被害が大きく異なり、損害額を統計的に予測することが困難なことから適用できないためである。また、東日本大震災のような巨額の損害をもたらす地震の場合、民間保険のみでは保険金支払いに耐え切れず、破綻する恐れがあるためでもある。

また、再保険制度による運営のため、「保険料率は、収支の償う範囲内においてできる限り低いものでなければならない」（地震保険法５条１項）とされており、「ノーロス・ノープロフィットの原則」で運営されている。その為、マーケットベースの保険料よりかなり割安になっている指摘[4]がありながらも、運営側の損害保険会社から見れば、ノープロフィットの部分について、保険獲得のインセンティブが働かない原因の一つとしても指摘[6]されているところである。

また、地震保険は建物や家財に付保する保険であるが、付保割合は最大 50%と、損害分

をすべてカバーできる商品とはなっていない。これは、資産の回復といった側面以上に、制度趣旨にもあるように、「地震等による被災者の生活の安定に寄与する」ための保険であるといえる。

保険料については、過去の震災被害等から求めた都道府県別の等地設定（図１のとおり）、建物構造に応じた料率設定及び住宅性能表示制度の耐震等級に代表される耐震性能に応じた割引制度（10～30%）がある。このように、地震保険は所在地、構造及び耐震性能に応じて一定のスクリーニングがなされている。

その他、地震保険は火災保険に付帯して販売され、自ら意思表示しない限り自動的に加入される仕組みとなっていることや、地震を起因とする火災等には、火災保険でなく地震保険により補償される等の特徴がある。

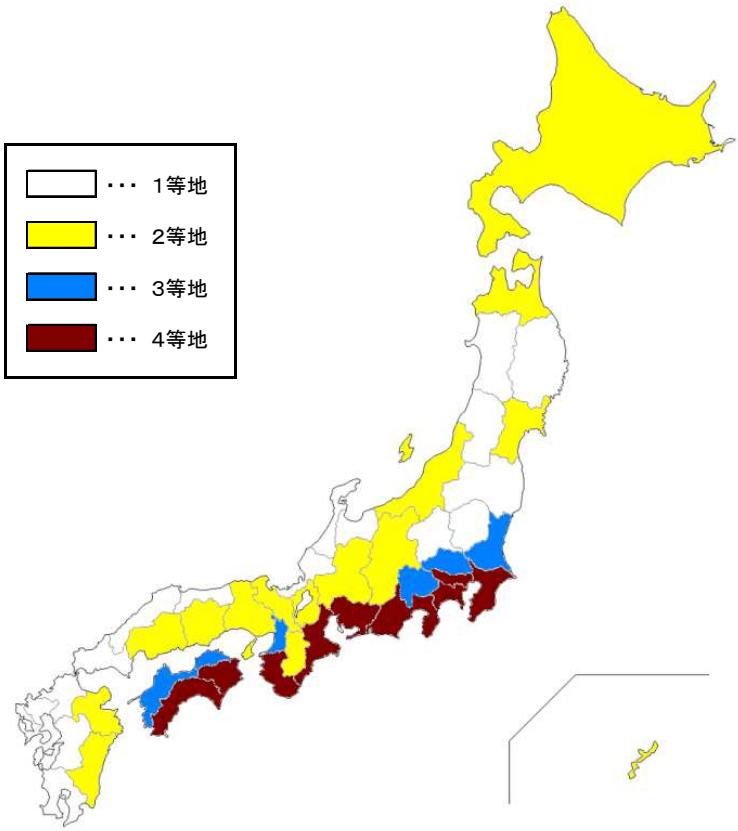


図１　　地震保険における等地設定

2.2　地震保険制度の加入率上昇について

政府による政策目標とは別に、経済学的な見地で地震保険の加入率を論じた場合、社会保険の一つである年金制度と比較したとき、表２のとおりとなる。年金の場合、リスクに備えない場合の「生活保護」といった外部不経済が発生するが、地震保険においてもリスクに備えない場合の「被害救済の負担」といった外部不経済が発生する。このことからみても、政府はリスクに応じた料率の保険、即ち地震保険で備えさせる必要があると考える。

なお、年金制度同様に地震保険を強制保険にするかどうかの議論については、

- 事前貯蓄の意味合いが強い年金と異なり、地震保険は加入しても恩恵に与らない人が少なくなく、特に、耐震性の高い住宅や自己の貯蓄により被災後の復旧が軽微又は補填可能な人にとってみれば、強制加入による厚生の損失が非常に大きい点
- 年金の場合、事前に備えなければ老後の生活保護に走るというモラルハザードが強く発生すると考えられるが、地震保険の場合、スクリーニングの存在や加入後に耐震性が変わる訳ではなく、かつ、本人の責任で地震が誘発される訳ではないため、逆選択やモラルハザードの余地が年金ほど大きくない点

以上より、地震保険については、備えさせる必要はあるものの、完全な強制保険ではなく、加入率の上昇が望ましいと考える。

表２　地震保険と社会保険（年金）との比較

	地震保険	年　金
備えるリスク	災害（地震、津波等）	長寿
(備えない場合の) 外部不経済	被害救済の負担	生活保護
強制or任意	任意加入	強制加入
逆選択	弱～中（スクリーニング有）	強
保険金の性格	個人資産の（一部）回復 生活再建	生存資金

３．住宅性能表示制度の概要

住宅性能表示制度は平成 12 年４月１日に施行された「住宅の品質確保の促進等に関する法律（以下「品確法」という。）」に基づく制度である。 品確法は「住宅性能表示制度」を含む、以下の３本柱で構成されている。

- 新築住宅の基本構造部分の瑕疵担保責任期間を「10 年間義務化」すること
- 様々な住宅の性能をわかりやすく表示（表示項目は図２のとおり）する「住宅性能表示制度」を制定すること
- トラブルを迅速に解決するための「指定住宅紛争処理機関」を整備すること

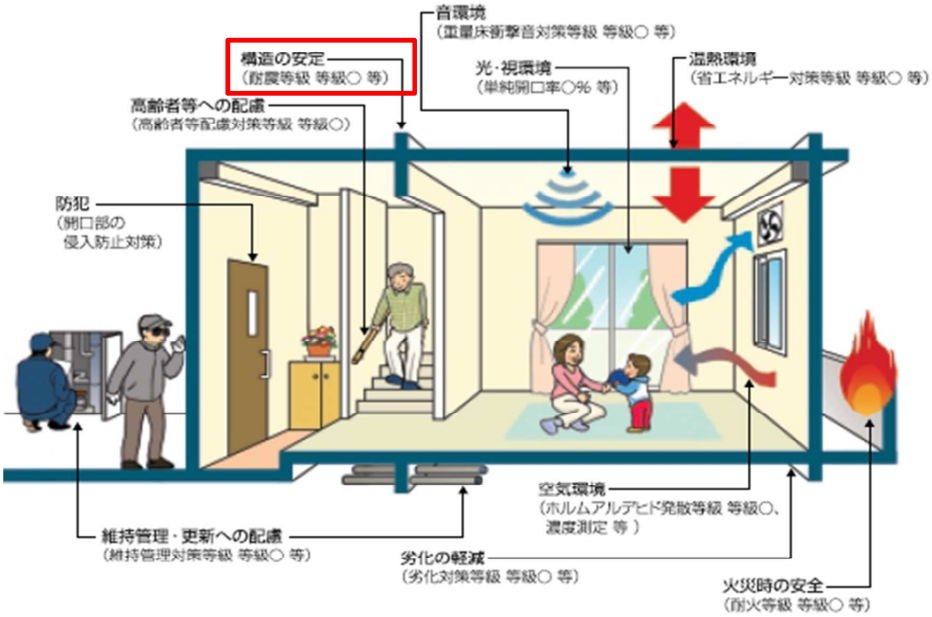


図２　　住宅性能表示制度の表示項目（出所：評価協 HP）

上記２番目に掲げた住宅性能表示制度は、良質な住宅を安心して取得できる市場を形成するためにつくられた制度となっており、具体的には以下のとおり。

- 住宅の性能（構造耐力、省エネルギー性、遮音性等）に関する表示の適正化を図るための共通ルール（表示の方法、評価の方法の基準）を設け、消費者による住宅の性能の相互比較を可能にする
- 住宅の性能に関する評価を客観的に行う第三者機関を整備し、評価結果の信頼性を確保する。
- 住宅性能評価書に表示された住宅の性能は、契約内容とされることを原則とすることにより、表示された性能を実現する

地震保険においては、品確法に基づく住宅性能評価書（新築及び既存）を取得すると、平成 13 年金融庁告示第 50 号（地震保険基準料率表）第３　４(２)ロによる地震保険料の割引（耐震等級割引）を受けることができ、評価された耐震性能の等級に応じて表４の割引率が適用される。

なお、耐震等級割引において採用される耐震等級（構造躯体の倒壊等防止）は、地震に対する構造躯体の倒壊、崩壊等のしにくさを表示するものであり、具体的には以下のとおり。

表４　　耐震等級の割引率

耐震等級	割引率
3	30%
2	20%
1	10%

・　極めて希に（数百年に一度程度）発生する地震力が建築基準法で定められており、住宅性能表示制度ではこれに耐えられるものを等級１（＝新耐震基準の建築物）としている。想定する地震の揺れの強さは、地域により異なるが、この揺れは、東京を想定した場合、震度６強から７程度に相当し、関東大震災時の東京、阪神淡路大震災時の神戸で観測された地震の揺れに相当する

・　等級は１から３まであり、等級２は等級１で耐えられる地震力の 1.25 倍の力に対して倒壊や崩壊等しない程度を示しており、等級３では 1.5 倍の力に耐えることができる

住宅性能表示制度の利用率についてであるが、平成 23 年度において、建設住宅性能評価（新築）の利用率として一戸建ての住宅が 18.4%、共同住宅等が 20.8%[7] となっている。当該制度においては、指定された表示項目全てを評価することが前提となっており、それに伴い、評価費用も高額（例：設計住宅性能評価＋建設住宅性能評価で約 15 万円（新築戸建ての場合））となるため、それが利用率に影響している原因の一つと考えらえる。この利用率の低さにより、耐震等級割引が十分に生かされず、地震保険の加入率に影響を及ぼしているとも考えられる。

４．地震保険の加入率上昇に関する理論分析

4.1　保険市場におけるスクリーニング

リスクが高い人の無差別曲線（IC_{High}）とリスクが低い人の無差別曲線（IC_{Low}）を考えた場合、その関係は図３のとおりとなる。なお、グラフ上では、左上に行くほどリスクが小さい状態となる。完全競争市場（地震保険は「ノーロス・ノープロフィットの原則」で運営されているため、完全競争市場とみなして考える。）においては、o 点を結ぶ等利潤線と無差別曲線の接線

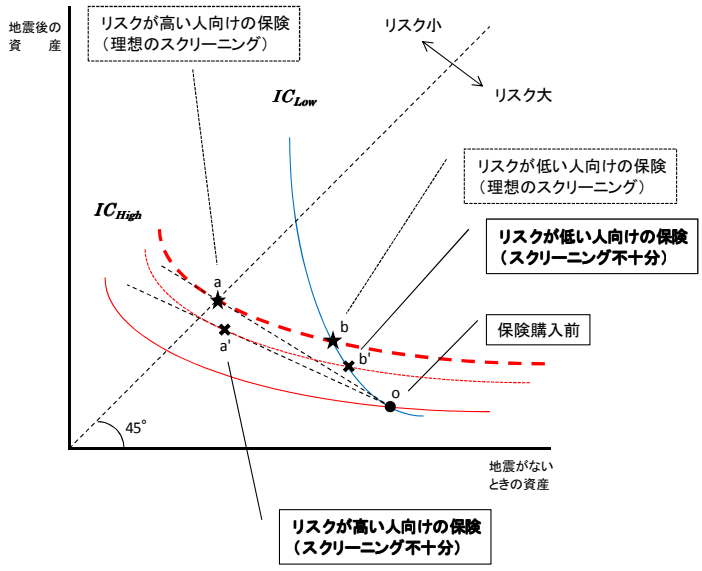


図３　　保険市場の理論分析モデル

[7] 評価協 HP より筆者算出

が 45°線で交わる点（a 点）がスクリーニング後の保険商品（リスクが高い人向け）として提供される。なお、リスクの高い人はリスクの低い人のふりができないように、あくまでもリスクが高い人の無差別曲線をベースに考えるため、リスクの低い人は、完全ではないが、多少はリスクを軽減した b 点の保険商品が提供される。

この場合において、a 点や b 点のようなスクリーニングが実現されていない場合、スクリーニングが不十分な a'点や b'点のような保険商品となることにより、本来の保険商品よりリスクの大きい、即ち商品性の悪いものが提供され、加入率に影響を及ぼすと考える。

4.2 地域別・構造別の被災リスクに応じたスクリーニング

地震保険制度においては、全国を地震リスク等に応じた「等地」（１～４等地）に区分し、かつ、建物を構造ごとに区分して保険料率が設けられており、地域別・構造別のスクリーニングは一定になされている。この等地については、木造を例にした場合、保険金額 1,000 万円あたりの保険料が１等地で 10,000 円であるのに対し、４等地では最高 31,300 円に達し、３倍以上の格差がある。にもかかわらず、先行研究 [4] によれば、地震リスクの高い都道府県に居住する世帯ほど、地震保険への加入率が高くなるとしており、地域別・構造別の被災リスクについてはスクリーニングが十分に機能していないことが考えられる。

4.3 仮説

上記のように、地域別・構造別の被災リスクに応じたスクリーニングについては十分に機能していない可能性が示唆された中、耐震性能によるスクリーニングについても同様のことが言えるのではないか、と考えた。

なお、地震保険における耐震性能によるスクリーニングについては、住宅性能表示制度の耐震等級を基にした耐震等級割引（10～30%）、新耐震基準を前提とした建築基準年割引（10%）、免震建築物割引（30%）及び新耐震基準を前提とした耐震診断割引（10%）があるが、現在建築される建築物は全て新耐震基準の建築物であり、建築基準年割引や耐震診断割引の考慮は大きな意味を持たないことから、住宅性能表示制度の耐震等級を基にした耐震等級割引及び免震建築物割引を前提に以下の仮説を設定し、実証分析等を行うこととする。

【仮説】

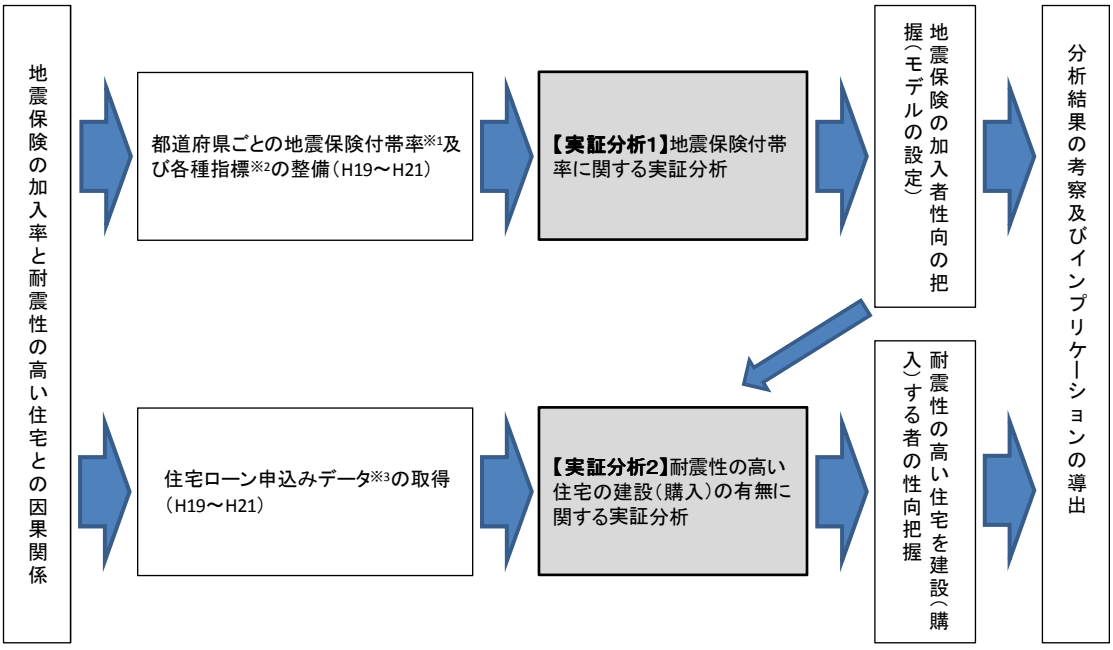
住宅性能表示制度における耐震等級及び免震建築物は地震保険加入のインセンティブとなっておらず、それらを基にしたスクリーニング（耐震等級割引及び免震建築物割引）が十分に機能していないため、加入率に負の影響を及ぼしているのではないか。

５．実証分析等の方針及び研究フロー

実証分析等を行うにあたり、東日本大震災の影響を考える。表１にあるとおり、大震災後の地震保険加入率及び付帯率（2011 年度）は大幅な上昇を見せており、これは震災を契

機として人々の危機意識が高まった結果であると容易に想像できる。過去の大震災を顧みても、震災直後の加入率及び付帯率は上昇を見せるものの、その後は伸びが鈍化しているという指摘[8]もあり、時間の経過とともに危機意識が低下し、それが加入率等に影響するものと考えられる。

本稿では、大震災といった特殊事情下の影響を排除し、平常時の影響を分析すべく、東日本大震災前の直近３ヶ年度（平成 19～21 年度）を対象として分析を行うこととし、図４の研究フローに従い、研究を行う。



※1：損害保険料率算出機構提供データより
※2：都道府県・市区町村のすがた（統計局）より
※3：住宅金融支援機構（フラット35）融資データより

図４　　研究フロー

６．【実証分析１】地震保険付帯率に影響を及ぼす決定要因について

本章では、地震保険付帯率が何に影響を及ぼすかについて検証を行う。なお、地震保険の加入率に関する指標は大きく分けて２種類あり、全世帯に占める地震保険加入の割合を示す「加入率」と、火災保険契約に占める地震保険加入の割合を示す「付帯率」があるが、本稿では、火災保険加入を前提とした住宅ローンデータを実証分析２で用いているため、「付帯率」を採用して検証を行うこととする。

なお、地震被害を補償するものとして、地震保険の他にも国が関与しない共済制度（JA 共済等）が存在するが、加入者が地方圏に偏って分布していること、保険料が地震リスク

8　山口（2011）

にかかわらず同一なこと、他の損害も対象にするために加入者が必ずしも地震リスクを意識しているとはいえないこと等が指摘[4]されているため、本稿ではそれらの加入世帯は考慮しないこととする。

6.1 分析方法

地震保険付帯率に影響を及ぼす決定要因を検証するため、以下の推定式に基づき分析を行う。なお、本推定式の被説明変数は地震保険付帯率であり、0～100(%)、即ち 0～１の間で値を取る質的変数である。また、説明変数は量的変数を中心に構成されており、このような場合、ロジスティック回帰モデルにより分析を行うことが知られている。よって、本推定式もロジスティック回帰モデルにより分析を行うこととする。

$$ln(\frac{P}{1-P}) = \alpha + \sum_{i} \beta_i X_i + \varepsilon$$

6.2 使用データ

使用する変数の説明及びデータの基本統計量は表５のとおりである。

表５　基本統計量

変数	単位	平均値	標準偏差	最小値	最大値
P ： 地震保険付帯率	%	44.91	9.91	24.80	75.40
X_1 ： 等地	等地	2.15	1.13	1	4
X_2 ： 住民基本台帳世帯平均人員	人/世帯	2.53	0.22	2.00	3.03
X_3 ： 人口密度	人/ha	13.67	16.75	2.52	90.30
X_4 ： 県民所得（1人当たり）	千円	2690.80	389.68	2017.47	4546.57
X_5 ： 消費者物価地域差指数・総合	−	92.41	2.56	86.90	100.20
X_6 ： 固定資産税（人口1人当たり）	千円	64.19	10.07	47.50	105.60
X_7 ： 着工居住用建築物工事費予定額（床面積1㎡当たり）	千円	160.20	14.72	132.70	230.40
X_8 ： 一般病院の1日平均外来患者数（人口10万人当たり）	人	1157.61	194.61	782.10	1752.40
X_9 ： 教育費割合（2人以上の世帯）	%	4.23	1.03	1.90	8.80
X_{10} ： 降水日数	日/年	113.78	23.13	81.00	172.00
X_{11} ： 首都直下型地震ダミー	−	0.11	0.31	0	1
X_{12} ： 高額公的支援ダミー	−	0.04	0.20	0	1

本分析の調査対象は東日本大震災前の直近３ヶ年度（平成 19～21 年度）の都道府県別データを集計し、地震保険付帯率及び等地については損害保険料率算出機構の提供データから、その他の項目（ダミーを除く）については総務省統計局の「社会生活統計指標-都道府県の指標-2012」中の「統計でみる都道府県のすがた　2012」から集計・編集した。なお、首都直下型地震ダミーは、当該地震で大きな被害が想定される１都４県（茨城県、埼玉県、千葉県、東京都及び神奈川県）を、高額公的支援ダミーは、過去の震災において世帯あたり最大 1,000 万円を超える公的支援があった都道府県（北海道（北海道南西沖地震

津波災害）及び長崎県（雲仙岳噴火災害））[9]を指定している。

対象とする都道府県については、沖縄県を除く 46 都道府県を調査対象とした。これは、本州より遠く離れた沖縄県は地震傾向が本州と異なることが予想される事や、実証分析２の住宅ローンデータにおいて沖縄県の個票データが他都道府県と比べて少ないため、本分析は沖縄県を調査対象外とした。

6.3 推定結果

ロジスティック回帰分析による推定結果は表６のとおりである。

表６　　推定結果

被説明変数：ln((地震保険付帯率)/ (1−地震保険付帯率))				
説明変数	係数	標準誤差	t値	有意水準
等地	0.2487	0.0263	9.45	***
住民基本台帳世帯平均人員	−0.8039	0.1493	−5.39	***
人口密度	−0.0014	0.0028	−0.50	
県民所得（1人当たり）	−0.0005	0.0001	−4.32	***
消費者物価地域差指数・総合	−0.0375	0.0158	−2.38	**
固定資産税（人口1人当たり）	0.0177	0.0049	3.61	***
着工居住用建築物工事費予定額（床面積1㎡当たり）	−0.0077	0.0035	−2.23	**
一般病院の1日平均外来患者数（人口10万人当たり）	−0.0004	0.0001	−2.77	***
教育費割合（2人以上の世帯）	0.1297	0.0257	5.04	***
降水日数	0.0025	0.0012	2.17	**
首都直下型地震ダミー	−0.3649	0.0989	−3.69	***
高額公的支援ダミー	−0.4571	0.1280	−3.57	***
定数項	5.9550	1.3524	4.40	***
決定係数		0.658		
自由度調整済み決定係数		0.6252		
観測数		138		

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

本推定により、以下の事象が明らかとなった。

- 等地の高い地域（保険料率の高い地域）ほど地震保険付帯率が高くなる
- 県民所得が高くなるほど地震保険付帯率が低くなる
- 住宅の工事費（着工居住用建築物工事費予定額）が高くなるほど地震保険付帯率が低くなる
- 首都直下型地震の想定被害エリアでは地震保険付帯率が低くなる
- 過去に高額の公的支援が行われたエリアでは地震保険付帯率が低くなる

その他、世帯平均人員、消費者物価地域差指数及び一般病院の一日平均外来患者数が上がると地震保険付帯率は下がる傾向に、教育費割合及び降水日数が増えると地震保険付帯率は上がる傾向にあることも判明した。

[9] 佐藤（2005）

７.【実証分析２】耐震性能の高い住宅の建設・購入に影響を及ぼす決定要因について

本章では、住宅性能表示制度による耐震等級及び免震建築物の建築・購入が何に影響を及ぼすかについて検証する。なお、耐震等級については、等級２及び等級３を対象にして分析を行うこととする（理由は後述）。

7.1　分析方法

耐震性の高い住宅の建設・購入に影響を及ぼす決定要因を検証するため、以下の推定式に基づき分析を行う。なお、本推定式の被説明変数はダミー変数（耐震住宅ダミー）であるため、プロビットモデルにより分析を行うこととする。

$$Y = \alpha + \sum_j \beta_j X_j + \varepsilon$$

7.2　使用データ

使用する変数の説明及びデータの基本統計量は表７のとおりである。

表７　　基本統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Y　：耐震住宅ダミー	0.18	0.38	0	1
X_1　：ln年齢（歳）	3.64	0.24	2.08	4.56
X_2　：ln申込人勤続年数（年）	1.91	1.00	0	4.70
X_3　：等地	2.95	1.09	1	4
X_4　：ln敷地面積（㎡）	6.37	1.65	3.09	11.51
X_5　：ln住宅面積（㎡）	4.56	0.33	3.40	6.89
X_6　：ln入居予定者（人）	1.01	0.50	0	2.71
X_7　：ln建築購入費（万円）	7.77	0.53	0.69	9.21
X_8　：ln借入率（%）	4.38	0.29	0.37	5.30
X_9　：ln返済期間（年）	3.44	0.23	2.30	3.91
X_{10}　：金利（%）	2.89	0.25	2.34	4.43
X_{11}　：ln申込人年収（万円）	15.46	0.49	0	19.59
X_{12}　：2007年ダミー	0.32	0.47	0	1
X_{13}　：2008年ダミー	0.29	0.45	0	1
X_{14}　：2009年ダミー	0.39	0.49	0	1
X_{15}　：中古融資ダミー	0.17	0.37	0	1
X_{16}　：購入融資ダミー	0.63	0.48	0	1
X_{17}　：年金収入ダミー	0.01	0.11	0	1
X_{18}　：公務員ダミー	0.06	0.24	0	1
X_{19}　：所有権ダミー	0.90	0.31	0	1
X_{20}　：木造ダミー	0.41	0.49	0	1
X_{21}　：戸建てダミー	0.59	0.49	0	1
X_{22}　：親世帯同居ダミー	0.07	0.26	0	1
X_{23}　：ボーナス払いダミー	0.19	0.40	0	1
X_{24}　：首都直下型地震ダミー	0.47	0.50	0	1
X_{25}　：高額公的支援ダミー	0.03	0.16	0	1

本分析の調査対象は東日本大震災前の直近３ヶ年度（平成 19～21 年度）の住宅金融支援機構のフラット 35 申込データを集計し、地震保険加入の前提となる火災保険の加入日に近似する金消契約日を基準とし、平成 19～21 年度に金消契約を行った申込案件でデータ上有効なものを対象とした。なお、耐震住宅ダミーについては、フラット 35 において性能の高い住宅について金利が優遇される制度（フラット 35S）の中で、適用条件の一つである耐震性に優れた住宅（耐震等級２～３又は免震建築物）に該当する申込を対象とした。なお、耐震住宅ダミーの対象とならない住宅は、新耐震基準を満たした新築・中古住宅及び旧耐震基準の中古住宅が含まれる。

分析対象とした都道府県については、前述のとおり、沖縄県を除く 46 都道府県を物件所在地とする申込を対象とした。

7.3　推定結果

プロビット分析による推定結果は表８のとおりである。

表８　　推定結果

被説明変数:耐震住宅ダミー				
説明変数	限界効果	標準誤差	z値	有意水準
ln年齢	−0.0315	0.0057	−5.51	***
ln申込人勤続年数	0.0059	0.0012	4.78	***
等地	0.0119	0.0013	9.24	***
ln敷地面積	0.0126	0.0014	9.23	***
ln住宅面積	−0.0170	0.0060	−2.84	***
ln入居予定者	−0.0023	0.0025	−0.93	
ln建築購入費	0.0741	0.0033	22.24	***
ln借入率	−0.0703	0.0040	−17.59	***
ln返済期間	−0.0138	0.0060	−2.31	**
金利	0.0730	0.0046	15.7	***
ln申込人年収	0.0211	0.0026	8.02	***
2008年ダミー	0.1060	0.0031	36.69	***
2009年ダミー	0.1002	0.0030	34.84	
中古融資ダミー	−0.1215	0.0025	−35.46	***
購入融資ダミー	−0.0350	0.0033	−10.95	***
年金収入ダミー	0.0276	0.0107	2.71	***
公務員ダミー	0.0137	0.0042	3.32	***
所有権ダミー	−0.0464	0.0038	−13.09	***
木造ダミー	−0.1341	0.0025	−52.61	***
戸建てダミー	0.1999	0.0057	31.92	***
親世帯同居ダミー	−0.0065	0.0039	−1.64	
ボーナス払いありダミー	0.0410	0.0029	15.05	***
首都直下型ダミー	−0.0223	0.0027	−8.07	***
高額公的支援ダミー	−0.0795	0.0044	−13.73	***
疑似決定係数		0.1263		
観測数		127678		

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

本推定により、以下の事象が明らかとなった。

- 等地の高い地域（保険料率の高い地域）ほど耐震性能の高い住宅となる確率が上がる
- 申込人年収が高くなるほど耐震性能の高い住宅となる確率が上がる
- 建築購入費が高くなるほど耐震性能の高い住宅となる確率が上がる
- 首都直下型地震の想定被害エリアでは耐震性能の高い住宅となる確率が下がる
- 過去に高額公的支援が行われたエリアでは耐震性能の高い住宅となる確率が下がる

その他、申込人の勤続年数、敷地面積及び借入金利が上がると耐震性能の高い住宅となる確率が上がる他、住宅面積、借入率及び借入期間が上がると耐震性能の高い住宅となる確率が下がる傾向が判明した。また、中古住宅融資、購入資金（建売・分譲マンション）融資、木造住宅は耐震性能の高い住宅となる確率が他よりも低くなる他、戸建て住宅は耐震性能の高い住宅となる確率が他よりも高くなる傾向も判明した。

８．推定結果の考察

8.1　考察１（仮説の検証）

上記 6.3 及び 7.3 の推定結果を基に、住宅の耐震性能と地震保険付帯率の関係を考察する。年収（所得）に焦点を当てた場合、年収（所得）が上昇すると、住宅の耐震性能は上がり、地震保険付帯率は減少する結果となった。また、住宅の工事費に焦点を当てた場合、工事費が上昇すると、住宅の耐震性能は上がり、地震保険付帯率は減少する結果となった。これらの結果は被災リスクの低い人が地震保険に加入していないことを意味しており、逆選択の存在が疑われる。即ち、スクリーニングが不十分であることが考えられる。しかしながら、等地に焦点を当てた場合、等地が上昇すると、住宅の耐震性能は上がり、かつ、地震保険付帯率も上昇する結果となった。この事象が示すように、スクリーニングが全く機能していなかったとは言えないだろう。

以上の結果を総合すると、住宅の耐震性能と地震保険付保率の関係においては、はっきりとした逆選択の存在は認められず、スクリーニングが不十分であるとまでは言えないと思料する。よって、仮説は棄却されたと考える。

8.2　考察２（その他の事象）

上記考察１の他に、災害に関する特徴的なエリアを設定した場合の影響について考察する。最初に、首都直下型地震についてである。首都直下型地震については、今後 30 年以内に 70%の確率で発生する [10] と言われており、関係するエリアでの災害対策は一層重要になるものと思料される。上記 6.3 及び 7.3 の推定結果で首都直下型地震ダミー（１都４県エリア）を設定し、分析したところ、住宅の耐震性能及び地震保険付帯率ともに他エリアより低いことが判明した。このエリアは密集地域も多く、外部不経済の影響も特に大きいと考えられるため、耐震性能に応じたリスク負担により地震保険等に備える必要が特に強いと考えられる。

10　内閣府 HP『首都直下地震対策』

次に、過去の震災で高額の公的支援があったエリアについてである。これについては、手厚い公的支援、言い換えれば「暗黙の政府保証」の傾向が強いと、人々は公的支援に強く依存し、保険に備えなくなる可能性が仮説として挙げられる。上記 6.3 及び 7.3 の推定結果で高額公的支援ダミー（北海道及び長崎県）を設定し、分析したところ、住宅の耐震性能及び地震保険付帯率ともに他エリアより低いことが判明し、仮説が証明された。この場合、耐震性能の低い住宅が地震保険に備えないことになるため、そのような住宅に対する何らかの対応が重要になるものと考える。

９．まとめと今後の課題

本章では、これまでの考察を踏まえた政策提言と今後の課題について述べる。

9.1　政策提言

(1)　耐震等級割引のさらなる差別化

上記 8.2 により、今後、被災リスクの高いエリアでの耐震性能及び地震保険付帯率の低さが明らかとなり、耐震性能に応じたリスク負担による地震保険への備えが重要であることが判明した。よって、これらエリアを含む地震保険の加入促進のためには、さらなるスクリーニングの最適化を行い、被災リスクに応じた料率の設定を行うことが重要であると考える。耐震性能に関して言えば、耐震等級割引について現状より差別化を行うべきと考える。

特に、旧耐震基準の住宅においては、現在、割引率の設定において特段の考慮はなされておらず、現行の料金設定においては、耐震性の高い住宅と比べて有利になっている可能性すらある。旧耐震基準の住宅においては、マイナスの割引率設定も含め、被災リスクに応じた料率の設定を今以上に厳格に行うべきである。

(2)　耐震性能の低い住宅に対する加入の強化等

旧耐震基準の住宅を想定した場合、大震災により住宅が倒壊する可能性は高く、外部不経済をもたらす元凶となり得ることから、これら住宅に対しては強制加入も念頭に置きつつ、今以上に地震保険加入を強化させるべきと考える。

また、密集地域にある旧耐震基準の住宅は、大震災時の建物倒壊による周辺への火災延焼、避難通路への建物倒壊に伴う住民の避難妨害といった別の外部不経済をもたらす。これらの外部不経済は地震保険の加入だけでは解消されない事象であり、密集地域に存在する旧耐震基準の住宅に対しては、地震保険の加入の他、建替えや耐震改修等の強制化を含めた対応が別途必要になるものと考える。

(3)　耐震性能を証明する仕組みについて（取引費用の軽減）

耐震等級割引を適用させるために必要な建設住宅性能評価書の取得率は 20%前後と低く、取得費用も高額の傾向にある（新築戸建ての場合、約 15 万円程度）。耐震等級割引をより実効性の高いものにするためには、この評価費用、即ち取引費用を軽減し、地震保険加入のインセンティブを高めるべきであると考える。

現行の住宅性能評価は設計住宅性能評価と建設住宅性能評価の２種類に分かれ、それぞれ指定された評価項目全てを評価する仕組みとなっており、耐震等級割引の適用に当たっては、この２種類の性能評価を受ける必要がある。地震保険加入のみに必要であるものと仮定すれば、現行の仕組みはオーバースペックであり、地震保険のための評価範囲や評価方法のあり方について、一考の価値はあるものと考える。

9.2　今後の課題

耐震等級割引については、前述のとおり、専門家による割引率は 30%では済まないという指摘や、30%の割引率の妥当性についてシミュレーションでは明らかでなく、政策的な判断で決められたという指摘がある。よって、考察を踏まえ、スクリーニングによる割引の差別化には意義があるものの、その適切な割引範囲については、検討が必要であると考える。また、地震保険加入率の向上についても、政府の政策目標で加入率向上を掲げてはいるものの、経済学的な知見から強制加入は望ましくないため、理想とする加入率の状態についても検討が必要であると考える。

旧耐震基準の住宅については、地震保険への加入を強化する場合の保険料率のあり方について、過度な負担となりすぎないように考慮しつつ、被災リスクを反映した料率設定について検討が必要であると考える。また、地震保険加入に依らない他の代替策も考えられ、例えば、固定資産税率の調整により、事前に徴求を強化してプールする方法もあり得るため、双方のメリット・デメリットを検討しつつ、対策を模索していくことが望まれる。

耐震性能を評価する仕組みについては、住宅性能表示制度の枠組みがあるため、この枠組みを生かしつつ、例えば、耐震性能のみを評価するオプションが設定できないか、さらに、設計性能評価を省略し、建設性能評価のみにより耐震性能を評価する仕組みが構築できないか検討が望まれる。

謝辞

本稿の作成に際し、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター・副査)、北野泰樹助教授（主査)、久米良昭教授（副査)、村辻義信客員教授（副査）から丁寧かつ的確なご指導をいただくとともに、岡本薫教授、中川雅之客員教授、安藤至大客員准教授をはじめ、関係教員の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝申し上げます。また、関連データの取得にあたりご協力いただきました損害保険料率算出機構の田邉様及び派遣元の皆様にも感謝申し上げます。

そして、１年間の研究生活を共に過ごしたまちづくりプログラム・知財プログラム同窓の学生諸氏に心から感謝申し上げるとともに、卒業後も末永くお付き合いいただけることをお願い申し上げます。

最後に、政策研究大学院大学で研究の機会を与えていただいた派遣元及び最後まで温かく支え励ましてくれた妻と息子たち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、筆者の派遣元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、全て筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

・佐藤主光（2005)「災害時の公的支援に対する経済学の視点」，会計検査研究 No.32
・山口浩（2011)「地震リスクと経営工学　地震保険制度改善の可能性について」，経営システム Vol.21 No.4
・川脇康生（2011)「地震保険加入行動の経済分析」，計画行政 Vol.34 No.3
・廣井悠（2011)「地震保険制度における割引制度の妥当性とリスクコントロールへの活用」，都市計画論文集 Vol.46 No.3
・佐藤主光・齋藤誠 (2010)「地震保険加入行動におけるコンテクスト効果」，Hitotsubashi University Repository Discussion Paper No.2010-12
・菊池裕美子（2009)「保険金需要分析を通じた地震保険制度の現状と課題に関する一考察」，政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
・斉藤都美（2011)「保険市場における情報の非対称性」，損害保険研究 Vol.73 No.1
・齋藤誠・中川雅之「人間行動から考える地震リスクのマネジメント」，勁草書房
・高橋康文「地震保険制度」，きんざい
・神戸伸輔「入門　ゲーム理論と情報の経済学」，日本評論社
・永松伸吾「減災政策論入門」，弘文堂
・損害保険料率算出機構「地震保険研究 21　地震危険に関する消費者意識調査（平成 21 年度調査)」
・損害保険料率算出機構「日本の地震保険　平成 22 年１月版」
・N.ｸﾞﾚｺﾞﾘｰ.ﾏﾝｷｭｰ「マンキュー経済学　Ⅰ　ミクロ編（第２版)」，東洋経済新報社
・八田達夫「ミクロ経済学Ⅰ」，東洋経済新報社

スマートインターチェンジの整備が周辺地価に与える影響について

-距離・土地の用途地域・供用後経過年数から見た考察-

＜要旨＞

既存の高速道路ネットワークの有効活用による高速道路の利便性向上や地域の活性化、物流の効率化を図るため、全国でスマートインターチェンジ(SIC)が整備されている。SICはETC専用のインターチェンジであり、平成18年度より本格導入されている。SICの整備により、一般道の渋滞が解消したことによる移動時間の短縮効果、観光地への来訪客の増加や企業・商業施設が集積したことによる地域の活性化という効果が現れている自治体も存在する。

本研究では、SICの整備がSIC周辺の地価にどのような影響を及ぼしているかについて、距離・土地の用途規制・供用後の経過年数に着目し実証分析を行った。その結果、SICの整備は地価を押し上げる効果があることが明らかになった。また、工業系用途地域であれば、住居系用途地域と比較するとSICに近付くほど地価が上昇する傾向があるが、商業系用途地域では遠ざかるほど地価が上がる傾向があること、供用後の経過年数に応じてSICの整備効果も大きくなることも明らかになった。

2013年(平成25年)2月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU12623　　山本　剛

目次

1. はじめに 3
2. SIC 制度導入の背景及び概要 5
2.1 SIC 制度の概要 5
2.2 SIC 整備により生じる事象 7
3. SIC の整備に関する問題意識 9
3.1 問題意識 9
3.2 仮説 10
4. SIC の整備が SIC 周辺の地価に与える影響についての実証分析 11
4.1 実証分析の対象 11
4.2 推計モデル 13
4.3 使用するデータについての説明 13
5. 推計結果及び考察 16
5.1 推計結果 16
5.2 考察 17
6. 政策提言 19
7. おわりに 20

1. はじめに

ETC 専用のインターチェンジ(以下、IC とする)であるスマートインターチェンジ(以下、SIC とする)は、高速道路の利用を通じて「高速道路通行者及び利用者の利便性の向上」「地域の活性化」「物流の効率化」等に寄与することを目的として整備されている。高速自動車国道法にもあるように、高速道路は「全国的な自動車交通網の枢要部分を構成し、かつ、政治・経済・文化上特に重要な地域を連絡するもの[1]」であり、地域の発展等、社会・経済活動に与える影響が大きい。高速道路の更なる有効活用と利便性の向上、地域活性化に寄与するものとして、先述した SIC が平成 18 年より全国で本格導入されている。平成 23 年度末時点では 57 箇所の SIC が供用されている。

このように SIC の整備は全国的に進められつつある。SIC の整備によって、隣接する IC 周辺の渋滞が解消した、観光地へのアクセス性が向上し地域の魅力が上昇した、商業施設が開業し地域経済のポテンシャルが上昇した等、自治体によっては制度要綱の掲げる目的を達成した箇所[2]もあると思われる。そこで、SIC 制度趣旨の達成を測る指標とするべく、SIC の整備が地域に与える効果は地価に帰着すると考えたうえ[3]で、SIC 周辺[4]の地価を分析対象とすることにした。この分析により、現時点における SIC 整備に関する課題を抽出した上で、その解決策を探ることができる点に本稿においての研究意義があると考えた。

実証分析を進める上で、SIC の整備によって高速道路への距離が短縮しアクセスが容易となる点を踏まえ、この影響は地価に及ぶが土地の用途地域によってその程度が異なるといった仮説を立てた。理由として、SIC 整備により生じる便益と混雑や大気汚染に代表される外部不経済による受け取り方の差異が土地の用途規制によっても異なり、このことが地価にも反映されると想定した。また、SIC の整備後に近隣の自治体において商業地や工業地が集積した事例[5]を踏まえ、整備効果は年々大きくなりこのことも地価に反映されているのではないかとの仮説も立てた。

以上の仮説に基づき、SIC の整備が SIC の周囲に与えた影響を検証するべく、SIC の周囲 3km 圏内の都道府県地価調査価格を被説明変数として、SIC からの距離、土地の用途規制、供用後の経過年数を始めとした説明変数を用いて SIC の整備が SIC 周辺の地価に及ぼす影響についての実証分析を行った。SIC の整備に関する政策の複数年にわたる評価を行う関係上、1999 年から 2012 年までの期間について各年度に対応した変数を用いた上でパネルデータを構築した。分析結果より、SIC の整備は SIC 周辺の地価を上昇させる傾向があり、それは供用後の経過年数に応じて大きくなることが明らかとなった。また、土地の用途地域別

---

1 高速自動車国道法第 4 条から一部抜粋

2 関東地方整備局の HP では関東地方の SIC を紹介している

3 資本化仮説に基づく見解であるが詳細については第 3 章に譲る

4 後述する実証分析の通り、本稿では「SIC から 3km 圏内」を「SIC 周辺」と定義する
IC 間の距離が平均して 10km であることを前提に入れ、SIC がその中間地点に整備されたと仮定した場合、SIC の整備効果を測る際に、SIC を中心として 3km までの距離にある地価調査地点は供用後に高速道路までのアクセスが概ね変化する。このことから 3km までを SIC の効果が及ぶ範囲と仮定し、それに基づきデータを収集した。

5 東名高速　遠州豊田 SIC(供用開始時期：平成 19 年 4 月)については、SIC の整備とともに周辺の土地区画整理が進められ、企業の集積が進むとともに、平成 21 年 6 月に大型商業施設が開業し、結果として計画交通量を上回る SIC の利用が確認された。(国土交通省道路局 HP 道路施策概要)

の分析によっても、工業系用途地域については住宅系用途地域と比べると、SIC に近付くほど地価の上昇傾向が見られるが、商業系用途地域については SIC から離れるほど地価が上昇する傾向があるといった現象が起きていることが明らかになった。

以上の分析結果より、SIC の整備によって SIC 周辺の地価が上昇する傾向が示されたことから、SIC 整備には地域における純便益を高める効果があることが明らかになった。換言すれば、SIC の制度趣旨が達成されていると説明することも可能であると考える。土地の用途規制によって地価の上昇傾向が異なる点については、外部不経済対策の重要性及び SIC の整備には周辺の用途にも十分配慮すべきであるという点を示唆する結果だと考えられるため、今後の SIC 整備方針を検討する上で注目すべき分析結果であると理解した。供用後の経過年数に応じて地価が上昇する効果が大きくなるという分析結果については、施設の建設及び集積が SIC 整備後に進んでいく実態と親和性を持つと理解した。

以上の結果を踏まえ、次の 2 点についての政策提言を示した。1 点目は、秩序ある開発を促し、SIC の整備が周辺地域にもたらす効果をより大きなものとするために、都市計画決定の見直しといった SIC 整備に併せた土地の利用規制に関する提言である。2 点目は、SIC 制度実施要綱の改正に関する提言である。分析結果より、SIC の整備効果をより大きくするには渋滞や大気汚染に代表される外部不経済対策が重要な要素であることが示唆されたが、これに対処すべく、SIC 制度実施要綱で規定される検討・調整課題として、SIC 整備に伴う流入交通量を勘案した交通対策といった項目を新たに追加し、外部不経済対策を SIC の整備検討段階から行う必要があると考えた。

なお、先行研究についてだが、SIC 導入に先駆けた社会実験に関する考察が多くを占める。SIC の整備効果について SIC 周辺の地価を用いて分析を行った先行研究については、社会実験時・本格導入後ともに見受けられなかった。

廣瀬(2008)、齋藤(2008)では、社会実験により確認された整備効果を具体的な事例を交えた上で紹介し、SIC が整備される以前は、高速道路における IC 付近の慢性的な渋滞や IC に接続する道路でも渋滞が発生し、住民の社会生活にもそれらが影響を及ぼしていたが、SIC の社会実験により確認された整備効果を具体的な事例を交えた上で紹介[6]し、SIC の整備によって上記の問題が解消されたことを例に挙げ、高速道路までのアクセス性向上・物流の効率化・地域活性化という制度目標が達成されているとしている。一方、今後の課題として、SIC 周辺の道路については市町村道の改良計画等との調整を図るといった改善の必要性があると指摘している。濱谷他(2005)では、SIC の利用形態には誘発利用型と転換利用型がある[7]としてそれは SIC の立地にも関連すること、特に都市近隣に SIC が整備された場合は、IC 及びそのアクセス道路の回避目的として SIC が利用される場合が多い点を社会実験の結果を踏まえ分析を行っている。松川他(2010)は平成 21 年時点で供用中及び事業中の SIC

[6] 齋藤(2008)では、那須高原地域に向かう観光客が那須 IC に集中していた点が渋滞の主要な要因であるとし、那須高原 SIC の整備後は利用 IC の分散が図られ、本文中の問題は概ね解消したとする。

[7] 「誘発利用型」は従前に高速道路を利用していなかった交通が新たに高速道路を利用する形態、「転換利用型」は従前から高速道路を利用していた交通が利用する IC を変更する形態を意味する　濱谷他(2005)

を対象とし、現行の SIC 周辺の土地利用規制の特性や規制誘導方策には不透明な部分が多いとして、それらの課題に対しての規制誘導方策を考察するとともに、各自治体における実際の取り組みを紹介している。その上で、自治体においては SIC 開設時の規制誘導方策の必要性に関する問題意識が低い点を指摘[8]している。

本稿の構成については以下の通りである。

第 2 章では SIC 導入の背景、制度概要及び SIC 整備によるメリット・デメリットについて整理する。第 3 章では SIC の整備が SIC 周辺の地価に与える影響についての問題意識及び仮説を提起し、第 4 章で仮説検証のための実証分析を行う。実証分析の結果及びそれに基づいた考察を第 5 章で行った後、それを踏まえた政策提言を第 6 章で行う。第 7 章では今後の課題について整理し、稿を閉じる。

2. SIC 制度導入の背景及び概要

日本の高速道路[9]の実延長は現在 7922.9km に及ぶ[10]が、平均 IC 間隔が約 10km と欧米諸国と比べ約 2 倍長く[11]、また高速道路が域内を通過していても、IC が設置されていないことを理由に、通過されるのみになっている市町村が存在する。これは高速道路本線及び IC 付近での慢性的な渋滞、IC を降りてから一般道に合流してからの渋滞といった様々な問題を引き起こす要因となっている。また、地方圏では、災害時に高速道路を緊急輸送道路として利用しようとしても、近くに IC が存在しないことを理由として、被災地域にきめ細かくアクセスするまでには時間がかかること、救急搬送を行う場合でも既存の IC 経由では搬送にかかる時間が長くなってしまうという問題があることがかねてより指摘[12]されていた。

このような問題を長らく指摘されながらも、なぜ IC の追加整備といった対策が講じられなかった地域があるのか。その理由については以下の通りである。

高速道路へのアクセス性を高め利便性を向上させるための追加 IC 整備に関しては、コスト面を十分考慮する必要があるが、整備に必要なコストこそ、対策が講じてこられなかった大きな理由である。すなわち、追加 IC 整備には新たな用地取得コストや IC の建設コスト、料金徴収を実施するための人件費といった管理コストが必須となり、これが追加 IC という手法を選択し得ない地域が存在する理由となっていた。

ここで、1 つの対策手法として注目されたのが本稿で取り上げる SIC である。

2.1 SIC 制度の概要

ここでは、稿を進めるにあたり、SIC とはどのようなものかについて詳述する。制度の概要及び整備による効果について整理することで、次章で述べる SIC 整備にかかる問題意識

8 インフラ整備は土地利用と一体的に検討されるべきであり、SIC の場合も例外ではないとする 松川他(2010)60 頁
9 高速道路株式会社法(平成 16 年法律第 99 号)第 2 条第 2 項に規定する高速道路
10 国土交通省道路局「道路統計年報 2012」より
11 ただし、日本と欧米諸国では高速道路の料金水準が異なる点を考慮する必要がある
12 廣瀬(2008)

についての理解の助けとなると考える。

2.1.1 SIC について

SIC とは ETC 専用の高速道路出入り口である[13]。ETC 専用であることから料金収受員の常駐が不要となり管理コストの大幅な低減が可能になることや、施設そのものがコンパクト化しているので用地取得・建設コストについても低減できるといった、IC と比べて低コストで導入可能といった特徴を有する。

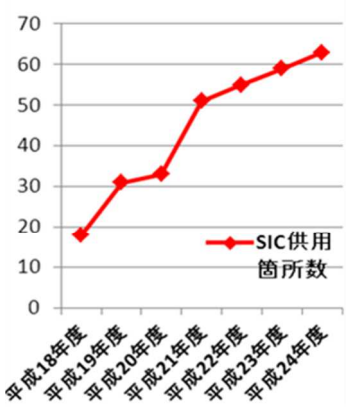


図１：SIC 供用箇所数

上記の特徴及び ETC 普及率及び利用率[14]の高まりを受け、平成 16 年度より本格導入に向けた社会実験が実施され、その実績を踏まえ制度実施要綱を策定するとともに SIC が本格導入されることになった。高速道路の利用による利便性の向上・地域の活性化・物流の効率化等に寄与することを目的として SIC が整備されていることが当該要綱で謳われていることは冒頭で紹介した通りである。なお、現時点で供用済みの SIC は 63 箇所[15]となっている。

スマートインターチェンジ供用中箇所図

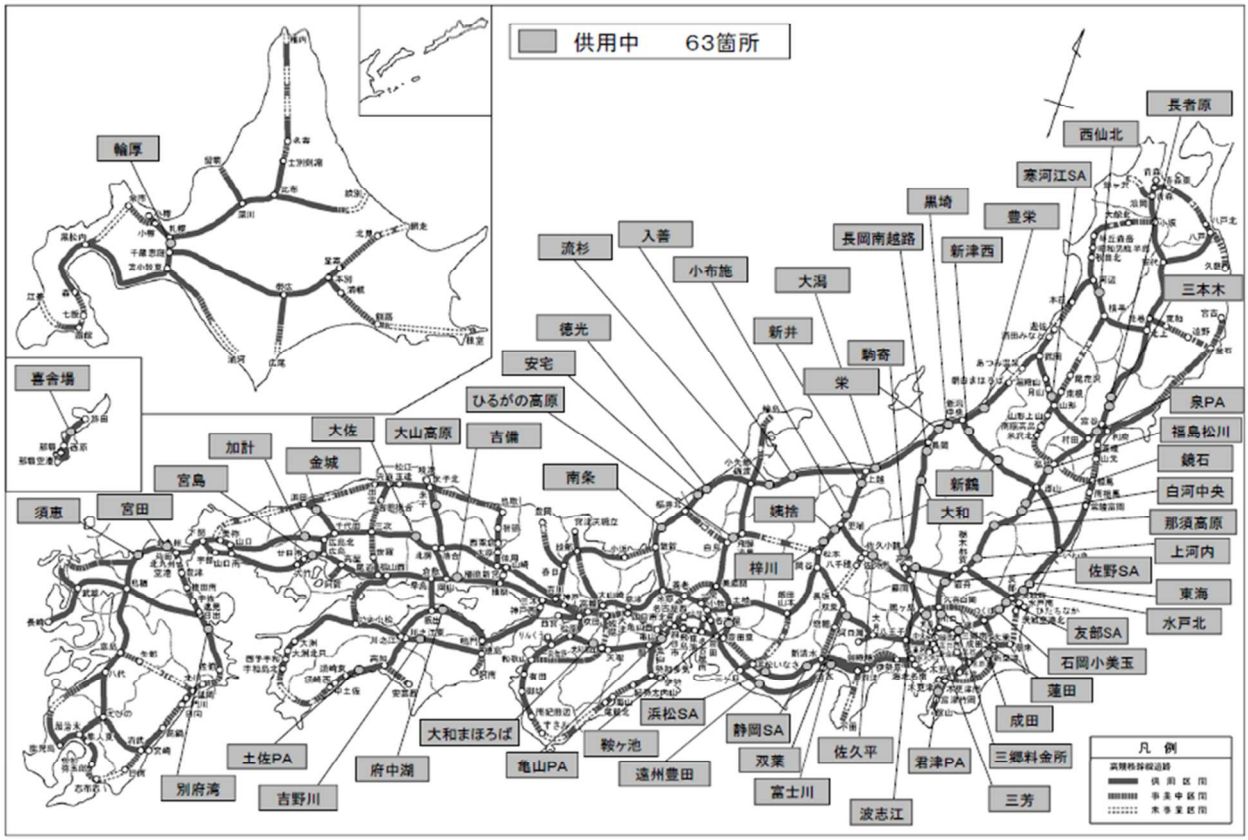


図２：SIC 供用中箇所一覧　（国土交通省道路局 HP より）

13　スマートインターチェンジ制度実施要綱　第２　定義(1)より
14　利用率については、平成 24 年 12 月時点の速報値で 87.9%　社会実験開始時の平成 16 年 10 月時点での同値は 21.7%
15　国土交通省道路局 HP より　最新の供用箇所は栄 SIC(平成 24 年 7 月 14 日供用開始)

2.1.2　SIC の形式及び特徴

現在導入されている SIC には 2 つの型式[16]がある。

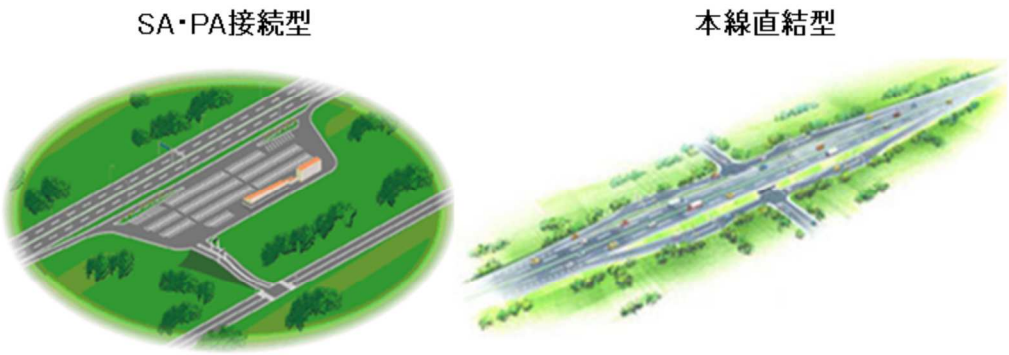


図３：SIC の型式について　（国土交通省道路局 HP を基に筆者作成）

SA・PA 型については、文字通り既存の SA・PA を介して一般道路と接続する形式の SIC である。既存の一般道路を活用することが可能なこと、SA・PA から高速道路本線に至るまでに既に加減速車線が設けられているため SIC 整備にかかるコストが IC 整備と比べると大きく削減できる点が特徴である。ただし、SA・PA が無ければこの型式を選択することができない。また、SA・PA の立地個所に大きく依存する関係上、市街地へ至る主要な国道・県道までのアクセス距離が長くなってしまうという傾向を有する。

本線直結型については、高速道路本線の加減速車線を設ける必要がある点や一般道路から高速道路までのアクセスするための用地が追加的に必要になる可能性がある等、SA・PA 型と比較して整備に必要なコストは大きくなる。ただし、IC 整備と比べると、建設コスト・管理コストの両面で低減化が図れる。また、SA・PA 型と異なり整備地を選択する際の制約がないため、主要な国道・県道までのアクセス距離が短くなる傾向がある。

現時点における SIC の多くは SA・PA 型である[17]が、本線直結型についても今後供用数が増えていくことが予想される。

2.2　SIC 整備により生じる事象

本稿において、SIC の整備が地価に与える影響を実証分析するにあたって、SIC 整備が SIC 周辺の地域に及ぼす具体的な影響について理解しておく必要がある。SIC 整備によってメリットばかり生じるというわけでは無い。したがって、本章では、SIC 整備から生じる事象をメリットとデメリットに分類する必要があり、以下それらについて述べる。

16　制度導入当初は SA・PA 型のみであったが、平成 21 年度より本線直結型も供用されている
17　平成 23 年度末時点では、SA・PA 型が 54 箇所、本線直結型は 3 箇所

2.2.1 SIC整備によるメリット

SIC 制度実施要綱に掲げられている制度趣旨については当然ながらこちらに分類される。「高速道路の通行者及び利用者の利便性向上」という項目からは、走行時間の減少・燃料費の減少・交通事故の減少という便益を引き出すことが可能である。これは国土交通省の道路プロジェクトに関する費用便益分析における費用の評価項目そのものであり、SIC整備により発生する直接効果[18]であるといえる。

「地域の活性化」という項目から、産業の振興・雇用の創出・人口の増加といった便益を引き出すことが可能である。これらはSIC整備によって生じる間接効果[19]といえる。その他にも、高速道路本線及びIC周辺の渋滞緩和に寄与するという効果も期待できる。高速道路へのアクセス地点が多くなれば利用者にとっても選択肢が増えるため、利用ICの分散も期待できる。前章で述べた、今までは高速道路に素通りされてきた市町村にも SIC が整備されることで高速道路へのアクセス性が向上し、災害時・緊急搬送時においても高速道路利用が選択肢の一つとして提供されたことで、SIC整備が地域のポテンシャル向上に貢献する効果もあると評価できると考えられる。

2.2.2 SIC整備によるデメリット

整備によるメリットだけではなくデメリットも考慮すべきということは前に述べた。ここで最も忘れてはならないことは、SIC整備には当然コストがかかるということである。SIC整備により生じると想定される便益が高くともそれを超える費用が発生するのであれば、SIC 整備という選択肢は選びえない。SA・PA 型と本線直結型で整備コストが異なるという点も前述の通りである。

また、SIC整備により、SIC周辺において新たな問題が発生する可能性もある。交通量の増加に起因する問題、すなわち大気汚染や振動・騒音、渋滞・混雑といった問題である。これらは経済学の定義に依ると負の外部性[20]、外部不経済であると説明できるであろう。直接の取引関係にない道路利用者と SIC 周辺の住民について、道路利用者がこれらの住民に与えるこれらの問題は外部不経済が顕在化したものに他ならない。IC 建設に反対する住民らが主張する反対理由もこの外部不経済に起因するものであるといえる。

これらの外部不経済による損失については、SICからの距離によっても程度が異なると考えられる。すなわち、SICの間近であれば、渋滞や混雑、大量の車両から発せられる騒音や排気ガスによる影響が大きいと考えられるが、SICからの距離が離れれば、高速道路を降りた車も分散して各自の目的地へ向かうため、その影響が減ぜられると想定されるからである。また、SIC周辺の土地に関する用途地域の種類によってもその程度が異なる可能性がある。この点については先述した距離の問題と同じく次章で詳述するため、ここでは紹介程度に留める。

---

18 道路の利用者に直接発生する効果のこと　竹内(2008)185 頁参照
19 道路利用者に発生した効果から二次的に波及する効果のこと　同上
20 市場取引を通じないで他者にもたらす不利益のこと　福井(2007)7 頁参照

SIC については、それが高速道路本線の整備当初に想定していない場所における交通結節点であることに加え、SIC の整備により期待する効果についても自治体毎の違いが想定される等、土地利用規制の方策に問題を残しているという指摘[21]も検討するべき課題である。

3. SIC の整備に関する問題意識

本章では、実証分析に入る前段階として、SIC 整備に関連する問題意識及び分析で明らかにしたい仮説について説明を加える。

3.1 問題意識

SIC が本格導入されたのは平成 18 年度からであり、本稿執筆時点(平成 24 年度)で供用済み箇所数は 63 に達する。供用後経過年数の内訳は様々ではあるが、最も長いもので本格導入後 6 年(社会実験から換算すれば 8 年)が経過した SIC もあり、SIC 周辺を取り巻く環境も変化してきているものと考えられる。

ここで考えられるのが、SIC 実施要綱の掲げる SIC 整備にかかる趣旨は達成できているのか、SIC を整備した地域にどのような変化が生じているかという点である。

地方政府の活動がもたらす、全てのメリット・デメリットは地代・地価に反映され、土地所有者に帰着されるという資本化仮説[22]に立脚するのであれば、SIC の整備によるメリット・デメリットも地価に反映されるものと理解される。そうであるならば、本研究で SIC 周辺の地価を分析することで、SIC 整備に関する現時点での問題点を顕在化することもできると考えられる。本稿における問題意識及び本研究の主眼もここにある。

さらに、対象となる土地の用途地域によってもその影響は異なってくるのではないか。前章でも述べたように、SIC 整備にはメリットとデメリットの両方の効果がある。SIC 整備後の距離変化のみに注目するだけで良いのか、というのがここでの着想の原点である。

すなわち、用途地域を便宜上 3 種に分類した場合、住居系用途地域[23]・工業系用途地域[24]・商業系用途地域[25]のそれぞれで土地の用途や利用現況も異なること、さらに高速道路を利用する頻度についても差異があると想定されるため、SIC 整備により生じる影響についても自ずと異なってくるのではないだろうか。

例えば、工業系用途地域に立地する工場については、高速道路は職務遂行上、毎日利用

---

21 松川他(2010)57 頁
なお、この点については第 6 章　政策提言の項でも扱う

22 金本(1997)では、地方公共財の限界便益が全て地価に帰着するための主要な仮定として、(1)開放地域(2)小地域(3)同質性(4)自由参入(5)歪みのない価格体系の 5 つを充足する必要があるとする。
上記の仮定を充足しない場合、金本(1992)では、ヘドニック推定値は便益を過大もしくは過少評価する傾向があり、その正確性は一般に保証されないとする。しかし、ヘドニック・アプローチは通常の便益推定法が適用されない非市場財の便益を推定しようとするものであるから、ごく大雑把な推定ができるだけでも非常に有益であり、問題点を理解した上で適切に利用することがプロジェクト評価の大きな助けになるとする。

23 第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域・第一種中高層住居専用地域
第二種中高層住居専用地域・第一種住居地域・第二種住居地域・準住居地域

24 準工業地域・工業地域・工業専用地域

25 近隣商業地域・商業地域

することが想定されるため、物流の関係上 SIC に近い方がメリットを得ると考えられる。経済産業省の「工業立地動向調査　立地地点選定理由」に関する調査[26]によれば、事業者が企業の立地地点を選定する理由の上位 3 つは、用地面積が確保されること、高速道路を利用できること、工業団地であるという順番となっている。SIC が近くにあるということは、そのうち、高速道路が利用できることと工業団地が形成できるといった 2 点と強い親和性を持ち、この調査結果からも、工業系用途地域であれば SIC に近いということは立地選択の上での強いインセンティブとなることが示されている。

一方、住居系用途地域については、高速道路の利用頻度も工業系用途地域とは異なると想定されるため、SIC が近いという事について工業系用途地域ほどは便益を受けない一方、住居が日常生活の場である関係上、混雑や騒音といった外部不経済についてはその影響を大きく受けると想定し得ないだろうか。このことについても以下の通り仮説を組み立てる。

3.2　仮説

上記の問題意識に基づき本研究に関する仮説を以下の通り導いた。仮説の構成については便宜上、以下の 3 段階に分けて説明した上で、最終的な仮説を定立する。

仮説 1　SIC の整備により交通の利便性が向上した点に着目したもの

SIC の整備により、高速道路を利用した交通の利便性が向上し、地域のポテンシャルの底上げが実現できるなどの当該地域における経済的な便益が高まる可能性がある。

しかし、SIC の整備に伴い、当該地域に大気汚染や渋滞・混雑といった外部不経済が発生する可能性もある。その程度は SIC に近付くほど大きくなると考えられる。

以上より、SIC の整備が地価に与える影響については、上記の便益と外部不経済の程度を総合衡量することで決せられると考えられる。

仮説 2　SIC の整備が地価に与える影響は用途地域・土地の利用現況で異なるか

SIC 整備により生じる便益及び外部不経済の程度については、対象となる土地の用途地域の種類によっても異なるのではないか。

例えば、用途地域を前述の 3 種に分類した場合、工業系用途地域であれば、外部不経済の程度が大きくとも、SIC に近い方が立地面等で得る便益が高いため SIC に近付くほど地価は上がる傾向にあるのではないか。

一方、住居系用途地域については SIC に近ければ外部不経済の程度が大きくなり、しかも SIC の近くで得る便益は工業系用途地域ほど高くないと想定されるため、両者を総合衡量した結果、一定程度まで SIC から離れた方が衡量後の便益が高くなるのではないか。住居地と商業地とは相互に密接な関係であることが想定されるため、商業系用途地域についても住居系用途地域と同じような傾向を示すのではないか。

---

[26] 経済産業省「工場立地動向調査　立地地点選定理由(都道府県別)」H9～H19

仮説３　SIC の供用後経過年数に着目したもの

企業・商業施設の誘致は SIC が供用された段階で必ずしも実現されているとは言い難いこともあり、またそれらは長期的なスパンで行われる可能性もある。さらに施設の集積や建設にも一定程度時間を要することから、SIC 供用後の経過年数も地価に対して影響を及ぼすものであると想定される。

最終的な仮説設定

以上３つの仮説をまとめると次の通りとなる。次章以降ではこの仮説に対する実証分析を中心として稿を進める。

(1)SIC の整備により、高速道路までのアクセス性が向上するといった距離の面での交通利便性が向上する。それが地価に与える影響については便益と外部不経済の程度の総合衡量で決せられる。

(2)SIC の整備による影響を土地の用途地域別で見た場合、工業系用途地域では SIC の近くを、住居系・商業系用途地域では SIC から離れた地域をそれぞれ選択し、それが地価に反映されているのではないか。

(3)SIC の整備による地価への影響については、供用後の経過年数に応じて大きくなるのではないか。

4.　SIC の整備が SIC 周辺の地価に与える影響についての実証分析

本章においては前章で提起した問題意識・仮説に基づき実証分析を行う。すなわち、資本化仮説に基づいたうえで、ヘドニック・アプローチを用いて地価関数を推定することにより SIC の整備が SIC 周辺の地価に及ぼす影響について分析する。

4.1　実証分析の対象

本稿では、平成 23 年度末時点で供用済みである 57 箇所の SIC から、各 SIC より 3km 圏内までの都道府県地価調査地点における価格を分析対象とした。地価調査価格をはじめとする土地に関する情報の収集については、国土交通省土地総合情報システムを利用した。距離については、地価調査地点と SIC 設置箇所の座標情報を国土交通省国土政策局国土情報課　国土数値情報ダウンロードサービスから取得し ArcGIS[27]を用いて計測した。
なお、SIC の供用時期に差異があること、SIC の整備と供用後の経過年数との関係も分析対象としている関係上、パネルデータを用いた分析を行うため、対象期間については 1999 年から 2012 年までと設定した。

本分析において、対象とする地価として都道府県地価調査価格を用いた理由は、SIC 周囲

[27] Esri 社開発の GIS(Geographic Information System:地理情報システム)ソフトウェアファミリーの総称

3km 圏内の対象地点が公示地価と比して多かったことを理由とする。ただし、都道府県地価調査の対象地点が周囲 3km 圏内に無かった SIC も存在したため、最終的に分析対象となった SIC は 54 箇所、調査地点総数 227 であり、観測数は 2961 となった。

図４で分析対象のイメージを示す。■は SIC、●は IC、▲は都道府県地価調査地点を表す。SIC を中心として、1km 刻みで円を描いている。SIC を中心とした半径 3km 圏内に都道府県地価調査地点が 9 箇所存在する。複数の地点については、SIC 供用後は高速道路にアクセスするまでの距離に短縮が見られる。

図４で例としてあげた双葉 SIC(平成 18 年に本格導入)は山梨県甲斐市の中央自動車道にある SA・PA 型の SIC である。SIC の供用以前は、高速道路に並行する国道が渋滞していたが、SIC を利用することで付近の大型住宅団地から市街地への通勤の移動時間が短縮・安定したとの効果が出ている[28]。また、SIC 周辺では商業施設・工業施設の集積が見られ、SIC 整備による開発支援への期待が高められている。

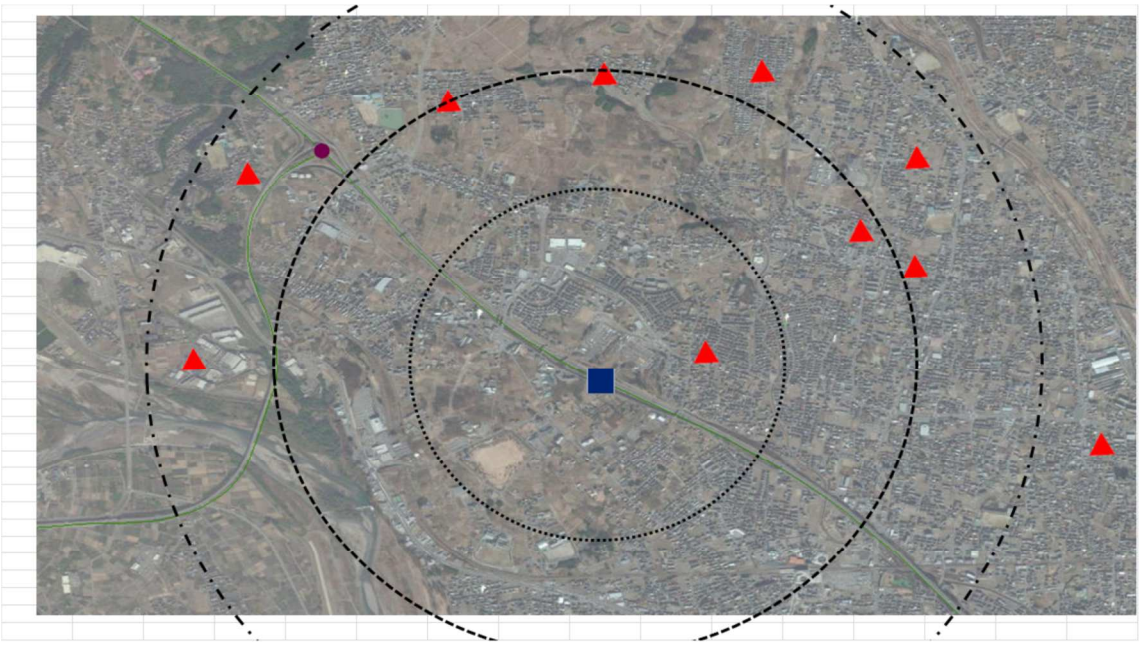


図４：分析対象イメージ図(ArcGIS を用いて筆者作成)
双葉 SIC(山梨県甲斐市)

[28] 関東地方整備局 HP　甲斐市 HP

4.2　推計モデル

1999 年から 2012 年までの各年度におけるデータで構成されたパネルデータを用いて、固定効果モデルによる回帰分析を行う。固定効果モデルを用いることで、対象地点毎に特有であり、時間を通じて変化しない一定の効果(本分析では SIC の立地条件等)の影響を除去した上で、SIC 整備の効果を抽出することが可能となる。

推計モデルは以下の通りである。

$$\ln P_{rt}=\beta_0+\beta_1 Di_{rt}+\beta_2 Di_{rt}^2+\beta_3 X_{rt}+\beta_4 YD_{rt}+\beta_5 PD_{rt}+\beta_6\ SD_{rt}\_Di_{rt}+\beta_7\ SD_{rt}\_Di_{rt}^2+\beta_8\ Di\_C\_SD_{rt}$$
$$+\beta_9\ Di\_C\_SD_{rt}^2+\beta_{10}\ Di\_F\_SD_{rt}+\beta_{11}\ Di\_F\_SD_{rt}^2+\beta_{12}\ SD\_PD_{rt}+\delta_{rt}+\varepsilon_{rt}$$

4.3　使用するデータについての説明

推計モデルで用いた各変数についての説明及び基本統計量は以下の通りである。なお、各変数ともにｒとｔから成る添え字が付くが、ｒは都道府県地価調査地点、ｔは年度を意味する。

4.3.1　被説明変数

推計モデルにおける被説明変数である lnP は、都道府県地価調査価格(円/㎡)の対数値である。各調査地点毎に 1999 年から 2012 年までのデータを抽出した。

4.3.2　説明変数

推計モデルにおける説明変数に関する説明は以下のとおりである。なお、各調査地点毎に 1999 年から 2012 年までのデータを抽出している点は被説明変数と共通する。

SD は SIC 供用ダミーであり、SIC が供用された以降は 1、以前は 0 をとるダミー変数である。SIC が供用されたことが地価に与える影響を示す変数である。

Di は最寄 IC(SIC)までの距離を示す変数である。高速道路にアクセスするまでの距離が地価に与える影響を示すものであるが、概ね SIC 供用後に値が変化する[29]。この値を 2 乗したものが Di^2 である。

SD_Di は、SIC 供用ダミーと最寄 IC(SIC)までの距離の交差項であり、この変数は SIC 供用によって距離が変化したことによる地価への影響を観察するための変数である。この値を 2 乗したものが SD_Di^2 である。2 乗項を使用した理由については、二次関数を導出することで、SIC の整備効果が及ぶ範囲を測定するためである。1 乗項と 2 乗項の解を求めることで距離に対して SIC の整備効果の及ぶ範囲及び地価への影響度合を測定可能となる。

Di_C_SD は、SIC 供用ダミーと商業系用途地域ダミー及び最寄 IC(SIC)までの距離から成る交差項である。供用ダミーと用途地域ダミー及び距離の交差項を用いることで、SIC 供用

[29]　地点によっては、SIC 供用後も IC の方が近い場合もあるため

後、高速道路にアクセスするまでの距離が変化したことが地価に与える影響が用途地域によっても異なるかということを観察可能となる。ここでは、住居系用途地域と比べた場合の商業系用途地域に及ぶ影響を示している。この値を 2 乗したものが $Di\_C\_SD^2$ である。同様に、Di_F_SD は工業系用途地域を住居系用途地域と比較した場合に、SIC 供用後の距離の変化が地価に与える影響を観察するための変数である。この値を 2 乗したものが $Di\_F\_SD^2$ である。

PD は、SIC 供用後経過年数ダミーである。SIC の供用後の経過年数と合致する場合のみ 1 を、それ以外では 0 をとる。経過年数については 1 年から 5 年までである。この変数と SIC 供用ダミーとの交差項である SD_PD により、SIC 供用後の経過年数が SIC 周辺地域に与える影響を説明することが可能になると考える。

本稿における分析はヘドニック・アプローチによるものであるが、固定効果モデルを用いる場合、時間を通じて変化しない要因については変数にいれることができないため地積・容積率・建ぺい率・役場までの距離等を用いることは出来なかった。地価調査地点によっては変化が見られた最寄駅までの距離、都市計画決定の有無を土地の属性に関する変数 X として用いた。また、年度によるトレンドを除去するためのコントロール変数として年度ダミーである YD を用いた。δ については固定効果を、ε は誤差項を示す変数である。

なお、各変数についての説明、予想される符号、出典については次に示す表の通りである。

表１：変数の説明[30]

変　数	説明	予想される符号	出典・作成方法
ln(都道府県地価調査価格)	都道府県地価調査の対数を用いた	―	A
SIC供用ダミー	SICが供用された以降は1、以前は0をとるダミー変数	正	C
最寄IC(SIC)までの距離(km)	地価調査地点から最寄IC(SIC)までの距離を示す変数	負	B
最寄駅までの距離(km)	地価調査地点から最寄駅までの距離を表す変数	負	A
都市計画決定ダミー	地価調査地点について、都市計画が決定されている場合に1、されていない場合に1をとるダミー変数	正	A
工業系用途地域ダミー	地価調査地点が準工業地域・工業地域・工業専用地域のいずれかである場合に1、それ以外の場合は0をとるダミー変数	―	A
商業系用途地域ダミー	地価調査地点が近隣商業地域・商業地域のいずれかである場合に1、それ以外の場合は1をとるダミー変数	―	A
年度ダミー	1999年を基準とし、該当する年度の場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数	負	A
供用後経過年数ダミー	SICが供用された年を基準とし、該当する経過年数の場合は1を、それ以外の場合は0をとるダミー変数	正	C
A:	1999年～2012年　都道府県地価調査		
B:	国土数値情報ダウンロードサービスから得たデータを基にArcGISにより作成		
C:	国土交通省道路局HPより作成		

4.3.3　基本統計量

被説明変数、説明変数についての基本統計量は以下の表の通りである。

表２：基本統計量

変　　数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
lnP(都道府県地価調査価格)	2961	10.7147	0.7498	8.5564	12.7966
SIC供用ダミー	2961	0.3728	0.4836	0	1
最寄IC(SIC)までの距離(km)	2961	3.3984	1.9081	0.36	11.50
最寄IC(SIC)までの距離(km)の2乗項	2961	15.1888	17.1249	0.1296	132.25
SIC供用ダミー×最寄IC(SIC)までの距離	2961	0.7123	1.0114	0	3
SIC供用ダミー×最寄IC(SIC)までの距離の2乗項	2961	1.5299	2.5091	0	9
都市計画決定ダミー	2961	0.897	0.304	0	1
最寄駅までの距離(km)	2961	2.3655	2.4091	0.001	11.9
SIC供用ダミー×工業系用途地域ダミー×最寄IC(SIC)までの距離	2961	0.0386	0.2799	0	2.990
SIC供用ダミー×商業系用途地域ダミー×最寄IC(SIC)までの距離	2961	0.1403	0.5358	0	3
SIC供用ダミー×工業系用途地域ダミー×最寄IC(SIC)までの距離の2乗項	2961	0.0798	0.6565	0	8.9041
SIC供用ダミー×商業系用途地域ダミー×最寄IC(SIC)までの距離の2乗項	2961	0.3067	0.9269	0	9

※年度ダミー、供用後経過年数ダミーについては省略

[30]　交差項については、ここでの説明は省略する

5. 推計結果及び考察

5.1 推計結果

推計結果については表３に示す通りである。

表３：推計結果

被説明変数:都道府県地価調査価格(対数値)			
説明変数	係数	標準誤差	有意水準
SIC供用ダミー	0.1240	0.0323	＊＊＊
最寄IC(SIC)までの距離	0.0298	0.0079	＊＊＊
最寄IC(SIC)までの距離の2乗	−0.0032	0.0008	＊＊＊
SIC供用ダミー×最寄IC(SIC)までの距離	−0.0902	0.0323	＊＊＊
SIC供用ダミー×最寄IC(SIC)までの距離の2乗	0.0203	0.0087	＊＊＊
都市計画ダミー	0.0409	0.0322	
最寄駅までの距離	−0.0554	0.0518	
SIC供用ダミー×商業系地域ダミー×距離	0.0394	0.0235	＊
SIC供用ダミー×工業系地域ダミー×距離	−0.1086	0.0363	＊＊＊
SIC供用ダミー×商業系地域ダミー×距離の2乗	−0.0319	0.0097	＊＊＊
SIC供用ダミー×工業系地域ダミー×距離の2乗	0.0373	0.0155	＊＊＊
SIC供用ダミー×供用後1年経過ダミー	0.0014	0.0135	
SIC供用ダミー×供用後2年経過ダミー	0.0192	0.0119	＊
SIC供用ダミー×供用後3年経過ダミー	0.0154	0.0159	
SIC供用ダミー×供用後4年経過ダミー	0.0713	0.0170	＊＊＊
SIC供用ダミー×供用後5年経過ダミー	0.0844	0.0199	＊＊＊
定数項	10.9106	0.1942	＊＊＊
年度ダミー	（省略）		
観測数 2961			
自由度調整済み決定係数 0.7341			

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

5.1.1 SIC の供用及びそのことに伴う距離の変化について

表3の推計結果のうち､SIC 供用ダミーを見ると､統計学上有意に正の係数が表れている。ここから SIC の供用は地価を上昇させる傾向があることが実証分析上明らかとなった。

SIC 供用後の距離の変化については、SIC 供用ダミーと最寄 IC(SIC)までの距離の交差項に着目する。ここでは負の係数が有意に表れていることから、SIC の供用後は SIC からの距離が大きくなると地価が下がる傾向を示している。換言すれば、SIC に近付けば地価が上昇する傾向にあるということであり、これは SIC に近いほど便益が高まっているということを示しているといえる。

交差項ではない距離の係数については有意に正の係数が出ているがこの解釈については考察の欄で詳しく述べる。距離に関連する変数について 2 乗項を用いたのは、SIC 供用後の

距離の変化がどの範囲まで及ぶかを考察するものであり、この点についても説明は後に譲る。

5.1.2　用途地域別で見たSIC供用後の距離の変化について

表 3 の推計結果のうち、SIC ダミー×用途地域ダミー×IC(SIC)までの距離の変数(1 乗項・2 乗項)に着目する。住居系用途地域を基準として、商業系・工業系における係数の差異を観察するが、結果として統計学上有意に、商業系については正、工業系については負の係数が表れた。つまり、商業系用途地域においては符号が正であることから、SIC から1km 離れるほど住居系用途地域と比較すると地価が上昇する傾向を、工業系用途地域においては符号が負であることから、SIC に 1km 近づくほど住居系用途地域と比較すると地価が上昇する傾向が分析結果によって示されている。両者の符号の異なる理由については後ほど考察の項目で詳述する。

5.1.3　SIC供用後の経過年数の変化について

表 3 の推計結果のうち、SIC 供用ダミーと SIC 供用後経過年数の係数に着目する。ここから、供用後 2 年、4 年、5 年については統計学上有意に正の値が観察され、年数が経過するほどその値は頑健になっていることが読み取れる。SIC の供用前と比べて、供用後の経過が大きくなることにつれて周辺地価が上昇する傾向があるという分析結果が示された。一方、供用後 1 年目、3 年目については有意な結果が出ていないため、当該年度における係数はあくまでも参考程度に留めるべきだと理解している。

しかし、全体を通じてみると供用後経過年数が大きくなるにつれて係数も大きくなっている点を推計結果が示している。したがって仮説と整合する。

5.2　考察

推計結果を踏まえて導かれる考察は以下の通りである。

5.2.1　SICの供用及びそのことに伴う距離の変化について

実証分析によって、SIC の供用が地価を上昇させる傾向があることが明らかとなった。このことは、SIC の制度趣旨で掲げられている、地域の活性化・高速道路の利用における利便性向上・物流の効率化が実現されたためその効果が地方公共財の便益となり、最終的に地価に帰着したと換言することが可能である。上記のどの要素が最も便益を高めたかという点については、各自に対応する説明変数を用いておらず、かつ SIC 毎に差異があるため一概に言い切ることは困難である。ただし、平成 23 年度末時点で供用済みの SIC を俯瞰し、SIC の整備効果があったかとの問いに対しては、分析結果を踏まえた上で首肯することに何ら問題はないと考えている。

次に距離の変化についてだが、交差項でない距離の係数は有意に正となっていることは

SIC の整備前では IC までの距離が近接することについては地価を上昇させる効果がなかったということを意味する。つまり、SIC 供用前については、高速道路にアクセスするには既存の IC を使うしかなく、その距離も平均で 4.28km[31]であったが、ここからは高速道路に近いという便益が生じていなかったためこのような推計結果が示されたと考えられる。

一方、SIC 供用後に距離との交差項の係数については有意に負となっていることからは、高速道路へのアクセスの容易さ(SIC への近接)が地価を上昇させるという効果があることを如実に示していると理解した。SIC に近接すれば混雑・大気汚染等に代表される外部不経済の程度も大きくなることが推察されるが、そうであっても SIC 供用により生じる純便益が高いことが結果として示された。

なお、2 乗項を用いたのは、SIC の整備効果が距離としてどこまで及ぶかについて二次関数を用いて明らかにしようとしたためである。

5.2.2 用途地域別で見た SIC 供用後の距離の変化について

推計結果より、土地の用途地域別で SIC の整備が地価に与える影響の程度に違いがある点が示された。住居系用途地域を基準とした場合、商業系用途地域は SIC から離れた方が、工業系用途地域については近付く方が地価を上昇させる傾向がある結果が統計学上有意に示された。これは何を意味するか。これこそ、仮説として提起した SIC の整備によって得られる経済学上の便益と外部不経済の程度についての捉え方の差ではないだろうか。

つまり、高速道路を利用する頻度とアクセスの容易さ(近接)は密接に関連しており、頻度が高ければ、アクセスの容易さから得る便益が高くなる傾向があり、結果として外部不経済の程度が一定量存在したとしても純便益は高くなるといえる。これが工業系用途地域における SIC の整備が地価に及ぼす影響を示すもの考えられる。

一方、商業系用途地域を始め、この中には住居系用途地域も入ると考えられるが、高速道路の利用頻度が工業系と比して高くないと推察されるものについては、SIC への近接は工業系用途地域ほど便益が増加しないのではないか。その反面、外部不経済の程度が同一であれば、純便益は工業系用途地域と比べると少ないものになるだろう。これが SIC の近接は商業系用途地域では地価の上昇を示さないという結果に対する理論根拠になるのではないか。

以上より、SIC を整備する際には、周囲の土地の利用状況に配慮する必要性があるということについても推計結果から導くことができたと考えられる。前述の通り、SIC の整備により生じる純便益を高めるには外部不経済対策を適切に行う必要がある点は指摘したが、その外部不経済についても土地の用途地域によって受ける程度が異なる点も SIC 整備における判断材料の一つとして検討する必要がある。推計結果によると、工業系用途地域については、SIC に近い方が純便益が高くなる傾向を示すことから、もし外部不経済対策を現状以上に行えないのであるならば、商業系用途地域の近くよりも工業系用途地域の近くに整備

[31] 推計モデルで用いたデータから抽出した （総合計距離 7953.2km サンプル総数 1857）

した方が整備効果は大きくなるという理解である。勿論、外部不経済対策をしなくとも良いと言っているわけではない。あくまで SIC 整備による純便益を現状の下で最大化するのであればという想定に対しての一つの解であることは念頭に入れる必要がある。整備予定地域の周辺の土地の利用状況はどのようなものか、この点についても十分配慮すべき必要があることが推計結果から示唆された。

5.2.3 SIC 供用後の経過年数の変化について

推計結果より、SIC 供用後の経過年数に応じて地価が上昇する傾向[32]が示された。このことは、企業・商業施設等の誘致は長期的なスパンで行われる傾向があり、施設の建設や集積にも一定程度の期間を要するため、供用後の経過年数に応じて地価が上昇するのではないかという仮説が支持されたものと理解できる。

6. 政策提言

SIC の整備により SIC 周辺の地価を上昇させる効果が実証分析で明らかになったことから、広域的な地域ポテンシャルの向上が SIC の整備により実現されたということができる。現時点における分析では年々その効果は上昇していると出ているが、今後どのような推移を見せるかは現段階ではわからない。ここから言えることは何か。

ここまで何度も指摘した通り、SIC 整備によるデメリットである大気汚染・騒音・混雑といった外部不経済も地域の発展に伴い増加する恐れがある。SIC の整備にあたっては、整備によるデメリットも生じるといった極当たり前の前提を再認識する必要がある。これらの問題を低減させるための方策として、以下の提言を行う。

（1） 土地の利用規制に関する提言

分析結果から、都市計画区域内における用途地域によっても地価の上昇程度が異なることが明らかになった。SIC を整備するにあたり、工業系用途地域と商業系用途地域のどちらに近付けた方がいいのか、という問いに対する答えは最早自明のものである。現在の実施要綱の下では、地価の上昇度合を勘案すれば工業系用途地域となる。

用途地域が定められている(定められる)区域ではこの理論が当てはまるが、定められていない区域ではこれは該当しない。SIC の整備効果が及ぶ範囲内では、市町村合併がなされたが都市計画区域が旧態依然のままで開発に関しての制限が統一されていない地域もある[33]。このような場所では、SIC 整備後にどのような開発が行われるか想定し辛く、結果として SIC の整備効果が現れにくくなる可能性もある。

---

[32] 1 年目・3 年目については統計学上有意な数値でないことは前項で指摘済みである

[33] 市町村合併の例ではないが、線引きの都市計画区域と非線引きの都市計画の境界に位置する SIC 周辺では、都市計画法上の規制格差にさらされた緩規制地域が存在し、SIC 開設により規制格差の問題が発生してしまうと懸念されている。 松川他(2010)60 頁参照

したがって、SIC の整備に際しては、都市計画の見直しを図る等の土地の利用規制についても併せて検討すべきであるといえる。分析結果からは統計学上有意とはなっていないものの、都市計画の有無・線引きの有無については制度の趣旨上、秩序ある開発を促す効果があることから、SIC 周辺の地価を上昇させる傾向があると考えられる。松川他(2010)では、SIC が線引き都市計画区域の教会領域に近いところに開設された場合、土地利用格差と SIC 開設によるポテンシャル格差が相俟って無秩序な市街化が促進される恐れがあるため、規制格差を是正するための土地利用制度の再編が必要であると指摘されている。

（2） SIC 制度実施要綱の一部改正についての提言

SIC の整備により生じる外部不経済の程度を減らすことができれば、整備による純便益の増加につながるため、結果として SIC 整備効果は大きくなる。

道路整備にかかる予算については、年々減少傾向にあるため、SIC 整備後に一般道で発生してしまった渋滞・混雑に対し、速やかに抜本的な対応をするということは困難である。したがって、SIC 整備に伴い発生が見込まれる外部不経済の程度を想定した上で、整備段階で対策を講じる必要性は高い。

地方公共団体による計画検討・調整
↓
高速自動車国道への連結許可申請
(地方公共団体→国)
↓
高速自動車国道の整備計画変更に係る意見照会
(国→関係地方公共団体)
↓
整備計画変更(国)
↓
連結許可(国→地方公共団体)
↓
事業着手
↓
完成、供用開始

図 5：IC(SIC)の設置手続について
（高速自動車国道法第 11 条の 2 より）

SIC 制度実施要綱では、設置検討段階で、関係する地方公共団体、会社、地方整備局等から構成される地区協議会が設置され、そこで SIC についての採算性や社会的便益、管理方法等を検討・調整する必要がある。ここでは既存の IC 周辺の交通事情や安全性が主な議論対象となっているが、「SIC 整備に伴う流入交通量を勘案した交通対策」といった項目を新たに設けることを提案する。現状では、周辺道路の安全性については検討事項となっているが、渋滞・混雑対策は検討・調整事由として列挙されていない。この項目を新たに設けることで、SIC 設置の検討段階で外部不経済を考慮した場所選定も行えるものと考える。ここでの議論を踏まえ、実施計画書が策定されるため、検討・調整の対象とする意義は確実にあると考えられる。

7. おわりに

今回の研究では、全国で整備が進められている SIC の整備効果はどのようなものであろうかという素朴な疑問に対し、SIC 周辺の地価を用いて評価するという観点から分析を試みたものである。ヘドニック・アプローチに関しては先にも述べたが、環境価値の計測が地価に正確に反映されるためには厳密な要件を必要とするため、実際のプロジェクト評価に

適用した場合の正確性は一般には保障されないという指摘[34]もある。しかし、本稿における実証分析によって、SIC の整備による商業・工業施設の集積や観光客の増加といった可視的な効果が地価の上昇という形で反映されており、経済学的な視座からも地域の活性化の実現を説明できたという点で本研究の意義も見いだせると考えている。

引き続き、今後の課題について述べる。本稿は、冒頭でも記したように、平成 23 年度末時点で供用済みの SIC を対象として SIC の整備効果を地価という観点から分析したものである。実際に分析対象とできた SIC はデータの制約上 54 箇所であり、この結果を SIC の整備に関する普遍的な指針として用いようとは考えていない。あくまで、現段階で成し得る方法で可能な範囲の分析に留まった部分もある。その点については先に述べておく。

今後も SIC は日本各地で供用される予定である。本線直結型については、供用されてから未だ日が浅い SIC が多かったため､本稿においては型式で分けた分析を成し得なかった。相当数の SIC が整備され、型式についても分類した分析が可能となれば、更に綿密な分析結果が導かれるとともに新たな知見も生まれ、それによって本稿以上に踏み込んだ政策提言も成し得ると考える。

考察・政策提言において、SIC の整備効果を更に引き出すには外部不経済対策が重要であるとしたが、混雑・大気汚染・騒音といった外部不経済について数値化したデータを地価調査地点とリンクさせた形では採ることができず[35]、結果として本稿ではそれらを説明変数として用いることが出来なかった。これらを用いることが出来ていれば、SIC の整備に伴うデメリットとして何に注意を払うべきであるかについても分析結果から明らかになったものであると考えている。本稿における実証結果の至らぬ点については、このようなデータによる制約に依るものが多いことを付言する。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授(主査)、吉田恭教授(副査)、中川雅之客員教授(副査)からは懇切丁寧なご指導を頂きました。また、福井秀夫教授(まちづくりプログラムディレクター)、加藤一誠客員教授、安藤至大客員准教授をはじめ、諸先生方からも貴重なご意見を頂くことができました。この場を借りて深く御礼申し上げます。

また、この１年間を共に過ごしたまちづくりプログラム・知財プログラムを始めとする同期の方々、及び研究の機会を与えて頂いた派遣元に対しても心より感謝致します。

なお、本稿は個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関として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については、全て筆者の責に帰すものであることを申し添えます。

[34] 中川(2008)217 頁

[35] 混雑については、国土交通省道路局発表の道路交通センサスで「混雑度」という指標があるものの、5 年に 1 度の調査(平成 22 年・17 年)であること、地価調査地点と接道する道路の数値が必ずしも見当たらないという点があり、本稿では用いなかった。

【参考文献】

・金本良嗣(1992)「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」土木学会編『土木学会論文集』第 449 号 47～56 頁
・齋藤辰哉(2008)「高速道路のスマート IC 整備促進に向けた調査研究」財団法人国土技術研究センター編『JICE　REPORT』第 12 号
・濱谷健太、塚田幸広、酒井秀和(2005)「スマート IC 社会実験の利用実態とその要因に関する分析」『土木計画学研究・講演集』第 34 巻
・廣瀬輝(2008)「スマートインターチェンジ」建設工業調査会編『ベース設計資料』第 136 号土木編
・松川寿也、中出文平、樋口秀(2010)「スマートインターチェンジ周辺の土地利用規制誘導方策」日本建築学会編『学術講演梗概集、F-1、都市計画・建築経済・住宅問題』57～60 頁
・金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社
・竹内健蔵(2008)『交通経済学入門』有斐閣
・中川雅之(2008)『交通経済学と都市政策』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

【参考資料】

・国土交通省道路局　http://www.mlit.go.jp/road/index.html
・国土交通省・土地総合情報システム　http://www.land.mlit.go.jp/webland/
・国土交通省国土政策局国土情報課　国土数値情報ダウンロードサービス
http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/index.html
・国土交通省道路局「道路統計年報 2012」
・国土交通省道路局「平成 22 年度道路交通センサス」「平成 17 年度道路交通センサス」
・財団法人資産評価システム研究センター　全国地価マップ　http://www.chikamap.jp/
・各自治体ホームページ

労働者派遣法における派遣解禁効果に関する実証分析

－建設業務への適用が建設労働市場に与える影響について－

要旨

労働者派遣法において適用除外業務とされている建設業務に着目し，建設業務への労働者派遣法適用が建設労働市場に与える影響の分析を行った．建設業務への派遣が解禁された場合の建設労働市場は，取引費用の低減により就業者数が増加し社会的余剰も増大することが推測される．

本稿では，建設業と製造業を対象に，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁効果の推計を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の建設業への効果を明らかにした．実証分析の結果，派遣解禁により就業者数が増加し，賃金は管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したことなどが示された．これは，派遣解禁により市場の歪みが改善されたことを意味していると考えられる．

キーワード：建設業務，建設労働市場，労働者派遣法，派遣解禁，製造業務

2013 年（平成 25 年）2 月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU12624 湯川大介

目　次

1. はじめに 1
2. 現状分析 2
2.1 建設産業の現状 2
2.2 建設労働市場の現状 4
2.3 労働者派遣法の変遷 6
2.4 労働者派遣法における適用除外 7
3. 建設業務における派遣解禁効果の理論分析 8
3.1 建設労働市場に関する政府の介入 8
3.2 派遣が解禁された場合の建設労働市場 9
4. 先行研究 10
4.1 派遣解禁のメリットとデメリット 10
4.2 製造業務における派遣解禁の効果に関する分析 11
5. 建設業と製造業について 12

6. 製造業務における派遣解禁効果の実証分析 13
6.1 派遣解禁と就業者数 15
6.1.1 分析方法と実証モデル 15
6.1.2 使用するデータ 15
6.1.3 推定結果 16
6.2 派遣解禁と賃金 17
6.2.1 分析方法と実証モデル 17
6.2.2 使用するデータ 17
6.2.3 推定結果 18
6.3 派遣解禁と労働災害発生率 21
6.3.1 分析方法と実証モデル 21
6.3.2 使用するデータ 21
6.3.3 推定結果 22

7. 建設労働災害と雇用形態に関する実証分析 23
7.1 分析方法と実証モデル 23
7.2 使用するデータ 23
7.3 推定結果 24

8. まとめ 25
8.1 分析結果のまとめと考察 25
8.2 政策提言 25
8.3 分析の限界と今後の課題 26

参考文献 27

1. はじめに

我が国の建設産業は，近年の建設投資の急激かつ大幅な減少により過剰供給構造となっている．また，競争の激化や昨今の経済情勢等により，建設産業を取り巻く経営環境は大変厳しい状況にある．特に地方部においては，地域社会を支えてきた建設企業が疲弊し，これまで担ってきた災害対応等の機能の維持が困難となり，災害対応空白地帯が発生する等の問題が指摘されている．さらには，労働環境の悪化等により，若年入職者の減少と高齢化が著しく進行しており，重層下請構造における不透明な契約関係の問題が指摘されている[1].

一方で，1985 年に制定された「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備等に関する法律」（昭和 60 年法律第 88 号，以下「労働者派遣法」という.）において、建設業務[2]は適用除外業務とされているが，建設労働市場には建設企業と労働者の間に，情報の非対称性に対する資格制度（土木施工管理技士，技術士等）など，政府が介入すべき問題はあるが，それを雇用形態に関する介入という形で対処するのは望ましくないと考えられる．また，建設業務への派遣が解禁された場合の建設労働市場は，取引費用の低減により就業者数が増加し，社会的余剰も増大することが推測される．これらのことから，労働者派遣法における建設業務の適用除外は，今後も維持すべきかどうか検討する必要がある．

本稿は，建設業と製造業を対象に，2004 年に製造業務[3]への派遣が解禁された製造業における派遣解禁効果の推計を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の建設業への効果を，DID 分析[4]により明らかにすることを目的とする．

2004 年に派遣が解禁された製造業務に関する先行研究は, 藤井 (2004), 出井 (2010), 森岡 (2010), 礒 (2011) などが挙げられる. 藤井の研究は製造業務における派遣労働の有効な活用方法について, 出井の著書は労働者派遣法改正をめぐる業界の動きについてのものであり，製造業務への派遣解禁効果を実証分析したものではない．また，森岡の研究は製造業務への派遣解禁が労働災害事故の多発を招いていると主張しているが，死傷者数だけに着目している．さらに，礒の研究は製造業務への派遣解禁が雇用増に与えた影響について実証分析しているが，総務省『事業所・企業統計調査』の 2001 年と 2006 年のデータを用いた DID 分析であり，法改正の過渡期を越えた分析をしたものではない．本稿はより長期的なデータを用いて，就業者数，賃金及び労働災害発生率に関する派遣解禁の効果を実証分析により明らかにした．

分析の結果，派遣解禁により就業者数が増加し，賃金は管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したことなどが示された．さらに，労働災害発生率が有意に上昇しないことなども示された．

---

† 本稿は，建設業務における労働者派遣法適用除外に関する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したものではありません．本稿にある誤りは全て筆者の責任です.

[1] 2010 年 12 月より開催された建設産業戦略会議において，「建設産業の再生と発展のための方策 2011」が取りまとめられた.

[2] 労働者派遣法第 4 条第 1 項第二号「土木，建築その他工作物の建設，改造，保存，修理，変更，破壊若しくは解体の作業又はこれらの作業の準備の作業に係る業務をいう.」とされており，本稿ではそれ以外の業務を担う労働者を含んでいる場合は「建設業」として使い分けている.

[3] 労働者派遣法附則第 4 項「物の溶融，鋳造，加工，組立て，洗浄，塗装，運搬等物を製造する工程における作業に係る業務をいう.」とされており，本稿ではそれ以外の業務を担う労働者を含んでいる場合は「製造業」として使い分けている.

[4] Difference - in - Differences (DID) estimator のこと.

本稿の構成は次のとおりである．第 2 章は建設産業と建設労働市場の現状，労働者派遣法について整理し，第 3 章は建設業務における派遣解禁効果を理論分析する．第 4 章は先行研究を整理し，第 5 章は建設業と製造業について整理する．第 6 章は製造業務における派遣解禁効果を実証分析し，第 7 章は建設労働災害と雇用形態に関する実証分析を行い，第 8 章は分析結果のまとめと考察，政策提言及び今後の課題について示す．

2. 現状分析

建設業務への派遣解禁に関する研究を行うに至った現状について，「建設産業の現状」と「建設労働市場の現状」，「労働者派遣法の変遷」，「労働者派遣法における適用除外」について整理する．

2.1 建設産業の現状

2011 年 3 月に発生した東日本大震災においては，地震の発生直後から，被災者でもある地元の建設企業が道路の啓開などの応急復旧活動だけでなく，人命救助にも活躍している様子が日々報道された[5]．その後の現在に至るまでの復旧・復興事業においても，道路や橋梁，河川の復旧や，がれき処理，除染などに対して，中心的な担い手としてその力を遺憾なく発揮してきたところであり，震災を契機として建設産業の果たす重要な役割が再認識されている．

これまでも建設産業は，震災や台風災害時だけでなく，2010 年に発生した口蹄疫[6]の防疫対策など，国民生活の安全・安心に密接に関わる重要な役割を果たしてきた．また，震災以降も，2011 年に発生した紀伊半島大水害[7]や，2012 年に発生した九州北部地方大水害[8]など，全国各地で災害が発生しており，災害に強い国土づくりが求められている．

このような状況の中，建設産業が過剰供給構造にあることを具体的に明らかにするために，建設投資額と建設業許可業者数，建設企業の利益率に着目した．

まず，建設投資額についてであるが，政府が発注者となる公共工事（政府建設投資）の比重は，概ね 40%前後で推移している．2011 年度見込みの政府建設投資額は約 17 兆円で，建設投資額ピーク時（1992 年度）と比較すると，約 47%減少していることがわかる．【図 1】

次に，建設業許可業者数についてであるが，2012 年 3 月末（2011 年度末）現在の建設業許可業者数は 483,639 業者で，建設業許可業者数が最も多かった 2000 年 3 月末時点（1999 年度末）と比較すると，約 19%の減少にとどまっている．【図 2】

次に，建設企業の利益率についてであるが，1991 年度をピークに，建設投資の減少と同様に大きく下落してきており，1995 年度以降は全産業平均を下回り，現在も低迷が続いている．【図 3】

以上のように，近年の建設投資の大幅な減少等により需給バランスが崩れ，競争が激しい状態が続いており，建設産業は過剰供給構造にあると考えられる．

---

[5] 米田雅子・地方建設記者の会 (2012)『大震災からの復旧―知られざる地域建設業の闘い』ぎょうせい を参照のこと．

[6] 社団法人宮崎県建設業協会は，2010 年 4 月 20 日から 8 月 27 日の終息宣言までの間，殺処分された家畜の埋却作業や感染拡大・蔓延防止のための消毒作業など，過酷な現場作業における中心的な役割を果たした．
建設マネジメント技術 (2011.9)『口蹄疫への対応』を参照のこと．

[7] 2011 年 8 月 29 日から 9 月 7 日にかけての台風 12 号とこれから変わった温帯低気圧による甚大な被害のこと．

[8] 2012 年 6 月 8 日から 7 月 23 日にかけて一連の気象現象としての梅雨前線及び台風 4 号による甚大な被害のこと．

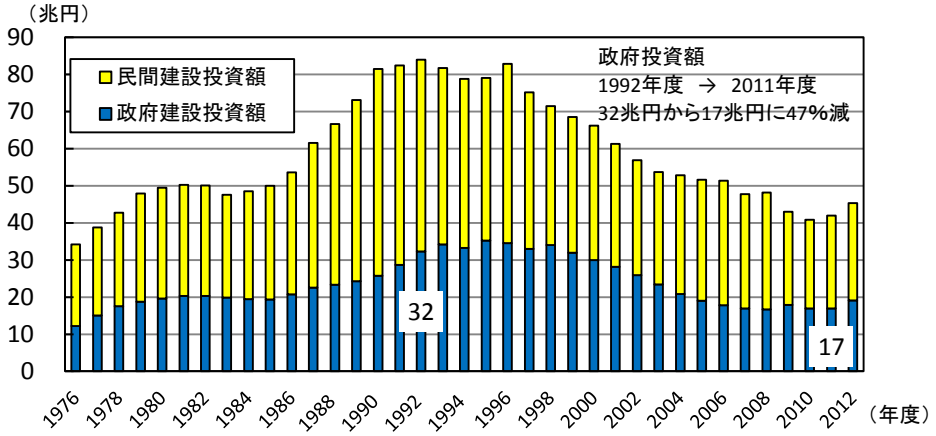


図 1　建設投資額の推移[9]

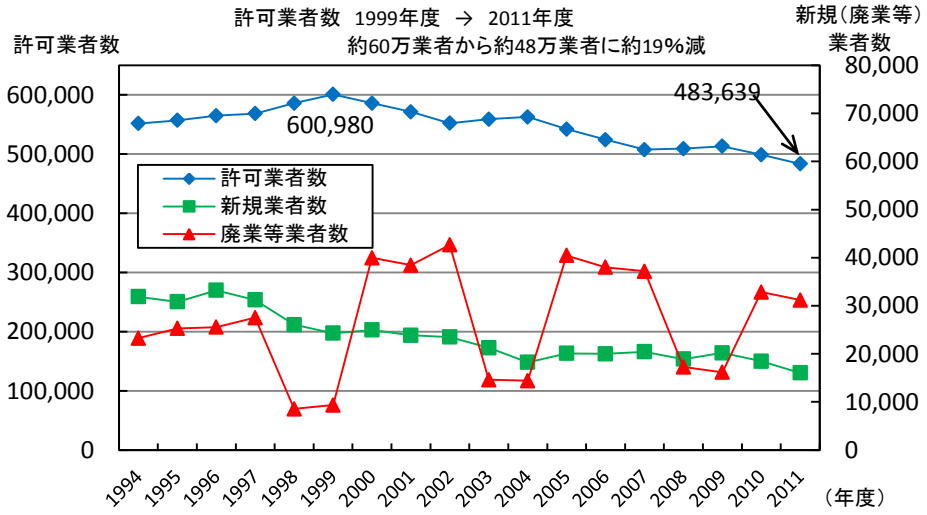


図 2　許可業者数・新規及び廃業等業者の推移[10]

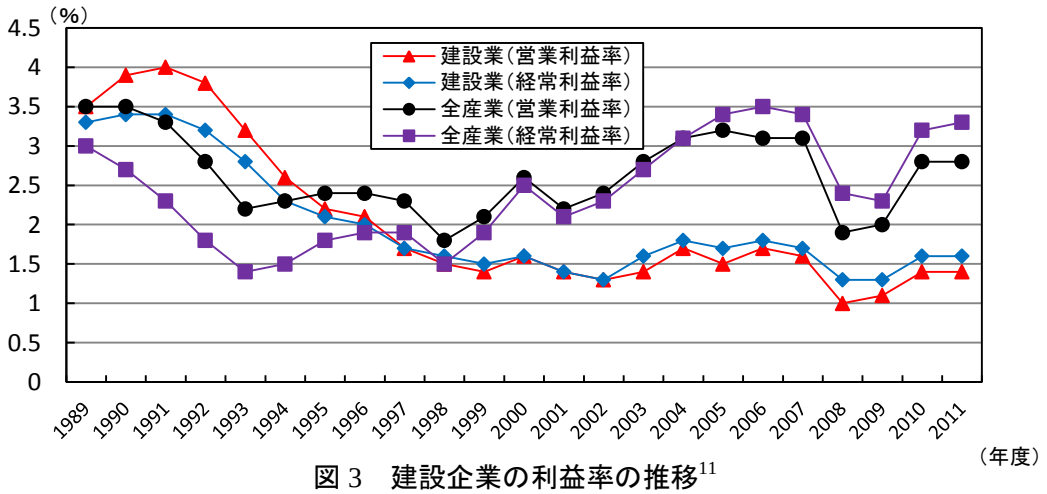


図 3　建設企業の利益率の推移[11]

[9] 出所：国土交通省『建設投資見通し』のデータを基に筆者が作成した．2009 年度まで実績，2010 年度・2011 年度は見込み，2012 年度は見通しである．

[10] 出所：国土交通省『建設業許可業者数調査』のデータを基に筆者が作成した．

[11] 出所：財務省『法人企業統計調査』のデータを基に筆者が作成した．なお，全産業とは，金融業，保険業を除く全業種を表しており，営業利益率とは，売上高営業利益率（当期末），経常利益率とは，売上高経常利益率（当期末）を表している．

2.2 建設労働市場の現状

建設産業が過剰供給構造にある中で，建設労働市場がどのような現状にあるのかを把握するため，就業者数と就業者の年齢構成，賃金（給与所得），入職状況に着目した．

まず，就業者数の推移についてであるが，建設業の就業者数（2010 年推計）は 498 万人で，ピーク時（1997 年）から約 27%減少している．なお，この建設業就業者数には，専門的・技術的職業従事者や建設作業者だけでなく，管理的職業や事務・販売従事者等も含まれている．【図 4】

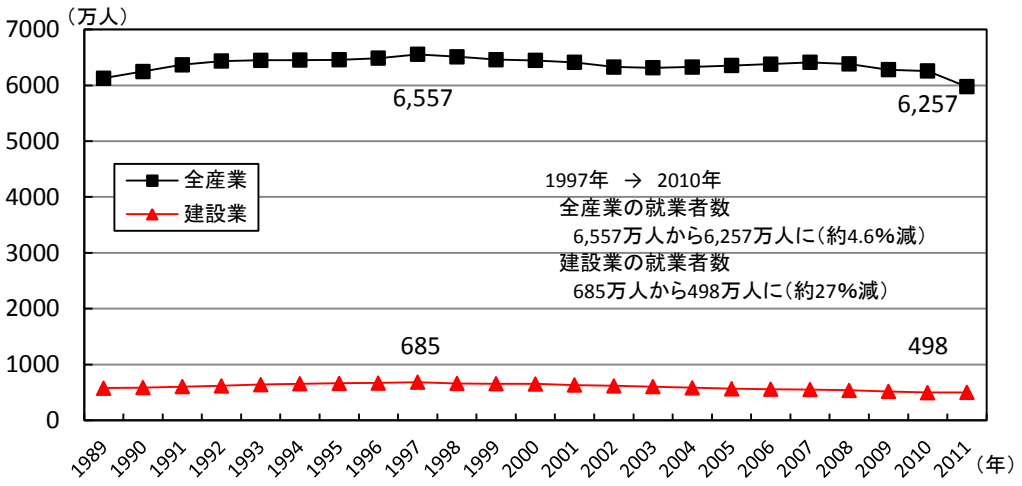


図 4　就業者数の推移[12]

次に，就業者の年齢構成の推移についてであるが，建設投資のピーク時（1992 年）には，55 歳以上が 22.3%，29 歳以下が 18.4%であったところ，2010 年には 55 歳以上が 33.1%，29 歳以下が 11.6%と高齢化が進行しており，他産業との差も年々広がる傾向にある．【図 5】

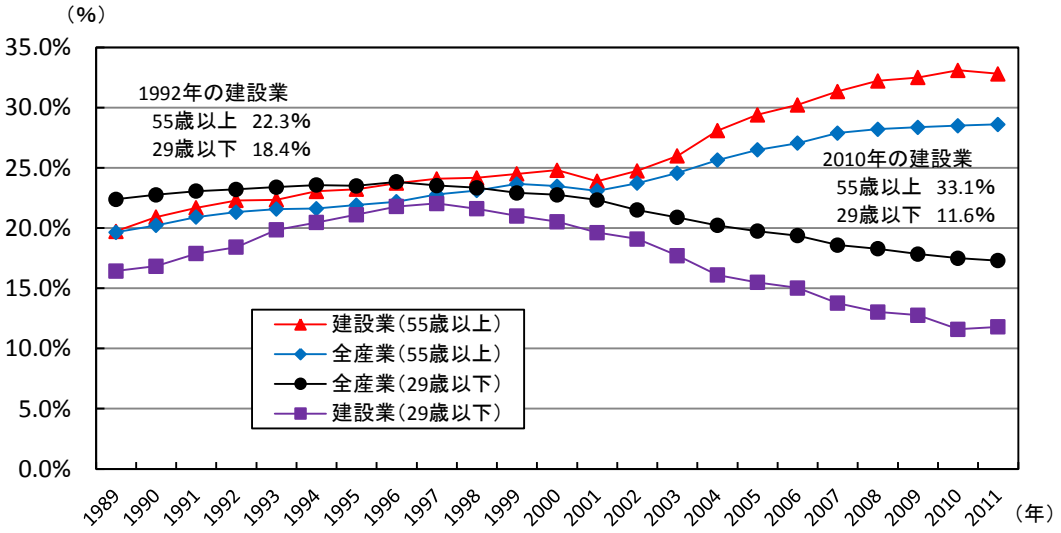


図 5　就業者の年齢構成の推移[13]

[12] 出所：総務省『労働力調査』のデータを基に筆者が作成した．2010 年まで実績，2011 年は推計値である．
[13] 出所：総務省『労働力調査』のデータを基に筆者が作成した．2010 年まで実績，2011 年は推計値である．

次に，賃金（給与所得）についてであるが，建設業の年間賃金は 1995 年以降，継続的に減少傾向にある．【図 6】

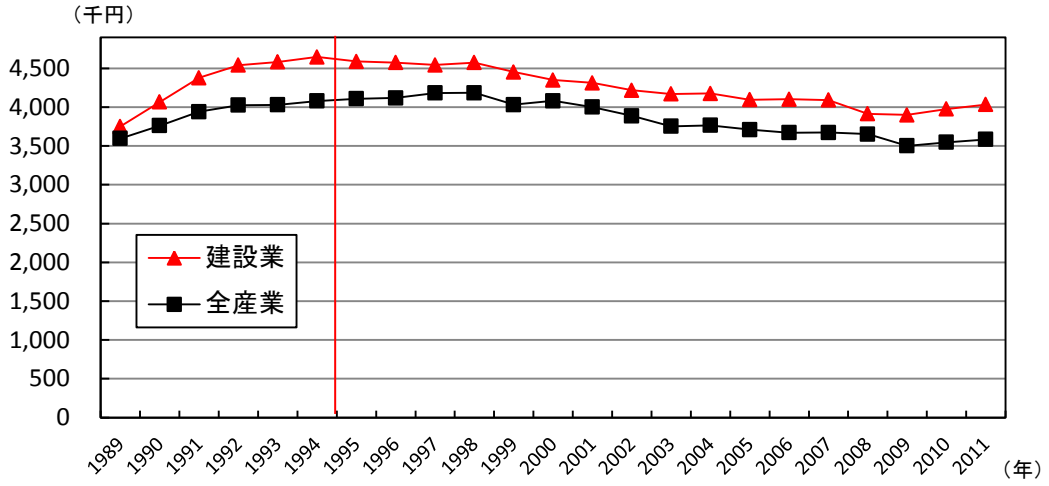


図 6　賃金（給与所得）の推移[14]

次に，建設業への入職状況についてであるが，若年入職者数の推移を見てみると，24 歳以下の若年入職者数の割合は，1992 年には 38.4%であったが，2010 年には 20.1%に減少するなど，近年，製造業と比較して低い傾向にある．【図 7】

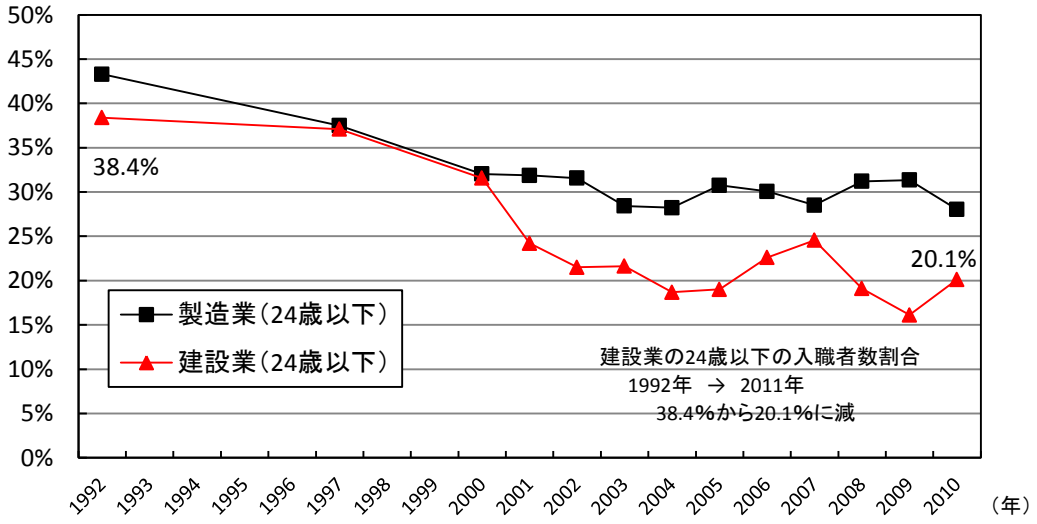


図 7　若年入職者数の割合の推移[15]

以上のように，労働環境の悪化等により，若年入職者の減少や高齢化が著しく進行しており，建設生産を支える技能・技術の承継が困難となっていることから，建設業務労働者の確保及び雇用の安定を図ることが喫緊の課題となってきている．

[14] 出所：国税庁『民間給与実態統計調査』のデータを基に筆者が作成した．
[15] 出所：厚生労働省『雇用動向調査』のデータを基に筆者が作成した．1992 年と 1997 年のデータは，同調査を基に国土交通省が作成した資料を参考にした．

2.3 労働者派遣法の変遷

労働者派遣とは,「自己の雇用する労働者を，当該雇用関係の下に，かつ，他人の指揮命令を受けて，当該他人のために労働に従事させることをいい，当該他人に対し当該労働者を当該他人に雇用させることを約してするものを含まないものとする.」（労働者派遣法第 2 条第 1 号）と定義されている.

労働者派遣法に関する歴史的経緯については岡村 (2009) が詳しい．岡村の研究によると，第 2 次世界大戦後の職業安定法（1947 年（昭和 22 年）法律第 141 号）制定時に，労働者供給事業は封建的な雇用慣習の名残であり，労働の民主化を図ろうとする日本国憲法の精神に反するものとされ，それまで広く行われてきた労働者供給事業が原則禁止された．労働者派遣業は労働者供給事業にあたり禁止されていたが，1966 年（昭和 41 年）にアメリカの人材派遣会社の子会社がわが国に設立され，外部の事務処理業の利用がわが国でも広まってきたことからその是非を検討せざるを得なくなり，労働者派遣法を制定し，同時に職業安定法を改正することで，労働者派遣業を合法化することになったという経緯がある.

当初は，日本的雇用慣行[16]を保護するための方途として，専門業務等あらかじめ定められた業務に限り労働者派遣を認めるものであり，13 業務に限定（ポジティブリスト）して労働者派遣を行うことが可能であったが，すぐに 3 業務が追加され 16 業務になり，さらに 10 業務が追加され 26 業務となった．その後，1999 年の改正で，特定の禁止業務（ネガティブリスト）以外は労働者派遣が可能となり，さらに，2004 年の改正では製造業務への派遣が可能となった[17].【表 1】

労働者派遣法における適用除外に関する先行研究としては佐野 (2009) があり, 適用対象となった業務での派遣の状況に関する内容は興味深い.

表 1　ポジティブリスト時の適用対象業務[18]

26 業務（号は，1996 改正時）	
（1986 施行時）	（1986 改正時に追加）
1 号　ソフトウェア開発	2 号　機械設計
5 号　事務用機器操作	3 号　放送機器等操作
6 号　通訳、翻訳、速記	4 号　放送番組等演出
7 号　秘書	（1996 改正時に追加）
8 号　ファイリング	17 号　研究開発
9 号　調査	18 号　事業の実施体制の企画、立案
10 号　財務処理	19 号　書籍等の製作・編集
11 号　貿易取引文書作成	20 号　広告デザイン
12 号　デモンストレーション	21 号　インテリアコーディネーター
13 号　添乗	22 号　アナウンサー
14 号　建築物清掃	23 号　ＯＡインストラクション
15 号　建築設備運転、点検、整備	24 号　テレマーケティングの営業
16 号　案内・受付、駐車場管理等	25 号　セールスエンジニアの営業、金融商品の営業関係
	26 号　放送番組等における大道具・小道具

[16] 岡村 (2009) によると,「新規学卒者を常用雇用として雇い入れ，企業内でキャリア形成を図りつつ，昇進，昇格させるというわが国の雇用慣行」とされている.

[17] 1999 年の改正時は，製造業務は適用除外業務だった．附則第 4 項「何人も，物の製造の業務であつて，その業務に従事する労働者の就業の実情並びに当該業務に係る派遣労働者の就業条件の確保及び労働力の需給の適正な調整に与える影響を勘案して労働省令で定めるものについては，当分の間，労働者派遣事業を行つてはならない.（以下略）」

[18] 出所 :「労働者派遣法」を基に筆者が作成した.

2.4 労働者派遣法における適用除外

労働者派遣法における適用除外業務には，港湾運送業務，建設業務，警備業務，「その業務の実施の適正を確保するためには業として行う労働者派遣により派遣労働者に従事させることが適当でないと認められる業務」として政令で定める業務[19]がある．

建設業務が適用除外業務とされている理由は，「現実に，重層的な下請関係のもとで業務処理が行われているなかで，建設労働者の雇用の改善等に関する法律により，請負形態として，雇用関係の明確化，雇用管理の近代化等の雇用改善を図るための措置が講じられており，労働者派遣事業という新たなシステムを導入することは，雇用改善を図るうえでかえって悪影響を及ぼすこととなり適当ではない」[20]こととされており，1985 年の労働者派遣法制定時から適用除外業務とされている．

一方で，2002 年の公正取引委員会「政府規制等と競争政策に関する研究会報告書」は，建設業務においても機械化や近代化が進んでおり，機械操作等に従事する専門スタッフの派遣を求めるニーズが高まっていることや，建設労働の分野における重層的な下請慣行を前提とした雇用関係を今度とも維持しなければならない必然性はないという理由で，労働者派遣事業を建設業務についても解禁することを検討する必要があると主張している[21]．

さらに，重層下請構造は，間接経費の増加による生産性の低下・労務費へのしわ寄せ，施工責任の不明確化・品質の低下，安全指示の不徹底等による安全性低下といった問題を生じさせ，結果として経済的に不合理との指摘がある．重層下請構造が進んだ要因としては，建設生産の内容の高度化等による専門化・分業化の進展だけでなく，受注産業の特性としての業務量の増減及び繁閑の発生への対応，外注によるコスト削減への対応が挙げられる[22]．【図 8】

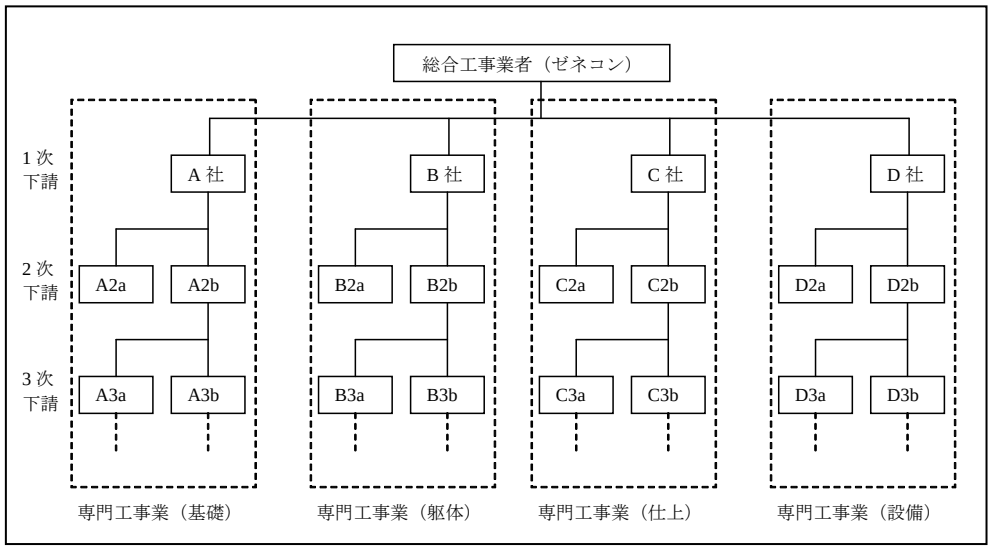


図 8　建設工事の施工形態のイメージ[23]

[19] 政令により適用除外業務とされている業務としては，医療関係業務がある．
[20] 労働省職業安定局長 (1987)『人材派遣法の実務解説』労務行政研究所 p.51～52 を参照のこと．
[21] 公正取引委員会 (2002)「政府規制等と競争政策に関する研究会報告書」資料 4 p.48 を参照のこと．
[22] 国土交通省建設産業戦略会議 (2011)『建設産業の再生と発展のための方策 2011』p.7 を参照のこと．
[23] 出所：『建設産業の再生と発展のための方策 2011』を参考に筆者が作成した．

3. 建設業務における派遣解禁効果の理論分析

前章では，建設産業と建設労働市場の現状について整理し，労働者派遣法の変遷と建設業務が労働者派遣法において適用除外業務とされている理由について確認した．本章では，「建設労働市場に関する政府の介入」と，「派遣が解禁された場合の建設労働市場」という観点から理論分析を行う．

3.1 建設労働市場に関する政府の介入

福井 (2007) によると，政府の法などによる市場介入が正当化されるのは，いわゆる「市場の失敗」がある場合に限られることから，建設業務を労働者派遣法の適用除外業務としていることについて，「市場の失敗」の 5 つの観点から整理することとする．

第 1 は「公共財」であるが，「公共財」とは，他人を排除することが不可能でかつ競合的でない財・サービスのことである．建設労働市場（サービス）は，ある建設企業がある労働者を雇用すると他の建設企業は受益者になることができず，排除することができる．また，ある労働者が雇用されると他の労働者の雇用先が減少することから競合的である．したがって，建設労働市場（サービス）は私的財であって，公共財ではない．

第 2 は「外部性」であるが，「外部性」とは，市場取引を通じないで他者にもたらす利益又は不利益のことである．建設労働市場（サービス）は，現場での事故の発生など危険が伴う労働環境にあることから，自由な競争の下では安全衛生上の不利益（重大事故の増加等）がもたらされるのではないかという議論もあるが，労働安全衛生法（1972 年（昭和 47 年）法律第 57 号）による規制等とともに，賃金により市場に反映されると考えられることから，雇用形態に関する介入という形で外部性を理由とした建設労働市場（サービス）への介入には理由がないと考えられる．

第 3 は「取引費用」であるが，「取引費用」とは，財やサービスの取引に際して要する時間・労力・金銭などの負担のことである．建設労働市場（サービス）においては，雇用の際の採用事務や人事管理等が考えられるが，一般的には，直接雇用や請負契約よりも派遣の方が取引費用は小さいことから，交渉コストの削減のための特別な政府介入が必要だという論拠は成り立ちにくいと考えられる．

第 4 は「情報の非対称」であるが，「情報の非対称」とは，財やサービスについて，消費者と生産者との間で知る情報に格差がある場合のことである．建設労働市場（サービス）においては，現場の作業環境や作業内容等，労働者の技術力や経験等が考えられるが，消費者（建設企業）側の対策としては，労働基準法（1947 年（昭和 22 年）法律第 49 号）における労働条件の明示[24]，生産者（労働者）側の対策としては，土木施工管理技士や技術士などの国家資格によるシグナリングや現場でのモニタリングなどがある．また，生産者（労働者）側が情報優位な場合には「逆選択」と呼ばれる問題が起こることが知られているが，福井・大竹 (2006) によると，この問題も解決できると考えられることから，雇用形態に関して「情報の非対称」対策として介入することの合理性はないと考えられる．

[24] 労働基準法第 15 条 1 項「使用者は，労働契約の締結に際し，労働者に対して賃金，労働時間その他の労働条件を明示しなければならない．この場合において，賃金及び労働時間に関する事項その他の厚生労働省令で定める事項については，厚生労働省令で定める方法により明示しなければならない．」とされている．

第5は「独占・寡占・独占的競争」であるが，「独占」とは，ある生産者がその製品の唯一の生産者であって，製品の密接な代替財がない場合のことをいう．「寡占」とは，少数の売り手が，類似又は同一製品を提供する市場であり，「独占的競争」とは，多くの企業が，類似しているが同質でない製品を提供する市場のことである．建設労働市場（サービス）では，建設企業も労働者も多数存在し，かなり競争的であることから，政府による介入を合理化することは困難である．

以上の「市場の失敗」の論拠から見ると，建設労働市場（サービス）には，情報の非対称性に対する資格制度（土木施工管理技士、技術士等）など，政府が介入すべき問題はあるが，それを雇用形態に関する介入という形で対処するのは望ましくないと考えられる．

3.2 派遣が解禁された場合の建設労働市場

建設業における現在の労働力の調達方法は，大きく分けると直接雇用と間接雇用の２つに分類される．直接雇用は，正社員，契約社員，アルバイトなどが該当し，間接雇用は，下請負による労働力の調達が該当する．前章のような状況にある場合，建設企業は長期の経営計画を立てることが困難な状況にあることから，建設工事を多く受注できたときとそうでなかったときで必要な雇用量の中間のような労働者数をあらかじめ選択しておき，その上で追加の建設工事を受注できた後に必要ならば一定のコストを支払うことで微調整を行うといった企業行動が予想される[25]．

建設企業が雇用量の一時的な微調整を行う場合には，正社員として新たに直接雇用することは考えにくいことから，短期間で臨時的に直接雇用するか，他企業と下請負契約するかのいずれかを選択することとなる．下請負の場合，元請の建設企業は下請建設企業の労働者に対して直接指揮命令することができず，下請建設企業は主任技術者を配置する必要があることなどから，必要な雇用量に対する労務費だけでなく，管理費等の取引費用が元請建設企業の現場管理費として新たに発生することとなる．短期間で臨時的に直接雇用する際も，採用活動や賃金支払いを含む労務管理の費用が取引費用として必要となり，労務管理費用の増加の一部は労働者の賃金低下によって吸収される可能性もある[26]．もし，建設業務において派遣が解禁された場合には，これらの取引費用が低減できるものと考えられる．

ここで，建設業務に派遣が解禁された場合の建設労働市場について考えてみると，派遣解禁は，取引費用の低減により，賃金が少し安くても働きたいという人が現れるという効果と，取引費用の低減で賃金が少し高くても雇いたいという企業が現れるという効果がある．図9のように，供給曲線と需要曲線が右にシフトすると考えられることから，就業者数は増加すると考えられ，社会的余剰（網掛部）も増大することが期待できる．

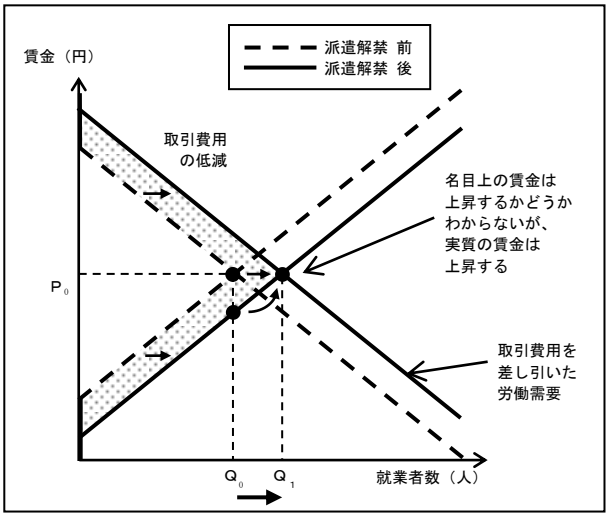


図9　派遣解禁のイメージ

[25] 福井・大竹 (2006)：『格差社会と雇用法制』p.122 を参照のこと．
[26] 安藤 (2008)：日本労働研究雑誌 (No.579/October 2008) p.11～12 を参照のこと．

4. 先行研究

前章では，建設業務に派遣が解禁された場合に，就業者数が増加し社会的余剰も増大することが期待できるとしたが，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業においては，派遣労働の有効な活用方法に関する研究以外に，「就業者数増に至る程の効果がなかった」という研究や，賃金の低下，労働災害事故の多発等を主張する研究が見られることから，本章では，「派遣解禁のメリットとデメリット」と，「製造業務における派遣解禁の効果に関する分析」という観点で先行研究について整理する．

4.1 派遣解禁のメリットとデメリット

派遣解禁のメリットとデメリットに関する研究としては島貫 (2010) があり，メリットとして労働者自身が仕事や職場を選べる自由度の高さや，勤務時間や勤務地の柔軟性の高さを挙げており，デメリットとしては派遣会社との雇用契約が短期的であるために雇用を安定化しにくく，仕事内容から見て相対的に賃金が低く，能力や技能を向上させるための学習機会にも乏しいことを挙げている[27]．

岡村 (2009) は，派遣労働に限らず間接雇用は労使の関係が複雑となり，労働法上の雇用者としての責任があいまいになりがちになることが大きな問題であるとして，間接雇用が重用されるのは，募集・採用等の手間やコストが省けることのほか，直接雇用の場合に生じる雇用者責任が回避でき，この面でも手間やコストが省けることが大きな要因になっていることは否めないとした上で，派遣労働者の保護としては，安全衛生の確保，均等・均衡待遇，マージン規制等の主張があることを示している[28]．

安藤 (2009) は，派遣労働と非正規労働の問題について，真に問題なのは，長期に安定した雇用を望む労働者がそのような仕事を見つけられないために仕方なく非正規で働くこと，つまり「望まない非正規労働」であるとしている．そして，経済学における契約理論の考え方を用いて，企業が労働者を正社員として雇用する理由を考えた上で，非正規雇用が増えている理由について検討している．また，長期雇用を実現するためには労働条件の変更ルールをより企業側に有利にする必要があること，そして労働者の多様化に対応して契約類型の多様化が必要であるとしている[29]．

大竹・李 (2011) は，派遣労働に関する経済学者の議論として，派遣はマッチングの専門家が仲介するため仕事に対する需要と供給を素早く調整するので，求職側にとっては職探しの期間を，求人側にとっては空きポストの期間を短くすることができるとしている．これは，派遣解禁により円滑な雇用調整（取引費用の低減）が期待できることを示していると考えられる．その上で，派遣労働者の時間割引率の特性に着目した分析により，正社員という安定的な仕事への「踏み石」として効果がある労働者もいれば，派遣労働に止まる労働者もいることを明らかにしている[30]．

---

[27] 島貫 (2010)：日本労働研究雑誌 (No.597/April 2010) p.58～59 を参照のこと．
[28] 岡村 (2009)：レファレンス (2009.10) p.132～136 を参照のこと．
[29] 安藤 (2009)：経済セミナー (2009.5) p.2,9 を参照のこと．
[30] 大竹・李 (2011)：RIETI Discussion Paper Series 11-J-054 (2011.4) p.3,15 を参照のこと．

4.2 製造業務における派遣解禁の効果に関する分析

製造業務における派遣解禁に関する研究としては，まず藤井 (2004) があり，派遣解禁直後に，「製造業務における派遣労働解禁が生産現場の就業構成にどのような変化を起こすのか」と「製造業務における派遣労働の有効な活用方法」について考察している．その中で，製造業務における派遣解禁のメリットとして，人員調整の容易化，直接指揮命令による業務の効率化，デメリットとして，技能レベルの低下，技能教育の困難化を挙げている[31].

また，製造業務での派遣労働活用については，派遣解禁後には多くの生産現場で派遣労働が活用されるが，請負労働が完全に派遣労働に置き換わっていくということではなく，請負労働と派遣労働とが併用され，非熟練業務が派遣労働の主な活用分野となり，派遣労働解禁後も非熟練業務の労働力は依然，請負労働が中心であり，派遣労働は業務の繁閑に併せた「人員調整機能」として活用されると考察している[32].

出井 (2010) の著書は, 主に労働者派遣法改正をめぐる業界の動きについて記述されたものである. 製造業務への派遣解禁は 2004 年であったが, 派遣業の許可を取得すると労働局の管轄となり, そのチェック体制下に置かれるため，請負として事業を継続していくのが得策と当時は考えられていた．2006 年 7 月に製造業における偽装請負が新聞報道されて以降，業界内では請負から派遣への契約変更が加速した．さらに，派遣期間が 3 年を超えると，派遣先は派遣労働者に直接雇用を申し出る義務が生じるが, 2006 年に製造業の多くの現場で一気に派遣契約に移行したため, 2009 年にはそのほとんどが「派遣抵触日」を迎え，同じ職場で派遣労働者を受け入れることができなくなる「2009 年問題」が発生し，そこにリーマン・ショック[33]が起こり，いわゆる「派遣切り」と言われる社会問題が発生したとされている[34].

森岡 (2010) は，派遣労働者が置かれた状態の劣悪さが労働災害事故の多発に表れているとし，その根拠として厚生労働省が発表した派遣労働者の労働災害による死傷者数の人数の推移のみに着目して，製造業務への派遣解禁が労働災害事故の多発を招いていると主張している[35].

礒 (2011) は, 製造業務への派遣解禁が製造業の雇用増に与えた影響について実証分析し, 製造業務への派遣解禁は雇用増（就業者数増）に至る程の効果はなかったとしているが，実証分析は総務省『事業所・企業統計調査』の 2001 年と 2006 年のデータを用いた DID 分析であり，前述した出井 (2010) にあるような 2006 年と 2009 年の問題がコントロールされていない．また，DID 分析におけるコントロールグループに農林漁業や金融・保険業，不動産業なども含めており，コントロールグループの選定については再考の余地があると考えられる.

以上により，本稿における就業者数に関する実証分析にあたっては，より長期的なデータを用いるために総務省『国勢調査』のデータを用いることとし，DID 分析におけるコントロールグループは建設業のみとした.

---

[31] 藤井 (2004) の研究は，製造業務に関わる事業所や工場に対して 2003 年の 2 月に実施したアンケート調査の結果によるものである.

[32] 藤井 (2004)：オイコノミカ (第 41 巻第 2 号) pp.6～7 を参照のこと.

[33] 2008 年に，アメリカ合衆国の投資銀行であるリーマン・ブラザーズが破綻した出来事を，これが世界的金融危機の大きな引き金となったことに照らして呼ぶ表現のこと.

[34] 出井 (2010)：日経 BP コンサルティング(2010)『派遣鳴動』p.38～54 を参照のこと.

[35] 森岡 (2010)：成瀬龍夫博士退職記念論文集 (第 382 号) p.27,44 を参照のこと.

5. 建設業と製造業について

本稿は，建設業務における労働者派遣法適用が建設労働市場に与える影響を分析するものであるが，建設業務への派遣が解禁されたことがないことから，直接的に建設業務への派遣解禁の効果を分析することはできない．そこで，派遣解禁の政策効果を分析するにあたって，建設業と製造業が他産業と比較して類似していることから，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁の効果を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の効果を推計することとした．

建設業と製造業が類似しているとした理由は３つある．第 1 に金本 (1999) によると，政府（国、都道府県、市町村）が発注者となることが多い（つまり「公共工事」の比重が高い）という一点を除けば，建設産業は特殊な存在ではないとされている[36]．さらに，建設業の産業特性とされている，①発注者第一の請負業であること，②単品受注産業であること，③現地野外で行われる「天気産業」であること，④総合加工産業であり，工程ごとの分業生産として行われること，⑤労働集約型産業であること，の 5 つの特性については，製造業にも同様に言えると考えられる．

第 2 に日本標準産業分類（2007 年 11 月改定）の大分類によると，農業・林業から医療・福祉，サービス業まで 20 に分類されているが，建設材料，その他の製品を生産又は販売する事業所が，自己の生産品又は販売品を用いる建設工事（機械装置のすえ付け，解体，移設工事を除く）を併せ営む場合には，主な業務により製造業，卸売業又は建設業に分類される[37]ことから，他産業と比べれば建設業と製造業は類似産業であると考えられる．

表 2　日本標準産業分類（2007 年 11 月改定）

大分類	
A　農業，林業	K　不動産業，物品賃貸業
B　漁業	L　学術研究，専門・技術サービス業
C　鉱業，採石業，砂利採取業	M　宿泊業，飲食サービス業
D　建設業	N　生活関連サービス業，娯楽業
E　製造業	O　教育，学習支援業
F　電気・ガス・熱供給・水道業	P　医療，福祉
G　情報通信業	Q　複合サービス事業
H　運輸業，郵便業	R　サービス業（他に分類されないもの）
I　卸売業，小売業	S　公務（他に分類されるものを除く）
J　金融業，保険業	T　分類不能の産業

第 3 に総務省『事業所・企業統計調査』によると，2006 年の就業者数[38]に対する他からの派遣・下請従業者数の割合は，全産業平均で 5.0%，製造業平均で 9.6%となっている．また，中小企業庁『中小企業実態基本調査』によると，2010 年の下請企業数[39]の割合は，建設業を除く全産業平均で 8.9%，製造業平均で 18.6%となっている．これらのことから，他産業と比べて製造業は下請依存率が高いと考えられ建設業と類似していると考えられる．

---

[36] 金本 (1999) :『日本の建設産業』日本経済新聞社 p.15,28～30 を参照のこと．

[37] 日本標準産業分類（2007 年 11 月改定）大分類Ｄ－建設業 総説「建設業と他産業との関係」参照のこと．

[38] 総務省『事業所・企業統計調査』における「従業者数」から「他への派遣・下請従業者数」を差し引いて「他からの派遣・下請従業者数」を足して算出した．

[39] 親事業者からの下請があった企業数．下請代金支払遅延等防止法において対象とする取引の内容により，親事業者の資本金区分が異なる．必ずしも資本関係のある親会社ではない．

6. 製造業務における派遣解禁効果の実証分析

本章では，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁の効果を実証分析するにあたり，以下のとおり仮説を３つ設定した．

仮説①　派遣解禁により，就業者数が増加したのではないか

仮説②　派遣解禁により，賃金（直接雇用）が上昇したのではないか

仮説③　派遣解禁により，労働災害発生率が上昇したのか

実証分析する前に，製造業と建設業について，就業者数と賃金，労働災害死傷者数の状況を概観する．

まず，就業者数についてであるが，製造業の就業者数は 1990 年以降減少傾向にある．【図 10】これは，90 年代前半期からの国際競争の激化と為替相場の変動や，2008 年のリーマン・ショックを契機とした世界不況の影響を受けているものと考えられる．建設業の就業者数は，建設投資額の推移と同じような傾向を示している．2010 年の就業者数は，製造業が約 950 万人，建設業が約 450 万人となっており，製造業のうち 2010 年に製造業務に従事した派遣労働者数は約 24 万人[40]と発表されていることから，製造業全体に占める製造業務の派遣労働者の割合は，約 2.5%ということになる．

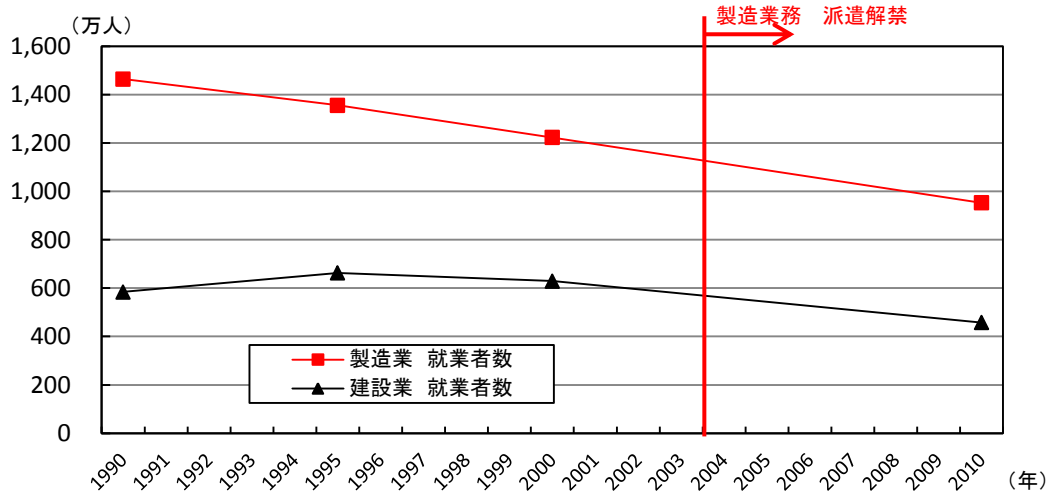


図 10　就業者数の推移[41]

次に，賃金についてであるが，賃金に関する調査である厚生労働省『賃金構造基本統計調査』は，賃金を労働者に直接支払っている事業所に対して調査が行われることから，製造業のデータには製造業務への派遣労働者の賃金データは含まれておらず，他産業への派遣労働者と一括してサービス業に分類されている．また，製造業務への派遣労働者の賃金は，厚生労働省『派遣労働者実態調査』において平均賃金が公表されているが，ここでは，派遣解禁が賃金にどのような影響を与えたのかを分析するため，厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における一般労働者（製造業務への派遣労働者は含まれていない）の賃金のデータで分析することとする．

[40] 厚生労働省「労働者派遣事業の平成 22 年 6 月 1 日現在の状況」を参照のこと．

[41] 出所：総務省『国勢調査』のデータを基に筆者が作成した．

厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における賃金とは，所定内給与額（調査年の 6 月分として支給された現金給与額から，超過労働給与を除いたもの）とされている．1995 年以降の傾向を見ると，製造業，建設業ともに，大きな変動はないようである．【図 11】

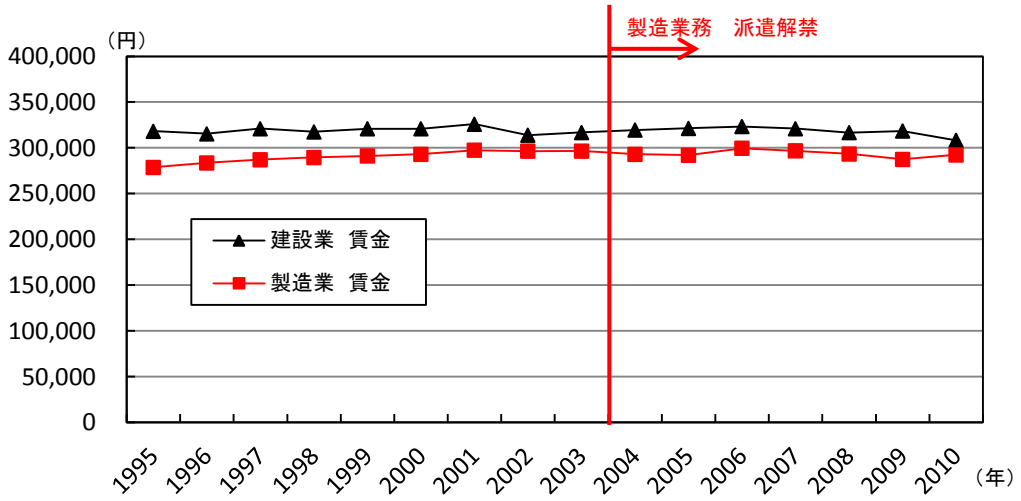


図 11　賃金（直接雇用の一般労働者）の推移[42]

次に，労働災害発生についてであるが，厚生労働省『労働者死傷病報告』における休業 4 日以上の死傷者数の推移を見ると，製造業，建設業ともに減少傾向にあることがわかる．また，『派遣労働者の労働災害発生状況』より，製造業における 2010 年の派遣労働者の死傷者数割合は，約 6.1%となっていることがわかる．これは，就業者数における派遣労働者の割合の 2.5%より大きい数字となっているが，就業者数には営業や事務の社員も含まれていることから，単純に比較はできないものと考えられる．【図 12】

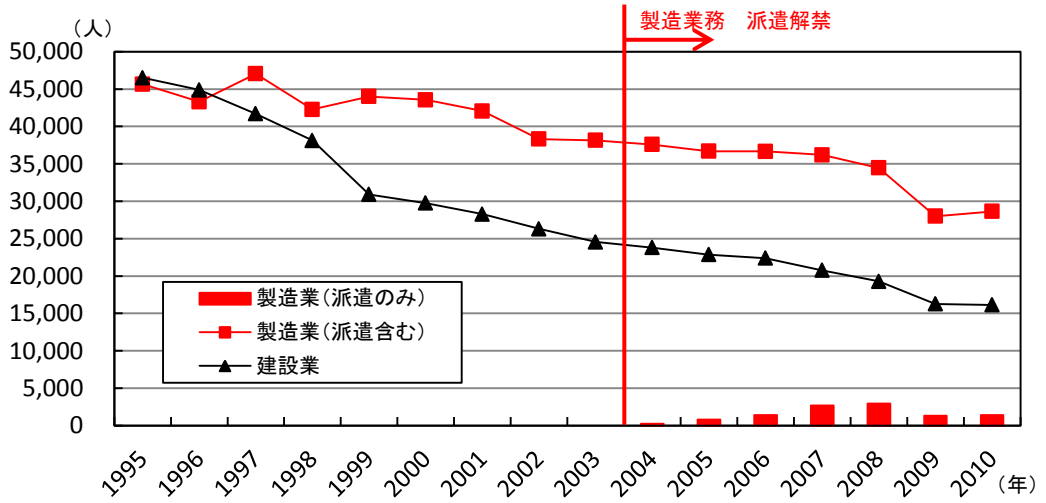


図 12　労働災害死傷者数の推移[43]

以降，それぞれの仮説に対して，分析の方法と推計式，使用するデータについて整理し，推定結果について考察する．

[42] 出所：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』のデータを基に筆者が作成した．
[43] 出所：厚生労働省『労働者死傷病報告』及び『派遣労働者の労働災害発生状況』のデータを基に筆者が作成した．

6.1 派遣解禁と就業者数

仮説①「派遣解禁により，就業者数が増加したのではないか」について実証分析する．

6.1.1 分析方法と実証モデル

2004 年に施行された製造業務への派遣解禁は，全国一律に一斉に施行されていることから，直接的にその影響を実証分析することはできない．したがって，実証分析における推定モデルとして DID 分析の手法を用いることとする．

DID 分析は，政策変化があるグループ（トリートメントグループ）と政策変化がないグループ（コントロールグループ）がはっきりしているときに適しており，本稿では，製造業務と建設業務において，元々は両方の業務が労働者派遣法の適用除外業務とされていたが，法改正により 2004 年 3 月から製造業務のみが適用対象業務となり，建設業務は現在も適用除外業務とされていることから DID 分析が適していると考えられる．

一方で，DID 分析は，トリートメントグループ（製造業）またはコントロールグループ（建設業）だけが経験した，2004 年 3 月の派遣解禁以外の効果があり，それがコントロールされていないと派遣解禁の効果に含まれて推計されてしまうため，それぞれのグループだけが影響を受けた環境変化を把握し，それをコントロール変数として加える必要がある．

分析方法は，総務省『国勢調査』が実施された 1990 年，1995 年，2000 年，2010 年の 4 年分[44]の都道府県別産業別（製造業・建設業）パネルデータを作成した上で，就業者数を被説明変数とする推計式（式 1）を構築し，OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う．解析ソフトは STATA を用いる．

$$\ln(\mathrm{Employee})_{ijt} = \alpha+\beta_1(\mathrm{Manufacturing})_i+\beta_2(\mathrm{Year})_t+\beta_3\{(\mathrm{Manufacturing})_i\times(\mathrm{Policy})_t\}+\beta_4(\mathrm{Prefecture})_j$$
$$+\beta_5\ln(\mathrm{Population})_{jt}+\beta_6(\mathrm{Economy})_{it}+\beta_7\{(\mathrm{Economy})_{it}\times(\mathrm{Manufacturing})_i\}+\varepsilon_{ijt} \quad \cdots \quad \text{式 1}$$

i：産業（製造業，建設業）　j：都道府県　t：時間

6.1.2 使用するデータ

被説明変数 Employee は，就業者数（人）の対数値とし，総務省『国勢調査』の中にある『16 労働・賃金』の都道府県別産業別の就業者数を就業者数とした[45]．

Manufacturing は製造業ダミーで，政策変化の影響を受けたグループ（製造業）なら 1，政策変化の影響を受けていないグループ（建設業）なら 0 となるダミー変数である．

Year は年ダミーで，国勢調査が実施された 1990 年，1995 年，2000 年，2010 年でそれぞれ該当年を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Policy は政策導入ダミーで，派遣解禁（2004 年）以降に 1，派遣解禁前（2003 年まで）に 0 となるダミー変数である．

Prefecture は都道府県ダミーで，47 都道府県について，それぞれ該当県を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

---

[44] 労働者派遣法に基づく派遣労働者は，2010 年調査から派遣先で実際に従事する産業を基に分類されることとなったことから，2005 年調査のデータは採用しないこととした．

[45] 「就業者」とは，調査週間中，賃金，給料，諸手当，営業収益，手数料，内職収入など収入（現物収入を含む．）を伴う仕事を少しでもした人（休業者等も含める）とされている．

Population は生産年齢人口で，総務省『国勢調査』の中にある『第 5 表 年齢（3 区分）別人口』の都道府県別の 15 歳から 64 歳までの人口を生産年齢人口とし，対数値とした．

Economy は景況指数で，日本銀行『全国企業短期経済観測調査』の時系列統計データから，前年 10 月から該当年 9 月までの，製造業・建設業の業況（DI）平均値を景況指数とした[46]．

就業者数の分析に使用する変数の基本統計量は，表 3 に示してある．

表 3　主な変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(Employee)	376	11.781	0.851	10.085	14.046
Manufacturing	376	0.500	0.500	0	1
Policy	376	0.250	0.433	0	1
Prefecture	376	0.021	0.144	0	1
ln(Population)	376	14.070	0.767	12.771	15.995
Economy	376	-1.218	31.127	-30.750	63.750

6.1.3 推定結果

推定結果は表 4 のとおりである．OLS による分析は，説明変数による影響を確認するため，景況指数を投入するかどうかにより OLS①から OLS③までの 3 パターンとした．

分析の結果，OLS②と OLS③では，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーの交差項は，有意にプラスの結果が得られた．OLS③では，派遣解禁により製造業の就業者数が約 13%増加したことを示している．これは，派遣解禁には就業者数を増加させる効果があることを示しているが，実際には就業者数が減少していることから，派遣解禁により減少幅を抑えることができたと考えることができる．

表 4　推定結果

	OLS①			OLS②			OLS③		
ln(Employee)	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	0.662	0.027	***	0.577	0.035	***	0.619	0.041	***
Year_1995	0.034	0.033		-0.373	0.113	***	-0.088	0.185	
Year_2000	-0.022	0.033		-0.488	0.128	***	-0.179	0.204	
Year_2010	-0.278	0.058	***	-0.862	0.165	***	-0.516	0.242	**
Manufacturing ×Policy	**-0.009**	**0.054**		**0.166**	**0.071**	******	**0.127**	**0.073**	*****
Prefecture	（省略）			（省略）			（省略）		
ln(Population)	0.347	0.431		0.347	0.423		0.347	0.421	
Economy				-0.006	0.001	***	-0.003	0.002	
Economy× Manufacturing							0.002	0.001	*
_cons	5.683	5.901		6.060	5.785		5.819	5.762	
Number of obs	376			376			376		
Adj R-squared	0.927			0.930			0.930		

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．

[46] 業況（DI）とは，選択肢別社数構成比から算出するもので，回答時点での業況を，「1.良い」と判断した社数構成比（%）から「3.悪い」と判断した社数構成比（%）を差し引いた数値とされている．

6.2 派遣解禁と賃金

仮説②「派遣解禁により，賃金（直接雇用）が上昇したのではないか」について実証分析する．

6.2.1 分析方法と実証モデル

6.1 の就業者数と同様に，実証分析における推定モデルとして DID 分析の手法を用いることとする．

分析方法は，厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の 1995 年から 2010 年までの 16 年分の産業別（製造業・建設業）分類別パネルデータを作成した上で，賃金を被説明変数とする推計式（式 2）を構築し，OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う．

但し，前述したように，ここでは派遣解禁が賃金にどのような影響を与えたのかを分析するため，厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における一般労働者（製造業務への派遣労働者は含まれていない）の賃金のデータで分析することとする．

$$\begin{aligned}\ln(\mathrm{Wage})_{ijt} = {} & \alpha+\beta_1(\mathrm{Manufacturing})_i+\beta_2(\mathrm{Year})_t+\beta_3\{(\mathrm{Manufacturing})_i\times(\mathrm{Policy})_t\}\\ & +\beta_4(\mathrm{Corporate\ scale})_j+\beta_5(\mathrm{Sex})_j+\beta_6(\mathrm{Education})_j+\beta_7(\mathrm{Age})_j\\ & +\beta_8(\mathrm{Economy})_{it}+\beta_9\{(\mathrm{Economy})_{it}\times(\mathrm{Manufacturing})_i\}+\varepsilon_{ijt}\end{aligned} \quad \cdots \quad \text{式 2}$$

i：産業（製造業，建設業）　j：分類　t：時間

6.2.2 使用するデータ

被説明変数 Wage は，賃金（円）の対数値とし，厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の中にある『所定内給与額』の都道府県別産業別（製造業・建設業）の所定内給与額（一般労働者[47]）を賃金とした．

Year は年ダミーで，1995 年から 2010 年までの 16 年分でそれぞれ該当年を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Corporate scale は企業規模ダミーで，従業員数による分類（10 人以上 99 人以下，100 人以上 999 人以下，1000 人以上）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Sex は性別ダミーで，男性を 1，女性を 0 とするダミー変数である．

Education は学歴ダミーで，学歴による分類（1 中学卒，2 高校卒，3 高専・短大卒，4 大学・大学院卒）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Age は年齢階級ダミーで，年齢階級による分類（17 歳以下，18 から 19 歳，20 から 24 歳，25 から 29 歳，30 から 34 歳，35 から 39 歳，40 から 44 歳，45 から 49 歳，50 から 54 歳，55 から 59 歳，60 から 64 歳，65 から 69 歳，70 歳以上）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

[47] 一般労働者とは，短時間労働者以外の労働者をいう．短時間労働者とは，１日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い又は１日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも１週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者をいう．

Economy は景況指数で，日本銀行『全国企業短期経済観測調査』の時系列統計データから，前年度の各産業の業況（DI）平均値を景況指数とした[48].

賃金の分析に使用する変数の基本統計量は，表 5 に示してある.

表 5　主な変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(Wage)	8459	12.449	0.372	11.350	14.026
Manufacturing	9984	0.500	0.500	0	1
Year	9984	0.062	0.242	0	1
Policy	9984	0.437	0.496	0	1
Corporate scale	9984	0.333	0.471	0	1
Sex	9984	0.500	0.500	0	1
Education	9984	0.250	0.433	0	1
Age	9984	0.076	0.266	0	1
Economy	9984	-19.164	16.945	-50.750	14.000

6.2.3 推定結果

推定結果は表 6 のとおりである．OLS による分析は，就業者数の分析と同様に OLS①から OLS③までの 3 パターンとした.

分析の結果，全てのパターンにおいて，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーの交差項は，有意な結果が得られなかった.

表 6　推定結果

	OLS①			OLS②			OLS③		
ln(Wage)	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	-0.063	0.005	***	-0.061	0.005	***	-0.073	0.008	***
Manufacturing ×Policy	**0.003**	**0.008**		**-0.007**	**0.011**		**-0.005**	**0.011**	
Year	（省略）			（省略）			（省略）		
Corporate scale	（省略）			（省略）			（省略）		
Sex	（省略）			（省略）			（省略）		
Education	（省略）			（省略）			（省略）		
Age	（省略）			（省略）			（省略）		
Economy				0.0004	0.0002		0.0007	0.0003	**
Economy× Manufacturing							-0.0005	0.0003	*
_cons	11.648	0.018	***	11.652	0.018	***	11.655	0.018	***
Number of obs	8459			8459			8459		
Adj R-squared	0.758			0.758			0.760		

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.

[48] 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の『所定内給与額』とは，調査年の 6 月分として支給された現金給与額から，超過労働給与を除いたものとされていることから，前年度データを採用した.

そこで, 派遣解禁の賃金への政策効果を詳細に分析するために, 年齢階級に着目して分析した. 推定結果は表 7 のとおりである.

分析の結果，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーと年齢階級ダミーの交差項に着目すると，65 から 69 歳の年齢階級では有意に賃金が低下したことが明らかとなったが，これは，定年退職した労働者が再雇用された年齢階級であることから，派遣労働者と代替されやすい労働者であると考えられる．それ以外の年齢階級では，ほとんど有意な結果が得られなかった.

表 7　推定結果

	OLS①			OLS②			OLS③		
ln(Wage)	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	-0.063	0.005	***	-0.061	0.005	***	-0.073	0.008	***
Manufacturing ×Policy×Age-17	**-0.030**	**0.058**		**-0.041**	**0.059**		**-0.040**	**0.059**	
Manufacturing ×Policy×Age18-19	**0.051**	**0.032**		**0.040**	**0.033**		**0.041**	**0.033**	
Manufacturing ×Policy×Age20-24	**0.033**	**0.021**		**0.022**	**0.022**		**0.024**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age25-29	**0.009**	**0.020**		**-0.001**	**0.022**		**0.0004**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age30-34	**0.005**	**0.020**		**-0.005**	**0.022**		**-0.004**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age35-39	**0.009**	**0.020**		**-0.001**	**0.022**		**0.0006**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age40-44	**-0.026**	**0.020**		**-0.037**	**0.022**	*	**-0.035**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age45-49	**-0.010**	**0.020**		**-0.020**	**0.022**		**-0.019**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age50-54	**0.015**	**0.020**		**0.004**	**0.022**		**0.006**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age55-59	**0.010**	**0.020**		**-0.00001**	**0.021**		**0.001**	**0.021**	
Manufacturing ×Policy×Age60-64	**-0.027**	**0.021**		**-0.038**	**0.022**	*	**-0.036**	**0.022**	
Manufacturing ×Policy×Age65-69	**-0.047**	**0.022**	**	**-0.058**	**0.023**	**	**-0.056**	**0.023**	**
Manufacturing ×Policy×Age70-	**0.039**	**0.024**		**0.027**	**0.025**		**0.029**	**0.025**	
Policy×Age	（省略）			（省略）			（省略）		
Year	（省略）			（省略）			（省略）		
Corporate scale	（省略）			（省略）			（省略）		
Sex	（省略）			（省略）			（省略）		
Education	（省略）			（省略）			（省略）		
Age	（省略）			（省略）			（省略）		
Economy				0.0004	0.0002		0.0007	0.0003	**
Economy× Manufacturing							-0.0005	0.0003	*
_cons	11.605	0.022	***	11.609	0.022	***	11.612	0.022	***
Number of obs	8459			8459			8459		
Adj R-squared	0.760			0.760			0.760		

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.

さらに，派遣解禁の賃金への政策効果を詳細に分析するために，学歴に着目して分析した．推定結果は表 8 のとおりである．

分析の結果，どのパターンにおいても低学歴（中学卒・高校卒）で，DID estimator である製造業ダミーと政策導入ダミーと学歴ダミーの交差項は，有意にマイナスの結果が得られ，高学歴（大学卒・大学院卒）で有意にプラスの結果が得られた．これを OLS③で考察すると，派遣解禁により，製造業の低学歴の賃金は約 5%低下し，製造業の高学歴の賃金が約 10%上昇したことが示された．

表 8　推定結果

	OLS①			OLS②			OLS③		
ln(Wage)	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Manufacturing	-0.063	0.005	***	-0.061	0.005	***	-0.072	0.008	***
Manufacturing ×Policy ×Education 1	**-0.046**	**0.013**	*******	**-0.058**	**0.015**	*******	**-0.056**	**0.015**	*******
Manufacturing ×Policy ×Education 2	**-0.037**	**0.012**	*******	**-0.049**	**0.014**	*******	**-0.047**	**0.014**	*******
Manufacturing ×Policy ×Education 3	**-0.008**	**0.013**		**-0.019**	**0.015**		**-0.017**	**0.015**	
Manufacturing ×Policy ×Education 4	**0.114**	**0.013**	*******	**0.103**	**0.015**	*******	**0.104**	**0.015**	*******
Policy×Age	（省略）			（省略）			（省略）		
Year	（省略）			（省略）			（省略）		
Corporate scale	（省略）			（省略）			（省略）		
Sex	（省略）			（省略）			（省略）		
Education	（省略）			（省略）			（省略）		
Age	（省略）			（省略）			（省略）		
Economy				0.0004	0.0002		0.0007	0.0003	**
Economy× Manufacturing							-0.0005	0.0003	*
_cons	11.642	0.018	***	11.646	0.018	***	11.649	0.018	***
Number of obs	8459			8459			8459		
Adj R-squared	0.762			0.762			0.762		

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．

6.3 派遣解禁と労働災害発生率

仮説③「派遣解禁により，労働災害発生率が上昇したのか」について実証分析する．

6.3.1 分析方法と実証モデル

製造業務への派遣解禁が労働災害事故の多発を招いているのかどうかを分析するには，派遣労働者の労働災害による死傷者数の人数の推移のみに着目しても論理的に分析はできない．

そこで，「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」に対して「製造業全就業者数に占める労働災害死傷者数の割合」が有意な影響を受けているのかどうかについて分析することとする．

分析の方法は，厚生労働省『労働災害原因要素の分析』[49]の 2001 年，2004 年，2007 年の 3 年分の製造業中分類別事業場規模別データと総務省『事業所・企業統計調査』[50]の 2001 年，2004 年，2006 年の 3 年分のデータから，「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」と「製造業全就業者数に占める労働災害死傷者数の割合」を算出し，労働災害死傷者数の割合を被説明変数とする推計式（式 3）を構築し，OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う．

$$\begin{aligned}(\text{Casualties rate})_{jt} = {} & \alpha + \beta_1(\text{Dispatched and Subcontracted rate})_{jt} \\ & + \beta_2\{(\text{Dispatched and Subcontracted rate})_{jt} \times (\text{Policy})_t\} \\ & + \beta_3(\text{Year})_t + \beta_4(\text{Manufacturing group})_j + \beta_5(\text{Office scale})_j + \varepsilon_{jt} \quad \cdots \quad \text{式 3}\end{aligned}$$

j：分類　t：時間

6.3.2 使用するデータ

被説明変数 Casualties rate は，「製造業全就業者数に占める労働災害死傷者数の割合」(%) とし，就業者数は，総務省『事業所・企業統計調査』の「従業者数」から，「他への派遣・下請従業者数」を差し引いて「他からの派遣・下請従業者数」を加えた数とした．労働災害死傷者数は，厚生労働省『労働災害原因要素の分析』の『第 23 表　事業の種類別・事業場の規模別死傷者数（休業 4 日以上)』の死傷者数（人）とした．

Dispatched and Subcontracted rate は「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」で，上記で算出した就業者数と総務省『事業所・企業統計調査』の「他からの派遣・下請従業者数」から算出した．

Year は年ダミーで，2001 年，2004 年，2007 年の 3 年でそれぞれ該当年を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

[49] 厚生労働省が毎年，特定の業種について休業 4 日以上の死傷者全般を一定の抽出率で抽出し，災害原因を中心に分析・集計を実施している．業種は，製造業，建設業，陸上貨物運送業，港湾荷役業及び林業の 5 業種で，それぞれ 3 年ごとに分析・集計を実施している．

[50] 日本のすべての事業所及び企業を対象として，事業の種類や従業者数等，事業所及び企業の基本的事項を調査している．1981 年以降は 5 年ごとに国や地方公共団体の事業所も含めた調査を，また，その中間年には民営事業所を対象とした簡易な内容の調査を実施している．

Manufacturing group は製造業における産業分類の中分類ダミーで，食料品製造業，繊維工業，衣服その他の繊維製品製造業，木材・木製品製造業，家具・装備品製造業，パルプ・紙・紙加工品製造業，印刷・製本業，化学工業，窯業・土石製品製造業，鉄鋼業，非鉄金属製造業，金属製品製造業，一般機械器具製造業，電気機械器具製造業，輸送用機械器具製造業について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Office scale は事業場規模ダミーで，従業員数による分類（9 人以下，10 人以上 29 人以下，30 人以上 49 人以下，50 人以上 99 人以下，100 人以上 299 人以下，300 人以上）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

労働災害発生率の分析に使用する変数の基本統計量は，表 9 に示してある．

表 9　主な変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Casualties rate	270	0.479	0.427	0.028	2.688
Dispatched and Subcontracted rate	270	6.366	4.578	0.420	28.840
Year	270	0.333	0.472	0	1
Policy	270	0.666	0.472	0	1
Manufacturing group	270	0.066	0.249	0	1
Office scale	270	0.166	0.373	0	1

6.3.3 推定結果

推定結果は表 10 のとおりである．OLS による分析は，製造業中分類と事業場規模でコントロールするかどうかにより OLS①から OLS②での 2 パターンとした．

分析の結果，全てのパターンにおいて，着目すべき変数である「製造業全就業者数に占める派遣・下請従業者数の割合」と政策導入ダミーの交差項は，有意な結果が得られなかった．

表 10　推定結果

	OLS①			OLS②		
Casualties rate	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Dispatched and Subcontracted rate	-0.023	0.009	***	0.001	0.009	
Dispatched and Subcontracted rate ×Policy	**0.001**	**0.008**		**0.009**	**0.007**	
Year				（省略）		
Manufacturing group				（省略）		
Office scale				（省略）		
_cons	0.623	0.044	***	1.065	0.073	***
Number of obs	270			270		
Adj R-squared	0.050			0.691		

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．

7. 建設労働災害と雇用形態に関する実証分析

前章では，製造業務への派遣解禁が製造業の労働災害発生率に有意に影響を与えたかどうかについて分析したが，本章では参考までに，建設労働災害と雇用形態に関して実証分析することとする．

7.1 分析方法と実証モデル

建設業においては建設業務への派遣は解禁されていないが，元請か下請か，常雇か日雇かなど多様な雇用形態がある．そこで，建設労働災害の被災者の雇用形態が，被災者の全治日数に有意に影響を与えているかどうかについて分析することとする．

分析の方法は，国土交通省『建設工事事故データベースシステム』[51]に登録されている 2008 年度から 2010 年度の 3 カ年分の建設労働災害被災者の個別データから，全治日数を被説明変数とする推計式（式 4）を構築し，OLS（最小二乗法）を用いた回帰分析を行う．

$$\ln(\text{Cure days})_i = \alpha+\beta_1(\text{Sex})_i+\beta_2(\text{Age})_i+\beta_3(\text{Experience year})_i+\beta_4(\text{Entrance days})_i$$
$$+\beta_5(\text{Employee Pattern1})_i+\beta_6(\text{Employee Pattern2})_i+\beta_7(\text{Salary})_i+\varepsilon_i \quad \cdots \quad \text{式 4}$$

7.2 使用するデータ

データは国土交通省から提供していただいたが，『建設工事事故データベースシステム』から抽出された 2008 年度から 2010 年度の 3 カ年分の建設労働災害のデータは 2,152 件であった．このデータを 1 件ごとにチェックし，主要データが欠落しているデータを削除した上で，被災者ごとのデータに整理した結果，792 人分の被災者データとなった．

被説明変数 Cure days は，全治日数（日）の対数値とし，死亡の場合はデータが入っていなかったことから，本稿においては 1 年（365 日），5 年（1,825 日），10 年（3,650 日）の 3 パターンでデータを作成した．

Age は被災者の年齢，Experience year は被災者の経験年数，Entrance days は被災者の現場入場日数[52]である．

Employee Pattern1 は雇用形態に関するダミーで，分類（元請，下請，その他）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Employee Pattern2 は雇用形態に関するダミーで，分類（常雇，日雇，臨時，その他）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

Salary は給与に関するダミーで，分類（月給，日給・月給，その他）について，それぞれ該当分類を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

建設労働災害の分析に使用する変数の基本統計量は，表 11 に示してある．

[51] 国土交通省『建設工事事故データベースシステム (SAS) 』は，国土交通省の通知に基づき，公共事業における一定規模以上の事故のデータを集積・利用するシステムのこと．

[52] 現場入場日数とは，被災者が被災した工事現場に従事してから被災した日までの日数である．

表 11　主な変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln(Cure days 1)	792	3.840	1.147	0	5.899
ln(Cure days 5)	792	3.996	1.479	0	7.509
ln(Cure days 10)	792	4.064	1.644	0	8.202
Sex	792	0.986	0.117	0	1
Age	785	46.527	13.998	16	79
Experience year	770	15.715	11.461	1	52
Entrance days	770	52.998	91.754	1	800
Employee P-1（元請）	792	0.236	0.424	0	1
Employee P-1（下請）	792	0.756	0.429	0	1
Employee P-2（常雇）	792	0.815	0.388	0	1
Employee P-2（日雇）	792	0.078	0.268	0	1
Employee P-2（臨時）	792	0.059	0.236	0	1
Salary（月給）	792	0.484	0.500	0	1
Salary（日給・月給）	792	0.491	0.500	0	1

7.3 推定結果

推定結果は表 12 のとおりである. OLS による分析は, 被説明変数の死亡の全治日数を, 1 年（365 日），5 年（1,825 日），10 年（3,650 日）とする OLS①から OLS③での 3 パターンとした.

分析の結果，全てのパターンにおいて，着目すべき変数である雇用形態に関する変数は，有意な結果が得られなかった.

表 12　推定結果

	OLS①（死亡：1 年）			OLS②（死亡：5 年）			OLS③（死亡：10 年）		
ln(Cure days)	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	
Sex	0.325	0.363		0.395	0.474		0.425	0.529	
Age	0.007	0.003	**	0.009	0.004	**	0.010	0.005	*
Experience year	-0.001	0.004		-0.001	0.005		-0.001	0.006	
Entrance days	-0.001	0.0004	***	-0.001	0.0006	**	-0.001	0.0006	**
Employee P-1（元請）	**0.242**	**0.514**		**0.131**	**0.670**		**0.083**	**0.748**	
Employee P-1（下請）	**0.251**	**0.510**		**0.141**	**0.665**		**0.093**	**0.742**	
Employee P-2（常雇）	**-0.326**	**0.201**		**-0.398**	**0.263**		**-0.430**	**0.293**	
Employee P-2（日雇）	**-0.005**	**0.245**		**0.122**	**0.320**		**0.177**	**0.357**	
Employee P-2（臨時）	**-0.010**	**0.256**		**-0.095**	**0.335**		**-0.132**	**0.373**	
Salary（月給）	**0.188**	**0.285**		**0.213**	**0.373**		**0.224**	**0.416**	
Salary（日給・月給）	**0.124**	**0.281**		**0.138**	**0.367**		**0.144**	**0.409**	
_cons	3.165	0.719	***	3.324	0.939	***	3.393	1.048	***
Number of obs	763			763			763		
Adj R-squared	0.017			0.014			0.013		

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.

8. まとめ

本章では，これまでの分析結果をふまえて，「分析結果のまとめと考察」と「政策提言」，「分析の限界と今後の課題」についてまとめる．

8.1 分析結果のまとめと考察

2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業について，就業者数，賃金，労働災害に関する派遣解禁の効果を実証分析した．

まず，就業者数については，派遣解禁によって，建設業と比較したときに有意に増加したことが明らかとなった．もし製造業務への派遣を解禁していなければ，製造業の就業者数はより減少していたと考えられる．

次に賃金については，派遣解禁の効果を分析する上で派遣労働者の賃金を直接分析することはできないことから，直接雇用されている一般労働者の賃金について分析した．分析の結果，派遣解禁により製造業の賃金（直接雇用の一般労働者）が上昇したかどうかについては，有意な結果は得られなかった．そこで，政策効果を年齢階級と学歴で詳細に分析してみると，年齢階級に関してはほとんどの年齢階級で有意な結果が得られなかったが，学歴に関しては高学歴の賃金が有意に上昇し，低学歴の賃金が有意に低下したことが明らかとなった．これは派遣が解禁されたことによって取引費用が低減されたことにより，管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したものと考えられる．

次に，労働災害については，派遣解禁により製造業の労働災害発生率が有意に上昇したとはいえないことが明らかとなった．

また，参考までに，建設労働災害についても実証分析してみると，建設労働災害と雇用形態に有意に影響があるとはいえないことが明らかとなった．

8.2 政策提言

労働者派遣法において、建設業務は適用除外業務とされているが，建設労働市場には建設企業と労働者の間に，情報の非対称性に対する資格制度（土木施工管理技士，技術士等）など，政府が介入すべき問題はあるが，それを雇用形態に関する介入という形で対処するのは望ましくないと考えられる．また，建設業務に派遣が解禁された場合の建設労働市場は，取引費用の低減により就業者数が増加し，社会的余剰も増大することが推測される．

しかしながら，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業に関する先行研究には，就業者数増に至る程の効果はなかったとするものや，賃金の低下，労働災害事故の多発などを主張する研究があることから，本稿では，建設業と製造業を対象に，2004 年に製造業務への派遣が解禁された製造業における派遣解禁効果の推計を通じて，建設業務への派遣が解禁された場合の建設業への効果を明らかにした．

実証分析の結果，派遣解禁により就業者数が増加し，賃金は管理部門を担う高学歴の労働者の賃金が上昇するとともに，派遣労働者に代替されやすい低学歴の労働者の賃金が低下したことなどが示された．これは，派遣解禁により市場の歪みが改善されたことを意味していると考えられる．さらに，懸念される労働災害発生率が有意に上昇しないことなども明らかにした．以上により，労働者派遣法における建設業務の適用除外は，撤廃すべきであると考える．

建設業務を労働者派遣法の適用除外としたことは，不良不適格業者の排除や安全衛生上の悪影響を懸念したためと考えられるが，これらに対する規制は，建設業法における建設業許可審査や，労働安全衛生法，入札契約適正化法等により対処すべきと考えられる．

また，建設業務への派遣が解禁された場合の建設労働市場について考察すると，製造業務における派遣解禁後と同様に，派遣解禁後には多くの建設工事現場で派遣労働が活用されると思われるが，請負労働が完全に派遣労働に置き換わっていくということではなく，請負労働と派遣労働とが併用されると考えられる．これは，建設工事現場における労働力調達には様々なケースがあり，労働者を直接指揮することが優先されることがあれば，特定の工種を下請に出した方が効率が良いこともあり得るからである．それでも，建設工事現場における安全衛生への影響を懸念する考えもあるかもしれないが，建設企業が労働力を調達する場合に，安全衛生上の問題を考慮することなく雇用形態の選択をすることはあり得ない．

なお，2006 年に法改正された「建設労働者の雇用の改善等に関する法律」（昭和 51 年法律第 33 号，以下「建設労働者雇用改善法」という．）においては，建設業務労働者就業機会確保事業が可能となっており，事業主が自己の雇用する常用労働者を他の事業主に一時的に送り出すことで，一時的に余剰となる労働力の需給調整が可能となり雇用の安定が図られるとされているが，厚生労働大臣の認定基準が非常に厳しく，全国的に見てもあまり活用されていない状況である．しかしながら，この法改正自体が，建設業務への新たな労働力需給調整システム導入の必要性を示しているものと考えられる．

以上により，建設業務への派遣を解禁する際には，建設労働者雇用改善法における建設業務労働者就業機会確保事業の問題点を整理した上で，労働災害が発生した場合の責任の所在や労災保険の適用などに関して，派遣労働者が確実に保護されるよう検討すべきである．

8.3 分析の限界と今後の課題

本研究では，仮説がほぼ支持されるという結果となったが，本研究における実証分析には限界があることから，今後の課題について整理する．

まず，2004 年の法改正で派遣が解禁されたのは「製造業務」であって，法改正以前から「製造業」に従事している労働者には，「製造業務」以外の派遣労働者が含まれている．また，実証分析にあたっては，データの制約から産業ごとに分析することになり，製造業務そのものに従事する労働者だけでなく，営業や事務職など他の職種の労働者も混在している．このことは，「建設業務」と「建設業」でも同様である．

次に，DID 分析においては，派遣解禁以外の効果をコントロールするため，完全失業率や海外現地法人数，海外生産比率などを投入したが有意な結果は得られなかった．最終的には生産年齢人口と景況指数を投入したが，より適切な変数を検討する余地はあると考えられる．

最後に，本研究は建設業務への派遣解禁効果を分析することを目的としているため，実際に派遣が解禁されればより精度の高い分析が可能となると考えられる．

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，副査），北野泰樹助教授（主査），安藤至大客員准教授（副査）に，問題提起から理論分析・実証分析，そして政策提言まで熱心かつ丁寧なご指導をいただいたほか，岡本薫教授，西脇雅人助教授をはじめ，まちづくりプログラム並びに知財プログラムの関係教員の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました．ここに深く感謝申し上げます．

あわせて，多忙な業務の中，建設労働災害に関するデータをご提供いただいた国土交通省大臣官房技術調査課のご担当者様にも，この場を借りまして深く感謝申し上げます．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の宮崎県に深く感謝申し上げます．

そして，この貴重な一年間を共に過ごし，様々な苦楽を共に乗り越えたまちづくりプログラム並びに知財プログラムなどの同期生の皆様にも感謝申し上げます．さらに，総務省自治大学校修士課程連携特別研修生の皆様には，人生二度目の「海を見る自由」を共に過ごし共に語り，共によく学ばせていただいたことに感謝申し上げます．

私の父 湯川喜久夫は，長年建設労働者として宮崎県の社会資本整備に陰ながら貢献し家族を支え，私に本研究の問題意識を与えてくれました．一年間心の中で支えてくれた父に感謝します．

最後に，一年という長期間にも関わらず，快く送り出してくれた妻るり子，瑠々奈，璃々咲，琴乃奏，琥大，瑛介，璃乃杏，そして子供たちを精一杯支えてくれた二人の母に感謝します．

本稿は，建設業務における労働者派遣法適用除外に関する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したものではありません．本稿にある誤りは全て筆者の責任です．

参考文献

・安藤至大 (2008)「労働政策を策定・評価する際に経済学が果たすべき役割」日本労働研究雑誌
・安藤至大 (2009)「契約理論から見た派遣・非正規労働の問題」経済セミナー
・礒みず穂 (2011)「製造業務への労働者派遣解禁が雇用増に与えた影響について」GRIPS
・大竹文雄・李嬋娟 (2011)「派遣労働者に関する行動経済学的分析」RIETI
・岡村美保子 (2009)「労働者派遣法改正問題」レファレンス
・金本良嗣 (1999)『日本の建設産業』日本経済新聞社
・佐野嘉秀 (2009)「なぜ労働者派遣が禁止されている業務があるのか」日本労働研究雑誌
・島貫智行 (2010)「派遣のメリット・デメリット」日本労働研究雑誌
・出井智将 (2010)『派遣鳴動：改正派遣法で官製派遣切りが始まる。』日経 BP コンサルティング
・福井秀夫・大竹文雄 (2006)『格差社会と雇用法制』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
・藤井浩明 (2004)「製造業務における派遣労働解禁に関する考察」オイコノミカ
・森岡孝二 (2010)「労働者派遣制度と雇用概念」成瀬龍夫博士退職記念論文集