２０１３年度

まちづくりプログラム論文集

Master's Thesis

２０１４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

粟津　貴史 （国土交通省）	修士（公共経済学）	管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究	……	6
岩崎　啓介 （東京都）	修士（政策法学）	高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域に与える影響に関する研究	……	10
海老澤　佳之 （水戸市）	修士（公共経済学）	ポートピア設置が周辺地域に与える影響について	……	14
大嶽　洋一 （横浜市）	修士（公共経済学）	開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する考察－横浜市を事例として	……	18
一見　篤史 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	売却物件に関する情報提供が不動産競売の落札価格および入札物件に与える影響について～不動産競売物件サイトの利用による効果の実証分析～	……	22
甲賀　晶子 （奈良県）	修士（公共経済学）	駐車場の立地が観光復興に与える影響に関する考察 ～神社仏閣を有する地域を実例として～	……	26
小林　健二 （埼玉県）	修士（公共経済学）	建築物定期報告制度の公共が与える効果について	……	30
佐藤　直文 （川崎市）	修士（公共政策）	タクシー市場における競争が交通事故に与える影響について	……	34
煤賀　達 （海老名市）	修士（公共政策）	生産緑地が周辺に及ぼす外部性についての分析	……	38
鈴木　康嗣 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	賃貸集合住宅市場での定期借家制度活用の阻害要因に関する研究	……	42
田頭　達也 （港区）	修士（公共経済学）	高年齢者雇用安定法における雇用確保措置義務化の影響に関する研究	……	46
田中　宏明 （川越市）	修士（公共政策）	畜舎の外部性と臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について ～埼玉県における分析～	……	50
田中　祐介 （長崎市）	修士（公共経済学）	乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析	……	54
田森　亮 （杉並区）	修士（公共経済学）	障害者雇用促進法が企業経営に与える影響について	……	58

概　　要　　目　　次

寺西　宣泰 （富山市）	修士（公共経済学）	地方都市における定住促進・人口誘導政策に関する研究 ―富山市における「まちなか居住推進事業」を事例として―	……	62
中島　智広 （鹿児島市）	修士（公共経済学）	地域警察の再編が犯罪発生件数に及ぼす影響の考察 ―交番・駐在所の統廃合に着目して―	……	66
平野　亮 （つくば市）	修士（公共経済学）	放置自転車対策としての返還費用増加政策の効果について	……	70
松吉　宏子 （日本貨物鉄道 株式会社）	修士（公共政策）	公立小中学校の整備の費用負担に関する考察 ―公共施設整備協力金を事例として―	……	74
宮野　義康 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	鉄道と道路の連続立体交差事業による周辺市街地への影響について	……	78
森藤　庄司 （荒川区）	修士（公共経済学）	指定介護老人福祉施設整備におけるユニット型個室推進の影響に関する研究	……	82
矢口　康亮 （下関市）	修士（公共経済学）	都市部のごみ焼却施設とその廃熱を利用した温泉施設が周辺地域に与える影響について	……	86

論　　文　　目　　次

粟津　貴史 （国土交通省）	修士（公共経済学）	管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究	…… 91
岩崎　啓介 （東京都）	修士（政策法学）	高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域に与える影響に関する研究	…… 123
海老澤　佳之 （水戸市）	修士（公共経済学）	ポートピア設置が周辺地域に与える影響について	…… 143
大嶽　洋一 （横浜市）	修士（公共経済学）	開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する考察－横浜市を事例として	…… 166
一見　篤史 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	売却物件に関する情報提供が不動産競売の落札価格および入札物件に与える影響について～不動産競売物件サイトの利用による効果の実証分析～	…… 188
甲賀　晶子 （奈良県）	修士（公共経済学）	駐車場の立地が観光復興に与える影響に関する考察 ～神社仏閣を有する地域を実例として～	…… 208
小林　健二 （埼玉県）	修士（公共経済学）	建築物定期報告制度の公共が与える効果について	…… 230
佐藤　直文 （川崎市）	修士（公共政策）	タクシー市場における競争が交通事故に与える影響について	…… 255
煤賀　達 （海老名市）	修士（公共政策）	生産緑地が周辺に及ぼす外部性についての分析	…… 277
鈴木　康嗣 （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	賃貸集合住宅市場での定期借家制度活用の阻害要因に関する研究	…… 297
田頭　達也 （港区）	修士（公共経済学）	高年齢者雇用安定法における雇用確保措置義務化の影響に関する研究	…… 320
田中　宏明 （川越市）	修士（公共政策）	畜舎の外部性と臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について ～埼玉県における分析～	…… 340
田中　祐介 （長崎市）	修士（公共経済学）	乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析	…… 368
田森　亮 （杉並区）	修士（公共経済学）	障害者雇用促進法が企業経営に与える影響について	…… 386

論　　文　　目　　次

寺西　宣泰 （富山市）	修士（公共経済学）	地方都市における定住促進・人口誘導政策に関する研究 ―富山市における「まちなか居住推進事業」を事例として―	・・・・・・・・・ 409
中島　智広 （鹿児島市）	修士（公共経済学）	地域警察の再編が犯罪発生件数に及ぼす影響の考察 ―交番・駐在所の統廃合に着目して―	・・・・・・・・・ 426
平野　亮 （つくば市）	修士（公共経済学）	放置自転車対策としての返還費用増加政策の効果について	・・・・・・・・・ 444
松吉　宏子 （日本貨物鉄道 株式会社）	修士（公共政策）	公立小中学校の整備の費用負担に関する考察 ―公共施設整備協力金を事例として―	・・・・・・・・・ 459
宮野　義康 （東日本旅客鉄道 株式会社）	修士（公共経済学）	鉄道と道路の連続立体交差事業による周辺市街地への影響について	・・・・・・・・・ 479
森藤　庄司 （荒川区）	修士（公共経済学）	指定介護老人福祉施設整備におけるユニット型個室推進の影響に関する研究	・・・・・・・・・ 501
矢口　康亮 （下関市）	修士（公共経済学）	都市部のごみ焼却施設とその廃熱を利用した温泉施設が周辺地域に与える影響について	・・・・・・・・・ 519

概　要

都市部のごみ焼却施設とその廃熱を利用した温浴施設が周辺地域に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13621　矢口　康亮

１．はじめに

ごみ焼却施設[1]（以下「焼却場」という。）の設置に際して周辺住民の反対を受けることが多々ある。行政は焼却場の設置の際に周辺住民の同意を得るためのいくつかの手段を講じる。その手段のひとつとして周辺住民の利益になる地元還元のための措置を行うことがしばしばあり、その代表的なものが焼却場から排出される熱を利用した温水プールや浴場などを備えた温浴施設の併設である。しかし、温浴施設の運営について、費用が収入を上回っている施設も少なくない。周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり安すぎる利用料金が設定され、効率的な手段となっていない可能性がある。本稿では、その問題意識のもと焼却場と温浴施設が周辺に与える影響について理論分析と地価を用いた実証分析を行った。理論分析においては特に温浴施設の利用料金に着目し、温浴施設と周辺住民への直接補償という手段の組み合わせが地域に与える影響について分析した。また、実証分析ではヘドニック・アプローチを用いて影響を分析した。

２．焼却場に併設される温浴施設の概要

市町村は区域内から出る一般廃棄物を処分する義務を負う。焼却場を設置する際には必ずといってよいほど周辺住民の反対があり、その理由は焼却場からもたらされる恐れのある大気汚染や臭気の問題、さらには焼却場の存在による地域のイメージ低下など様々である。そのため、行政は焼却場の設置にあたり、住民が少ない山奥を適地に選定したり、焼却場に脱臭装置や白煙除去装置を設けたりするなど、周囲への影響が小さくなるよう手段を講じる。加えて、周辺住民の同意を得るために、周辺住民の利益となる施設の設置や道路整備などの地元還元策を行うことがしばしばある。その地元還元策として代表的なものが温浴施設の併設である。この温浴施設は焼却場から排出される熱を利用したものである。なお、焼却場から排出される熱エネルギーは温浴施設だけでなく、場内の給湯利用や発電などにも利用されており、つくられた電気を電力会社に売却して収益を得ている自治体もある。また、地元還元策について、温浴施設以外にも熱を利用しない施策として公民館等の施設の設置や道路拡幅などのほか、地元自治会に対していわゆる迷惑料を支出することも考えられる。

３．焼却場と温浴施設の併設に係る理論分析

３．１．焼却場と温浴施設の費用と便益

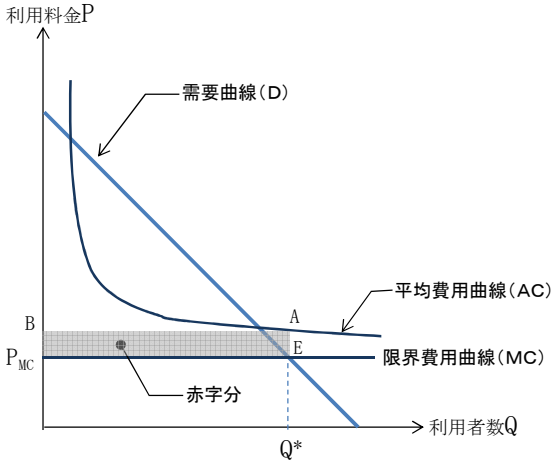
焼却場は周辺地域に負の外部性の影響を及ぼす一方で、ごみの衛生的な処分が可能になるなど市民全体に大きな便益をもたらす。他方、温浴施設の併設により、その費用を行政が支出することになり、それは広く市民全体で負担することになる。一方で、周辺住民は温浴施設から便益を受ける。この周辺住民に与える便益が大きいほど、焼却場設置に係る周辺住民の同意を得る効果が大きいといえる。また、温浴施設による便益は利用料金が安いほど大きくなると考えられる。

温浴施設をクラブ財として捉え、限界費用を一定とすると平均費用は逓減する。その場合に利用

[1] 本稿では行政が設置する一般廃棄物の焼却施設を指す

料金を限界費用と一致する価格（図中 P_{MC}）で定めると余剰を最大にすることができるが、固定費用分の赤字が発生する。平均費用と一致する価格で定めると赤字は発生しないが、死荷重が生じる。

これらに加えて温浴施設の利用料金の価格付けは、温浴施設の費用、周辺住民に与える便益と焼却場が及ぼす外部性を勘案して総合的に判断する必要がある。



図：温浴施設と価格

３．２．温浴施設の利用料金設定

まず、周辺住民が焼却場設置に同意する基準について整理する。それを示したものが式（1）である。

$$D = Ys = u(p) + m \quad \cdots(1)$$

D は焼却場によって周辺住民が受けるダメージで、それと同じだけの便益を与えられることによって初めて周辺住民は焼却場の設置に同意するということを前提として考える。その場合に、温浴施設からの便益 u を受けてもなおダメージ D の方が大きければ、行政はその差分を周辺住民に直接補償 m することにより補うものと仮定する。Ys は地元還元策により周辺住民が受ける便益の合計である。また、温浴施設がもたらす便益 u は利用料金 p によって変化する。利用料金が安いほど便益 u は大きくなる。

次に、地元還元策として行政が支出する費用 C について整理する。費用 C は次式で表される。

$$C = c(p) - i(p) + m \quad \cdots(2)$$

温浴施設に係る費用 c と利用料金収入 i の差分に加えて、直接補償 m の和が行政支出の費用である。温浴施設に係る費用 c と収入 i は利用料金 p によって変化する。この費用 C は税金として市民全体が負担する費用でもある。行政支出の費用を最小化することだけを目的とするのであれば、この費用 C を最小化する利用料金設定を行えばよい。しかし、温浴施設の設置は周辺住民だけに限らず他の市民の利用者にも便益を与える。

温浴施設の設置によって周辺住民以外の利用者が受ける便益を Ya とすると

$$Ya = u(p) \times (1 - k)/k \quad \cdots(3)$$

と表される。k は 0 から 1 までの値で、温浴施設の設置により市民全体が受ける便益の割合を 1 としたときの周辺住民だけが受ける便益 u の割合である。

これらを踏まえて、焼却場の設置によって市民全体が受ける便益 V を考えると

$V = U - D + Ys + Ya - C$ と表すことができる。U は焼却場によって直接的に市民全体にもたらされる便益、D は焼却場の負の外部性の大きさである。市民全体の便益を考えるのであれば、上記 V を最大にするべきといえる。この便益 V の式に前述の式（1）（2）（3）を代入して整理したものが式（4）である。

$$V = U - D + u(p)/k - c(p) + i(p) \quad \cdots(4)$$

式（4）について、市民全体の便益を考えて地元還元策がもたらす便益と費用を整理すると直接補償 m は相殺されてゼロになる。直接補償 m は市民全体から周辺住民に移行されるだけであるので、全体の便益の大きさには影響しない。

これらのことから焼却場による直接的な影響 U と D を所与とすると、行政は周辺住民の便益の大きさや直接補償の額に捉われるのではなく、結局は温浴施設の総余剰 $u(p) / k - c(p) + i(p)$ を最大にすることで、焼却場による全体の便益 V を最大にすることができる。つまり利用料金は限界費用と一致する価格で定めるべきといえる。

４．焼却場と温浴施設の併設に係る実証分析

４．１．実証方法と推計モデル

焼却場と温浴施設が周辺地域に与える影響について、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分析する。分析対象は首都圏の焼却場とした。焼却場の負の外部性が及ぶ範囲を半径 500m程とし、500m圏とその外側の地価の違いを分析する。

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。推計式１として、焼却場と温浴施設併設の有無の違いによる地価の変動を推計する。次に、推計式１に加えて焼却場と温浴施設の規模や利用料金の違いによる地価への影響を推計式２より推計する。

推計式１

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

推計式２

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \beta_3 AD_r \times FM_r + \beta_4 AD_r \times FE_r + \beta_5 AD_r \times PM_r + \beta_6 AD_r \times PRP_r + \beta_7 AD_r \times PRY_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

AD は 500m圏ダミーで、焼却場が 500m 圏にあれば１、それ以外は０のダミー変数である。PD は温浴施設併設ダミーで、最寄焼却場に温浴施設が併設されている場合は１、それ以外は０のダミー変数である。FM は最寄焼却場の建物延べ床面積（㎡）、FE は最寄焼却場の煙突高（m）である。PM は最寄温浴施設の建物面積（㎡）で、PRP は最寄温浴施設のプールの利用料金、PRY は浴場の利用料金を表す変数である。また、Xi は容積率などヘドニック・アプローチの際に用いられる地価への影響をコントロールする主要な地価構成要素の変数である。被説明変数 lnP は公示地価の対数を採用している。なお、各変数の添字 r は地価公示標準地点を表し、α は定数項、β と γ は係数、ε_rは誤差項である。

４．２．推計結果と考察

推計結果は表１のとおりである。

表 1　推計結果

被説明変数:公示地価（対数）						
	推計式1			推計式2		
説明変数名	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
500m圏ダミー	-0.2439	0.0790	***	-0.4518	0.1525	***
500m圏ダミー ×温浴施設併設ダミー	0.2183	0.0957	**	0.5156	0.1674	***
500m圏ダミー ×焼却_建物延床面積				-0.00001	0.00001	*
500m圏ダミー ×焼却_煙突高				0.0041	0.0017	**
500m圏ダミー ×温浴_建物面積				0.00005	0.00003	
500m圏ダミー ×温浴_料金（プール）				-0.0009	0.0004	**
500m圏ダミー ×温浴_料金（浴場）				-0.0003	0.0002	
地積	-0.00001	0.000003	**	-0.00001	0.000003	**
利用現況_住宅ダミー	-0.0725	0.0512		-0.0752	0.0511	
建物_木造ダミー	-0.0327	0.0260		-0.0301	0.0262	
水道ダミー	2.4165	0.1893	***	2.4400	0.1897	***
都市ガスダミー	0.2645	0.0413	***	0.2556	0.0412	***
下水道ダミー	0.5876	0.1696	***	0.5892	0.1696	***
最寄駅距離	-0.0001	0.0000	***	-0.0001	0.0000	***
法規制_住居系ダミー	0.0211	0.0481		0.0096	0.0478	
法規制_工場系ダミー	-0.1900	0.0547	***	-0.1891	0.0542	***
法規制_防火系ダミー	0.1545	0.0337	***	0.1540	0.0338	***
容積率	0.0020	0.0002	***	0.0019	0.0002	***
東京駅距離	0.0000	0.0000	***	0.0000	0.0000	***
東京23区ダミー	省略			省略		
定数項	9.1827	0.0941	***	9.1962	0.0934	***
標本数		946			946	
自由度調整済み決定係数		0.8328			0.8354	

※***, **, *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。

推計式１について、焼却場から 500m 圏の地価を表す 500m 圏ダミーは、約 24%低下しているが、そのことと比較して温浴施設を併設している場合は約 22%地価が高くなっており、統計的に有意な結果となっている。温浴施設を併設することにより、地価の低下が 2%にまで抑えられる傾向があるといえる。推計式２について、焼却場の建物延床面積が１㎡大きくなると地価が 0.001% 低下し、統計的に有意な結果となっている。一方で煙突が 1m 高くなると地価が 0.4%上昇し、統計的に有意な結果となっている。温浴施設の建物面積については統計的に有意な結果は得られなかった。温浴施設の利用料金について、浴場の利用料金に関しては統計的に有意な結果が得られなかったが、プールの利用料金については、料金が１円上昇すると地価が 0.09%低下し、統計的に有意な結果となった。プールの利用料金については、利用料金が高いほど地価が低下する傾向にあるということができる。これらのことから焼却場の周辺地域に負の外部性の影響が及んでいること、併設される温浴施設は周辺に便益を与えていること、それは利用料金が安いほど大きくなる傾向にあるということがいえる。

５．政策提言

分析結果に基づき周辺住民との合意形成に係るプロセスについて政策提言を行う。なお、ここで提示するプロセスはあくまでひとつのモデルであり、実際の業務にあたっては、このプロセスをもとに算定された便益の大きさを基準とすることや、実務において得られた成果を評価するための指標として活用すること等を想定している。

５．１．住民合意形成に係る手段の選択手順

地元還元策は温浴施設だけでなく、熱を利用しない施設等の手段も考えられる。また、温浴施設で使用する分の熱を売却に回すことも可能である。温浴施設に利用する分の熱を売却することによって得られる利益 g を、第 3 章で示した市民全体の便益 V の式(4)に当てはめると次式となる。

$$V = U - D + \max\{(u(p) / k - c(p) + i(p)), g\}$$

この便益 V を最大化するため、U と D を所与とした場合に、周辺住民の同意に係る手段の選択プロセスとして次の手順を提案する。

【手段の選択手順】

ステップ 1

温浴施設の総余剰 u(p)/k － c(p) + i(p)が最大になる利用料金の価格を導出する。

ステップ 2

ステップ 1 で導出された価格における温浴施設の総余剰の大きさを算定する。

ステップ 3

温浴施設に利用した分の熱を売却に回した場合の利益 g の額を算定する。

ステップ 4

ステップ 2 とステップ 3 で算定された額を比較してどちらか大きい方を選択する。

５．２．直接補償の額の決定ルール

本稿で前提としてきた直接補償について、直接補償の額が市民全体の便益に影響しないとはいえ、やみくもに直接補償を支出するべきということは意味しない。温浴施設の他に熱を利用しない施設や整備によって周辺住民に便益を与える手段もあるため、直接補償の額はそれらの便益の大きさに依存する。熱を利用しない施設等によってもたらされる便益を x とすると、直接補償 m は、第 3 章で示した周辺住民が同意する基準の式(1)をもとに次式で表す。

$$m = D - u(p) - x$$

D を所与とした場合に、直接補償の額 m の決定ルールについて次のように提言する。

【直接補償の額の決定ルール】

ステップ 1

熱利用施設以外の手段によって周辺住民に与える便益xの大きさを算定する。

ステップ 2

既に提言した手段の選択手順によって導かれる周辺住民の便益 u の大きさと x の大きさの和をダメージ D から除いた額をもとに直接補償の額を決定する。

６．おわりに

これまで論じてきたことは、あくまで周辺住民とそれ以外の市民が受ける影響をすべて平均化して捉えたものであり、実際の業務においては、様々な曖昧さとリスクを抱えながら対応していくことになると考えられる。また、本稿で前提とした住民への直接補償は実際は行われておらず、地元自治会への補償などが考えられる。ここで提言したプロセスをそのまま実務で実行することは想定していない。しかし、周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり、その効果だけを捉えて温浴施設を併設することは、市民全体の便益を小さくすることに繋がっている可能性がある。その点において、焼却場とそれに係る地元還元策について、市民全体に与える影響を分析した本稿には諸課題は残るものの一定の意義があると考える。

管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13601　粟津　貴史

1.　はじめに

近年、維持管理が適正に行われないまま放置され、管理不全な状態になっている管理不全空き家等が増加傾向にあり、これらが周辺地域に防災性・防犯性の低下や生活環境の悪化等の様々な影響を与え、問題となっている。このような管理不全空き家等に対処すべく、地方自治体では空き家等の適正管理の義務付け及び履行確保措置を定めた条例の制定、管理不全空き家等の除却に係る補助や税制特例措置の適用除外等の対策を行っている。しかしながら、管理不全空き家等の外部効果や、地方自治体が講じている各種対策の効果を実証した研究は見当たらない。このため、本稿では、管理不全空き家等の外部効果についてミクロ経済学による理論分析及びヘドニック・アプローチによる実証分析を行うとともに、地方自治体が講じている各種対策の効果について実証分析を行う。

2.　管理不全空き家等の定義

本稿では「管理不全な状態」にある「空き家等」を「管理不全空き家等」と定義する。具体的に「管理不全な状態」とは、(1) 樹木が越境したり雑草が繁茂している状態（以下「樹木雑草繁茂状態」）、(2) 害虫・害獣が発生したり小動物の糞尿が散乱している状態（以下「害虫・小動物等発生状態」）、(3) 老朽化等により建物が毀損・崩壊したり建材等が飛散する危険性がある状態（以下「老朽化建物毀損・飛散危険状態」）、(4) ゴミ・タバコの吸い殻・郵便物等が放置されている状態（以下「ゴミ・郵便物等放置状態」）の４類型とし、「空き家等」とは賃貸用、売却用及び二次的利用用以外の人が住んでいない又は利用されていない住宅・非住宅建築物及びその敷地とする。

3.　管理不全空き家等の外部効果の定量的分析

3.1.　理論分析及び分析手法

管理不全空き家等が存在することにより、当該地域における宅地需要が減ると、均衡地価は下がり（P1→P2）、周辺地域の宅地の資産価値が減少し、外部不経済を発生させることとなる（図 1）。これについて具体的な地域を対象として、ヘドニック・アプローチにより管理不全空き家等の周辺地域の地価に与える影響及びその要因を分析し、分析手法（OLS 及び固定効果モデル）の妥当性を検証する。

3.2.　実証分析の対象

対象地域は「空き家等の適正管理に関する条例」（以下「空き家条例」という。）を最初に策定した埼玉県所沢市とする。

対象とする管理不全空き家等は「管理不全な状態になっている」と所沢市に 2012 年度末までに相談のあった管理不全空き家等のうち、2013 年 9 月末時点においても管理不全な状態にある市街化区域内にあるもの（44 件）[i]とする。

3.3.　実証分析 1（OLS による推計）

(1) 推計モデル

管理不全空き家等がもたらす影響の範囲を見るための①「管理不全空き家等からの離隔距離 lm 以内ダミー」（以下「lm 以内ダミー」）、どのような管理不全な状態の影響が大きいかを見るための②「管理不全な状態ダミー」（前述 2(1)~(4)の 4 つ）、管理不全空き家等の悪化の状況やその状態の深刻度を見るための代理変数である③「各条例措置が発動されるほどの状態ダミー」（指導、勧告及び命令の 3 つ、以下「措置発動状態ダミー」）の 3 つを主要な説明変数の要素とした以下の推計モデル 1～6 を設定し、①の l を 20m から 300m まで 10m 刻みで変化させながら、それぞれ OLS で分析を行った。推計モデルの頑健性を高めるべく、これらの推計結果から係数が有意にマイナスに出た 3 つの交差項を抽出し、これらを組み合わせて新たに推計モデル 7 を設定した。推計モデル 7 の結果より距離別、管理不全な状態・措置発動状態別に地価への影響について分析を行った。さらにその結果を踏まえ、管理不全空き家等の「隣地」（係数が有意にマイナスとなる最小の l）の地価関数を推計モデル 8 として設定し、分析を行った。

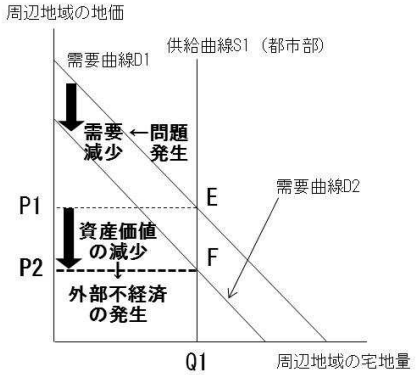


図 1　管理不全空き家等による外部不経済の発生

＜各推計モデルにおける主要な説明変数＞

- 推計モデル 1：①のみ
- 推計モデル 2：①、①×②（1 つずつ）
- 推計モデル 3：①、①×②（4 つ全て）
- 推計モデル 4：①、推計モデル 2 及び 3 で有意に係数がマイナスに出た①×②（害虫・小動物発生状態ダミー）及び①×②（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）
- 推計モデル 5：①、①×③（1 つずつ）
- 推計モデル 6：①、①×③（3 つ全て）
- 推計モデル 7：①、推計モデル 4 及び 6 で有意に係数がマイナスに出た①×②(害虫･小動物等発生状態ダミー)、①×②（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）、①×③（命令発動状態ダミー）
- 推計モデル 8：「20m 以内ダミー」×「害虫・小動物発生等状態ダミー」、「30m 以内ダミー」×「老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー」、「90m 以内ダミー」×「命令発動状態ダミー」

(2) 使用するデータ

被説明変数は 2012 年の固定資産税に係る標準宅地の価

格（円／㎡）の対数値とした。

主要な説明変数は推計モデルごとに 3.3(1)＜＞書きのとおりとし、コントロール変数は標準宅地に係る前面道路幅員（m）、建ぺい率（%）、最寄り駅から東京駅までの鉄道所要時間（分）、最寄駅までの距離（m）[ii]の他、地域の住宅需要等をコントロールするための当該年度の町丁別人口変化率とした。

(3) 推計結果

頑健性の高い推計モデル 7 の結果から「lm 以内ダミー」×「害虫・小動物発生等状態ダミー」の係数は l＝20m～30m,60m～90m で、「lm 以内ダミー」×「老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー」の係数は l＝30m～220m で、「lm 以内ダミー」×「命令発動状態ダミー」の係数は l＝90m でそれぞれ有意にマイナスとなった。

また推計モデル 8 の結果から、隣地に「害虫・小動物等発生状態」、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」又は「命令発動状態」の管理不全空き家等があれば、このような状態の管理不全空き家等が周辺にない宅地の平均的な地価よりも、それぞれ約 1 割程度低くなった（表 1）。

表 1　推計モデル 8 の推計結果

被説明変数	ln（標準宅地の価格）		
説明変数	係数		標準誤差
（20m 以内ダミー）×（害虫・小動物発生等状態ダミー）	-0.113138	***	0.010355
（30m 以内ダミー）×（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）	-0.102296	**	0.051055
（90m 以内ダミー）×（命令発動状態ダミー）	-0.124792	***	0.012059
前面道路の幅員(m)	0.0129990	***	0.001222
建ぺい率（%）	0.0074552	***	0.000926
最寄り駅から東京駅までの鉄道所要時間(分)	-0.021611	***	0.001201
最寄り駅までの距離(m)	-0.00022	***	0.000014
町丁別人口変化率	0.0024002	**	0.00106
定数項	12.811940	***	0.099366
観測数	502		
自由度調整済決定係数	0.7240		

※　***, **はそれぞれ 1%, 5%有意水準に対応する。

(4) 考察

推計モデル 7 の結果より、「害虫・小動物等発生状態」の管理不全空き家等からの離隔距離 l＝20m～30m,60m～90m 以内、また「老朽化建物毀損・飛散危険状態」の管理不全空き家等からの離隔距離 l＝30m～220m 以内であれば、これら以外の宅地の平均的な地価より低くなり、外部不経済が発生していることが明らかになった。特に「老朽化建物毀損・飛散危険状態」の管理不全空き家等は、隣地への危険はもちろん、風によって部材が飛散したり、通勤・通学路上に倒壊しそうな建物があったりする場合には周辺地域や通行人等にも危険が及ぶことが想定されることから、その影響は「害虫・小動物等発生状態」に比べてより広い範囲に外部不経済を発生させているものと解釈できる。なお、「樹木雑草繁茂状態」・「ゴミ・郵便物等放置状態」による影響については有意に期待される結果は得られなかった。

また、「命令発動状態」である管理不全空き家等からの離隔距離 l＝90m 以内であれば、管理不全な状態の深刻度の面からも地価が低くなり外部不経済が発生していることが明らかになった。これは、命令が発動されるまでにある程度の期間を必要とすることから、この間に管理不全な状態の深刻度が増し、命令が発動されるほどの状態ではない管理不全空き家等と比べて、より強い外部不経済をもたらしているものと解釈できる。なお、「指導発動状態」・「勧告発動状態」による影響については有意に期待される結果は得られなかった。

3.4.　実証分析 2（固定効果モデルによる推計）

(1) 推計モデル

①「lm 以内ダミー」、②「管理不全な状態ダミー」、③「措置発動状態ダミー」に、管理不全な状態の発生前後の影響を見るための④「管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前後ダミー」（以下「相談前後ダミー」）を加えた 4 つを主要な説明変数の要素とした推計モデル 9 を設定し、①の l を 20m から 300m まで 10m 刻みで変化させながら固定効果モデルで分析を行った。推計モデルの頑健性を高めるべく、この推計結果から係数が有意にマイナスに出た 2 つの交差項を抽出し、これらを主要な説明変数とする推計モデル 10 を設定した。これより距離別、管理不全な状態・措置発動状態別に地価への影響について分析を行った。

＜各推計モデルにおける主要な説明変数＞

・推計モデル 9：④、④×①×②（4つ全て）、④×①×③（3つ全て）
・推計モデル 10：④、④×①×②（老朽化建物毀損・飛散危険ダミー）、④×①×③（命令発動状態ダミー）

(2) 使用するデータ

被説明変数については、2009～2012 年度の固定資産税路線価（円／㎡）の対数値とした。

主要な説明変数は推計モデルごとに 3.4(1)＜＞書きのとおりとし、コントロール変数は前年度に対する当該年度の町丁別人口の変化率及び年度ダミーとした。

(3) 推計結果

頑健性の高い推計モデル 10 の推計結果から、「相談前後ダミー」×「lm 以内ダミー」×「老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー」の係数は l＝100m～300m（係数は約-0.6%～-0.3%）で、「相談前後ダミー」×「lm 以内ダミー」×「命令発動状態ダミー」は l＝90m～300m（係数は約-1.1%～-0.9%）で有意にマイナスとなった。また、l=100m とした場合の推計モデル 10 の推計結果を表 2 に示す。

表 2　推計モデル 10 の推計結果（l=100m の場合）

被説明変数	ln（固定資産税路線価）		
説明変数	係数		標準誤差
相談前後ダミー（ds）	-0.0007166		0.001056
（ds）×（100m 以内）×（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）	-0.0033095	*	0.001847
（ds）×（100m 以内）×（命令発動状態ダミー）	-0.0104231	**	0.004044
町丁別人口変化率	0.0001875	***	0.000066
2010 年度	-0.0315617	***	0.000508
2011 年度	-0.0517789	***	0.000517
2012 年度	-0.0581227	***	0.000547
定数項	11.699850	***	0.000363
観測数	2184		
自由度調整済決定係数	0.9990		

※　***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準に対応する。

(4) 考察

推計モデル 10 の結果より、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」の管理不全空き家等からの離隔距離 l＝100m～300m 以内、また「命令発動状態」の管理不全空き家等からの離隔距離 l＝90m～300m 以内であれば、これら以外の宅地の平均的な地価より低くなり、外部不経済が発生していることが明らかになった。これは OLS による実証分析 1 の結果と概ね整合している。しかし、推計方法によって比較対象

は必ずしも一致しないが、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」又は「命令発動状態」であれば、OLS ではそれぞれ地価が約 1 割低下、固定効果モデルではそれぞれ約 1%低下となり、結果には差がある。これは固定効果モデルでは、対象期間中に変化しない要素は固定効果として除去されるので、過少定式化バイアスの影響は OLS よりも小さく、より正確な結果が導かれているものと考えられる。

4. 老朽危険空き家等の除却対策の効果の定量的分析

4.1. 実証分析の対象及び仮説

空き家条例を 2010 年度～2012 年度に公布した 115 市区が講じている対策を分析の対象とする[iii]。これには大きく (1) 空き家条例（適正管理義務、強制措置、支援措置）、(2) 補助制度[iv]、(3) 税制措置[v]がある[vi]。これらについて、以下のような仮説を設定した。

(1) 空き家条例

空き家条例を定めても、適正管理義務の履行確保に係る強制措置の発動実績がなければ、行政の信頼性を下げ、放置しておくインセンティブが所有者に働くのではないか。

(2) 支援的措置

緊急安全措置、寄附、補助制度等は、その支援対象になるまで放置しておくインセンティブを所有者に与えているのではないか。

(3) 税制措置

外部不経済を発生させる老朽危険空き家等を適用対象とする「住宅用地に対する固定資産税・都市計画税の課税標準の特例」[vii]（以下「課税標準特例」）は、所有者が自ら除却することを阻害しているのではないか。

4.2. 実証分析

(1) 推計モデル

推計モデル 1 では空き家条例が公布される前後の影響を見るための「空き家条例公布年度の前後ダミー」（以下「公布前後ダミー」）×「各種対策の有無ダミー[viii]」を主要な説明変数としてアナウンス効果を、推計モデル 2 ではさらに各種対策が実際に発動されたことによる影響を見るための「前年度の各種措置の発動実績[ix]」を主要な説明変数に加えて措置発動効果を固定効果モデルにより推計する。

(2) 使用するデータ

被説明変数については、統計データとして老朽危険空き家等の実態を示すものがないため、代理指標として「老朽危険を原因として除却された建築物の床面積の合計（㎡）」（建築物除却統計）[x]の対数値とした。

主要な説明変数については推計モデルごとに 4.2(1)のとおりとし、コントロール変数は地方自治体ごとの 65 歳以上の高齢者の人口の対数値及び財政力指数の対数値とした。

(3) 推計結果

推計モデル 2 の結果より、「公布前後ダミー」×「罰則グループ」及び「公布前後ダミー」×「緊急安全措置」の係数はともに有意にマイナスとなり、それぞれ除却面積が 210%、33%の減少となった。また、「公布前後ダミー」×「寄付」及び「命令発動実績」の係数はともに有意にプラスとなり、それぞれ除却面積が 99%、94%の増加となった。

なお、推計モデル 1 の推計結果は推計モデル 2 の推計結果と係数の符合や値がほぼ同じであったため、ここでは推計モデル 2 の結果を表 3 に示す。

表 3 推計モデル 2 の推計結果

被説明変数	ln（老朽危険を原因として除却された建築物の床面積（㎡）の合計）		
説明変数	推計モデル 2（措置発動効果も加味）		
	係数		標準誤差
公布前後ダミー（dkn）	0.8373402		0.7270630
（dkn）×（命令グループダミー）	-0.5834796		1.0019930
（dkn）×（公表グループダミー）	-0.8221104		0.7220832
（dkn）×（行政代執行グループダミー）	-0.7015550		0.7176196
（dkn）×（罰則グループダミー）	-2.0981560	*	1.0644720
（dkn）×（罰則＋行政代執行グループダミー）	-0.3040337		0.8157126
（dkn）×（緊急安全措置ダミー）	-0.3290516	*	0.1966279
（dkn）×（事前同意型代執行ダミー）	-0.0162259		0.1886757
（dkn）×（寄附ダミー）	0.9949454	**	0.3984337
（dkn）×（補助制度ダミー）	-0.1865671		0.2550971
（dkn）×（税制措置ダミー）	-0.2086604		0.8141260
前年度の命令の発動件数	0.9377666	*	0.4987436
前年度の行政代執行の発動件数	0.0709157		1.5067970
前年度の補助の発動件数	-0.0350506		0.0668380
ln（65 歳以上の高齢者人口）	-0.5179712		1.5981040
ln（地方自治体別財政力指数）	-1.1584770		1.1578920
定数項	13.136790		16.014960
観測数	458		
自由度調整済決定係数	0.7045		

※ **, *はそれぞれ 5%, 10%有意水準に対応する。

(4) 考察

罰則については、刑法が適用されない 5 万円以下の過料である上、発動実績がないことから、より費用の高い除却[xi]を行わずに放置しておくインセンティブが働くと考えられる。ただし「罰則グループ」は 1 自治体しかなく、当該自治体固有の特性をコントロールできておらず、係数が過大に出ている可能性がある。なお、重い刑罰に見直してもこのような行政刑罰に対して関係当局が対応する確証はない。

緊急安全措置については、最終的に地方自治体が対処するため、所有者には自ら除却をしないインセンティブが働くと考えられる。費用回収が困難な場合もあり、結果として地方自治体（納税者）が負担することとなる。

寄附については、建物部分の除却費等を所有者が負担する必要がない場合が多く、遠方に居住する所有者等にとって寄附を活用するインセンティブが働くと考えられるが、費用の大半を地方自治体（納税者）が負担することになる。

命令の発動実績については、実際に氏名公表等に結びつくため、除却インセンティブが働くと考えられるが、命令は裁量行為（できる規定）であり、発動の基準が明確でない上、発動実績も少なく、実際に発動される確証はない。

行政代執行については有意な結果ではないが、複雑・大量の執行手続きに係る行政コストが多額になるが費用徴収が困難である、裁量行為であり必ずしも外部不経済の程度に応じて発動されるわけではない等の課題がある。

補助制度については有意な結果ではないが、費用の大半を地方自治体（納税者）が負担するとともに、周囲に悪影響を及ぼす等の補助要件を満たすまで放置しておくインセンティブをもたらすという問題がある。

税制措置については有意な結果ではないが、元々住宅である老朽危険空き家等があれば課税標準特例が適用され、更地化するよりも優遇されることから、放置しておくインセンティブをもたらしており、明らかに問題である。

5. まとめ

本稿では、管理不全空き家等のもたらす外部不経済の発生を検証するとともに、現行の各種対策が必ずしも有効的・効率的に機能していないことを示した。これより今後の対策のあり方としては、外部不経済を適切にコントロールして管理不全空き家等を放置するインセンティブをなくすとともに、空き家等の適正管理義務の履行確保方策として、行政の裁量がなく、履行義務の内容に見合った合理的な方策を講じることが求められる。

このため、まずは「居住の用に供する家屋」でない管理不全空き家等には課税標準特例が適用されない旨を地方税法その他の法令において明記することが必要である。ただし、これだけでは非住宅建築物と同様の扱いになったに過ぎず、不十分である。そこで次に経済的インセンティブを活用した外部不経済のコントロール手法を検討する。具体的には、(1)管理不全空き家等がもたらす外部不経済を定量化し、(2)汚染者責任原則によりそれに基づいたピグー税をこれらの所有者に賦課し徴収することが考えられる。

(1)については 3 での手法をベースに管理不全空き家等の地域性や立地特性等も十分に考慮しつつ、様々な地域で実証分析を行い、一層精度を上げていくことが必要である。

(2)については、空き家等が管理不全な状態にならないよう適正な管理を行わなければならない義務のある所有者に自ら義務を履行させるためには、あらかじめ義務不履行の場合には過料を課すことを予告するとともに、義務不履行の場合にはその都度過料を徴収することによって義務の履行を促す、金銭的間接強制の方法である「執行罰」が考えられる。これは制裁としての罰ではなく[xii]、将来にわたって義務の履行を確保する手段の一つであり、過料の金額は目的達成の観点から政府が合理的に設定することが可能で、何度でも課すことができる。外部不経済に見合った過料は管理不全空き家等の状態ごとに異なること、また改善しても再度管理不全な状態になることもあることから、このような執行罰により外部不経済をコントロールし、義務の履行を確保することには合理性がある。しかし、執行罰の導入に当たっては法律に根拠が必要で、条例で規定できない、強制的な過料徴収の実効性確保のために新たに組織・人員体制の整備が必要である等の問題がある。

そこで行政コストの効率化の観点から、固定資産税[xiii]・都市計画税[xiv]での対応を検討する。管理不全空き家等の存在により周辺地域の地価が下落すれば固定資産税の課税標準額が下がり両税は減収となるので、汚染者責任原則により所有者が当該外部不経済に見合った適切な負担をするべきである。このため、固定資産税・都市計画税の課税標準額の算定方法を、管理不全空き家等の存在による資産価値の減少分を考慮したものに改めることが必要である。同時に、外部不経済の発生状況に応じて課税標準額を柔軟に見直せるようにしておくことも必要である。

また、管理不全空き家等の所有者の特定、管理不全空き家等がもたらす外部不経済の定量化及び徴税（滞納処分含む）を確実に行うためには、これらの業務に携わる組織・人員体制の強化が不可欠であるが、現状では縦割りになっている固定資産税等関連業務と空き家対策関連業務を一体的に執行できる体制の構築が必要である。また、所有者が適切に納税した場合は管理不全空き家等をそのまま放置しておくことも許容されるので、当該管理不全空き家等がもたらす外部不経済に係る税の増収分を、周辺住民に対して適切に還元する仕組みの構築も所得分配上必要である。

今後の課題として、「管理不全な状態」は地域性を考慮したものに細分化した上で、その深刻度を精緻に計測する手法を検討すること、複数の「管理不全な状態」の組み合わせや立地状況等による影響も加味した推計モデルを検討すること、また外部不経済を適時適切かつ簡便に計測できるようにするための地理空間情報に係る総合的なデータベースを構築することが上げられる。さらに、今回分析を行った老朽危険空き家等の除却対策だけではなく、管理不全空き家等の再生・再利用方策についても検証を行うことが必要である。

参考文献

・金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社
・阿部泰隆（1997）『行政の法システム（上）（下）［新版］』有斐閣
・福井秀夫（1996）「行政代執行制度の課題」『公法研究』58, 206-219

---

[i] 管理不全空き家等に関する情報は、所沢市総務部危機管理課防犯対策室より入手した。なお、この情報を元に 44 件の管理不全な状態を筆者において①樹木雑草繁茂状態（34 件）、②害虫・小動物等発生状態（13 件）、③老朽化建物毀損・飛散危険状態（21 件）、④ゴミ・郵便物等放置状態（14 件）（以上重複あり）と分類した。また、44 件のうち空き家条例に基づく指導、勧告及び命令まで発動されたものはそれぞれ 28 件、4 件、3 件である。なお、条例措置の発動は指導、勧告、命令の順に行われる。

[ii] 標準宅地に係る前面道路幅員（m）、建ぺい率（%）、最寄り駅までの距離（m）に関する情報は、所沢市財務部資産税課より入手した。

[iii] 一般社団法人すまいづくりまちづくりセンター連合会による HP「空家住宅情報」（http://www.sumikae-nichiikikyoju.net/akiya/pdf/top_02chihoutorikumi_03_20131024.pdf）に掲載の空き家条例等のリスト（2013.10.1 時点）を元に、2012 年度までに「公布」された空き家条例を抽出した。なお、環境系の条例や火災予防系の条例など空き家に特化していない条例は対象外とし、空き家条例に規定された各措置のアナウンス効果も見るため、条例の「施行」ではなく「公布」としている。

[iv] 除却費や廃材運搬費等の一部を補助するもの。補助対象上限額（100 万円等）を設け、補助率を 1/2,1/3 等としているものが多い。

[v] 「住宅用地に対する固定資産税・都市計画税の課税標準の特例」の適用解除及び一定年数の減免措置。

[vi] 各種対策の有無及び発動実績は、2013 年 11 月から 12 月にかけて、分析対象の 115 市区に対してアンケートを行うことにより把握した。

[vii] 地方税法第 349 条の 3 の 2 に基づき、一般住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡を超え、家屋の床面積の 10 倍までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/3（都市計画税：2/3）に、小規模住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/6（都市計画税：1/3）になる特例。

[viii] 空き家条例における最も強制力のある措置により分類した 5 グループ（命令ｸﾞﾙｰﾌﾟ(1)、公表ｸﾞﾙｰﾌﾟ(51)、行政代執行ｸﾞﾙｰﾌﾟ(57)、罰則ｸﾞﾙｰﾌﾟ(1)、罰則+代執行ｸﾞﾙｰﾌﾟ(4)）、空き家条例における 3 つの支援措置（緊急安全措置(17)、事前同意型代執行(24)、寄附(6)）、補助制度(15)、税制措置(1)のダミー変数。空き家条例に強制措置ではない「勧告」までしか位置づけていない地方自治体が 1 ある。なお、(　)書きは地方自治体数である。

[ix] 命令（2011 年度：3 件）、行政代執行（2011 年度：1 件）、補助制度（2009 年度：7 件、2010 年度：3 件、2011 年度：32 件）である。

[x] 国土交通省が毎月調査しており、2009～2012 年度のデータを 115 市区毎に集計した。「老朽危険を原因として除却された建築物」の除却される直前の状態は、活用されず空いているものと考えられる。なお、建築物の全部又は一部を除却し、引き続き建替えや増改築を行う場合は「建築着工統計調査」で集計され、本統計には含まれていない。

[xi] 補助制度の補助対象上限額が 100 万円等となっていることから、最大 5 万円の過料と比べて除却費の方が一般的には高くなるものと考えられる。

[xii] この観点から福井（1996）は用語としては処罰を連想させず、法的性格が同様である「賦課金」が適切としている。

[xiii] 地方税法第 341 条～第 441 条参照。

[xiv] 地方税法第 702 条～第 702 条の 8 参照。

高度利用地区の活用による土地利用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
MJU13602　岩崎　啓介

第１章　はじめに

高度利用地区内の建築物の配置は、開発事業者が計画敷地内の地権者だけでなく、自治体や周辺敷地の地権者とも調整を行い決定されることもある。

その際に、周辺環境への配慮の方法について明確な定めがないために、開発事業者、自治体などの主張が異なり、決定までに多くの時間を有する場合もあり、取引費用が大きいのが現状である。ただし、明確な定めがないために、調整を行っているものの、最終的には開発事業者の希望に近い形で建物の配置が決定されることも多くある。

高度利用地区内の建築物は大規模なものが多いため、その形状の違いにより、周辺地域に与える影響は大きく異なってくると考えられるが、開発事業者の希望に近い形でのみ配置が決定されてしまうと、その周辺地域への外部不経済が懸念されることもある。

そのため、自治体は高度利用地区内だけでなく、周辺地域を含めた街区全体での環境向上に努めるためにも、建築物の形状の中でも周辺地域に影響を与える可能性の高い要因については、一定の基準を示す必要があると考えられる。

第２章　高度利用地区の概要

２－１　高度利用地区の概要

高度利用地区とは、用途地域内の市街地における土地の合理的かつ健全な高度利用と都市機能の更新とを図るため、建築物の容積率の最高限度及び最低限度、壁面の位置の制限などを定める地区のことである（都市計画法第 9 条第 18 項)。

高度利用地区は、用途地域などと同様に都市計画法における「地域地区」の一つであり、都市計画決定の手続きは区市町村が主体となっておこなわれる。

そのなかで、東京都が定めている高度利用地区の指定方針によると、指定対象区域は、第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域以外の用途地域が指定されている地域のうち、土地の健全な高度利用を促進すべきような区域などとされている。また、指定要件は、地区の最低規模を満たしていること、道路境界線から 1m 以上の壁面後退の制限を定めることなどがある。詳しくは東京都高度利用地区指定方針及び指定基準を参照されたい。そして、該当地域において、指定要件を満たすことで容積率の緩和を受けることが可能となる。

２－２　高度利用地区の指定にあたり重視すべき要因

高度利用地区内に建設される建築物には、いくつかの基準が定められているものの、次に示す距離の基準については明確に定められていない。それは、敷地内に建設される建築物の高さが異なる場合に、その最高高さが指定された時の敷地境界からその壁面までの距離である（図 1(A)）。

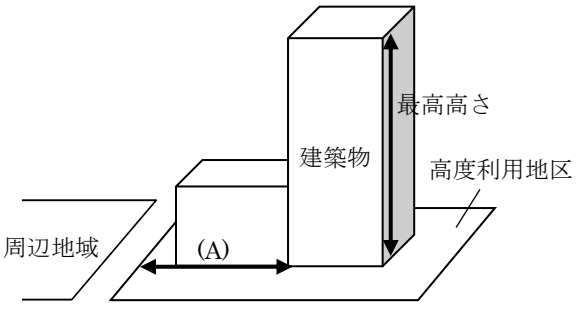


図 1　最高高さが指定された時の敷地境界からその壁面までの距離

最高高さが指定された時の敷地境界からその壁面までの距離（以下「特定の距離」という。）は、その大きさの違いによって周辺地域に与える影響が大きく変わってくることが想定される。もっとも、敷地内に建設される建築物の高さが全て同じ場合には、1m 以上の壁面の位置の制限が適用されることとなる。

特定の距離は、周辺地域に大きな影響を与える要因と考えられるため、参考基準値等を策定し、それを考慮のうえ、高度利用地区の指定についての都市計画決定をすることが望ましいと考えられる。

第３章 高度利用地区活用による周辺地域への影響分析

３－１　高度利用地区の効果分析（分析１）

（３－１－１）分析概要

高度利用地区が都市計画決定され、高度利用地区内に建築物が建設されたことによる、高度利用地区内および周辺地域が受ける影響について分析をおこなう。なお、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、高度利用地区内に建築物が建設されたことによる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分析を行う。他の分析においても同様の考え方を用いるものとする。

分析にあたっては、36 の高度利用地区について、高度利用地区が都市計画決定され、建築物が竣工してから 1 年後、2 年後、3 年以降についての影響を、固定効果モデルを利用して DID 分析をおこなった。

（３－１－２）推定式、被説明変数、説明変数

分析 1 における推定式を式 1 に示す。

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 D_{koudo,it} + \alpha_2 D_{eikyou,it} + \alpha_3 (D_{koudo,it} \cdot D_{eikyou,it}) + \alpha_4 D_t + \varepsilon_{it} \quad (式\ 1)$$

被説明変数は、高度利用地区内または周辺地域の路線価の対数値とする。

説明変数の D_{koudo} は、高度利用地区内建築物竣工ダミー変数（竣工して 1 年後, 2 年後, 3 年以降で確認した）、D_{eikyou} は、影響範囲ダミー変数（トリートメントグループを 1, コントロールグループを 0 とするダミー変数）、$D_{koudo} \cdot D_{eikyou}$ は両説明変数の交差項であり、高度利用地区内に建設された建築物の効果をみるための変数である。

（３－１－３）　推定結果

分析 1 における推定結果を表 1 に示す。高度利用地区内建築物竣工ダミー変数と影響範囲ダミー変数の交差項について、高度利用地区内の建築物が竣工して 3 年以降についての路線価の変化をみると、高度利用地区内では、建築物が竣工する前（以下「従前」という。）と比較して約 8.7%上昇していることが分かる。一方、周辺地域において 3 年以降についての路線価の変化をみると、従前と比較して約 1.9%下落していることが分かる。

表 1　推定結果（分析 1）

被説明変数		高度利用地区内路線価（対数値）		周辺地域路線価（対数値）	
説明変数		係数	標準誤差	係数	標準誤差
高度利用地区内建築物竣工ダミー*影響範囲ダミー	（1年後）	0.14969 ***	0.01718	0.02182 *	0.01322
	（2年後）	0.15488 ***	0.01876	0.02270	0.01448
	（3年以降）	0.08677 ***	0.01192	−0.01975 **	0.00913
年次ダミー 等		【 省略 】		【 省略 】	
観測数		3,391		3,614	
自由度調整済み決定係数		0.5446		0.6092	

(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

３－２　特定の距離の変化による影響分析（分析２）

（３－２－１）　分析概要

高度利用地区内に建設された建築物において、その特定の距離の違いによる高度利用地区内およびその周辺地域に与える影響の変化をみるために、以下のとおり OLS 分析をおこなう（高度利用地区内および周辺地域においてそれぞれ分析する）。なお、被説明変数とする路線価については平成 24 年度のデータを利用した。

（３－２－２）推定式、被説明変数、説明変数

分析 2 における推定式を式 2 に示す。

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{8} \beta_i X_i + \beta_9 D_1 + \beta_{10} D_2 + \beta_{11} D_i + \varepsilon_i \quad (式\ 2)$$

被説明変数および説明変数を表 2 に、説明変数の一部を図 2 に示す。

表 2　被説明変数、説明変数（分析 2）

（被説明変数）	① y　：　路線価
（説明変数）	② X_1 ：　特定の距離
	③ X_2 ：　最大壁面後退距離
	④ X_3 ：　最小壁面後退距離
	⑤ X_4 ：　最高高さ
	⑥ X_5 ：　空地面積
	⑦ X_6 ：　住宅戸数
	⑧ X_7 ：　敷地面積
	⑨ X_8 ：　周辺100m以内マンション平均階高
	⑩ D_1 ：　周辺用途地域ダミー
	⑪ D_2 ：　主要道路接道ダミー
	⑫ D_i, D_n：地区ダミー、北側ダミー

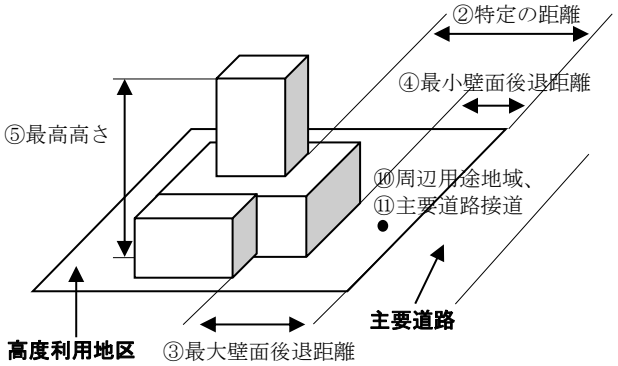


図 2　説明変数の一部（分析 2）

（３－２－３）　推定結果

分析 2 における推定結果を表 3 に示す。

特定の距離における推定結果をみると、高度利用地区内では係数が-0.00378 と負の値を示している。統計的にみると 10%水準で有意であった。つまり、高度利用地区内の建築物の特定の距離を大きくするほど高度利用地区内では便益が低下することが分かる。

一方、周辺地域についてみると、係数が 0.00519 と正の値を示している。統計的にみると 10%水準で有意であった。つまり、高度利用地区内の建築物の特定の距離を大きくするほど、周辺地域では便益が上昇することが分かる。

表 3　推定結果（分析 2）

被説明変数	高度利用地区内 路線価（対数値）		周辺地域路線価 （対数値）	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
特定の距離	−0.00378 ＊	0.00227	0.00519 ＊	0.00270
最大壁面後退距離	0.00613	0.00606	0.00632	0.00717
最小壁面後退距離	−0.00739	0.00971	−0.00487	0.01145
最高高さ	0.00442 ＊＊＊	0.00121	0.00259 ＊	0.00143
空地面積	−0.00002	0.00007	−0.00005	0.00009
周辺用途地域ダミー	−0.11708	0.10211	0.01115	0.12256
主要道路接道ダミー	0.20433 ＊＊＊	0.06763	−0.09972	0.08147
住宅戸数	−0.00093 ＊＊＊	0.00026	−0.00138 ＊＊＊	0.00031
敷地面積	0.00003	0.00004	0.00006	0.00004
地区ダミー　等	【 省略 】		【 省略 】	
観測数	106		103	
自由度調整済み 決定係数	0.7430		0.5611	

(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

（３－２－４）　分析に基づく考察

分析 2 における OLS 分析の結果より、特定の距離が大きくなるほど、高度利用地区内には負の効果があり、周辺地域には正の効果があることが分かる。

ここで、特定の距離の変化による、高度利用地区内及びその周辺地域の限界費用・限界便益について考えると、図 3 のように示されることが想定される。図 3 から、高度利用地区内の建築物の特定の距離が大きくなると、高度利用地区内の限界費用は増加する一方で、周辺地域における限界便益は減少することが分かる。

ここで、図 3 に示す点 X が望ましい特定の距離となるが、現実には、取引費用が多くかかること、また特定の距離についての明確な定めがないために、必ずしも高度利用地区内の建築物が点 X の特定の距離を確保しているとは言い難い。

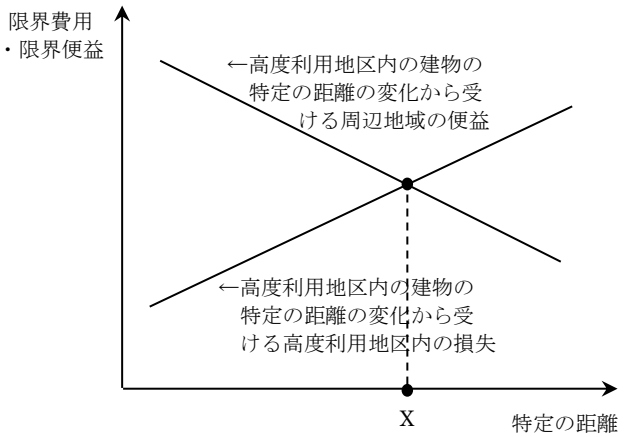


図 3　特定の距離の変化に伴う限界費用・限界便益の変動

３－３　最適な特定の距離の算出（分析３）

（３－３－１）　分析概要

最適な特定の距離を算出するために、高度利用地区内および周辺地域の地価の合計の対数値を被説明変数として考え、説明変数に、分析 2 における説明変数に特定の距離を 2 乗した説明変数を追加する。そして、被説明変数を地区内及び周辺地域の便益の総計と考え、それを最大とする特定の距離を算出する。

ただし、算出は、特定の距離の 2 乗及び特定の距離の 2 つの説明変数が統計的にみて有意であることを確認した後に行うものとする。また、高度利用地区及び周辺地域の敷地を東西南北に分割のうえそれぞれ検討する。

（３－３－２）推定式、被説明変数、説明変数

分析 3 における推定式を式 3 に示す。

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 (X_1)^2 + \gamma_2 X_1 + \sum_{i=2}^{8} \gamma_{i+1} X_i + \gamma_{10} D_1 + \gamma_{11} D_2 + \gamma_{12} D_i + \varepsilon_i \quad \text{(式 3)}$$

分析 3 における被説明変数は、高度利用地区および周辺地域における地価の合計値を対数に変換したものとする。説明変数は、分析 2 の説明変数に特定の距離の 2 乗を加えたものとする。

（３－３－３）　推定結果

分析 3 における推定結果を表 4 に示す。敷地南側及び敷地西側において特定の距離の 2 乗及び特定の距離が統計的にみて有意であった。

表 4　推定結果（分析 3）

被説明変数	敷地南側		敷地西側	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
特定の距離の2乗	−0.00104 ＊	0.00048	−0.00585 ＊＊＊	0.00107
特定の距離	0.04509 ＊	0.02036	0.27468 ＊＊＊	0.04982
他説明変数、地区ダミー 等	【 省略 】		【 省略 】	
観測数	24		25	
自由度調整済み決定係数	0.9156		0.9166	

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

ここで、敷地南側、敷地西側で算出された特定の距離の 2 乗及び特定の距離の係数をもちいて、便益の総計を最大とする特定の距離の値を算出した結果、敷地南側では 21.59m、敷地西側では 23.08m であった。

なお、分析対象である高度利用地区における現状の特定の距離の平均値、最大値は、敷地南側が 9.5m、40m、敷地西側が 8.5m、45m であった。また、高度利用地区の面積を円に置き換えた時の平均的な半径は 54.7m であった。

第４章　政策提言

自治体は、高度利用地区の指定をおこなうにあたり、分析 2 によって得られた高度利用地区内及びその周辺地域におけるそれぞれの関数式を用いて、高度利用地区内の建築物の特定の距離が変化することで高度利用地区内の損失および周辺地域の便益がどのように変化するのかを考慮しておくことが望ましい。そのうえで、上述した内容を考慮し、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いた分析 3 の手法により、最適な特定の距離を算出し、都市計画決定が行われる前段階の打ち合わせなどの際に、最適な特定の距離を参考値として開発事業者に提示することが望ましい。

第５章　今後の課題

今回の分析においては、敷地南側および敷地西側における最適な特定の距離を算出することができたが、敷地北側および敷地東側については統計的に有意な値を得ることができなかった。そのため、サンプル数を増やし全ての方角における最適な特定の距離の算出を今後の課題としたい。

また、最適な特定の距離よりも特定の距離を大きくした場合、または小さくした場合に、高度利用地区内と周辺地域における便益の総計が減少しているがこのことの理由について具体的な事例をもとに分析を重ね、より精緻な考察をしていくことについてもあわせて今後の課題とする。

ボートピア設置が周辺地域に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13603　　海老澤　佳之

1. はじめに

ボートレース場以外の場所で勝舟投票券（舟券）の発売などを行うための場外発売場であるボートピアを設置する場合、負の外部性が発生し、周辺地域に悪影響を与える場合や、負の外部性は発生しても得られる便益の方が高い場合がある。したがって、ボートピア設置により、得られる総便益と、負の外部性等で被る損失や対策費用等を比較・検証する必要がある。

本稿の研究では、ボートピア設置により周辺地域に与える影響を実証分析した。分析の結果、住居地域の一部では公示価格が下落し、商業地域の一部では公示価格が上昇するという推計結果が得られた。[1]このことは、ボートピア設置により、負の外部性が生じるだけではなく、地域によっては、正の外部性を生じることが明らかになった。これらの分析結果により、ボートピア設置に関する政策について提言する。

2. ボートレース及びボートピアの概要

ボートレースとは、6 艇により 1 周 600m のレースコースを 3 周（1,800m）して、入着順位を決める競技である。ボートピアは、1986 年に香川県丸亀市に設置されたのが最初であり、現在は、全国に 26 か所ある。

ボートピア設置には、ボートレース開催自治体又は構成組合等の管理施行者（以下、「施行者」という。）とボートピア民間運営会社（以下、「運営会社」という。）及びボートピア所在自治体（以下、「所在市」という。）[2]で協定を締結し、国土交通大臣の設置確認を踏まえた上、一般社団法人全国モーターボート競走施行者協議会（以下、「施行者協議会」という。）や警察等関係機関と協議を重ね、開設される。

3　問題提起

ボートピアは、一般的には、「ギャンブル＝汚くてダーティーなイメージ」を拭いきれておらず、地元住民の理解の浸透を得ずに、ボートピア参入を決めてしまうと、その後の交渉に多くの時間と労力を割くことになり、交渉の日数や経費等の取引費用を増大させる。設置した後も地元住民が推進派と反対派に分断されるなど、新たな問題を抱えてしまう場合もある。このことから、負の外部性の有無に関わらず、ボートピアの設置を一律に禁止する地域もある。一方、市民の賛同を得られているのに、設置を禁止することは、却って市民の得られる便益を失うこともある。

ボートピアを設置することで、周辺地域に大きい影響を及ぼすと言われてきているが、具体的な検証はされていないことが多い。ついては、ボートピアを設置すると、周囲に及ぼす負の外部性が発生するという仮説に基づき、「高校・大学等の進学率」「犯罪件数」「公示価格」の変化について、実証分析を行う。

4　ボートピア設置が進学率や犯罪件数に与える影響（実証分析Ⅰ）

進学率や犯罪件数の統計は、都道府県及び市町村単位で実施しており、人口規模や都市の構造、県民性等に統一性がなく、固有の観測できない要因がある。ボートピアの設置前と設置後で周辺地域に与える影響のみを観察し分析するため、固定効果モデルによる DID 分析（Difference-in-Difference Estimator）を用いる。ボートピア設置の影響を受けたグループ（トリートメントグループ）と影響を受けなかったグループ（コントロールグループ）に分類し、政策導入前の条件が同じであることを前提とし、一方に政策を導入することによって、他方に生じない結果との差を、政策導入による効果とみなす。このことから、ボートピア設置と未設置の政令指定都市のパネルデータを作成し、固定効果モデルによる DID 分析を行うことにより、観測できない変数を除去する。

政令指定都市においてボートピアが設置してある横浜市（2007 年 12 月設置）、名古屋市（2006 年 8 月設置）、大阪市（2007 年 3 月設置）、神戸市（1999 年 4 月設置）をトリートメントグループとし、ボートピアを設置していない札幌市、仙台市、千葉市、東京都区部、川崎市、京都市、広島市、北九州市、福岡市をコントロールグループに置いた。対象期間を 2000 年から 2011 年までとしたため、2000 年当時に政令指定都市ではない都市は除去している。分析に用いるデータは、「大都市比較統計年表」を利用した。

推計モデルについては、被説明変数（左辺）に

[1] 詳細な推計結果等は、本稿を参照されたい
[2] 所在自治体には町や村が含まれるが、本稿では便宜上「所在市」で統一する

「高校・大学等の進学率」「犯罪件数」を各々置き、説明変数（右辺）に、ボートピア設置の効果を表すダミー変数及び年次ダミーを置いた。

推計式　$Y_{it}=\beta X_{it}+\mu_{it}$　, i=1,2・・・N、t=1,2・・・T、$\mu_{it}=\eta_t+\mu_i+\varepsilon_{it}$
X_{it}：ボートピア設置以降は1、以前は0をとるﾀﾞﾐｰ、
μ_{it}：誤差項
η_t：時間tに固有の観察できない要因
μ_i：個体iに固有の観察できない要因
ε_{it}　：時間、個体のいずれにも固有でない確率的誤差

推計結果は、ボートピア設置の影響について、設置をしていない市と比べて、各々増えたり、減ったりしているが、いずれも変化率が１％に満たず、統計的に有意な値になっていない。

このことから、仮説を支持するものではなく、ボートピア設置により、高校・大学等の進学率や犯罪件数に、影響はほとんど見られないと考えられる。

5　ボートピア設置が、距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅱ）

ボートピアの設置の効果を実証するにあたって、設置前と設置後で周辺地域の公示価格へ与える影響のみを観察し分析するため、DID 分析を使用する。

ボートピアが設置されており、かつ、ボートピア設置年がほぼ同時期である横浜市（2007 年 12 月設置）、名古屋市（2006 年 8 月設置）、大阪市（2007 年 3 月設置）をトリートメントグループと置き、政府機関や企業等が集中しているなど都市構造が似ており、人口規模が同等である札幌市と川崎市をコントロールグループに置く。ここでは、設置の影響が及ぶ範囲を半径 2,000ｍと限定し、各々の最寄駅である関内駅、築地口駅及び梅田駅並びに札幌駅及び川崎駅から半径 2,000m以内の公示価格の変動を推計する。分析に用いるデータは、国土数値情報ダウンロードサービスの 2000 年から 2009 年までの公示価格(観測数:960)を使用し、パネルデータを作成した。

推計式：$Y=\beta_0+\beta_1B_1+\beta_2C_1+\beta_3K_1+\beta_4B_1\times C_1\times K_1+\cdots\lambda X+\mu$

被説明変数Ｙは、公示価格（円/m2）であり、log（対数）をとっている。B_1は、ボートピア設置ダミーであり、ボートピア設置前後の効果を時期によって区別する変数である。すなわち、ボートピア設置以降は 1、設置以前は 0 を取るダミー変数である。 C_1は、トリートメントグループダミーであり、ボートピア設置の影響を受けたトリートメントグループ（所在市）を設定し、そのグループであれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。K_1からK_{20}までは、距離ダミーであり、ボートピアからの距離を 100m ごとに区切り、ボートピアからの距離が 100m 未満であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数、ボートピアからの距離が 100m 以上 200m 未満であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数などと続き、ボートピアからの距離が 1,900m 以上 2,000m 未満まで設定している。

ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグループダミーC_1及び距離ダミーＫの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所在市において、ボートピアからの距離に応じた効果を表した変数である。したがって、この交差項の係数を推計することにより、ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、ボートピアからの距離に応じて把握することができる。

また、λＸは公示価格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、地籍（㎡）、最寄駅までの距離（m）、建物の延べ面積における敷地面積に対する割合である建ぺい率（%）、容積率（%）を採用している。

加えて、年次ダミー、ガス供給施設ダミー及び法規制ダミーも設定している。年次ダミーとは、2001 年から 2009 年までの年次ダミーを設定し、該当年であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。ガス供給施設ダミーとは、ガスの供給施設がある場合は 1、ない場合は 0 を取るダミー変数である。法規制ダミーは、法規制により防火地域に定められている場合は 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。β_0は定数項、β及びλは係数、μは公示価格に影響を与えるその他の要因である誤差項である。

推計結果は、ボートピアから 100m 未満は 10.8%の下落、100m 以上 200m 未満は 20.5%上昇、200m 以上 300m 未満は 1.3%の下落などが見られるが、いずれも有意水準に達していないことから、統計的に有意な結果が得られなかった。

以上のことから、ボートピアを設置したことにより、距離に応じて、公示価格にどのように影響するかは、この分析では不明である。

6　ボートピア設置が、用途地域に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅲ）

推計式：$Y=\beta_0+\beta_1B_1+\beta_2C_1+\beta_3D_1+\beta_4B_1\times C_1\times D_1+\cdots\lambda X+\mu$

前章で示した推計式をもとに上記の式を用いる。距離ダミーの代わりに、用途地域ダミーＤを追加した。D_1からD_9までは、用途地域ダミーであり、該当する用途地域であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。用途地域は、D_1からD_9まで順に「低層住居専用地域」「中高層住居専用地域」「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」を設定している。

ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグ

ループダミーC_1及び用途地域ダミーDの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所在市において、用途地域ごとの効果を表した変数である。したがって、 この交差項の係数を推計することにより、ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、用途地域ごとに把握することができる。

推計結果は、ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し、用途地域に応じて、どのような影響があるかを示している。所在市と設置していない市との用途地域ごとの公示価格を比べた場合、住居地域は 57.6%の下落、商業地域は42.6%上昇、準工業地域は47.8%の上昇、工業地域は67.9%の下落が見られた。低層住居専用地域、近隣商業地域及び工業専用地域は、有意水準に達しておらず、統計的に有意な結果が得られなかったと考えられる。

以上のことから、ボートピアを設置したことにより、住居地域及び工業地域では、公示価格が下落し、商業地域及び準工業地域では、公示価格が上昇する。

7 ボートピア設置が、用途地域及び距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅳ）

前章では、住居地域、商業地域、準工業地域及び工業地域で、統計的に有意な結果が出たので、本章では、各々の用途地域において、ボートピアからの距離に応じて、公示価格がどのように影響するのかを推計する。

推計式：$Y=\beta_0+\beta_1B_1+\beta_2C_1+\beta_3D_1+\beta_4K_1+\beta_5B_1\times C_1\times D_1\times K_1+\cdots\lambda X+\mu$

前章で示した推計式をもとに上記の式を用いる。用途地域ダミーDと合わせ、距離ダミーを追加した。ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグループダミーC_1、用途地域ダミーD及び距離ダミーKの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所在市で、前章の推計で有意の値を得られた住居地域、商業地域、準工業地域及び工業地域におけるボートピアから距離に応じた効果を表した変数である。したがって、 この交差項の係数を推計することにより、各々の用途地域ごとに、ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、ボートピアからの距離に応じて把握することができる。

各用途地域別の推計結果は、次の通りである。

【住居地域】
ボートピアを設置すると、ボートピアから600m以上700m未満の住居地域で53.9%の下落が見られ、統計的に有意な結果となった。

【商業地域】
ボートピアを設置すると、ボートピアから900m以上1,000m未満の商業地域で48.6%の上昇が見られ、統計的に有意な結果となった。

【準工業地域】
ボートピアを設置すると、ボートピアから1,100m以上 1,200m未満の準工業地域で 19.8%の上昇、1,100m以上1,200m未満の準工業地域で13.7%の上昇が見られたが、どちらも統計的に有意な値を得られなかった。

【工業地域】
ボートピアを設置すると、ボートピアから1,800m以上 1,900m未満の工業地域で 15.3%の下落が見られたが、統計的に有意な値を得られなかった。

以上のことから、コントロールグループと比べて所在市では、ボートピアが設置されることにより、住居地域では、ボートピアから600m以上700m未満の地域で公示価格が下落し、商業地域では、ボートピアから 900m以上 1,000m未満の地域で公示価格の上昇が見られた。準工業地域及び工業地域では、統計的に有意な値を得られなかったので、外部性による影響は不明である。

8 考察

本稿の分析では、ボートピアの設置は、高校・大学等の進学率や犯罪件数に、影響はほとんど見られないと考えられる。また、公示価格においては、仮説を裏付けるものではなく、住居地域の一部では公示価格が下落し、商業地域の一部では公示価格が上昇するという推計結果が得られた。このことは、ボートピア設置により、負の外部性が生じるだけではなく、地域によっては、正の外部性を生じることが明らかになった。商業地域では、何らかの理由で負の外部性が生じているが、人々が集積し、周辺商店等に便益をもたらし、正の外部性がそれを上回ることが示唆される。一方、住居地域で生じた負の外部性の要因は、本稿の研究では特定できなかった。ボートピアから 100m 圏内は公示価格が 10.8%下落し、100m 以上 200m 未満は 20.5%上昇したが、統計的に有意な値を得られなかったため、ボートピアが行っている周辺住民への還元事業がどれほどの効果を上げ、負の外部性を内部化しているのかは、明らかにならなかった。

9 政策提言

以上の考察をふまえ、大多数の地元住民の了解を得られて、ボートピアの設置を検討している「所在市」に次の提言を行う。

提言１：ボートピア設置における立地は、ヘドニック・アプローチによる費用便益分析を行い、外部性を内部化する効果が最大である地域を選択する。

提言２：ボートピア設置により、便益を享受する者と、損失を被る者との再配分を行う必要がある。

ボートピアが建てられる用途地域は、近隣商業地域、商業地域、準工業地域であり、10,000 ㎡に限り、第二種住居地域、準住居地域、工業地域、白地地域にも建造できる。今回の実証分析によって、商業地域に設置することが、外部性を内部化する効果が高いことが明らかになったが、商業地域であれば、どこに設置してもいいとは限らない。

以上をふまえて、ボートピアを設置する場合、次の手順により、設置を検討する。

STEPⅠ：事業企画者と周辺住民等の合意により、ボートピア設置を提案する。
↓
STEPⅡ：施設者協議会等の助言により、複数の設置候補地を検討する。
↓
STEPⅢ：実証分析を行い、外部性を内部化し、効用が最大化する候補地を一本化する。
↓
STEPⅣ：混雑等の外部性をより内部化する政策を検討する。
↓
STEPⅤ：適切な情報を提供することにより、設置予定地での多くの市民の賛同を得る。
↓
STEPⅥ：市長が立地の許可を判断する。
↓
STEPⅦ：再配分を行う。

STEPⅠとして、設置候補地の周辺住民の合意を得ることが必要である。いくら外部性を内部化できるといっても、公営ギャンブルであるので、京都や奈良など文化施設の周辺や、青山や表参道など、そのまち特有のイメージに影響しては、新たな外部性を生じさせてしまうことになる。そのため、まず、周辺住民の賛同が必要である。

STEPⅡとSTEPⅢはほぼ、同時に実施される。商業地域で公示価格が上がるといっても、狭隘地域では、混雑等新たな外部性を生じさせてしまい、社会的費用を増大させる。また、電車やバス等公共機関の利便性が高くないと、政策導入の効果が期待できない。

習志野市では、ボートピア設置において、青少年健全育成対策・防犯対策・交通対策・子育て環境対策・ごみ対策・障害者及び高齢者対策・地元経済への振興対策等、起こりうる可能性のある問題について、対策を講じている。一方、警察の取締り強化による人件費の増大等、公的支出が、ボートピア設置による便益を上回ってしまっては意味がない。そこを注意する必要がある。

次に、ボートピアを設置することで、地域により公示価格が上がったり、下がったりと便益を受ける人と、損失を被る人がいるので、再配分を行う必要がある。経済学者ロナルド・コースにちなんだコースの定理によると、「民間の当事者たちが資源の配分について費用をかけずに交渉することができれば、外部性の問題はつねに民間市場で解決することができ、資源は効率的に配分される。当初誰が権利を持っていても、利害関係のある当事者たちは、全員の厚生が改善されて効率的な結果を生み出すような契約に到達することができる。」としている。[3]しかし、現実には交渉が必ずしも円滑に進むとは限らない。むしろ、当事者同士の交渉により、感情的な対立が生じ、地域住民が分断されたり、多数の利害関係者の調整が必要のため取引費用が増大したりして、効率的な結果に到達できない懸念もある。この場合、地方政府が介入することによって、効率的な解決策を導き出す必要がある。

具体的な手法として、一つは、税による再配分が考えられる。プラスの影響を受ける地域から新たに税を徴収したり、マイナスの影響を受ける地域での固定資産税を減免したりする。二つ目は、所在市に対し、ボートピアの売上金の一部が納付されることから、それを活用して、個別補償に充当する方法がある。これらを比較検討し、市民により便益が高い方法を選択・実施することにより、ボートピア周辺住民だけではなく、所在市全体の多くの市民の賛同と理解を得る必要がある。

10　課題

本稿の分析では、公示価格におけるボートピアからの距離との影響及び住居地域で生じた負の外部性の要因が、特定できなかった。外部性に影響している個々の要因を、ボートピアそのものの影響なのか、ボートピア設置によりもたらされる人々の行動による影響なのかを特定する場合、各自に対応する説明変数を用いる必要がある。所在市ごとの個別特性を完全に除去することは不可能であるため、別の手法による分析が必要である。他の分析方法として、ボートピア周辺の交通量の変動率による混雑の影響分析が考えられるが、ピンポイントにエリアを限定した統計情報が入手できなかった。周辺の人口増、道路等の整備等の地域性を除去し、様々な角度で外部性を分析することが今後の課題である。

[3] N・グレゴリー・マンキュー著・足立英之他訳（2013）「マンキュー経済学Ⅰミクロ編（第３班）」東洋経済新報社　P302

開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する考察
―横浜市を事例として―

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13604　大嶽　洋一

1. はじめに

現在の開発許可においては、自治体によって３種類の敷地面積の最低限度規制（以下、規制）が歴史的経緯から混在している状況がある。当初、住戸面積の拡大だった規制の目的は、時代とともにミニ開発[1)]の防止に変化しているが、広域な範囲で用途地域毎に一律の規制が行われており、実際にはその効率的な規制水準は地域によって異なると考えられること、また規制による土地利用の硬直化と最有効使用の阻害があること等から、非効率が生じていると考えられる。広域な範囲に対する土地利用規制手法である開発許可の中にビルトインされているこの規制について、その影響を実証した研究は見当たらない。

2. 開発許可における敷地面積の最低限度規制の整理

(1)規制の歴史と背景

開発許可においては、1968 年の制度開始当初から住戸規模の大型化を目的とした規制が各自治体の行政指導により行われてきた。バブルによる地価の高騰と、1987 年、準防火地域において木造３階建が合法化、３階建てならば敷地 100 ㎡未満でも、延床面積 100 ㎡が可能となり、東京都心部では３階建てミニ開発の需要が現れ始めていた。その後、1992 年都市計画法改正で住戸規模の大型化に伴う容積緩和と併せて都市計画（用途地域）により敷地面積の最低限度を決めることが可能になった。しかしその後もミニ開発は増え、2002 年都市計画法改正の際、開発許可基準に加えられた敷地面積の最低限度に関する制限で、ミニ開発の防止を目的として、各自治体が条例により地域特性に応じた基準を定めることが可能となった。時代とともに規制の目的が住戸面積の拡大から、ミニ開発の防止に変化してきている中、行政指導・都市計画(用途地域)・開発条例の３種の規制手法が用いられ、現在においてもそれらが混在している（図1）。その中で、開発許可特有の開発条例・行政指導による規制エリアでは、実際には開発の完了公告後に敷地が分割されミニ開発が生じており、またそもそも開発の規模を小さくして開発許可逃れをされれば規制の効果がないという問題がある。

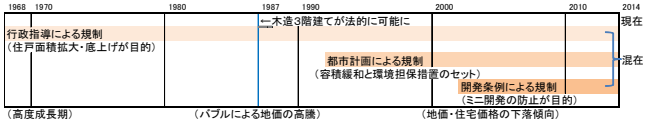


図1　開発許可における敷地面積の最低限度規制の経緯

(2)横浜市における規制の経緯及び現状

横浜市では、低層住居専用地域については、1996 年に都市計画により、容積率に応じた建築物の敷地面積の最低限度を定めて以後、それ以外の市街化区域では敷地面積が 100 ㎡以上となるように指導を行ってきた。元々、開発の敷地規模 100 ㎡指導の根拠は、容積率 100％で延床面積が 100 ㎡確保できる敷地規模であり、延床面積を 100 ㎡としているのは、国の住宅建設五箇年計画に定められた３人世帯の一般型誘導居住水準値である 98 ㎡が根拠である。昭和 43 年に約 70 ㎡だった持家の住戸面積は、平成 20 年には 100 ㎡近い数値になり、行政指導は大きな成果を上げてきた。しかし、根拠である世帯人員については、２人に限りなく近づいてきている一方、敷地規模の実態調査からは、開発許可で、申請時の図面では 100 ㎡以上だった敷地が、準工業地域では完了公告後に 53％が 100 ㎡未満の敷地に分割されて、ミニ開発となっている。ここには規制と市場との乖離が確認され、建築確認のみで建築される戸建住宅の敷地に比べ、開発における規制が過大となっている可能性が考えられる。

(3)東京及び神奈川の自治体における規制の現状

東京・神奈川の自治体の規制には、３つの類型がみられる。①混在型－都市計画で低層住居専用地域を規制し、それ以外の用途地域を条例・指導で規制(横浜もこのタイプ) ②指導型－旧くから市街化していた東京の東側、品川区、大田区などで、指導による規制がそのまま残っている③条例型－市街化は比較的後からで、単独の条例による規制（神奈川の自治体に多い）。また、規制の値は、都心から郊外へ向かうほど大きくなる。

3. 敷地面積の最低限度規制に関する理論分析

(1)経済学的に見たときの政策介入の非効率

都市計画法 33 条４項(敷地面積の最低限度に関する制限)は、狭小な宅地が周辺に対して悪影響を与えないこと（周辺環境に対する負の外部性）が政策介入の根拠と考えられる。この規制に関しては、個々の敷地がそれぞれ外部性を受ける側・及ぼす側になるが、実際の都市では、開発年代・開発手法等によって住宅地の平均敷地面積が全く異なり、規制による最適な効用水準はそれぞれの地域で異なると考えられ、下記のような理由から、非効率が生じていると考えられる。

(1) 多くの自治体で、用途地域毎に一律の数値が設定されており、地価を最大化する水準に、規制値が設定されていない可能性が高い。

(2) 過去からの指導の数値が見直されずそのまま残っている所で、地域の最適な規制水準と乖離している可能性がある。

1) 本研究では①開発行為による全体の面積が 1000 ㎡未満②1 宅地当たりの敷地面積が 100 ㎡未満の①②を満たす、小規模戸建住宅地開発と定義。

(3) 都市計画で低専地域を規制し、外側の用途地域でも開発条例・行政指導による規制が行われている自治体では、双方で規制される結果、住宅が供給過小になっている可能性がある。
(4) 規制による土地利用の硬直化と最有効利用の阻害がある。

(2) ミニ開発が周囲に及ぼす負の外部性についての経済分析

ミニ開発による負の外部性には、良好な住環境の中でミニ開発が行われることによる地域的なものと、近隣に対する物理的、直接的なものの 2 種類があると考えられる。分析対象とした東京から 20～30 ㎞圏では、実際にミニ開発が行われている場所を観察していくと、①幹線道路沿いの高容積率の場所②元々、用途混在が進んでいる場所③駅から比較的近く、周辺は集合住宅の場所ーが多いことから、良好な住環境の中でミニ開発が行われることによる負の外部性は少ないと考えられる。考えられるのは、ある規模よりも敷地が小さくなる結果、建築計画の限界から生じる物理的な日照阻害・圧迫感などが、周辺に与える負の外部性の原因となることである。(図 2)の左において、規制がなかった場合、PMC＜SMC であることから、負の外部性が周囲に対し影響を与えてしまうが、規制により、負の外部性が内部化される適切な水準 SMC まで規制が行われていれば、死荷重が生じないため、効率的であるといえる。しかしそれ以上の過剰な規制 OMC となっていれば、住宅の購入者にとっては敷地規模が大きくなる分負担が増え、逆に死荷重が生じることになる。

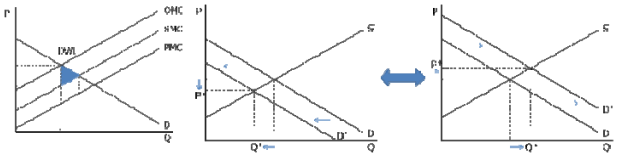


図2 過剰規制による死荷重と、規制区域内外での需給

今回の分析対象範囲では負の外部性が内部化される水準以上の過剰な規制になっていることが考えられ、その結果、(図 2)の中央のように、規制がある場所では、環境改善の便益を負担能力増によるコストが上回るため、トータルで需要が下がっている場所と、(図 2)の右のように、規制がない場所では、環境が悪くなるコストを負担能力減による便益が上回るため、トータルで需要が上がっている場所の両方があると考えられる。

(3) 仮説

以下のような仮説を設定し、実証分析を行うこととする。
①開発許可における敷地面積の最低限度規制は土地の最有効使用を妨げ、需要が下がることで地価を下げている。３種類の規制による影響はそれぞれ大きさが異なると考えられる。
②規制の強度が強い自治体ほど、また開発圧力が強い自治体ほど、土地利用の硬直化と最有効使用の阻害が増大するため、規制による地価の下落は大きくなる。
③敷地が小さくなることで建築計画上の限界から生じる日照・圧迫感等の問題が、ある規模より敷地が小さくなることで、ごく近隣に対し外部不経済をもたらすと考えられる。良好な住環境の中でミニ開発が行われることによる地域的な負の外部性は、分析対象範囲では少ないと考えられる。
④開発条例・行政指導による規制エリアで、実際には開発後に敷地分割が発生していることから、地価は規制によるマイナスの影響と、ミニ開発による負の外部性の影響を同時に受ける場合があると考えられる。

4. 分析①：敷地面積の規制が地価に与える影響の実証

(1) 推計モデル

調査を行った東京・神奈川の自治体の内、東京駅から西側の郊外 50 ㎞までを対象範囲とし、規制が地価に与える影響を実証する。これらの中には、３種類の規制があるエリア、規制がないエリアがそれぞれバランスよく入っており、規制の効果を検証するにあたって適切と考えられる。

各自治体ごとのダミーを与え、その中にそれぞれの地価ポイントが入っているモデルを作成することで、規制の効果を検証する。推計モデルとしては、モデル(1)を基本形として設定し、(2)(3)で交差項による効果を検証した。

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5wa+\beta6ga+\beta7ge+\beta8tei+\beta9jyu+\beta10kou+\beta11Ji \cdots+\beta12reg1+\beta13reg2+\beta14reg3+u \quad (1)$$

$$\cdots+\beta12x1+\beta13x2+\beta14x3+u \quad (2)$$

$$\cdots+\beta12x4+\beta13x5+\beta14x6+u \quad (3)$$

(LP：公示地価、dt:東京駅からの距離、dn:最寄り駅からの距離、la:地積、yo:容積率、wa:上水道ダミー、ga:ガスダミー、ge:下水道ダミー、tei:低層住居専用地域ダミー、jyu:その他住居系用途地域ダミーkou:準工業・工業地域ダミー、Bji:自治体ダミー、reg1:都市計画（用途地域）による規制ダミー、reg2:開発条例による規制ダミー、reg3:指導要綱による規制ダミー、X1～X3:規制（reg1～reg3）×規制の強度/平均敷地面積、X4～X6:規制（reg1～reg3）×自治体の開発許可面積、u:誤差項)

(2) 使用するデータ

データとして用いるのは、東京都・神奈川県のH25 年の地価公示データから商業地、東京島嶼部、及び地積 10000 ㎡を超えるような異常値を抜いたもの（サンプル数 3284）とする。被説明変数を公示地価とし、土地の地積、容積率、用途地域ダミー、水道、ガス、下水ダミーと、GIS で東京駅からの距離及び最寄り駅からの距離を加えたものをコントロール変数とした上で、各ポイント毎にかかっている敷地面積の最低限度規制（都市計画、開発条例、指導要綱、規制なし）のいずれかと、規制の強度を連続変数として加えた。交差項 X1～X3 は、規制に対し、強度の実勢値（規制の強度を自治体の平均敷地面積で割ったもの）を掛けたものであり、規制が１㎡強くなるごとに地価に対してどれだけの影響があるかを分析するためのものである。交差項 X4～X6 は、規制に対し、各自治体の開発圧力の動向を示す指標（過去３年間の開発許可面積の平均値）を掛けたものであり、開発圧力が強くなるにつれて規制の影響がどのように現れるかを分析するためのものである。

(3) 推計結果と考察

(表 1)より、規制については、都市計画(用途地域)、開発条例、行政指導の３種類とも、規制がある場所では規制がない場所と

被説明変数	公示地価					
推計モデル	(1)基本モデル		(2)交差項1		(3)交差項2	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
東京駅からの距離(m)	-5.284439	***	-5.284439	***	-5.284439	***
	[0.5934368]		[0.5934368]		[0.5934368]	
最寄駅からの距離(m)	-22.41883	***	-22.41883	***	-22.41883	***
	[1.953388]		[1.953388]		[1.953388]	
地積(㎡)	35.75404	***	35.75404	***	35.75404	***
	[3.609659]		[3.609659]		[3.609659]	
容積率(%)	311.5978	***	311.5978	***	311.5978	***
	[45.31093]		[45.31093]		[45.31093]	
水道ダミー	109141	***	109141	***	109141	***
	[25215.98]		[25215.98]		[25215.98]	
ガスダミー	16160.53	***	16160.53	***	16160.53	***
	[4266.783]		[4266.783]		[4266.783]	
下水ダミー	14024.27		14024.27		14024.27	
	[11806.01]		[11806.01]		[11806.01]	
低層住居専用地域ダミー	31415.09	***	31415.09	***	31415.09	***
	[12205.06]		[12205.06]		[12205.06]	
住居系用途地域ダミー	9849.414		9849.414		9849.414	
	[13079.94]		[13079.94]		[13079.94]	
工業系用途地域ダミー	-40729.31	***	-40729.31	***	-40729.31	***
	[13897.23]		[13897.23]		[13897.23]	
都市計画による規制ダミー	-179613.9	***				
	[42271.83]					
開発条例による規制ダミー	-147414	***				
	[41334.18]					
行政指導による規制ダミー	-178410.5	***				
	[36991.88]					
都市計画規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-160.934	***		
			[37.87556]			
開発条例規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-142.9391	***		
			[43.36737]			
行政指導規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-234.1749	***		
			[45.48]			
都市計画規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-0.7519469	***
					[0.229942]	
開発条例規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-0.9287146	***
					[0.2920623]	
行政指導規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-7.168273	***
					[1.899512]	
各自治体ダミー(省略)						
定数項	361505.9	***	361505.9	***	354260.5	***
	[39023.38]		[39023.38]		[73737.21]	
観測数	3284		3284		3284	
自由度調整済み決定係数(R2)	0.8906		0.8906		0.8906	
※ ***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応						

表1 分析①推計結果

比べ地価が下がっていることが、1%水準で有意に確認された。

都市計画による規制(-179613 円/㎡)は、開発許可だけでなく、通常の建築確認行為も含めたあらゆる建築行為に対し規制がかかるため、将来にわたって規制が働くことから、規制の担保力が強いため、規制が地価に与える影響が大きいと考えられる。行政指導による規制 (-178410 円/㎡)は、主にその成立過程が原因で、マイナスが大きくなっていると考えられる。多くの自治体では、過去から続いているという理由だけで行政指導により最低敷地面積を続けている自治体が多いため、現実の市場との乖離分、マイナスの数値が大きく出ている可能性が考えられる。開発条例による規制 (-147414 円/㎡)は、各自治体が地域の実情に合わせて定められるようになっており、議会による議決という民主主義的プロセスを経ているため、その分、他の 2 つの規制よりも、規制によるマイナスの数値が少ないと考えられる。

交差項を用いたモデルでは、規制と強度の実勢による交差項については、いずれも1%水準で有意な結果となり、とくに行政指導による規制で強度が強い場合の地価の下落が大きい (-234 円/㎡) 結果となった。規制と自治体開発許可面積による交差項では、いずれも1%水準で有意な結果となり、とくに行政指導による規制で地価の下落が大きい結果(開発許可面積が 100 ㎡増えると-716 円/㎡) となった。

分析①の結果は、規制がある場所では、敷地規模が大きく保たれることで生じる住環境の良さという便益を、規制による消費者の負担能力の増加というコストが上回っていることを示していると考えられる。よって全体的には、規制エリアの市域に対するシェアが大きい自治体では、土地に対する需要が下がり、地価が下がっていると考えられる。

5. 分析②：ミニ開発が周辺に与える負の外部性の実証

(1)推計モデル

規制が防止しようとしているミニ開発が、周辺に対しどの程度の負の外部性を与えているのかを実証するため、分析①の範囲から、東京駅から 20～30 ㎞圏を抜き出し対象とする。この圏域はいずれも、近年ミニ開発が多く見られるエリアであり、横浜では青葉、都筑、港北、鶴見の 4 区を含む。この圏域には、3 種類の規制があるエリア、規制がないエリアが入っており、ミニ開発がある場所、ない場所がそれぞれバランスよく含まれている。クロスセクションによる推計モデルとし、(1)を基本形として設定し、(2)は規制による効果を考慮したモデルとする。

$$LP=\beta 0+\beta 1dt+\beta 2dn+\beta 3la+\beta 4yo+\beta 5ga+\beta 6ge+\beta 7tei+\beta 8jyu+\beta 9kou+\beta 10Ji+\beta 11u80nei+\beta 12u100nei+\beta 13u80a50+\beta 14u80a100+u \quad (1)$$

$$\cdots+\beta 15reg1+\beta 16reg2+\beta 17reg3u \quad (2)$$

(分析①で用いた変数に加え、u80nei80:80 ㎡未満ミニ開発隣接ダミー、u100nei：80 ㎡以上 100 ㎡未満ミニ開発隣接ダミー、u80a50：80 ㎡未満ミニ開発 50m 以内ありダミー、u100a50：80 ㎡以上 100 ㎡未満ミニ開発 50m 以内ありダミー)

(2)使用するデータ

東京駅から 20～30ｋｍ圏内にある自治体の地価公示、地価調査データを使用する（サンプル数 489)。データの収集については、ミニ開発が周辺にあるもの、ないものを含め、可能な限り多様な地価データを収集するよう配慮した。被説明変数を地価とし、分析①で用いたコントロール変数に加え、ミニ戸建てが建つことによる周辺の地価への影響をみるために､ArcGIS と CAD を用いて各宅地の敷地面積を算出、ミニ開発を抽出し、各地価ポイントのデータに、(1 宅地あたりの) 敷地面積 80 ㎡未満のミニ開発の隣接の有無、敷地面積 80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発の隣接の有無、敷地面積 80 ㎡未満のミニ開発の半径 50m 以内の有無、敷地面積 80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発の半径 50m 以内の有無をそれぞれダミーで加えた。また、ミニ開発による負の外部性に地域性が見られるかどうかを検証するために、近隣ミニ開発の有無と、各自治体のダミー、用途地域ダミーとのクロス項を加えた。さらに、分析①と同じように、各地価ポイント毎にかかっている敷地面積の最低限度規制（都市計画、開発条例、指導要綱、規制なし）のいずれかをデータとして加えた。

(3)推計結果と考察

(表 2)より、敷地規模 80 ㎡を下回る、特に小規模なミニ開発は隣接する土地に対して負の外部性を与えていることが有意に観察された (-15196 円/㎡、**) が、半径 50m以内に 80 ㎡未満ミニ開発がある場合では、負の外部性は有意に観察されなかった。80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発については、隣接地に対しても、半径 50m以内に対しても負の外部性を与えていることが有意に観察されなかった。分析②で確認されたミニ開発では、敷地面積 78 ㎡以下の全てのサンプルが 3 階建てであり、近接した範囲に与えている外部不経済は、主に建物の高さが高くなることで生じる日照阻害・圧迫感が原因と考えられる。

被説明変数	地価			
推計モデル	（1）基本モデル		（2）規制あり	
	係数		係数	
説明変数	［標準誤差］		［標準誤差］	
東京駅からの距離（m）	−4.425935	***	−4.473342	***
	[0.8031775]		[0.7991585]	
最寄駅からの距離（m）	−31.01214	***	−30.80882	***
	[2.901696]		[2.900886]	
地積（㎡）	82.16155	*	89.81437	*
	[46.02145]		[45.8544]	
容積率（%）	159.1758	*	83.86887	
	[88.21687]		[92.65571]	
ガスダミー	40360.11	***	38856.34	***
	[8665.885]		[8644.907]	
下水ダミー	15665.43		16755.43	
	[22384.64]		[22268.96]	
低層住居専用地域ダミー	62153.5	***	41515.22	***
	[12511.85]		[15117.31]	
住居系用途地域ダミー	56204.02	***	57413.15	***
	[14986.78]		[15174.98]	
工業系用途地域ダミー	22696.19		24132.43	
	[16858.97]		[17016.85]	
80㎡未満ミニ開発隣接ダミー	−15196.96	**	−15167.05	**
	[7174.045]		[7161.256]	
80㎡以上100㎡未満ミニ開発隣接ダミー	−3094.735		−5594.328	
	[14572.48]		[14533.12]	
80㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	−12596.64		−9843.463	
	[7827.144]		[7862.36]	
80㎡以上100㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	1112.565		4386.239	
	[5420.377]		[5533.42]	
都市計画による規制ダミー			−19949.84	
			[32404.93]	
開発条例による規制ダミー			−36492.1	
			[33256.76]	
行政指導による規制ダミー			−43563.01	
			[31578.06]	
各自治体ダミー（省略）				
ミニ開発隣接・50m以内ダミー*自治体ダミー（省略）				
ミニ開発隣接・50m以内ダミー*各用途地域ダミー（省略）				
定数項	292401.7	***	310671	***
	[42439.32]		[42959.84]	
観測数	489		489	
自由度調整済み決定係数（R2）	0.6543		0.6581	
※ ***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。				

表2　分析②推計結果

また、負の外部性に地域性が見られるかどうかを検証するためのミニ開発の有無と各自治体とのクロス項、ミニ開発の有無と各用途地域とのクロス項については、いずれの自治体・用途地域においても有意な結果が得られなかった。

以上から、本分析の結果では、ミニ開発は周囲に対しマイナスの影響を及ぼしているものの、その直接の影響はごくミクロな範囲（有意に観察されるのは、隣接する住宅レベル）にとどまっているといえる。

さらに、負の外部性と規制によるマイナスの影響が同時に発生しているかを実証するために、各地価ポイント毎の規制の有無を組み合わせたモデルでは、規制によるマイナス（−19949〜43563 円/㎡）と負の外部性によるマイナス（−15167 円/㎡）とが同時に観察された。このことから、開発条例・行政指導による規制のエリアでは、規制による需要の減少と、小規模ミニ開発が起こることによる直接の負の外部性とを同時に受ける状況が発生していることがわかる。

6. まとめ

(1) 考察

建物の高さが原因で生じる負の外部性に対し、敷地面積の最低限度規制を広域にかけ対応しているとすると、規制の手段と目的とが合致しておらず、不合理な規制といえる。たとえ敷地が大きくても、高い住宅が建てば負の外部性は生じる。また、開発条例と行政指導では、開発の完了公告後に敷地分割が合法的に行えることと、そもそも開発許可逃れをされると規制できないという二つの問題があるため、開発許可の手続きを取り規制を守った者に対して不公平が生じている。条例により規制をするのであれば、罰則などにより敷地分割に対する担保策を講じるべきであり、法的根拠が乏しく、ミニ開発の防止が事実上不可能である行政指導による規制は廃止すべきと考える。

(2) 政策提言（案１）

分析②では、ミニ開発において、建物が高くなることにより生じる負の外部性（日照阻害・圧迫感等）が観察された。そこで効率性を改善するために、現在の規制の代替案として、ミニ開発の「高さ」により生じる負の外部性を、建築確認の際、個々の計画で内部化する仕組みを提案する。具体的には、建物高さを下げる、壁面後退、建物周囲の緑化等により、日照阻害や圧迫感を軽減する。実際の建築確認でこれを行うための手段としては、例えば、敷地規模の小さいミニ開発行為を自治体の景観計画の中で「景観形成行為」として位置づけ、個々の建築確認の中で基準をクリアするような仕組み等が考えられる（図3）。

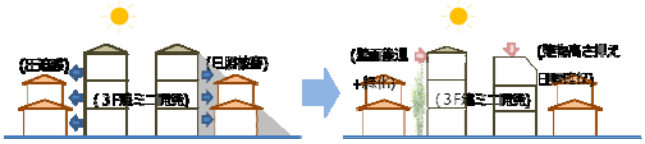


図3　個々の建築行為での負の外部性の内部化イメージ

(3) 政策提言（案２）

政策提言（案２）では、分析②で「高さ」による負の外部性が確認されなかった 80 ㎡まで、分析対象範囲内での規制を緩和することを提案する。完全に規制を撤廃するのが難しい場合、当面は現在の規制を緩和しつつ、都市計画（用途地域）もしくは担保力の高い、罰則付きの条例で規制を行うことが、次善の策として有効と考えられる。

上記提言のように規制を緩和もしくは撤廃するメリットとしては、規制による敷地の面積分、住宅購入者の住宅購入のハードルが下がること、低未利用地の利用促進につながり、住宅の供給量が増えることで住宅価格も下がること、将来的に都市をコンパクト化し、行政がインフラの維持管理コストを効率化することにつながること等が考えられる。今後の課題として、（案１）では、より詳細な高さの違いによる日照・圧迫感による影響と、それを緩和するための高さの低減、セットバック・緑化などの定量的な軽減効果について、客観的なガイドラインを示すこと、（案２）では、より多様なデータを勘案し実証分析に基づいて、地域の特性に応じたよりきめ細かい敷地規模規制を行うことで、効率性をさらに改善できる可能性が考えられることが挙げられる。

参考文献

・金本良嗣(1997)「都市経済学」東洋経済新報社

・谷下雅義・長谷川貴陽史・清水千弘(2009)「景観規制が戸建て住宅に及ぼす影響―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 vol. 32, No. 2, 71-79

・国土交通省土地・水資源局(2008)「敷地細分化抑制のための評価指標マニュアル」

・国土交通省都市局都市計画課HP「開発許可制度運用指針」

・林田康孝（2003）「横浜市における敷地規模規制の導入経緯及び規制内容設定の考え方」都市計画論文集No. 38-1

・中里和徳(2012)「最低敷地面積の規制強化が戸建て住宅市場へ与える影響」

・肥田野登(1997)「環境と社会資本の経済評価」勁草書房

・横浜市政策局(2013)「横浜市民生活白書2013」

売却物件に関する情報提供が不動産競売の落札価格及び入札件数に与える影響について
～不動産競売物件情報サイトの利用による効果の実証分析～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13605　一見　篤史

1. はじめに[1]

従来、担保不動産競売による売却物件の情報を買受希望者が入手しようとした場合、執行裁判所へ赴き、そこに据え置いてある情報から売却物件の情報を取得する必要があった。しかし、2002 年 7 月から東京地方裁判所及び大阪地方裁判所においてインターネットによる情報提供サービスである不動産競売物件情報サイト（以下、「BIT システム」と言う。）での情報提供が始まったことにより、一定期間内であれば「いつでも」「誰でも」「無料で」担保不動産競売による売却物件の情報を入手することができるようになった。

本稿は、BIT システムを利用した売却物件に関する情報提供が担保不動産競売における落札価格及び入札件数に与える影響について、Difference-in-Difference Estimator(DID 分析)により実証分析を行い、売却物件に関する情報提供を通じた担保不動産競売市場における取引の円滑化のための政策提言を行う。

2. 金融市場における担保不動産競売と任意売却の役割

債権者は、債務不履行を起こした債務者からの弁済が期待できなかった場合、「担保不動産競売」と「任意売却」のいずれかの方法により、担保物件を処分し、債権の回収を図ることとなる。担保不動産競売とは、債権者が民事執行法に基づき、所有者の不動産を強制的に換価し、その換価代金により債権の回収を図る制度である。また、任意売却とは、債務者が債権者の合意の元、不動産業者の仲介を通じて一般的な不動産市場で担保物件を売却し、売却代金により債権の弁済を行う方法である。

任意売却の場合、一般的な不動産取引市場で売却するため、担保不動産競売よりも高い価格かつ迅速に売却できることが多いと言われている。そのため、金融機関は、担保不動産競売による回収ではなく任意売却を働きかける場合が多い。また、債務者にとっても売却代金が残債務に満たさなかった場合でも、売却後の残債務を圧縮することができるため、任意売却に応じることが多い。しかし、破産免責によって、債務が消滅している債務者にとっては、高く売却し残債務を圧縮するインセンティブが働かず、むしろ少しでも長い間居住することができる担保不動産競売の方にインセンティブが働き、担保不動産競売に至るようなケースがある。

新規融資の貸出金利には、金融機関が調達した資金の支払い利息、金融機関の事務コスト及び信用補完に要する費用相当額等を計上している。信用補完とは、債務者の返済能力の悪化等に伴い、ローン返済が不能となり、かつ担保物件を処分しても担保価値の下落等により、債権を回収できないリスクを補完するものである。担保不動産競売における落札価額の上昇による債権回収額の増加は、信用補完率の低下につながり、取引コストを引き下げることとなる。取引コストの引き下げは、金融の供給曲線を右にシフトさせ、金融機関は貸出金利を引き下げることが可能となる。貸出金利の引き下げは、金融機関の貸出量も増加させ、社会全体の余剰が増加することとなる（図 1)。

[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。

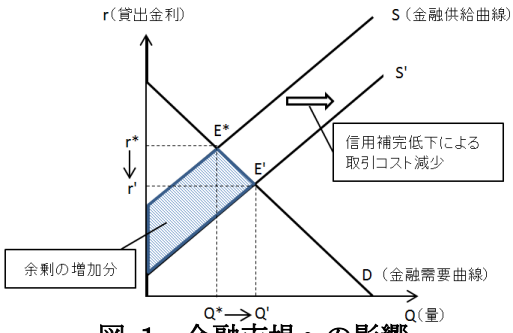


図 1　金融市場への影響

3. 売却物件に関する情報提供

物件を高値で売却する為にはその物件に関する情報を広く買受希望者に対して提供し、買受希望者を増やす必要がある。一般の不動産取引市場では、仲介不動産業者がレインズへの登録、新聞広告、仲介サイトへの公開、物件内覧等様々な方法で情報提供を行う。しかし、担保不動産競売の場合、買受希望者が物件所有者から協力のもと、情報を入手することは難しい。そのため、民事執行法等では、担保不動産競売における情報提供の方法について、定めている。2003 年の改正前の民事執行法では、執行裁判所は物件明細書の写しを執行裁判所に据え置かなければならないとしていた。そのため、物件明細書、現況報告書、評価書の 3 点セットは、執行裁判所のみに据え置かれており、買受希望者は執行裁判所へ赴き、閲覧する方法により、売却物件に関する情報を入手していた。これに対し、BIT システムの運用が 2002 年 7 月から東京地方裁判所及び大阪地方裁判所において開始された。その後、2003 年の民事執行法等の改正により、従来行われていた執行裁判所に据え置く方法に代え、インターネットを利用した 3 点セットの情報提供が可能となった。

4. 問題の背景と検証

BIT システム導入により、一定期間内であれば、「誰でも」「いつでも」「無料で」3 点セットをダウンロードできるようになった。そのため、「BIT システムの導入により情報の入手が容易となったことは、情報取得に対する取引コストを引き下げ、落札価格を上昇させたのではないか。また、入札件数も増加したのではないか。」という仮説の元に、売却物件に関する情報提供が担保不動産競売の落札価格及び入札件数に与える影響の有無について検証する。また、併せて「売却物件に関する情報が十分でなく、物件の品質に不確実性を伴う担保不動産競売の落札価格は、任意売却の売却価格よりもどの程度価格を下げているのだろうか。また、金融機関は任意売却による回収を図る方が、どの程度早期回収が可能か。」という問題意識のもと、担保不動産競売と任意売却の売却価格の差の有無と処分日数を検証した。

4.1　情報提供が不動産競売に与える影響についての実証分析

本稿では、千葉地方裁判所と東京地方裁判において実際に行われた不動産競売の個別データを用いた。これらの地方裁判所を選択した理由は、東京地方裁判所が 3 点セットの据え置きに加えて、2002 年 7 月から BIT システムによるインターネットの情報提供を開始したのに対し、千葉地方裁判所は 2006 年 4 月から BIT システムによる情報提供も開始したためである。千葉地方裁判所を Treatment Group とし、東京地方裁判所を Control Group として、この 2 つの地方裁判所を DID 分析の手法を用いることにより、効果の測定を行った。この地域において、千葉地方裁判所が BIT システムによる情報提供を開始する前の 2005 年 11 月を基準として、2006 年、2010 年、2013 年の各 11 月に開札された物件の落札価格と入札件数を、BIT システムの効果を時系列で観測することとした。なお、時系列で観測をすることにより、BIT システムの効果の浸透度を観測した。

BIT システムの効果を検証するため、下記の 2 つのモデルを構築することとする。

$$\text{(a)}\ \ln BP = \alpha_1 + \beta_1 PD + \beta_2 CD + \beta_3 (PD \times CD) + \sum_i \beta_4 X_i + \varepsilon_1$$

$$\text{(b)}\ N = \alpha_2 + \beta_5 PD + \beta_6 CD + \beta_7 (PD \times CD) + \sum_i \beta_8 X_i + \varepsilon_2$$

(a)のモデルは、BIT システム導入による落札価額へ及ぼす影響の効果を捉えようとするもので

あり、落札価格の対数を被説明変数としている。同様に、(b)のモデルは、入札件数を被説明変数とし、BIT システム導入が入札件数へ及ぼす影響の効果を捉えようしている。

PD は、地方裁判所を示すダミー変数で、千葉地方裁判所なら 1 を、東京地方裁判所なら 0 をとっている。また、CD は千葉地方裁判所による BIT システムの導入前後を示すダミー変数で、2006 年 4 月以降の開札案件であれば 1 を、それ以前の開札案件であれば 0 をとっている。その他のコントロール変数としては、最寄り駅からの距離、マンションの総戸数、専有部分が所在する階数、専有部分の床面積、マンションの築後の経過年数、旧耐震基準ダミー、所有者ダミー、鉄骨鉄筋コンクリート構造ダミーを利用している。また、$\alpha_{1\sim2}$は定数項、$\varepsilon_{1\sim2}$は誤差項を示す。

モデル(a)の結果、BIT システム導入により落札価格は 1%水準で有意に正の結果となり、55.6%～77.2%の上昇となった（表 1)。また、モデル(b)の結果、BIT システム導入により、入札件数は 1%水準で有意に正の結果となり、2.7 件～6.9 件増加したことが示された（表 2)。

4.2　不動産競売と任意売却の価格差の実証分析

2008 年 4 月から 2013 年 10 月に任意売却もしくは担保不動産競売により処分がされた物件かつ住宅金融支援機構が第一順位の抵当権を保有している債権のうち、物件所在地が東京都内の分譲マンションの個別データを利用し、下記 2 つのモデルにて推定を行った。

$$(\mathrm{c})\ \ln \mathrm{P} = \alpha_3 + \sum_j \beta_9 X_j + \varepsilon_3$$

$$(d)\ \mathrm{D} = \alpha_4 + \sum_j \beta_{10} X_j + \varepsilon_4$$

(c)のモデルは、被説明変数に処分価格の対数としており、担保不動産競売による処分価格と任意売却による処分価格の比較を分析している。処分価格とは、担保不動産競売の場合は落札価格、任意売却の場合は売却価格を用いている。(d)のモデルは、担保不動産競売と任意売却の処分日数による比較を行っている。処分日数は、担保不動産競売は「競売申立から配当期日まで」を、任意売却は「任意売却の申し出から配当日まで」の日数を用いている。説明変数として、競売ダミー、その他のコントロール変数として築後経過年数、占有床面積、破産者ダミー、年次ダミー、市区ダミーを用いており、$\alpha_{3\sim4}$は定数項、$\varepsilon_{3\sim4}$は誤差項を示す。

モデル(c)及び(d)の推定結果を表 3 に示す。モデル(c)において、競売ダミーについては、1%水準で統計的に有意に負となった。これは、担保不動産競売における売却価格は、一般不動産取引市場で行われる任意売却と比較し、9.2%価格を引き下げていることを示している。また、モデル(d)において、競売ダミーについては、1%水準で統計的に有意に正となり、担保不動産競売による債権回収は、任意売却と比較し 135 日多く必要であることがわかった。

5. まとめと政策提言

BIT システムが稼動したことは、落札価格を 55.6%～77.2%上昇させた。また入札件数も増加した。このことは、情報取得を容易にし、情報取得に対する取引コストを低下させることにより、担保不動産競売に参加する者を増やし、落札価格も増加させることを示している。しかし、売却物件に関する情報を得やすい任意売却による売却価格と売主の協力が得られないため情報が十分に提供されない担保不動産競売による売却価格を比較した結果、担保不動産競売市場では売却価格が 9.2%低いことが判明し、金融機関は 135 日回収に多く日数が必要であることが判明した。このことは、金融機関が債権回収を行う際に、任意売却による回収を図った方が迅速かつ高い回収額が可能であることを示している。逆に、残債務圧縮を必要としない破産免責が決定しているような債務者にとっては、任意売却ではなく長く居住可能な担保不動産競売を選択するというインセンティブがあることが確認された。

以上を踏まえ、内覧制度の改善を行うこと、もしくはインターネットの利用を促進するような制度改正を行い、情報提供拡充に向けた政策提言

を行いたい。また、もし情報提供の拡充の制度変更が困難であれば、債務者が担保不動産競売ではなく任意売却を選択するインセンティブが生じるような制度に変更していくべきであると考える。担保不動産競売市場により多くの人が参加し、その人たちが正しく価格を評価できるように制度変更を行うことによって、一般的な不動産取引市場に近い価格で取引が行われるようになり、住宅金融市場が活性化し、社会的な余剰が拡大することの意義は大きいと考える。

表１　推定結果（落札価格）

	ln 落札価格		ln 落札価格		ln 落札価格	
	2005年_2006年比較		2005年_2010年比較		2005年_2013年比較	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
千葉地方裁判所ダミー	−0.45793	0.064383 ***	−0.55689	0.073582 ***	−0.48453	0.075537 ***
BIT導入後ダミー	−9.92051	0.901571 ***	−8.97948	0.938805 ***	−12.4532	0.746448 ***
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	0.610282	0.054888 ***	0.555848	0.057599 ***	0.772316	0.045416 ***
ln 駅からの距離	−0.14722	0.028934 ***	−0.10849	0.030455 ***	−0.17603	0.035992 ***
ln 総戸数	−0.03774	0.029448	−0.01627	0.029982	−0.01947	0.036213
ln 階数	0.063994	0.034971 *	0.050765	0.040918	0.050429	0.04289
ln 占有床面積	0.810943	0.053401 ***	0.814185	0.055995 ***	0.808085	0.060833 ***
ln 築後経過年数	−0.16274	0.050188 ***	−0.0953	0.047642 **	−0.09472	0.058232
S56以前建築ダミー	−0.03265	0.066699	−0.17645	0.075485 **	−0.18411	0.086797 **
所有者ダミー	−0.05482	0.047919	−0.01986	0.056316	−0.06527	0.062442
srcダミー	−0.00243	0.051006	−0.01242	0.072954	−0.06821	0.071189
定数項	14.71596	0.298396 ***	14.26564	0.313878 ***	14.7418	0.344832 ***
補正R-square		0.7423		0.7475		0.7977
サンプル数		268		247		215

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

表２　推定結果（入札件数）

	入札件数		入札件数		入札件数	
	2005年_2006年比較		2005年_2010年比較		2005年_2013年比較	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
千葉地方裁判所ダミー	3.024774	1.13657 ***	0.59222	1.311776	1.011985	1.217329
BIT導入後ダミー	−112.037	15.91567 ***	−77.5109	16.7364 ***	−41.1633	12.02954 ***
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	6.901187	0.968944 ***	4.821292	1.02684 ***	2.700926	0.731909 ***
ln 駅からの距離	−1.62073	0.510771 ***	0.036138	0.542924	−1.17246	0.580041 **
ln 総戸数	1.25054	0.519853 **	0.780937	0.534501	0.719152	0.58359
ln 階数	1.432318	0.61735 **	0.183677	0.729452	1.768616	0.691206 **
ln 占有床面積	−2.10964	0.9427 **	−0.87771	0.998238	−1.80152	0.980361 *
ln 築後経過年数	−1.57423	0.885973 *	0.084816	0.849334	0.893503	0.938447
S56以前建築ダミー	−0.82509	1.177452	−0.1249	1.3457	−3.11837	1.398795 **
所有者ダミー	0.399635	0.845928	1.897828	1.003962 *	1.780217	1.006294 *
srcダミー	−1.62191	0.900419 *	−2.44318	1.300576 *	−0.05867	1.147264
定数項	25.26321	5.267661 ***	8.59086	5.59561	16.13569	5.55722 ***
補正R-square		0.2771		0.159		0.186
サンプル数		268		247		215

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

表 3　推定結果（処分価格、処分日数）

	ln 処分価格		処分日数	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
競売ダミー	−0.0921513	0.0108935 ***	135.9306	3.673371 ***
築後経過年数	−0.0364287	0.0013327 ***	1.79623	0.449382 ***
占有床面積	0.00000678	0.00000433	−0.00111	0.00146
破産者ダミー	0.0090557	0.0252449	−18.1842	8.512814 **
2009年ダミー	−0.058131	0.0185617 ***	−9.94369	6.25918
2010年ダミー	0.122944	0.0195887 ***	−50.1396	6.605494 ***
2011年ダミー	0.1182339	0.0197096 ***	−53.0974	6.646258 ***
2012年ダミー	0.0841506	0.0202188 ***	−42.3744	6.817943 ***
2013年ダミー	0.1289683	0.0228603 ***	−52.1876	7.708684 ***
市区ダミー	（省略）		（省略）	
定数項	17.12388	0.1541262 ***	125.4094	51.97267 **
補正R-square		0.5542		0.3381
サンプル数		3383		3383

***、**、*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。

駐車場の立地が観光振興に与える影響に関する考察
～神社仏閣を有する地域を事例として～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13606　甲賀　晶子

1 はじめに[1]

歴史的・文化的に貴重な神社仏閣（以下、「社寺」という。）は、そのものが貴重な資源であるとともに、安定した集客効果を持つ観光資源であり、多くの自治体では観光振興として参道の活性化に取り組んでいる。一方、モータリゼーションの発達に伴い、社寺は参拝者用に大規模な駐車場を整備してきたが、その立地が参道店舗に経済的な影響を与えている可能性がある。本稿では、駐車場の立地が与える経済的な影響について実証分析を行い、明らかにした結果、駐車場の立地を考慮した政策を提言した。

2 参道の活性化に関する自治体の取組み

2.1 「参道」の定義

参道の狭義には、鳥居や山門などの結界内の通路のみを示すが、広義には街道筋など人通りの多いところから社寺に至る参詣道路の全てを示す。本稿においては、参詣道路の内、鳥居や山門などの手前の街側を指し、昔から参拝者が多く集まり商業が最も発達していたところとする。

2.2　参道の活性化に関する自治体の取組み

近年、中心市街地の空洞化が加速し、全国各地で商店街の衰退が深刻化している。中心市街地は城下町、門前町、宿場、港町として発展してきた地区を起源とするところが多い。ゆえに、参道を有する門前町においても、同様の傾向がみられる。これに対し、参道の活性化に取り組む自治体は多く、街並み整備や広報による集客促進などが進められている。

環境改善の便益は地価に帰着するという、キャピタリゼーション仮説（資本化仮説）を前提とすると、観光振興の目的は、自治体における政策の効率性向上であると考えることができる。地域の魅力増加の効用は、基本的にその受益が及ぶ範囲の土地に、受益の程度に応じて帰着する。これは地価に反映されるため、地価に連動する土地の固定資産税による税収は、地域の魅力増加に伴い増大する。よって、固定資産税の高さは自治体の政策の優劣に直接反映される。固定資産税の増加を図ることは地域の魅力をあげ、自治体の政策の効率性をあげることとなる。

3 駐車場の立地に関する概要

参拝者を対象とした駐車場の立地は参拝者の利便性に配慮し、また新たな土地確保の難しさ等から、社寺の領地やその近隣に整備されることが多い。本稿において、この駐車場の立地を「社寺隣接型」と定義し、また、参拝者が参道を経由し社寺に参拝する駐車場の立地を「参道誘導型」とする。

駐車場の設置は参拝者の利便性を向上させたが、社寺隣接型の設置により参道の通行者が減少したと言われる。このことから、駐車場の立地が参拝者の通行の流れに影響し、参道店舗の売上高にも影響を与えているのではないかと考えることができる。この場合には最適な経済活動がなされておらず、社会的な損失が発生している。

[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

4 当事者同士の交渉に関する理論分析

参道が社寺の領地である場合や社寺と参道店舗が協調している場合は、参道の賑わいは社寺にとって重要であり、駐車場の立地に考慮するというインセンティブが社寺に働き、参道誘導型駐車場が設置される。逆に、上記以外の場合は、社寺のインセンティブは低くなると考えられる。よって、社寺と参道店舗で交渉が行われなければ、参道誘導型駐車場は設置されないということになる。なお、多くの駐車場が社寺隣接型という現状から、社寺と参道店舗との間での交渉が行われていない、もしくは行われていても成立していないということが分かる。

駐車場の立地が与える経済的な影響が明らかになれば、参道店舗がまとまって社寺に金銭交渉するという価値が生まれる。しかし、その交渉に際して、取引費用を要するのであれば、交渉は成立しない。

取引費用に関する重要な原理に「コースの定理」がある。コースの定理とは、権利が明確で、その権利に関する取引費用がゼロであるならば、誰にどういう権利を与えても、社会的には最適な状態になるというものである。もっとも、取引費用がゼロという仮定は実際には成り立ちにくく、コースの定理が原型のまま働くということは想定しにくい。しかし、コースの定理の含意から取引費用を極小化することにより、市場の失敗を防ぐことができる可能性が高まると考えられる。

5 実証分析の方針

駐車場の立地が与える経済的な影響を実証分析するにあたって、資本化仮説を前提とする。

まず第１の実証分析として、駐車場の立地と地価の関係を分析する。本稿における問題意識及び本稿の主眼はここにある。

さらに、第１の実証分析により駐車場の立地が地価に影響を与えるということが明らかになった場合、第２の実証分析として、駐車場の立地変更に加え、参道の活性化を図った事例を取り上げ、その効果を検証する。駐車場の立地変更に関する政策の検討に活かすことが分析の着想である。

実証分析を実施するにあたっては、DID 推定量を基本とし、固定効果モデルを採用する。

6 駐車場の立地が与える経済的な影響に関する実証分析

6.1　駐車場の立地が参道地価に与える影響

6.1.1　分析対象と方法

分析対象は、参道誘導型の事例として金刀比羅宮（香川県仲多度郡琴平町)、社寺隣接型の事例として善通寺（香川県善通寺市）とする。

両社寺の駐車場の整備時期が異なることから、自動車交通が大幅に増加した瀬戸大橋開通を利用する。

分析期間は 1986～1995 年であるが、この間にバブル景気の資産上昇を含む。そのため、分析方法は、各地域における参道と参道以外の地価の差分を比較する、DDD 推定量とする。トリートメントグループは最寄駅から各社寺まで参拝者が通るメイン道路及び琴平町、コントロールグループは参拝者が通らない道路及び善通寺市とする。

6.1.2　推計モデル

推計モデルは次式を用いる。

$$\begin{aligned} \ln P_{rt} = {} & \beta_0 + \beta_1 AD_{rt} \\ & + \beta_2 AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} \\ & + \beta_3 AD_{rt} * TGD_{kotohira\_rt} \\ & + \beta_4 \ AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} * TGD_{kotohira\_rt} \\ & + \delta_{rt} + \varepsilon_{rt} \end{aligned}$$

$\ln P_{rt}$: 路線価対数値, AD_{rt} : 瀬戸大橋開通ダミー,
TGD_{monzen_rt} : メイン道路ダミー,
$TGD_{kotohira\_rt}$: 琴平町ダミー,
δ_{rt} : 固定効果, ε_{rt} : 誤差項,
r ：路線価区間, t：年

6.1.3　推計結果及び考察

推計した結果を表 1 に示す。

表 1　推計結果

被説明変数	ln(相続税路線価)	
説明変数	係数	標準誤差
瀬戸大橋開通ダミー	0.4223 ***	0.0165
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー	−0.1815 ***	0.0257
瀬戸大橋開通ダミー＊琴平町ダミー	−0.1876 ***	0.0226
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー＊琴平町ダミー	0.1188 ***	0.0406
定数項	4.2415 ***	0.0077
観測数	1328	
決定係数	0.4748	

※　***,**,*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。

自動車交通が増加した瀬戸大橋開通によりメイン道路に与えた効果を琴平町と善通寺市とで比較した結果、参道誘導型駐車場を有する琴平町の方が約 12%、地価が高く、統計的に有意な数値になった。したがって、駐車場の立地が異なることにより参道の地価に影響が生じ、参道誘導型の駐車場を設置した場合の方が地価は上昇すると示された。よって、参道店舗は、参道誘導型の駐車場をつくるよう社寺と交渉する価値があるといえ、交渉に際し取引費用がゼロであるならば、コースの定理が成り立つ。

6.2　駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せ効果

6.2.1　分析対象と方法

駐車場の立地変更に加え、参道の活性化を図った事例として伊勢神宮内宮を取り上げ、その効果を検証する。なお本分析は、組合せ効果の検証であり、それぞれの効果を数値として導くことを目的としない。分析方法は DID 推定量とし、社寺隣接型及び参道誘導型の駐車場がある伊勢神宮内宮の参道をトリートメントグループ、社寺隣接型の駐車場のみがある外宮の参道をコントロールグループとする。分析期間は、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場が開業した年を含み、1992～2005 年とし、参拝客数増加の影響を極力減らすため、内宮参拝客数の変動が少ない期間を採用した。

6.2.2　推計モデル

推計モデルは次式を用いる。

$$\ln P_{rt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{rt} + \beta_2\ AD_{rt}\ * TGD_{sando1\_rt} + \beta_3\, AD_{rt}\ * TGD_{sando2\_rt}\ + \beta_4\, X_{keikan\_rt} + \delta_{rt}\ + \varepsilon_{rt}$$

$\ln P_{rt}$：路線価対数値，AD_{rt}：おかげ横丁及び参道誘導型駐車場整備ダミー，TGD_{sando1_rt}：内宮参道 1(社寺隣接型駐車場～おかげ横丁)ダミー，TGD_{sando2_rt}：内宮参道 2(おかげ横丁～参道誘導型駐車場)ダミー，X_{keikan_rt}：建物景観整備数，δ_{rt}：固定効果，ε_{rt}：誤差項，r：路線価区間，t：年

6.2.3　推計結果及び考察

推計した結果を表２に示す。

表２　推計結果

被説明変数	ln(相続税路線価)	
説明変数	係数	標準誤差
整備ダミー	−0.4743 ***	0.0912
整備ダミー＊ 内宮参道1(社寺隣接型駐車場～おかげ横丁)ダミー	0.7305 ***	0.1398
整備ダミー＊ 内宮参道2(おかげ横丁～参道誘導型駐車場)ダミー	0.5222 ***	0.1297
建物景観整備数	0.0044 **	0.0020
定数項	4.8144 ***	0.0495
観測数	224	
決定係数	0.2281	

※　***,**,*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。

外宮参道に比べ、社寺隣接駐車場～おかげ横丁で約 73%、おかげ横丁～参道誘導型駐車場で約 52%、地価が高く、統計的に有意な数値となった。内宮参拝客数の変動は少ないことから、仮に、参道誘導型駐車場が整備されず、おかげ横丁のみが整備された場合は、おかげ横丁～参道誘導型駐車場の地価の上昇はなかったと考えることができる。逆に、おかげ横丁が整備されず、参道誘導型駐車場のみが整備された場合は、参拝者の参道誘導型駐車場を利用するというインセンティブは低く、社寺隣接型駐車場～道誘導型駐車場の地価の上昇は少なかったと考えることができる。よって、観光振興策として、駐車場の立地変更と参道の活性化策を組合せることで、より効果があがるといえる。

7 政策提言

著名な社寺を有する地域における観光振興は、社寺によって生み出される外部性をその地域や自治体において内部化することである。本稿から、社寺を有する地域において観光振興を進めるのであれば、従来の街並み整備などの政策だけではなく、駐車場の立地を考慮した政策立案を行うべきだと言える。また、駐車場の立地の考慮により、人の流れをコントロールし、地域の収益性をあげるということは、その他の観光地にも応用が効く。

しかし、社寺を有する地域においては、既に社寺隣接型の駐車場がある場合が多く、立地変更を行うにあたっては土地利用の変更を伴う。そのため、社寺と参道店舗、また地域間において様々な調整が必要となり、相当程度の取引費用が発生すると考えられる。

政策としては、当事者の交渉による外部性の内部化が望ましい。市場の失敗対策として自治体が介入する際に、私人間での交換の利益が可能な限り大きくなるよう促進することは、政府の失敗を招く事態を避けることに寄与することができる。よって、自治体の責務は、コースの定理を機能させるべく、社寺と参道店舗の交渉を促し、交渉にかかる取引費用を極小化することである。そのため、まず、当事者に駐車場の立地が与える影響について情報提供し、交渉する価値の理解を得ることが必要である。情報としては、参道誘導型駐車場の設置により参道店舗が受けるプラスの経済的影響や、参道が活性化することにより参拝者が増えるという社寺側のメリットなどが考えられる。また、具体的に協議を進める場としてのプラットフォームの設置や、実際にどれほど資産価値が上昇するのかという効果予測も必要である。

しかし、このような取組みを進めてもコースの定理が機能しがたい場合、つまり関係者が多く交渉が成立しない場合は、自治体が直接、外部性の内部化に関して役割を果たす余地もある。その場合は、数値設定が困難であり柔軟な対応が難しい直接的規制や公共整備より、税制優遇や補助金などによる経済的インセンティブが優れている。

現実的には社寺隣接型駐車場をすべて無くし、参道誘導型駐車場のみにすることは難しい。よって、方法としては、新たに参道誘導型駐車場を設置し、あわせて参道の魅力向上や駐車場料金の誘導等により参拝者のインセンティブに働きかけることが有効であると考える。

8 おわりに

地域や自治体によっては、駐車場の立地による問題を意識しているところはあるものの、実際に政策として実施しているところはまだ少ない。既に実施しているところも公共駐車場の整備など自治体主導のものに留まっている。一般的に、自治体職員にとって、私人間の取引を促進する政策は、整備や規制などの直接的な政策より要する労力が不確実で敬遠されがちである。しかし、私人間の交渉を促進し、住民が主体のまちづくりを進めることによって、住民の利益を公平にかつ最大化できると考える。

今後の課題として以下を挙げる。本稿は、駐車場の立地が参道の地価に与える影響を明らかにしたものであり、立地変更による便益を推定するといった、普遍的な指針として用いることは考えていない。また、参道誘導型駐車場と社寺との距離の関係について言及していない。さらに駐車場の立地変更が与える影響として、新たな渋滞や歩行の安全性上昇といった外部性も考えられ、駐車場の立地変更は様々な影響をもたらす。今後、更に綿密な分析を行い、駐車場の立地変更が与える影響の予測モデルを構築することで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】

・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
・中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社
・金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社

建築物定期報告制度の公表が与える効果について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13607　小林　健二

1.　はじめに

1.1　背景

平成 24 年 5 月、広島県福山市のホテルにおいて、火災が発生し 7 名の方が亡くなった。平成 25 年 10 月には福岡県福岡市の病院においても火災により 10 名の方が亡くなった。いずれの建築物も建築基準法の違反が後の調査で判明した建築物である。

いずれの事故も、日常の維持保全の不備が原因と言われており、その重要性はこのような死亡者を伴う火災や事故の度に再認識される。

定期報告制度は、建築基準法 12 条により建築物等の所有（管理）者に義務付けられ、火災や事故の原因となりうる日常の維持保全の不備を解消するための制度である。

本稿では、経済学的にみて定期報告制度はどのような政府の介入根拠があるのか。またその際に生じている問題点を論じる事とし、少数の行政庁が行っている「公表」という手法に注目し、この問題点の解消に「公表」が寄与しているという仮説を立て、その効果を実証分析している。

2.　建築基準法定期報告制度の概要

2.1　定期調査・報告制度の趣旨

建築物に期待され、要求されている諸性能を維持保全することは、本来は建築物の所有者、管理者又は占有者がそれぞれの責任によってなすべきものであり、建築基準法 8 条においても所有者に、建築物を常時適法な状態に維持するよう努力義務が課されている。

しかし、公共性の強い建築物や第三者が多数利用する建築物の場合には、所有者による維持保全の不備、不具合によって、事故や災害が発生したり、また被害が拡大したりして、第三者に危害を及ぼす恐れがあることから建築基準法第 12 条 1 項では、所有者（管理者）（以下、所有者）はその建築物について、定期にその状況を資格者に調査させてその結果を特定行政庁に報告することを義務づけている。報告を受けた特定行政庁は、その内容に応じ必要な措置を講じることとなる。

2.2　定期調査の性格

定期調査の性格は、予防医学の健康診断と同様、建築物の健康診断とも捉えることができる。その仕組は、建築物の技術的知識の少ない所有者に対して、維持保全に関心と理解を求め、専門家による総合的な健康診断を行い、その結果を示しそれを受けて所有者が、必要な措置をとり、適正な維持保全を図る仕組みである。

2.3　対象となる建築物

定期調査の対象となる建築物は、公共性が高いもの、第 3 者利用の多いものであり、建築基準法では次の①及び②の建築物のうち特定行政庁が指定する建築物である。

①　　法第 6 条第 1 項第一号に掲げる建築物
法別表第 1（い）欄の用途に供する特殊建築物
（その用途の床面積の合計が 100 ㎡を超えるもの）

②　　その他政令で定める建築物（令第 16 条）
事務所その他これに類する用途に供する建築物
（階数が 5 以上で延べ面積が 1000 ㎡を超えるもの

2.4　調査項目と調査方法等

平成 20 年 4 月 1 日からは、定期調査項目、調査方法及び判定基準は国土交通大臣が定めるところによるものと改正され、国土交通省告示に示された。

なお、特定行政庁が規則により別途定める場合はその規則によることとなる。

※調査項目については、以下の項目ごとに調査項目、調査方法、判定基準が細かく規定されており調査者は

その規定に基づき調査する。

１．敷地及び地盤　２．建築物の外部

３．屋上及び屋根　４．建築物の内部

５．避難施設等　　６．その他

2.5　報告事項

調査項目を調査した結果について法令に基づく報告様式により、指摘なし、要是正、既存不適格の区分の指摘をするとともに、不具合等の状況等を報告する。

2.6　定期調査の時期

定期調査は「国土交通省令で定めるところにより、定期に」となっており、施行規則第 5 条で「建築物の用途、構造、延べ面積等に応じて、おおむね 6 月から 3 年までの間隔をおいて特定行政庁が定める時期とする」となっている。ただし、法第 7 条第 5 項の検査済み証の交付を受けた場合は、その直後の時期は免除される。（規則第5条)特定行政庁が時期を定める目安として、昭和 59 年の建築指導課長通達「建築基準法第１２条の規定に基づく定期報告対象建築物の指定について」で用途に応じて定期調査の間隔が示されている。この目安を基に各特定行政庁が地域の状況を勘案して、定期調査の時期をそれぞれ定めている。

3.　定期報告制度についての理論分析

定期報告制度を経済学的に考えた場合政府の介入根拠は何であろうか。一つは建物の維持管理の不備により第三者へ影響を及ぼす「外部性」である。これは例えば火事の際に隣の建物へ火災を広げてしまうことである。これについては定期報告を所有者に提出させることにより、行政が違反事項を把握し是正指導を行うことが可能になることや、所有者が自ら指摘箇所の安全確保を行うことにより解消することが可能となる。もう一つ政府の介入根拠がある。それは「情報の非対称」である。定期報告の対象であるような公共性の強い建築物や第三者が多数利用する建築物は確認申請時の「情報の非対称」（政府と所有者間）に加えて、所有者とその建物を利用する第三者の間での「情報の非対称」が存在する。現状の法制度の運用下では、調査結果を行政に報告するのみであるため、所有者と行政の間の「情報の非対称」しか解消しておらず、所有者と第三者との間は解消されていない。つまり、定期報告制度により違反事項が明らかになり、その建物が安全上不適切な状況であったとしても、利用者は、その事実を知らないまま建物を利用していることになる。

また、報告され違反事項が明らかになった建物については、速やかに所有者が指摘箇所の安全確保を行わなければならないが、実際は、指摘事項を是正しないまま、報告書だけは提出し続ける建物も多く見られる。この状況では政府との「情報の非対称」は解消されるが、「外部性」の解消はなされていない状況にある。

以上より、定期報告制度の問題点は「情報の非対称」への対策が完全にはなされていないという事と、報告された建物の「外部性」への対策、つまり違反是正がなされていないということにある。

ではこの問題点を解消するにはどうすれば良いのであろうか。ここで私が着目したのは少数の行政庁が行っている「公表」制度である。定期報告の対象建築物について、建物名称はもとより、所有者氏名、所在地、報告の有無や指摘事項を公表することで明らかにし、広く利用者がその情報を得ることができるこの制度は、一意には報告率アップ（公表の効果①（定期報告率上昇））の手法の一つであろうが、この手法を行うことにより、先ほどの問題点「情報の非対称」を解消することができる。また違反事項を公表することにより、所有者に違反是正を促す効果（公表の効果②（所有者自ら指摘箇所の是正））があり、「外部性」の解消、にも繋がるのではないかと考えられる。

4.　公表が与える影響についての実証分析

4.1　県別定期報告率による実証分析

【研究の方法】

全国の都道府県の報告率データを基に、都道府県別、用途別、また各特定行政庁が指定する報告時期の間隔、報告すべき件数の大小等の報告率への影響、また少数の行政庁のみが行っている「公表」が報告率にどの程度寄与しているのか OLS 分析にて推計を行う。加えて平成 25 年 10 月に福岡市で起きた火災のような建物の維持管理が原因と思われる社会的な事件や事故があった場合は、同一の用途の建物に対し緊急査察を実施し

ているため、その緊急査察の効果も合わせて推計する。

＜推定式＞　報告率=

β0+βl＊年ダミー（2005～2012 年）

+βm＊提出すべき件数ダミー+βn＊報告期間ダミー

+βo＊用途ダミー+βp＊都道府県ダミー（４７種）+βq

＊緊急査察ダミー+βr＊公表ダミー+ ε

【分析結果】省略

【結果からの考察】

効果が期待されていた緊急査察については有意な数値が得られなかった。また効果が大きいと考えていた「公表」もサンプル数が少ないこともあり、有意な数値が得られなかった。

「公表」については 47 都道府県の内、鳥取県のみ（県全域）が行っているため有意な数値が得られなかったと考えられる。

4.2　鳥取県（県のみ、他の特定行政庁除く）の定期報告対象建築物の個票データによる実証分析

平成 19 年度から始めた鳥取県の公表制度は、報告率を上昇させる効果があると考えられる。しかし、前段の実証分析では、その効果を確認することができなかったため、今回は、定期報告対象物件の報告や未報告の状況，用途，床面積等が分かる定期報告概要書及び公表データを利用し、公表の前後で所有者の行動がどのような要因で変化しているのか分析することとした.今回の実証分析では、離散選択モデルを使用し限界効果を推計する。

【公表の効果①（定期報告率上昇）について】

ダミー変数 ＝ { 1　報告する
　　0　未報告

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に報告する確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計

＜推定式１＞　報告の有無（0.1）=

β0+βl＊年ダミー（2005～2012 年）+βm＊用途ダミー

+βn＊用途地域ダミー+βo＊防火地域ダミー

+βp＊構造ダミー+βq＊階数ダミー+βr＊面積ダミー

+βs＊確認後年ダミー+βt＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】（奇数年、偶数年)※抜粋

報告の有無	係数		標準誤差	限界効果		標準誤差
2007年ダミー	0.559	***	0.176	0.060	***	0.017
2009年ダミー	0.788	***	0.194	0.078	***	0.016
2011年ダミー	0.712	***	0.186	0.073	***	0.016
確認後年ダミー	−0.005	*	0.003	−0.006	*	0.00038
済証有無ダミー	−0.359	*	0.175	−0.047	*	0.024
定数項	4.659		128.332			
観測数	932					
自由度調整済み決定係数	0.175					

報告の有無	係数		標準誤差	限界効果		標準誤差
2008年ダミー	0.131		0.137	0.039		0.040
2010年ダミー	0.278	**	0.142	0.081	**	0.039
2012年ダミー	0.244	*	0.139	0.071	*	0.039
面積(100㎡あたり)	0.00711	**	0.00295	0.00217	**	0.000895
確認後年ダミー	−0.005	*	0.003	−0.001	*	0.001
済証有無ダミー	−0.252	*	0.143	−0.075	*	0.042
定数項	0.557		0.592			
観測数	775					
自由度調整済み決定係数	0.045					

＊＊＊, ＊＊, ＊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。

・公表前と比較した年ダミーに正の限界効果がある。

・公表には報告率を上昇させる効果がある。

【公表の効果②（所有者自ら指摘箇所の是正）について】

ダミー変数 ＝　1　是正の指摘あり
　　0　指摘なし

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に是正の指摘ありの確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計。

＜推定式 2＞　是正の指摘の有無（0.1）=

β0+βl＊年ダミー（2005～2012 年）+βm＊用途ダミー

+βn＊構造ダミー+βo＊階数+βp＊面積+βq＊確認後年

+βr＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】（奇数年、偶数年）※抜粋

是正の有無	係数		標準誤差	限界効果		標準誤差
2007年ダミー	0.202		0.125	0.067	*	0.040
2009年ダミー	0.789	***	0.129	0.252	***	0.036
2011年ダミー	1.087	***	0.135	0.340	***	0.034
階数	−0.041		0.069	−0.014		0.024
面積(100㎡あたり)	−0.000326		0.00151	−0.000111		0.000512
確認後年ダミー	0.0007595		0.19409	0.0002578		0.0006587
済証有無ダミー	−0.553	***	0.114	−0.194	***	0.040
定数項	0.177		0.268			
観測数	858					
自由度調整済み決定係数	0.122					

是正の有無	係数		標準誤差	限界効果		標準誤差
2008年ダミー	0.084		0.162	0.026		0.050
2010年ダミー	0.203		0.164	0.061		0.048
2012年ダミー	0.379	**	0.169	0.112	**	0.047
ホテル･旅館ダミー	1.069	***	0.195	0.365	***	0.063
階数	0.059		0.060	0.018		0.018
面積(100㎡あたり)	0.00549	**	0.0027	0.00171	**	0.000833
確認後年ダミー	0.013	***	0.003	0.004	***	0.001
済証有無ダミー	0.370	**	0.153	0.114	**	0.046
定数項	−1.189		0.938			
観測数	579					
自由度調整済み決定係数	0.146					

【公表の効果②（所有者自ら指摘箇所の是正）について】

「前回是正の指摘を受けた場合」

ダミー変数 ＝ { 1　是正の指摘あり
　　0　指摘なし

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に是正の指摘ありの確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計。

＜推定式 3＞　是正の指摘の有無（0.1）＝

β0+βl＊年ダミー（2007～2012 年）

+βm＊用途ダミー（4 種）+βn＊構造ダミー+βo＊階数

+βp＊面積+βq＊確認後年+βr＊検査済証ダミー+ ε

【分析結果】（奇数年、偶数年）※抜粋

是正の有無	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
2009年ダミー	−0.030	0.266	−0.004	0.050
2011年ダミー	0.798 **	0.315	0.097 ***	0.046
階数	0.188	0.177	0.025	0.087
面積(100㎡あたり)	0.00576	0.00658	0.000774	3.031
確認後年ダミー	0.001	0.005	0.000	0.000
済証有無ダミー	−0.626 **	0.298	−0.101 *	0.001
定数項	0.492	0.709		
観測数	304			
自由度調整済み決定係数	0.119			

是正の有無	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
2010年ダミー	−0.387	0.331	−0.072	0.064
2012年ダミー	−0.311	0.329	−0.058	0.064
ホテル・旅館ダミー	1.106 **	0.453	0.276 **	0.138
階数	0.034	0.117	0.006	0.021
面積(100㎡あたり)	0.00507	0.00615	0.000893	0.00108
確認後年ダミー	0.014 **	0.007	0.002 **	0.001
済証有無ダミー	0.680 **	0.334	0.132 *	0.069
定数項	3.089	382.538		
観測数	208			
自由度調整済み決定係数	0.117			

・推定式 2,3 の結果より、年ダミーから、公表は是正の指摘を増やす効果は見られる。

・少なくとも是正を減らす効果は見られない。

5.　まとめ

5.1　分析結果のまとめと考察

分析結果から、「公表」は①（定期報告率上昇）の効果があることが実証された。

所有者と利用者との間の情報の非対称の解消のための「公表」は結果的に報告率を上昇させ、加えて所有者と政府の情報の非対称の解消も進めることとなる。残念ながら今回の実証では②（所有者自ら指摘箇所の是正）の効果は見られなかった。

ここで、効率的に是正指導が可能となるのは、どの様な状態であるかを再度考えてみる。違反建築物である建物の是正指導を効率化するにはどのようにすれば良いのであろうか。単純に所有者が違反箇所を自ら是正するようになれば良い。では所有者が違反箇所を自ら是正するようにするにはどうすれば良いのだろうか。

5.2　インセンティブの効果

経済学では人々はさまざまなインセンティブ（誘因）に反応すると考える。では行政が政策として考えられるインセンティブは、どのようなものがあるだろうか。ここで建築基準法の中で定期報告率と類似のケースの完了検査率の例を紹介する。（完了検査とは、定期報告が建物の維持管理時に行う報告に対して、建築確認と併せて、建物が使用される前に建築基準法に抵触していないかを行政がチェックする制度である。）

完了検査率は、平成 18 年から 19 年にかけ急激に上昇した。ではこの要因は何か。行政の検査率アップへの手法は多々あり、現場パトロールの成果など様々考えられるが、この時期の、大きな要因としては銀行から融資を受ける場合に、検査済証が無いと融資が受けられないというケースが多くなってきたことが考えられる。つまり完了検査済み証の無いことに、負のインセンティブを与えた結果が完了検査率の上昇に繋がったと考えられる。

5.3　政策提言

次の三つを政策提言とする。

・所有者・利用者間の「情報の非対称」を解消するために、公表制度は法文化し全国的に実施を進める。

・各々の用途の監督官庁に「公表」情報の積極的利用を促し、未報告の建物や指摘事項のある建物に関して負のインセンティブを付与する

・未報告や是正の指摘がある建物については一定の期間を定めて「不適」のマークを行政でその建物の目立つ箇所へ貼り、それでも是正しない建物は監督官庁等と調整し負のインセンティブ（使用制限や許可、補助金の取り消し等）の措置をとる

（※建築基準法の規制が適切と仮定）

建築基準法の違反是正が、なかなか進まないのは、罰則の実行がほぼ行われていないこと等にあると考えられる。しかし罰則の強化や実行の迅速化が必ずしも、良い結果に繋がるとは限らない。（罰則が適用されても、違反が是正されなければ意味がない。）本当に目指すべきところは、所有者自らが建物を適切に維持管理している状態である。

定期報告制度の問題を解消するには、公表により「情報の非対称」を解消し、効率的に「外部性」を解消することが必要である。そして効率性を高めるには、政府が定期報告を提出することや、違反事項を是正することにインセンティブを付与し、所有者自らが建物を適切に維持管理する行動に導くことが重要である。

タクシー市場における競争が交通事故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
MJU13608　佐藤　直文

1. はじめに

近年の日本においては、人口減少・少子高齢化の進展等、交通を取り巻く社会経済情勢が変化する中、国民生活及び経済活動にとって不可欠な基盤である交通に関する関心が高まる機運にある。交通の中でも日々の生活に最も身近なバスやタクシーは、道路運送法に基づき、需給調整及び運賃規制により政府の介入が行われてきた。こうした中、タクシー事業に関しては 2002 年の改正道路運送法の施行により需給調整規制が撤廃され、運賃制度も変更されたところである。しかしながら、過剰な供給による収益基盤の悪化、運転手の労働条件の悪化、不適切な事業運営の横行といった問題を受けて、2013 年には新規参入や増車の禁止を盛り込んだ法律が公布され、国による需給調整及び運賃規制が復活した。

そこで本研究では、再度の需給調整の根拠の一つである競争激化による交通事故の増加について、市場集中度という新たな視点を加えた上で、分析するものである。

2. タクシーに関する概要について

2−1　需給調整及び運賃規制に関する変遷について

タクシー事業においては、1955 年から新規事業者の参入や増車及び減車に対して国による需給調整がなされており、運賃についても同一地域同一運賃とされてきた。

こうした中、規制改革の波が交通分野にも訪れ、運輸政策審議会での検討の結果、1997 年には上限運賃と下限運賃の間で運賃設定ができるゾーン運賃制に変更された。また需給調整においても、再び運輸政策審議会で検討された結果、「新規参入が可能となるよう需給調整規制を廃止し、競争を促進することが必要である。」との方向が示された。これを受けて 2002 年の改正道路運送法施行により需給調整は廃止され、また上限運賃と下限運賃内の運賃申請は自動認可、下限運賃割れは個別審査とする上限運賃制に変更された。

規制緩和後は、ワンコインタクシー等の新たなサービスや多様な運賃が導入されたが、一方では過剰な供給による収益基盤の悪化、運転手の労働条件の悪化、違法・不適切な事業運営の横行によりタクシーの安全性や利便性の低下をもたらしているのではないかとの指摘がなされた。こうした指摘を踏まえた交通政策審議会での検討の結果、今後講ずるべき対策として、参入時の許可要件や増車等の厳格化という方向が示され、2009 年に「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」が施行され、2013 年には同法の一部を改正する法律が公布された。これにより、参入や増車の禁止がなされるとともに、運賃制度についても国が公定幅運賃の公表し、下限運賃割れには変更命令がなされるものとなった。

2−2　タクシーの特徴について

①法律上の位置付け

タクシーは、道路運送法で定める事業計画において起点や終点を定める必要がなく、ドアトゥドアの輸送サービスを提供できるものである。

②タクシー運転手の賃金体系

タクシー運転手の賃金については、歩合制が基

本となっている。また、タクシー事業は一般に固定費が低いと言われており、企業は増車すればするほど収入が増す構造となっている。

③情報の非対称

情報の非対称とは、あることがらに関連する知識をどれだけ入手しているかについて差があることをいい、タクシーについては、売り手（タクシー）の方が買い手（利用者）よりも情報をよく知っている（安全性やサービスの質）状態が生じているといわれている。

2－3　近年のタクシー市場の動向について

図 1 はタクシーの法人数、車両数についての年間推移を表すものである。タクシー法人数や車両数は、2002 年の改正道路運送法の施行や、2009 年のタクシー適正化・活性化法の施行の前後において、数値の変動が見てとれる。

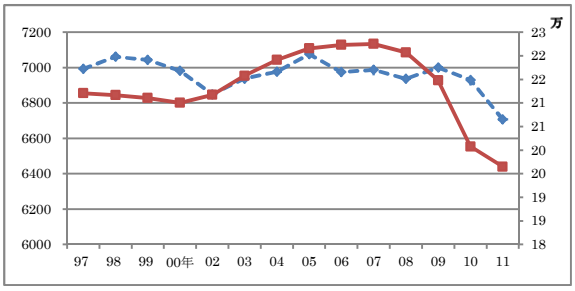


図 1　タクシー法人数及び車両数の推移
（法人数（左軸・破線）、車両数（右軸・破線）を表す）

また、図 2 は 10 億総走行キロあたりの交通事故数の年間推移を表すものである。走行キロあたりの交通事故数は 1990 年代には増加傾向にあったが、2000 年頃を境に増加が止まり、近年では一定幅に落ち着いている。

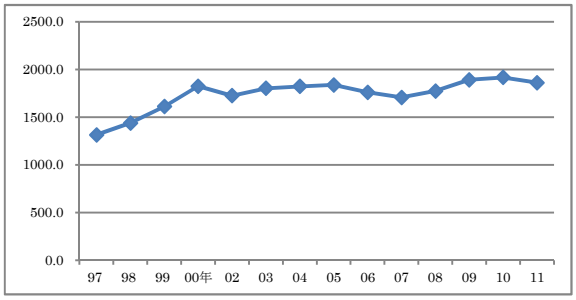


図 2　10 億総走行キロあたりのタクシー交通事故数の推移

3.　タクシー市場における経済分析について

3－1　参入規制に関する経済分析について

2002 年の改正道路運送法の施行以前は、政府による需給調整がなされており、新規事業者が参入できない状況にあった。この参入規制下における供給曲線を S、需要曲線を D、均衡点 E における均衡価格 P、均衡数量 Q とする。この場合では、図 3 に示すとおり、生産者余剰は三角形 EPG、消費者余剰は三角形 EFP となる。この状況において参入規制の緩和がなされると、市場における利潤を求め事業者の参入が生じ、供給曲線 S が右側にシフトして S’となり、長期的には市場における均衡点は E’へ移動する。このとき参入規制下の均衡価格 P よりも安い価格 P’となり、供給量は参入規制下の均衡数量 Q よりも多い数量 Q’をとることとなる。これにより、総余剰は三角形 EGE’分増加することとなる。また、横線で塗りつぶされた四角形 EPP’E’は規制緩和による消費者余剰の増加分であり、縦線で塗りつぶされた三角形 E’TG は規制緩和により市場へ参入することができた事業者の生産者余剰を表すものである。

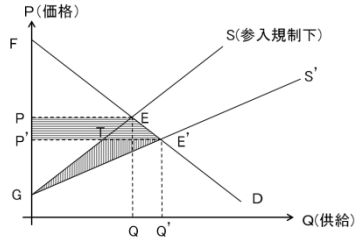


図3　参入規制緩和による効果

3－2　台数規制に関する経済分析について

2002 年の改正道路運送法の施行以前は、需給調整による台数規制が行われていた。ここでは、台数規制として Q”がとられた場合を想定する。この場合では、図 4 に示すとおり、生産者余剰は四角形 GUE”P”、消費者余剰は三角形 E”FP”となる。

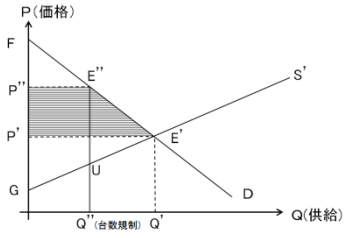


図4　台数規制緩和による効果

この状況において台数規制の緩和がなされると、市場における均衡点は E’へ移動する。このときもまた参入規制下の場

合と同様に価格 P”よりも安い価格 P’となり、供給量は Q”よりも多い数量 Q’をとることとなる。これにより、総余剰は三角形 E’E”U 分増加することとなる。また、消費者余剰は横線で塗りつぶされた四角形 E’ E”P” P’分増加することとなる。

3－3　価格規制に関する経済分析について

2002 年の改正道路運送法の施行以前は、国が運賃の上限運賃と下限運賃を提示しその幅の中において運賃設定が可能であったが、上限運賃と上限運賃の 90%とされる下限運賃の幅の中での運賃申請は自動的に認可され、下限運賃以下の申請は個別審査を受ける上限運賃制となった。

今、価格などの規制がない時の均衡価格 P’よりも高い値で、価格の下限規制 P”’がなされた場合を想定する。この場合では、図 5 に示すとおり、供給量は Q”’となり、Q”’Q””の超過供給が生じることとなる。この時、供給側がランダムに選ばれる場合の生産者余剰は三角形 GE”’P”’で示され、また消費者余剰は P”’E”’F で示される。

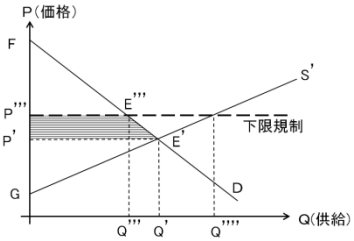


図5　価格規制緩和による効果

この状況において価格規制の緩和がなされると、市場における均衡点は E’へ移動する。このときもまた同様に価格 P”’よりも安い価格 P’となり、供給量は Q”’よりも多い数量 Q’をとることとなる。この価格規制を緩和することで、総余剰は三角形 GE’E”’分増えることとなり、消費者余剰は横線で塗りつぶされた四角形 E’ E”’P”’ P’分増加することとなる。

なお、価格規制の緩和がなされても、実際には多くの事業者が上限運賃で運賃認可を受けている。これは、下限運賃割れ申請に対する個別審査及び台数規制があるため、価格競争が進まなかった可能性が考えられる。

これらから、参入規制、台数規制及び価格規制はタクシーの台数を制限するとともに価格を上昇させ、市場の活性化に期す意欲のある新規事業者及び消費者余剰を削りながら、既存事業者に対しては一定の余剰を確保する効果がある政策ということができる。さらには、参入規制があることにより、既存のタクシー事業者は安全性を含めたサービスの質を高めるインセンティブを失うことも考えられる。

3－4　市場の支配力について

本研究では、ハーフィンダール・ハーシュマン指数の考え方を利用して、タクシーの競争はタクシーの車両間で行われていると考え、事業者の車両シェアに着目して分析を進めていく。本研究における集中度を式で表すと次のようになる。

$$\text{集中度} = \left(\frac{C_1}{C_{pre}}\right)^2 + \left(\frac{C_2}{C_{pre}}\right)^2 + \ldots + \left(\frac{C_n}{C_{pre}}\right)^2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{C_i}{C_{pre}}\right)^2$$

(C_{pre}：ある県におけるタクシー車両総数、C_i：企業 i の車両シェア、n：企業数)

集中度は市場に参加する企業が多くなる、また各企業のシェアの格差が小さいほど小さくなる傾向がある。

4. 実証分析

4－1　モデルによる推計

これまでに述べてきた状況を踏まえ、タクシー市場における競争と交通事故との関係を明らかにすべく、都道府県別のパネルデータを用い、次の固定効果モデルにより分析を行う。

$$\begin{aligned}\ln(10\text{accident}) &= \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + \beta_2 \ln(\text{hozin})_{it} + \beta_3 \ln(\text{syaryo})_{it} \\ &+ \beta_4(\text{syutyu})_{it} + \beta_5(\text{zissya})_{it} + \beta_6 \ln(\text{kinzoku})_{it} \\ &+ \beta_7 \ln(\text{rodo hour})_{it} + \beta_8 \ln(\text{age})_{it} + \beta_9 YD_i + e_i + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

●**被説明変数**：ln(10accident)は、10 億総走行キロあたりのタクシー交通事故数の対数値である。
●**説明変数**：ln(hozin)は、タクシーの法人数の対数値であり、またln(syaryo)は、タクシーの車両数の対数値である。syutyuは、第 3 章での定義の

とおり、タクシー法人の車両数シェアの二乗和である集中度で、0 から 1 までの値をとる。zissyaは、実車総走行キロに対する実車キロ（乗客を輸送した距離）の割合で、0 から 1 までの値をとる。ln(kinzoku)は運転手の勤続の年数の対数値、ln(rodo hour)は運転手の月間労働時間の対数値、ln(age)は運転手の平均年齢の対数値をそれぞれとるものである。また、PD_{it}は都道府県ダミーを、YD_iは年次ダミーを、e_iは固定効果を、ε_{it}は誤差項を示す変数である。

以上の基本統計量は表 1 のとおりとなる。

表 1　基本統計量

変　　数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln(10億走行キロあたりの事故件数)	7.09	0.41	5.87	8.01
タクシー法人数	148.16	83.56	27	463
Ln(タクシー法人数)	4.84	0.58	3.30	6.14
タクシー車両数	3698.2	4658.3	540	30488
Ln(タクシー車両数)	7.80	0.84	6.29	10.33
集中度	0.03	0.03	0.01	0.17
実車率	0.42	0.05	0.28	0.55
勤続年数	10.03	2.21	4.6	17.5
Ln(勤続年数)	2.28	0.22	1.53	2.86
労働時間	203.69	18.41	161	274
Ln(労働時間)	5.31	0.09	5.08	5.61
年齢	55.16	2.99	47.1	65.8
Ln(年齢)	4.01	0.05	3.85	4.19

4-2　推計結果

モデルによる推計結果は、表2のとおりとなる。

表 2　推計結果

被説明変数：10 億走行キロあたりの交通事故[件/10 億キロ]

説明変数	係数		標準誤差	t 値
Ln(タクシー法人数)	−0.08		0.19	−0.43
Ln(タクシー車両数)	0.13		0.28	0.45
集中度	1.56		1.27	1.24
実車率	0.28		1.29	0.22
Ln(勤続年数)	−0.08		0.06	−1.21
Ln(労働時間)	−0.08		0.16	−0.48
Ln(年齢)	−0.27		0.45	−0.61
定数項	7.89	***	3.00	2.63
観測数	329			
決定係数	0.3029			

注) ***、**、* はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。　注) 年次ダミーは省略

推計の結果、年次ダミー及び定数項を除くいずれの説明変数の値においても 10%有意水準において有意とならなかった。

5.　考察

推計結果から、先行研究と同様にタクシー法人数、タクシー車両数は走行キロあたりの交通事故に影響があるとは言えなかった。また併せて、本研究で新たに取り入れた集中度による市場の競争状況を考慮しても、集中度は走行キロあたりの交通事故数に影響があるとは言えなかった。

6.　政策提言

タクシー事業における規制緩和による競争は、交通事故に対して関係があるとは言えず、需給調整を行うことにより総余剰を減少させ、特に消費者余剰を損なうことから、2013 年に改正された「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」による参入や増車を禁止する需給調整は廃止すべきである。

7.　おわりに

最後に本研究での分析では、データの制約上等から分析中に考慮できなかったものについて言及しておく。一つは、都市部ではタクシー輸送の一端を担っている個人タクシー制度（一人一車制）である。もう一つは、タクシー会社の分社化の影響である。分社化は、本研究の中で用いた集中度を低下させるものであり、グループ会社間で競争が生じるか否か興味深いところであるが、本研究では考慮できていない。これらは、本研究に関する研究の深度化を図る上では検討が必要な事項であると考えられるため、今後の課題とする。

主な参考文献
福井秀夫（2011）「タクシー需給調整措置の法的限界（一）」『自治研究』第 87 巻第 9 号、pp. 33-46.
松野由希（2013）「規制緩和後のタクシー料金と需要に関する分析」『タクシー政策研究創刊号』pp. 99-108.
Saito, K.（2013）“Deregulation and Safety: Evidence from Taxicab Industry” mimeo.　など

生産緑地が周辺に及ぼす外部性についての分析

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13609　煤賀達

1. はじめに

1991 年に生産緑地法が改正され，現在，三大都市圏特定市における市街化区域内の農地は，「保全する農地」として生産緑地と「宅地化する農地」として宅地化農地に区別されている．

生産緑地と宅地化農地とでは，差別的な税制がとられており，生産緑地は「農地並み課税」がされ，宅地化農地の「宅地並み課税」に比べ，固定資産税の減免等，大幅な税制優遇がなされることとなる．このような税制インセンティブにより，1991 年の改正以来，多くの農地が生産緑地地区の指定を受けている．しかし，土地は有限の資源であり，生産緑地を増やせばその分だけ宅地が減る関係にある．したがって土地の有効活用のためにも適切な資源配分が求められる．生産緑地への課税の優遇は，効率的な宅地化形成を阻害することが考えられる．

さらに，生産緑地が都市の中に混在することにより，土埃，悪臭，虫の発生や農薬等が近隣に影響を及ぼし，都市においてディスアメニティになることも考えられる．都市において公害・災害防止機能や緑地機能等の正の外部性が期待されている生産緑地は，同時に負の外部性の要素を含んでいるといえる．

本研究は，生産緑地について，外部性に着目し，税制が効率的であるかを経済学的に示すことを目的とする．そこで，本稿では，生産緑地が近隣に及ぼす正・負の外部性を明らかにし，ヘドニック・アプローチの手法を用いて，実証分析を行った．

2. 生産緑地制度の概要

2.1 生産緑地制度の現状

現在，三大都市圏特定市の市街化区域農地はすべて，「保全する農地」として生産緑地と「宅地化する農地」として宅地化農地に区分されており，それぞれに異なる課税措置がとられている．農地への課税の分類について，図 1 に示す．

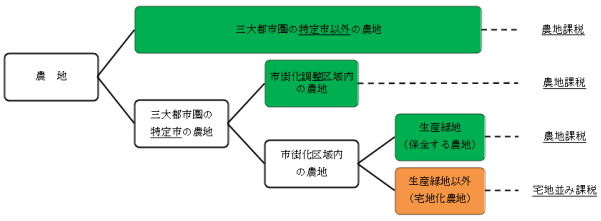


図 1 農地への課税の分類

生産緑地に指定されると一般農地として評価され，固定資産税及び都市計画税の大幅な減免がされる．また，相続税の納税を猶予できる．都市計画に位置づけることや税制の優遇措置により，生産緑地の安定性が高められているが，30 年間の営農義務や建築行為や農地以外への転用等の行為制限が課されている．また，相続税の納税猶予の条件として，終生の営農が義務付けられている．一方で，宅地化農地については，宅地並みに課税されており，固定資産税については宅地価格の 3 分の 1 が課税価格とされ，都市計画税については宅地価格の 3 分の 2 が課税価格とされている．相続税の納税猶予制度については，適用が除外されている．

図 2 に生産緑地及び宅地化農地の面積の推移を示す．

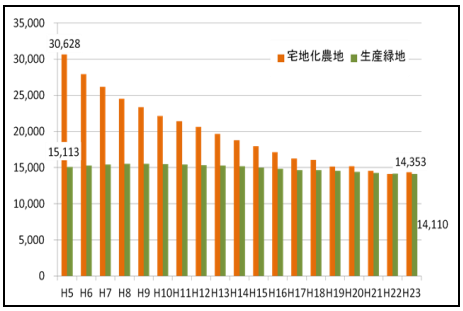


図 2 三大都市圏特定市の市街化区域内農地面積の推移
（単位：ha）
出典：国土交通省ホームページ

2.2 生産緑地制度の背景

1991 年に生産緑地法が改正された背景として，1980 年代半ばから始まった都心部の地価高騰がある．地価が高騰し住宅取得が困難になったことにより，1968 年の新都市計画法制定時から議論されていた市街化区域内農地の宅地並み課税導入が再び議論されるようになった．それまで，市街化区域に残存する農地に対して，市街化区域内の農業者の営農意欲に妥協したことにより宅地並み課税が事実上行われてこなかったが，生産緑地法が改正，また，それまで多くの農地が適用を受けていた長期営農継続農地制度が廃止され，市街化区域内農地は生産緑地と宅地化農地に峻別され，宅地化農地には宅地並み課税が課されることとなった．生産緑地法の改正に伴い，農地所有者は，生産緑地か宅地化農地かの選択を迫られることとなった．

3. 税制の効率性について

3.1 差別的な税制が市場に及ぼす影響

市街化区域内の農地については，宅地並み課税が適用されるが，多くの農地が生産緑地に指定されることにより，宅地並み課税の適用除外を受けている．以下に，差別的な税制が市場に及ぼす影響を示す．

図 3 には，土地保有税がない場合に一定の量の土地が

農地と宅地に配分される場合を示している．

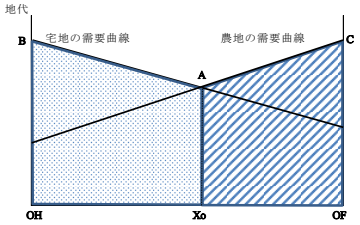


図 3　土地保有税がない場合

横軸は土地の量，縦軸は地代である．宅地の量を左側の原点 OH から右側に，農地の量を右側の原点 OF から左側にとると，土地の配分量は，それぞれの需要曲線が交差する点で均衡する．したがって，OH から Xo までが宅地として使われ，OF から Xo までが農地として使われる．均衡地代は A 点である．

図 4 には，土地保有税が農地と宅地に等しく課される場合を示している．

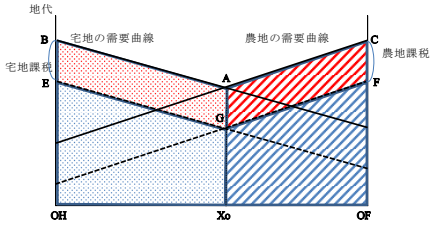


図 4　土地保有税が等しい場合

宅地と農地に等しく土地保有税が課されると，図 3 で示した需要曲線は，宅地は 1 単位あたり BE，農地は 1 単位あたり CF の幅だけ下方にシフトする．均衡地代は A 点から G 点に下がるが，土地の配分量は変化しない．このとき，台形 ABEG が宅地の税収で，台形 AGFC が農地の税収である．

図 5 には，土地保有税が差別的な場合を示している．

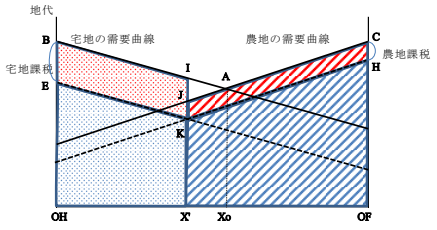


図 5　土地保有税が差別的な場合

宅地への課税を図2の場合と同額にする一方で，農地への課税を1単位あたりCHとし，宅地への課税よりも優遇した場合，それぞれの需要曲線は下方にシフトし，K 点が均衡地代となる．このとき，OHからX'までが宅地としてOFからX'までが農地として使われる．また，差別的な税制は，三角形AIJの分だけ死加重を生じさせる．

3.2 負の外部性がある場合

以下に，農地に負の外部性があると仮定したときの市場への影響を示す．

図 6 には，農地に負の外部性がある場合を示している．

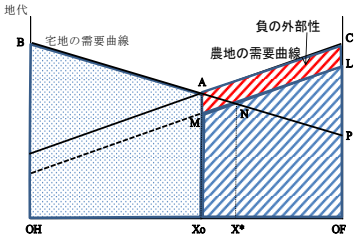


図 6　負の外部性がある場合

このとき，農地 1 単位あたり CL の分だけ外部性があると仮定すると台形 AMLC がこの市場における農地の負の外部性となる．

3.3 効率的な税制

ここでは，効率的な税制について考える．

図 7 には，土地保有税が等しく，かつ，負の外部性に応じてピグー税を課す場合を示している．

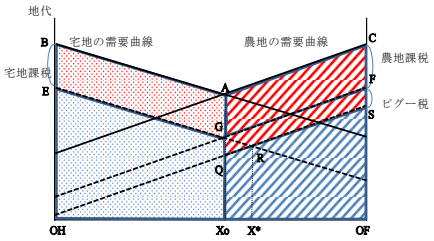


図 7　土地保有税が等しく，かつ，ピグー税を課す場合

まず，土地保有税について考える．図 7 では，宅地 1 単位あたりの土地保有税が BE，宅地の土地保有税の合計が台形 BEGA，農地 1 単位あたりの土地保有税が CF で BE と同額であり，農地の土地保有税の合計が台形 AGFC である．図 5 で示したように，土地保有税が差別的な場合，死加重が生じ，土地利用が非効率的になってしまうが，図 4 で示したように，土地保有税が等しく課された場合，宅地及び農地の配分量は変化せず，効率的な土地利用が達成される．

次にピグー税についてである．図 7 では，農地 1 単位あたりの負の外部性が FS，農地の負の外部性の合計が台形 GQSF で示されている．ここで，農地 1 単位あたりから生じる負の外部性分と同額にあたる FS のピグー税を課すことで外部性を内部化することができる．

ここまでの議論は，農地と宅地を対象にしてきたが，土地保有税が差別化されていること，外部性が生じると考えられることから，農地を生産緑地に宅地を宅地化農地と置き換えて考えることができる．

4. 生産緑地が地価に与える影響に関する実証分析

4.1 仮説

生産緑地には，二つの外部性があることが考えられる．

一つ目に，正の外部性である．正の外部性については，公害・災害防止機能，緑地機能，景観への寄与等がある．

二つ目に，負の外部性である．負の外部性については，土埃，悪臭，虫の発生や農薬の飛散等が考えられる．

このように，生産緑地には正の効果が期待されるものの，農地の耕作状況によってはかえって景観を損ねる可

能性があることが考えられる．また，緑地としての機能は公園等には期待されるが，農地が必ずしも発揮するものではないことも考えられる．一方で，負の外部性については，農業を行う上で避けることが難しい要素であるため，住宅等の至近距離においては，負の効果が正の効果を上回り，地価を低下させていることが考えられる．

そこで，「住宅等の至近距離に生産緑地や宅地化農地が存在すると，正の効果よりも負の効果が顕著に表れ，地価を低下させている」ということを仮説として設定し，実証分析を行うこととする．

4.2 分析の方法

生産緑地が周辺に及ぼす影響を計測するために，ヘドニック・アプローチを用いた実証分析を行う．今回の分析では，地理情報システムを用いて地価公示の標準地周辺の生産緑地等の面積を集計した．分析にあたっては，都市農地や緑地等の属性の違いによる影響を計測するため，生産緑地，宅地化農地，公園等に分類して行った．

4.3 分析の対象

生産緑地が近隣に及ぼす影響は，各地域が持つ様々な条件によって異なることが考えられる．本研究では，世田谷区及び横浜市の住居系地域について影響を分析し，比較することとする．

4.4 使用するデータ

世田谷区については，同区から借用した 2011 年の土地利用現況調査データ，東京都から借用した 2011 年の土地利用現況調査及び 2011 年の地価公示で公表されている標準地のデータを使用した．

横浜市については，同市から借用した 2008 年の都市計画基礎調査データ，都市計画決定データ及び 2008 年の地価公示の標準地のデータを使用した．

4.5 推計モデル及び変数の説明

4.5.1 世田谷区の推計モデル

世田谷区の推計モデルは，次のとおりである．

$$(\text{式 } 1)\quad \ln(LP) = \alpha + \beta_1 SR_{1i} + \beta_2 SR_{2i} + \beta_3 TN_{1i} + \beta_4 TN_{2i} + \beta_5 PA_{1i} + \beta_6 PA_{2i} + \beta_7 FO_{1i} + \beta_8 FO_{2i} + \gamma Z + \varepsilon$$

α = 定数項

β = パラメータ

SR_1 = 半径25m以内の生産緑地面積

SR_2 = 半径25m～200m以内の生産緑地面積

TN_1 = 半径25m以内の宅地化農地面積

TN_2 = 半径25m～200m以内の宅地化農地面積

PA_1 = 半径25m以内の公園面積

PA_2 = 半径25*m*～200m以内の公園面積

FO_1 = 半径25m以内の樹林面積

FO_2 = 半径25m～200m以内の樹林面積

Z = 地価を説明する変数

ε = 誤差項

被説明変数は，2011 年公示地価 (円／㎡) の対数値を用いた．また，iは公示地価ポイントを表している．

4.5.2 横浜市の推計モデル

横浜市の推計モデルは，次のとおりである．

$$(\text{式 } 2)\quad \ln(LP) = \alpha + \beta_1 SR_{1i} + \beta_2 SR_{2i} + \beta_3 TN_{1i} + \beta_4 TN_{2i} + \beta_5 PA_{1i} + \beta_6 PA_{2i} + \beta_7 TR_{1i} + \beta_8 TR_{2i} + \gamma Z + \varepsilon$$

α = 定数項

β = パラメータ

SR_1 = 半径25m以内の生産緑地面積

SR_2 = 半径25m～200m以内の生産緑地面積

TN_1 = 半径25m以内の宅地化農地面積

TN_2 = 半径25m～200m以内の宅地化農地面積

PA_1 = 半径25m以内の公園面積

PA_2 = 半径25m～200m以内の公園面積

TR_1 = 半径25m以内の特別緑地保全地区面積

TR_2 = 半径25m～200m以内の特別緑地保全地区面積

Z = 地価を説明する変数

ε = 誤差項

被説明変数は，2008 年公示地価 (円／㎡) の対数値を用いた．また，横浜市については，市域面積が広く，行政区によって地域特性があると考えられるため，行政区ダミーを変数として設けた．

4.6 推計結果

4.6.1 世田谷区の推計結果

世田谷区の推計結果は，表 1 のとおりである．

表 1　式 1・推計結果 （世田谷区）

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	t値	有意水準
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0001805	0.0000901	-2.00	**
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0000042	0.00000508	-0.83	
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0004162	0.0001361	-3.06	***
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0000141	0.00000633	-2.22	**
半径25m圏内の公園面積（㎡）	-0.0005053	0.0002701	-1.87	*
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡	-0.00000434	0.00000565	-0.77	
半径25m圏内の樹林面積（㎡）	0.0000569	0.0000817	0.70	
半径25m～200m圏内の樹林面積（㎡）	0.00000627	0.00000315	1.99	*
半径500m圏内の商業施設面積（㎡）	0.00000182	0.00000156	1.17	
半径500m圏内の教育文化施設面積（㎡）	0.000000723	0.000000434	1.67	*
東京駅までの距離（m）	-0.0000329	0.00000773	-4.26	***
最寄駅までの距離（m）	-0.0002811	0.0000412	-6.82	***
地積（㎡）	0.0002028	0.0000642	3.16	***
指定建蔽率（%）	-0.0044673	0.0025448	-1.76	*
低層住居地域ダミー	-0.0570672	0.1508468	-0.38	
住居地域ダミー	0.0026237	0.0328077	0.08	
定数項	13.87072	0.1496922	92.66	***
決定係数	0.758			
観測数	113			

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

世田谷区の生産緑地面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.018%低下することが 5%水準で統計的に有意に示された．宅地化農地についても係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については 1%水準で，半径 25m から 200m 圏内については 5%水準で統計的に有意に示された．

4.6.2 横浜市の推計結果

横浜市の推計結果は，表 2 のとおりである．

表 2　式 2・推計結果 （横浜市）

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	t値	有意水準
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0003367	0.0001926	-1.75	*
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.00000725	0.00000219	-3.32	***
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0000859	0.0000838	-1.02	
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.00000294	0.00000267	-1.10	
半径25m圏内の公園面積（㎡）	-0.0000759	0.0000393	-1.93	*
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡）	-5.52E-09	0.00000103	-0.01	
半径25m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	-0.0000521	0.0000967	-0.54	
半径25m～200m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	-0.00000127	0.00000216	-0.59	
半径500m圏内の商業用地面積（㎡）	0.00000313	0.00000035	8.95	***
半径500m圏内の文教厚生用地面積（㎡）	0.000000435	0.000000137	3.17	***
東京駅までの距離（m）	-0.0000969	0.00000717	-13.5	***
最寄駅までの距離（m）	-0.0000192	0.0000032	-6.00	***
地積（㎡）	0.000000887	0.000000315	2.81	***
指定建蔽率（%）	-0.0035038	0.0010409	-3.37	***
低層住居地域ダミー	0.0045559	0.017806	0.26	
住居地域ダミー	-0.0394009	0.0184065	-2.14	**
行政区ダミー	（省略）			
定数項	10.49219	0.197823	53.04	***
決定係数	0.7741			
サンプル数	589			

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

横浜市の生産緑地面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.033%低下することが 10%水準で，半径 25m から 200m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.0007%低下することが 1%水準で統計的に有意に示された．宅地化農地についても統計的に有意ではないものの，係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負が示された．

5. 考察

実証分析の結果から，生産緑地及び宅地化農地は，負の外部性をもたらすことが示された．

生産緑地及び宅地化農地の負の外部性は，地価公示点から距離が近ければ近いほど大きくなることが明らかになった．このことは，土埃，悪臭，虫の発生や農薬等が近隣に影響を及ぼしていることを示唆していると考えられる．負の外部性の原因について，生産緑地の近隣住民やある市の農政担当者にヒアリングを行ったところ，これらの影響が農地のマイナス面として挙げられ，市にも苦情があるとのことである．この他にも，街灯が少ない住宅地に生産緑地等があると暗がりになるといった治安の面や，農地の手入れが十分になされていないため雑草が生い茂り景観を崩してしまうと同時に虫が発生するということが挙げられた．これらの側面が周辺に負の外部性を及ぼしていると考えられる．負の外部性の他にも，生産緑地には，公害・災害防止機能，緑地機能，景観への寄与等の正の外部性が期待されていることは前述のとおりである．この他にも，宅地の南向きに生産緑地が面していると日当たりが良くなるということや，土や植物が存在することで安心感が得られるといった心情的な面がヒアリングで挙げられた．しかし，今回の推定結果によると，負の効果がこれらの正の効果を上回っていることを示していると考えられる．

生産緑地と宅地化農地とでどちらがより大きく負の外部性を及ぼすかについて，世田谷区については，同一距離帯において生産緑地の方が宅地化農地に比べ負の外部性が小さいことが示されたが，横浜市については，生産緑地の方が宅地化農地に比べ外部性が大きいことが示された．今回の実証分析の結果からは，生産緑地と宅地化農地の負の外部性は一般的にどちらが大きいかを判断することができないが，世田谷区及び横浜市のどちらの地域においても生産緑地には負の外部性があることが統計的に有意に示されている．このことから，外部性を根拠に生産緑地の税制を優遇することは妥当でないと考えられる．

以上のことを踏まえると，生産緑地への税制優遇は，宅地を縮小させ死加重を発生させることに加え，負の外部性が存在することで非効率性を拡大させていることが本研究の示すところと考えられる．

6. 政策提言

前章の考察を踏まえ，現行の生産緑地の税制優遇の見直しについて提言を行う．

第 3 章で，生産緑地への税制優遇は，宅地供給とトレードオフの関係になり，効率的な土地利用を阻害していることを示した．また，実証分析により，生産緑地から生じる負の外部性により，非効率が拡大することを示した．このことから，生産緑地への税制優遇を廃止し，外部性を考慮した上でピグー税により内部化を図ることを提言する．

7. おわりに

本稿では，生産緑地が周辺に及ぼす外部性について分析を行った．その結果，生産緑地は，周辺に負の外部性を及ぼしていることが明らかになった．前提として，生産緑地への税制優遇により有効な土地利用が阻害されることから，税制の見直しについても言及した．市街化区域農地の差別的な税制については長年の議論がなされているが，今後様々な地域のまちづくりを考えるにあたり参考になるものと考える．

しかし，検証すべきと思われる課題も明らかになった．本稿では，個々の耕作状況や連担性については，考慮に入れて分析することができなかった．地域によっては，農産物の種類，耕作方法を工夫すること，配置を集約することによって，景観や環境保全機能が期待され，正の外部性を及ぼすことも考えられる．また，住宅の密集度合いや住民の属性等によっても生産緑地が与えるインパクトは異なるものになることが考えられる．より鮮明な分析をするために，これらの要素についても踏まえた上でさらなる検証が必要と思われる．

主な参考文献

金本良嗣 (1997)『都市経済学』東洋経済新報社

後藤光蔵 (2003)『都市農地の市民的利用　成熟社会の「農」を探る』日本経済評論社

賃貸集合住宅市場での定期借家制度活用の阻害要因に関する研究

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13610　鈴木　康嗣

1.　はじめに[1]

我が国の借家制度については、現在では家主にとって正当事由が認められにくい制度であり、また仮に家主の正当事由が認められても「一定の立退料提供」がいわば一般化された。このような現状の弊害打破を経済学者等が中心になって政策提言を行った結果、2000 年（平成 13 年）3 月「良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法」が施行された。

内容的には借地借家法の一部が改定され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度がひとつの選択肢として創設されたものである。この法律の主旨は、従来の「正当事由制度」等の賃貸住宅市場にもたらしていた様々な歪みを改善することが目的のひとつであった。

本稿は、定期借家制度導入から数年経ち、2007 年以降において多くの定期借家関連の裁判判例が出ている中での実際に供給された定期借家募集データを用いて行われる最初の実証分析である。

2.　研究の背景

借家契約は、契約行為についてはすべて民法がベースとなっており、民法に規定された賃貸借契約の原則を現代社会の実状に合わせて修正しているのが「旧借家法」（大正 10 年 4 月）である。昭和 16 年の借家法改正によって、賃貸契約期間が切れた後での契約の更新を家主がいわゆる「正当事由」がないかぎり原則として拒否できないことになった（正当事由制度）。しかも、市場家賃に合わせて家賃を上げていくことは、当初は家賃統制令が禁じていたし、現在では判例が禁じている（継続賃料抑制主義）。したがって、借家をいったん貸してしまえば、借家人に安い家賃で半永久的に居座らされることを家主は覚悟せねばならない。このため借地借家法は施行された後 10 年間に日本の借家率が急速に減少した。

これらの普通借家権での問題点解決の方策として、2000 年（平成 13 年）3 月「良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法」が施行された。そして、借地借家法の一部が改正され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度がひとつの選択肢として創設した。

	定期借家契約	普通借家契約
契約方式	①書面（公正証書等）による契約に限る。 ②「更新がなく、期間の満了により終了する」ことを契約書とは別に、あらかじめ書面を交付して説明しなければならない。	書面でも口頭でも可。（ただし、宅建業者等により契約を締結したときには、契約書が作成され交付）
更新の有無	期間満了により終了し、更新はない（ただし、再契約は可能）。	原則として、「正当な事由」がない限り更新される。
契約期間の上限	無制限	2000年3月1日より前の契約・・・20年 2000年3月1日以降の契約・・・・無制限
1年未満の契約	1年未満の契約も有効	期間の定めのない契約とみなされる。
賃料の増減	借賃増減請求権を排除できる。 （特約の定めに従う。）	事情が変更すれば、貸主と借主は賃料の額の増額や減額を請求できる。ただし、一定の期間賃料を増額しない旨の特約のある場合には、その定めに従う。
借主からの中途解約	①床面積200㎡未満の居住用建物で、転勤・療養・親族の介護その他のやむを得ない事情により、生活の本拠として使用することが困難となった借主からは、特約がなくても法律により中途解約ができる。 ②①以外の場合は中途解約に関する特約があればその定めに従う。	中途解約に関する特約があればその定めに従う。
定期借家契約への切替	－	平成12年3月より前の居住用建物賃貸借契約　：　切替できない。 事業用建物賃貸借契約　：　切替できる。

図表 1　普通借家契約と定期借家契約との比較

従来の契約方式との違い

・書面による契約（口頭は不可）法38条1項
・賃貸借契約書とは別書式にて借主に内容説明の義務　2項
・上記説明のないものは無効（＝普通借家）　3項
・貸主が期間完了6か月前までに期間満了の通知書を借主に送付　4項
・借主に一部途中解約権を認める　5項
・借主に不利となる特約は無効　6項

図表 2　普通借家と定期借家物件の契約方式の違い

3. 研究の目的

2007 年以降、東京地裁、最高裁等で定期借家物件関連の多くの裁判判決が出ている。本研究は、先行研究で既に実証されている定期借家制度の

1　本稿は論文要約であるため、参考文献等については論文を参照されたい。

家賃低減効果が、判決の影響をどのように受けているのか、実証分析にて確認する。　また、裁判判決が定期借家市場全体にどのような影響を与えているのか定期借家制度利用率とその前年の判決件数とで実証分析を行った。そして、この２つの実証分析及び関係者のヒアリング調査を行い、現在の定期借家制度活用の阻害要因について考察を行い、政策提言を行うものである。

4.　研究方法

4.1　家賃軽減効果への影響

4.1.1　分析の方法

家賃関数による OLS 分析を行う。定期借家ダミーを加えることによって定借物件の家賃を選択した場合を分析することができる。

4.1.2　使用データ

使用するデータ

株式会社CHINTAIのHPの賃貸物件情報　2013.9月～11月の３か月分。
分析対象は、対象は新宿区と港区の賃貸マンションデータ
港区N=4259　新宿区N=4906　（内　定借　N=港474、新282）

4.1.3　実証モデル

家賃関数を推定することによって、さらに詳しい分析を行う。使用データは前項で使用したデータを使い、家賃関数を OLS 分析の形で推定した。採用した物件の属性は、築年数、最寄り駅までの徒歩時間、床面積である。このほか、定借ダミー（定期借家であれば１、そうでなければ０）を入れた。推定Ⅰでは、港区のデータを使って OLS 分析を行った。推定Ⅱでは、新宿区のデータを使って OLS 分析を行った。

推定式

$$Y_* = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + B_4 X_4 + \varepsilon$$

被説明変数　家賃対数
説明変数　築年数、最寄駅までの徒歩時間、床面積、定借ダミー

4.1.4　基本統計量

基本統計量（推定Ⅰ　港区）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（家賃）	4259	12.00986	0.6428393	11	15
床面積	4259	42.89716	32.8679	9	374
駅までの徒歩時間	4259	6.125382	3.29706	1	24
築年数	4259	13.08124	11.06153	1	55
定期借家ダミー	4259	0.1112937	0.3145325	0	1

基本統計量（推定Ⅱ　新宿区）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（家賃）	4906	11.59702	0.6004274	11	14
床面積	4906	31.88239	20.97497	9	319
駅までの徒歩時間	4906	5.769874	3.128873	1	35
築年数	4906	14.14656	11.69045	1	55
定期借家ダミー	4906	0.0574806	0.2327824	0	1

4.1.5　推定結果

推定結果では、定借ダミーで係数が推定Ⅰ、Ⅱともにマイナスとなり、係数がそれぞれ－0.15、－0.14 となった。この係数は、t 値が 2 以上であり、１％有意水準となった。

この結果は、定期物件の家賃は、借家物件の家賃に比べて、15%軽減効果があったことを表している。

被説明変数　家賃対数

	推定Ⅰ				推定Ⅱ			
	係数	std	t値	有意	係数	std	t値	有意
床面積	0.0156499	0.0003807	41.11	***	0.0210071	0.0008907	23.58	***
駅までの徒歩時間（分）	-0.0160193	0.0018107	-8.85	***	-0.0097947	0.001667	-5.88	***
築年数	-0.0127625	0.0005248	-24.32	***	-0.0114126	0.0004796	-23.8	***
定借ダミー	-0.1554276	0.0248566	-6.25	***	-0.1415598	0.0335948	-4.21	***
定数項	11.6209	0.0196769	590.58	***	11.15337	0.0310103	359.67	***
R-squareed		0.86572				0.5843		

※推定Ⅰ（港n=4259）、推定Ⅱ（新宿n=4906）
　***は、有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

4.1.6　考察

推定Ⅰ（港区）及びⅡ（新宿区）ともに定借ダミーの係数の符号はマイナスであり、１％水準で有意となった。よって、定期借家物件は普通借家物件に比べて家賃軽減効果の訴訟が多く発生している現状でも、確認できたといえる。家賃軽減効果は、借主にとってのメリットとして重要な要素である。その効果があるということは、定期借家の効果が立証されたと考えられる。

4.2　定期借家制度利用率への影響

4.2.1　判例の整理

判例検索サイトであるウエストロージャパンを使用し、キーワード「定期借家」にて木ワード検索を行った。さらに内容を吟味し、「定期借家物件」での判例について下記のようにまとめた。尚、検索結果の判例については、「判例タイムズ」、「判例時報」、「裁判所 Web」で補足調査とそれ以外の判例がないか、確認調査を行った。結果、ウエストロージャパンでの検索結果以上に判例がなかったことを確認した。

判決年月日	事件番号	裁判所	裁判官	争点	裁判所の所見	備考	抵抗		
							判例数	判例数(補)	最新判例no
H24.12.26	平23(ワ)35986号	東京地裁	小島	38条2項	38条に基づく契約であり38条2項の規制により再契約義務違反には当たらない。				
H24.12.10	平23(ワ)39064号	東京地裁	加賀	38条2項	事前のメール送信、事前説明書の説明、事前説明書の添付証拠により当たる実施				
H24.9.13	平23(受)1209号	最高裁	白木、横井、金築、横田、山浦	38条2項	2項は、賃借人の権限の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。				○
H24.3.23	平23(ワ)37069号	東京地裁	齊藤大	38条2項	原告内での原契約書の登録番号が事前説明書の登録番号より後になっており、契約締結前に38条2項の事前説明をしたという証拠の提示がない。	控訴中		2152	
H23.8.24	平22(ワ)27971号	東京地裁	池田	38条2項	事前説明文書、契約書、更新事項説明での定期借家の説明記載から判断して、家主が説明義務を尽くしたとは言えない。				
H23.8.28	平22(ワ)41735号	東京地裁	手嶋	契約保険による違約金の額	賃借人の信用不履行による契約保険された場合、損害賠償分の資料等の実質的負担を求めること自体は合理的。				
H23.5.24	平21(ワ)34583号	東京地裁	齊藤大	38条2項	H22最高裁判決で38条2項の規制は、別個独立の事前説明書が必要であり、本案件はそれらを全く欠いている。				
H23.2.8	平22(ワ)20599号	東京地裁	岸澤	38条2項	原告は被告「賃借人」の面接も断られ、電話にて説明し、郵便受に書類を投函、その書類を被告に受領させた証拠もできる。よって、2項事前説明と認められる。				
H22.7.16	平21(受)1209号	最高裁	竹内、古田、涌澤、千葉	38条2項	定期借家契約書は独立証書または特約ない別個独立の事前説明文書送付の証拠がない。			1361	
H22.9.29	平19(ワ)31404号	東京地裁	原木	38条2項	事前説明文書にて説明をしていない、契約書自体が定期借家を証明して作成していない。				
H22.10.7	平21(ワ)19989号	東京地裁	田口	38条2項	期間満了後、再契約交渉決裂、指導側が期間満了後は、「解約の更新」に移行と主張、裁判所の判断は、期間満了後は法38条4項による通知を有効と認めた、「解約の更新」については、定期借家契約なので認めない。				
H22.2.22	平21(ワ)23936号	東京地裁	齊木	38条2項	契約書、説明書、更新事項説明があり、被告「賃借人」の錯誤無効は認められない。				
H22.2.22	平21(ワ)36652号	東京地裁	齊木	契約書の特約	敷引特約での現状回復費の賃借人負担は妥当				
H22.3.16	平21(ワ)29307号	東京高裁	一	38条2項	2項は、賃借人の権限の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。(第二審)(H24.9.13最高裁判決にて確定)				
H21.7.28	平20(ワ)4129号	東京地裁	山田	38条2項	契約書(「本契約は再契約に合意ごとに契約を1回することができる」と記載、裁判所の判断は、双方交渉で再契約が合意できなかったのだから、契約消滅と判断する。				
H21.3.19	平20(ワ)20932号	東京地裁	大筆	38条4項	期間満了後の終了通知の有効性容認、除外的新たな普通借家の締結とは言えない。			2075	
H21.1.029	-	東京地裁	-	38条2項	2項は、賃借人の権限の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。(第一審)(H24.9.13最高裁判決にて確定)		1275		
H20.12.19	平19(ワ)20862号	東京地裁	前谷	38条2項	契約書、説明書があるので定期借家契約、再契約に関しは、賃借人が担当者との面会を引き延ばしているから当担当者が不誠実な対応したとは言えない。				
H20.4.28	平18(ワ)20600号	東京地裁	松本	38条2項	事前説明書で説明された、了承済と提出していることから、2項の規制がされたと認める				
H20.9.25	平20(ネ)3048号	東京高裁	-	38条2項	第一審(H22.7.16最高裁判決にて確定)				
H20.4.23	平20(ネ)3020号	控訴地裁	-	38条2項	控訴審(H22.7.16最高裁判決にて確定)				
H20.6.20	平19(ワ)7245号	東京地裁	布施	38条1項	本契約書の特約に「定期借家契約である」と記載があるが、別の条項で「契約更新」についての記載がある、事前説明書の交付を行っていない、よって、定期借家契約とは認めない。				
H20.10.21	平18(ワ)29096号	東京地裁	小原	賠償書の有効性	1棟の定期借家契約の事前賠償書の有効性、定期借家契約を前提として賠償締結後に原告が行った費用(設計等)については、賠償後に支払義務がある。				
H19.7.25	平18(ワ)28574号	東京地裁	笠井	38条1項	契約書、事前説明書は有効、また、4項に基づき内容証明郵便で通知書送付も有効。				

図表 3　定期借家制度に関係した裁判判例調査結果

調査結果としては、裁判の争点が法 38 条 2 項及び 4 項の手続き上の問題や法解釈についてのものが多かった。事前説明書については、H22 及び H24 の最高裁判決の結果、別個独立であると明確化した。ただし、制度の不明確についてはまだ完全には是正されていない。

4.2.2　分析の方法

定期借家制度利用率と判例件数による OLS 分析を行った。

4.2.3　使用データと実証モデル

推定式

$$Y_* = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \varepsilon$$

被説明変数

2006~2012年度の国土交通省市場動向調査（首都圏、中京圏、近畿圏）
定期借家件数（率）　（住宅局住宅政策課　住宅経済第１係）

説明変数　・前年の定期借家制度での訴訟件数（ｳｴｽﾄﾛｰｼﾞｬﾊﾟﾝによる検索）
・前年の建築着工統計調査着工新設住宅戸数対数（国交省建設統計室建築統計係）

4.2.4　基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
定期借家利用率	19	3.573684	1.920024	0	8.1
前年の判例数	19	2.842105	1.951158	0	6
前年の住宅新設着工戸数(対数)	19	13.78699	0.1849104	13.57777	14.07046

4.2.5　推定結果

被説明変数　定期借家利用率

	係数	std	t値	有意
前年の判例数	-0.5677622	0.2393448	-2.37	**
前年の住宅新設着工戸数(対数)	-3.006425	1.915051	-1.57	
定数項	46.63688	26.72277	1.75	*
観測数	19			
R-squareed	0.216			

※表中の***、**、*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

4.2.6　考察

前節の実証分析によって、定期借家利用率には判例数によって一定の影響を受けると結果を出したが、その結果を補足する意味で、有識者等にヒアリング調査を行った。

ヒアリング調査の結果、実証分析の結果と同様に裁判判決が家主、借主、仲介業者等の定期借家利用マインドに悪い影響を与えていることを裏付けることができた。

ヒアリング調査結果

・有識者（大学教授）；判決が多く出ている現状を事業者はリスク増加ととらえている。
主観的な訴訟リスク不安が大きい。

・有識者（弁護士）；仲介業者や貸主は、判例の解釈で必要以上に不安感を持っている。

・業界団体；法38条2項の事前説明書での説明義務、第4条の通知義務については、大きな手間と仲介業者等は考えている。
裁判の多発によって訴訟リスクによる不確実性を貸主が意識するようになった。

5.　結論

・裁判判例が多く出ている現状でも普通借家物件の家賃に比べて定期借家物件の家賃は軽減することを確認した。
・裁判判決数が増えた次の年度の定期借家制度利用率が低下することを確認することができた。
・裁判判決の多くは、借地借家法第 38 条 2 項及び 4 項の事務手続や法解釈での争点が多かった。

6.　政策提言

定期借家制度は、現在、制度安定化前の状態と考えられる。

今後も多くの判決が出ることによって制度が明確化すると予想される。

ただし、早期に制度導入のメリットを享受するためにはその阻害要因の対策が必要である。

本研究でのヒアリング調査で判例数が多くなると「不安」が大きくなり、必要以上に慎重になっている関係者の現状が浮かび上がった。根源的な問題は、法 38 条 2 項及び 4 項の手続き手順が不明確と思われているところにある。その問題解決として下記の２点を提案する。

・借地借家法38条各項の条文の改正
すでに多くの判決が出ている。それらの法解釈をもとに現在は不明確である条文を修正する必要がある。

・判例をもとに対応想定マニュアル作成とその周知
業界団体作成のマニュアルはすでに存在している。しかし周知不足。そのため、より一層周知のため、不動産関係者だけでなく、もっと消費者である一般市民にも周知させる施策を実施することが有効である。

「法の不明確な部分が裁判となるリスク生む」。これは「条文の書き方が不明確だからいけない」ことが問題であるということ。「条文が不明確」に対する政策提言は「法改正による明確化」。ただし、明確化した上で、「周知」は誤解を生まない土壌づくりとして重要なものと考える。

また、今後の課題としては、周知や法改正とは別に、法 38 条 2 項及び 4 項規定自体の存在意義を再検討し、その条項が不必要であれば削除することによって契約自由の精神に立ち返る等の見直しの検討も今後の課題と考える。

7. おわりに

本研究において、普通借家家賃に比べて定期借家家賃の軽減効果が、定期借家の訴訟が多く発生している現在でもあることが示された。また、定期借家関連の判決数が、その利用率に悪影響を与えている可能性についても実証分析の結果、有意に説明できた。

この傾向から推察すると、訴訟リスクは今回の影響のほかに家賃軽減効果の大きさやその供給量自体を小さくしているとも考えられる。ただし本研究では、この点についてはデータの制約上、分析することができなかった。また、今回の実証で使用した定期借家利用率のサンプル数が極めて少ないためにサンプルデータの信頼度に問題があるのも事実である。また、定期借家制度利用率に影響を与えている要因は、単なる定期借家での訴訟数だけでなく、各訴訟での判決内容で大きくその反応が違うことも考えられる。今後、このような問題点を整理した上で別のパラメータを追加して実証分析を行うことによって、定期借家制度利用率が小さくしている他の阻害要因についても明らかになっていくものと考える。

また、今回の研究では、定期借家の判決数の影響を実証分析しているが、本来、定期借家制度が普通借家に比べて訴訟リスクが高いというわけではなく、逆に普通借家の訴訟リスクより圧倒的に小さくなっていることを誤解なきよう最後に付け加えておく。

【主な参考文献】

・「住宅の経済学」岩田規久男、八田達夫（1997）日本経済新聞社
・「判例における借家立退料評価に関する実証分析」久米良昭（2006）資産評価政策学 14 号
・「定期借家権」 福井秀夫、野村好弥、阿部泰隆（1998）信山社
・「定期借家権制度が家賃に与える影響」大竹文雄、山鹿久木（2001a） 日本経済研究 No41
・「定期借家制度と家賃」大竹文雄、山鹿久木（2001b）住宅土地経済 No41
・「定期借家の実証分析」大竹文雄、山鹿久木（2002）日本不動産学会誌 第 16 巻第 1 号
・「賃貸住宅法制の検討課題」久米良昭（2003）都市住宅学 42 号
・「定期借家制度と民間賃貸住宅市場」大竹文雄、山鹿久木（2003）都市住宅学 第 43 号
・「不動産市場における市場の失敗と政府の失敗」福井秀夫（2012）日本不動産学会誌 第 26 巻第 1 号
・「定期借家法導入の効果と今後の改正の報告」福島隆司（2003）日本不動産学会誌 第 16 巻第 4 号

以 上

高年齢者雇用安定法における雇用確保措置義務化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
MJU13611　田頭　達也

1. はじめに[1]

現在の日本は，65 歳以上人口が総人口の 24%を超え，75 歳以上の後期高齢者が 10 人に 1 人という世界のどの国も未経験の超高齢社会の時代に突入している(平成 24(2012)年 10 月 1 日現在）．今後もさらに高齢者人口は増加し,高齢化はますます進んでいくものと推測され，また少子高齢化による労働力人口の減少や公的年金の支給開始年齢引き上げの問題もある．こうしたことを背景に「より長く働き続けられる社会」を目指して実施されてきた政策の一つが，高年齢者の雇用確保を目的とした高年齢者雇用安定法である．

本稿は，1971 年の制定以降，現在までに何度も改正・強化を繰り返してきた高年齢者雇用安定法のうち, 65 歳までの雇用確保措置を講ずることを義務付けた 2004 年 6 月の高年齢者雇用安定法の改正(2006 年 4 月施行)が及ぼす影響を分析することで，今後の高齢者雇用政策への提言を行うことを目的とする．

2. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する理論分析

2.1 高年齢者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．高年齢者の雇用確保措置を義務化することについて「市場の失敗」の５つの観点から整理すると，高年齢者が働くことで得られる健康増進によって周囲の介護負担等を軽減する正の外部性，高年齢労働者についてどんな職務に従事させるかを長い間雇ってきた企業に委ねることで小さくすることができる情報の非対称性と取引費用の面から，高年齢者の雇用確保措置の義務化には一定の合理性があると考えられる．

2.2 雇用確保措置が導入された場合の賃金プロファイル

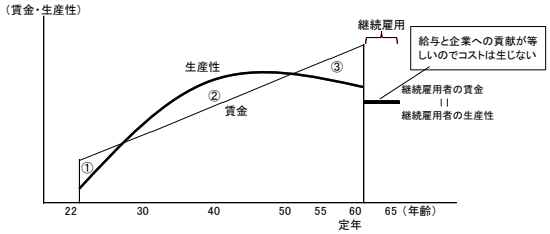
雇用確保措置を導入したときに生じるコストに対しての企業の対処策には様々なものが考えられるが，これらの内容について 60 歳を定年とする賃金プロファイルを用いて説明する．

まず雇用確保措置のうち全企業の約８割が導入している継続雇用制度を導入したときの企業の対処策について考える．継続雇用者の企業への貢献は定年前よりも低いことを前提としたとき，企業の対処策は大きく分けて 2 つ考えられる．ひとつが継続雇用後は賃金と生産性を等しくすることで現役世代の賃金に影響を与えないケース，もうひとつが現役世代の賃金を減らすことで，継続雇用者の生産性に対し高い賃金の超過分をまかなうケースである．

まずひとつめの継続雇用後は賃金と生産性を等しくするケースであるが，このケースの賃金プロファイルは図 1 のようになる．60 歳以前の賃金体系には手をつけず，継続雇用者の生産性に見合った賃金を支払う．この場合，継続雇用者の生産性と賃金が一致しているため，①+②+③=0 は維持され，生涯を通じてみると，労働者が企業にもたらした貢献の総額と給与総額は一致することになる．

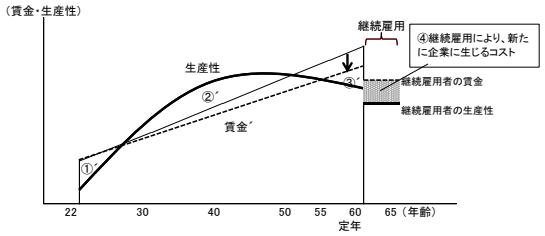
[1] 本稿の分析や参考文献等の詳細については論文を参照されたい.

図 1 現役世代の賃金が減らない場合(継続雇用導入)の賃金プロファイル



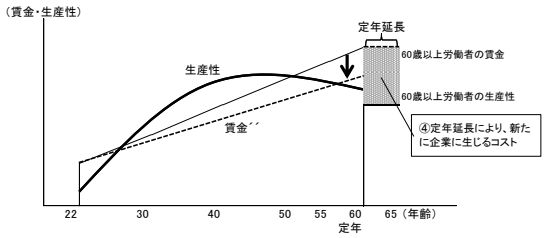
次にふたつめの現役世代の賃金を減らし，継続雇用者の生産性に対し高い賃金の超過分をまかなうケースでは，図 2 のような賃金プロファイルになる．もともとの賃金プロファイルで①+②+③=0 だったものに新たに④というマイナス部分が加わるため，その分の調整を賃金カーブの傾きを緩やかにすることで対処することになる．

図 2 現役世代の賃金が減少する場合(継続雇用導入)の賃金プロファイル



続いて定年を引き上げた場合の賃金プロファイルについて考えてみる．定年を引き上げた場合，原則として賃金を引き下げることができないので，60 歳以上労働者の賃金は維持される．60 歳以上労働者の賃金はその生産性を上回っているので，定年引上げの場合も企業にとってのマイナス部分が生じることとなる．よって図 3 のように現役世代の賃金を下げると考えられ，その下げ幅は継続雇用よりも大きいと考えられる．

図 3 定年を引き上げた場合の賃金プロファイル



以上説明したいずれの賃金プロファイルにおいても，賃金と生産性は一致させることができるので，雇用確保措置導入が歪みを生じさせているとは言えない．しかし労働者側から見れば，措置導入によって現役世代の賃金を下げるということは，賃金後払いの期間が長くなるということを意味する．よって雇用確保措置の導入は，年功賃金体系が持つ雇用流動性及び高年齢労働者の適材適所の阻害をさらに助長していると言える．

2.3 雇用確保措置義務化と適材適所

適材適所の配置という観点から見ると，より情報の非対称が小さい長年雇ってきた企業に高年齢労働者の職務の内容を委ねるということには一定の合理性があると言えるが，その高年齢労働者に適した仕事が必ずしもその企業にあるとは限らないため，そこで引き続き雇用させるということまでに合理性があるとは言えない．よってすべての企業に対して一律に自社（またはその関係グループ企業等）での雇用継続を義務づけることについては高年齢労働者の適材適所の配置の観点から効率的とはいえないと考えられる．

3. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する実証分析

本章では，高年齢者の雇用確保措置導入で生じる影響及び高年齢者に適した仕事の有無の決定要因を実証するにあたり，次の仮説を設定した．

仮説 1「雇用確保措置を設けたことで，措置対象となる 60～64 歳以外の現役世代労働者の賃金が低下したのではないか」

仮説 2「高年齢者に適した仕事の有無は業種によって違いがあるのではないか」

仮説 3「高年齢者に適した仕事の有無は技術伝承の必要性によって違いがあるのではないか」

3.1 雇用確保措置と現役世代労働者の賃金に関する実証分析

仮説 1 の分析は，使用データが 2006 年 4 月の雇用確保措置義務化から間もない 2006 年 10 月時点のものであるため，法改正前から措置を導入している企業と改正後に導入した企業の現役世代の賃金を比較し，雇用確保措置を導入して長い企業とそうでない企業の関係を見ることとした．現役世代の賃金を被説明変数とする推計式を構築し OLS(最小二乗法)を用いた回帰分析を行う．推定式と推定結果を推定式 1，表 1 に示す．

【推定式 1】

(ln 初任給から各年代平均月給の合計)
＝β0＋β1(改正前から雇用確保措置有ダミー)
＋β2(継続雇用者の賃金水準)
＋β3(継続雇用者年収の企業年金割合)
＋β4(継続雇用者年収の公的給付割合)
＋β5(60 歳以上の継続雇用率)
＋β6(従業員数ダミー4 種)
＋β7(業種ダミー15 種)
＋β8(直近売上高)
＋β9(直近営業利益)
＋β10(売上高 5 年前との比較ダミー)
＋β11(営業利益 5 年前との比較ダミー)
＋β12(労働組合有ダミー）＋ε

表 1 推定結果 1(OLS)

被説明変数：初任給から各年代平均月給の合計(log)		
説明変数	係数	標準誤差
改正前から雇用確保措置有ダミー	−0.057 **	0.0259
観測数 369		
調整済決定係数 0.1899		

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(以降の推定結果は略)．

「改正前から雇用確保措置有ダミー」は，係数が有意にマイナスであり，改正前に雇用確保措置を導入した企業は，そうでない企業に比べ賃金水準が低いという結果が得られた．長期的には，改正後導入企業も改正前導入企業のように現役世代労働者の賃金を抑制する可能性がある．さらに被説明変数の平均賃金を，合計ではなく各年代別に分けて推計を行った．推定結果を表 2 に示す．

表 2 推定結果 2(OLS)

被説明変数	係数	標準誤差
合計	−0.057 **	0.0259
初任給	−0.003	0.0089
30歳時	0.002	0.0226
40歳時	−0.023	0.0274
50歳時	−0.073 **	0.0308
55歳時	−0.095 ***	0.0337
定年時	−0.088 **	0.0385

初任給から 40 歳時までの給与は有意ではなかったが，50 歳時，55 歳時，定年時の平均給与については，「改正前から雇用確保措置有ダミー」についてマイナスに有意であった．

3.2 高齢者に適した仕事の有無の決定要因に関する実証分析

仮説 2 について分析するため，被説明変数に「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」を置き，業種を説明変数とするプロビット分析を行う．推定式と推定結果を推定式 2，表 3 に示す．

【推定式 2】

(高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー)
＝β0＋β1(60 歳以上の継続雇用率)
＋β2(従業員数ダミー4 種)
＋β3(業種ダミー15 種)
＋β4(直近売上高)
＋β5(直近営業利益)
＋β6(売上高 5 年前との比較ダミー)
＋β7(営業利益 5 年前との比較ダミー)＋ε

表 3 推定結果 3(プロビット分析)

被説明変数：高年齢社員の仕事確保が困難ダミー			限界効果推定（平均値で評価）	
説明変数	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
一般機械器具製造業	−0.075	0.314	−0.028	0.118
輸送用機械器具製造業	0.270	0.336	0.102	0.126
精密機械器具製造業	1.039 *	0.582	0.391 *	0.219
電気機械器具製造業	0.521	0.349	0.196	0.131
その他製造業	0.207	0.256	0.078	0.096
電気･ガス･熱供給･水道業	0.438	0.634	0.165	0.239
情報通信業	0.961 *	0.512	0.362 *	0.193
運輸業	0.142	0.284	0.053	0.107
卸売･小売業	0.608 ***	0.233	0.229 ***	0.088
金融･保険業	0.495	0.402	0.186	0.151
不動産業	0.250	0.826	0.094	0.311
飲食業･宿泊業	−0.152	0.398	−0.057	0.150
サービス業	0.269	0.252	0.101	0.095
その他	0.030	0.362	0.011	0.136
※基準は建設業				
観測数 585				
疑似決定係数 0.0959				

15 種類の業種ダミーのうち,精密機械器具製造業と情報通信業，卸売・小売業ダミーが「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」にプラスに有意な影響を与えているという結果が得られた．精密機械器具製造業や情報通信業は技術革新の速度が速く，蓄積したノウハウが陳腐化しやすいため，高齢社員の活用が難しくなっているためと考えられる．

続いて仮説 3 について検証するため，新たな説明変数として「高年齢社員は技術伝承のため不可欠有無ダミー」を入れてプロビット分析を行う．推定式と推定結果を推定式 3，表 4 に示す．

【推定式 3】

(高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー)
＝β0
＋β1(高年齢社員は技術伝承のため不可欠有無ダミー4 種)
＋β2(60 歳以上の継続雇用率)
＋β3(従業員数ダミー4 種)
＋β4(業種ダミー15 種)
＋β5(直近売上高)
＋β6(直近営業利益)
＋β7(売上高 5 年前との比較ダミー)
＋β8(営業利益 5 年前との比較ダミー)＋ε

表 4 推定結果(プロビット分析)

被説明変数:高年齢社員の仕事確保が困難ダミー			限界効果推定(平均値で評価)	
説明変数	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
技術伝承のため不可欠だと思う	−0.668 **	0.321	−0.251 **	0.121
技術伝承のため不可欠だとやや思う	−0.436	0.308	−0.164	0.116
技術伝承のため不可欠だとやや思わない	−0.066	0.326	−0.025	0.122
※基準は「技術伝承のため不可欠だと思わない」				
観測数 585				
疑似決定係数 0.113				

「高年齢社員が技術伝承のため不可欠だと思うダミー」は，基準とした「技術伝承のため不可欠だと思わない」企業と比べて，「高年齢社員の仕事確保が困難ダミー」にマイナスの影響を与えている．これは技術伝承が不可欠な業務を扱う企業には，熟練技能が蓄積された高年齢労働者が活躍できる場があるためと考えられる．

4. まとめ

雇用確保措置を導入して長い企業は，50 歳時，55 歳時,定年時の労働者の賃金が有意に低下していた．よって導入して長い企業は措置導入を見込んだ賃金カーブに修正ができていると考えられ，法改正後に措置を導入した企業も長期的には賃金カーブを変える可能性がある．また現役世代の賃金カーブを変えることは，雇用の流動性及び高齢者の適材適所の阻害の助長にもつながる．

高年齢者に適した仕事の有無という観点から見ると，精密機械器具製造業や情報通信業など技術革新の速度が速い産業の企業は，高年齢者の担当する仕事を確保するのが難しいという実証結果及び技術伝承が不可欠な業務を扱う企業は，高年齢者の担当する仕事が確保しやすいという実証結果が得られた．

5. 政策提言

実証されたように高年齢社員に適した仕事の有無は，企業の業種や技術伝承の必要性によって異なるが，法ではどの企業に対しても一律に雇用確保措置を義務化している．この一律義務化は，措置導入による賃金カーブ変更とあわせ，高齢者の適材適所の配置を阻害していると考えられる．

その解決の手段としては，高年齢者の仕事確保の困難さと業種の関係において更なる分析をした上で，業種ごとに法定雇用率を設け，法定雇用率を下回った企業は，上回った企業と取引できるようにすることが有効と考えられる．ただしこの策は最適な雇用率の設定に限界がある．

その他の方策として，継続雇用で働かせる場所を自社や関係グループ企業等に限定するのではなく，長年雇ってきた企業が就職先を紹介すれば良いようにすることも考えられる．高齢者に適した仕事がない自社等で雇わずに，適した仕事がある他の企業で働けるようにする政策にすれば，現状よりも高年齢労働者の適材適所を満たすことができ，効率性の改善が期待できると考えられる．

畜舎の外部性と臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について
～埼玉県における分析～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13612　田中　宏明

1. はじめに

日本における公害問題は、法律、条例による排出基準の設定等により多くの場合、改善されつつある。しかし、感覚公害として掲げられる騒音、振動及び悪臭については、人の感覚に依拠するものであり、苦情が生じて、行政測定を行ったとしてもタイミング次第で規制基準を下回る数値しか検出されないということもめずらしくなく、また、発生原因者と苦情申立人との感情的なもつれから問題が生じていることも多いため、行政は対応に苦慮している。

本稿は、研究対象を畜産業者の所有する埼玉県内の畜舎とし、そこから生じる悪臭が周辺地価に負の外部性として、どのような影響を与えているかということをヘドニックアプローチにより明らかにする。また、悪臭防止法による規制手法が物質濃度規制から臭気指数規制へと変更されたことにより、外部性を受けていた範囲の地価がどのように変化したのかを、規制基準の強弱に配慮しながら分析を行う。

2. 畜舎により生じる環境問題の概観

当然に臭いという印象のもと、牛、豚等の家畜を飼育する畜舎を嫌悪施設として扱うような状況が見受けられる。しかし、悪臭の生じる主な理由は、家畜の排出する排せつ物の処理に問題があるからであり、適切な排せつ物処理を行えば、相当程度低減できるものと考えられる。しかし、それを困難にする状況が見られる。国内の畜産業者は、年々減少する傾向にあるが、畜産業者一戸あたりの飼育頭羽数は上昇する傾向にある。畜産業者の規模の拡大により、家畜の排せつ物の量が自家で処理できる量を超過してしまうという状況を生じさせる。また、スプロール的な市街地の拡大により畜舎周辺に新興住宅地ができ、その地域から苦情が出るなど、後天的な問題が生じていることも指摘される[1]。

3. 悪臭防止法の概要

悪臭を規制する法律として悪臭防止法がある。悪臭防止法は、その目的として「悪臭について必要な規制を行い、その他悪臭防止対策を推進することにより、生活環境を保全し、国民の健康の保護に資すること」を掲げる。その目的を達成するための規制手法として、「物質濃度規制」と「臭気指数規制」がある。物質濃度規制は、政令に定める 22 物質の濃度について、敷地境界等における規制基準を定める。一方、臭気指数規制は、物質の種類に関わらず臭いの強さにより規制基準を定める。物質濃度規制では、発生源の特定が可能である等の長所があるものの、複数物質が混合する複合臭や未規制物質への対応が困難である点等が短所として挙げられる。これに対し、臭気指数規制は複合臭や未規制物質への対応が可能であり、また、実際の臭いの強さにより規制を行うので、住民の被害感情とも一致しやすいという利点がある。

埼玉県では、平成 18 年から平成 19 年にかけて多くの自治体で臭気指数規制へと切り替わった。当時、規制手法や規制基準を決定する権限は原則として埼玉県が有していたが、埼玉県

[1] 公益社団法人 におい・かおり環境協会編(2013)『ハンドブック 悪臭防止法 六訂版』㈱ぎょうせい参照。

では、アンケート調査を行い、各自治体の意向に沿った形で規制手法や規制基準を決めた。結果、臭気指数規制であっても厳しい基準を選択する自治体、物質濃度規制と同等程度の規制基準を選択する自治体、農業振興を重視し農業振興地域での基準を緩めた規制基準を選択する自治体、または物質濃度規制のままを選択する自治体等、様々な規制手法、規制基準が存在するようになった。

4. 経済学的理論の整理

4.1 畜舎の与える外部性について

畜産に係る悪臭については、飼養規模や地理的な状況等により約 500m から 1,000m 先にまで移動するとの言及もある[2]。畜舎の与える負の外部性は、畜舎近隣ばかりではなく臭気の到達し得る相当広い範囲に及んでいるのではないか、また、その外部性の与える影響は用途地域により異なるのではないか、との問題意識のもと、ヘドニックアプローチによる地価の分析を試みる。

4.2 臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について

規制基準の設定にあたっては、最適な汚染水準を考慮することが、法と経済学の立場から不可欠である[3]。規制を強化することは、住民の環境改善による便益と畜産業者の対策費用とのトレードオフ関係を生じさせる。この場合、環境改善の限界便益と対策の限界費用が一致する点が最適な汚染水準となる。ただし、この最適水準は、一律のものでなく発生源の種類によって、また、用途地域によって異なってくるものと考えられる。その用途地域で普段感じられない臭いが漂ってくると、住民が反応し苦情となることが多い[4]。つまり、畜舎の悪臭に対する許容度が市街化調整区域においては、住居系用途地域に比べ高く、同じ悪臭削減率であったとしても、得られる便益は少ないものと考えられる。このことを図 1 に示す。

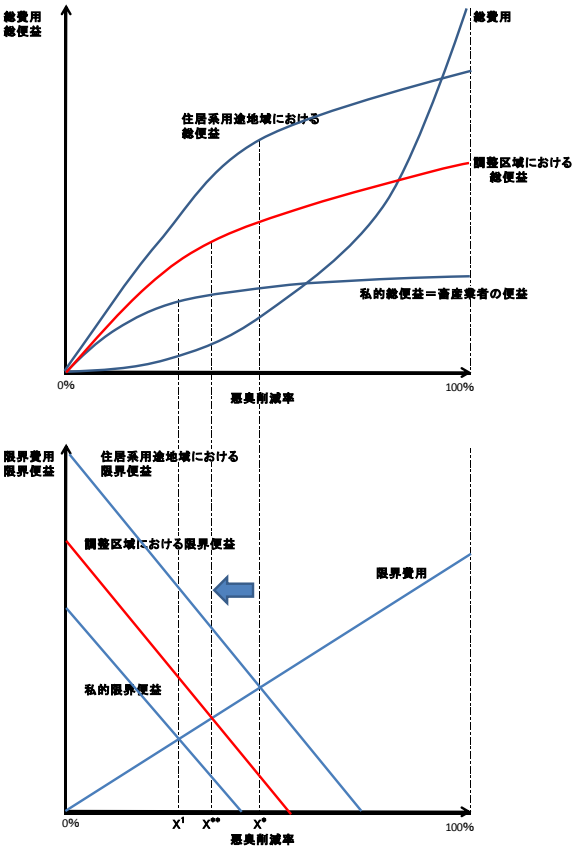


図 1 限界便益と限界費用

以上のことから、用途地域ごとに適切な規制基準を設けることが効率性を高める観点から必要となる。しかし、社会的に適切な規制基準を政府が正確に把握することは現実的ではないことが指摘されている[5]。強い規制が行われ環境改善により地価が上昇したとしても、規制に対応する畜産農業者の費用負担の増加による地価の下落がその効果を打消し、さらには地価が下落することがあるのではないか。そのような疑問が生じる。

---

[2] 財団法人 畜産環境整備機構(2011)『悪臭苦情を減らすために～養豚・酪農経営をささえる技術と知恵～』参照。

[3] 福井秀夫(2007)『ケースからはじめよう 法と経済学』日本評論社参照。

[4] 川崎通昭・堀内哲嗣郎(1998)『嗅覚とにおい物質』公益社団法人 におい・かおり環境協会 に嗅覚の順応に関する記載あり。

[5] 中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社参照。

5. 実証分析

5.1 実証分析のながれ

実証分析を行うにあたって、まず、ヘドニックアプローチをもとに負の外部性の及ぶ範囲を明らかにする。そのうえで、負の外部性を受ける範囲内にある地価ポイントとその外側にある地価ポイントを用途地域ごとに比較し、土地の利用用途によって影響に差異があるかを明らかにする。

その後、悪臭防止法による規制手法の変更にあたっての規制基準の強弱が、地価に与える影響について検討を加える。負の外部性を受ける範囲内にある地価ポイントを検討の対象とし、まず、用途地域を考慮せずに規制基準の設定パターンごとに検討を行い、その後、住居系用途地域と市街化調整区域にわけて規制基準の設定パターンごとに検討する。

畜舎の所在地は、埼玉県畜産安全課、水環境課、一般社団法人 埼玉県畜産会等から入手した情報により把握したものであり、臭気指数規制導入時期は、埼玉県及び市町への聞き取りまたはホームページから把握したものである。その他のデータは、国土交通省国土政策局国土情報課の提供する国土地理情報ダウンロードサービスから入手したものである。東京大学空間情報科学研究センターが提供する CSV アドレスマッチングサービスを利用し、畜舎所在地の情報を GIS 上に表示させ、地価ポイントと畜舎の距離を導き出した。

5.2 畜舎の与える外部性について

検討対象の地価データは、埼玉県において臭気指数規制が導入される前の 2002 年から 2005 年のもので、なおかつ、畜舎からの距離が 2,000m 未満の範囲にあるものとした。

5.2.1 外部性の範囲に関する分析

畜舎の与える外部性の範囲について、推計結果を表 1 に示す。畜舎の与える負の外部性は、悪臭が到達すると想定した畜舎から 500m から 1,000m の範囲を越え、1,500m 未満の距離までの地価を有意に下落させることが明らかになった。

表 1 推計結果(外部性の範囲に関する分析)

被説明変数:Ln地価(地価公示及び都道府県地価調査)								
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
畜舎からの距離ダミー 0m- 300m未満		−0.052	***	0.016	−3.36	−0.093 ***	0.018	−5.31
300m- 600m未満		−0.063	***	0.012	−5.31	−0.099 ***	0.014	−7.16
600m- 900m未満		−0.036	***	0.010	−3.48	−0.042 ***	0.012	−3.45
900m-1200m未満		−0.029	***	0.010	−2.88	−0.033 ***	0.012	−2.73
1200m-1500m未満		−0.033	***	0.0092	−3.56	−0.029 **	0.011	−2.53
1500m-1800m未満		−0.0040		0.0089	−0.45	−0.0031	0.011	−0.28
最寄駅までの距離	km	−0.067	***	0.0038	−17.84	−0.053 ***	0.0026	−20.27
東京駅までの距離	km	−0.031	***	0.0030	−10.34	−0.017 ***	0.0015	−11.75
容積率	%	0.00079	***	0.000039	20.55	0.00088 ***	0.000048	18.28
供給施設有無(ガス)ダミー		0.054	***	0.007	7.99	0.11 ***	0.0080	13.14
供給施設有無(下水)ダミー		0.067	***	0.010	6.73	0.098 ***	0.011	9.09
住居系用途地域ダミー		0.82	***	0.015	53.83	0.82 ***	0.015	52.79
商業系用途地域ダミー		1.09	***	0.016	65.91	1.10 ***	0.017	65.46
工業系用途地域ダミー		0.62	***	0.017	36.58	0.62 ***	0.017	35.46
非線引き白地ダミー		0.40	***	0.048	8.46	0.23 ***	0.029	7.97
地価公示ダミー		0.019	***	0.0052	3.74	0.027 ***	0.0066	4.12
年ダミー(2003年～2005年)			Yes			Yes		
市町村ダミー			Yes			Yes		
畜舎ダミー			Yes			No		
定数項		11.49	***	0.17	69.39	11.58 ***	0.058	198.96
サンプル数					4303			4303
自由度調整済決定係数					0.96			0.92

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

5.2.2 用途地域ごとの外部性に関する分析

畜舎が与える負の外部性を用途地域ごとに検討した。推計結果を表 2 に示す。

畜舎ダミーを加えた場合、住居系用途地域及び工業系用途地域において有意に地価が下落しており、畜舎ダミーを加えない場合、住居系用途地域、商業系用途地域及び工業系用途地域において有意に地価を下落させることが示された。

表 2 推計結果(用途地域ごとの外部性に関する分析)

被説明変数:Ln地価(地価公示及び都道府県地価調査)								
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
住居系用途＊1500m未満		−0.027	***	0.0067	−3.97	−0.028 ***	0.0081	−3.41
商業系用途＊1500m未満		−0.012		0.015	−0.78	−0.074 ***	0.020	−3.73
工業系用途＊1500m未満		−0.20	***	0.023	−8.74	−0.19 ***	0.026	−7.36
調整区域＊1500m未満		0.014		0.026	0.55	−0.023	0.025	−0.90
非線引き白地＊1500m未満		−0.052		0.047	−1.11	−0.00012	0.049	0.00
最寄駅までの距離	km	−0.065	***	0.0037	−17.51	−0.054 ***	0.0026	−20.47
東京駅までの距離	km	−0.031	***	0.0030	−10.51	−0.017 ***	0.0015	−11.16
容積率	%	0.00079	***	0.000038	20.66	0.00090 ***	0.000048	18.51
供給施設有無(ガス)ダミー		0.055	***	0.0067	8.21	0.11 ***	0.0080	13.42
供給施設有無(下水)ダミー		0.072	***	0.0098	7.37	0.11 ***	0.011	10.19
住居系用途地域ダミー		0.86	***	0.026	32.80	0.82 ***	0.027	30.75
商業系用途地域ダミー		1.11	***	0.028	40.05	1.13 ***	0.029	38.79
工業系用途地域ダミー		0.78	***	0.032	24.63	0.75 ***	0.033	22.40
非線引き白地ダミー		0.46	***	0.070	6.68	0.20 ***	0.052	3.95
地価公示ダミー		0.017	***	0.0052	3.22	0.027 ***	0.0066	4.09
年ダミー(2003年～2005年)			Yes			Yes		
市町村ダミー			Yes			Yes		
畜舎ダミー			Yes			No		
定数項		11.42	***	0.17	68.86	11.53 ***	0.060	191.34
サンプル数					4303			4303
自由度調整済決定係数					0.96			0.92

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

5.3 臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について

臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について検討を加える。

検討対象の地価データは、2002 年から 2011 年までのもので、なおかつ、畜舎からの負の外部性の影響を受ける 1,500m 未満の範囲にあるものとした。ただし、悪臭防止法の規制対象地域外の自治体（検討の対象期間中に規制対象地域外から規制対象地域となった自治体を含む）と、法律による物質濃度規制と条例による臭気

指数規制を併用するさいたま市に所在する畜舎を最寄りとする地価ポイントは検討の対象から除外した。

5.3.1 規制基準の設定パターンごとの分析

規制基準の設定パターンごとの分析結果を表 3 に示す。規制値強自治体において、有意な地価の上昇が見られる。規制値中自治体と規制値弱自治体では、有意な地価の下落が見られる。

表 3 推計結果(規制基準の設定パターンごとの分析)

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数			係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー			0.052	***	0.014	3.74	0.072	***	0.020	3.6
規制値中自治体ダミー			−0.032	***	0.010	−3.17	−0.040	***	0.014	−2.83
規制値弱自治体ダミー			−0.040	***	0.013	−3.16	−0.044	**	0.018	−2.45
畜舎からの距離ダミー	0m− 300m未満		−0.040	***	0.011	−3.78	−0.087	***	0.012	−7.31
	300m− 600m未満		−0.051	***	0.0075	−6.85	−0.071	***	0.0089	−8.02
	600m− 900m未満		−0.014	**	0.0064	−2.20	−0.016	**	0.0078	−2.02
	900m−1200m未満		0.0085		0.0063	1.34	0.017	**	0.0079	2.14
最寄駅までの距離		km	−0.069	***	0.0031	−21.83	−0.052	***	0.0022	−24.22
東京駅までの距離		km	−0.045	***	0.0038	−11.77	−0.013	***	0.0014	−9.86
容積率		%	0.000083	***	0.000034	24.78	0.00090	***	0.000044	20.64
供給施設有無(ガス)ダミー			0.040	***	0.0060	6.71	0.12	***	0.0074	16.09
供給施設有無(下水)ダミー			0.026	***	0.0086	3.02	0.098	***	0.0095	10.38
住居系用途地域ダミー			0.88	***	0.012	75.47	0.83	***	0.012	71.92
商業系用途地域ダミー			1.12	***	0.014	79.06	1.09	***	0.015	72.73
工業系用途地域ダミー			0.61	***	0.013	46.23	0.56	***	0.014	41.52
非線引き白地ダミー			0.37	***	0.036	10.36	0.28	***	0.023	12.26
地価公示ダミー			0.0085	*	0.0045	1.91	0.019	***	0.0058	3.36
年ダミー(2003年～2011年)					Yes				Yes	
市町村ダミー					Yes				Yes	
畜舎ダミー					Yes				No	
定数項			11.92	***	0.19	61.47	11.45	***	0.052	218.25
サンプル数						6106				6106
自由度調整済決定係数						0.97				0.93

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

5.3.2 用途地域ごとの分析

住居系用途地域における規制基準の設定パターンごとの分析結果を表 4 に示す。畜舎ダミーありの場合に、規制値強自治体では有意な地価の上昇が見られ、規制値中自治体と規制値弱自治体では有意な地価の下落が見られる。また、畜舎ダミーなしの場合に、規制値中自治体と規制値弱自治体では有意な地価の下落が見られる。住居系用途地域では、悪臭について強い規制を行うことで地価が上昇し、緩い規制を行うことで地価が下落するのではないかと考えられる。

次に市街化調整区域についての分析結果を表 5 に示す。畜舎ダミーありの場合に、規制値強自治体では有意に地価が下落し、規制値中自治体では有意に地価が上昇した。また、畜舎ダミーなしの場合に、規制値中自治体と規制値弱自治体では有意に地価が上昇した。市街化調整区域で強い悪臭規制を行うと、規制に対応するために畜産農業者の費用負担が増加するので地価が下落し、それが環境改善による地価の上昇を上回るため、結果として地価が下落したのではないかと考えられる。

表 4 推計結果(用途地域ごとの分析―住居系用途地域―)

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数			係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー			0.020	**	0.010	2.01	0.027		0.019	1.46
規制値中自治体ダミー			−0.043	***	0.0072	−5.94	−0.040	***	0.013	−3.06
規制値弱自治体ダミー			−0.040	***	0.0097	−4.11	−0.042	**	0.018	−2.42
畜舎からの距離ダミー	0m− 300m未満		−0.070	***	0.0084	−8.42	−0.071	***	0.012	−5.70
	300m− 600m未満		−0.031	***	0.0055	−5.63	−0.038	***	0.0085	−4.50
	600m− 900m未満		−0.022	***	0.0046	−4.78	−0.023	***	0.0071	−3.22
	900m−1200m未満		−0.0091	**	0.0045	−2.02	0.015	**	0.0071	2.09
最寄駅までの距離		km	−0.098	***	0.0032	−30.92	−0.055	***	0.0023	−24.41
東京駅までの距離		km	−0.015	***	0.0029	−5.06	−0.015	***	0.0014	−10.42
容積率		%	0.00046	***	0.000037	12.28	0.00062	***	0.000054	11.40
供給施設有無(ガス)ダミー			0.032	***	0.0041	7.70	0.077	***	0.0066	11.64
供給施設有無(下水)ダミー			0.016	**	0.0072	2.15	0.14	***	0.0092	15.63
地価公示ダミー			0.0016		0.0032	0.51	0.012	**	0.0053	2.30
年ダミー(2003年～2011年)					Yes				Yes	
市町村ダミー					Yes				Yes	
畜舎ダミー					Yes				No	
定数項			11.82	***	0.14	81.66	12.35	***	0.054	230.76
サンプル数						3923				3923
自由度調整済決定係数						0.98				0.92

＊＊＊、＊＊、＊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 推計結果(用途地域ごとの分析―市街化調整区域―)

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数			係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー			−0.043	**	0.020	−2.13	−0.0021		0.044	−0.05
規制値中自治体ダミー			0.018	*	0.011	1.66	0.071	***	0.021	3.30
規制値弱自治体ダミー			−0.014		0.014	−1.03	0.074	***	0.028	2.62
畜舎からの距離ダミー	0m− 300m未満		−0.12	***	0.025	−4.86	−0.049	***	0.017	−2.93
	300m− 600m未満		0.0043		0.018	0.24	0.073	***	0.014	5.34
	600m− 900m未満		0.057	***	0.016	3.64	0.038	***	0.013	2.93
	900m−1200m未満		0.073	***	0.018	4.16	0.049	***	0.016	3.07
最寄駅までの距離		km	−0.034	***	0.0058	−5.83	−0.048	***	0.0032	−14.80
東京駅までの距離		km	0.055	***	0.010	5.48	−0.012	***	0.0016	−7.60
容積率		%	0.00018	***	0.000047	3.80	0.00031	***	0.00010	3.22
供給施設有無(ガス)ダミー			0.26	***	0.032	8.08	0.18	***	0.032	5.59
供給施設有無(下水)ダミー			−0.029	***	0.011	−2.71	−0.059	**	0.016	−3.59
地価公示ダミー			−0.092	***	0.012	−7.51	0.011		0.0092	1.17
年ダミー(2003年～2011年)					Yes				Yes	
市町村ダミー					Yes				Yes	
畜舎ダミー					Yes				No	
定数項			8.18	***	0.49	16.65	11.50	***	0.077	149.37
サンプル数						863				863
自由度調整済決定係数						0.99				0.95

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

6. 政策提言

悪臭対策について規制を行う場合は、住居系用途地域においてより厳しい規制を行い、市街化調整区域においてより緩い規制を行うなど、現状以上に土地の利用状況に応じた柔軟な対応を行うべきである。現状でも、各自治体において用途地域ごとに規制基準に差異を設けている。しかし、分析結果を見る限りにおいては、住居系用途地域においてはさらに強い規制を、市街化調整区域においてはさらに緩い規制を行うことで双方の地域で地価を上昇させることが可能であり、より効率的な規制となるものと考えられる。

しかし、畜舎と住居系用途地域の接近が望ましい状況ではないことは、5.2.2 において実証されている。より緩い規制基準が設定された市街化調整区域と住居系用途地域の接近は住居系用途地域での大きな地価の下落を引き起こす可能性がある。このことへの対策として、例えば、住居系用途地域の周囲に厳しい規制基準の地域を緩衝地帯として設定することで、より望ましい状況を確保できるのではないかと考えられる。

乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13613　田中　祐介

1.　はじめに

乳幼児医療費助成制度（以下「助成制度」）は，現在すべての都道府県において導入され地方自治体単独事業として実施されている．

医療保険の場合，経済学的には事前のモラルハザードと事後のモラルハザードが考えられる．事前のモラルハザードとは，保険者が被保険者の健康保持の努力や注意を正確に観察できないため，仮に医療費の 10 割を保険により給付した場合，被保険者に健康保持の努力や注意を払うインセンティブがはたらかず，努力や注意を怠りがちになることである．

また，事後のモラルハザードでは，被保険者が病気にかかり保険給付を受ける場合，自己負担がなければ医療サービスを過剰に需要するインセンティブが生じる．

現在の我が国における医療保険では，義務教育就学前の乳幼児の医療費にかかる自己負担が 2 割となっており，助成制度は医療保険にかかる自己負担分をさらに軽減するものである．助成制度の拡充によって，コンビニ受診といった言葉に象徴されるように，モラルハザードにより過剰な受診行動を招いている可能性がある．

本稿では，制度の拡充による受診行動及び受診行動の変化による健康状態への影響について検討を行う．

2.　乳幼児医療費助成制度の概要

助成制度は，乳幼児，小・中・高校生らの医療費患者負担分を助成し，医療費を無料化または軽減するものである．

医療機関を受診したときにかかる医療費は，健康保険の適用を受け保険から支払われる部分と，自己負担分に分かれており，義務教育就学前の乳幼児の場合，2 割が自己負担となっている．助成制度は，この 2 割の自己負担分の一部又は全部を市区町村が助成するものであり，市区町村が助成した一部について都道府県が補助する形をとっている．

この制度は，1961 年岩手県和賀郡沢内村（現和賀郡西和賀町）において 1 歳未満の乳児を対象に国民健康保険にかかる医療費の 10 割給付を実施したことに始まる．沢内村では乳幼児医療費の無料化と同時期，保健師を増員し保健教育活動などに取り組んだことにより助成制度が導入された翌 1962 年に乳児死亡率ゼロを達成した．

こうしたことから都道府県が市町村が実施する助成制度への補助を行うようになり，現在ではすべての都道府県が導入している．

当時の助成制度の目的を経済学的観点からみると，貧しいため受診すべき患者が受診できないことに対応するための所得再分配，感染症に対応する負の外部性対策，受診を促し医師らの指導を受けることで病気を減らす情報の非対称対策として実施されていたと考えられる．

現在でも，助成制度の目的として，各自治体において子育てコストの負担軽減，乳幼児の保健向上や，病気の早期発見早期治療といったものが掲げられている．これらの目的は，助成制度導入当時と変わっていない．

もちろん，乳幼児は，感染症も多く，症状が急変しやすいことや，自らの病状を正確に伝えるこ

とができず，親が乳幼児の様子を見て判断しなければならないといった点を踏まえる必要がある．制度導入当時には，乳幼児の病気を重症化させないため，貧困などを理由に過少となっていた受診を促すことが必要であった．ただし，当時の制度は国民健康保険の事業として開始したものであり，受診をより一層促すように拡充されてきている．

3. 乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析

本稿では，助成制度の変更による受診行動への影響と，制度の目的として掲げられている乳幼児の健康状態への影響を分析することとする．

0～4 歳の外来受療率，乳児死亡率，30～39 歳の定点当たり感染症報告数（インフルエンザ），6～14 歳の健康状態（自覚症状なし・日常生活への影響なし・通院なしの割合）の各指標を用い，助成制度の変更前後を比較することにより，政策変更による効果を分析する．

3.1 分析方法

助成制度における支給方法，自己負担の有無，所得制限の有無，対象年齢といった制度の変更による乳幼児の受診及び健康状態に与える影響を把握するため，DID 分析（Difference-in-differences estimator）により検討する．

よって，現物給付を行っている自治体，自己負担なしの自治体，所得制限なしの自治体をトリートメントグループとし，それら以外の自治体をコントロールグループとする．また，年齢については，観測可能な変数が 0～4 歳のものがあるため，年齢を 5 歳で区切り，制度の対象を 5 歳以上としている自治体を制度を拡充している自治体としてトリートメントグループとする．

3.2 推定式及びデータ

推定式は次のとおりである．

$$Y=\beta_0+\beta_1 D_1+\beta_2 D_2+\beta_3 D_1 D_2+Xy+u$$

ここで，Y は外来受療率（0~4 歳），乳児死亡率，感染症報告数，健康状態，β_0は定数項，β はパラメータ，D_1は政策変更後ダミー，D_2は政策導入自治体ダミー，Xy はコントロール変数，u は誤差項を表す．

インフルエンザの定点当たり報告数に 0～4 歳児の報告数を用いた場合，インフルエンザにかかった本人については助成制度によって受診を促されることで医療機関に行き感染者として報告されるため，報告数が増える効果と，早期に受診したことで感染拡大を防ぎ報告数を減らす効果の二つの面があることから，分析の結果，係数の符号がプラス、マイナスどちらにでても政策の効果の有無を判断できない．0～4 歳児の親世代への感染を防げたかどうかを分析することで，政策の効果を図る．

乳児死亡率と健康状態の説明変数について，乳児死亡率は 1 年前のものを，健康状態については 5 年前のものを使用した．これは，調査時点における健康状態は現在の助成制度による影響ではなく，乳幼児期における助成制度がどのように子どもの将来の健康状態に与えているかという影響を推定する必要があると考えたためである．

予想される推定結果は，受療率については，プラスの符号となると考えられる．

乳児死亡率，感染症報告数については，助成制度の目的に沿った効果が表れているとすれば，マイナスの符号が予想され，子どもの健康状態については，プラスの符号が予想されるが，制度拡充により過剰な受診となっており，健康への影響は小さいのではないだろうか．

3.3 推定結果

本節では，助成制度が外来受療率，乳児死亡率，感染症報告数，健康状態に与える実証分析の結果を示す．

3.3.1 外来受療率への影響

外来受療率にかかる推定結果は表1のとおりである.

外来受療率への影響について，自己負担なしの自治体で2011年に有意水準5%でプラスに有意であり,対象年齢拡大後の2008年にも有意水準10%でプラスに有意な結果が出ている．所得制限については，有意水準5%でマイナスに有意な結果となっている．その他の助成制度変更による影響については，統計的に有意ではないが，プラスの符号となっており，制度の拡充により受診にプラスの影響を及ぼすという予想を支持するものであった.

表1　外来受療率への影響の推定結果

外来受療率	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	451.476		518.462
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	384.450		422.595
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	228.019		439.96
自己負担なし自治体ダミー	-162.223		395.185
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	723.449		476.952
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	1067	**	514.867
所得制限なし自治体ダミー	-921.676	**	426.626
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	183.056		464.746
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	733.755		517.666
制度対象5歳以上自治体ダミー	-624.116		407.773
制度変更年'08×制度対象5歳以上自治体ダミー	1095.13	*	573.895
制度変更年'11×制度対象5歳以上自治体ダミー	793.826		583.082
医師数	380.982		918.001
歯科医師数	320.185		200.149
病院数	1174.214		2545.72
診療所数	-359.304		1890.119
子どもの数1人	596.278		21101.87
子どもの数2人	5792.718		21699.33
子どもの数3人以上	7851.223		22396.3
母親の就業割合	-4739.942		4035.022
保育者割合（祖父母）	1745.811		5209.952
1人当たり県民所得	1.254	*	0.729
生活保護率	194.118		122.919
保健師訪問指導実施率	-3.708		2.856
保健師数	0.238		58.300
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	-29714.94		48485.63
1人当たり居住床面積	1.353		103.246
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-1452.156		24244.09
観測数	188		
修正済み決定係数	0.551		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

3.3.2 乳児死亡率への影響

乳児死亡率にかかる推定結果は表2のとおりである.

乳児死亡率への助成制度変更による影響については，統計的に有意な結果は示されなかった．また，統計的に有意ではないものの助成制度変更による効果としてプラスの符号となる結果が出ているものもある.

助成制度の変更による乳児死亡率への影響は限定的であると考えられる.

表2　乳児死亡率への影響の推定結果

乳児死亡率	係数	標準誤差
現物給付自治体ダミー	0.304	0.248
制度変更年'07×現物給付自治体ダミー	0.240	0.199
制度変更年'10×現物給付自治体ダミー	0.332	0.229
自己負担なし自治体ダミー	-0.147	0.166
制度変更年'07×自己負担なし自治体ダミー	0.034	0.205
制度変更年'10×自己負担なし自治体ダミー	0.144	0.253
所得制限なし自治体ダミー	0.215	0.207
制度変更年'07×所得制限なし自治体ダミー	-0.145	0.201
制度変更年'10×所得制限なし自治体ダミー	-0.394	0.249
医師数	-0.119	0.439
病院数	1.740	1.188
診療所数	-0.635	0.925
子どもの数1人	0.009	10.674
子どもの数2人	-1.498	10.950
子どもの数3人以上	-2.796	11.230
母親の就業割合	0.544	2.077
保育者割合（祖父母）	-0.119	2.518
1人当たり県民所得	0.000	0.000
生活保護率	0.094	0.059
保健師訪問指導実施率	0.001	0.002
保健師数	0.016	0.030
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	-4.357	3.699
1人当たり居住床面積	0.052	0.051
都道府県ダミー	省略	
年度ダミー	省略	
定数項	0.459	10.677
観測数	188	
修正済み決定係数	0.361	

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

3.3.3 感染症への影響

感染症にかかる推定結果は表3である.

表3　感染症（インフルエンザ）への影響の推定結果

定点当たり感染症報告数（ｲﾝﾌﾙｴﾝｻﾞ30～39歳）	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	2.547		3.139
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	-2.022		2.598
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	-2.400		2.697
自己負担なし自治体ダミー	-1.149		2.359
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	-0.264		2.942
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	-0.065		3.184
所得制限なし自治体ダミー	-6.275	**	2.504
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	-0.732		2.735
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	-0.262		2.961
制度対象5歳以上自治体ダミー	3.730		2.429
制度変更年'08×制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.618		3.590
制度変更年'11×制度対象5歳以上自治体ダミー	-3.263		3.618
医師数	11.649	**	5.014
病院数	-5.633		3.525
診療所数	3.995		4.135
子どもの数1人	-56.733		130.754
子どもの数2人	-62.882		134.397
子どもの数3人以上	-249.149	*	136.801
母親の就業割合	94.211	***	22.342
保育者割合（祖父母）	-58.153	**	29.110
1人当たり県民所得	-0.003		0.004
生活保護率	1.204	*	0.719
保健師訪問指導実施率	0.034	**	0.017
保健師数	0.687	*	0.354
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	776.380	***	235.707
1人当たり居住床面積	-0.429		0.631
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-87.307		140.866
観測数	188		
修正済み決定係数	0.659		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

インフルエンザへの影響について，所得制限有無の自治体間比較では有意水準5%でマイナ

スに有意となっている． その他の政策効果を図る変数については、マイナスの符号となっているものの，係数の値も大きくなく，統計的に有意な結果は表れなかったことから，政策効果として感染症のまん延防止に効果が出ているとは言えない．

3.3.4 健康状態への影響

健康状態にかかる推定結果は表 4 のとおりである．

表 4　健康状態への影響の推定結果

健康状態（6～14歳）'04, '07,'10	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	-0.026	*	0.013
制度変更年'02×現物給付自治体ダミー	0.008		0.009
制度変更年'05×現物給付自治体ダミー	0.008		0.009
自己負担なし自治体ダミー	0.001		0.008
制度変更年'02×自己負担なし自治体ダミー	0.004		0.009
制度変更年'05×自己負担なし自治体ダミー	-0.003		0.009
所得制限なし自治体ダミー	0.022	*	0.012
制度変更年'02×所得制限なし自治体ダミー	-0.004		0.009
制度変更年'05×所得制限なし自治体ダミー	-0.004		0.009
制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.005		0.008
制度変更年'02×制度対象5歳以上自治体ダミー	0.013		0.016
制度変更年'05×制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.012		0.013
医師数	-0.023		0.02
歯科医師数	0.003		0.007
病院数	-0.072		0.067
診療所数	0.013		0.047
子どもの数1人	0.502		0.480
子どもの数2人	0.593		0.503
子どもの数3人	0.435		0.516
母親の就業割合	-0.015		0.046
保育者割合（祖父母）	0.158		0.111
1人当たり県民所得	0.000		0.000
生活保護率	0.006	*	0.003
保健師訪問指導実施率	0.000		0.000
保健師数	0.003	*	0.002
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.218		1.174
1人当たり居住床面積	0.001		0.001
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-0.067		0.615
観測数	147		
修正済み決定係数	0.391		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す．

健康状態への影響について，政策効果を測る説明変数においては，マイナスの符号となっているものもあり，また，係数の値も小さいことから政策効果として表れているとは言い難い．

4. 政策提言

分析によると，助成制度が拡充されている自治体においては，外来受療率を増加させているが，乳幼児の健康保持，向上に必ずしも寄与しているとは言えない．つまり，受診の増加分に過剰な受診があったと考えることができる．助成制度そのものを否定できるものではないが，過剰な制度拡大を行っている可能性があると考えられる．

よって，少なくとも一律の無料化をやめ，自己負担部分を残すべきであろう．適正な負担のあり方については地域ごとに異なると思われる．地域の特性に合った負担を求めることで，健康状態に影響せず受診行動の抑制につなげることができると考えられる．

また，助成制度による情報の非対称対策及び負の外部性対策には限界があり，それらに対応するためには，子供の健康にかかわる相談をしやすい環境を整えたり，感染症のまん延を防ぐための知識の普及啓発など，現在行われている他の施策の充実についても，政策の効果を検証しつつ検討がなされる必要があると考える．

5. おわりに

本研究は，助成制度の拡充による乳幼児の受診行動と健康状態への影響を分析したものである．

しかしながら，データ上の制約と分析能力の限界から分析できなかった部分があることから，今後の課題として以下に述べる．

都道府県の補助基準に上乗せした助成を実施している自治体もあるため，より詳細な検証を行い適正な負担の求め方について提言するためには市区町村別のデータを用いた比較が必要である．コスト・ベネフィット分析のために必要な医療費への影響についても分析の必要があるだろう．これらの課題の整理にあたっては今後のデータの蓄積が望まれる．

さらに，健康状態に関する指標についても，今回の分析では主観的な健康や乳児死亡率を用いているが，それら以外の指標を用いたより詳細な分析が必要であり，今後の課題としたい．

今後研究が蓄積され，地域や時代に沿った助成制度のあり方について議論が深まることを期待したい．

障害者雇用促進法が企業経営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
MJU13614 田森 亮

1　はじめに

日本では，障害のある人が障害のない人と同様，その能力と適性に応じた雇用の場に就き，地域で自立した生活を送ることができるような社会の実現を目指し，障害のある人の雇用対策を推進していくために「障害者の雇用の促進等に関する法律（以下，「障害者雇用促進法」）」が制定されている． 2013 年 6 月 1 日現在の障害者雇用状況では雇用障害者数は約 40 万人と過去最高を更新し，障害者の雇用機会の増加という点では一定の成果をあげているといえる．

しかし企業と障害者の情報の非対称性が緩和されないまま，法定雇用率や納付金制度等，企業規模，産業別を問わず一律に適用されることで，企業と障害者の雇用のミスマッチが生まれ，企業経営に負の影響を与えている可能性がある．このような問題意識のもと，障害者雇用施策が企業経営に与える影響について，実証分析を行った．

2　障害者雇用の現状

2.1 障害者及び障害者雇用の定義について

本稿では障害者を，障害者雇用促進法第 2 条第 1 号で定義している「身体障害，知的障害，精神障害（発達障害を含む．）その他の心身の機能の障害があるため，長期にわたり，職業生活に相当の制限を受け，又は職業生活を営むことが著しく困難な者」として，議論を展開する．

2.2 障害者雇用の変遷

図 1 は，企業規模別の障害者雇用率[1]の推移を表しており，身体障害者の雇用が義務とされた 1976 年から 1990 年代までは大企業を上回る高い雇用率で障害者雇用を牽引していた中小企業が，2000 年代に入ると雇用率が低下し始め，1000 人以上の大企業との逆転現象が起きている．

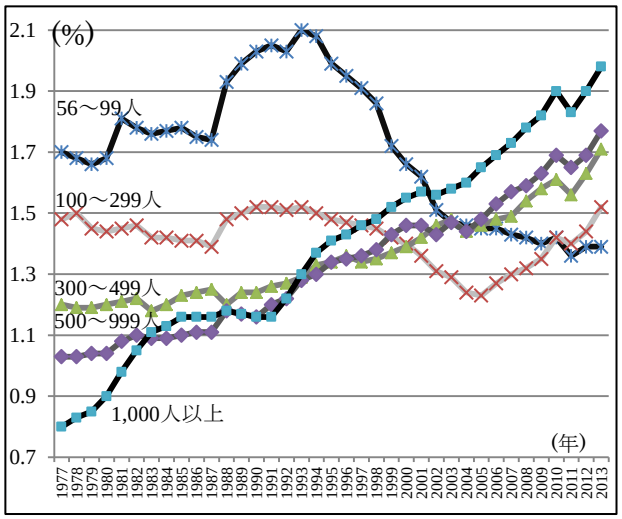


図 1　企業規模別の障害者雇用率の推移
（出典：厚生労働省公表資料をもとに筆者作成）

法定雇用率は，身体障害者及び知的障害者について，一般労働者と同じ水準において常用労働者となり得る機会を与えることとし，表 1 の算出式により雇用率を 5 年毎に見直している．

表 1　一般民間企業における雇用率設定基準

$$\text{法定雇用率} = \frac{\text{身体障害者及び知的障害者である常用労働者の数} + \text{失業している身体障害者及び知的障害者の数}}{\text{常用労働者数} - \text{除外率相当労働者数} + \text{失業者数}}$$

2.3　障害者雇用促進法の概要

障害者雇用促進法における事業主に対する主な制度として，雇用率未達成企業（常用労働者数 201 人以上）から納付金を徴収し，雇用率達成企業などに対して調整金，報奨金を支給するとともに，各種の助成金を支給する障害者雇用納付金・調整金制度がある．平成 22 年度（2010）には納付金支払い義務対象企業が常用労働者数 301 人以上から 201 人以上に変更となり，平成 27 年度（2015）からは常用労働者数 101 人以上 200 人以下の企業に，この納付金制度が拡大される予定である．

[1]障害者の法定雇用率は平成 25 年度(2013)から民間企業 2.0%，国，地方公共団体，特殊法人等 2.3%，都道府県等の教育委員会 2.2%となっている．

2.4　障害者雇用における情報の非対称性

独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構，障害者職業総合センターの「障害者雇用に対する企業のイメージ」に関するアンケート調査によると「そう思う」「どちらかといえばそう思う」の最も多かった回答は，「現場の従業員へ理解を求める必要がある（91.0%）」であり，企業と障害者における情報の非対称性の存在が示されている．

3　先行研究

3.1 障害者雇用を促進する政府の介入について

情報の非対称性が原因となり障害者の労働市場が過少となっている状況は社会的に非効率である．企業と障害者の雇用のミスマッチが起きている状況を改善することは効率性の観点からも正当化できるといえる．

3.2 障害者雇用が企業経営に与える影響について

先行研究では障害者雇用率制度や障害者雇用納付金制度について，雇用障害者数を増やす効果はあるとしても，企業の異質性に対する配慮不足や，制裁的措置の効果などの問題点が指摘されている．

4　障害者雇用促進法が企業経営に与える影響についての実証分析

4.1 問題意識及び検証する仮説

情報の非対称性が緩和されないまま，法定雇用率や納付金制度等，企業規模，産業別を問わず一律に制度が適用されることで，企業と障害者の雇用のミスマッチが生まれ，企業経営に負の影響を与えている可能性がある．

仮説 1　平成 25 年度（2013）には法定雇用率が 1.8%から 2.0%に引き上げられた．法定雇用率を守っていた企業が，法定雇用率を守ろうと障害者雇用を進めた結果，特定の産業では企業経営に負の影響を受けているのではないか．

仮説 2　平成 22 年度（2010）に納付金支払い義務対象企業が従業員規模 301 人以上から 201 人以上に拡大された[2]．新たに支払い義務対象となった企業では障害者雇用と売上高に負の相関関係があるのではないか．

[2] 制度の適用から 5 年間は，納付金の減額特例（4 万円）が適用される．

4.2 分析方法と基本モデル

東京都内企業の障害者雇用率 2011 年 6 月 1 日時点及び 2012 年 6 月 1 日時点の 2 カ年分（法定雇用率 1.8%時）に当該企業の財務データを組み合わせたパネルデータを作成し，固定効果モデルを用いた分析を行う．基本推計式は資本投入及び労働投入の全要素生産性と障害者雇用率の関係について分析するため，コブ・ダグラス型生産関数を基本モデル（式 1）とした．

$$\ln S_{it}=\alpha_o+\alpha_1 R_{it}+\alpha_2 \ln K_{it}+\alpha_3 \ln L_{it}+e_i+\varepsilon_{it} \quad \text{（式 1）}$$

※S は売上高，R は障害者雇用率，K は資本投入量，L は労働投入量

4.3 障害者雇用達成率別の企業経営への影響について

式 1 の基本推計式に，「従業員人数ダミー×障害者雇用率」の交差項を加え，推計モデル 1～3 の障害者雇用達成率毎に分析した結果が表 2 である．

表 2【推計結果】

被説明変数	【推計モデル 1】			【推計モデル 2 】			【推計モデル 3】		
売上高（対数）	1.7%未満			1.8%以上			2.0%以上		
説明変数	係数		Se	係数		Se	係数		Se
障害者雇用率	0.029		0.021	0.064	*	0.036	0.072		0.048
201～277 人×障率	-0.076	***	0.027	-0.126	***	0.038	-0.019		0.060
278～388 人×障率	-0.010		0.036	-0.139	***	0.043	-0.056		0.069
389～499 人×障率	-0.020		0.036	0.011		0.053	-0.037		0.057
500～611 人×障率	-0.049		0.041	-0.050		0.053	-0.048		0.057
612～722 人×障率	-0.014		0.045	-0.125	*	0.071	-0.092		0.079
723～833 人×障率	-0.047		0.046	-0.135	*	0.070	-0.100		0.080
834～944 人×障率	-0.061		0.053	-0.166	**	0.081	-0.124		0.097
945 人×障率	-0.038		0.052	0.191	***	0.055	-0.071		0.076
総資産（対数）	0.104	***	0.017	0.016		0.018	0.075	*	0.040
全従業員数（対数）	0.192	***	0.044	1.053	***	0.104	0.606	***	0.194
2011 年ダミー	-0.006		0.005	-0.005		0.008	-0.010		0.012
定数項	7.180	***	0.281	2.824	***	0.727	5.292	***	1.239
観測数	2498 社(1394 グループ)			958 社(618 グループ)			534 社(360 グループ)		
決定係数	0.426			0.368			0.427		

※　***,**,*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．

※「Se」は標準誤差，「障率」は障害者雇用率を表す．

推計モデル 1 で有意に負の影響を受けていたのは，従業員 201～277 人規模（法定雇用障害者数 3，4 人）であった．推計モデル 1 と 2 の結果を比べた場合，従業員規模 944 人以下の企業では障害者雇用率 1.8%以上の企業の方が障害者雇用率 1.7%未満の企業に比べ障害者雇用の負の影響を受けていた．推計モデル 3 では障害者雇用率 2.0%以上の企業で，どの従業員規模でも有意に負の影響を受けてはいなかったため，障害者雇用率 1.8%～2.0%の間の企業が特に負の影響を受けていると考えられる．

4.4 産業別の企業経営への影響について

推計モデル 2 の影響の詳細を分析するため障害者雇用率 1.8%以上の企業を産業別に推計した結果が表 3 である．

表 3【推計結果】

被説明変数：売上高（対数）			
説明変数	係数		標準誤差
建設業ダミー×障害者雇用率	0.064		0.077
製造業ダミー×障害者雇用率	0.062		0.056
情報通信業ダミー×障害者雇用率	0.150	*	0.091
運輸業ダミー×障害者雇用率	−0.084		0.119
卸売・小売業ダミー×障害者雇用率	0.084	*	0.046
金融・保険業ダミー×障害者雇用率	−0.437	**	0.197
不動産業ダミー×障害者雇用率	0.272		0.194
学術研究・専門技術サービス業ダミー×障害者雇用率	−0.250	*	0.131
宿泊・飲食サービス業ダミー×障害者雇用率	0.041		0.074
その他サービス業ダミー×障害者雇用率	0.441	**	0.205
その他産業ダミー×障害者雇用率	0.096		0.235
総資産（対数）	0.022		0.020
全従業員数（対数）	1.152	***	0.111
年度ダミー（2011 年度）	−0.008		0.009
定数項	2.252	***	0.795
観測数	958 社（618 グループ）		
決定係数	0.381		

※***,**,*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．

法令遵守への意識が高い企業では法定雇用率を守るという前提のもと障害者雇用を押しすすめ，金融・保険業，学術研究・専門技術サービス業の専門性の高い産業で有意に負の影響を受けていることが示され仮説 1 が支持された．

4.5 障害者雇用納付金制度の企業経営への影響について

仮説 2 を検証するため，法定雇用障害者数 3 人となる従業員 167～222 人規模の企業を分析対象として順序プロビットモデルによる分析を行った．順序プロビットモデルの被説明変数（順序ダミー）には，雇用障害者数 0～2 人を順序 0，雇用障害者数 3 人を順序 1，雇用障害者数 4 人以上を順序 2 とし，全体で 3 段階評価とした．基本推計式は式 2 の通りで，推計結果は表 4 である．

$$y_i^*=\beta_1 X+\beta_2 lnK_i+\varepsilon_i \quad (式\ 2)$$

y_i^*と被説明変数y_iの関係は(1)～(3)の通りである．

(1) $y_i=0 \Leftrightarrow y_i^* \leqq \delta_0$　　(2) $y_i=1 \Leftrightarrow \delta_0 \leqq y_i^* \leqq \delta_1$

(3) $y_i=2 \Leftrightarrow y_i^* \geqq \delta_1$

X は納付金支払い義務ダミー（従業員 201～222 人規模），lnK_iは資産の対数，ε_iは誤差項．

表 4 【推計結果】

被説明変数：順序ダミー			
説明変数	係数		標準誤差
納付金支払い義務ダミー	0.362	**	0.162
ln 資産	0.009		0.041
閾値(δ_0)	0.884		0.396
閾値(δ_1)	1.428		0.402
観測数	264 社		

※***,**,*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．

納付金支払い義務ダミーの係数が正で 5%有意であるため，納付金支払い義務のある 201～222 人規模の企業では雇用障害者数の押し上げ効果があることが示された．

表 5 【推計結果】

	雇用障害者 4 人以上			雇用障害者 3 人			雇用障害者 0～2 人		
説明変数	限界効果		Se	限界効果		Se	限界効果		Se
納付金義務ダミー	0.073	**	0.033	0.045	**	0.021	−0.119	**	0.053
ln 資産	0.002		0.008	0.001		0.005	−0.003		0.014
観測数	264 社								

※***,**,*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．

従業員 167～222 人規模（法定雇用障害者数 3 人）で平均的な資産をもつ企業の限界効果（押し上げ効果の確率）を推計した結果が表 5 である．従業員 201～222 人規模では雇用障害者数 4 人以上で 7.3%，3 人以上で 4.5%，0～2 人で－11.9%の確率で，納付金制度による雇用障害者数の押し上げ効果があることが示された．

最後に従業員 167～200 人規模の企業と従業員 201～222 人規模の企業では障害者雇用が売上高に与える影響に違いが出るのかを検証するため，式 1 の基本推計式に，「従業員 201～222 人規模ダミー」を加え，固定効果モデルによる分析を行った結果が表 6 である．

表 6【推計結果】

被説明変数：売上高（対数）		
説明変数	係数	標準誤差
障害者雇用率	－0.029	0.054
従業員 201～222 人規模ダミー	－0.156 **	0.078
総資産（対数）	0.034	0.043
全従業員数（対数）	0.839	0.718
年度ダミー（2011 年度）	0.012	0.030
定数項	4.184	3.781
観測数	264 社（159 グループ）	
決定係数	0.242	

※***,**,*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.

納付金支払い義務のある従業員 201～222 人規模の企業の方が，納付金支払い義務のない従業員 167～200 人規模の企業に比べて 5%有意水準で売上高に負の影響を受けていた．表 4，5 の順序プロビットモデルでの推計結果から障害者雇用納付金制度は雇用障害者数を増加させる効果のあることが分かり，表 6 の結果より，納付金支払い義務のある企業グループでは，障害者雇用により売上高に有意に負の影響が出ることが示され，仮説 2 が支持された．

5　まとめ

5.1 政策提言

（1）企業規模・産業別を考慮した法定雇用率の設定

平成 16 年度(2004)には業種別除外率制度が廃止され，平成 27 年度(2015)には納付金制度の対象企業が従業員規模 101 人以上に拡大される. 障害者雇用施策の一律適用拡大により雇用のミスマッチがうまれるため, 企業規模や産業別に配慮した法定雇用率の設定が必要であり, 現行制度の見直しが求められる.

（2）情報の非対称性の緩和

職業的視点からみた障害について, 関連する情報の範囲が多岐にわたり複雑であるため, 障害者雇用を支援している全ての関係機関が情報を共有し支援内容を可視化する必要がある. 可視化された支援内容の個人情報の適正な保管，本人からの包括同意の取得等の問題をクリアにし，企業にとっての障害者雇用への認証的な情報となることで雇用のミスマッチを解消していく必要がある. 今後は情報の共同利用という形で障害者への支援内容を可視化し, 就職後も定着支援や転職等で活用できるように企業と各支援機関で情報共有できる形が望ましい.

5.2 分析の限界と今後の課題

本研究ではデータ制約上の問題から, 限られた観測数となってしまった. 障害者雇用と企業経営の関係については, 長期にわたりデータを蓄積し分析を行うことにより, より精度の高い研究となる．分析結果から，障害者雇用施策の一律適用により企業規模, 産業によっては企業経営に負の影響を受けていることが示されたが, 障害者雇用を進めるための過程上, 情報の非対称性を劇的に緩和することは難しく, 社会全体の理解や支援を得るためには一定の歳月がかかる. 障害者雇用促進法の趣旨と企業経営の在り方についてバランス良く議論し検討を重ねていく必要がある.

6　おわりに

障害者雇用の問題を現場から理解するために, 企業や障害者雇用支援センター, ハローワーク等に視察及びヒアリングを行った. どの現場でも障害者の雇用と支援に熱心であり，情報の非対称性が緩和され，企業と障害者の雇用のミスマッチがなくなれば，企業にとっても，働く労働者にとっても効用が高まることを認識した. 今後さらに研究が進み, 障害者の雇用と企業経営の問題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.

地方都市における定住促進・人口誘導政策に関する研究
—富山市の「まちなか居住推進事業」を事例として—

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13615　寺西　宣泰

1. はじめに[1]

富山市では、モータリゼーションの進展、大型商業施設の郊外出店、居住地の郊外移転などが相まって都市の郊外化が進行し、市内の人口が増加から減少へ転じ、税収も伸び悩む中、郊外の都市基盤施設の整備・維持管理費の増加による財政の圧迫など、問題が生じている。これらの問題解決に有用で人口減少・少子高齢化に対応した持続的なまちづくりの政策として、「まちなか居住推進事業」は効果が期待されている。

本稿では、「まちなか居住推進事業」について政策効果を都心部、郊外部において検証し、政策の効率化に向けた分析を行った。分析結果から政策効果によって都心部の人口の減少に歯止めがかかっていることを示した。郊外部では、いくつかのモデルケースを挙げ、追加行政費用を推計し、まちなか居住推進事業費用との比較からいずれの場合も政策に有用性があることを示した。さらに、人口・地価について商業系地域と住居系地域の政策効果を比較することで、一律に補助をする政策を行っても、政策効果は地域のポテンシャルによって違うことを示唆した。

これらのことから、「まちなか居住推進事業」を行う場合は、政策効果を都心部と郊外部について分析し有用性を検証し、その上で補助を一律に行うのではなく地域の実情に合わせた補助により効率化が可能であることを示唆した。

2. 富山市「まちなか居住推進事業」について

富山市の「まちなか居住推進事業」は、平成 17 年から始まり、補助対象区域は「都心地区」であり、東側をしののめ通り、西側をけやき通り、南側をあざみ通り、北側を JR 北陸本線、いたち川、ブールバール、富岩運河環水公園で囲まれる面積約 436ha の地区としている（図 1）。富山市のまちなか居住推進事業の補助内容としては市民向けと事業者向けに分かれており、主な「まちなか居住推進事業」の概要を表 1 に示す。

表1　主なまちなか居住推進事業の概要

	事業名	補助対象と補助額等の概要
市民向け	まちなか住宅取得支援事業	自己居住の戸建住宅（住戸専用面積 75㎡以上、敷地面積の 5%以上を緑化）、分譲型共同住宅（住戸専用面積55㎡以上）、補助額は借入額の3%、補助限度額は50万円。
	まちなか住宅家賃助成事業	「都心地区以外」から「都心地区」の賃貸住宅へ転居する世帯へ家賃助成。住戸専用面積37㎡以上（学生25㎡以上）②世帯所得月額445千円以下。補助限度額 は1万円／月、3年間助成。
	まちなかリフォーム補助事業	リフォームについて補助。以前の世帯所得が月額445千円以下、自己所有、住宅面積75㎡以上、共同住宅は55㎡以上、工事費が100万円以上、補助額は、工事費の10%、補助限度額は30万円
事業者向け	まちなか共同住宅建設促進事業	共同住宅を建設者に補助。敷地面積 200㎡以上、住戸数2戸以上、住戸専用面積一般型で55㎡以上、緑化確保等、補助額100万円／戸（一般型）、50万円／戸（単身型）、補助限度額5,000万円
	まちなか住宅転用支援事業	遊休商業ビル等改修する共同住宅転用者に補助。住戸専用面積一般型は55㎡以上、単身型は40㎡（補助額は、100万円／戸（一般型）等、補助限度額は5,000万円（併設店舗等整備補助金含）
	まちなか住宅併設店舗等整備支援事業	低層階に店舗、医療・福祉施設等を併設して建設する者に補助。補助額 2万円／㎡であり、支援対象の面積上限は300㎡。

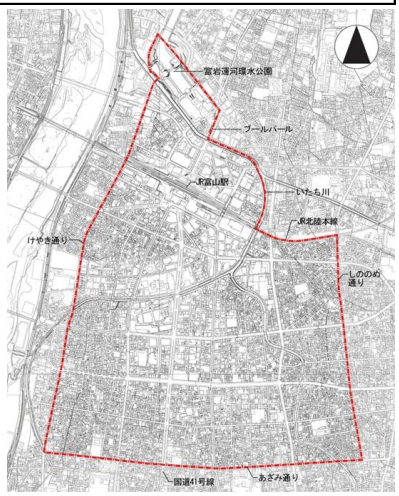


図1「まちなか居住推進事業」補助対象区域(出典：富山市)

[1] 本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿の見解及び内容に関する誤り等は全て筆者の責任に帰すことを申し添えます。

3. 都心部の政策効果

分析対象地区として、富山市の 10 地区 194 町丁目を含む都心部を設定した。都心部とは、総曲輪、八人町、愛宕、安野屋、柳町、清水町、五番町、星井町、西田地方、奥田の 10 小学校区で構成される区域で、本研究対象の「まちなか居住推進事業」の補助対象地区である都心地区を全て含む。「まちなか居住推進事業」における都心地区の政策効果を抽出する方法としては、平成 15 年度から平成 22 年度までの 8 年間の住民基本台帳による町丁目の人口のパネルデータを作成し、固定効果モデルを用い、都心部において全て補助対象である町丁目とそうではない町丁目での *difference-in-difference Estimator*（以下 DID 推定量）を行う。ここでは、固定効果モデルにより、町丁目ごとで有する時間を通じて変化しない特性の影響を除いている。また、DID 推定量により共通のトレンドを持つグループについて、政策を受けたグループと政策の影響を受けなかったグループに分類し、政策の前後で比較することで政策効果による人口の変動を抽出した。なお DID 推定量では、政策を受けたグループと政策の影響を受けなかったグループは全く同一の特性を持つ必要はないが、政策導入前のトレンドが同じであることを前提としており、ここでは、分析対象地区を都心部に絞ることで前提を満たすものとみなしている。

推計モデルは、政策効果による人口の変動を推計するために次式を用いる。

推計モデル(1)

$$Pop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} + \beta_2 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(2)

$$lnPop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} + \beta_2 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

被説明変数は、都心地区の各町丁目の人口(Pop)とその対数値$(lnPop)$を用いた。

説明変数は、補助対象地域である都心部であれば 1、それ以外は 0 をとる補助対象地域ダミー（HT)と政策を導入した 2005 年度以降であれば 1、それ以外は 0 をとる政策導入年ダミー(AD)との交差項であり、政策導入以降かつ補助対象地域である変数である。つまり、この項の係数を推計することで、「まちなか居住推進事業」による政策効果が補助対象地域の人口変動に与えた影響を把握できる。なお、固定効果モデルでは時間を通じて変化しない要因については変数に加えられないため、年次ダミー(YD)のみをコントロール変数として用いた。また、eは固定効果、εは誤差項を表す。各変数にiとtの添え字が付くが、iは町丁目、tは年度を意味する。

表2 推計結果

被説明変数	人口			ln人口		
推計モデル	(1)固定効果モデル			(2)固定効果モデル		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
政策導入年ダミー*補助対象地域ダミー	5.068	2.168	**	0.01	0.101	
年次ダミー	（省略）			（省略）		
定数項	228.55	1.911	***	5.203	0.0089	***
自由度調整済み決定係数	0.0276			0.0365		
F値	0.000			0.000		
サンプル数	1552			1552		

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

推計モデル(1)、(2)の推計結果を表 2 に示す。

人口を被説明変数とした推計モデル(1)では、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーの交差項が 5%で統計的に有意であった。これは、補助対象外地域に比べて補助対象地域では、政策効果として 5.068 人増えていることが統計的に有意といえる。

しかし、ln 人口を被説明変数とした推計モデル(2)では、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーの交差項は統計的に有意ではなかった。人口との対数をとることで地域を一定としてみたが、統計的に有意ではなかった。

推計結果から、政策効果は都心部の人口減少に歯止めをかけているものの、地域によって偏りがあると考えられる。

4. 郊外部の政策効果

「コンパクトなまちづくり事業調査研究報告」（2006）による郊外部における追加行政費用の算定を基にしており、本稿においては上水道の算定を追加し、いくつかのモデルケースについて 35 年間の追加行政費用の算定を行い、まちなか居住推進事業費と比較した。

表3 追加行政費用とまちなか居住推進事業費用の比較

モデルケース	追加行政費(円)	まちなか事業費(円)	B/C
新規開発型	4,521,737,829	610,822,365	7.40
郊外拡大型(公園有)	2,034,410,984	610,822,365	3.33
郊外拡大型(公園無)	1,778,619,440	610,822,365	2.91

コンパクトなまちづくり研究会(2005)『コンパクトなまちづくり事業調査研究報告書』を基に作成。

「まちなか居住推進事業」の政策効果が人口減少と共に低減すると仮定。

道路、公園、上下水道等の整備・更新・維持管理費を割引現在価値により算出、社会的割引率は4%、

仮にまちなか居住推進事業によって補助対象地域へ定住・誘導された人が、郊外部に居住することを選択した場合のモデルケースを①新たに住宅地が開発されたケースである新規開発型、②郊外にある既存のインフラを利用したケースである郊外拡大型（公園あり）、③郊外拡大型で公園を整備していないケースである郊外拡大型（公園なし）に分類しそれぞれについて追加行政費用の算定を行った。追加行政費用とまちなか居住推進事業の比較を表 3 に示す。

道路、除雪、上下水道等への追加行政費用を推計し、追加行政費用とまちなか居住推進事業費を比較するといずれの場合でも追加行政費用が大きい。最も少なく追加行政費用を見積ったモデルケースにおいても、まちなか居住推進事業費用の 6.1 億円に対して、追加行政費用を 17.8 億円抑える効果が見て取れる。

更なる詳細な分析が必要であるが、この仮定の上では、郊外部における「まちなか居住推進事業」の政策効果の有用性はあるといえる。

5. 政策の効率化に向けて

「まちなか居住推進事業」における政策の効率化に向けて、各地域でのポテンシャルによる政策効果の大きさの違いを検証するために分析対象地区として、3 章と同様に前述の前提条件を満たすため富山市の都心部を設定した。「まちなか居住推進事業」における地域のポテンシャルによる政策効果の大きさの違いを抽出する方法として二つあり、一つ目は 3 章同様の人口での分析、二つ目は平成 15 年度から平成 24 年度の地価（公示地価、富山県地価調査）での分析である。それぞれパネルデータを作成して、近隣商業地域、商業地域からなる商業系地域と第一種低層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域からなる住居系地域とに用途地域ごとに分類し、固定効果モデルを用いて、それぞれの地域における政策効果の違いを比較するために *difference-in-difference-in-difference Estimator*（以下 DDD 推定量)を用いる。固定効果モデルにより、時間を通じて変化しない特性の影響を除いた上で、DDD 推定量により商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを抽出した。人口の分析では、町丁目でのデータのため商業系地域、住居系地域が混在する町丁目が存在し、その町丁目に関しては除外して推計している。また、地価の分析では、社会資本投資の便益はある一定の条件の下で、地価の上昇に帰着するというキャピタリゼーション仮説（資本化仮説）に基づいている。

推計モデルは、商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを推計するために次式を用いる。

推計モデル(3)

$$Pop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} * SD_{it} + \beta_2 AD_{it} * HT_{it} + \beta_3 HT_{it} * SD_{it} + \beta_4 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(4)

$$lnPop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} * SD_{it} + \beta_2 AD_{it} * HT_{it} + \beta_3 HT_{it} * SD_{it} + \beta_4 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(5)

$$lnLP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{jt} * HT_{jt} * SD_{jt} + \beta_2 AD_{jt} * HT_{jt} + \beta_3 HT_{jt} * SD_{jt} + \beta_4 YD_t + e_j + \varepsilon_{jt}$$

被説明変数は、都心地区の商業系地域、住居系地域である町丁目の人口(Pop)とその対数値$(lnPop)$、地価の対数値$(lnLP)$となっている。説明変数は、補助対象地域である都心部であれば 1、それ以外は 0 をとる補助対象地域ダミー(HT)と政策を導入した年度以降であれば 1、それ以外は 0 をとる政策導入年ダミー(AD)と商業地域であれば 1、それ以外は 0 をとる商業系地域ダミー(SD)との交差項であり、政策導入以降かつ補助対象地域かつ商業系地域である変数である。つまり、こ

表4 推計結果

被説明変数	人口			ln人口			ln地価		
推計モデル	(3)固定効果モデル			(4)固定効果モデル			(5)固定効果モデル		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差		係数	標準誤差	
商業系地域ダミー*政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	28.73	9.853	***	0.132	0.059	**	0.076	0.025	***
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	−17.24	6.614	**	−0.0729	0.039	*	−0.129	0.02	***
商業系地域ダミー*補助対象地域ダミー	−16.52	7.783	***	−0.0762	0.046		0.0042	0.015	
年次ダミー	(省略)			(省略)			(省略)		
定数項	11.69	0.019	***	5.015	0.02	***	11.89	0.0065	***
自由度調整済み決定係数	0.0143			0.0147			0.652		
F値	0.000			0.000			0.000		
サンプル数	808			808			617		

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

の項の係数を推計することにより、商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを把握することができる。なお、固定効果モデルでは時間を通じて変化しない要因については変数に加えることができないため、年次ダミーをコントロール変数として用い、DDD 推定量のため補助対象地域ダミー(HT)と政策導入年ダミー(AD)の交差項、補助対象地域ダミー(HT)と商業系地域ダミー(SD)の交差項を加えている。また、eは固定効果、εは誤差項を表す。各変数にi、j、tの添え字が付くが、iは町丁目、jは地下ポイント、tは年度を意味する。推計モデル(3)、(4)、(5)の推計結果を表 4 に示す。

人口を被説明変数とした推計モデル(3)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 1%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では、政策効果の違いとして 28.73 人の人口増加が統計的に有意といえることを示している。

ln 人口を被説明変数とした推計モデル(4)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 5%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では、政策効果の違いとして 13.2%の人口増加率が統計的に有意といえることを示している。

ln 地価を被説明変数とした推計モデル(5)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 1%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では、政策効果の違いとして 7.6%の地価上昇率が統計的に有意といえることを示している。

推計結果から、富山市の都心地区では、住居系地域より商業系地域が利便性は高く居住地として選択されるため、政策の効果が大きいと考えられる。つまり、まちなか居住推進事業により、都心地区へ一律の補助を行ったとしても政策効果は地域のポテンシャルによることが示唆される。

6. 結び

本稿では、「まちなか居住推進事業」について政策の有用性を都心部、郊外部において検証し、効率化に向けた分析を行った。政策効果によって都心地区の人口の減少に歯止めをかけていることを示し、いくつかのモデルケースを挙げ、郊外部の追加行政コストを推計し、まちなか居住推進事業の費用との比較からいずれの場合も政策に有用性があることを示した。また、一律に補助を行っても、政策効果は地域のポテンシャルによって違うことを人口、地価の観点から示唆した。

これらのことから、以下の政策提言を行う。

まちなか居住推進事業により補助を行う場合は、政策効果をまちなかと郊外について検証し、有用性を示した上で、補助を一律に行うのではなく地域の実情に合わせた効率的な補助が必要である。つまり、限界的な政策効果の高い地域へより多くの補助を投資することで効率化を図る必要がある。現状の富山市は、住居系地域に比べ商業系地域の方が限界的な政策効果が高いため商業系地域により多くの投資をすることが望ましい。しかし、政策を継続していく中で、限界的な政策効果が変化することが想定されるため、政策の分析を定期的に行い、政策効果の高い地域へ効率的に投資していく必要がある。

地域警察の再編が犯罪発生件数に及ぼす影響の考察
-交番・駐在所の統廃合に着目して-

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13616　中島　智広

1. はじめに

日本における刑法犯認知件数 が 1996 年（平成 8 年）以降 7 年連続で戦後最多を更新し続け、2002 年（平成 14 年）にピークの 285 万 3739 件を数えた事態を受けて、犯罪の増加基調に歯止めをかけ、国民の不安解消を図るために警察庁が策定したのが「緊急治安対策プログラム」である。その後犯罪認知件数は減少に転じ、2012 年においては 138 万 2121 件とピーク時の半数以下になっている。ところが社会情勢の急激な変化とあいまって、犯罪の質的変化も起こり、国民の治安に対する不安感がぬぐい去られるどころか、むしろ依然として強い不安感を感じているのが現状である。

緊急治安対策プログラムに明記された「交番機能の強化」策として交番・駐在所の再配置（交番・駐在所の統廃合）が行われていることに着目し、これが犯罪発生に与える影響として犯罪認知件数を分析対象とした。

2. 犯罪の現状と交番・駐在所の統廃合の背景

2-1. 犯罪の現状

日本における犯罪発生の動向について、刑法犯認知件数を見てみると、1975 年に 123 万 4307 件だったものが年々増加傾向にあり、特に 1996 年以降 7 年連続で戦後最多を更新し続け、2002 年にピークの 285 万 3739 件を数えている。この事態を受けて警察庁は、犯罪の増加基調に歯止めをかけ、国民の不安解消を図るため、2003 年 8 月「緊急治安対策プログラム」を策定し、緊急かつ重点的に取り組むべき対策を示したところである。その後の推移は前述のとおり減少している。しかしながら、街頭犯罪や侵入犯罪の急激な増加、刑法犯検挙人員の 4 割を占める少年犯罪、重要凶悪犯罪の増加、来日外国人犯罪や暴力団犯罪等の組織犯罪等が、国民の日常生活に多大の不安を抱かせている。地域社会における住民関係の希薄化が進むなどの地域事情の変化、モータリゼーションの進展やインターネット、携帯電話の爆発的普及、深夜営業店の増加等に伴う生活の 24 時間化などの社会情勢の急激な変化とあいまって、サイバー犯罪、振り込め詐欺のような顔の見えない犯罪、ストーカー、DV、児童虐待のような新たな形態の犯罪、殺人・強盗・無差別な通り魔などの凶悪事件の続発、反社会的勢力による組織的犯罪など犯罪の質的変化も起こり、国民の治安に対する不安感がぬぐい去られるどころか、むしろ依然として強い不安感を感じているのが現状である。

刑法犯は、「凶悪犯」、「粗暴犯」、「窃盗犯」、「知能犯」、「風俗犯」、「その他の刑法犯」の犯罪類型に大別される。凶悪犯を構成する犯罪種別（以下「罪種」という。）は「殺人罪、強盗罪、放火罪、強姦罪」であり、粗暴犯を構成する罪種は「暴行罪、傷害罪、脅迫罪、恐喝罪、凶器準備集合罪」であり、窃盗犯を構成する罪種は「侵入、非侵入などによる窃盗罪」であり、風俗犯を構成する罪種は「賭博罪、わいせつ罪」であり、知能犯を構成する罪種は「詐欺、横領（占有離脱物横領を除く。）、偽造、汚職、背任、「公職にある者等のあっせん行為による利得等の処罰に関する法律」に規定する罪」であり、「その他の刑法犯」を構成する罪種は「公務執行妨害罪、住居侵入罪、逮捕

監禁罪、器物損壊罪、占有離脱物横領罪」である。これらの認知件数の推移は図１のとおりとなっており、刑法犯認知件数中窃盗犯が圧倒的多数を占めているが、凶悪犯、粗暴犯、風俗犯がそれぞれの全体に占める割合を拡大してきていることが分かる。

また、近年の事件・事故の特徴として、凶悪事件の夜間発生率が極めて高いこと、死者を伴う交通事故の夜間発生率が他の交通事故の夜間発生率に比して高いこと、緊急配備の夜間発令件数が昼間と比して多いことなど夜間の治安悪化が挙げられる。

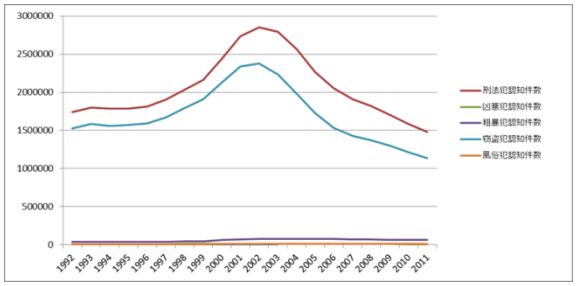


図１　犯罪認知件数の推移

2-2. 交番・駐在所の統廃合の背景

交番・駐在所という地域警察の体制は、1954 年に現行警察法が施行され、それまでの国家地方警察と自治体警察の二本建ての警察組織が統合一元化されて以降、長い間大規模な見直しが行われてこなかったのが実情である。

交番は主として都市部に置かれ、警察官が交替で勤務し、各種警察活動を行っているのに対し、駐在所は、原則として日勤制で運用され、１人の警察官が駐在して地域の安全を守る警察活動を行っている点に違いがある。これは駐在所が昼間の勤務を基本としており、昼間より夜間の警戒態勢がぜい弱であることを示しているが、前章で触れたように生活の 24 時間化等に伴い犯罪の夜間発生率が増大していることから夜間体制の強化が求められている。交番・駐在所数に占める交番の割合が夜間体制のバロメータのひとつと考えられており、そのひとつの方策として複数の駐在所をひとつの交番に統合する動きがあり、この結果、交番・駐在所の数は減少することとなる。

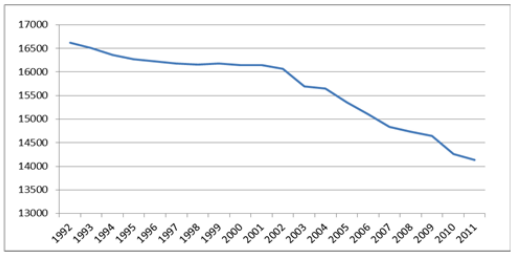


図２　警察署・交番・駐在所数の推移

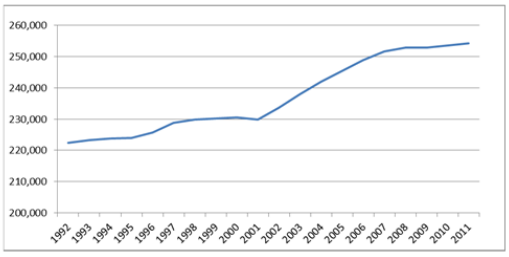


図３　警察官数の推移

前章で触れた「緊急治安対策プログラム」において挙げられた、緊急かつ重点的に取り組むべき対策の中に、交番勤務員の増員や交番の配置見直しを行うことによる「交番機能の強化」がある。警察署・交番・駐在所数の推移（図 2）と警察官数の推移（図 3）を見てみると、警察署・交番・駐在所の数は減少傾向に、警察官の数は増加傾向にあるが、「緊急治安対策プログラム」策定の 2003 年を境にその度合いが強くなっていることが分かる。

3. 交番・駐在所統廃合の影響に関する理論分析

3-1. 問題意識

交番機能のうち夜間体制の強化につながるものとして複数の駐在所を廃し１つの交番に統合する交番・駐在所の統廃合が進められてきた。しかしながら、この政策が打ち出された地域においては、必ずといっていいほど地域住民から、「犯罪発生件数の増加への懸念」を理由とした反対運動が起きている。交番・駐在所が身近にあることでの安心感やその存在が犯罪抑止につながっているとの意識によるものと推察される。交番・駐在所の統廃合は果たして本当に犯罪発生件数を増加させるのだろうか。

3-2. 理論分析

犯罪の実行に際して、犯罪から得る利益が犯罪

のコストを上回るとき犯罪を実行することになるということを、刑罰に着目して研究したのがゲーリー・ベッカーである。逆に言うと、犯罪のコストが上がれば犯罪は抑止されることになる。このベッカーの研究は最適な違法行為数とその最適な抑止政策を考察する先駆けとなったものである。

図4において犯罪コストである限界費用曲線がMC_1からMC_2に引き上げられると、均衡点はX_1からX_2へと移動し、犯罪件数は減少することになる。

交番・駐在所の統廃合の影響を表す指標として、警察署・交番・駐在所数を用いるとすると、刑罰、警察官数、逮捕される確率などと同様に警察署・交番・駐在所数も犯罪の限界費用を引き上げるものと考えられる。交番・駐在所の統廃合は、すなわち警察署・交番・駐在所数の減少であり、犯罪の限界費用を引き下げるため犯罪件数を増加させると考えられる。しかしながら、犯罪類型により、計画的な側面や衝動的な側面などその性質が異なるため、与える影響は違うことが予想される。

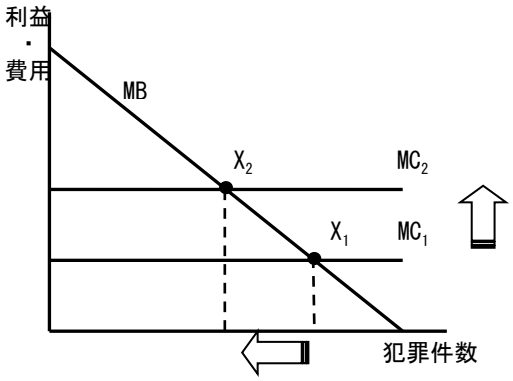


図４　犯罪コストと犯罪件数のモデル

4. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析

4-1. 交番・駐在所の統廃合の影響に関するモデル

本節では、前章の理論分析により導き出された「交番・駐在所の統廃合は、犯罪発生件数に影響を与えるが、その影響は犯罪類型により異なる。」との仮説について実証分析を行うが、交番・駐在所数は都道府県警察単位で決定されていることを踏まえて1992年から2011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。

$$(\mathrm{Crime})_{it}=\beta_0+\beta_1(\mathrm{Policebox})_{it}+\beta_2(\mathrm{Policebox})^2_{it}+\beta_3 X_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　　β_1～β_3：パラメータ

(Policebox)：警察署・交番・駐在所数

$(\mathrm{Policebox})^2$：警察署・交番・駐在所数の2乗値

X：コントロール変数

δ：固定効果（個体ごとに固有で観察できない要因）　ε：誤差項　$_i$：都道府県　$_t$：年

仮説の検証において犯罪の全体的動向及び犯罪類型ごとの違いを見るために犯罪発生件数の対象として、刑法犯認知件数及び各犯罪類型毎認知件数を用いる。推計モデルについては、県民性といった観測不可能な都道府県ごとの固有の要素の存在が考えられるため、これらを取り除くために固定効果モデルにより推計を行う。

4-2. 利用するデータ

前述した被説明変数のほか、説明変数として警察署・交番・駐在所数、$(\text{警察署・交番・駐在所数})^2$を、コントロール変数として前年度検挙率、人口総数、人口密度、昼夜人口比率、外国人人口、就業・通学していない人口、離婚率、完全失業率、生活保護割合、県民所得、空き家数、年度ダミーを用いた。

4-3. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析の推計結果

推計結果は、表2のとおりである。

表 2 推計結果

被説明変数	刑法犯認知件数	凶悪犯認知件数	粗暴犯認知件数
説明変数	係数［標準偏差］	係数［標準偏差］	係数［標準偏差］
警察署・交番・駐在所数	-104.628 ***	-1.043 ***	-4.735 ***
	[33.389]	[0.249]	[1.345]
$(\text{警察署・交番・駐在所数})^2$	0.187 ***	0.001 ***	0.009 ***
	[0.035]	[0.000]	[0.001]
前年度検挙率	-121.048 **	-1.620 ***	-11.903 ***
	[51.963]	[0.293]	[1.342]
人口総数	84.510 ***	0.517 ***	3.322 ***
	[11.763]	[0.080]	[0.430]
人口密度	-175.731 ***	-1.148 ***	-1.919 ***
	[19.728]	[0.135]	[0.725]
昼夜人口比率	-8176.699 ***	-60.904 ***	-335.659 ***
	[973.774]	[6.561]	[36.200]
外国人人口	-11.807 ***	-0.112 ***	-1.040 ***
	[3.326]	[0.022]	[0.123]
就業・通学していない人口	0.109 ***	0.001 ***	0.002 ***
	[0.009]	[0.000]	[0.000]
離婚率	-3307.836	-85.330 **	-385.129 *
	[5643.927]	[38.748]	[208.728]
完全失業率	3155.962 **	14.947	-69.337
	[1353.674]	[9.299]	[50.118]
生活保護割合	-1758.725 ***	-4.456 *	-23.122 *
	[356.986]	[2.446]	[13.202]
県民所得	3.455	0.017	0.255 **
	[3.500]	[0.024]	[0.130]
空き家数	-0.006	0.001 ***	0.008 ***
	[0.029]	[0.000]	[0.001]
定数項	783584.300 ***	6065.946 ***	26712.770 ***
	[101029.200]	[684.658]	[3758.818]
決定係数	0.598	0.587	0.712
観測数	940	940	940

***、**、*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	窃盗犯認知件数	風俗犯認知件数
説明変数	係数 [標準偏差]	係数 [標準偏差]
警察署・交番・駐在所数	-74.744 **	-0.388 *
	[32.125]	[0.226]
(警察署・交番・駐在所数)^2	0.158 ***	0.001 **
	[0.031]	[0.000]
前年度検挙率	-51.244	-0.764 ***
	[43.122]	[0.178]
人口総数	59.301 ***	0.570 ***
	[10.325]	[0.072]
人口密度	-134.038 ***	-1.152 ***
	[17.342]	[0.121]
昼夜人口比率	-6685.252 ***	-57.364 ***
	[850.411]	[5.942]
外国人人口	-9.369 ***	-0.048 **
	[2.934]	[0.020]
就業・通学していない人口	0.083 ***	0.001 ***
	[0.008]	[0.000]
離婚率	1117.887	7.356
	[4979.363]	[35.081]
完全失業率	3838.467 ***	-20.857 **
	[1194.116]	[8.419]
生活保護割合	-1725.600 ***	10.09 ***
	[315.219]	[2.230]
県民所得	2.083	0.031
	[3.084]	[0.021]
空き家数	-0.045 *	0.002 ***
	[0.026]	[0.000]
定数項	651656.300 ***	5563.152 ***
	[88424.450]	[620.187]
決定係数	0.588	0.690
観測数	940	940

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

この結果で着目すべきは「警察署・交番・駐在所数」と「(警察署・交番・駐在所数)^2」である。警察署・交番・駐在所数を見ると、犯罪類型により有意水準に違いはあるものの、すべて統計学上有意に負の係数が表れている。これは警察署・交番・駐在所数が増えると犯罪認知件数を減少させる傾向があるということである。また、(警察署・交番・駐在所数)^{2}を見ると、犯罪類型により有意水準に違いはあるものの、すべて統計学上有意に正の係数が表れている。これは警察署・交番・駐在所数が増えれば増えるほど犯罪認知件数が減少するわけではないことを示している。ただし抑止力・捜査力の向上となる交番・駐在所数の増は犯罪者の限界費用を引き上げ、犯罪認知件数を減少させるが、その一方で犯罪認知件数が多いところほど交番・駐在所が多く設置されるという説明変数と被説明変数間の同時性の問題が存在するが、本稿においてはこの点の考慮が不十分である。

5. まとめと政策提言

5-1. まとめ

交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数を増加させる影響を与えるがその影響は犯罪類型により異なるとの仮説の下で実証分析を行った。その結果、交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数を増加させる場合があるが、犯罪の発生に対しては交番・駐在所の数が多過ぎても少な過ぎてもよくない、ただし、その影響は犯罪類型により異なるということが明らかとなった。これは事前の仮説どおりの結果となった。

5-2. 政策提言

交番・駐在所統廃合政策は、犯罪増加基調に歯止めをかけるという目的達成の一方策であり、その点で評価すると、犯罪が増加する場合があり、すべての場合において正しい政策とは言えない。

したがって、交番・駐在所の統廃合を進めるにあたっては、交番・駐在所の数を増やし過ぎても減らし過ぎても犯罪発生件数が増加する場合があるという事実の認識、交番・駐在所を統廃合することによる箇所当たりの警察官数の増というプラス効果と存在そのものが抑止効果である交番・駐在所が減少することのマイナス効果の双方を勘案することの重要性を提言する。

5-3. 課題

交番・駐在所の統廃合の影響は犯罪類型により異なることが明らかになったが、これは犯罪類型により最適な交番・駐在所の数が異なることになることを意味する。どの犯罪類型を重視するかで最適な交番・駐在所の数が異なるが、本研究ではそれを明らかにすることはできなかった。

犯罪類型ごとに分析を行ったが、そもそも犯罪類型ごとでは計画的、衝動的、怨恨などといった犯罪の性質が混在しており、個別の罪種ごとに分析した方がより正確な結果が得られると考えられるがデータの制約があり本研究では実施することができなかったこと、交番・駐在所の統廃合は犯罪の夜間発生抑制も目的としているが、昼間・夜間別の犯罪発生件数が入手できず、その効果を分析することができなかったこと、犯罪発生地点ごとのデータが入手できれば、GIS を用いて交番・駐在所からの距離などより詳細な分析ができると考えられるが、データの制約で分析することができなかったことなどデータの制約という壁があった。個人情報を伏せた形でデータを活用することは可能であり、活用できるデータの提供が望まれる。

放置自転車対策としての返還費用増加政策の効果について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13617　平野　亮

1. はじめに

内閣府の調査[1]によれば平成 23 年度時点の駅周辺の放置自転車の台数は合計で 1 日あたり 17.7 万台であり，昭和 56 年の 98.8 万台をピークに減少傾向にある．また，自転車駐輪場の整備台数は昭和 56 年の 133.4 万台から増加し, 平成 19 年の 437.7 万台をピークに平成 23 年度では 346.1 万台に減少した．このことから，これまでの放置自転車への主な対策は駐輪場整備であったこと，その駐輪場整備に一定の効果があったことが言える．

放置自転車への自治体（政府）の介入根拠は，放置自転車による歩行スペースの占有や美観を損ねるなどの負の外部性への対処である．これまで駐輪場整備等により一定の効果があったものの，放置自転車台数そのものをゼロにすることには多大な費用がかかり実現が難しい．特にこれまでの主な対策である駐輪場整備にその手段を求めるのは，建設費や維持費の問題，駅前のスペースの有効利用等の問題より難しいと言える．また調査等から，駐輪場に空きスペースがあるにもかかわらず放置されるという実態が読み取れる．自治体は常に，費用対効果の高い政策手段を選択する必要に迫られている．つまり，放置自転車に対する政策手段を選択する判断材料として，それぞれの駅周辺の特性や政策実行状況をコントロールしつつ，政策を変化させた場合の放置自転車台数に与える定量的効果を明らかにすることが重要であると言える．

本研究では，自転車利用者の合法駐輪が放置かの選択を，Becker（1968）が提唱した犯罪行動モデルと同様に決定されることを仮定とし，自転車を撤去された人々が支払う返還費用が，自転車利用者の放置費用として機能しているかを実証分析により検証する．

2. 自転車法と自治体の放置自転車対策

放置自転車に関する法律は昭和 55 年に公布（昭和 56 年施行，平成 5 年に改正）された「自転車の安全利用の促進及び自転車等の駐車対策の総合的推進に関する法律」（以下「自転車法」という．）である．自転車法に定められてある各自治体に委ねられている主な政策についてまとめると，放置禁止区域を設定し放置自転車を撤去すること，駅前に公共の自転車駐車場の整備をすること，撤去した放置自転車の返還料を設定すること，の 3 つが挙げられる．

3. 返還費用増加政策の効果に関する理論分析

3.1 放置自転車の理論モデル

放置自転車問題は，犯罪に似た要素が多い．犯罪と経済学の分析としては Becker（1968）の理論モデルが有名であり，放置自転車についても Becker の理論モデルに従うと考えられる．この Becker の理論を定式化したものが次の式である[2]．

$E[U] = p\,U(Y - f) + (1 - p)\,U(Y)$

U：主体の不確実性下での効用関数

p：逮捕され有罪となる主観的確率

f：有罪の判決を受けたときの刑罰の貨幣等価物

Y：犯罪からの利益

E：期待値を表す演算子

1 内閣府「平成 23 年度　駅周辺における放置自転車の実態調査の集計結果」

2 秋葉弘哉（1993）

E[U]>0 であれば主体は犯罪を行う．

この式を基に放置自転車の理論モデルを考える．返還場所まで行き返還料を支払い，返還を受ける一連の手間は，自転車利用者が放置を選択し撤去された自転車を取り戻すための費用であり，返還費用として考えることができる．注意が必要なのは，返還システムの性質を考慮することである．自転車を撤去された時に，合理的な人々は，自転車の主観的価値が返還費用よりも低い場合には自転車を手放すという費用を選択する．この時の放置費用は，自転車の主観的価値のみになる．よって，合理的な自転車利用者は，返還費用と自転車の主観的価値のいずれか低い方を選択し，放置費用とすることになる．このことを踏まえ放置自転車問題に当てはめると次の式になる．

E[U]＝pU(Y－min｛f，V｝)+(1－p)U (Y)

U：主体の不確実性下での効用関数

p：撤去確率（撤去頻度）

f：返還費用（＝返還料，返還場所までの距離等）

V：自転車の主観的価値

Y：放置による利益

E：期待値を表す演算子

E[U]>駐輪場に止めたときの期待効用　であれば主体は放置を行う．

ここで合理的な自転車利用者は自転車の放置から得られる限界便益と放置に要する限界費用に直面している．限界便益は放置して撤去されないことによる期待利得であり，限界費用は期待放置費用となる．つまり，期待利得が期待放置費用を上回る場合に放置を選択する．期待利得は人により異なるが，仮に同一だとしたとき限界便益曲線 MB と限界費用曲線 MC が交差する点まで放置を選ぶこととなる．

3. 2 返還料値上げ政策について

東京都足立区では，平成 22 年に条例[3]を改正し平成 23 年度より撤去された自転車の返還料の 2,000 円から 3,000 円へと値上げした．これまでの理論分析を踏まえると，この返還料値上げ政策は返還費用を増加させる政策である．もし自転車を撤去された人の返還費用が自転車利用者の放置費用として機能しているのであれば，人々に放置抑止のインセンティブを与え，図 1 のように限界費用曲線 MC が上昇し，放置台数は減少するはずである．

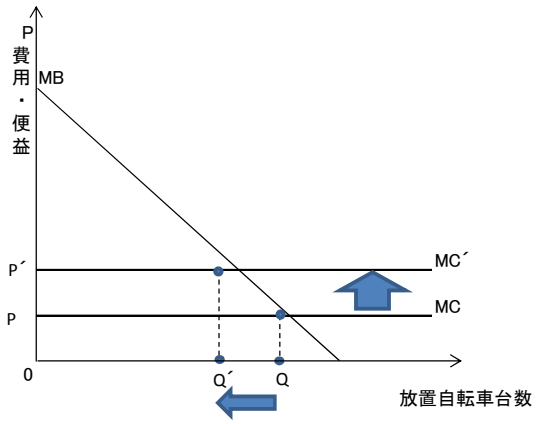


図1 足立区の返還料値上げ政策により自転車利用者が直面する限界便益･限界費用曲線への影響

4. 返還費用増加政策の効果に関する実証分析

4. 1 実証分析の方法と推計モデル

実証分析を行うために，平成 23 年度より返還料の値上げを行った足立区内の駅をトリートメントグループとし，隣接する荒川区内，北区内の駅をコントロールグループとした DID 分析を行う．分析に用いた推定モデルは下記のものである．

ln（放置自転車台数／100 台）

= α＋β1（ln（撤去日数））＋β2（ln（駐輪場整備台数））＋β3（ln（乗入台数））＋β4（返還場所までの距離）＋β5（トリートメントグループダミー）＋β6（政策後ダミー）＋β7 （トリートメントグループダミー＊政策後ダミー） ＋β8（各沿線ダミー）＋ε1（誤差項）

被説明変数は放置自転車台数／100 台の対数値を用いる．今回用いるデータは，放置自転車 100

3 足立区自転車等の駐車秩序及び自転車等駐車場の整備に関する条例

台以下を 0 台として評価されるため，推計を行う上で 0 台として評価されている駅については 100 台として修正し，100 台を下限値としてトービットモデルでの推計を行う．

4. 2 推計結果

推計結果（限界効果）を表 1 に掲げる．

被説明変数	ｌｎ放置台数	
説明変数	限界効果	標準誤差
ｌｎ撤去日数	-0. 022	0. 022
ｌｎ駐輪場台数	-0. 014	0. 031
ｌｎ乗入台数	0. 112 ***	0. 033
返還場所までの距離(100m)	-0. 004 ***	0. 014
トリートメントグループダミー	-0. 044	0. 048
政策後ダミー	-0. 036	0. 023
トリートメントグループダミー＊政策後ダミー	-0. 086 **	0. 043
埼京線ダミー	0. 038	0. 312
山手線ダミー	-0. 185 ***	0. 042
京浜東北線ダミー	0. 093 **	0. 038
東武スカイツリー線ダミー	0. 019	0. 031
舎人ライナー線ダミー	0. 130 ***	0. 030

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

表1 推計結果(限界効果)

推計結果の説明変数が示す傾向は予想どおりの結果が得られた．返還費用としての変数である返還場所までの距離，交差項について統計的に有意に負の効果があることが分かった。これらの結果から，返還費用は放置費用として機能しており，その返還費用の増加により，人々が放置抑止のインセンティブに反応しており，人々の選択行動をコントロールするような，放置抑止のインセンティブ付与政策がより確実な効果があることが分かった．

5. 考察

5. 1 経済学的に最適な状態

合理的な自転車利用者は，放置による限界放置便益 MB と放置による限界費用 MC に直面している．駐輪場台数や撤去頻度を所与とし，自転車利用者が直面する限界放置費用がゼロと仮定すると，すべての人々は放置を選び，放置自転車台数は図 2 のように Q 1 となる．この時には，社会的放置費用 SMC として，放置自転車による負の外部性が発生してしまうため，図 2 のように死荷重が存在してしまう．

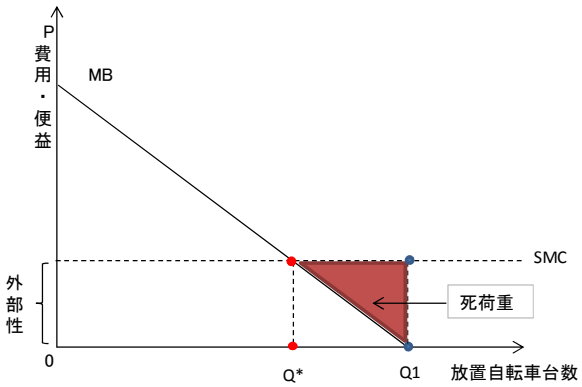


図2 放置費用がゼロだった場合

経済学的に最適な放置自転車台数は，限界放置便益曲線 MB と社会的放置費用曲線 SMC との交点の放置自転車台数である Q*ということになる．つまり，各自治体が目指すべき政策は，図 3 のように，返還費用増加などの政策により私的放置費用 MC´を上方シフトさせ，放置自転車の負の外部性を完全に内部化できる理想的な状態を実現させることである．

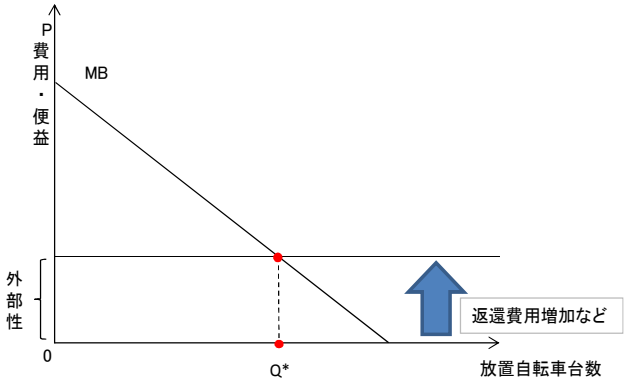


図3 最適な政策

5. 2 返還費用の限界

自転車を撤去された人の返還費用は，放置自転車による負の外部性を内部化させる手段の一つであることが分かったが，返還費用はその性質が故の限界がある．返還費用が自転車利用者の放置費用として機能するのは，自転車の主観的価値 V が返還費用 f を上回る自転車利用者に対してである．つまり，返還費用を増加し続けるとそのうちに返還費用が放置費用として機能しなくなることが考えられる．

自治体の目指すべき政策は放置自転車の負の外部性を最適に内部化できる理想的な状態を実

現させることである．ここからは推測になるが，放置自転車の負の外部性の大きさは放置場所や駅の性質によって異なると考えられる．例えば点字ブロック上などは負の外部性が大きいと考えられる．負の外部性を適切に内部化するためには，場所や駅の性質によって異なるような私的放置費用曲線 MC´を設定しなければならない．しかし，現行の返還料は同じ自治体内では一律である．

これらは自治体が負担する返還・保管費用を徴収する目的のものであり，罰則としての法的意味合いを持っていないことによる限界ともいえる．

6. 政策提言

これまで得られた分析結果や考察を基に政策提言を行う．

放置自転車には犯罪の行動選択モデルと同様であり，放置費用をコントロールし放置抑止のインセンティブ付与政策を行うべきである．これまでの各自治体の放置自転車対策は駐輪場整備，撤去活動を主な政策としてきたが，返還料等の人々の支払う返還費用は放置費用として機能し，放置自転車による負の外部性を内部化させる一つの手段であり確実な効果があるため，返還料の値上げ等の返還費用増加政策も併用勘案し，放置自転車対策を設計すべきである．

しかし，現行の返還料の値上げ等の返還費用での対応では放置費用としての機能することに限界があると予想される。そこで 2 つの例でこの限界に対処できると考える．

まず 1 つ目は，自転車の主観的価値 V が返還費用 f を上回る自転車利用者を減らさないために，返還費用増加政策だけでなく，自転車の主観的価値 V を増加させる政策を併せて行うことである．例えば，自転車の購入時等にデポジットをとる政策である．返還費用とデポジットを調整すれば，人々の自転車の主観的価値を一定以上に保つことができれば，自転車を撤去され人々は返還を選択することとなり，返還費用がすべての人に放置費用として機能することとなる．

2 つ目は，全ての人々に放置費用として機能するような罰則を設定する，つまり過料等の罰則設定が有効と言える．一方返還料は，放置自転車による負の外部性を内部化させるためではなく，自転車法にある，自治体の負担する返還・保管費用の徴収という目的に則り機能させることを考えると，撤去自転車の保管日数に応じた費用徴収などが適当と言える．当然，この 2 つの政策の実現のためには取締りの主体による自治体による住民の自転車の管理把握が必要となり，社会的費用が増加することも考慮しなければならない．

7. おわりに

本研究では，自転車を撤去された人の返還費用増加が，自転車利用者の放置費用を増加させ，放置抑止のインセンティブ付与政策が確実に機能することを明らかにし，また返還費用の限界についても述べた．しかし，放置自転車台数の最適水準は分析できていない．放置場所により負の外部性が大きさは異なるはずで，最適水準は違うと考えられる．自治体内の放置禁止区域内でも点字ブロック上に対する放置は罰則を重くするなど，場所により重さの違う最適な放置費用設定が適当と言える．そのためには，場所ごとの外部性の計測等，今後も研究が必要であると言える．

【主な参考文献】

東京都青少年・治安対策本部「駅前放置自転車の現況と対策」平成 21～24 年度調査

家田仁・加藤浩徳(1995)「大都市郊外駅へのアクセス交通における自転車利用者行動の分析」

唐渡広志， 八田達夫， and 佐々木芙美子(2012).「違法駐輪に対する政策効果分析」

佐伯和彦(2010)「駅前放置自転車の撤去効果に関する実証分析」

秋葉弘哉(1993)「犯罪の経済学」多賀出版

５．市場に与える影響に関する実証分析

5.1　マンション価格に与える影響について

ここでは、江東区で人口増加が再開した 1998 年から 2012 年までに分譲されたマンションのデータを用いて、公共施設整備協力金が分譲マンション価格に与える影響を定量的に分析する。

使用するデータは、有限会社リッツ総合研究所の新築分譲マンションデータマップであり、江東区が公共施設整備協力金の対象としている専用面積 40 ㎡以上、総戸数 30 戸以上のマンションを分析の対象とする。

分析には、政策評価に適しているといわれる Difference-in-Difference 分析を用い、江東区の湾岸地域に立地するマンションをトリートメントグループ、江東区と同様に、低利用地から住宅地への転換が進んでいる中央区・港区の湾岸地域をコントロールグループ設定し、公共施設整備協力金がマンション価格に与える影響をモデル１及びモデル２にて推定する。

モデル１

$$MP_{it} = \beta_i KW_i + \beta_2 (KW_i \times AF_t) + \beta_3 YE_t + \Sigma \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

モデル２

$$MP_{it} = \beta_4 (KW_i \times AF_t \times PB_t) + \beta_5 (KW_i \times AF_t \times PO_t) + \beta_6 (KW_i \times AF_t \times PA_t) + \beta_7 YE_t + \Sigma \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

MP_{it}：マンション価格（マンションの坪単価（単位：万円）

KW_i：江東区ダミー　AF_t：政策後ダミー　YE_t：年次ダミー

X_{kit}：コントロール変数　PB_t:受入困難地区指定制度前ダミー

PO_t:受入困難地区指定制度中ダミー　PA_t:受入困難地区指定制度廃止後ダミー　β・γ:係数　ε_{it}:誤差項

被説明変数であるマンション価格は、当該マンションの平均坪単価である。江東区ダミーは、トリートメントグループを表すダミー変数であり、マンションが江東区に立地する場合には１をとる。政策後ダミーは、公共施設整備協力金開始前後を表すダミー変数であり、マンションの販売された年が、協力金開始の翌年（2003 年）以降であれば１をとる。江東区ダミー×政策後ダミーで表される交差項は、マンションが、江東区に立地し協力金開始後に販売されていれば１をとる。なお、江東区では2002年及び2003年は指導要綱にて、2004年１月から 2007 年 12 月までの間は条例にて、マンション建設を抑制するために、受入困難地区指定制度を設定していた。モデル１の推定結果には受入困難地区指定制度の効果が含まれていると考えられることから、モデル２においては、受入困難地区指定制度中（要綱）、制度中（条例）、制度廃止後を表すダミー変数を追加して、これらの変数を、交差項（KW×AF）に乗じることにより、公共施設整備協力金が市場に及ぼす影響を推定する。追加するダミー変数については次のとおりである。受入困難地区指定制度前ダミーは、指導要綱にて受入困難地区が指定されていた時期を表し、マンション販売年が 2003 年及び 2004 年であれば１をとる。受入困難地区指定制度中ダミーは、受入困難地区指定制度がとられていた時期を表すダミー変数であり、マンション販売年が、2005 年から 2008 年までであれば１をとる。受入困難地区指定制度廃止後ダミーは、マンション販売年が2009年以降であれば1をとる。したがって、KW×AF×PA の交差項が、公共施設整備協力金がマンション価格に与える影響を示す。

その他、1998 年を基準とする年次ダミー、コントロール変数として、大手デベロッパー供給ダミー、スーパーゼネコンダミー、タワーマンションダミー、最寄駅までの徒歩時間、中央区ダミーを採用した。推定結果は、表１のとおりである。

表１　推定結果

被説明変数:マンション価格(坪単価)				
説明変数	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
江東区ダミー	-65.808	6.489 ***	-65.922	6.576 ***
交差項(江東区ダミー×政策後ダミー)	15.314	6.505 **		
交差項×受入困難地域指定制度前ダミー			14.861	9.154
交差項×受入困難地区指定制度中ダミー			16.728	7.955 **
交差項×受入困難地区指定制度廃止後ダミー			14.164	7.991 *
大手デベロッパー供給ダミー	12.199	3.076 ***	12.435	3.203 ***
スーパーゼネコンダミー	20.376	3.385 ***	20.304	3.449 ***
タワーマンションダミー	24.323	3.834 ***	24.308	3.845 ***
最寄駅までの時間	-2.690	0.369 ***	-2.682	0.372 ***
中央区ダミー	-14.268	4.501 ***	-14.443	4.734 ***
年次ダミー省略				
定数項	282.681	8.546 ***	282.699	8.667 ***
自由度調整済決定係数	0.629		0.627	
観測数	533		533	

***、**、*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。

5.2　地価に与える影響について

次に、公共施設整備協力金が地価に与える影響を推定する。使用するデータは 1998 年から 2013

公立小中学校の施設整備の費用負担に関する考察
- 公共施設整備協力金を事例として -

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13618　松吉　宏子

１．はじめに

1990 年代後半、東京都心部において都心回帰現象が始まり、東京都区部の中でも多くの分譲マンションが供給された東京都江東区では、マンション急増地域における小学校、保育所等の公共公益施設不足の解消が重要な政策課題となった。現在、公共公益施設整備の観点から同区が実施している政策は、小学校等の公共公益施設の整備とマンション建設との調和を図るために、事業者に対して土地取引等の前に建設計画の提出を求める「事前届出及び区長意見の通知制度」及びマンション等の建設により必要となる公共施設への受入対策を講じるための費用を確保することを目的とする「公共施設整備協力金」の２つに大別される。

このうち、公共施設整備協力金は、指導要綱に基づき、マンション等を建設する事業者に対して、世帯用住戸１戸当たり 125 万円の負担を要請するものである[1]。類似の負担金制度は、郊外開発が活発化した 1960 年代後半から全国的に見られたが、事業者からの反発が起き、訴訟が提起されたことや国から地方自治体に対してなされた通達等を受けて、廃止した自治体が多く、制度の安定性については疑問を持たざるを得ない。

本稿の目的は、公共施設整備協力金が市場に与える影響として、マンション価格を上昇させて、地価を下落させていることを示すことで、公共施設整備協力金の問題点を明らかにし、小中学校整備の在り方と財源について検討の必要性を提示することである。

２．江東区における政策の概要

急増するマンションに対し、江東区では、2001 年９月「江東区マンション急増対策本部」を設置した。そして、翌年には学校等の受入が困難な地域を指定して、その地域でのマンション建設中止または延期を求めるとともに、事業者に対して公共施設整備協力金を求めることを柱とした「江東区マンション等の建設に関する指導要綱」を制定した。これらの政策は、マンションの建設抑制などの一定の効果を生んだものの、引き続き、マンション急増による人口の増加が予断を許さない状況にあったため、2004 年１月に「江東区マンション建設計画の調整に関する条例」が４年間の時限立法として施行された。この条例は、①建設事業の届出の義務付け、②公共公益施設受入困難地区の指定、③協力に応じない事業者への勧告・公表を柱としていた。当条例の失効に伴い、2008 年１月には「江東区マンション建設計画の事前届出等に関する条例」が施行され、受入困難地区の指定は解除されたが、事前届出及び区長意見の通知制度の適用は、全区域に拡大されている。

３．公立小中学校の施設整備に関する考察

東京都心で供給されている大規模マンションの敷地の従前の用途は、駐車場や空地等の低未利用地の占める割合が高いとされており、江東区の場合も同様である。このように低未利用地がマンションへと転用されて土地の高度利用が進み、また同時に街路、公園、学校などの地方公共財の整備が進めば、その地域に対する魅力が上昇し需要が増加するため、地価は上昇すると考えられる[2]。し

[1] 公共施設整備協力金は世帯用住戸が 30 戸以上の場合に求められる。金額の基準は次のとおりである。125 万円/戸×（世帯用住戸数―29 戸）

[2] 資本化仮説に基づけば、地方公共財の便益は地価に帰属する。

たがって、学校の整備費用は、固定資産税で賄うことが望ましく、受益と負担の原則にも一致する。しかし、特別区財政調整制度のもとでは、本来市町村税とされている固定資産税が直接的には特別区の歳入にはならない。

これにより、特別区は、地方公共財の整備に対するインセンティブが、固定資産税収を得られる市町村と比較して相対的に小さくなりがちで、また整備時においては、起債額を極力圧縮しておく必要性に迫られていると考えられる。

４．市場に与える影響に関する理論分析

公共施設整備協力金は、マンション供給事業者の限界費用を１戸あたり 125 万円増加させるため、マンション市場（図１）の供給曲線は、S_0からS_1へ 125 万円上方シフトする。これにより、取引量は減少し、市場価格は上昇する。しかしこの時、売り手価格は下落し、生産者利潤は減少する。

マンションを販売する事業者の多くは、土地を仕入れマンションを建設し販売するため、分譲マンション市場の供給者は、同時に土地市場の消費者でもある。ここで、マンションに対する土地需要を図 2、マンション以外の用途に対する土地需要を図 3、これらを水平に足し合わせた土地市場を図 4 として示すと、公共施設整備協力金を負担しなければいけないマンション事業者は、土地に対する付け値を下落させると考えられるため、土地に対する需要曲線は、図 2 においてDM_0からDM_1へ移動する。これによって、土地市場（図 4）における市場価格はP_0からP_1へ下落する。

土地価格の下落は、マンション供給業者にとって限界費用の減少を意味するため、マンション市場（図 1）において、供給曲線は、S_1からS_2へ土地価格下落分だけ下方シフトする。

これらが同時に起こるため、公共施設整備協力金は、マンション市場において価格をP*からP**へ上昇させるとともに、土地市場において価格をP_0からP_1へ下落させると考えられる。

この２つの仮説が正しかった場合、公共施設整備協力金の負担は、マンション供給事業者だけでなく、マンション購入者及び土地所有者にも及ぶことが明らかになる。また、公共施設整備協力金が、低未利用地からマンション用地への転用を阻むとともに、ワンルームマンションや商業施設へと計画が変更されるといった土地利用の変化をもたらすことを示唆していると言える。つまり、公共施設整備協力金は、土地の最有効利用を妨げる制度であると考えられる。

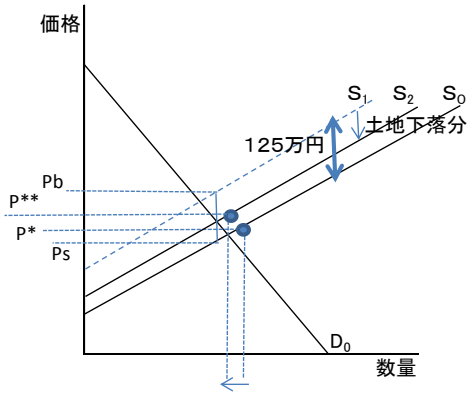


図1　マンション市場

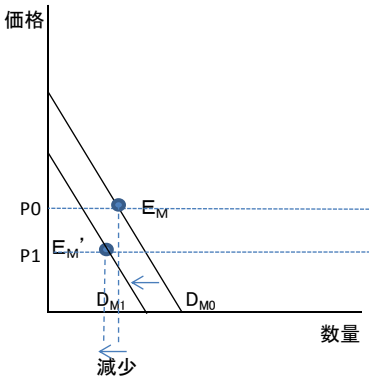


図2　マンションに対する土地の需要

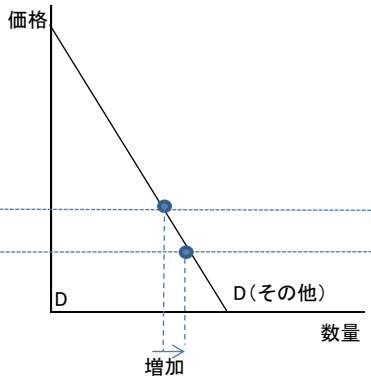


図3　マンション以外の用途に対する土地の需要

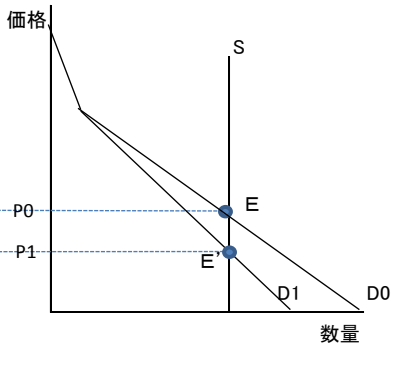


図4　土　地　市　場

年までの公示地価のパネルデータであり、江東区・中央区・港区を分析の対象としている。地価ポイント毎に異なる立地の魅力など個体固有の観測できない要因を排除するために、固定効果モデルにて分析を行う。

モデル１

$$\ln LP_{it} = \alpha_1 + \beta_8 (KW \times AF)_{it} + \beta_9 DI_{it} + \beta_{10} YE_t + \varepsilon_{it}$$

モデル２

$$\ln LP_{it} = \alpha_2 + \beta_{11} (KW \times AF \times PB)_{it} + \beta_{12} (KW \times AF \times PO)_{it} + \beta_{13} (KW \times AF \times PA)_{it} + \beta_{14} DI_{it} + \beta_{15} YE_t + \varepsilon_{it}$$

LP_{it}：地価　DI_{it}：最寄駅までの距離　YE_t：年次ダミー

α：定数項　β：係数　ε_{it}：誤差項

被説明変数である地価は、公示地価の対数値である。説明変数として、仮説 1 と同様に KW、AF、PB、PO、PA の他、最寄駅までの距離、年次ダミーを採用している。推定結果は、表 2 のとおりである。

表２　推定結果

被説明変数:ln地価				
説明変数	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
交差項(江東区ダミー×政策後ダミー)	−0.099	0.009 ***		
交差項×受入困難地域指定制度前ダミー			0.010	0.013
交差項×受入困難地区指定制度中ダミー			−0.137	0.011 ***
交差項×受入困難地区指定制度廃止後ダミー			−0.131	0.011 ***
最寄駅までの距離	−0.0002	0.000 ***	−0.0002	0.000 ***
年次ダミー省略				
定数項	14.261	0.013 ***	14.263	0.012 ***
決定係数	0.638		0.656	
観測数	3118		3118	

***、**、*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．考察

前章から、公共施設整備協力金は、マンションの価格を上昇させ、かつ地価の下落をもたらすことが明らかになった。これにより、公共施設整備協力金は、マンション建設事業者だけでなく、マンション購入者及び土地の所有者に対しても負担を課すことが明らかになった。公共施設整備協力金により、土地の価格が割り引かれるということは、マンションの建設により新たに必要となった公共施設の整備の費用を、公共施設の便益を受けることのない退出者へ負担させていることになり、問題が大きいと考えられる。また、公共施設整備協力金が土地の価格を下落させたことは、公共施設整備協力金によりファミリータイプのマンションを建設しようとする土地需要が減り、ファミリーマンション用地として利用されるべきであった土地が、ワンルームマンションや商業施設等の他用途で利用され、また、協力金が、老朽化した建物や未利用地がマンション用地に転用されることを阻害することを示唆しており、公共施設整備協力金は、土地の有効利用を妨げる制度であると考えられる。

７．政策提言

江東区で実施されている公共施設整備協力金と類似した制度が、2013 年 11 月東京都中央区においても導入された。中央区で開始された開発協力金制度は、世帯用住宅の戸数が 10 戸以上の共同住宅を計画する開発事業に対し、「100 万円×（世帯用住宅の戸数－９戸）」の協力金を求める制度である。対象規模や負担金額は江東区とは相違があるものの、学校整備の問題は江東区特有の問題ではなく、また地方自治体が講じ得る手段についても、選択肢は限定的であることを端的に表しているといえる。

本研究によれば、学校施設の整備について、固定資産税収を持たない特別区が財源確保を必要とすることは当然の帰結であるといえ、しかし、財源確保のために江東区がマンションに課した公共施設整備協力金については、問題を内在する制度であることが明らかになった。

資本化仮説によれば学校整備の便益は土地に帰属する。地方公共財の最適な供給水準を達成するためにも受益と負担を対応させることが重要であり、固定資産税を得る主体が学校整備を実施すべきであると考えられる。なお、本稿では混雑税としての見地からの考察を行ってはいないが、公共施設整備協力金が混雑税として正当化され得るためには、それによって建設される施設が既存の住民による不足ではないことが証明され、かつ金額の適正性が証明されなければならならず、いずれにしても、学校整備による利益が整備主体に還元される制度としなければ、新規参入者にのみ過大な負担を要求する可能性が高いことから、受益と負担の一致を図ることが望まれる。

鉄道と道路の連続立体交差事業による周辺市街地への影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13619　　宮野　義康

1　はじめに

鉄道と道路の連続立体交差事業（以下、「連立事業」とする。）は踏切渋滞や事故を解消するだけでなく、鉄道により分断された市街地の一体化を促進する効果もある。しかし、現行の事業評価制度では踏切渋滞や事故の解消の便益しか扱われておらず、市街地を一体化する効果については定性的な評価にとどまっている。連立事業の市街地への影響に関する先行研究では、周辺市街地の地価上昇が示されているが、景気や関連事業の影響の除去がされておらず、また高架下と地下化の定量的な比較もされていない。そこで本研究では、連立事業の事業評価が便益の一部しか用いずに行われると、社会的に最適な水準より過少供給となり、また地下化の環境改善効果が定量評価されず、例外を除き高架化ばかりが選択されてしまうのではないかという問題意識を持ち、連立事業による周辺市街地への影響について実証分析を行った。

2　連立事業に関する概要

2.1　事業の定義

連立事業は、道路と鉄道との交差部において、鉄道を高架化または地下化することで、多数の踏切の一斉除去により踏切渋滞や事故を解消し、都市交通の円滑化を図る事業であると国土交通省は定義している。さらに鉄道により分断された市街地の一体化を促進する効果もあるとしている。都道府県等の地方公共団体が事業主体となり実施する。

2.2　事業の効果

連立事業の効果は図 2-1 のように「道路便益」「市街化便益」「高架橋の負の外部性」に分類することが出来る。

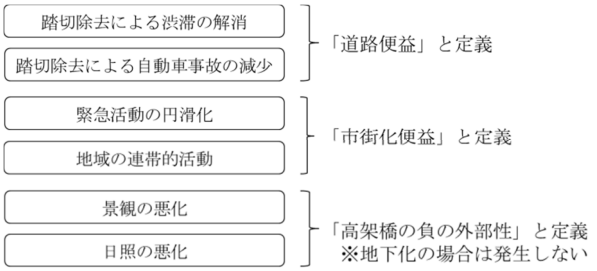


図 2-1　連立事業による効果

2.3　連立事業の進捗

図 2-2 に示す通り 2010 年度時点において 140 を超える連立事業が行われている。その大半は高架化であり、地下化は 1 割も満たない。地下化が行われている場合も物理的な支障や他事業との兼ね合い等例外的なケースである。

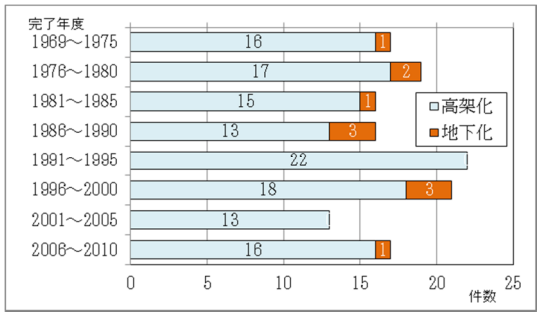


図 2-2　連立事業の実績

3　連立事業における制度の課題

3.1　事業評価における課題

連立事業の事業評価については、効率性及び透明性の観点から費用便益分析マニュアルが策定されている。費用便益分析で対象としている便益は、先に定義した「道路便益」のみであり、「市街化便益」及び「高架橋の負の外部性」は費用便益分析とは別に定性的な評価が行われている。定性的な評価という曖昧な基準であるため、「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」といった連立事業による市街地への影響が過少に評価され、次に示す 2 つの問題が発生していると考えられる。

3.2　過少供給の問題

「道路便益」のみしか考慮されない場合と「市街化便益」を含む社会全体の便益（以下、「社会的便益」とする。）を考慮する場合の連立事業の供給数のモデルを図 3-1 に示す。「道路便益」のみしか考慮されない場合は、Q_A までしか供給されないが、「社会的便益」で考えると Q_B まで供給され、これが社会的に最適な供給数となる。つまり現行制度における「道路便益」が概ね正しく算出されていると仮定すると、「道路便益」のみしか考慮しない事業評価では、社会的に望ましい水準よりも過少供給になり、死荷重が発生する。

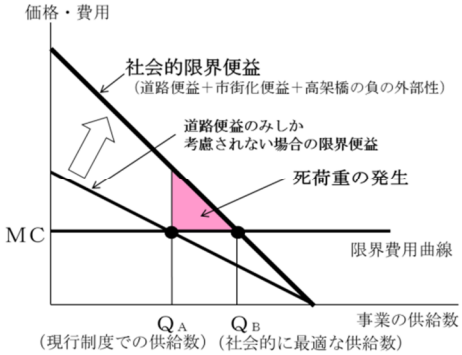


図 3-1　連立事業の供給数のモデル

3.3　構造選択の問題

連立事業には、高架化と地下化の２種類の構造がある。地下化は高架化に比べて日照、景観、騒音等の環境改善効果が大きいとされているが、事業費は一般的には高架化よりも大きくなる。しかし、現行の費用便益分析では、「道路便益」しか対象としていないため、地下化のメリットである環境改善効果が適切に評価されず、高架化と地下化の便益に差異はなくなる。そのため、物理的支障等の例外を除けば、一般的に事業費の小さい高架化ばかりが選択されることとなる。

そこで高架化と地下化について、「社会的便益」で評価された場合の便益モデルを図 3-2 に示す。高架化の場合は、「道路便益」B_Rに「市街化便益」B_Cが加わり、「高架橋の負の外部性」B_Nにより便益が減少し、「社会的便益」と限界費用との交点で供給数が決定されると考える。一方、地下化の場合は、「高架橋の負の外部性」B_Nが発生しないため、高架化よりも大きな限界便益となるが、限界費用も高架化より大きいため、高架化と地下化のどちらの社会的余剰が大きいかは一概には言えない。ただし、地下化による便益の増加分が地下化による費用の増加分を上回った場合には、図 3-3 に示す通り地下化の純便益が高架化よりも大きくなる場合が発生する。地下化の純便益が大きい事業は地下化され、高架化の純便益が大きい事業は高架化されることが社会的余剰を最大化することとなる。つまり高架化だけでなく地下化も選択されることが望ましいが、現行制度では、例外を除き、高架化ばかりが選択されていることが問題であると言える。

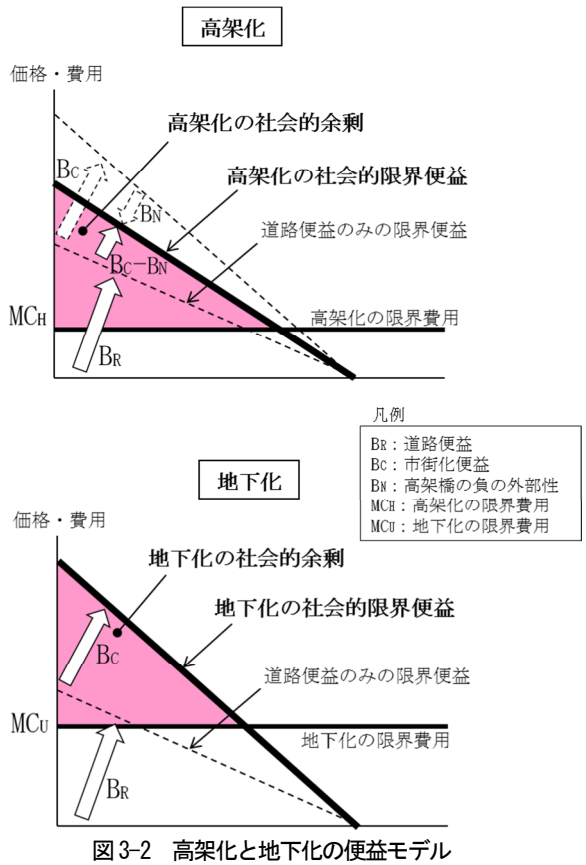


図 3-2　高架化と地下化の便益モデル

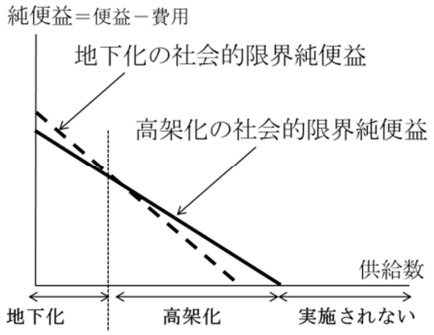


図 3-3　高架化と地下化の純便益モデル

4.　実証分析方法

4.1　分析の目的

前章では現行制度には２つの問題があることを明らかにした。１つ目は、連立事業が社会的に望ましい水準より過少供給になるということ、２つ目としては、例外を除き、高架化ばかりが選択されるということであり、どちらも社会的余剰が最大化されないという問題が発生する。なお、この２つの問題は次に示す３つの仮説の成立を前提としている。

仮説１「市街化便益」が存在する。（「道路便益」を上回る「社会的便益」が発生している。）
仮説２　地下化の「社会的便益」が高架化よりも大きい。
仮説３　地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回る場合がある。（地下化の純便益が高架化を上回る場合がある。）

そこで、実証分析ではこれらの仮説を証明することを目的とする。

4.2　分析の対象と方法

分析対象は、高架化の事例としてJR中央線連続立体交差事業（三鷹駅～立川駅間）を、地下化の事例としては京王線調布駅付近連続立体交差事業（柴崎駅～西調布駅間、調布駅～京王多摩川駅）とする。地価及び土地に関する情報については、国土数値情報サービスを利用している。連立事業の周辺市街地への影響は、キャピタリゼーション仮説を前提としたヘドニック・アプローチにより、影響を受ける前後の地価関数の変化を観測することとする。DID（Difference in difference）推定量を用いて、景気等のマクロ的な影響については除去を行うが、連立事業は同時に市街地再開発事業等も行っている場合があるため、これら事業の影響も除去する必要がある。そこでJR中央線の事例において図 4-1 に示す通り連立事業と市街地再開発事業等を整理した。JR中央線の事例では、武蔵境駅においては市街地再開発事業が連立事業の工事着工よりも早い時期に行われており、連立事業の影響が発生する以前にほとんどの効果が既に地価に帰着していると仮定することができる。つまり武蔵境駅での地価の変動を観測することで市街地再開発事業等の影響を除去した連立事業による地価の変動と近似することができる。同様に京王線の事例においても、国領駅では市街地再開発事業が早い時期に行われており、国領駅の地価の変動を連立事業による地価の変

動と概ね考えることができる。

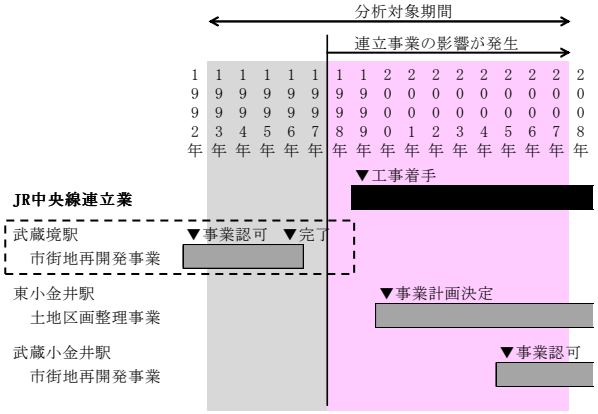


図 4-2　中央線連続立体交差事業と市街地再開発事業等

4.3　推計モデル

4.3.1　高架化の推計モデル

高架化を採用したＪＲ中央線連立事業を対象に、高架化による地価の変動を計測するために次式の推計モデルを用いる。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 TD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 TD_t \times TG_i \times \text{国立駅ダミー}_i + \beta_4 TD_t \times TG_i \times \text{武蔵小金井駅ダミー}_i + \beta_5 TD_t \times TG_i \times \text{東小金井駅ダミー}_i + \boldsymbol{\beta_6 TD_t \times TG_i \times \text{武蔵境駅ダミー}_i} + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \quad \cdots (1)$$

被説明変数$lnLP_{it}$には公示地価（円/㎡）の対数値を用いている。説明変数については次の通りである。

TD_t：タイムダミーであり、連立事業によって受ける効果を時期によって区別し、工事着工直前の1998年以降を1とし、それ以前には0をとるダミー変数

TG_i：トリートメントグループダミーであり、連立事業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とし、そうでなければ0をとるダミー変数

各駅ダミー：各々の駅を最寄駅とするダミー変数

$TD_t \times TG_i \times$各駅ダミー：タイムダミーとトリートメントグループと連立事業対象区間の各駅ダミーとの交差項

X_{ik}：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（敷地面積（㎡）、容積率（%）、最寄駅からの距離（m）、東京駅からの距離（m）、各駅ダミー、市町村ダミー）

α：定数項、ε_{it}：誤差項

なお、使用するデータは1993年から2007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、住居系地域と商業系地域に分類し、各々推計を行っている。住居系地域は住居系の用途地域を、商業系地域は商業系の用途地域を対象としている。

4.3.2　地下化の推計モデル

地下化を採用した京王線調布駅付近連続立体交差事業を対象に高架化の場合同様に、地下化による地価の変動を計測するために次式の推計モデルを用いて、住居系地域と商業系地域に分類し、各々推計を行っている。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 TD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 TD_t \times TG_i \times \text{調布駅ダミー}_i + \beta_4 TD_t \times TG_i \times \text{布田駅ダミー}_i + \boldsymbol{\beta_5 TD_t \times TG_i \times \text{国領駅ダミー}_i} + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \quad \cdots (2)$$

変数は高架化の推計モデルと同様であるが、TD_tについては2002年以降を1とし、それ以前は0としている。なお、使用するデータは1997年から2011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いる。

5.　実証分析結果と考察

5.1　高架化の実証分析

推計式（1）の推計結果を表5-1に示す。住居系地域の武蔵境駅を最寄りとする地点では約5.4%の地価上昇が、商業系地域においては、約15.4%の地価上昇が見られ、ともに統計的に有意な水準であった。武蔵境駅の地価の変動は、概ね連立事業による地価の変動とみなすことができる。したがって、住居系地域及び商業系地域ともに高架化により発生する技術的外部性が周辺地価を上昇させていることが示された。

表5-1　推計式(1)の推計結果

被説明変数：ln(公示地価)	住居系地域		商業系地域	
説明変数	係数		係数	
TDi	−0.28378	***	−0.64633	***
TGt	0.22929	***	0.53792	***
TDi×TGt×国立駅ダミー	0.06081	**		
TDi×TGt×武蔵小金井ダミー	0.05392	***	0.01308	
TDi×TGt×東小金井ダミー	0.07686	***		
TDi×TGt×武蔵境駅ダミー	**0.05404**	**	**0.15372**	**
敷地面積	0.00041	***	0.00000	
容積率	0.00094	***	0.00289	***
最寄駅からの距離	−0.00016	***	−0.00059	***
東京駅までの距離	−0.00003	***	0.00018	*
定数項	13.25653	***	9.01940	***
駅ダミー	省略		省略	
市町村ダミー	省略		省略	
観測数	1,534		273	
調整済み決定係数	0.8509		0.8282	

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

5.2　地下化の実証分析

推計式（2）の推計結果を表5-2に示す。住居系地域の国領駅を最寄りとする地点では約7.6%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。商業系地域においては、国領駅を最寄りとする地点のサンプルがなく推計できなかった。国領駅の地価の変動は、連立事業による地価の変動とみなすことができる。したがって、住居系地域においては地下化により発生する技術的外部性が周辺地価を上昇させていることが示された。

表5-2　推計式(2)の推計結果

被説明変数：ln(公示地価)	住居系地域		商業系地域	
説明変数	係数		係数	
TDi	−0.20497	***	−0.42522	***
TGt	−0.17488	***		
TDi×TGt×調布駅ダミー	0.08018	***	0.07996	***
TDi×TGt×布田駅ダミー	0.07328	***		
TDi×TGt×国領駅ダミー	**0.07607**	***		
敷地面積	0.00037	***	0.00144	***
容積率	0.00074	***	0.00575	***
最寄駅からの距離	−0.00017	***	−0.00224	***
東京駅までの距離	−0.00003	***	0.00084	***
定数項	13.44497	***	−2.56209	
駅ダミー	省略		省略	
市町村ダミー	省略		省略	
観測数	1,142		156	
調整済み決定係数	0.8689		0.9189	

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

5.3 高架化と地下化の考察

第 4 章では連立事業における効果のうち「道路便益」しか考慮しないで事業評価することにより 2 つの問題が発生することについて指摘した。1 つ目は、連立事業が社会的な最適水準より過少供給になるということである。2 つ目は、物理的支障等の例外を除けば、比較的事業費の安価な高架化ばかりが選択されてしまうということである。どちらも社会的余剰が最大化されていないことが問題である。そこで、実証分析で推計した高架化及び地下化の地価上昇率を用いて、この 2 つの問題が成立するための条件である 3 つの仮説についてケーススタディを行うこととする。

仮説 1「市街化便益が存在する」

JR 中央線の事例をもとに実証分析で推定した地価上昇率を用いて連立事業による沿線地域の地価上昇総額を算出すると、割引現在価値[1]に換算して約 5,000 億円程度[2]となり、これが連立事業の社会的便益額になる。現行制度における「道路便益」の算定が正しいという仮定すると、現行制度での費用便益分析における「道路便益」は約 2,600 億円[3]であり、多少の誤差は考慮しても概ね連立事業における「社会的便益」は「道路便益」を平均的に上回っていると考えることができる。つまり「市街化便益」が存在していると言える。

仮説 2「地下化の『社会的便益』は高架化よりも大きい」

推計結果より住居系地域においては、地下化の地価上昇率は高架化よりも大きい値を示している。よって、地下化の「社会的便益」は平均的には高架化よりも大きいと言える。商業系地域においては、地価上昇率が推計できていないため、仮説 2 の成立は確認できていない。

仮説 3「地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回る場合がある」

JR 中央線の事例をもとに地下化をした場合の「社会的便益」の増加分と費用の増加分を比較することとする。実証分析では商業系地域における地下化の地価上昇率が推計できていないため、商業系地域では高架化も地下化も地価上昇率に差異がないという仮定のもと算出した。地下化した場合の便益の増加分は約 1,200 億円程度[4]となり、費用の増加分の約 1,000 億円[5]を上回った。誤差を考えると必ずしも便益の増加分が費用の増加分を上回る訳ではないが、平均的には上回っているとは言える。

以上のケーススタディの条件であれば、3 つの仮説は成立することが示された。よって、現行制度の「道路便益」のみしか考慮しない事業評価制度では、連立事業が過少供給となり、また例外を除き高架化ばかりが選択される可能性があり、社会的余剰の観点から好ましくないことが明らかとなった。

6 政策提言

これまでの分析結果をもとに、事業評価制度の見直しを提言する。現行制度では「道路便益」しか定量評価されず、「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」については定性的にしか評価されていないことで、連立事業の社会的余剰が最大化されない問題を指摘した。そこで、「道路便益」だけでなく「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」も含めた「社会的便益」による定量評価手法を現行制度に追加することを提言する。定量化については本研究で示した地価上昇率を用いて地価上昇総額を算出することとする。これによりこれまで定量的に把握できていなかった市街地への影響を客観的に評価できることで、適切な事業供給と高架化と地下化の構造選択が実現し、連立事業の効果を最大限活用した都市計画が可能となる。

7. おわりに

本研究は、連立事業による周辺市街地への影響について分析を行ったものである。現行制度では、2 つの点で社会的余剰が最大化されないことを示した。「社会的便益」の定量化が問題であったが、連立事業対象区間の沿線の地価に着目し、キャピタリゼーション仮説に基づく、ヘドニック・アプローチにより「社会的便益」の定量化を試みた。ヘドニック・アプローチについては、連立事業の技術的外部性が地価の上昇分と一致するためには、「small-open の仮定」[6] が成立する必要がある。そのため、ヘドニック・アプローチは、事業評価を行う際の正確性は一般には保障されないとの指摘もあり、この数字のみを用いて事業決定を行うことには慎重になる必要がある。しかし、これまで定量化が行えていなかった市街地への影響に対する評価や高架化や地下化の構造の決定には、有効な指標となると考えられ、本研究の意義はそこにあるということができる。

今後の課題としては、商業系地域における地下化の影響の確認がある。また、本研究では高架化や地下化といった構造別及び住居系や商業系といった地域別の分類しか行っておらず、予測モデルをより正確なものとするならば、CBD からの距離等都市の条件や高架橋の高さ等の違いによる影響の差異についても計測することが望ましい。よって、本研究による考察は連立事業についての普遍的な指針ではなく、あくまでも現時点で成しえる範囲での分析であることを付しておく。

---

[1]国土交通省公表の中央線連続立体交差事業に関する「事業再評価（平成21年度事業継続箇所）」の割引率4%、基準年2008年を用いている。

[2]地価上昇総額＝平均地価×地価上昇率×土地面積により求められる。住居系地域及び商業系地域ごとに、地価上昇総額を求めて足している。平均地価は連続立体交差事業の影響が発生する前年の 1997 年の地価公示データの面積と地価による加重平均とし、地価上昇率は実証分析で推計した値とし、土地面積は高架化対象区間 9km の沿線 1km の対象エリアに「東京の土地利用平成 19 年多摩・島しょ地域の作成について」の宅地割合及び用途地域割合を乗じた値としている。

[3]国土交通省が公表している中央線連続立体交差事業に関する「事業再評価（平成 21 年度事業継続箇所）」による便益額。本研究で定義した「道路便益」に該当する。

[4]地下化による便益の増加分＝平均地価×（地下化の地価上昇率－高架化の地価上昇率）×土地面積により求められる。

[5]JR 中央線の地下化による費用の増加分は京王線の地下化の 1km あたりの事業費を準用して算出した事業費から高架化の事業費約 1,789 億円を引いている。

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

指定介護老人福祉施設整備におけるユニット型個室推進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
MJU13620　森藤　庄司

１．はじめに

我が国では、生活環境の改善などによる平均寿命の延伸と少子化の進行による若年人口の減少を大きな要因として、高齢化が急速に進んでいる。

高齢化の進展は、介護が必要とされる高齢者の増加、介護期間の長期化などの介護ニーズの増大をもたらした。一方、核家族化の進行、介護する家族の高齢化など介護が必要な高齢者をめぐる状況も変化していた。そこで、高齢者の介護を社会全体で支え合う仕組みとして、2000 年に介護保険制度が創設された。介護保険サービスの中でも、入居者に対して、入浴や食事等の介護その他の日常生活上の世話などを行う指定介護老人福祉施設は、需要が高く、現在でも補助が行われ、整備が推進されている。

この指定介護老人福祉施設での生活の本拠となる居室は、ユニット型個室と多床室に大別することができる。ユニット型個室は 10 人程度をひとつの生活単位（＝ユニット）として、台所や食堂などの共有スペースが併設されている個室であり、多床室は定員が 2 人以上の個室ではない部屋である。指定介護老人福祉施設の整備は、従来、多床室主体で行われていたが、国は、2003 年度以降に整備する指定介護老人福祉施設については、ユニット型個室を原則とした。これを受け、東京都では、指定介護老人福祉施設整備費補助において、多床室の整備を増加定員の 3 割までとする上限を設けている。しかし、整備数に上限を設けることは、指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人たちの需要に合っていないのではないかという問題意識を持って研究を行った。

２．制度の概要

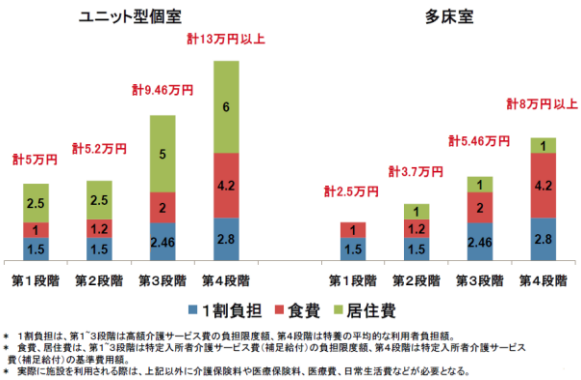
介護保険制度は、社会保障制度のひとつである。社会保障は、リスク分散とリスク軽減という 2 つの側面を持っているが、介護保険は、自分の責任に帰することができない理由によって発生する、様々な経済的リスクに対して社会全体で備えるというリスク分散のための手段と言える。

リスク分散の機能を持つ介護保険制度の創設前においても、社会保障のもと、介護サービスは社会福祉制度と老人保健制度において提供されていた。しかし、社会福祉制度においては、利用者が主体的にサービスを選択することができないことや、異なる 2 つの制度で給付されていたため、サービス内容や費用負担にバランスを欠いており、非効率な使われ方が問題とされていた。この弊害をなくすために、介護サービスをひとつの制度で給付することが必要と考えられ、2000 年に介護保険制度が創設された。

介護保険制度では、被保険者を 40 歳以上の者と定めている。あらかじめ保険料を拠出し、リスクの発生に備えていることから、被保険者はサービス費用の 1 割を負担することで、介護保険サービスを利用することができる。残りの 9 割分については、5 割を介護保険料、残りの 5 割は国、都道府県、区市町村が一定割合を負担している。

指定介護老人福祉施設の主な利用者負担は、図 1 に示すとおり、介護サービス費用の 1 割負担、食費、居住費である。介護サービス費用の 1 割負担と食費については、所得状況に応じた負担限度額があるため、所得段階 1 から 4 の間で差はあるものの、同じ所得段階においては、ユニット型個

室と多床室で金額の差はない。しかし、居住費では、ユニット型個室は、プライバシーが確保された居住環境などが評価され、多床室と比べて、高い基準額が設定されている。



＊ 1割負担は、第1~3段階は高額介護サービス費の負担限度額、第4段階は特養の平均的な利用者負担額。
＊ 食費、居住費は、第1~3段階は特定入所者介護サービス費(補足給付)の負担限度額、第4段階は特定入所者介護サービス費(補足給付)の基準費用額。
＊ 実際に施設を利用される際は、上記以外に介護保険料や医療保険料、医療費、日常生活費などが必要となる。

図 1　指定介護老人福祉施設の主な利用者負担

終の棲家とも言われる指定介護老人福祉施設に申込みをしている人は、2009 年に厚生労働省が集計した数値で約 42 万 1 千人であり、今後も増加することが予測されている。

このような需要に対して、東京都でも指定介護老人福祉施設の整備に対して補助を行っている。補助の概要は表 1 のとおりで、ユニット型個室に対して促進係数を設けるとともに、多床室の整備数に上限を設けている。

表 1　東京都の補助制度の概要

	基準単価	促進係数
ユニット型	4,300,000 円	有
多床室	3,483,000 円	無

※多床室の定員数は増加定員の 3 割が上限

3．理論分析

3.1　居住費に関する理論分析

指定介護老人福祉施設の供給者は、利益を得ることができる価格を付けることができる場合、供給を行う。これは、図 2 の供給曲線S^1として示される。仮に需要曲線がD^1の場合、供給曲線S^1との交点が存在しない。これは供給者が価格P^1で供給する場合、空きが出るリスクがあることから、供給が行われないことを示している。次に、需要曲線がD^2の場合、供給曲線S^1との交点E^1が均衡点となる。これは、需要が大きく、供給者はP^2という高い価格を付けることが可能であり、$\square P^1P^2E^1A$分の利潤を得ることができるため、供給が行われる。しかし、市場に利潤がある限り、新規参入が起こるため、この均衡E^1は短期均衡となる。参入が起こった結果、供給曲線は右方にシフトし、S^2となり、価格はP^1まで下がり、交点E^2が長期均衡となる。これが、正常な市場の状況である。

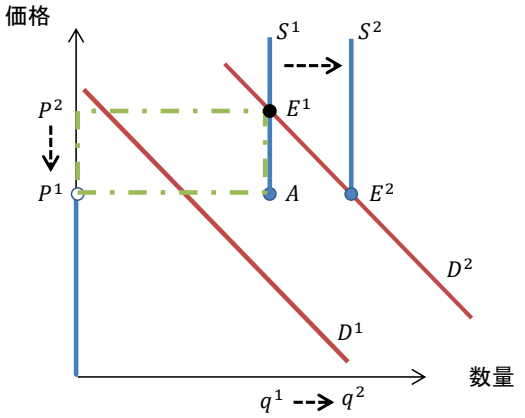


図 2　競争市場の場合

続いて、指定介護老人福祉施設の整備に対して補助がある場合、供給者は補助の分だけ負担が軽減されるため、図 3 のとおり、供給曲線は下方にシフトする。価格が低くなることにより、競争的な市場であれば供給されないような、不要な供給が行われる可能性があると言える。

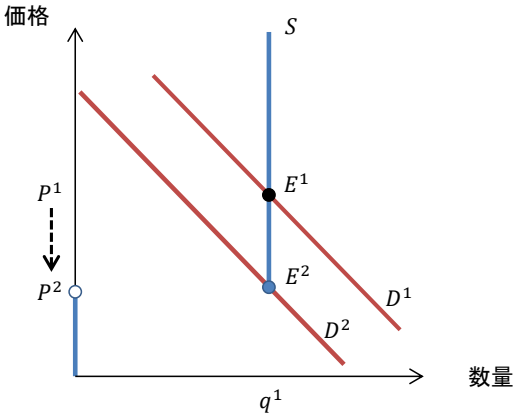


図 3　補助制度を活用した場合

3.2　上限規制に関する理論分析

東京都で新設される指定介護老人福祉施設の多床室には、増加定員の 3 割までとする上限が設けられていることから、仮に多床室を最大限供給するとした場合、供給量は、図 4 のとおり、ユニット型個室 0.7 に対して 0.3 になる。また、供給量が制限された結果、価格が上がるところ、低く抑えられているため、超過需要が発生している。

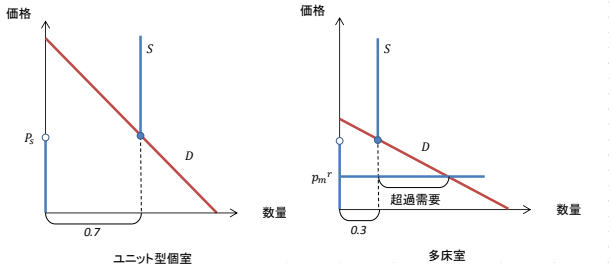


図 4　多床室に 3 割上限がある場合
（所得段階 4 段階の人の場合）

仮に供給者が市場調査などを行い、需要を把握したうえで、自由に供給することが可能であれば、図 5 のように、効率的な数量と価格が決まるが、この市場で決まる数量について、実証分析において明らかにしていく。

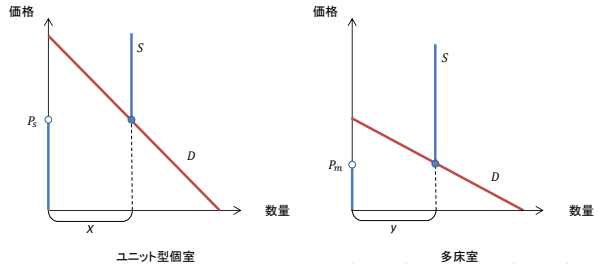


図 5　供給者が自由に供給できる場合

4．実証分析

4.1　分析の考え方

指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人のデータを用いて、ユニット型個室と多床室のどちらを選好しているのか分析をする。なお、本稿では仮に効率的な競争市場での均衡価格であれば、申込者は、どのような居室選好を示すのかを分析している。実証に当たっては、プロビットモデルにより推計を行い、推定された各説明変数の係数に、個々の申込者の変数を乗じることで、確率の値を示す変数を作成し、関数を用いて確率を導出する。その際、仮に競争市場であった場合の居住費を調査し、変数を作成し入れかえることで、仮に競争市場であった場合において、申込者はどのような選好を示すのかを分析する。

4.2　分析の手法

まず、基準点となる現状の申込者の居室選好を把握するため、「多床室選好ダミー」の基本統計量をとる。そして、仮に競争市場で決まる居住費の場合に、申込者の選好がどう変化するかを分析するために、まず、プロビットモデルにより、以下の推計を行う。

$$\text{多床室選好ダミー} = \alpha + \beta_1 \text{女性ダミー} + \beta_2 \text{年齢} + \beta_3 \text{要介護度} + \beta_4 \text{所得調整済み価格差（現行）} + \varepsilon$$

この推計式で推定された係数は、被説明変数である「多床室選好ダミー」が 1 をとる確率に対する各説明変数の影響を示している。以下に示す計算式のとおり、この係数を、個々の申込者の各説明変数に乗じることで、確率の値を示す変数を作成する。その際、「所得調整済み価格差（現行）」については、「所得調整済み価格差（想定）」に入れかえることで、仮に競争市場であった場合の選好を推計する。なお、「所得調整済み価格差（想定）」に必要な数値である想定市場価格については、建設費などの費用を、定員や償却期間で除すことで算出し、それらを積算することで導出した。

$$\text{確率の値} = \text{個々の女性ダミー} \times \beta_1 + \text{個々の年齢} \times \beta_2 + \text{個々の要介護度} \times \beta_3 + \text{所得調整済み価格差（想定）} \times \beta_4 + \text{定数項} \times 1$$

以上の計算式により求めた確率の値を、標準正規分布で評価し、確率を導出する。導出された確率について、0.5 以上であれば多床室を選好しているとして 1、0.5 以下であれば多床室以外を選好しているとして 0 をとるダミー変数を作成する。しかし、この状況は、ユニット型個室の価格を受

けて、ユニット型個室から多床室に選好を変えた人は推計できているが、多床室の価格を受けて、申込みを行わないという人は推計できていない。そこで、今回の推計では、申込みを行わないという人を、想定市場価格を受けて、多床室を選好した人のうち、個々が属するそれぞれの所得段階の平均的な収入から、多床室の年間居住費や食費などを差し引き、符号が負となる人と仮定した。

以上の手順で、仮に競争市場であった場合の申込者の居室選好を推計する。

4.3 使用データ

(1)被説明変数

被説明変数として、指定介護老人福祉施設に申込みをしている人のうち、多床室を選好していることを示す「多床室選好ダミー」を用いた。これは、申込みをしている居室の種類が多床室の場合に 1、ユニット型個室など多床室以外の居室を選好している場合は 0 としたダミー変数である。

(2)説明変数

説明変数として、申込者の性別が女性の場合は 1、男性の場合は 0 とした「女性ダミー」、申込者の「年齢」、介護の必要性を示す「要介護度」、所得段階で調整した居住費の価格差を示す「所得調整済み価格差（現行）」を用いた。

4.4 推計結果と考察

現状における申込者の居室選好を表 2 に示す。

表 2　現状における申込者の居室選好

	観測数	選好割合
ユニット型個室	256	0.364
多床室	448	0.636
計	704	1.000

現状では、ユニット型個室よりも多床室を選好していることが示されている。この居室選好は、指定介護老人福祉施設の申込者のうち約 6 割を占めている世帯非課税者の影響が考えられる。現行価格において、多床室の 3 割制限は需要に合っていないことがわかる。

さらに、想定市場価格における申込者の居室選好を表 3 に示す。

表 3　想定市場価格における申込者の居室選好

	総観測数	選好割合
ユニット型個室	89	0.497
多床室	90	0.503
申し込まない	525	–
計	704	1.000

想定市場価格における申込者の居室選好の割合はほぼ同数である。想定市場価格となり、ユニット型個室、多床室ともに居住費が上がったことにより、現行価格であれば、ユニット型個室を選好していた申込者のうち 167 人がユニット型個室を諦めており、多床室の想定市場価格を受けて、ユニット型個室を諦めた 167 人を含めた 525 人が申込み自体をやめてしまうと考えられる。

5．政策提言

分析の結果、現状における居室選好、想定市場価格における居室選好ともに、東京都が定めている多床室の 3 割上限と適合していないことが明らかとなった。この分析から導き出される結論として、東京都は指定介護老人福祉施設の整備費補助を行う際の、多床室の整備数は増加定員の 3 割を上限とするという規制をなくす必要がある。

6．おわりに

今回の分析では、想定市場価格における居住費の算出において、居室の種類別に建設費等を積算することが困難であるため、面積按分を用いて算出を行った。これにより、ユニット型個室のみの設備等が平均的に評価されるため、多床室の居住費は過大になり、多床室の選好が過少、ユニット型個室の選好が過大に推計されていると考えられる。今後の課題として、想定市場価格の居住費の積算に当たり、詳細なデータを収集して分析を行うことが望まれる。

都市部のごみ焼却施設とその廃熱を利用した温浴施設が周辺地域に与える影響について

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13621　矢口　康亮

１．はじめに

ごみ焼却施設[1]（以下「焼却場」という。）の設置に際して周辺住民の反対を受けることが多々ある。行政は焼却場の設置の際に周辺住民の同意を得るためのいくつかの手段を講じる。その手段のひとつとして周辺住民の利益になる地元還元のための措置を行うことがしばしばあり、その代表的なものが焼却場から排出される熱を利用した温水プールや浴場などを備えた温浴施設の併設である。しかし、温浴施設の運営について、費用が収入を上回っている施設も少なくない。周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり安すぎる利用料金が設定され、効率的な手段となっていない可能性がある。本稿では、その問題意識のもと焼却場と温浴施設が周辺に与える影響について理論分析と地価を用いた実証分析を行った。理論分析においては特に温浴施設の利用料金に着目し、温浴施設と周辺住民への直接補償という手段の組み合わせが地域に与える影響について分析した。また、実証分析ではヘドニック・アプローチを用いて影響を分析した。

２．焼却場に併設される温浴施設の概要

市町村は区域内から出る一般廃棄物を処分する義務を負う。焼却場を設置する際には必ずといってよいほど周辺住民の反対があり、その理由は焼却場からもたらされる恐れのある大気汚染や臭気の問題、さらには焼却場の存在による地域のイメージ低下など様々である。そのため、行政は焼却場の設置にあたり、住民が少ない山奥を適地に選定したり、焼却場に脱臭装置や白煙除去装置を設けたりするなど、周囲への影響が小さくなるよう手段を講じる。加えて、周辺住民の同意を得るために、周辺住民の利益となる施設の設置や道路整備などの地元還元策を行うことがしばしばある。その地元還元策として代表的なものが温浴施設の併設である。この温浴施設は焼却場から排出される熱を利用したものである。なお、焼却場から排出される熱エネルギーは温浴施設だけでなく、場内の給湯利用や発電などにも利用されており、つくられた電気を電力会社に売却して収益を得ている自治体もある。また、地元還元策について、温浴施設以外にも熱を利用しない施策として公民館等の施設の設置や道路拡幅などのほか、地元自治会に対していわゆる迷惑料を支出することも考えられる。

３．焼却場と温浴施設の併設に係る理論分析

３．１．焼却場と温浴施設の費用と便益

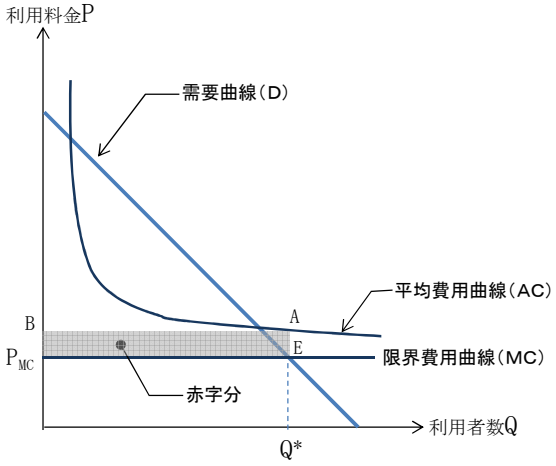
焼却場は周辺地域に負の外部性の影響を及ぼす一方で、ごみの衛生的な処分が可能になるなど市民全体に大きな便益をもたらす。他方、温浴施設の併設により、その費用を行政が支出することになり、それは広く市民全体で負担することになる。一方で、周辺住民は温浴施設から便益を受ける。この周辺住民に与える便益が大きいほど、焼却場設置に係る周辺住民の同意を得る効果が大きいといえる。また、温浴施設による便益は利用料金が安いほど大きくなると考えられる。

温浴施設をクラブ財として捉え、限界費用を一定とすると平均費用は逓減する。その場合に利用

[1] 本稿では行政が設置する一般廃棄物の焼却施設を指す

料金を限界費用と一致する価格（図中 P_{MC}）で定めると余剰を最大にすることができるが、固定費用分の赤字が発生する。平均費用と一致する価格で定めると赤字は発生しないが、死荷重が生じる。

これらに加えて温浴施設の利用料金の価格付けは、温浴施設の費用、周辺住民に与える便益と焼却場が及ぼす外部性を勘案して総合的に判断する必要がある。



図：温浴施設と価格

３．２．温浴施設の利用料金設定

まず、周辺住民が焼却場設置に同意する基準について整理する。それを示したものが式（1）である。

$$D = Ys = u(p) + m \quad \cdots(1)$$

D は焼却場によって周辺住民が受けるダメージで、それと同じだけの便益を与えられることによって初めて周辺住民は焼却場の設置に同意するということを前提として考える。その場合に、温浴施設からの便益 u を受けてもなおダメージ D の方が大きければ、行政はその差分を周辺住民に直接補償 m することにより補うものと仮定する。Ys は地元還元策により周辺住民が受ける便益の合計である。また、温浴施設がもたらす便益 u は利用料金 p によって変化する。利用料金が安いほど便益 u は大きくなる。

次に、地元還元策として行政が支出する費用 C について整理する。費用 C は次式で表される。

$$C = c(p) - i(p) + m \quad \cdots(2)$$

温浴施設に係る費用 c と利用料金収入 i の差分に加えて、直接補償 m の和が行政支出の費用である。温浴施設に係る費用 c と収入 i は利用料金 p によって変化する。この費用 C は税金として市民全体が負担する費用でもある。行政支出の費用を最小化することだけを目的とするのであれば、この費用 C を最小化する利用料金設定を行えばよい。しかし、温浴施設の設置は周辺住民だけに限らず他の市民の利用者にも便益を与える。

温浴施設の設置によって周辺住民以外の利用者が受ける便益を Ya とすると

$$Ya = u(p) \times (1 - k)/k \quad \cdots(3)$$

と表される。k は 0 から 1 までの値で、温浴施設の設置により市民全体が受ける便益の割合を 1 としたときの周辺住民だけが受ける便益 u の割合である。

これらを踏まえて、焼却場の設置によって市民全体が受ける便益 V を考えると

$V = U - D + Ys + Ya - C$ と表すことができる。U は焼却場によって直接的に市民全体にもたらされる便益、D は焼却場の負の外部性の大きさである。市民全体の便益を考えるのであれば、上記 V を最大にするべきといえる。この便益 V の式に前述の式（1）（2）（3）を代入して整理したものが式（4）である。

$$V = U - D + u(p)/k - c(p) + i(p) \quad \cdots(4)$$

式（4）について、市民全体の便益を考えて地元還元策がもたらす便益と費用を整理すると直接補償 m は相殺されてゼロになる。直接補償 m は市民全体から周辺住民に移行されるだけであるので、全体の便益の大きさには影響しない。

これらのことから焼却場による直接的な影響 U と D を所与とすると、行政は周辺住民の便益の大きさや直接補償の額に捉われるのではなく、結局は温浴施設の総余剰 $u(p) / k - c(p) + i(p)$ を最大にすることで、焼却場による全体の便益 V を最大にすることができる。つまり利用料金は限界費用と一致する価格で定めるべきといえる。

４．焼却場と温浴施設の併設に係る実証分析

４．１．実証方法と推計モデル

焼却場と温浴施設が周辺地域に与える影響について、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分析する。分析対象は首都圏の焼却場とした。焼却場の負の外部性が及ぶ範囲を半径 500m程とし、500m圏とその外側の地価の違いを分析する。

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。推計式１として、焼却場と温浴施設併設の有無の違いによる地価の変動を推計する。次に、推計式１に加えて焼却場と温浴施設の規模や利用料金の違いによる地価への影響を推計式２より推計する。

推計式１

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

推計式２

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \beta_3 AD_r \times FM_r + \beta_4 AD_r \times FE_r + \beta_5 AD_r \times PM_r + \beta_6 AD_r \times PRP_r + \beta_7 AD_r \times PRY_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

AD は 500m圏ダミーで、焼却場が 500m 圏にあれば１、それ以外は０のダミー変数である。PD は温浴施設併設ダミーで、最寄焼却場に温浴施設が併設されている場合は１、それ以外は０のダミー変数である。FM は最寄焼却場の建物延べ床面積（㎡）、FE は最寄焼却場の煙突高（m）である。PM は最寄温浴施設の建物面積（㎡）で、PRP は最寄温浴施設のプールの利用料金、PRY は浴場の利用料金を表す変数である。また、Xi は容積率などヘドニック・アプローチの際に用いられる地価への影響をコントロールする主要な地価構成要素の変数である。被説明変数 lnP は公示地価の対数を採用している。なお、各変数の添字 r は地価公示標準地点を表し、α は定数項、β と γ は係数、ε_rは誤差項である。

４．２．推計結果と考察

推計結果は表１のとおりである。

表 1　推計結果

被説明変数:公示地価（対数）						
	推計式1			推計式2		
説明変数名	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
500m圏ダミー	-0.2439	0.0790	***	-0.4518	0.1525	***
500m圏ダミー ×温浴施設併設ダミー	0.2183	0.0957	**	0.5156	0.1674	***
500m圏ダミー ×焼却_建物延床面積				-0.00001	0.00001	*
500m圏ダミー ×焼却_煙突高				0.0041	0.0017	**
500m圏ダミー ×温浴_建物面積				0.00005	0.00003	
500m圏ダミー ×温浴_料金（プール）				-0.0009	0.0004	**
500m圏ダミー ×温浴_料金（浴場）				-0.0003	0.0002	
地積	-0.00001	0.000003	**	-0.00001	0.000003	**
利用現況_住宅ダミー	-0.0725	0.0512		-0.0752	0.0511	
建物_木造ダミー	-0.0327	0.0260		-0.0301	0.0262	
水道ダミー	2.4165	0.1893	***	2.4400	0.1897	***
都市ガスダミー	0.2645	0.0413	***	0.2556	0.0412	***
下水道ダミー	0.5876	0.1696	***	0.5892	0.1696	***
最寄駅距離	-0.0001	0.0000	***	-0.0001	0.0000	***
法規制_住居系ダミー	0.0211	0.0481		0.0096	0.0478	
法規制_工場系ダミー	-0.1900	0.0547	***	-0.1891	0.0542	***
法規制_防火系ダミー	0.1545	0.0337	***	0.1540	0.0338	***
容積率	0.0020	0.0002	***	0.0019	0.0002	***
東京駅距離	0.0000	0.0000	***	0.0000	0.0000	***
東京23区ダミー	省略			省略		
定数項	9.1827	0.0941	***	9.1962	0.0934	***
標本数		946			946	
自由度調整済み決定係数		0.8328			0.8354	

※***, **, *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。

推計式１について、焼却場から 500m 圏の地価を表す 500m 圏ダミーは、約 24%低下しているが、そのことと比較して温浴施設を併設している場合は約 22%地価が高くなっており、統計的に有意な結果となっている。温浴施設を併設することにより、地価の低下が 2%にまで抑えられる傾向があるといえる。推計式２について、焼却場の建物延床面積が１㎡大きくなると地価が 0.001% 低下し、統計的に有意な結果となっている。一方で煙突が 1m 高くなると地価が 0.4%上昇し、統計的に有意な結果となっている。温浴施設の建物面積については統計的に有意な結果は得られなかった。温浴施設の利用料金について、浴場の利用料金に関しては統計的に有意な結果が得られなかったが、プールの利用料金については、料金が１円上昇すると地価が 0.09%低下し、統計的に有意な結果となった。プールの利用料金については、利用料金が高いほど地価が低下する傾向にあるということができる。これらのことから焼却場の周辺地域に負の外部性の影響が及んでいること、併設される温浴施設は周辺に便益を与えていること、それは利用料金が安いほど大きくなる傾向にあるということがいえる。

５．政策提言

分析結果に基づき周辺住民との合意形成に係るプロセスについて政策提言を行う。なお、ここで提示するプロセスはあくまでひとつのモデルであり、実際の業務にあたっては、このプロセスをもとに算定された便益の大きさを基準とすることや、実務において得られた成果を評価するための指標として活用すること等を想定している。

５．１．住民合意形成に係る手段の選択手順

地元還元策は温浴施設だけでなく、熱を利用しない施設等の手段も考えられる。また、温浴施設で使用する分の熱を売却に回すことも可能である。温浴施設に利用する分の熱を売却することによって得られる利益 g を、第 3 章で示した市民全体の便益 V の式(4)に当てはめると次式となる。

$$V = U - D + \max\{(u(p) / k - c(p) + i(p)), g\}$$

この便益 V を最大化するため、U と D を所与とした場合に、周辺住民の同意に係る手段の選択プロセスとして次の手順を提案する。

【手段の選択手順】

ステップ 1

温浴施設の総余剰 u(p)/k － c(p) + i(p)が最大になる利用料金の価格を導出する。

ステップ 2

ステップ 1 で導出された価格における温浴施設の総余剰の大きさを算定する。

ステップ 3

温浴施設に利用した分の熱を売却に回した場合の利益 g の額を算定する。

ステップ 4

ステップ 2 とステップ 3 で算定された額を比較してどちらか大きい方を選択する。

５．２．直接補償の額の決定ルール

本稿で前提としてきた直接補償について、直接補償の額が市民全体の便益に影響しないとはいえ、やみくもに直接補償を支出するべきということは意味しない。温浴施設の他に熱を利用しない施設や整備によって周辺住民に便益を与える手段もあるため、直接補償の額はそれらの便益の大きさに依存する。熱を利用しない施設等によってもたらされる便益を x とすると、直接補償 m は、第 3 章で示した周辺住民が同意する基準の式(1)をもとに次式で表す。

$$m = D - u(p) - x$$

D を所与とした場合に、直接補償の額 m の決定ルールについて次のように提言する。

【直接補償の額の決定ルール】

ステップ 1

熱利用施設以外の手段によって周辺住民に与える便益xの大きさを算定する。

ステップ 2

既に提言した手段の選択手順によって導かれる周辺住民の便益 u の大きさと x の大きさの和をダメージ D から除いた額をもとに直接補償の額を決定する。

６．おわりに

これまで論じてきたことは、あくまで周辺住民とそれ以外の市民が受ける影響をすべて平均化して捉えたものであり、実際の業務においては、様々な曖昧さとリスクを抱えながら対応していくことになると考えられる。また、本稿で前提とした住民への直接補償は実際は行われておらず、地元自治会への補償などが考えられる。ここで提言したプロセスをそのまま実務で実行することは想定していない。しかし、周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり、その効果だけを捉えて温浴施設を併設することは、市民全体の便益を小さくすることに繋がっている可能性がある。その点において、焼却場とそれに係る地元還元策について、市民全体に与える影響を分析した本稿には諸課題は残るものの一定の意義があると考える。

論　文

管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究

＜要旨＞

近年、維持管理が適正に行われないまま放置され、管理不全な状態になっている管理不全空き家等が増加傾向にあり、これらが周辺地域に防災性・防犯性の低下や生活環境の悪化等の様々な影響を与え、問題となっている。このような管理不全空き家等に対処すべく、地方自治体では空き家等の適正管理の義務付け及び履行確保措置を定めた条例の制定、管理不全空き家等の除却に係る補助や税制特例措置の適用除外等の対策を行っている。しかしながら、管理不全空き家等の外部効果や、地方自治体が講じている各種対策の効果は明らかになっていない。

このため、本稿では、管理不全空き家等の現状分析を行った上で、これらの外部効果についてミクロ経済学による理論分析及びヘドニック・アプローチによる実証分析を行い、管理不全な状態の種類やその深刻度合いによっては地価を下落させ、外部不経済を発生させていることを示した。また、当該外部不経済をコントロールするべく地方自治体が講じている各種対策の現状分析を行った上で、各種対策の効果について実証分析を行い、必ずしもこれらが有効的・効率的に機能していないことを示した。

これらの結果から、外部不経済を適切にコントロールし、所有者が空き家等を適正に管理せずに放置しておくインセンティブをなくすとともに、空き家の適正管理義務の履行確保方策として、行政の裁量がなく、履行義務の内容に見合った合理的な方策を講じることが必要である。

2014 年（平成 26 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13601　粟津 貴史

目次

1　はじめに.....1
2　管理不全空き家等の現状分析及び定義.....2
2.1　空き家の現状.....2
2.2　空き家化した原因及び空き家の非流動化の原因.....3
2.3　空き家がもたらす問題及び問題発生要因.....4
2.4　本研究における管理不全空き家等の定義.....4
3　管理不全空き家等の外部効果の定量的分析.....5
3.1　理論分析.....5
3.2　実証分析の手法の検討.....5
3.3　実証分析１（クロスセクションデータを用いたOLSによる推計）.....6
3.3.1　実証分析の対象.....6
3.3.2　推計モデル.....7
3.3.3　使用するデータ.....10
3.3.4　推計結果.....11
3.3.5　管理不全空き家等の「隣地」の地価関数の推定.....12
3.3.6　考察１.....13
3.4　実証分析２（パネルデータを用いた固定効果モデルによる推計）.....14
3.4.1　実証分析の対象.....14
3.4.2　推計モデル.....14
3.4.3　使用するデータ.....16
3.4.4　推計結果.....16
3.4.5　考察２.....17
4　老朽危険空き家等の除却に与える対策効果の定量的分析.....18
4.1　老朽危険空き家等の除却に係る対策の現状分析.....18
4.2　仮説.....20
4.3　実証分析.....20
4.3.1　実証分析の対象.....20
4.3.2　推計モデル.....21
4.3.3　使用するデータ.....22
4.3.4　推計結果.....23
4.3.5　考察.....24
5　まとめ.....26
5.1　政策提言.....26
5.2　今後の課題.....29

1　はじめに

近年、維持管理が適正に行われないまま放置され、管理不全な状態になっている空き家等（以下「管理不全空き家等」という。）が増加傾向にあり、これらが周辺地域に防災性・防犯性の低下や生活環境の悪化等の様々な影響を与え、問題となっている。このような管理不全空き家等に対処すべく、地方自治体では、空き家等の適正管理義務及び履行確保措置を定めた条例（以下「空き家条例」という。）の制定、管理不全空き家等の除却に係る補助や税制特例措置の適用除外等の対策を講じている。しかしながら、管理不全空き家等が周辺地域に与える影響、すなわち管理不全空き家等の外部効果や、地方自治体が講じている各種対策の効果は実際には明らかになっていない。

これまで、ヘドニック・アプローチにより地価関数を推定し地価への影響を通じて外部効果を計測した研究は数多く存在する。肥田野・亀田（1997）[i]では、緑・建築物の量や質、外壁後退、周辺敷地の規模、日照に影響を与える緑・建築物が地価に与える影響を計測し、外部効果の存在を実証している。高・浅見（2000）[ii]では、個々の敷地の日照時間や隣接する公共緑地、近隣の土地利用混合状況等のミクロな住環境要素の外部効果を計測し、外部性のコントロール手法について分析している。また、中川・齊藤・清水（2013）[iii]では、私的財である老朽マンションの集積が住宅価格に与える影響を分析し、近隣への外部不経済を計測している。しかし、管理不全空き家等が地価に与える影響を分析し、外部効果を計測した研究は見当たらない。

一方、管理不全空き家等の現状や問題点、当該問題へ対処するために地方自治体が講じている各種対策を整理・分析した研究もまた数多く存在する。北村（2012a）[iv]、福田（2013）[v]では、空き家問題の現状と対策について既往の研究や国・地方自治体が実施している各種対策を整理している。秦（2013）[vi]では、地方自治体が制定する空き家条例と憲法との関係を整理し、また田中・脇田（2012）[vii]、北村（2012a）、佐藤（2013）[viii]では同条例に規定される各種措置について法的観点から分析を行い、問題点を整理している。下村（2014）[ix]では、空き家問題の法的課題と対応策を整理し、特に借地権・借家権・抵当権の扱いや、運用の問題として相続・税制に関する問題を取り上げている。北村（2012b）[x]では、空き家問題に特に積極的かつ先進的に取り組んでいる地方自治体の対策の現状を取り上げている。また、篠部（2013）[xi]では、空き家を解体除却する施策の現状を整理し、具体的な地方自治体の取組を例に挙げつつ、地域別の課題や財源確保を考慮しつつ解体除却を進める必要性について述べている。さらに米山（2012）[xii]では空き家率の将来推計と地域別の展望を示し、現行の空き家対策を踏まえた上で、空き家を活用した住宅市場の再構築や積極的活用に向けた方策を提案している。しかし、老朽危険空き家等を除却・解消するために地方自治体が講じている各種対策の効果を定量的に分析した研究は見当たらない。

そこで、本稿では管理不全空き家等の現状分析を行った上で、埼玉県所沢市における管理不全空き家等を対象とし、ミクロ経済学による理論分析を踏まえ、ヘドニック・アプローチにより管理不全空き家等の周辺地域の地価に与える影響及びその要因を分析し、分析手法（OLS 及び固定効果モデル）の妥当性を検証した。その結果、管理不全な状態の種類やその深刻度合いによっては、地価を下落させ、外部不経済が発生していることを示した。さらに、当該外部不経済をコントロールするべく地方自治体が講じている各種対策の現状分析を行った上で、各種対策の効果について実証分析を行い、必ずしもこれらが有効的・

効率的に機能していないことを示した。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第 2 章においては管理不全空き家等の現状を分析した上で、本稿で対象とする管理不全空き家等を定義する。第 3 章においては管理不全空き家等の外部効果に係る理論分析及び実証分析を行い、外部不経済の発生を検証する。第 4 章においては老朽危険空き家等の除却に係る対策の現状を分析した上で、各種対策に係る仮説の設定及び実証分析を行い、当該分析結果等に基づいた考察を行う。第 5 章ではまとめとして政策提言と今後の課題について整理している。

2　管理不全空き家等の現状分析及び定義

本章では管理不全空き家等の現状分析として、空き家の現状、空き家化した原因及び空き家の非流動化の原因、空き家がもたらす問題及び問題発生要因について、既往調査等を中心に分析した上で、本稿で対象とする管理不全空き家等を定義する。

2.1　空き家の現状

総務省による『住宅・土地統計調査』[1]によると、住宅総数が 1998 年の 5,025 万戸、2003 年の 5,389 万戸、2008 年の 5,759 万戸と増加していくのにあわせ、空き家総数も 1998 年の 576 万戸（空き家率：11.5%）、2003 年の 659 万戸（空き家率：12.2%）、2008 年の 757 万戸（空き家率：13.1%）と増加している。この空き家総数のうち、「賃貸用の住宅」、「売却用の住宅」及び別荘等の「二次的住宅」を除いた「その他の住宅」[2]だけでみても、1998 年の 182 万戸（空き家率：3.6%）、2003 年の 212 万戸（空き家率：3.9%）、2008 年の 268 万戸（空き家率：4.7%）に増加している。また、2008 年の「その他の住宅」における「腐朽・破損あり」の割合は 31.6%となっており、「賃貸用の住宅」の同 21.0%、「売却用の住宅」の同 13.0%、「二次的住宅」の同 11.5%よりも高くなっている。

以上より、「その他の空き家」は着実に増加しているとともに、賃貸用及び売却用の住宅や二次的住宅に比べて、維持管理が適正に行われず管理不全な状態に陥っている可能性が高いと考えられる。

一方、住宅以外の用途の建築物（以下「非住宅建築物」という。）については、住宅・土地統計調査の対象とはなっておらず、非住宅建築物の対象の幅が非常に広いためにこれらの空いている又は利用されていない状況が直接把握できる統計調査は存在していない。しかし、国土交通省が 2008 年に実施した『法人建物調査』では、調査対象が限定的であるという制約の下での状況であればある程度把握することができる[3]。本調査によると 2008 年 1

---

[1] 総務省統計局「平成 10 年住宅・土地統計調査」「平成 15 年住宅・土地統計調査」・「平成 20 年住宅・土地統計調査」（http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/kekka.htm）参照。

[2] 同調査において、賃貸用又は売却用の住宅、別荘等の二次的住宅以外の人が住んでいない住宅で，例えば，転勤・入院などのため居住世帯が長期にわたって不在の住宅や建て替えなどのために取り壊すことになっている住宅など（空き家の区分の判断が困難な住宅を含む）を指す。

[3] 調査対象は、国及び地方自治体以外の法人で、本邦に本所、本社又は本店を有するもののうち、資本金 1 億円未満の会社及び会社以外の法人のうち国土交通大臣が定める方法

月 1 日現在で非住宅建築物 752,020 件（延べ床面積：1,108,836 千㎡）のうち、利用されていない建物は 6,680 件（延べ床面積：6,576 千㎡）となっており、その割合は 0.9%（延べ床面積：0.6%）となっている。なお、本調査項目は 2008 年からのものであるため、経年変化は見ることはできない。

2.2　空き家化した原因及び空き家の非流動化の原因

(1) 空き家化した原因

国土交通省が 2009 年に実施した『空き家実態調査』[4]によると、持ち家が空き家化した原因については、「別の住居へ転居した」（28.6%）、「相続により取得したが入居していない」（20.4%）、「転勤等の長期不在」（8.2%）、「二次利用のための取得、普段は未利用」（8.2%）となっている。米山（2012）では、居住していた親は死亡したが使用していた家財道具や仏壇が残されており愛着があって貸したり手放したりできない、又は年数回の帰省の際に利用するために残しておきたい等の所有者側の理由で空き家のままにされているケースの他、相続人を含め所有者が所在不明となっているケースも空き家のまま放置される一つの原因であることを指摘している。

(2) 空き家の非流動化の原因

空き家化を避けるためには売却又は賃貸することが考えられるが、それもうまくいかず流動化しないケースも見られる。同調査によると、売却先や入居者が決まらない原因は「市況が悪いため」（34.0%）、「募集し始めたばかりであるため」（29.3%）、「建物が古い･設備が傷んでいるため」（23.8%）、「最新の設備を備えていないため」（12.3%）、「募集家賃や売出価格を値下げしていないため」（11.2%）、「バス利用や鉄道駅から遠いなど、交通の便が悪いため」（10.4%）となっている。

また、北村（2012a）によれば、空き家が非流動化する要因は社会的要因、経済的要因、法律的要因に分けられ、これらのうちの複数の要因が重なっていることが通例であると指摘している。具体的に社会的要因として、例えばニュータウンにおける教育、医療、買い物等の生活サービスの供給の減少による地域の魅力が低下していることを上げている。経済的要因として、市場価値・利用価値が低い場合や所有者が除却解体費用を調達できない場合を上げている。法律的要因として既存不適格建築物[5]の建替え等の際に生じる建築基準法上の無接道敷地[6]の問題や、地方税法に基づく「住宅用地に対する固定資産税・都市計画

により選定した法人の約 49 万法人である上、延べ床面積 200 ㎡未満の工場敷地外の建物は調査対象となっていない。なお、５年ごとに実施される。国土交通省 HP（http://tochi.mlit.go.jp/generalpage/2317#taishou）参照。

[4] 国土交通省 HP「平成２１年度空家実態調査について」（http://www.mlit.go.jp/report/press/house02_hh_000036.html）参照。

[5] 建築基準法第 3 条第 2 項の規定により、同法令の改正以前の法令に適合していた建築物は改正後の法令への適用が遡及されない建築物。なお、既存不適格建築物を建替える場合はもとより、同法第 3 条第 3 項第 3 号及び第 4 号の規定により、増改築や大規模の修繕・模様替えの際には現行法令への適合が求められる。

[6] 建築基準法第 43 条第 1 項に「建築物の敷地は、道路に 2 メートル以上接しなければならない。」と規定されている。なお、道路は同法第 42 条において定義され、原則幅員 4

税の課税標準の特例」[7]（以下「課税標準特例」という。）が管理不全空き家等にも適用されていることを上げている。

2.3 空き家がもたらす問題及び問題発生要因

(1) 空き家がもたらす問題

国土交通省が 2009 年に全市町村に対して実施した『地域に著しい迷惑（外部不経済）をもたらす土地利用の実態把握アンケート』[8]では、空き家が周辺地域に対して「風景・景観の悪化」、「防災や防犯機能の低下」、「ゴミなどの不法投棄等を誘発」、「火災の発生を誘発」等の影響をもたらしたとの回答が選択肢の回答から多く見られた。さらに衛生上の問題では「蚊、蝿等害虫、ねずみの発生」、「野良猫の繁殖」が、老朽危険の問題では「強風、積雪、地震等による建物の倒壊、屋根材（瓦等）の落下の危険性の発生」が、その他「樹枝の越境」、「隣接地への草の侵入」、「大量の落ち葉の発生」等の問題が自由記入の回答として寄せられている。

(2) 問題発生要因

このような問題の発生要因について、同アンケートでは「担い手の不足等により、適正な管理ができなくなったため」との回答が選択肢の回答から多く見られた。さらに「所有者の管理意識の低下」、「高齢化、収入の低迷等による、維持管理の費用の拠出困難等」、「建物解体処理費の高騰」、「過疎化、高齢化による住民の死亡や転出」、「相続でこじれる」、「相続による新所有者が遠方のため管理されない箇所が増加」等の要因も自由記入の回答として寄せられている。

これらのアンケート結果をまとめると、「空き家」になった後に、(2)のような要因により維持管理が適正に行われず、(1)のような様々な問題を周辺地域にもたらしている状態（以下「管理不全な状態」[9]という。）になり、「管理不全空き家等」となっていることがわかる。

2.4 本研究における管理不全空き家等の定義

以上の現状分析を踏まえ、本稿では①住宅・土地統計調査で言うところの「賃貸用の住宅」、「売却用の住宅」及び別荘等の「二次的住宅」を除いた「その他の住宅」に属する空き家のうち、「管理不全な状態」にある住宅及びその敷地と、②賃貸用・売却用・二次的利用用を除く利用されていない非住宅建築物のうち、「管理不全な状態」にある非住宅建築物及びその敷地を対象とし、本稿ではこれら①・②を合わせて「管理不全空き家等」と総称

メートル以上とされている。

[7] 地方税法第 349 条の 3 の 2（都市計画税：第 702 条の 3）に基づき、一般住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡を超え、家屋の床面積の 10 倍までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/3（都市計画税：2/3）に、小規模住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/6（都市計画税：1/3）になる特例。なお、別荘については対象外である。

[8] 国土交通省 HP「地域に著しい迷惑（外部不経済）をもたらす土地利用の実態把握アンケート結果の公表について」（http://tochi.mlit.go.jp/generalpage/675）参照。

[9] 本稿における「管理不全な状態」については、3.3.1(2)参照。

することとする。これは多くの地方自治体で策定されている空き家条例[10]においても、「建物」を条例の対象として位置づけ、住宅と非住宅建築物を扱っていることとも符合する。

3　管理不全空き家等の外部効果の定量的分析

本章では、管理不全空き家等が周辺地域の地価を下落させ、外部不経済を発生させるという理論分析を踏まえ、ヘドニック・アプローチにより管理不全空き家等の周辺地域の地価に与える影響及びその要因を分析し、分析手法（OLS 及び固定効果モデル）の妥当性について検討する

3.1　理論分析

第 2 章の管理不全空き家等の現状分析から、管理不全空き家等は周辺地域に対して何らかの影響を及ぼしていることが推測される。この影響について以下で考察する。

図 1 は管理不全空き家等の周辺地域にある宅地市場を表わしたものである。当該地域における宅地の需要曲線を D1、供給曲線を S1 とする。ここで地域とは家屋が疎らな田舎ではなく、家屋の集積により市街地を形成している都市部を想定すると、短期的には宅地の供給量は限られているので供給曲線 S1 は垂直となる。この時、管理不全空き家等が当該地域に存在しなければ、需要曲線 D1 と供給曲線 S1 の交点 E において取引が均衡し均衡地価 P1 となるが、管理不全空き家等が存在すれば当該地域における宅地需要は下がり、需要曲線が D2 となって需要と供給の均衡点は F となり、均衡地価は P2 に下がる。このことから周辺地域の宅地の資産価値が減少し、管理不全空き家等は周辺地域に外部不経済を発生させることとなる。

以上の理論分析を踏まえ、管理不全空き家等は実際に周辺地域の地価を下げ外部不経済を発生させているのか、また地価を下げる場合にはどのような場合にどの程度下げているのかを明らかにするべく、キャピタリゼーション仮説（金本（1997）[xiii]参照）が成立するとして、具体的な地域を対象にヘドニック・アプローチ（クロスセクションデータを用いた OLS 及びパネルデータを用いた固定効果モデル）により実証分析を行うこととする。

3.2　実証分析の手法の検討

管理不全空き家等が周辺地域の地価に与える影響を実証するにあたり、どのような分析方法を採用するかは重要な点である。このような実証に関する先行研究が存在しないため、ここでは

(1) クロスセクションデータを用いた OLS

(2) パネルデータを用いた固定効果モデル

の 2 つの方法によって推計を行う。周辺地域の地価に与える影響とその要因の分析を行った上、両者の推計結果の比較により分析手法の妥当性についても検討する。

---

[10] 4.1(1)参照。

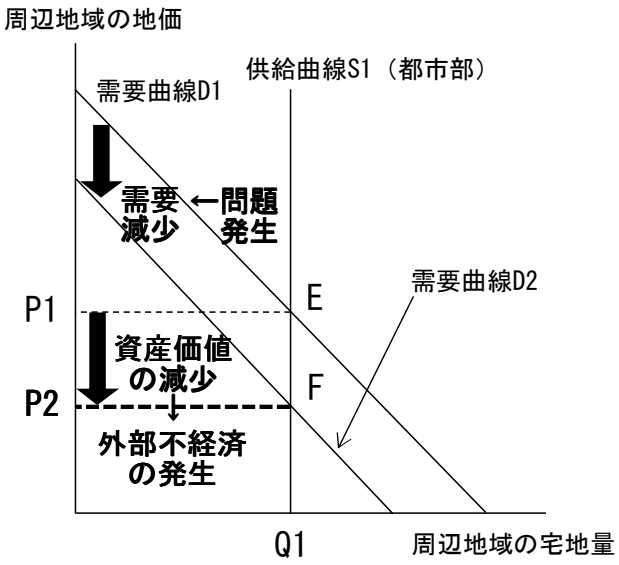


図 1　管理不全空き家等による外部不経済の発生

3.3　実証分析 1（クロスセクションデータを用いた OLS による推計）

3.3.1　実証分析の対象

(1) 対象地域

空き家条例を 2010 年に最初に策定した埼玉県所沢市を対象とする。なお、所沢市は埼玉県の南端にあり東京都に隣接する人口約 34 万人（2013 年末）、面積約 72 ㎢の特例市[11]である。鉄道利用で東京駅までの所要時間が 1 時間弱であり、東京のベッドタウンである。

(2) 対象空き家等及び管理不全な状態の種類

「管理不全な状態になっている」と所沢市に 2012 年度末までに相談のあった管理不全空き家等のうち、2013 年 9 月末時点においても引き続き管理不全な状態にある市街化区域内にあるもの（44 件）[12]を対象とする。

なお、管理不全な状態の種類については、管理不全空き家等に関する情報を元に、筆者において以下の 4 つに分類した[13]。

①樹木が越境したり雑草が繁茂している状態（以下「樹木雑草繁茂状態」という。）（34 件）
②害虫・害獣が発生したり小動物の糞尿が散乱している状態（以下「害虫・小動物発生等状態」という。）（13 件）
③老朽化等により建物が毀損・崩壊したり建材等が飛散する危険性がある状態（以下「老朽化建物毀損・飛散危険状態」という。）（21 件）
④ゴミ・タバコの吸い殻・郵便物等が放置されている状態（以下「ゴミ・郵便物放置等状態」という。）（14 件）

---

11 地方自治法第 252 条の 26 の 3 第 1 項に規定される市で、政令により指定される。
12 管理不全空き家等に関する情報は所沢市総務部危機管理課防犯対策室より入手した。
13 （　）内は対象空き家等の 44 件のうちの該当する件数（重複あり）。

また、44 件のうち空き家条例に基づき指導、勧告及び命令まで発動されたものはそれぞれ 28 件、4 件、3 件であった。なお、条例措置の発動は指導、勧告、命令の順に行われる。

(3) 管理不全空き家等がもたらす影響

管理不全空き家等がもたらす影響のイメージとしては図 2 のとおりである。ここでは、管理不全空き家等がもたらす影響の要素として、①管理不全空き家等からの離隔距離、②管理不全な状態の種類、③空き家条例に基づく各種措置（指導、勧告及び命令）が発動されるほどの状態を取り上げる。

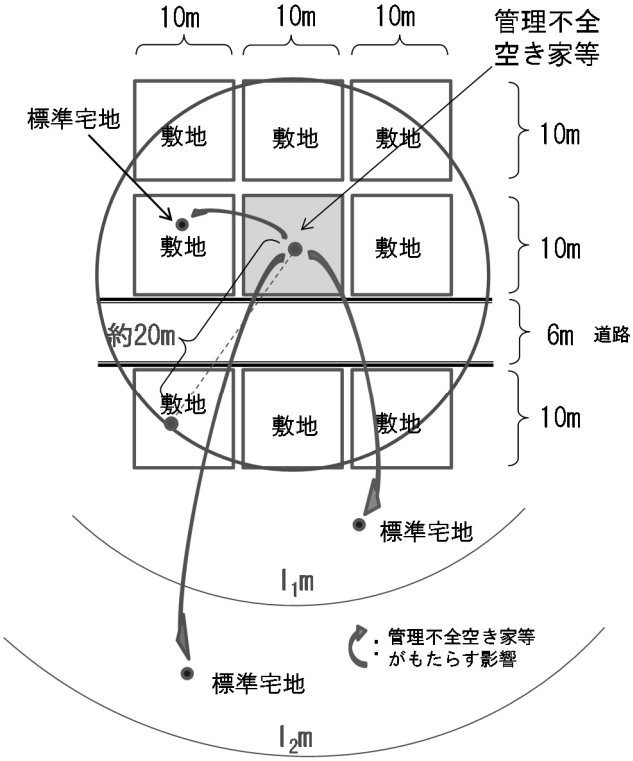


図 2　管理不全空き家等がもたらす影響のイメージ

3.3.2　推計モデル

管理不全空き家等がもたらす影響の要素である「管理不全空き家等からの離隔距離」、「管理不全な状態の種類」、「各条例措置が発動されるほどの状態」の 3 つに関するダミー変数を主要な説明変数として入れた推計モデル 1～6 を設定し、OLS で分析 1～6 を行った。分析 1～6 の推計結果から係数が有意にマイナスに出た説明変数を抽出し、次にこれらを組み合わせて新たに推計モデル 7 を設定し、分析 7 を行った。このように推計モデルの頑健性を高め、最終的には推計モデル 7 を元に各要素ごとの影響範囲を求めた。

さらにその結果を踏まえ、管理不全空き家等の「隣地」の地価関数（推計モデル 8）の推計（分析 8）を行った。これらのフローをまとめると図 3 のようになる。

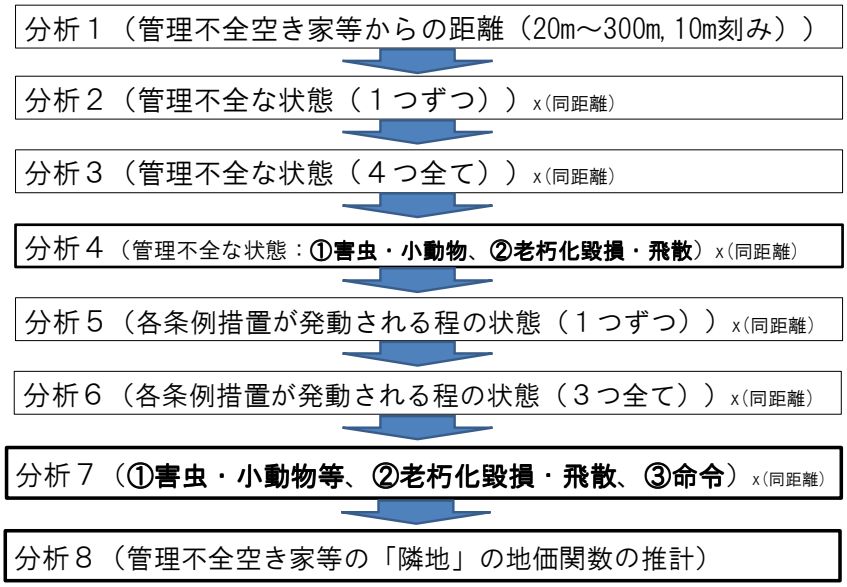


図 3　頑健なモデルの推計フロー

(1) 推計モデル1(管理不全空き家等からの離隔距離lm以内ダミーのみをモデルに入れる。)

$$ln\,Ph_i = \beta l_{10} + \beta l_{11} dl_i + \beta l_{1c} X_{ci} + \varepsilon l_{1i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l　　：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m{\sim}300m, 10m$刻み）
dl_i　：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
X_{ci}　：コントロール変数　　εl_{1i}　：誤差項　　i　：標準宅地ポイント

(2) 推計モデル 2（管理不全な状態ダミーを 1 つずつモデルに入れる。）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{20} + \beta l_{21} dl_i + \beta l_{22} dl_i \times dg1_i (\beta l_{23} dl_i \times dg2_i, \beta l_{24} dl_i \times dg3_i \; or \; \beta l_{25} dl_i \times dg4_i) + \beta l_{2c} X_{ci} + \varepsilon l_{2i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l　　：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m{\sim}300m, 10m$刻み）
dl_i　：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$dg1_i$ ：樹木雑草繁茂状態ダミー
$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー
$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー
$dg4_i$ ：ゴミ・郵便物放置等状態ダミー
X_{ci}　：コントロール変数　　εl_{2i}　：誤差項　　i　：標準宅地ポイント

(3) 推計モデル 3（管理不全な状態ダミーを全てモデルに入れる。）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{30} + \beta l_{31} dl_i + \beta l_{32} dl_i \times dg1_i + \beta l_{33} dl_i \times dg2_i + \beta l_{34} dl_i \times dg3_i + \beta l_{35} dl_i \times dg4_i + \beta l_{3c} X_{ci} + \varepsilon l_{3i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$dg1_i$ ：樹木雑草繁茂状態ダミー
$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー
$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー
$dg4_i$ ：ゴミ・郵便物放置等状態ダミー
X_{ci} ：コントロール変数 εl_{3i} ：誤差項 i ：標準宅地ポイント

(4) 推計モデル 4（管理不全な状態ダミーのうち、推計モデル 3 で有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー２つをモデルに入れる。）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{40} + \beta l_{41} dl_i + \beta l_{42} dl_i \times g2_i + \beta l_{43} dl_i \times g3_i + \beta l_{4c} X_{ci} + \varepsilon l_{4i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー
$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー
X_{ci} ：コントロール変数 εl_{4i} ：誤差項 i ：標準宅地ポイント

(5) 推計モデル 5(各条例措置が発動されるほどの状態ダミーを１つずつモデルに入れる。）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{50} + \beta l_{51} dl_i + \beta l_{52} dl_i \times ds1_i\ (\beta l_{53} dl_i \times ds2_i\ or\ \beta l_{54} dl_i \times ds3_i) + \beta l_{5c} X_{ci} + \varepsilon l_{5i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$ds1_i$ ：指導が発動されるほどの状態ダミー
$ds2_i$ ：勧告が発動されるほどの状態ダミー
$ds3_i$ ：命令が発動されるほどの状態ダミー
X_{ci} ：コントロール変数 εl_{5i} ：誤差項 i ：標準宅地ポイント

(6) 推計モデル 6（各条例措置が発動されるほどの状態ダミーを全てモデルに入れる。）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{60} + \beta l_{61} dl_i + \beta l_{62} dl_i \times ds1_i + \beta l_{63} dl_i \times ds2_i + \beta l_{64} dl_i \times ds3_i + \beta l_{6c} X_{ci} + \varepsilon l_{6i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$ds1_i$ ：指導が発動されるほどの状態ダミー
$ds2_i$ ：勧告が発動されるほどの状態ダミー
$ds3_i$ ：命令が発動されるほどの状態ダミー
X_{ci} ：コントロール変数 εl_{6i} ：誤差項 i ：標準宅地ポイント

(7) 推計モデル 7（推計モデル 4 及び 6 で有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー２つ及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミー１つをモデルに入れる）

$$ln\,Ph_i = \beta l_{70} + \beta l_{71} dl_i + \beta l_{72} dl_i \times dg2_i + \beta l_{73} dl_i \times dg3_i + \beta l_{74} dl_i \times ds3_i + \beta l_{7c} X_{ci} + \varepsilon l_{7i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値

l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）

dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー

$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー

$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー

$ds3_i$ ：命令が発動されるほどの状態ダミー

X_{ci} ：コントロール変数　εl_{7i} ：誤差項　i ：標準宅地ポイント

3.3.3 使用するデータ

被説明変数については、固定資産税に係る標準宅地の価格（円／㎡）[14] の対数値とした。

主要な説明変数については、管理不全空き家等がもたらす影響の範囲を見るための「管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー」（以下「lm 以内ダミー」という。）（dl_i）のほか、「lm 以内ダミー」とどのような管理不全な状態の影響が大きいかを見るための「管理不全な状態ダミー」（$dg1_i$~$dg4_i$）との交差項（$dl_i \times dg1_i$等）、また「lm 以内ダミー」と管理不全空き家等の悪化の状況やその状態の深刻度を見るための代理変数である、空き家条例に基づく指導、勧告又は命令といった「各条例措置が発動されるほどの状態ダミー」（以下「指導/勧告/命令発動状態ダミー」という。）（$ds1_i$~$ds3_i$）[15]との交差項（$dl_i \times ds1_i$等）を作成して用いた。

また、コントロール変数としては、標準宅地に係る前面道路幅員（m）、建ぺい率（%）、最寄り駅から東京駅までの鉄道所要時間（分）、最寄り駅までの距離（m）に加え、地域における住宅需要等をコントロールする地域の魅力の代理変数として前年度に対する当該年度の町丁別人口変化率を用いた。変数の説明を表 1 に示す。

表 1　変数の説明

変数	説明	出典
ln（標準宅地の価格（円／㎡））	標準宅地の価格の対数値を用いた。	A・B
管理不全空き家等からの離隔距離 lm 以内ダミー	標準宅地ポイントが管理不全空き家等からの離隔距離が lm 以内（l=20～300m, 10m 刻み）にあれば 1 を取るダミー変数。	B・C
管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前後ダミー	管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度及びそれ以降の年度であれば 1 を取るダミー変数。	C

[14] 普通住宅、併用住宅等住宅系の地区にある 502 件（2012 年 7 月 1 日時点）を対象とした。このうち管理不全空き家等からの離隔距離が 300m 以内であるものは 94 件となっている。

[15] 指導、勧告、命令と時間を経て順番に発動されるため、命令が発動されているほど管理不全な状態の深刻度は高くなっていると言える。

樹木雑草繁茂状態ダミー	樹木の越境や雑草の繁茂が見られる状態であれば1を取るダミー変数。	C
害虫・小動物発生等状態ダミー	害虫・害獣の発生や小動物の糞尿の散乱が見られる状態であれば1を取るダミー変数。	C
老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー	老朽化等による建物の毀損・崩壊や建材等の飛散の危険性がある状態であれば1を取るダミー変数。	C
ゴミ・郵便物放置等状態ダミー	ゴミやタバコの吸い殻、郵便物等が放置され、犯罪・火災危険性がある状態であれば1を取るダミー変数。	C
指導が発動されるほどの状態ダミー（指導発動状態ダミー）	管理不全空き家等の悪化の状況やその状態の深刻度を見る代理変数で、所沢市空き家等の適正管理に関する条例に基づき是正を「指導」されるほどの状態になっていれば（実際には「指導」が発動されていれば）1を取るダミー変数。	C
勧告が発動されるほどの状態ダミー（勧告発動状態ダミー）	管理不全空き家等の悪化の状況やその状態の深刻度を見る代理変数で、所沢市空き家等の適正管理に関する条例に基づき是正を「勧告」されるほどの状態になっていれば（実際には「勧告」が発動されていれば）1を取るダミー変数。	C
命令が発動されるほどの状態ダミー（命令発動状態ダミー）	管理不全空き家等の悪化の状況やその状態の深刻度を見る代理変数で、所沢市空き家等の適正管理に関する条例に基づき是正を「命令」されるほどの状態になっていれば（実際には「命令」が発動されていれば）1を取るダミー変数。	C
前面道路幅員（m）	標準宅地ポイントの前面道路幅員を用いた。	A
建ぺい率（%）	標準宅地ポイントの建ぺい率を用いた。	A
最寄り駅から東京駅までの鉄道所要時間（分）	標準宅地ポイントの最寄り駅から東京駅までの鉄道所要時間を用いた。	A
最寄り駅までの距離（m）	標準宅地ポイントから最寄り駅までの距離を用いた。	A
町丁別人口変化率	地域における住宅需要等をコントロールする地域の魅力の代理変数で、前年度に対する当該年度の町丁別の人口の変化率を用いた。	D

A：所沢市財務部資産税課提供データより作成。
B：全国地価マップのＨＰ（http://www.chikamap.jp/）より作成。
C：所沢市役所総務部危機管理課防犯対策室提供データより作成。
D：所沢市町丁別人口統計（http://www.city.tokorozawa.saitama.jp/shiseijoho/jinkou/jinkoutoukei/jinkoutoukei2/index.html）より作成。

3.3.4 推計結果[16]

(1) 推計モデル1(管理不全空き家等からの離隔距離lm以内ダミーのみをモデルに入れる。)

dl_iの係数βl_{11}はl＝80m～300m で有意にマイナスとなった。

(2) 推計モデル 2（管理不全な状態ダミーを１つずつモデルに入れる。）

$dl_i \times dg1_i$の係数βl_{22}はl＝60m～120m,140m で有意にプラスとなったが、lx_iと$lx_i \times g1_i$の相関が高かった。

$dl_i \times dg2_i$の係数βl_{23}はl＝20m で有意にマイナスとなった。

$dl_i \times dg3_i$の係数βl_{24}はl＝40m～50m,100m～220m で有意にマイナスとなった。

$dl_i \times dg4_i$の係数βl_{25}はl＝140m～300m で有意にプラスとなった。

(3) 推計モデル 3（管理不全な状態ダミーを全てモデルに入れる。）

16 個々の推計結果については、紙面の都合上本稿では掲載を省略するが、求めがあれば提出する用意がある。

$dl_i \times dg1_i$の係数βl_{32}はl＝30m で有意にマイナスとなったが、dl_iと$dl_i \times dg1_i$の相関が高かった。

$dl_i \times dg2_i$の係数βl_{33}はl＝20m,60m～90m で有意にマイナスとなった。

$dl_i \times dg3_i$の係数βl_{34}はl＝30m～50m,110m～220m で有意にマイナスとなった。

$dl_i \times dg4_i$の係数βl_{35}はl＝150m～280m で有意にプラスとなった。

(4) 推計モデル 4（管理不全な状態ダミーのうち、推計モデル 3 で有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー２つをモデルに入れる。）

$dl_i \times dg2_i$の係数βl_{42}はl＝20m～30m,60m～90m で有意にマイナスとなった。

$dl_i \times dg3_i$の係数βl_{43}はl＝30m～220m で有意にマイナスとなった。

(5) 推計モデル 5(各条例措置が発動されるほどの状態ダミーを１つずつモデルに入れる。)

$dl_i \times ds1_i$の係数βl_{52}はl＝120m～300m で有意にプラスとなった。

$dl_i \times ds2_i$の係数βl_{53}はどの距離lm においても有意な結果が得られなかった。

$dl_i \times ds3_i$の係数βl_{54}はl＝90m で有意にマイナスとなった。

(6) 推計モデル 6（各条例措置が発動されるほどの状態ダミーを全てモデルに入れる。）

推計モデル 5 の結果と同じ結果となった。

(7) 推計モデル 7（推計モデル 4 及び 6 で有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー２つ及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミー１つをモデルに入れる）

$dl_i \times dg2_i$の係数βl_{72}及び$dl_i \times dg3_i$の係数βl_{73}はともに推計モデル４と、$dl_i \times ds3_i$の係数βl_{74}は推計モデル５及び６とそれぞれ同じ結果となった。

3.3.5 管理不全空き家等の「隣地」の地価関数の推定

(1) 推計モデル 8

これまでの推計モデル 7 の推計結果を元に、管理不全空き家等に隣接する宅地[17]の地価を推計するモデル式として、推計モデル 8 を以下のように設定する。なお、推計モデル 7 において有意にマイナスになった l のうち、管理不全な状態の影響を特に強く受けると考えられる最小の l を採用することとした。

$$ln\,Ph_i = \beta_{80} + \beta_{81} d20_i \times dg2_i + \beta_{82} d30_i \times dg3_i + \beta_{83} d90_i \times ds3_i + \beta_{8c} X_{ci} + \varepsilon_{8i}$$

$ln\,Ph_i$ ：標準宅地の価格の対数値

$d20_i, d30_i, d90_i$：管理不全空き家等からの離隔距離 20m, 30m, 90m 以内ダミー

$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー

$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー

$ds3_i$ ：命令発動状態ダミー

X_{ci} ：コントロール変数　ε_{8i} ：誤差項　i ：標準宅地ポイント

[17] 管理不全空き家等からの離隔距離が 20m 以内にある宅地で、特に影響を強く受けると想定される。以下同じ。

(2) 推計結果

推計モデル 8 の推計結果を表 2 に示す。これを整理すると次のようになる。

「害虫・小動物発生等状態」である管理不全空き家等に隣接する宅地の地価は、管理不全空き家等からの離隔距離が 90m 超である等推計モデル 8 における 3 つの交差項に該当しない宅地の平均的な地価と比べて 11.3%低くなる。また、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」である管理不全空き家等に隣接する宅地の地価は、同じく 10.2%低くなる。さらに、いずれの場合も当該管理不全空き家等が「命令発動状態」であれば 12.5%低くなる。

表 2 推計モデル 8 の推計結果

被説明変数	ln（標準宅地の価格）		
説明変数	係数		標準誤差
（20m 以内ダミー）×（害虫・小動物発生等状態ダミー）	-0.1131376	***	0.0103553
（30m 以内ダミー）×（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）	-0.1022955	**	0.0510547
（90m 以内ダミー）×（命令発動状態ダミー）	-0.1247924	***	0.0120594
前面道路の幅員(m)	0.0129990	***	0.0012221
建ぺい率（%）	0.0074552	***	0.0009255
最寄駅から東京駅までの鉄道所要時間(分)	-0.0216110	***	0.0012005
最寄駅までの距離(m)	-0.0002198	***	0.0000136
町丁別人口変化率	0.0024002	**	0.0010597
定数項	12.811940	***	0.0993598
観測数	502		
自由度調整済決定係数	0.7240		

※ ***, **はそれぞれ 1%, 5%有意水準に対応する。

3.3.6 考察 1

推計モデル 7 の結果より、「害虫・小動物発生等状態」である管理不全空き家等からの離隔距離l＝20m～30m,60m～90m 以内、また「老朽化建物毀損・飛散危険状態」である管理不全空き家等からの離隔距離がl＝30m～220m 以内であれば、これら以外の宅地の平均的な地価より低くなり、外部不経済が発生していることが明らかになった。特に「老朽化建物毀損・飛散危険状態」である管理不全空き家等は、当該管理不全空き家等に隣接・近接している場合はもちろんであるが、風によって部材が飛散したり、通勤・通学路上に倒壊しそうな建物があったりする場合には周辺地域や通行人等にも危険が及ぶことが想定されることから、その影響は「害虫・小動物発生等状態」に比べて相対的により広い範囲に外部不経済を発生させているものと解釈できる。

なお、推計モデル 7 の結果では「害虫・小動物発生等状態」である管理不全空き家等からの離隔距離l＝40m～50m 以内では、有意な係数$\beta 40_{72}$及び$\beta 50_{72}$が得られなかったが、これらの符号はマイナスになっていたことから、管理不全空き家等のサンプル数が増え、より精度の高い分析が可能になれば連続的な影響範囲が推計される可能性がある。また、推

計モデル 3 において、「ゴミ・郵便物放置等状態」である管理不全空き家等からの離隔距離がl＝150m～280m 以内では係数$\beta 150_{35}$～$\beta 280_{35}$は有意にプラスとなったが、これはこのような状態にある管理不全空き家等の周辺には優良な住宅地や緑地がみられることから、当該ダミー変数ではこれらの優良な住宅地や緑地による地域のプラスの魅力を計測したために係数が有意にプラスとなった可能性が考えられる。

一方、推計モデル 6 及び 7 の結果より、「命令発動状態」である管理不全空き家等からの離隔距離l＝90m 以内であれば、管理不全な状態の深刻度の面からも地価が低くなり外部不経済が発生していることが明らかになった。これは、命令が発動されるまでにある程度の期間を必要とすることから、この間に管理不全な状態の深刻度が増し、命令が発動されるほどの状態ではない管理不全空き家等と比べて、相対的により強い外部不経済をもたらしたものと解釈できる。

なお、推計モデル 5 及び 6 の結果では「指導[18]発動状態」である管理不全空き家等からの離隔距離がl＝120m～300m 以内では係数$\beta 120_{52}$～$\beta 300_{52}$及び$\beta 120_{62}$～$\beta 300_{62}$は有意にプラスとなったが、これは実態としては指導・勧告・命令が発動されるほどの状態となっているが、何らかの理由で指導等の措置が発動されなかった管理不全空き家等[19]に係る管理不全な状態の深刻度との比較でプラスになっているものと考えられる。

3.4　実証分析２（パネルデータを用いた固定効果モデルによる推計）

3.4.1　実証分析の対象

対象地域、対象空き家等及び管理不全な状態の種類、管理不全空き家等がもたらす影響についての考え方は実証分析１と同じである（3.3.1 参照）。

3.4.2　推計モデル

管理不全空き家等がもたらす影響の要素である離隔距離、管理不全な状態、各条例措置が発動されるほどの状態の３つに関するダミー変数を用いるのは実証分析１と同じであるが、ここでは管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前か後かの効果も見ることとし、これらの交差項を主要な説明変数とする推計モデル 9 を設定し、パネルデータを用いた固定効果モデルにより分析 9 を行った。分析 9 の推計結果から係数が有意にマイナスに出た説明変数を抽出し、次にこれらを組み合わせて新たに推計モデル 10 を設定し、分析 10 を行った。このように推計モデルの頑健性を高め、最終的には推計モデル 10 を元に各要素の影響範囲を求めた。これらのフローをまとめると図 4 のようになる。

---

18 指導は周辺住民からの情報提供に基づき、行政サイドが当該管理不全空き家等の問題を認識したことをまずは所有者に伝え、改善を依頼する非強制的措置であるため、問題発生の早期の段階で発動されることが多い。

19 所有者が不明である、所有者と改善を調整中である、行政に相談がなく把握できていない等の理由により、指導すら発動されていない、すなわち深刻度が指導以上である潜在的な管理不全空き家。

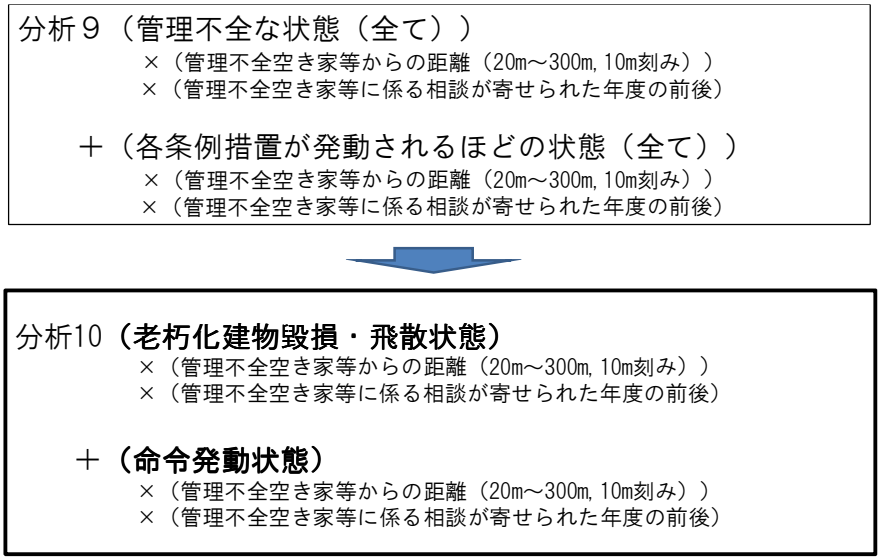


図４　頑健なモデルの推計フロー

(1) 推計モデル９（管理不全な状態ダミー及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミーの全てをモデルに入れる。）

$$\ln Pr_{it} = \beta l_{90} + \beta l_{91} ds_{it} + \beta l_{92} ds_{it} \times dl_i \times dg1_i + \beta l_{93} ds_{it} \times dl_i \times dg2_i + \beta l_{94} ds_{it} \times dl_i \times dg3_i + \beta l_{95} ds_{it} \times dl_i \times dg4_i + \beta l_{96} ds_{it} \times dl_i \times ds1_i + \beta l_{97} ds_{it} \times dl_i \times ds2_i + \beta l_{98} ds_{it} \times dl_i \times ds3_i + \beta l_{9c} X_{cit} + \delta l_{9it} + \varepsilon l_{9it}$$

$\ln Pr_{it}$ ：固定資産税路線価の対数値
ds_{it} ：管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前後ダミー
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m{\sim}300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$dg1_i$ ：樹木雑草繁茂状態ダミー
$dg2_i$ ：害虫・小動物発生等状態ダミー
$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー
$dg4_i$ ：ゴミ・郵便物放置等状態ダミー
$ds1_i$ ：指導発動状態ダミー
$ds2_i$ ：勧告発動状態ダミー
$ds3_i$ ：命令発動状態ダミー
X_{cit} ：コントロール変数　δl_{9it} ：固定効果　εl_{9it} ：誤差項
i ：標準宅地等のポイント　t ：年次

(2) 推計モデル 10（有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー１つ及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミー１つをモデルに入れる。）

$$\ln Pr_{it} = \beta l_{100} + \beta l_{101} ds_{it} + \beta l_{102} ds_{it} \times dl_i \times dg3_i + \beta l_{103} ds_{it} \times dl_i \times ds3_i + \beta l_{10c} X_{cit} + \delta l_{10it} + \varepsilon l_{10it}$$

$ln\,Pr_{it}$ ：固定資産税路線価の対数値
ds_{it} ：管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前後ダミー
l ：管理不全空き家等からの離隔距離lm（$l = 20m$~$300m, 10m$刻み）
dl_i ：管理不全空き家等からの離隔距離lm 以内ダミー
$dg3_i$ ：老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー
$ds3_i$ ：命令発動状態ダミー
X_{cit} ：コントロール変数　δl_{10it} ：固定効果　εl_{10it} ：誤差項
i ：標準宅地等のポイント　t ：年次

3.4.3 使用するデータ

被説明変数については、固定資産税路線価（円／㎡）[20]の対数値とした。地価ポイントは、標準宅地と独自に設定した管理不全空き家等に隣接するポイント[21]とした。

主要な説明変数については、管理不全空き家等がもたらす影響の範囲を見るための「lm 以内ダミー」（dl_i）と、管理不全な状態の発生前後の影響を見るための「管理不全空き家等に係る相談が寄せられた年度の前後ダミー」（以下「相談前後ダミー」という。）（ds_{it}）の交差項に、さらに実証分析１でも用いた「管理不全な状態ダミー」（$dg1_i$~$dg4_i$）又は「各条例措置が発動されるほどの状態ダミー」（$ds1_i$~$ds3_i$）を交差させたもの（$ds_{it} \times dl_i \times dg1_i$, $ds_{it} \times dl_i \times ds1_i$等）を作成して用いた。

また、固定効果モデルでは、時間を通じて変化しない要因については固定効果として分析において除去されるため、説明変数にすることができない。よって、コントロール変数として、地域における住宅需要等をコントロールする地域の魅力の代理変数である、前年度に対する当該年度の町丁別人口の変化率及び年次ダミーを用いた。変数の説明は表 1 に示したとおりである。

3.4.4 推計結果[22]

(1) 推計モデル 9（管理不全な状態ダミー及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミーの全てをモデルに入れる。）

$ds_{it} \times dl_i \times dg1_i$、$ds_{it} \times dl_i \times ds1_i$、$ds_{it}$の３つの説明変数間の相関が高かった。

$ds_{it} \times dl_i \times dg3_i$の係数$\beta l_{94}$は$l$＝30m,110m～300m で有意にマイナスとなった。

$ds_{it} \times dl_i \times dg4_i$の係数$\beta l_{95}$は$l$＝20m～180m で有意にプラスとなった。

$ds_{it} \times dl_i \times ds3_i$の係数$\beta l_{98}$は$l$＝20m～300m で有意にマイナスとなった。

$ds_{it} \times dl_i \times dg1_i$の係数$\beta l_{92}$、$ds_{it} \times dl_i \times dg2_i$の係数$\beta l_{93}$、$ds_{it} \times dl_i \times ds1_i$の係数$\beta l_{96}$及び$ds_{it} \times dl_i \times ds2_i$の係数$\beta l_{97}$はどの距離$l$m においても有意な結果が得られなかった。

(2) 推計モデル 10（有意に係数がマイナスに出た管理不全な状態ダミー１つ及び各条例措置が発動されるほどの状態ダミー１つをモデルに入れる。）

[20] 2009.7.1 時点、2010.7.1 時点、2011.7.1 時点、2012.7.1 時点の４年分。
[21] 前掲脚注 14 の標準宅地 502 件と、独自に設定した管理不全空き家等に隣接するポイント 44 件の合計 546 件を対象とした。
[22] 前掲脚注 16 参照。

$ds_{it} \times dl_i \times dg3_i$の係数$\beta l_{102}$は$l$＝100m～300m で有意にマイナスとなった。この時、係数βl_{102}は約-0.6%～-0.3%となった。

$ds_{it} \times dl_i \times ds3_i$の係数$\beta l_{103}$は$l$＝90m～300m で有意にマイナスとなった。この時、係数βl_{103}は約-1.1%～-0.9%となった。

なお、参考までにl＝100m の場合の推計結果は表 3 のとおりである。

表 3　推計モデル 10 の推計結果（l＝100m の場合）

被説明変数	ln（固定資産税路線価）		
説明変数	係数		標準誤差
相談前後ダミー（ds）	-0.0007166		0.0010562
（ds）×（100m 以内ダミー）×（老朽化建物毀損・飛散危険状態ダミー）	-0.0033095	*	0.0018465
（ds）×（100m 以内ダミー）×（命令発動状態ダミー）	-0.0104231	**	0.0040440
町丁別人口変化率	0.0001875	***	0.0000656
2010 年ダミー	-0.0315617	***	0.0005077
2011 年ダミー	-0.0517789	***	0.0005173
2012 年ダミー	-0.0581227	***	0.0005474
定数項	11.699850	***	0.0003627
観測数	2184		
自由度調整済決定係数	0.9990		

※　***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準に対応する。

3.4.5　考察２

推計モデル 10 の結果より、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」である管理不全空き家等からの離隔距離l＝100m～300m 以内であれば、地価が低くなり外部不経済が発生していることが明らかになった。また、「命令発動状態」である管理不全空き家等からの離隔距離l＝90m～300m 以内であれば、管理不全な状態の深刻度の面からも地価が低くなり、この場合も外部不経済が発生していることが明らかになった。なお、推計モデル 9 の結果で「ゴミ・郵便物放置等状態」である管理不全空き家等からの離隔距離 l＝20m～180m 以内であれば有意にプラスとなっていたが、これは実証分析 1 と同様、時間で変化する地域のプラスの魅力等を含めて推計された可能性が考えられる。以上のような結果は、概ね傾向として OLS による実証分析 1 の結果と整合している。

しかしながら、推計方法によって比較対象は必ずしも一致していないが、「老朽化建物毀損・飛散危険状態」又は「命令発動状態」であれば、OLS による推計ではそれぞれ地価が約 10%低下、固定効果モデルによる推計ではそれぞれ地価が約 1%低下となり、推計方法によって結果に差が生じている。

これは、OLS では不人気エリア等の地域のマイナスの魅力などをコントロールする説明変数が考慮されないために過少定式化バイアスが生じ、係数の絶対値が大きく推計された可能性がある。

一方、固定効果モデルでは、立地状況等の分析対象期間中に変化しない要素は分析にお

いて固定効果として除去されるので、OLS による推計に比べて過少定式化バイアスの影響は小さく、より正確な結果が導かれているものと考えられる。

4　老朽危険空き家等の除却に与える対策効果の定量的分析

第 3 章の管理不全空き家等の外部効果の定量的分析を踏まえると、外部不経済の発生による市場の失敗を回避するために政府が介入することには妥当性がある。

本章では、特に外部不経済の発生が明らかな「老朽化建物毀損・飛散危険状態」にある管理不全空き家等（以下「老朽危険空き家等」という。）を除却するために、地方自治体が講じている各種対策の効果の実証分析を行う。

4.1　老朽危険空き家等の除却に係る対策の現状分析

地方自治体が講じている各種対策には、大きく(1) 空き家条例、(2) 補助制度、(3) 税制措置に分けられる。ここでは、4.3 の実証分析で対象とした 2010～2012 年度に空き家条例を公布した 115 市区[23]において講じている主な対策の現状について分析する[24]。

(1) 空き家条例

一般的な空き家条例では、条例の目的、用語の定義、空き家等の所有者等の適正管理義務、市民の情報提供義務、実態調査を規定した上で、空き家等の適正管理義務履行確保のための各種の強制措置及び支援措置を規定している。以下では各種の強制措置及び支援措置について述べる。

①強制措置

空き家条例における強制措置には、管理適正化に係る強制力のない「勧告」の内容を履行するよう命ずる「命令」、命令に従わない場合の氏名等の「公表」及び「行政代執行」、命令に従わず必要な措置を講じなかった者への「罰則」がある。

「行政代執行」は条例に位置付けなくても行政代執行法に基づいて行政代執行を行うことは可能であるが[25]、あえて空き家条例に位置付けることにより、適正管理義務の履行確保方策として行政代執行を活用することを明確にしている場合が少なくない。

「罰則」は地方自治法第 14 条第 3 項に根拠のある「過料」（刑罰ではない秩序罰）であ

---

[23] 一般社団法人すまいづくりまちづくりセンター連合会による HP「空家住宅情報」の「②地方自治体等の取組み事例」中の「3.条例による規制等の取組み」（http://www.sumikae-nichiikikyoju.net/akiya/pdf/top_02chihoutorikumi_03_20131024.pdf）に掲載の空き家条例等のリスト（2013.10.1 時点）を元に、2012 年度までに「公布」された空き家条例を抽出した。なお、環境系の条例や火災予防系の条例を含む空き家に特化していない条例については対象外とした。なお、空き家条例に規定された各措置のアナウンス効果も見るため、条例の施行年度ではなく、公布年度に着目している。

[24] 以下に出てくる自治体数や実績は 115 市区を対象としたものである。なお、分析の対象とする空き家対策の措置状況及び発動実績については、2013 年 11 月から 12 月にかけて、これらの 115 市区に対してアンケートを行うことにより把握した。

[25] 北村（2012a）参照。

り、本分析対象の空き家条例ではいずれも「5 万円以下の過料」となっている。

このような強制措置の順でみて、空き家条例に強制措置を「命令」まで設けているは 1 自治体、「命令・公表」まで設けているのは 51 自治体、「命令・公表・行政代執行」まで設けているのは 57 自治体、「命令・公表・罰則」まで設けているのは 1 自治体、「命令・公表・行政代執行・罰則」まで設けているのは 4 自治体となっている[26]。

また、各措置の発動実績は「命令」が 2011 年度に 3 件、2012 年度に 14 件、「行政代執行」が 2011 年度に 1 件、2012 年度に 1 件となっており、「公表」及び「罰則」については 2012 年度までに発動実績はない。

②支援措置

空き家条例における支援措置には、「緊急安全措置」、「事前同意型代執行」及び「寄附」[27]がある。補助の根拠規定である「助成」を設けている条例もあるが、これについては(2) 補助制度のところで述べる。

「緊急安全措置」は、現に管理不全空き家等が地域住民に危険をもたらしている時等に、地方自治体の判断により、危険を除去し安全になるような措置を所有者に代わって実施するものである。費用の請求は別途なされることが多い[28]。

「事前同意型代執行」は、地方自治体が所有者等に代わって除却等を行うことや要した費用を徴収すること等について予め所有者等の同意を得てから実施するものである。

「寄附」は、その後の土地の活用方法に一定の制約を設けた上で土地・建物の寄附を受けるものである。空き家となっている建物部分の除却は地方自治体の負担としているところが多い。

「緊急安全措置」を設けているのは 17 自治体、「事前同意型代執行」を設けているのは 24 自治体、「寄附」を設けているのは 6 自治体となっている。

また、各措置の発動実績は「緊急安全措置」が 2012 年度に 4 件、「事前同意型代執行」が 2012 年度に 6 件、「寄附」が 2012 年度に 3 件となっている。

(2) 補助制度

空き家条例又は要綱に根拠を置き、空き家の解体・除却費や廃材運搬費等の一部を補助するものである[29]。

補助制度を設けているのは 15 自治体[30]となっている。また、補助の実績は 2009 年度に 7 件、2010 年度に 3 件、2011 年度に 32 件、2012 年度に 82 件となっている。

---

[26] 残り 1 自治体は条例に規定している措置は「勧告」までで強制措置を設けていない。

[27] 根拠を条例ではなく要綱等に規定している地方自治体もあるが、ここでは条例の支援措置に分類している。この場合、2012 年度以前に制定されたものを対象としている。

[28] 費用請求に関して条例に規定がないものもある。

[29] 補助対象上限額（100 万円等）を設け、補助率を 1/2,1/3 等としているものが多い。

[30] 2012 年度以前に制定されたものを対象としている。

(3) 税制措置

要綱に根拠を置き、管理不全空き家等について課税標準特例[31]の適用を地方自治体が解除し、それについて一定年数固定資産税・都市計画税を同特例に準じて減免するものである。

本税制措置を設けているのは 1 自治体[32]となっている。また、2012 年度までに発動実績はない。

4.2 仮説

老朽危険空き家等を除却することを目的の一つとした空き家条例、補助制度及び税制措置といった各種対策は、実際に老朽危険空き家等の除却にどのような効果をもたらしているのかについて、個々に次のような仮説の設定の上、パネルデータを用いた固定効果モデルにより実証分析を行うこととする。

(1) 空き家条例

空き家条例を定めても強制措置の発動の実績がなく、適正管理義務の履行確保が厳格に行われていなければ、行政の信頼性を下げ、そのまま放置するインセンティブを所有者に与えているのではないか。

(2) 支援的措置

現行の支援的措置（緊急安全措置、寄附、補助制度等）は、その支援対象の要件を満たすまでそのまま放置するインセンティブを所有者に与えているのではないか。

(3) 税制措置

外部不経済を発生させる老朽危険空き家等を適用対象とする課税標準特例は、所有者が自ら除却することを阻害し、所有者には同特例を受け続けられるようこれらをそのまま放置しておくインセンティブを与えているのではないか。

4.3 実証分析

4.3.1 実証分析の対象

(1) 対象とする地方自治体

空き家条例を 2010 年度～2012 年度に公布した 115 市区を対象とする。

(2) 対象とする各種対策及び発動実績

分析の対象とする各種対策は、①空き家条例における適正管理義務の履行確保のための強制措置（命令、公表、行政代執行、罰則）、②空き家条例における支援措置（緊急安全措置、事前同意型代執行、寄附）、③補助制度（除却費等補助）、④税制措置（課税標準特例の適用除外及び減免）とする。また、対象とする実績はこれらの対策の発動実績とし、分析には当年度に影響を与える前年度の発動実績を用いる。

---

[31] 地方税法第 349 条の 3 の 2（都市計画税：第 702 条の 3）に基づき、一般住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡を超え、家屋の床面積の 10 倍までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/3（都市計画税：2/3）に、小規模住宅用地（住宅の敷地で住宅 1 戸につき 200 ㎡までの部分）については固定資産税の課税標準が 1/6（都市計画税：1/3）になる特例。なお、別荘については対象外である。

[32] 前掲脚注 30 参照。

なお、①空き家条例における履行確保のための強制措置については、最も強制力の強い措置によりグループ分けを行った。具体的には、空き家条例において命令まで設けている条例は「命令グループ」(1)、命令・公表まで設けている条例は「公表グループ」(51)、命令・公表・行政代執行まで設けている条例は「行政代執行グループ」(57)、命令・公表・罰則まで設けている条例は「罰則グループ」(1)、命令・公表・罰則・行政代執行まで設けている条例は「罰則+代執行グループ」(4) に分類した[33]。なお、グループ名の後の（ ）書きは当該グループに属する地方自治体数である。

4.3.2 推計モデル

空き家条例の公布前後の効果、各種対策の有無の違いによるアナウンス効果及び前年度の各種対策の発動実績を加味した効果を測定し、これらが老朽危険空き家等の除却の増減に寄与しているかどうかについて、パネルデータを用いた固定効果モデルにより分析を行う。

(1) 推計モデル 1（各種対策の有無の違いによるアナウンス効果）

$$\begin{aligned} ln\,Fs_{it} = {} & \beta_{100} + \beta_{101} dkn_{it} + \beta_{102} dkn_{it} \times dme_i + \beta_{103} dkn_{it} \times dkh_i + \beta_{104} dkn_{it} \times dgy_i \\ & + \beta_{105} dkn_{it} \times dba_i + \beta_{106} dkn_{it} \times dbg_i + \beta_{107} dkn_{it} \times dki_i \\ & + \beta_{108} dkn_{it} \times dji_i + \beta_{109} dkn_{it} \times dkf_i + \beta_{110} dkn_{it} \times dho_i \\ & + \beta_{111} dkn_{it} \times dze_i + X_{cit} + \delta_{1it} + \varepsilon_{1it} \end{aligned}$$

$ln\,Fs_{it}$ ：老朽危険を原因として除却された建築物の床面積（㎡）の合計の対数値
dkn_{it} ：空き家条例公布年度の前後ダミー　dme_i ：命令グループダミー
dkh_i ：公表グループダミー　dgy_i ：行政代執行グループダミー
dba_i ：罰則グループダミー　dbg_i ：罰則＋行政代執行グループダミー
dki_i ：緊急安全措置ダミー　dji_i ：事前同意型代執行ダミー
dkf_i ：寄附ダミー　dho_i ：補助制度ダミー　dze_i ：税制措置ダミー
X_{cit} ：コントロール変数　δ_{1it} ：固定効果　ε_{1it} ：誤差項
i ：地方自治体　t ：年次

(2) 推計モデル 2（前年度の各種対策の発動実績を加味した効果）

$$\begin{aligned} ln\,Fs_{it} = {} & \beta_{200} + \beta_{201} dkn_{it} + \beta_{202} dkn_{it} \times dme_i + \beta_{203} dkn_{it} \times dkh_i + \beta_{204} dkn_{it} \times dgy_i \\ & + \beta_{205} dkn_{it} \times dba_i + \beta_{206} dkn_{it} \times dbg_i + \beta_{207} dkn_{it} \times dki_i \\ & + \beta_{208} dkn_{it} \times dji_i + \beta_{209} dkn_{it} \times dkf_i + \beta_{210} dkn_{it} \times dho_i \\ & + \beta_{211} dkn_{it} \times dze_i + \beta_{212} djme_{i(t-1)} + \beta_{213} djgy_{i(t-1)} + \beta_{214} djho_{i(t-1)} \\ & + X_{cit} + \delta_{2it} + \varepsilon_{2it} \end{aligned}$$

[33] 前掲脚注 26 参照。

$lnFs_{it}$：老朽危険を原因として除却された建築物の床面積（㎡）の合計の対数値
dkn_{it}　：空き家条例公布年度の前後ダミー　dme_i　：命令グループダミー
dkh_i　：公表グループダミー　dgy_i　：行政代執行グループダミー
dba_i　：罰則グループダミー　dbg_i　：罰則＋行政代執行グループダミー
dki_i　：緊急安全措置ダミー　dji_i　：事前同意型代執行ダミー
dkf_i　：寄附ダミー　dho_i　：補助制度ダミー　dze_i　：税制措置ダミー
$djme_{i(t-1)}$：前年度の命令の発動件数　$djgy_{i(t-1)}$：前年度の行政代執行の発動件数
$djho_{i(t-1)}$：前年度の補助の発動件数
X_{cit}：コントロール変数　δ_{1it}：固定効果　ε_{1it}：誤差項
i　：地方自治体　t　：年次

4.3.3　使用するデータ

被説明変数については、「老朽危険を原因として除却された建築物の床面積の合計（㎡）」[34]の対数値とした。これは現存する統計データに老朽危険空き家等の実態を示すものがないため、代理指標として採用したものである[35]。なお、同指標には各種対策の効果により除却された床面積とそれ以外の理由により除却された床面積の双方が含まれているが、4 年分のパネルデータによる固定効果モデルで推計することにより、各種対策の効果のみを推計することが可能となる。

主要な説明変数については、空き家条例が公布される前後の影響を見るための「空き家条例公布年度の前後ダミー」（以下「公布前後ダミー」という。）（dkn_{it}）と各種対策の有無の違いによる効果を見るための「各種対策の有無のダミー」（空き家条例における履行確保のための強制措置により分類したグループダミー及び空き家条例における支援措置・補助制度・税制措置の有無のダミー）（dme_i等）との交差項（$dkn_{it} \times dme_i$等）を作成して用いるとともに、各種対策の発動実績を加味した効果を見るための「前年度の各種対策の発動件数」[36]を用いた。

また、固定効果モデルでは、時間を通じて変化しない要因については固定効果として分析において除去されるため、説明変数にすることができない。よって、コントロール変数として、老朽危険空き家等の発生と関係があると想定される毎年度の地方自治体ごとの 65 歳以上の高齢者の人口の対数値と、行政として各種対策に取り組む財政的余力があるかどうかを示す地方自治体ごとの財政力指数の対数値を用いた。変数の説明を表 4 に示す。

---

[34] 国土交通省が毎月実施している建築動態統計調査のうちの建築物滅失統計調査の一部である「建築物除却統計」による。2009～2012 年度の同統計のデータを 115 市区毎に集計した。

[35] 「老朽危険を原因として除却された建築物」の除却される直前の状態は、活用されず空いているものと考えられる。また、建築物の全部又は一部を除却し、そこで引き続き建替えや増改築を行う場合は「建築着工統計調査」で集計され、「建築物除却統計」には含まれていない。

[36] 実際に前年度に発動実績のあったのは命令（2011 年度：3 件）、行政代執行（2011 年度：1 件）、補助制度（2009 年度：7 件、2010 年度：3 件、2011 年度：32 件）の 3 つである。

表 4　変数の説明

変数	説明	出典
ln（老朽危険を原因として除却された建築物の床面積（㎡）の合計）	老朽危険を原因として除却された建築物の床面積（㎡）の合計の対数値を用いた。	E
空き家条例公布年度の前後ダミー（公布前後ダミー）	空き家等の適正管理に関する条例が公布された年度以降の年度であれば 1 を取るダミー変数。	F
命令グループダミー	空き家条例における強制措置を命令まで設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
公表グループダミー	空き家条例における強制措置を命令・公表まで設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
行政代執行グループダミー	空き家条例における強制措置を命令・公表・行政代執行まで設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
罰則グループダミー	空き家条例における強制措置を命令・公表・罰則まで設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
罰則+行政代執行グループダミー	空き家条例における強制措置を命令・公表・罰則・行政代執行まで設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
緊急安全措置ダミー	空き家条例における支援措置のうち、緊急安全措置を設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
事前同意型代執行ダミー	空き家条例における支援措置のうち、事前同意型代執行を設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
寄附ダミー	空き家条例における支援措置のうち、寄附を設けていれば 1 を取るダミー変数。	F
補助制度ダミー	補助制度を設けていれば 1 を取るダミー変数。	G
税制措置ダミー	税制措置を設けていれば 1 を取るダミー変数。	G
前年度の命令・行政代執行・補助の発動件数	前年度の命令・行政代執行・補助の発動件数を用いた。	G
ln（地方自治体ごとの 65 歳以上の高齢者の人口）	地方自治体ごとの 65 歳以上の高齢者の人口の対数値を用いた。	H
ln（地方自治体ごとの前年度の財政力指数）	地方自治体ごとの前年度の財政力指数の対数値を用いた。	I

E：建築物除却統計より作成。
F：各市区のＨＰより条例を検索し作成。
G：2013 年 11 月から 12 月にかけて行ったアンケート結果より作成。
H：総務省 HP「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020102.do?_toGL08020102_&tclassID=000001028704&cycleCode=7&requestSender=estat）より作成。
I：総務省 HP「地方自治体の主要財政指標一覧」（http://www.soumu.go.jp/iken/shihyo_ichiran.html）より作成。

4.3.4　推計結果

推計モデル 1 及び 2 の推計結果を表 5 に示す。

(1) 推計モデル 1（各種対策の有無の違いによるアナウンス効果）

「罰則グループ」及び「緊急安全措置」とdkn_{it}との交差項の係数はともに有意にマイナスとなり、それぞれ除却面積が 208%、36%の減少となった。

「寄附」とdkn_{it}との交差項の係数は有意にプラスとなり、除却面積が 99%の増加となった。

(2) 推計モデル 2（前年度の各種対策の発動実績を加味した効果）

「罰則グループ」及び「緊急安全措置」とdkn_{it}との交差項の係数はともに有意にマイナスとなり、それぞれ除却面積が 210%、33%の減少となった。

「寄付」とdkn_{it}との交差項及び命令発動実績の係数はともに有意にプラスとなり、それぞれ除却面積が 99%、94%の増加となった。

表 5　推計モデル 1 及び 2 の推計結果

被説明変数	ln（老朽危険を原因として除却された建築物の床面積の合計）					
説明変数	推計モデル 1 （アナウンス効果）			推計モデル 2 （措置発動効果も加味）		
	係数		標準誤差	係数		標準誤差
条例公布年度の前後ダミー（dkn）	0.8389833		0.7269418	0.8373402		0.7270630
（dkn）×（命令グループダミー）	-0.6055824		1.0027570	-0.5834796		1.0019930
（dkn）×（公表グループダミー）	-0.8305517		0.7224167	-0.8221104		0.7220832
（dkn）×（行政代執行グループダミー）	-0.7141533		0.7183798	-0.7015550		0.7176196
（dkn）×（罰則グループダミー）	-2.0804110	*	1.0660400	-2.0981560	*	1.0644720
（dkn）×（罰則＋行政代執行グループダミー）	-0.3380785		0.8159324	-0.3040337		0.8157126
（dkn）×（緊急安全措置ダミー）	-0.3599162	*	0.1922296	-0.3290516	*	0.1966279
（dkn）×（事前同意型代執行ダミー）	-0.0449995		0.1851063	-0.0162259		0.1886757
（dkn）×（寄附ダミー）	0.9945037	**	0.3911171	0.9949454	**	0.3984337
（dkn）×（補助制度ダミー）	-0.2024128		0.2405866	-0.1865671		0.2550971
（dkn）×（税制措置ダミー）	-0.1786774		0.8145845	-0.2086604		0.8141260
前年度の命令の発動件数				0.9377666	*	0.4987436
前年度の行政代執行の発動件数				0.0709157		1.5067970
前年度の補助の発動件数				-0.0350506		0.0668380
ln（65 歳以上の高齢者人口）	-0.3257107		1.5953340	-0.5179712		1.5981040
ln（地方自治体別財政力指数）	-1.4565840		1.1501460	-1.1584770		1.1578920
定数項	11.050520		15.981790	13.136790		16.014960
観測数	458			458		
自由度調整済決定係数	0.7035			0.7045		

※　**,*はそれぞれ 5%, 10%有意水準に対応する。

4.3.5　考察

現行の各種対策について、前項の実証分析の結果や現状における問題点等を踏まえて、を以下で考察する。

(1) 罰則について

罰則があることで、罰を回避するために老朽危険空き家等を除却するインセンティブが働くことが期待されるが、罰則の内容が刑法の適用されない 5 万円以下の過料（秩序罰）という軽いペナルティである上、過去に発動した実績がなく地方自治体による発動可能性が低いことから、より費用の高い除却[37]をあえて行うインセンティブは働かず、係数が有意にマイナスに出ているものと考えられる。

また、義務履行確保措置を命令・公表・罰則まで設けている「罰則グループ」に属するのは 1 自治体しかないため、地域性等の当該地方自治体の固有の特性をコントロールしきれていない可能性があり、適用実績がないこととあわせて係数の絶対値が過大に出ている可能性がある。

[37] 補助制度の補助対象上限額が 100 万円等となっていることから、最大 5 万円の過料と比べて除却費の方が一般的には高くなるものと考えられる。

なお、仮に罰則を刑罰にして重くしたとしても、地方自治体による告発はもとより、警察・検察部局がこのような行政刑罰に確実に対応する保証はなく（阿部（1997a）[xiv]参照）、ペナルティを重くすることが現状では必ずしも有効な手法とは言えない。

(2) 緊急安全措置について

緊急安全措置があれば、現に危険が迫っている場合に老朽危険空き家等の所有者が自ら対応しなくても、地方自治体の長が必要と認めれば命令や公表等の手続きを踏まずに地方自治体が緊急的に危険除去等の安全措置を行うため、短期的には所有者には放置し、自ら除却をしないインセンティブが働くことから、係数がマイナスに出ているものと考えられる。

当該措置に要した費用は別途所有者に請求されるが回収が困難な場合もあり、その場合は結果として当該費用を地方自治体（納税者）が負担することとなるので資源配分上の歪みが生じており、現状では必ずしも効率的な手法とは言えない。

(3) 寄附について

寄附では、土地・建物を寄附すれば老朽危険空き家となっている建物部分の除却は地方自治体が負担、すなわち所有者が費用を負担する必要がない場合が多く、今後の利活用を考えていない遠方に居住する所有者にとっては、寄附を活用するインセンティブが働くことから、係数がプラスに出ているものと考えられる。

しかしながら、除却等に係る費用の大半を地方自治体（納税者）が負担することになるので資源配分上の歪みが生じており、現状では必ずしも効率的な手法とは言えない。

(4) 命令の発動実績について

命令が実際に発動されると、その後氏名・住所の公表や代執行等に結びつくため、命令の発動により所有者に除却しようというインセンティブが働くことから、係数がプラスに出ているものと考えられる。

しかしながら、命令の発動は裁量行為（できる規定）であり、発動の基準が明確になっておらず、必要な場合に確実に発動されるとは限らない上、事実過去に発動した実績は少なく、現状では必ずしも有効な手法とは言えない。

(5) 行政代執行について

行政代執行については有意な結果は出てはいないが、行政代執行には①執行手続きが複雑かつ大量の事務処理を必要とし、行政コストが多額になるが費用徴収が困難である、②実施判断は行政の裁量に依存し、必ずしも外部不経済の程度に応じて発動されるわけではない等の課題があり（福井（1996）[xv]参照）、現状では必ずしも有効かつ効率的な手法とは言えない。

(6) 補助制度について

補助制度については有意な結果は出てはいないが、除却費等の大半を地方自治体（納税者）が負担するとともに、仮に問題になる前の早い段階で空き家等を除却することに前向

きな所有者がいたとしても、補助金がもらえるのであれば、腐朽・破損等により危険な状態になり周囲に悪影響を与える等の補助要件を満たすまで放置しようとするインセンティブが働き、現状では必ずしも有効かつ効率的な手法とは言えない。

(7) 税制措置について

税制措置については有意な結果は出てはいないが、現状では外部不経済をもたらす老朽危険空き家等であっても、それが元々住宅であれば「居住の用に供する家屋」[38]として課税標準特例が適用され、更地化するよりも優遇されることから、所有者にはそのまま放置するインセンティブが働き、現状では明らかに有効かつ効率的な手法とは言えない。

5　まとめ

5.1　政策提言

第 4 章での考察を踏まえれば、空き家等の適正管理義務の履行確保方策として、罰則をより重い刑罰にすることも考えられるが、刑罰適用に対して地方自治体が告発を行うことはもとより、警察・検察部局がこのような行政刑罰に確実に対応する保証はない[39]。また、明確にされていない命令の発動の基準[40]を明確にするなどして、命令の発動を積極的に行うことを促していくことも考えられるが、命令の発動に行政の裁量（できる規定）がある以上は必要な場合に確実に発動される保証はない。行政代執行についても同様に発動を促しても発動される可能性は低く、発動しても多大なコストが必要となる[41]。また、補助制度等の支援的措置も手厚くすればするほど除却を抑制してしまう可能性がある。このような状況でいたずらにこれらの対策の充実や執行促進を図っても、行政コストの増大を招くだけでファーストベストの外部不経済のコントロール手法とはなりえず、期待される成果は得られないであろう。そこで以下では、次の２つの方向性に沿って政策提言を行うこととする。

○　外部不経済を適切にコントロールし、所有者が管理不全空き家等を放置するインセンティブをなくす。
○　空き家等の適正管理義務の履行確保方策として、現状のような行政の裁量があり、義務履行確保の内容に見合わない高コストな方策（罰則、命令、行政代執行等）をさらに強化するような方策は避け、行政の裁量がなく、履行義務の内容に見合った合理的な方策を講じる。

外部不経済を発生させる元々住宅であった管理不全空き家等を放置するインセンティブとして最も効いているのは、課税標準特例が「居住の用に供する家屋」に該当しない管理不全空き家等にも適用されていることであると考えられる。なぜなら、命令、罰則、行政

38 別荘については居住の用に供する家屋には含まれない。
39 阿部（1997a）参照。
40 北村（2012a）参照。
41 福井（1996）参照。

代執行、緊急安全措置、寄附及び補助制度は必要になるまで発動・活用されないが、同課税標準の特例は「居住の用に供する家屋」に該当するものである限りは、管理不全状態になる前から究極的な管理不全状態になるまで、継続的に適用されるからである。よって、まずは「居住の用に供する家屋」に該当しない管理不全空き家等については、地方税法その他の法令において、課税標準特例が適用されない旨を明記することが必要であると考えられる。ただしこれだけでは、これまでも課税標準特例の対象になっていなかった非住宅建築物と同様の扱いになったに過ぎず、管理不全空き家等がもたらす外部不経済を適切にコントロールできているわけではない。

そこで次に、ミクロ経済学では合理的かつ一般的な考え方である、経済的インセンティブ（ここでは汚染者責任原則の観点からピグー税）を通じて外部不経済をコントロールする（マンキュー（2005）[xvi]）方法について検討する。管理不全空き家等の場合、外部不経済をコントロールして適正管理義務の履行を確保すべく、管理不全空き家等がもたらす外部不経済を定量化し、汚染者責任原則によりそれに基づいたピグー税をこれらの所有者に賦課して徴収することが考えられる。

まず、管理不全空き家等がもたらす外部不経済の定量化手法については、第 3 章で検討したような手法をベースにして、管理不全空き家等の地域性や立地特性等も十分に考慮したモデルを構築し、様々な地域で実証分析を行い、一層精度を上げていくことが必要である。

次に、当該外部不経済に見合ったピグー税の賦課徴収のあり方について検討する。管理不全空き家等のように、土地や建物が何らかの問題を発生させ、周辺地域に外部不経済をもたらしている場合には、所有者に当該外部不経済に見合った費用負担を求めることが効率的である。ただしこの場合、費用の徴収を如何にして行うかが重要な点となる。

そこで、空き家等が管理不全な状態にならないよう適正な管理を行わなければならない義務のある所有者に自ら義務を履行させるためには、あらかじめ義務不履行の場合には過料を課すことを予告するとともに、義務不履行の場合にはその都度過料を徴収することによって義務の履行を促す、金銭的間接強制の方法である「執行罰」[42]（阿部（1997b）[xvii]、西津（2006）[xviii]参照）が考えられる。これは、制裁としての行政罰とは異なり、罰という意味を含むものではなく[43]、将来にわたって義務の履行を確保する手段の一つであり、過料の金額は目的達成の観点から政府が合理的に設定することが可能で、何度でも課すことができる。管理不全空き家等の状態は様々であり、外部不経済に見合った過料の金額も一律でなくその状態ごとに異なること、また一度改善してもその後再度管理不全な状態になることも想定されることから、このような執行罰により外部不経済をコントロールし、義務の履行を確保することには合理性がある。

しかしながら、執行罰の導入に当たっては以下のような２つの問題が考えられる。一つには執行罰も義務履行確保の手段であるため、行政代執行法第１条[44]との関係で法律に根拠

---

[42] 行政命令による義務不履行に対する執行罰に係る規定は、現在は明治 30 年に制定された砂防法第 36 条のみである。

[43] この観点から、福井（1996）は用語としては処罰を連想させず、法的性格が同様である「賦課金」の方が適当であるとしている。

[44] 行政代執行法第１条に「行政上の義務の履行確保に関しては、別に法律で定めるもの

が必要となり、条例で導入することはできないこと、二つには行政上強制的に過料を徴収することの実効性を確保するためには、新たに組織・人員体制を整備する必要があることである。このような問題により、執行罰の導入は現状では困難であるため、次に既存制度の活用による行政コストの効率化の観点から、固定資産税・都市計画税での対応を検討する。

固定資産税（地方税法第 341 条～第 441 条）は固定資産（土地、建物、償却資産）と市町村の行政サービスとの間にある受益関係に着目し、固定資産の価値に応じてその所有者に賦課する税である。また、都市計画税（地方税法第 702 条～第 702 条の 8）は都市計画事業又は土地区画整理事業を行う市町村において、その事業に要する費用に充てるために目的税として都市計画区域を有する市町村が任意に賦課する税であり、固定資産税とは税率は異なるものの課税標準は同じである。

第 3 章で分析したように、管理不全空き家等の存在により周辺地域の地価が下落するので、固定資産税の課税標準額が下がり、固定資産税・都市計画税の減収に直結する。そうような状況下では、管理不全空き家等の所有者は汚染者責任原則により外部不経済に見合った負担をするべき[45]であるが、現行の固定資産税・都市計画税では外部不経済の影響は考慮されていない。このため、固定資産税・都市計画税の課税標準額の算定方法を、管理不全空き家等がもたらす定量化された外部不経済、すなわち影響が及ぶ周辺地域の資産価値の減少分を考慮したものに改めることが必要である。同時に、管理不全な状態が深刻化した又は管理不全な状態ではなくなった場合には、当該外部不経済に相当していた分を増減して課税標準額を柔軟に見直せるようにしておくことも必要である。

また、管理不全空き家等の所有者の特定、管理不全空き家等がもたらす外部不経済の定量化及び徴税（滞納処分含む）を確実にするためには、これらの業務に携わる組織・人員体制の強化が不可欠である。このためには、現状では縦割りになっている固定資産税等関連業務と空き家対策関連業務を一体的に執行できるよう、固定資産税等部局に空き家対策部局を組み込むことが考えられる。これにより、徴税を果たすために管理不全空き家等の所有者情報を空き家対策担当と共有することが可能になるとともに、管理不全空き家等がもたらす外部不経済の定量化作業や行政裁量のない徴税作業についての体制強化を図ることも可能となる。

このように固定資産税等の徴税を確実に行うことが可能になれば、増税分の支払いを行いたくない所有者は自ら管理不全空き家等を除却するようになるので、寄附や補助制度といった経済的支援による対策は不要となる。また、管理不全空き家等の所有者が適正な税を支払った場合はそのまま放置しておくことも許容されるので、当該管理不全空き家等がもたらす外部不経済に係る税の増収分を、当該外部不経済がもたらされている周辺住民に対して適切に還元する仕組みを構築することが所得分配上必要である。

を除いては、この法律の定めるところによる。」とある。

[45] 福井（1996）参照。

5.2　今後の課題

本稿では、管理不全空き家等の現状や問題点を分析した上で、経済学的アプローチによる理論分析及び実証分析により管理不全空き家等のもたらす外部不経済の発生を検証するとともに、管理不全空き家等がもたらす外部不経済に対する現行の各種対策が必ずしも有効的・効率的に機能していないことを示し、今後の対策の方向性についての提言を行った。

しかしながら、当該提言を実現させるためには数々の課題があることも事実である。特に論点になると考えられる課題としては、外部不経済の定量化手法の精緻化に係る技術的な課題が上げられる。具体的には、管理不全な状態は地域性を考慮したものに細分化した上で、その深刻度を精緻に計測する手法を検討すること、複数の管理不全な状態の組み合わせや管理不全空き家等の立地状況等（田舎か密集市街地か、単独立地か複数戸の集積か等）による影響も加味した推計モデルを検討することが課題である。さらに、このような推計モデルを用いて外部不経済を適時適切かつ簡便に計測できるようにするために、管理不全空き家等に関するタイムリーな地理空間情報に係る総合的なデータベースを構築することが課題である。

また、管理不全空き家等の再生・再利用方策について検証を行うことも課題である。今回分析を行った老朽危険空き家等の除却対策だけではなく、建替え・リフォームにより住宅市場における流通を再度促進し、また空き家等の需要と供給を的確にマッチングさせる等、再生・再利用に係る現行の対策の効果も検証することが必要である。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、プログラムディレクターの福井秀夫教授、主査の中川雅之客員教授、副査の久米良昭教授、清水千弘客員教授、矢崎之浩准教授から丁寧なご指導をいただくとともに、安藤至大客員准教授をはじめとする教員の皆様から貴重なご意見をいただきました。

また、この一年間をともに過ごし、切磋琢磨した同期の皆様からは多くの励ましをいただきました。さらに、ご多忙中にも関わらず、各種の情報提供にご協力くださいました所沢市総務部危機管理課防犯対策室、同市財務部資産税課、国土交通省総合政策局情報政策課建設統計室、同省住宅局住宅総合整備課住環境整備室の職員の皆様には、ここに感謝の意を表します。なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰します。また、本稿における考察や提言は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

[i] 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

[ii] 高暁路・浅見泰司（2000）「戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果」『季刊住宅土地経済』38, 28-35

[iii] 中川雅之・齊藤誠・清水千弘（2013）「老朽マンションの近隣外部性－老朽マンション集積が住宅価格に及ぼす影－」『季刊　住宅土地経済』近刊

[iv] 北村喜宣（2012a）「空き家対策の自治体政策法務（一）・（二・完）」『自治研究』88(7), 21-47, 88(8), 49-79

[v] 福田健志（2013）「空き家問題の現状と対策」『調査と情報』791, 1-11

[vi] 秦博美（2013）「空き地・空き家の条例にみる憲法問題」『月報　司法書士』495, 21-26

[vii] 田中孝男・脇田英樹（2012）「適正な管理がなされていない空き家にどう対応するか～空き家対策条例のベンチマーキング～」『自治体法務 NAVI』47,20-24

[viii] 佐藤康之（2013）「法的観点から見た空き家管理条例の可能性」『住宅』62, 21-27

[ix] 下村郁夫（2014）「空き家問題の法的課題と対応策」『都市住宅学』84, 99-108

[x] 北村喜宣監修（2012b）『空き家等の適正管理条例』地域科学研究会

[xi] 篠部裕（2013）「空き家の解体除去施策の現状と課題」『住宅』62, 15-20

[xii] 米山秀隆（2012）『空き家急増の真実：放置・倒壊・限界マンション化を防げ』日本経済新聞出版社

[xiii] 金本良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社

[xiv] 阿部泰隆（1997a）『行政の法システム（下）［新版］』有斐閣

[xv] 福井秀夫（1996）「行政代執行制度の課題」『公法研究』58,206-219

[xvi] 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

[xvii] 阿部泰隆（1997b）『行政の法システム（上）［新版］』有斐閣

[xviii] 西津政信（2006）『間接行政強制制度の研究』信山社出版

高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域に与える影響に関する研究

＜要旨＞

本稿では、高度利用地区内に建設された建築物に焦点を当て、ヘドニック・アプローチを用いて、建築物の形状が高度利用地区内およびその周辺地域にどのような影響を与えているのかについて分析した。

結果、高度利用地区内において建築物の最高高さが指定された時、その壁面から敷地境界までの距離が高度利用地区内および周辺地域に影響を与える要因の一つであることが分かった。

高度利用地区が都市計画決定される際にこの距離についての明確な定めはなく、高度利用地区内の建築物が確保するこの距離は、高度利用地区および周辺地域をあわせた街区全体にとって、必ずしも最適となっているとは限らない。そのため、街区全体の便益が最大となるような最適な距離について言及し、高度利用地区指定の際の参考とすることを提言とした。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13602　　岩崎　啓介

目　次

第１章　はじめに …… 3
１－１　研究の背景と目的 …… 3
１－２　本稿の構成 …… 3
第２章　高度利用地区の概要 …… 4
２－１　高度利用地区の概要 …… 4
２－２　高度利用地区の指定にあたり重視すべき要因 …… 7
第３章　高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域に与える影響の分析 …… 8
３－１　高度利用地区内及び周辺地域における高度利用地区の効果の分析(分析 1)… 8
（３－１－１）分析概要 …… 8
（３－１－２）推定式、被説明変数および説明変数 …… 8
（３－１－３）基本統計量 …… 9
（３－１－４）推定結果 …… 10
３－２　高度利用地区内の建築物の特定の距離が地区内、周辺地域に与える影響の分析(分析 2)… 10
（３－２－１）分析概要 …… 10
（３－２－２）推定式、被説明変数および説明変数 …… 10
（３－２－３）基本統計量 …… 12
（３－２－４）推定結果 …… 13
（３－２－５）分析に基づく考察 …… 14
３－３　最適な特定の距離の算出（分析３） …… 14
（３－３－１）分析概要 …… 14
（３－３－２）推定式、被説明変数および説明変数 …… 15
（３－３－３）推定結果 …… 16
第４章　政策提言 …… 17
第５章　おわりに …… 18
５－１　西側最適点における考察 …… 18
５－２　今後の課題 …… 19

謝辞、参考文献

第１章　はじめに

１－１　研究の背景と目的

高度利用地区内の建築物の配置は、開発事業者が計画敷地内の地権者だけでなく、自治体や周辺敷地の地権者とも調整を行い決定されることもある。

その際に、周辺環境への配慮の方法について明確な定めがないために、開発事業者、自治体などの主張が異なり、決定までに多くの時間を有する場合もあり、取引費用が大きいのが現状である。ただし、明確な定めがないために、調整を行っているものの、最終的には開発事業者の希望に近い形で建物の配置が決定されることも多くある。

高度利用地区内の建築物は大規模なものが多いため、その形状の違いにより、周辺地域に与える影響は大きく異なってくると考えられるが、開発事業者の希望に近い形でのみ配置が決定されてしまうと、その周辺地域への外部不経済が懸念されることもある。

そのため、自治体は高度利用地区内だけでなく、周辺地域を含めた街区全体での環境向上に努めるためにも、建築物の形状の中でも周辺地域に影響を与える可能性の高い要因については、一定の基準を示す必要があると考えられる。

これまでの先行研究をみると、周辺地域に影響を与える要因の一つである建築物の容積率緩和について、和泉(1999)は、東京都心区における用途別容積型地区計画制度と街並み誘導型地区計画制度を併用した地区計画策定による利用容積率増大がもたらす土地資産価値変動効果に着目し、建築物の建設敷地における効果をヘドニック・アプローチにより検証している。また、山下(2004)は、総合設計制度の適用を受けた建築物について着目し、空地整備や規制緩和による外部効果がもたらす周辺地価への影響をヘドニック・アプローチにより検証している。そして、周辺地域に影響を与える別の要因として挙げられる市街地再開発について、海老原、宇於崎(2010)は、東京都港区の市街地再開発の事例をもとに、周辺地域の路線価の変動率を検証している。

以上、容積率緩和による周辺地域の影響などについて検証したものは見られるが、壁面の後退距離の違いに着目し実証分析したものは見当たらない。本研究では、高度利用地区内および周辺地域に影響を与えると考えられる要因の一つである壁面の後退距離に着目して実証分析をおこない、適切な壁面の後退距離を言及することとする。

１－２　本稿の構成

本稿の構成は次のとおりである。まず第２章で高度利用地区の概要について説明し、第３章では、分析手法と推定に利用するデータ、推定結果を示す。第４章では前章までの考察を踏まえた政策提言をおこない、第５章で今後の課題を示す。

第２章　高度利用地区の概要

２－１　高度利用地区の概要

高度利用地区とは、用途地域内の市街地における土地の合理的かつ健全な高度利用と都市機能の更新とを図るため、建築物の容積率の最高限度及び最低限度、壁面の位置の制限などを定める地区のことである（都市計画法第 9 条第 18 項）。

高度利用地区は、用途地域などと同様に都市計画法における「地域地区」の一つであり、都市計画決定の手続きは区市町村が主体となっておこなわれる。また、高度利用地区の都市計画決定は、市街地再開発事業の都市計画決定と同時におこなわれることも多くあるが、それは、市街地再開発事業を施行できる区域が、高度利用地区、都市再生特別地区又は特定地区計画が定められている区域内に限られている（都市再開発法第 3 条）ことが理由の一つと考えられる。なお、都市再開発法改正以前は、市街地再開発事業を施行できる区域は、高度利用地区内だけであった。

ここで、高度利用地区の、対象区域、指定要件について東京都の場合を例に示していく。なお、東京都区部では、昭和 46 年に指定を受けた江戸川橋地区をはじめとして、現在 100 を超える地域で高度利用地区指定（都市計画決定）されている（図 1）。

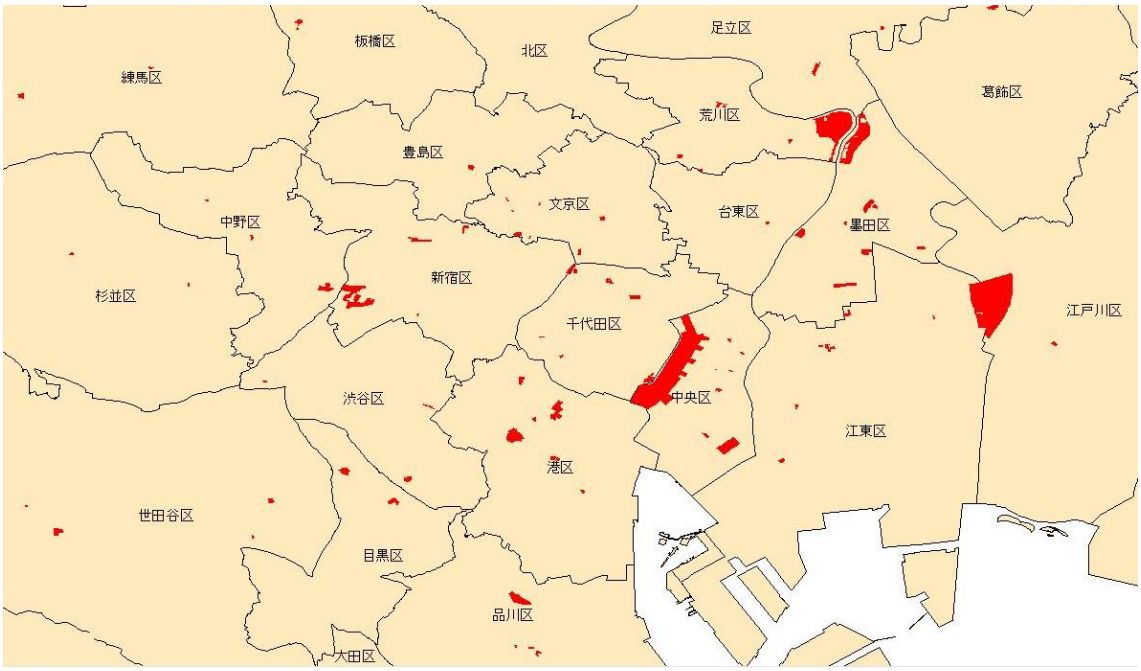


図 1　東京都区部における高度利用地区の現況

東京都が定めている高度利用地区の指定方針によると、指定対象区域は、第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域以外の用途地域が指定されている地域のうち、表１に示す【A】かつ【B】の条件を満たす区域内としている。

表１　東京都における高度利用地区の指定対象区域

【A】	次のいずれかに該当する高度利用を図るべき区域内であること。	
	（ア）	枢要な商業地、業務地又は住宅地として高度に土地利用を図るべき区域にあって、土地の効率的な利用ができない地区で、土地の健全な高度利用を促進すべき区域
	（イ）	敷地が細分化されていること、公共施設の整備が不十分なこと等により土地利用の状況が著しく不健全な地区であって、都市環境の改善又は災害の防止等の観点から土地の健全な高度利用を図るべき区域
	（ウ）	その全部又は一部が中高層の住宅街区として整備されるべき区域
	（エ）	（ア）～（ウ）に掲げるもののほか、土地の合理的かつ健全な高度利用と都市機能の更新を図るべき区域
【B】	次のいずれかに該当する位置付けがなされている区域内であること。	
	（ア）	都市再開発方針等の都市計画に定められた都市再開発の方針で、再開発促進地区として位置付けられている区域
	（イ）	都市再開発方針等の都市計画に定められた住宅市街地の開発整備の方針で重点地域又は重点地区として位置付けられている区域
	（ウ）	活用方針における都心、副都心、新拠点及び核都市の区域その他の都心等拠点地区又は一般拠点地区に位置付けられている区域
	（エ）	防災都市づくり推進計画で整備地域及び重点整備地域に位置付けられている区域又は都市再開発方針等の都市計画に定められた防災街区整備方針で防災再開発促進地区に位置付けられている区域
	（オ）	区市町の都市計画に関する基本的な方針において土地の高度利用を図るべき地区として位置付けられている区域
	（カ）	地区計画等が定められている区域（同時に定める場合を含む。）で、土地の高度利用を図るべき地区として位置付けられている区域
	（キ）	市街地再開発事業、市街地再開発促進区域又は住宅街区整備促進区域の都市計画が定められている区域（同時に定める場合を含む。）

（東京都高度利用地区指定方針及び指定基準を参照して筆者作成）

また、指定要件は、地区の最低規模を満たしていること、可能な限り明確な地形、地物等を境界とできること、幅員 12m 以上の道路等が整備されていること、道路境界線から 1m 以上の壁面後退の制限が定められること、である。具体的には、表 2 に示す【A】～【D】のとおりである。

表 2　東京都における高度利用地区の指定要件

【A】	地区の最低規模
	高度利用地区の規模は、おおむね0．5ha 以上とする。ただし、地区計画等その他地域ごとの方針を策定し、一体としてそれぞれの区域の特性にふさわしい態様を備えた良好な環境の各街区を整備し、及び保全するため、地区の特性に応じた、建築物の建築形態、公共施設その他の施設の配置等必要な事項が定められた区域内において市街地再開発事業を施行する地区にあっては、おおむね0．2ha 以上とする。
【B】	地区の境界
	高度利用地区の境界は、原則として道路、河川その他明確な地形、地物等によるものとし、これがない場合には幅員4m以上の道路、緑道若しくは公共空地の整備計画を地区計画等又は市街地再開発事業等の都市計画で定めて、それを地区の境界とする。ただし、地区計画等又は市街地再開発事業等の都市計画で敷地内通路等の有効な空地を設けることを定める場合、その他街区の状況により道路等を新設する必要がないと認められる場合で区域境界が明確な場合はこの限りでない。
【C】	幹線道路等の公共施設
	高度利用地区の区域が接する道路は、高度利用を図るために必要な幹線道路等の公共施設として、次のいずれかに該当する道路が整備されており、他の道路に有効に接続していること（以下「主要道路」という。）。ただし、計画道路の整備により、他の道路に有効に通じることが確実なときは、当該計画道路を主要道路とみなすことができる。 (1) 幅員12m以上の道路 (2) 幅員8m以上12m未満の道路で、地区内に次の内容を定めるものであること。 ア 建ぺい率の最高限度を指定建ぺい率から1０減じた数値以下に定めること。 イ 主要道路については、道路中心から6m以上の位置に壁面の位置の制限を定めること。
【D】	壁面の位置の制限
	高度利用地区には、道路境界線から1m（第5の5の住宅の確保に対する容積率の緩和をする場合は2m）以上の壁面の位置の制限を定めること。

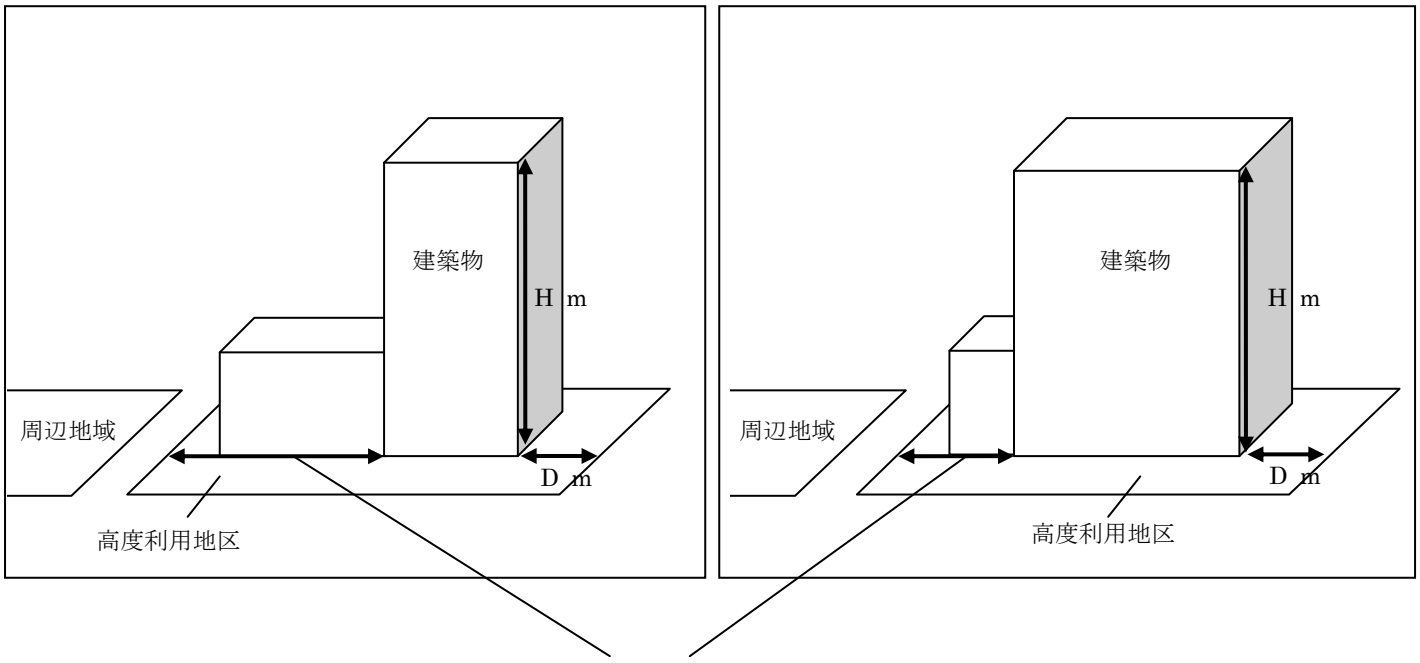
（東京都高度利用地区指定方針及び指定基準を参照して筆者作成）

対象区域で指定要件を満たせば容積率の緩和（割増）を受けることが可能となる。割増される容積率の一例として、基準容積率（建築基準法第 52 条に規定している用途地域に係る都市計画において定められた当該地区の容積率の最高限度のことで、東京都高度利用地区指定方針及び指定基準で定義されている）に 2 分の 1 を乗じて得た数値以下、かつ、300%以下とされている。また、住宅を確保することで更なる容積率の緩和を受けることも可能であり、このような、更なる容積率の緩和を受けるための手段についてはいくつか方法があるため、詳しくは東京都高度利用地区指定方針及び指定基準を参照されたい。

２－２　高度利用地区の指定にあたり重視すべき要因

高度利用地区内に建設される建築物には、いくつかの基準が定められているものの、次に示す距離の基準については明確に定められていない。それは、敷地内に建設される建築物の高さが異なる場合に、その最高高さが指定された時の敷地境界からその壁面までの距離（以下「特定の距離」という。）である（もっとも、敷地内に建設される建築物の高さが全て同じ場合には、表２の【D】に示した 1m 以上の壁面の位置の制限が適用されることとなる）。この特定の距離は、その大きさの違いによって周辺地域に与える影響が大きく変わってくることが想定される。

このように、特定の距離は周辺地域に大きな影響を与える要因と考えられるため、参考基準値等を策定し、それを考慮のうえ、高度利用地区の指定についての都市計画決定をすることが望ましいと考えられる。



特定の距離の違いにより、周辺地域に与える影響（外部経済または外部不経済）が大きく異なってくると想定される。

第３章　高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域に与える影響の分析

この章では、高度利用地区の活用による土地利用が周辺地域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、推定結果を示す。

３－１　高度利用地区内及び周辺地域における高度利用地区の効果の分析（分析１）

（３－１－１）　分析概要

高度利用地区が都市計画決定され、高度利用地区内に建築物が建設されたことによる、高度利用地区内および、その周辺地域が受ける影響について分析をおこなう。なお、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、高度利用地区内に建築物が建設されたことによる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分析を行う。なお、他の分析においても同様の考え方を用いるものとする。

分析にあたっては、36 の高度利用地区について、高度利用地区が都市計画決定され、建築物が竣工してから 1 年後、2 年後、3 年以降についての影響を、固定効果モデルを利用して DID 分析をおこなった。

なお、DID（Difference in Difference）分析とは計量経済学を用いた政策評価の代表的な分析手法である。具体的には、以下のとおりである。

まず、ある政策が投入された際にその政策の効果が及ぶグループ（以下「トリートメントグループ」という。）と政策の効果が及ばないグループ（以下「コントロールグループ」という。）の 2 つのグループに分類する。今回の分析では、高度利用地区内に建築物が建設された際にその影響を受けると想定されるグループと受けないと想定されるグループの 2 つである。次にこの 2 つのグループについてそれぞれ、その政策が投入される前と後の時点のグループに分類する。今回の分析では、高度利用地区内に建築物が建設される前の時点と、建設された（竣工した）後の時点である。その結果、合計で 4 つのグループ（政策効果で 2 グループ×時点で 2 グループ）に分類されるため、政策効果及び時点についてそれぞれダミー変数（1 または 0 をとる変数）を作成することが可能となる。そして、これらのダミー変数の交差項をつくることで高度利用地区内に建設された建築物の効果を計測することが可能となる。

（３－１－２）　推定式、被説明変数および説明変数

分析 1 における推定式を式 1 に、被説明変数および説明変数を表 3 に示す。

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 D_{koudo,it} + \alpha_2 D_{eikyou,it} + \alpha_3 \left(D_{koudo,it} \cdot D_{eikyou,it} \right) + \alpha_4 D_t + \varepsilon_{it} \qquad (式\ 1)$$

表 3　被説明変数および説明変数（分析 1）

	【（上段）変数名称、（下段）変数説明 】	
（被説明変数）	① y ：	路線価
		高度利用地区内またはその周辺地域における路線価を路線価図から取得したものを対数値に変換した。なお、高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所を取得した。
（説明変数）	②Dkoudo ：	高度利用地区内建築物竣工ダミー変数
		高度利用地区内の建築物が竣工して、1年後、2年後、3年以降の3種類について確認した。
	③ Deikyou ：	影響範囲ダミー変数
		トリートメントグループを「1」、コントロールグループを「0」とするダミー変数。高度利用地区内および周辺地域の効果についてそれぞれ確認するため、トリートメントグループは、高度利用地区内および周辺地域においてそれぞれ取得した。
	④ Dkoudo・Deikyou ：	高度利用地区内建築物竣工ダミー変数と影響範囲ダミー変数の交差項
		高度利用地区内に建築物が竣工した時に、その効果を確認するための交差項。
	⑤ Dt ：	年次ダミー変数
		平成6年から平成25年までの年次ダミー変数。該当する年次であれば「1」、そうでなければ「0」をとる変数。

（３－１－３）　基本統計量

分析 1 における基本統計量を表 4-1（高度利用地区内）、表 4-2（周辺地域）に示す。

表 4-1　基本統計量（高度利用地区内）（分析 1）

	①路線価（対数値）	②高度利用地区内建築物竣工ダミー			③影響範囲ダミー	④高度利用地区内建築物竣工ダミー*影響範囲ダミー（②と③の交差項）		
		（1年後）	（2年後）	（3年以降）		（1年後）	（2年後）	（3年以降）
平均	6.1473	0.0593	0.0510	0.4597	0.5249	0.0313	0.0271	0.2191
標準誤差	0.0094	0.0041	0.0038	0.0086	0.0086	0.0030	0.0028	0.0071
標準偏差	0.5469	0.2362	0.2201	0.4985	0.4995	0.1740	0.1625	0.4137
分散	0.2991	0.0558	0.0484	0.2485	0.2495	0.0303	0.0264	0.1712
最小	5.2470	0	0	0	0	0	0	0
最大	8.1432	1	1	1	1	1	1	1
合計	20845.57	201	173	1559	1780	106	92	743
標本数	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391

表 4-2　基本統計量（周辺地域）（分析 1）

	①路線価（対数値）	②高度利用地区内建築物竣工ダミー			③影響範囲ダミー	④高度利用地区内建築物竣工ダミー*影響範囲ダミー（②と③の交差項）		
		（1年後）	（2年後）	（3年以降）		（1年後）	（2年後）	（3年以降）
平均	6.0047	0.0592	0.0504	0.4563	0.5542	0.0329	0.0279	0.2305
標準誤差	0.0079	0.0039	0.0036	0.0083	0.0083	0.0030	0.0027	0.0070
標準偏差	0.4777	0.2361	0.2187	0.4982	0.4971	0.1785	0.1648	0.4212
分散	0.2282	0.0557	0.0478	0.2482	0.2471	0.0319	0.0272	0.1774
最小	5.2470	0	0	0	0	0	0	0
最大	8.3065	1	1	1	1	1	1	1
合計	21701.05	214	182	1649	2003	119	101	833
標本数	3614	3614	3614	3614	3614	3614	3614	3614

（３－１－４）　推定結果

分析 1 における推定結果を、表 5 に示す。高度利用地区内建築物竣工ダミー変数と影響範囲ダミー変数の交差項について、高度利用地区内の建築物が竣工して 3 年以降についての路線価の変化をみると、高度利用地区内では、建築物が竣工する前（以降「従前」という。）と比較して約 8.7%上昇していることが分かる。統計的にみると 1%水準で有意であった。一方、周辺地域において 3 年以降についての路線価の変化をみると、従前と比較して約 1.9%下落していることが分かる。統計的にみると 5%水準で有意であった。なお、高度利用地区内の建築物が竣工して、1 年後、2 年後の変化については、周辺地域については、1年後は10%水準で有意であり、2年後については有意な結果を得ることができなかったが、高度利用地区内ではどちらも 1%水準で有意に正の値が得られた。

表 5　推定結果（分析 1）

被説明変数		高度利用地区内路線価（対数値）		周辺地域路線価（対数値）	
説明変数		係数	標準誤差	係数	標準誤差
高度利用地区内建築物竣工ダミー*影響範囲ダミー	（1年後）	0.14969 ***	0.01718	0.02182 *	0.01322
	（2年後）	0.15488 ***	0.01876	0.02270	0.01448
	（3年以降）	0.08677 ***	0.01192	−0.01975 **	0.00913
年次ダミー 等		【 省略 】		【 省略 】	
観測数		3,391		3,614	
自由度調整済み決定係数		0.5446		0.6092	

（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

３－２　高度利用地区内の建築物の特定の距離が地区内、周辺地域に与える影響の分析（分析２）

（３－２－１）　分析概要

高度利用地区内に建設された建築物において、その特定の距離の違いによる高度利用地区内およびその周辺地域の影響の変化をみるために、以下のとおり OLS 分析をおこなう（高度利用地区内および周辺地域においてそれぞれ分析する）。なお、被説明変数とする路線価については平成 24 年度のデータを利用した。

（３－２－２）　推定式、被説明変数および説明変数

分析 2 における推定式を式 2 に、被説明変数および説明変数を表 6 に示す。

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{8} \beta_i X_i + \beta_9 D_1 + \beta_{10} D_2 + \beta_{11} D_i + \varepsilon_i \qquad (式\ 2)$$

表 6　被説明変数および説明変数（分析 2）

	【（上段）変数名称、（下段）変数説明 】	【出典】
（被説明変数）	① y ： 路線価 高度利用地区内またはその周辺地域における路線価を路線価図から取得し、対数に変換したもの。なお、高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	・路線価図
（説明変数）	② X_1 ： 特定の距離 建築物の最高高さが指定された時の、建築物の壁面から敷地境界までの水平距離。高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	・都市計画決定計画図（高度利用地区、第一種市街地再開発事業）の縦覧により確認
	③ X_2 ： 最大壁面後退距離 高度利用地区の敷地境界からの壁面後退距離の最大値。高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	・東京都における市街地再開発事業の概況Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ（平成23年11月　東京都）により確認 ・都市計画決定計画図（高度利用地区、第一種市街地再開発事業）の縦覧により確認
	④ X_3 ： 最小壁面後退距離 高度利用地区の敷地境界からの壁面後退距離の最小値。高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	
	⑤ X_4 ： 最高高さ 建築物の最高高さ。	
	⑥ X_5 ： 空地面積 高度利用地区の建物敷地面積に建ぺい率を乗じたものを高度利用地区の地区面積から引いた値。	
	⑦ X_6 ： 住宅戸数 高度利用地区内に建設された建築物の住宅戸数。	
	⑧ X_7 ： 敷地面積	
	⑨ X_8 ： 周辺100m以内ﾏﾝｼｮﾝ平均階高 高度利用地区の周辺100m以内に建設されている分譲マンションの平均階高。	・有限会社リッツ総合研究所の新築分譲マンションデータを使用
	⑩ D_1 ： 周辺用途地域ダミー 高度利用地区の周辺用途地域が住居系であれば「1」、そうでなければ「0」をとるダミー変数。高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	・国土数値情報ダウンロードサービスを活用
	⑪ D_2 ： 主要道路接道ダミー 高度利用地区が主要道路（国道、都道）に接していれば「1」、そうでなければ「0」をとるダミー変数。高度利用地区毎に東西南北の合計4ヶ所取得した。	
	⑫ D_i ,D_n : 地区ダミー、北側ダミー	―

なお、⑩D_1 の周辺用途地域ダミー、⑪D_2 の主要道路接道ダミーについては、国土数値情報ダウンロードサービスにより該当するデータをシェープファイルにてダウンロード後、ArcGIS により、これらの情報および高度利用地区の情報を表示して、確認のうえ、ダミー変数を作成した（図 2）。



図 2　周辺用途地域、主要道路接道ダミー変数作成過程

ここで、分析 2 における説明変数についてその一部を図 3 に示す。図 3 は高度利用地区内における東側のポイントにおける例を示している。

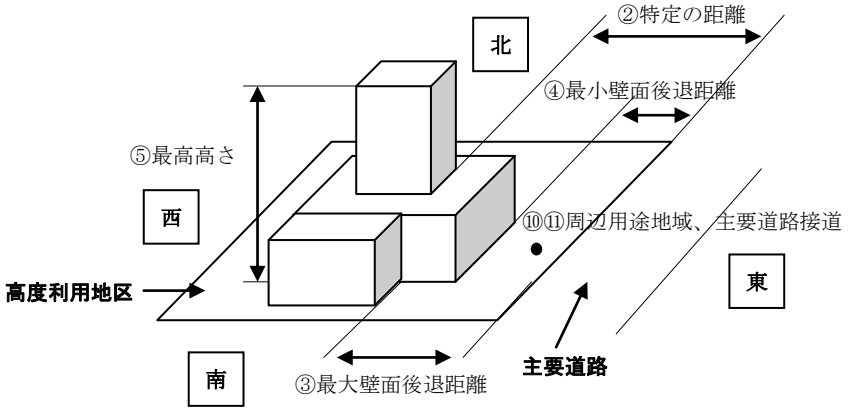


図 3　分析 2 における説明変数（一部）

（３－２－３）　基本統計量

分析 2 における基本統計量を表 7 に示す。

表 7　基本統計量（分析 2）

	①路線価（対数値）		②特定の距離	③最大壁面後退距離	④最小壁面後退距離	⑤最高高さ	⑥空地面積
	地区内	周辺地域					
平均	6.4403	6.1294	11.0918	5.1443	4.0387	117.1547	7186.29
標準誤差	0.0559	0.0509	1.4489	0.6693	0.4256	3.5038	395.98
標準偏差	0.5755	0.5170	14.9171	6.8904	4.3819	36.0739	4076.89
分散	0.3312	0.2673	222.5194	47.4770	19.2014	1301.3290	16621070
最小	5.4381	5.3936	0	0	0	37.2	1705.42
最大	7.7231	7.9759	80	42.3	30.6	170	20564.84
合計	682.67	631.33	1175.735	545.3	428.1	12418.4	761746.32

	⑦住宅戸数	⑧敷地面積	⑨周辺100m以内ﾏﾝｼｮﾝ階高	⑩周辺用途地域ダミー	⑪主要道路接道ダミー
平均	257	6116.45	24.2749	0.1887	0.4434
標準誤差	19.6590	322.79	1.2021	0.0382	0.0485
標準偏差	202.4018	3323.36	12.3765	0.3931	0.4991
分散	40966.50	11044715	153.1776	0.1545	0.2491
最小	0	912.00	0	0	0
最大	692	13372.00	45	1	1
合計	27242	648343.27	2573.14	20	47

（３－２－４）　推定結果

分析 2 における推定結果を表 8 に示す。特定の距離における推定結果をみると、高度利用地区内では係数が-0.00378 と負の値を示している。統計的にみると 10%水準で有意であった。つまり、高度利用地区内の建築物の特定の距離を大きくするほど高度利用地区内では便益が低下することが分かる。一方、周辺地域についてみると、係数が 0.00519 と正の値を示している。統計的にみると 10%水準で有意であった。つまり、高度利用地区内の建築物の特定の距離を大きくするほど、周辺地域では便益が上昇することが分かる。

表 8　推定結果（分析 2）

被説明変数	高度利用地区内路線価（対数値）		周辺地域路線価（対数値）	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
特定の距離	−0.00378 ＊	0.00227	0.00519 ＊	0.00270
最大壁面後退距離	0.00613	0.00606	0.00632	0.00717
最小壁面後退距離	−0.00739	0.00971	−0.00487	0.01145
最高高さ	0.00442 ***	0.00121	0.00259 ＊	0.00143
空地面積	−0.00002	0.00007	−0.00005	0.00009
周辺用途地域ダミー	−0.11708	0.10211	0.01115	0.12256
主要道路接道ダミー	0.20433 ***	0.06763	−0.09972	0.08147
住宅戸数	−0.00093 ***	0.00026	−0.00138 ***	0.00031
敷地面積	0.00003	0.00004	0.00006	0.00004
地区ダミー 等	【 省略 】		【 省略 】	
観測数	106		103	
自由度調整済み決定係数	0.7430		0.5611	

（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

（３－２－５）　分析に基づく考察

分析 2 における OLS 分析の結果より、特定の距離が大きくなるほど、高度利用地区内には負の効果があり、周辺地域には正の効果があることが分かる。

ここで、特定の距離の変化による、高度利用地区内及びその周辺地域の限界費用・限界便益について考えると、図 4 のように示されることが想定される。図 4 から、高度利用地区内の建築物の特定の距離が大きくなると、高度利用地区内の限界費用は増加する一方で、周辺地域における限界便益は減少することが分かる。

ここで、図 4 に示す点 X が望ましい特定の距離となるが、現実には、取引費用が多くかかること、また特定の距離についての明確な定めがないために、必ずしも高度利用地区内の建築物が点 X の特定の距離を確保しているとは言い難い。

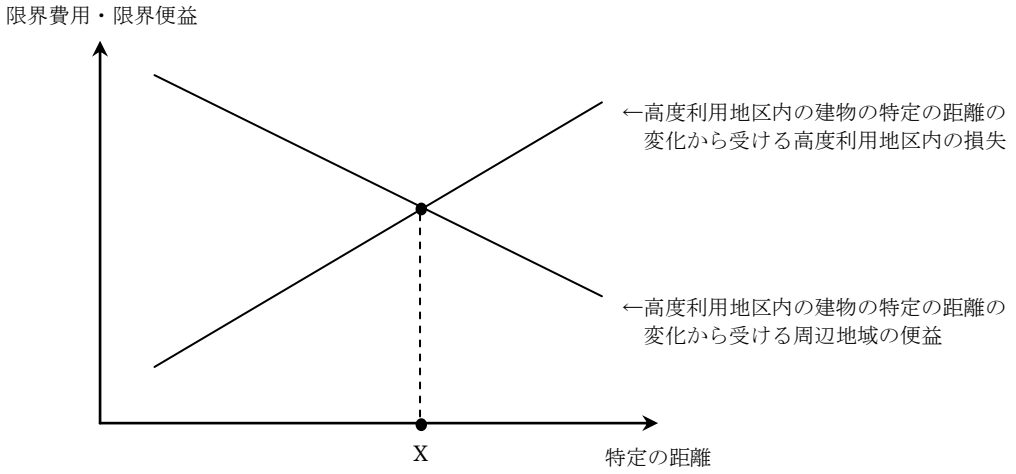


図 4　特定の距離の変化に伴う限界費用・限界便益の変動

３－３　最適な特定の距離の算出（分析３）

（３－３－１）　分析概要

最適な特定の距離を算出するために、高度利用地区内および周辺地域の地価の合計の対数値を被説明変数として考え、説明変数に、分析 2 における説明変数に特定の距離を 2 乗した説明変数を追加する。そして、被説明変数を地区内及び周辺地域の便益の総計と考え、それを最大とする特定の距離を算出する（図 5）。

ただし、算出は、特定の距離の 2 乗及び特定の距離の 2 つの説明変数が統計的にみて有意であることを確認した後に行うものとする。また、高度利用地区及び周辺地域の敷地を東西南北に分割のうえそれぞれ検討する。

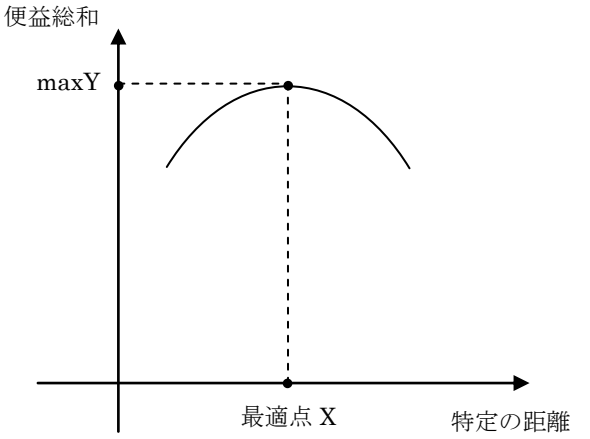


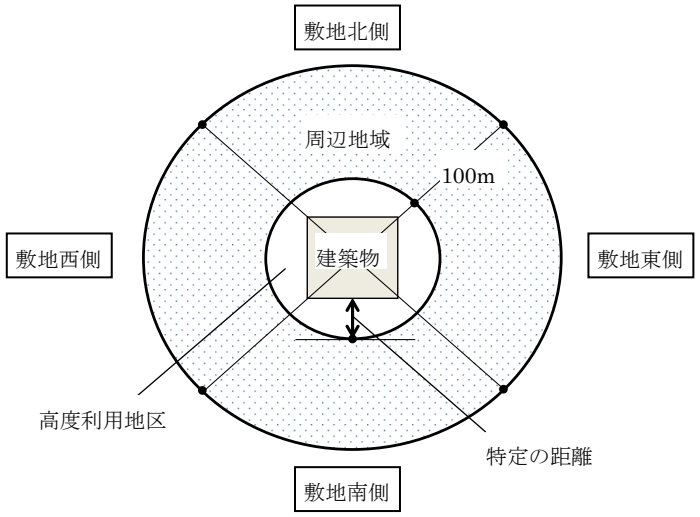
図 5　特定の距離の変化に伴う便益総和の変動

（３－３－２）　推定式、被説明変数および説明変数

分析 3 における推定式を式 3 に被説明変数および説明変数を表 9 に示す。

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 (X_1)^2 + \gamma_2 X_1 + \sum_{i=2}^{8} \gamma_{i+1} X_i + \gamma_{10} D_1 + \gamma_{11} D_2 + \gamma_{12} D_i + \varepsilon_i \qquad (式\ 3)$$

表 9　被説明変数および説明変数（分析 3）

<table>
<tr><th></th><th>【　変数説明　】</th></tr>
<tr><td rowspan="2">（被説明変数）</td><td>① y　：　路線価
（高度利用地区の面積／4×高度利用地区内地価＋周辺地域の面積／4×周辺地域地価）を対数値に変換した。東西南北でそれぞれ検討する。
下図参照。
 
</td></tr>
<tr><td rowspan="3">（説明変数）</td><td>② $(X_1)^2$ ：特定の距離の2乗</td></tr>
<tr><td>③ X_1 ：　特定の距離</td></tr>
<tr><td>残りの説明変数については分析2と同等のものを用いることとする</td></tr>
</table>

（３－３－３）　推定結果

分析 3 における推定結果を表 10 に示す。敷地南側及び敷地西側において特定の距離の 2 乗及び特定の距離が統計的にみて有意であった（敷地南側では 10%水準で、敷地西側では 1%水準で有意であった)。

表 10　推定結果（分析 3）

被説明変数	敷地南側		敷地西側	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
特定の距離の2乗	−0.00104 ＊	0.00048	−0.00585 ***	0.00107
特定の距離	0.04509 ＊	0.02036	0.27468 ***	0.04982
他説明変数、地区ダミー 等	【 省略 】		【 省略 】	
観測数	24		25	
自由度調整済み決定係数	0.9156		0.9166	

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

ここで、敷地南側、敷地西側で算出された、特定の距離の 2 乗及び特定の距離の係数をもちいて、便益の総計が最大となるような特定の距離の値を算出した結果、敷地南側では 21.59m、敷地西側では 23.08m であった。

なお、敷地南側及び敷地西側における分析対象の高度利用地区における現状の特定の距離の基本統計量を図 6 に示す。また、高度利用地区の面積を円に置き換えた時の平均的な半径は 54.7m であった。

南側特定の距離	
平均	9.546875
標準誤差	2.068445
標準偏差	10.13327
分散	102.6832
尖度	2.680582
歪度	1.764451
範囲	39
最小	1
最大	40

西側特定の距離	
平均	8.500417
標準誤差	2.629243
標準偏差	12.88061
分散	165.91
尖度	4.745037
歪度	2.466392
範囲	43
最小	2
最大	45

図 6　敷地南側および敷地西側における特定の距離の基本統計量

ここで、敷地南側において、推定式から得られた結果および表 7 に示した高度利用地区内に建設された建築物の要素の平均値を利用して、高度利用地区内及び周辺地域の便益の総計の変化を図 7 に示す。なお、図 7 の縦軸は高度利用地区内及び周辺地域の便益の総計、横軸は特定の距離とした。

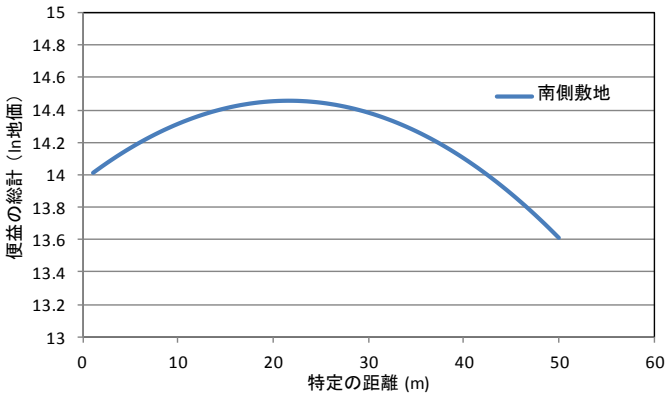


図 7　特定の距離の変化に伴う便益の総計の変動

第４章　政策提言

自治体は、高度利用地区の指定をおこなうにあたり、分析 2 によって得られた高度利用地区内及びその周辺地域におけるそれぞれの関数式を用いて、高度利用地区内の建築物の特定の距離が変化することで高度利用地区内の損失および周辺地域の便益がどのように変化するのかを考慮しておくことが望ましい。

そのうえで、上述した内容を考慮し、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いた分析 3 の手法により、最適な特定の距離を算出し、都市計画決定が行われる前段階の打ち合わせなどの際に、最適な特定の距離を参考値として開発事業者に提示することが望ましい。

第５章　おわりに

５－１　西側最適点における考察

敷地西側の最適な特定の距離が 23.08m であることの分析をおこなう。

図 8 は、特定の距離を横軸に、高度利用地区内、周辺地域および街区全体（高度利用地区と周辺地域）の便益を縦軸にとって、便益の変動を示したものである。

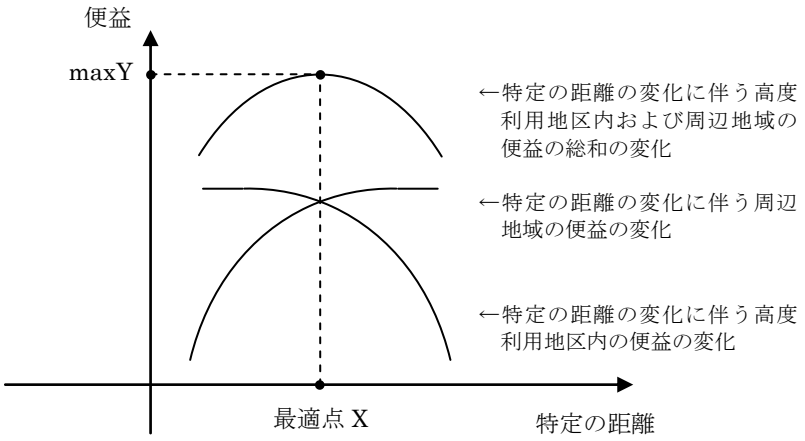


図８　特定の距離の変化に伴う高度利用地区、周辺地域および街区全体の便益の変動

街区全体の便益は、特定の距離が最適点 X の時に最大となり、最適点よりも特定の距離が大きい場合および小さい場合ともに小さくなることが分かる。ここで、特定の距離が最適点よりも小さくなった場合について考えてみる。この時に、街区全体の便益の総和が、最適点 X の時と比べて小さくなっている理由は、高度利用地区内の便益の増加分と比べて周辺地域の便益の減少分が大きくなっているためである。

周辺地域の便益の減少分が大きくなる理由の一つに、日照の影響が推測される。今回分析した高度利用地区内の建築物の最高高さの平均は、h=117.15m であり（表 7）、敷地西側における最適な特定の距離は、X=23.08m であった。この条件に基づき、図 9 に示した θ を以下のとおり算出する。

$$\theta = \mathrm{atan}\left({}^{h}/_{X}\right) \cdot 180/\pi \qquad \text{(式 4)}$$

式 4 より、θ =78.88 度となる。ここで、夏至の場合、太陽の南中高度は 78.4 度であり、太陽が南東に位置する午前中でも、太陽高度が 70 度を超える時間帯が存在する。太陽高度が式 4 で算出した θ よりも大きい場合、建築物の影は敷地内で収まることになる。夏至における敷地西側に発生する日影は、太陽が南東に位置する場合、影の方向は X'に向き、高度利用地区の敷地内について考えると、X'>23.08 であるため、式 4 の X を X'に置き換えて計算すると、θ の値はより小さくなる。その結果、建築物の影が敷地内で収まる時間帯が多くなることが想定される。

つまり、最適点 X よりも特定の距離が大きくなると、X'の値も大きくなり、敷地内で建築物の影を収めることが可能となるが、最適点 X よりも特定の距離が小さくなると、敷地の外に建築物の影が出てしまうことが想定される。このことが、特定の距離が最適点 X よりも小さくなると周辺地域の便益の減少分が、高度利用地区内の便益の増加分を上回る原因の一つと想定される。

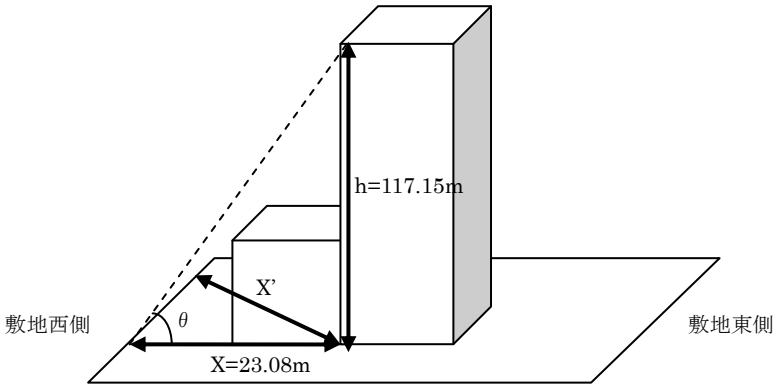


図 9　西側敷地における最適な特定の距離

次に、特定の距離が最適点よりも大きくなった場合について考えてみる。この時に、街区全体の便益の総和が、最適点 X の時と比べて小さくなっている理由は、周辺地域の便益の増加分と比べて高度利用地区の便益の減少分が大きくなっているためである。この原因の一つに、建築物建設にあたっての構造を踏まえた建設コストが想定される。具体的には以下のとおりである。敷地西側における壁面後退距離の平均値が約 3.5m であるため、低層部分の建築物の水平距離については、特定の距離を 23.08m とした場合に、その柱のスパンを約 6.5m として 3 スパン分と考えることができる。これは、特定の距離は、壁面後退距離と低層部分の建築物の水平距離を合算したもので求められるためである。この結果、これ以上特定の距離を大きくしてしまうと柱を更に追加しなければならず、建設コストがより多くかかってしまうことが考えられる。ただし、今回は柱のスパンを 6.5m と仮定した場合での見解を述べている。

５－２　今後の課題

今回の分析においては、敷地南側および敷地西側における最適な特定の距離を算出することができたが、敷地北側および敷地東側については統計的に有意な値を得ることができなかった。そのため、サンプル数を増やし全ての方角における最適な特定の距離の算出を今後の課題としたい。

また、最適な特定の距離よりも特定の距離を大きくした場合、または小さくした場合に、高度利用地区内と周辺地域における便益の総計が減少しているがこのことの理由について具体的な事例をもとに分析を重ね、より精緻な考察をしていくことについてもあわせて今後の課題とする。

謝辞

本論文の執筆にあたり、主査の吉田恭 教授、まちづくりプログラムディレクターであり副査の福井秀夫 教授、副査の中川雅之 客員教授、前川燿男 客員教授には丁寧なご指導をいただいたほか、西脇雅人 助教授、橋本和彦 助教授、矢崎之浩 助教授をはじめ、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。

また、本研究では、東京都都市整備局から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きました。

そして、本大学院にて一年間を共に過ごし、支えてくださった同期生の皆様、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。

参考文献

・和泉洋人（1997)「容積率緩和型制度の体系と用途別容積型地区計画制度の意義」『都市住宅学』第 18 号、pp.78-89
・和泉洋人（1998)「地区計画策定による土地資産価値増大効果の計測」『都市住宅学』第 23 号、pp.211-220
・和泉洋人（1999)「地区計画による容積率緩和がもたらす土地資産価値変動効果の計測」『都市住宅学』第 27 号、pp.143-152
・岩田規久男、山崎福寿、福井秀夫（1997)「経済審議会：土地・住宅 WG における容積率論」『都市住宅学』第 17 号、pp.8-13
・山下 英和(2004)「総合設計制度における外部効果の計測」『都市住宅学』47 号、pp.107-112
・桜井修、須藤明宏、三浦昌生(2005)「商業地域の集合住宅を対象とした夏季と冬季の日照環境に対する住民の意識」『日本建築学会大会学術講演梗概集』、pp.883-884
・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」『都市住宅学』第 60 号、pp.3-7
・青木 伊知朗(2008)「高度地区による規制と緩和規定の適用の効果に関する研究」『都市計画論文集』43 号、pp.16-21
・青木 伊知朗(2011)「高度地区における緩和特例の運用と市街地環境への影響分析」『都市計画論文集』46 号、pp.1051-1056
・海老原敬宏、宇於崎勝也（2010)「東京都港区における市街地再開発事業の波及効果に関する研究」『日本大学理工学部学術講演会論文集』、pp.395-396
・東京都高度利用地区指定方針及び指定基準（平成 25 年 4 月　東京都都市整備局）
・東京都における市街地再開発事業の概況（平成 23 年 11 月　東京都）

ボートピア設置が周辺地域に与える影響について

＜要旨＞

ボートレース場以外の場所で勝舟投票券（舟券）の発売などを行うための場外発売場であるボートピアを設置する場合、周辺地域に大きい影響を及ぼすと言われてきているが、具体的な検証はされていないことが多い。

一般的には、「ギャンブル＝汚くてダーティーなイメージ」を拭いきれておらず、地元住民の理解の浸透を得ずに、ボートピア参入を決めてしまうと、その後の交渉に多くの時間と労力を割くことになり、交渉の日数や経費等の取引費用を増大させる。設置した後も地元住民が推進派と反対派に分断されるなど、新たな問題を抱えてしまう場合もある。このことから、負の外部性の有無に関わらず、ボートピアの設置を一律に禁止する地域もある。

一方、市民の賛同を得られているのに、設置を禁止することは、却って市民の得られる便益を失うこともある。したがって、ボートピアを設置することで得られる総便益と、負の外部性等で被る損失や対策費用等を比較・検証する必要がある。

本稿の研究では､ボートピア設置により周辺地域に与える影響を実証分析した｡分析の結果、住居地域の一部では公示価格が下落し、商業地域の一部では公示価格が上昇するという推計結果が得られた。このことは、ボートピア設置により、負の外部性が生じるだけではなく、地域によっては、正の外部性を生じることが明らかになった。

これらの分析結果により、ボートピア設置に関する政策について提言する。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13603　　海老澤　佳之

目次

1. はじめに **3**
2. ボートレース及びボートピアの概要 **4**
2-1 ボートレースの概要 4
2-2 ボートピアの沿革 4
2-3 ボートピア設置までの流れ 5
2-4 ボートピア設置が直面する現状 5
3. 問題意識 **6**
3-1 ボートピア設置の条件 6
3-2 水戸市の事例 6
3-3 ボートピア設置に関する問題提起 7
4. ボートピア設置が進学率や犯罪件数に与える影響（実証分析Ⅰ） **7**
4-1 分析の方法 8
4-2 データ 8
4-3 推計式 8
4-4 推計結果 8
4-5 分析結果 9
5. ボートピア設置が、距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅱ） **9**
5-1 分析の方法 9
5-2 データ 10
5-3 推計式 10
5-4 推計結果 11
5-5 分析結果 13
6. ボートピア設置が、用途地域に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅲ） **13**
6-1 推計式 13
6-2 推計結果 14
6-3 分析結果 14
7. ボートピア設置が、用途地域及び距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅳ） **14**
7-1 推計式 14
7-2 推計結果 15
7-3 分析結果 18
8. 考察 **18**
9. 政策提言 **20**
10. 課題 **21**
11. おわりに **22**
謝辞 **23**
参考文献 **23**

1. はじめに

日本の公営競技の歴史は古い。幕末期に、横浜の外国人居留地で近代競馬が行われたのが初めと言われている。1923 年には、「(旧) 競馬法」が制定され、十一の競馬倶楽部に、競馬の施行と馬券の発売が認められ、日本中央競馬会（JRA）によって、開催されている中央競馬の前身が誕生し、1927 年には、農林・内務省令として「地方競馬規則」が交付され、全国共通の統一基準が制定された。戦後には、戦争で破壊された市街地の復興と、破綻寸前だった地方財政の改善を目的として、競輪、オートレース、競艇等新たな公営競技が誕生した。1951 年に公布されたモーターボート競走法に基づいて、翌 1952 年に世界で初めて公営競技としてのボートレースが長崎県大村市にて開催された。モーターボート競争法もその第一条で、その目的を船舶事業の振興と並んで「地方財政の改善を図るため」と規定している。[i]現在、全国 24 のボートレース場で 36 の施行者(県市町村)により開催運営が行われており、半世紀以上にわたり、多くの人に親しまれてきた。

しかし、バブル経済崩壊後、公営競技全体の売上げは下降線をたどっており、ボートレースの全国売上も 1991 年を境に、長引く景気停滞等の影響により、激減するなど、近年、厳しい現状に直面している。ボートレース場の設置も、水利権や地元の合意等取引費用が増加し、困難な状況に陥っている。このことから、ボートレース場以外の場所で勝舟投票券（舟券）の発売などを行うための場外発売場が設置された。これがボートピアである。(施設の規模に応じて、ミニボートピア、オラレがある)

ボートピアは、ボートレース開催自治体又は構成組合等の管理施行者（以下、「施行者」という。）とボートピア民間運営会社（以下、「運営会社」という。）及びボートピア所在自治体（以下、「所在市」という。）[ii]で協定を締結し、国土交通大臣の設置確認を踏まえた上、一般社団法人全国モーターボート競走施行者協議会（以下、「施行者協議会」という。）や警察等関係機関と協議を重ね、開設される。申請には所在市の同意が必要だが、「ボートピア→ボートレース＝ギャンブル」というマイナスイメージから、反対運動が起こり、取引費用を増大させる場合もある。一方、売上金の一部が、所在市へ納付され、学校や公園整備等に充てられ、市民の便益を向上させていることは余り知られていない。競馬、競輪、ボートレース、オートレース等が公営競技として認められるのは、本来、刑法で禁止されている賭博行為により生じる負の外部性を可能な限り除去しつつ、売上金の一部が自治体を通して、市民に還元される健全な娯楽活動として位置づけられているからである。そこに、政府介入の根拠がある。事実、戦後復興のための地方政府の貴重な財源として、売上金が大いに活用された。ボートピアを設置することで、負の外部性が生じる場合、それがもたらす社会的損失を施行者や運営会社が負担していないと、社会全体が損失を被る。一方、周辺住民や社会全体に便益をもたらしても、施行者や運営会社に便益の代償が支払われない限り、彼らに事業をさらに促進するインセンティブが働かず、しいては、市民の余剰も増加しないことから、最適な市場が形成されない。

[i] 三好（2009）
[ii] 所在自治体には町や村が含まれるが、本稿では便宜上「所在市」で統一する

このように、ボートピアを設置することで、負の外部性が発生し、周辺地域に悪影響を与える場合や、負の外部性は発生しても得られる便益の方が高い場合がある。すなわち、ボートピア設置により得られる総便益と、負の外部性等で被る損失や対策費用等を比較・検証する必要がある。

そこで、本稿では、ボートピア設置により、周辺地域に与える影響を、DID 推定（Difference-in-Difference Estimator）を用いて、実証分析を行った。その結果、住居地域の一部では公示価格が下落し、商業地域の一部では公示価格が上昇するという推計結果が得られ、ボートピア設置により、負の外部性が生じるだけではなく、地域によっては、正の外部性を生じることが明らかになった。ついては、ボートピアを設置する場合の最適な立地選定について、費用便益分析を用いた手法を提言するとともに、所在市内で、便益を享受する市民と、損失を被る市民に対して、税や個別補償等の再配分の必要性を指摘した。本稿の構成は次のとおりである。第 2 章ではボートピアの概要を示し、第 3 章では、問題意識を掲げ、ボートピア設置が周辺地域に与える影響について、第 4 章から第 7 章までに至り実証分析を行った。第 8 章では分析結果を踏まえた考察をし、それをもとに第 9 章で具体的な政策提言をした。第 10 章及び第 11 章で課題と本研究のまとめについて考察している。

2. ボートレース及びボートピアの概要

本章は、ボートレースの概要及びボートピアの沿革及び設置までの経緯を整理し、設置に至り、各自治体で直面している様々な問題を示し、本研究で取り組む課題を明らかにする。

2-1　ボートレースの概要

ボートレースとは、6 艇により、スタートラインを通過後、第 1 ターンマークと第 2 ターンマークを順番に旋回し、1 周 600m のレースコースを 3 周（1,800m）して、入着順位を決める競技であり、公営競技のなかでは最も少ない出走数である。ボートレースは男女がほぼ同じ条件で、性別に関係なくレースを戦う世界でもまれなプロスポーツである。全レーサーの約 1,600 人のうち、その約 1 割が女子レーサーである。女子レーサーだけのレースもあるが、男女混合のレースも一般的である。レーサーの年齢層が極めて広いのもボートレースの特色であり、平成生まれの 10 代レーサーから、70 代の年配レーサーまでがさまざまな熱戦を繰り広げている。

ボートレースは、「SG、ＧⅠ、ＧⅡ、ＧⅢ、一般競走」と 5 つのグレード（階級）に分かれており、一般戦は 365 日毎日、全国どこかのボートレース場で開催されている。以前までは、名称も「競艇」「ボートレース」「モーターボート競走」などと様々に呼ばれていたが、1997 年に「競艇」に統一され、2010 年からは「BORT RACE（ボートレース）」に変更された。[iii]

2-2　ボートピアの沿革

ボートピアは、1986 年に香川県丸亀市に設置されたのが最初である。現在は、26 か所のボ

[iii] BOAT RACE オフィシャル Web（http://www.boatrace.jp/index.html）参照

ートピア他、小規模施設のミニボートピア、オラレ等が全国にある。ボートピア（Boatpier）の由来は、競艇の元々の名称だった 「モーターボート競走」のボート（boat）と、 埠頭を表すピア（pier）をあわせた造語であり、 音からは、ユートピア（utopia）を連想させている。[iv]

2-3　ボートピア設置までの流れ

ボートピア設置には、大きく３つの団体が関わる。全国のボートレース場を運営している単独自治体又はいくつかの自治体等で構成されている事務共同処理組合が、ボートピアの施行者になる。従来は、施行者がボートピアの管理・運営も担っていたが、民間活力による事業効率化を図ることを目的に、2007年にモーターボート競走法が一部改正され、ボートピアでの勝舟投票券の発売・払戻、警備、広報、施設管理等が、民間委託可能となった。なお、開催日時・使用する場外舟券発売場の決定、勝舟投票券の金額及び発売方法の決定等は委託できない。

この施行者と運営会社が、ボートピアを設置したい自治体（所在市）と協定を締結する。施行者と運営会社は、警察等関係機関協議を経て、国土交通大臣に設置許可を求める。同時に、全国24のボートレースを実施する施行者37団体（県1、市20、町1、組合14、企業団1）で構成された施行者協議会と連携を密にとり、よりよいボートピア設置のため、協議を重ねる。施行者と所在市において、細目協定の締結を行い、運営会社と所在市との間で、覚書の締結を行うことによって、ボートピアが開催される。ボートピア横浜の場合だと、所在市が横浜市、施行者が府中市、運営会者は民間株式会社という構成である。

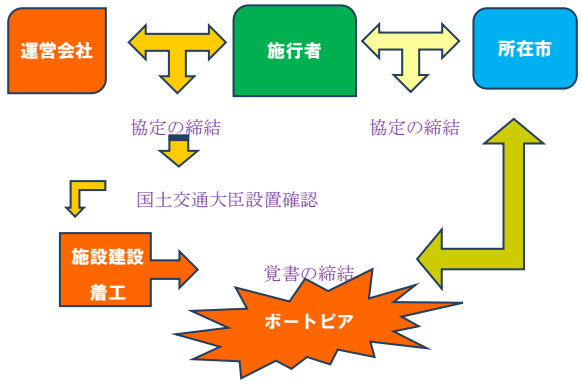


図2-3　ボートピア設置までの流れ

2-4　ボートピア設置が直面する現状

冒頭に述べたとおり、ボートレースの売り上げも 1991 年をピークに、現在はその 3 分の 1 程度でしかない。このままでは、市民に利益を還元できないばかりか、公営競技の存続そのものに関わってくる。そのため、近年、様々な努力を重ねてきた。魅力ある舟券の組み合わせ販売、ナイターレースの開催や南明奈や SKE48 等の若手タレントを CM 起用することにより、若い世代にボートレースに関心を寄せ、ボートピアに足を運ぶインセンティブを促す効果を図った。また、電話、インターネットや携帯 Web サイトにより舟券を買えるシステムを導入し、

[iv] 一般社団法人全国ボートピア施設所有者協議会 HP（http://www.boatpier.or.jp/intro/boatpier）参照

人々の利便性を向上させた。施設の工夫としては、金額に応じた指定席を設けている。利用者は、指定席料金を支払うことで失う金額と、指定席を買うことにより、得られる満足感とを比較し、判断する。初心者や女性にも参加しやすいよう、女性専用ルームや子どもを遊ばせておくキッズスペース並びに舟券の買い方等をサポートする“アクアコンシェルジェ”等のサービスも提供している。

ボートピア内外に警備員を配置することで、来場者の誘導及び暴力団関係者の排除などを行っており、周辺道路の巡回や駐車禁止表示を付けたカラーコーンを設置することで、交通渋滞の緩和並びに違法駐車及び違法駐輪の防止に努めている。来場者が多く見込まれる土日祝日での交通渋滞防止のための動線を確保するための誘導道路の検討等を行っている自治体もある。所在市では、条例で、ごみやタバコの吸い殻のポイ捨てを禁止した環境美化に関する条例や違法駐輪を禁止する条例等を制定しているところもある。

このように、数々の努力を重ねているが、一般的には、「ギャンブル＝汚くてダーティーなイメージ」を拭いきれていない。このことで、ボートピア設置の参入の取引費用を増大させている。一般に、ボートピアを設置することで、青少年健全育成及び子育て環境への悪影響、治安の悪化、交通渋滞の発生、違法駐車や違法駐輪及び交通事故等の増加、来場者による周辺道路等へのごみの散乱、タバコのポイ捨て等環境の悪化等、負の外部性が生じ、しいては、所在市全体のイメージの低下を懸念する声が強い。

3. 問題提起

3-1　ボートピア設置の条件

ボートピア設置については、モーターボート競争法に基づき、国土交通省令で定めるところにより、国土交通大臣の許可を受けなければならない。通達により、設置許可申請の提出時において、所在市の地元自治会（町内会等）及び所在市長の同意書が必要である。しかし、地元自治会や市長の同意を得る過程において、ボートピア設置による影響の正確な情報が市長を含む地元住民に適切に伝わらないことがあるため、住民は、情報の非対称により、イメージのみでボートピア導入の悪影響を懸念し、設置に反対の逆選択が起こる。反対派住民により請願や陳情が所在市議会に提出されると、感情的な対立を誘引し、設置に賛成又は反対のどちらの結果になろうとも、決定に多くの時間と労力を割くことになり、非効率的な結果を招くことがある。また、ボートピア設置が決まっても、交渉の日数や費用等の取引費用を増大させてしまう。すなわち、政策の検討過程において、正しい情報を市民に提供するとともに、適切な分析をしたかどうかが重要なのである。

3-2　水戸市の事例

水戸市では、1990 年代において、ボートピア設置の是非を巡り、紛糾してきた。当初は、中心市街地の大規模商店施設跡地に設置を検討していたが、文化施設や住宅地の近くであり、青少年への育成等様々な影響を懸念した周辺住民の賛同を得られず、市長（当時）は、場外車券

売場の設置に関する基本的な考え方について、『青少年の健全育成や交通事情等，市民の生活環境に与える影響や第４次総合計画に照らして，市内においての設置同意は極めて困難である』との見解を水戸市議会において、表明した。

次に、設置企画者は、設置予定地を市の郊外に位置する中河内町に移し、調整を開始した。半径約１キロ以内に、文教施設をはじめ、商店や工場等の施設がほとんどない地域であり、交通量も少ないことから、青少年への悪影響や渋滞等の負の外部性もほぼ起こらないことを見込んでいた。設置企画者は、周辺住民から優先的に雇用を確保するとともに、駅からの無料送迎バスを運行し、周辺住民の利便性を高めることによって、負の外部性を内部化させるためのコースの定理の実現に向けた努力に励み、周辺住民から約 85%の賛同を得ていた。一方、ボートピア設置による恩恵をほとんど享受しない市民や、先に反対を表明した中心市街地の住民を中心に、反対運動が起こった。結局、議会での賛同も得られず、水戸市での設置計画は頓挫することになる。当時の議事録をみると、ボートピアを設置すると、年間売上の一部が「環境整備協力費」等という名目で所在市に入ることはほとんど触れられていなかった。アンケートも、市、賛成派、反対派で個別に実施しており、アンケート回収者や聞き方により、その答えが無意識に誘導されてしまう懸念も払しょくされていない。「ボートピアを設置することに、賛成ですか？反対ですか？」という聞き方と、「ボートピアを設置することで、○○という懸念はありますが、○○という恩恵を被る可能性もあります。設置に賛成ですか？反対ですか？」という聞き方とでは、結果が大きく変わるであろう。

3-3　ボートピア設置に関する問題提起

ボートピアを設置することに反対する主な意見としては、次のことが考えられる。ボートレースを初めとする公営競技は、程度の差はあれ中毒性があり、ボートピアはギャンブル依存者を増加させるとみなしている。舟券購入のための資金欲しさに窃盗や強盗等が増えることで、その取締りのための社会的費用（警察や刑務所等）も増え、納税者の負担が増加する。すなわち、社会的費用が便益を上回ると考えているため、政府による一律禁止を望むほどである。しかし、禁止することにより放棄した便益（機会費用）や、禁止がもたらす便益が禁止することによって生じる社会的費用を上回るかどうかを分析しなければならない。米国で 1920 年に実施された禁酒法は、密造酒や闇市場による酒の売買が横行し、反社会的組織であるマフィアの資金源が増大し、暴力事件も激増した。劣悪アルコールが闇市場に出回り、健康を害する人々も増えた。すなわち、政策選択には、便益と損失のトレードオフに直面しており、この二つは、しばしば衝突することがある。このことから、便益と損失の双方を分析し、社会により効用をもたらす政策を選択する必要がある。

ボートピアを設置することで、周辺地域に大きい影響を及ぼすと言われてきているが、具体的な検証はされていないことが多い。ついては、本稿において、ボートピアを設置すると、周囲に及ぼす負の外部性が発生するという仮説に基づき、「高校・大学等の進学率」「犯罪件数」「公示価格」の変化について、実証分析を行う。

4. ボートピア設置が進学率や犯罪件数に与える影響（実証分析Ⅰ）

本章では、前章で示した仮説に基づき、ボートピア設置により、進学率及び犯罪件数に与える影響に関する実証分析を行う。

4-1　分析の方法

進学率や犯罪件数の統計は、都道府県及び市町村単位で実施しており、人口規模や都市の構造、県民性等に統一性がなく、固有の観測できない要因がある。本章では、ボートピアの設置前と設置後で周辺地域に与える影響のみを観察し分析するため、固定効果モデルによる DID 分析（Difference-in-Difference Estimator）を用いる。ボートピア設置の影響を受けたグループ（トリートメントグループ）と影響を受けなかったグループ（コントロールグループ）に分類し、政策導入前の条件が同じであることを前提とし、一方に政策を導入することによって、他方に生じない結果との差を、政策導入による効果とみなす。このことから、ボートピア設置と未設置の政令指定都市のパネルデータを作成し、固定効果モデルによる DID 分析を行うことにより、観測できない変数を除去する。

政令指定都市においてボートピアが設置してある横浜市（2007 年 12 月設置）、名古屋市（2006 年 8 月設置）、大阪市（2007 年 3 月設置）、神戸市（1999 年 4 月設置）をトリートメントグループとし、ボートピアを設置していない札幌市、仙台市、千葉市、東京都区部、川崎市、京都市、広島市、北九州市、福岡市をコントロールグループに置いた。対象期間を 2000 年から 2011 年までとしたため、2000 年当時に政令指定都市ではない都市は除去している。

4-2　データ

分析に用いるデータは、大都市統計協議会により、大都市（東京都区部及び政令指定都市）の市勢ならびに地方政府の基本的な統計資料を相互に比較することを目的として毎年編集されている「大都市比較統計年表」を利用した。

4-3　推計式

推計モデルについては、被説明変数（左辺）に「高校・大学等の進学率」「犯罪件数」を各々置き、説明変数（右辺）に、ボートピア設置の効果を表すダミー変数及び年次ダミーを置いた。

推計式　$Y_{it}=\beta X_{it}+\mu_{it}$　, i=1,2・・・N、t=1,2・・・T、$\mu_{it}=\eta_t+\mu_i+\varepsilon_{it}$

X_{it}　：ボートピア設置以降は１、以前は０をとるﾀﾞﾐｰ、
μ_{it}　：誤差項
η_t　：時間 t に固有の観察できない要因
μ_i　：個体 i に固有の観察できない要因
ε_{it}　：時間、個体のいずれにも固有でない確率的誤差

4-4　推計結果

ボートピア設置の影響について、設置をしていない市と比べて、各々増えたり、減ったりしているが、いずれも変化率が１％に満たず、統計的に有意な値になっていない。

表 4-4　推計結果（進学率及び犯罪件数）

	高校等進学率			大学等進学率			犯罪認知件数		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	0.001		0.002	−0.002		0.010	−0.008		0.033
年次ﾀﾞﾐｰ（2001）	0.002		0.002	−0.008		0.010	0.079		0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2002）	0.002		0.002	−0.016		0.010	0.112	***	0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2003）	0.004	**	0.002	−0.017	*	0.010	0.071	**	0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2004）	0.006	***	0.002	−0.005		0.010	−0.018		0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2005）	0.008	***	0.002	0.046	***	0.010	−0.174	***	0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2006）	0.008	***	0.002	0.086	***	0.010	−0.262	***	0.032
年次ﾀﾞﾐｰ（2007）	0.008	***	0.002	0.130	***	0.010	−0.332	***	0.033
年次ﾀﾞﾐｰ（2008）	0.010	***	0.002	0.164	***	0.011	−0.383	***	0.033
年次ﾀﾞﾐｰ（2009）	0.011	***	0.002	0.179	***	0.011	−0.463	***	0.033
年次ﾀﾞﾐｰ（2010）	0.013	***	0.002	0.189	***	0.011	−0.526	***	0.033
年次ﾀﾞﾐｰ（2011）	0.015	***	0.002	0.178	***	0.011	−0.597	***	0.033
定数項	4.571	***	0.001	3.911	***	0.007	10.772	***	0.023
決定係数	0.561			0.923			0.912		

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

4-5　分析結果

推計結果から、仮説を支持するものではなく、ボートピア設置により、高校・大学等の進学率や犯罪件数に、影響はほとんど見られないと考えられる。

5. ボートピア設置が、距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅱ）

本章では、「ボートピアを設置することで生じる負の外部性により、公示価格が下がる」という仮説に基づき、公示価格に与える影響に関する実証分析を行う。ボートピアを設置することで負の外部性が生じるのであれば、ボートピア周辺の公示価格は、設置していない市と比べて下がり、ボートピアから離れるほど、その影響力は弱まることが予想される。

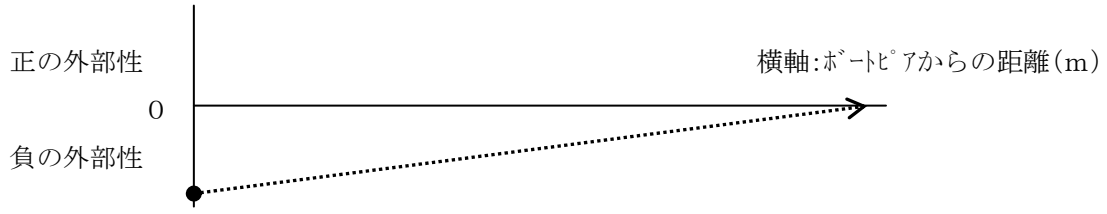


図 5　仮説（ボートピア設置による外部性の影響と距離との関係）

5-1　分析の方法

本章では、前章と同じく、ボートピアの設置の効果を実証するにあたって、設置前と設置後

で周辺地域の公示価格へ与える影響のみを観察し分析するため、DID 分析を使用する。

ボートピアが設置されており、かつ、ボートピア設置年がほぼ同時期である横浜市（2007 年 12 月設置）、名古屋市（2006 年 8 月設置）、大阪市（2007 年 3 月設置）をトリートメントグループと置き、政府機関や企業等が集中しているなど都市構造が似ており、人口規模が同等である札幌市と川崎市をコントロールグループに置く。モーターボート競争法施行規則第十一条第二項第一号により、ボートピアを設置する場合は半径 1,000m以内の見取図が、ボートレース場を設置する場合は半径 2,000m以内の見取図が提出を課せられている。ここでは、設置の影響が及ぶ範囲を半径 2,000mと限定し、各々の最寄駅である関内駅、築地口駅及び梅田駅並びに札幌駅及び川崎駅から半径 2,000m以内の公示価格の変動を推計する。

5-2　データ

分析に用いるデータは、国土数値情報ダウンロードサービスの 2000 年から 2009 年までの公示価格（観測数：960）を使用し、パネルデータを作成した。

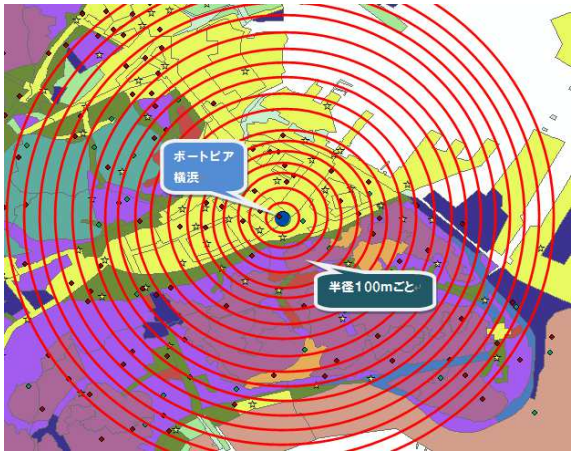


図 5-3　ボートピア横浜における距離との相関図

5-3　推計式

前述した仮説を検証するため、ボートピア設置による距離の影響を図るため、ボートピアから 100mごとに区切り、公示価格を推計する。[v]

推計式：$Y = \beta_0 + \beta_1 B_1 + \beta_2 C_1 + \beta_3 K_1 + \beta_4 B_1 \times C_1 \times K_1 + \cdots + \lambda X + \mu$

被説明変数Yは、公示価格（円/m2）であり、log（対数）をとっている。

B_1 は、ボートピア設置ダミーであり、ボートピア設置前後の効果を時期によって区別する変数である。すなわち、ボートピア設置以降は 1、設置以前は 0 を取るダミー変数である。 C_1 は、トリートメントグループダミーであり、ボートピア設置の影響を受けたトリートメントグループ（所在市）を設定し、そのグループであれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。K_1 から K_{20} までは、距離ダミーであり、ボートピアからの距離を 100m ごとに区切り、ボートピアからの距離が 100m 未満であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数、ボートピアからの距離が 100m 以上 200m 未満であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数などと続き、ボートピアからの距離が 1,900m 以上 2,000m 未満まで設定している。

[v] GIS（地理情報システム）ソフトには、ESRI ジャパン社の ArcGIS を使用

ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグループダミーC_1及び距離ダミーKの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所在市において、ボートピアからの距離に応じた効果を表した変数である。したがって、 この交差項の係数を推計することにより、ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、ボートピアからの距離に応じて把握することができる。

また、λXは公示価格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、地籍（㎡）、最寄駅までの距離（m）、建物の延べ面積における敷地面積に対する割合である建ぺい率（%）、容積率（%）を採用している。

加えて、年次ダミー、ガス供給施設ダミー及び法規制ダミーも設定している。年次ダミーとは、2001 年から 2009 年までの年次ダミーを設定し、該当年であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。ガス供給施設ダミーとは、ガスの供給施設がある場合は 1、ない場合は 0 を取るダミー変数である。法規制ダミーは、法規制により防火地域に定められている場合は 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。

β_0 は定数項、β 及び λ は係数、μ は公示価格に影響を与えるその他の要因である誤差項である。

5-4　推計結果

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し、ボートピアからの距離に応じて、どのような影響があるかを示している。ボートピアから 100m 未満は 10.8%の下落、100m 以上 200m 未満は 20.5%上昇、200m 以上 300m 未満は 1.3%の下落などが見られるが、いずれも有意水準に達していないことから、統計的に有意な結果が得られなかった。

表 5-4　推計結果（公示価格の分析：0mから 500m未満の影響）

	100未満			100以上200未満			200以上300未満			300以上400未満			400以上500未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.184	***	0.070	−0.188	***	0.070	−0.182	**	0.071	−0.167	**	0.071	−0.188	**	0.069
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ﾀﾞﾐｰ	0.315	***	0.037	0.299	***	0.037	0.315	***	0.037	0.329	***	0.037	0.299	***	0.036
距離ﾀﾞﾐｰ	−0.456	***	0.169	0.259	***	0.121	−0.180		0.128	−0.432	***	0.103	0.900	***	0.167
交差項（B1×C1×K）	−0.108		0.376	0.205		0.268	−0.013		0.250	−0.094		0.199	0.487		0.369
年次ﾀﾞﾐｰ（2001）	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.067	−0.094		0.067
年次ﾀﾞﾐｰ（2002）	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.067
年次ﾀﾞﾐｰ（2003）	−0.240	***	0.074	−0.239	***	0.074	−0.239	***	0.074	−0.236	***	0.073	−0.240	***	0.072
年次ﾀﾞﾐｰ（2004）	−0.258	**	0.102	−0.255	**	0.103	−0.255	**	0.103	−0.247	**	0.102	−0.258	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ（2005）	−0.284	***	0.102	−0.281	***	0.102	−0.282	***	0.103	−0.274	***	0.101	−0.284	***	0.100
年次ﾀﾞﾐｰ（2006）	−0.264	***	0.102	−0.261	**	0.102	−0.261	**	0.103	−0.254	**	0.101	−0.263	***	0.100
年次ﾀﾞﾐｰ（2007）	−0.125		0.103	−0.121		0.103	−0.122		0.103	−0.115		0.102	−0.124		0.101
年次ﾀﾞﾐｰ（2008）	0.072		0.110	0.072		0.111	0.072		0.111	0.074		0.109	0.069		0.108
年次ﾀﾞﾐｰ（2009）	0.020		0.111	0.020		0.111	0.020		0.111	0.022		0.110	0.016		0.109
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.046	**	0.483	1.047	**	0.484	1.033	**	0.485	1.045	**	0.479	1.014	**	0.474
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.398	***	0.060	0.402	***	0.061	0.366	***	0.062	0.373	***	0.060	0.358	***	0.059
地積	−0.103	***	0.017	−0.099	***	0.017	−0.105	***	0.017	−0.109	***	0.017	−0.107	***	0.017
最寄駅からの距離	0.043	*	0.023	0.045	*	0.023	0.036		0.023	0.026		0.023	0.060		0.023
建ぺい率	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.080	***	0.534	11.060	***	0.535	11.138	***	0.537	11.238	***	0.530	11.023	***	0.525
自由度調整済決定係数	0.640			0.639			0.637			0.646			0.653		

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

表 5-4　推計結果（公示価格の分析：500mから 1,000m未満の影響）

	500以上600未満			600以上700未満			700以上800未満			800以上900未満			900以上1,000未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.189	***	0.072	−0.184	***	0.072	−0.187	***	0.070	−0.196	***	0.071	−0.194	***	0.072
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.304	***	0.037	0.305	***	0.037	0.304	***	0.037	0.284	***	0.038	0.305	***	0.038
距離ﾀﾞﾐｰ	0.050		0.081	0.046		0.080	0.341	***	0.126	0.211	***	0.075	0.029		0.081
交差項(B1×C1×K)	0.058		0.175	−0.004		0.169	0.101		0.268	0.157		0.160	0.119		0.175
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	−0.238	***	0.074	−0.239	***	0.074	−0.236	***	0.074	−0.238	***	0.074	−0.238	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	−0.254	**	0.103	−0.257	**	0.103	−0.248	**	0.102	−0.252	**	0.102	−0.254	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	−0.282	***	0.103	−0.284	***	0.103	−0.276	***	0.102	−0.280	***	0.102	−0.281	***	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	−0.261	**	0.103	−0.263	**	0.103	−0.255	**	0.102	−0.259	**	0.102	−0.260	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	−0.121		0.103	−0.124		0.103	−0.115		0.103	−0.118		0.103	−0.121		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.073		0.111	0.072		0.111	0.080		0.110	0.073		0.110	0.074		0.111
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.021		0.111	0.020		0.111	0.027		0.111	0.020		0.110	0.023		0.111
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.025	**	0.486	1.040	**	0.486	1.048	**	0.483	1.009	**	0.482	1.167	**	0.505
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.383	***	0.061	0.389	***	0.061	0.325	***	0.063	0.415	***	0.061	0.385	***	0.061
地積	−0.105	***	0.017	−0.102	***	0.017	−0.098	***	0.017	−0.104	***	0.017	−0.105	***	0.018
最寄駅からの距離	0.036		0.023	0.039	*	0.023	0.033		0.023	0.026		0.023	0.039		0.023
建ぺい率	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.165	***	0.539	11.110	***	0.537	11.094	***	0.534	11.278	***	0.535	10.995	***	0.554
自由度調整済決定係数	0.636			0.636			0.640			0.641			0.636		

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

表 5-4　推計結果（公示価格の分析：1,000mから 1,500m未満の影響）

	1,000以上1,100未満			1,100以上1,200未満			1,200以上1,300未満			1,300以上1,400未満			1,400以上1,500未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.189	***	0.071	−0.186	***	0.072	−0.187	***	0.071	−0.165	**	0.070	−0.169	**	0.071
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.312	***	0.037	0.287	***	0.038	0.303	***	0.037	0.333	***	0.036	0.325	***	0.037
距離ﾀﾞﾐｰ	−0.121		0.122	0.180	***	0.069	0.156		0.121	−0.559	***	0.103	−0.443	***	0.130
交差項(B1×C1×K)	0.111		0.269	0.069		0.150	0.133		0.269	−0.066		0.198	−0.067		0.235
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.067	−0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	−0.239	***	0.074	−0.239	***	0.074	−0.240	***	0.074	−0.232	***	0.073	−0.240	***	0.073
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	−0.255	**	0.103	−0.255	**	0.102	−0.259	**	0.103	−0.237	**	0.101	−0.259	**	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	−0.282	***	0.103	−0.282	***	0.102	−0.286	***	0.103	−0.264	***	0.101	−0.287	***	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	−0.261	**	0.103	−0.261	**	0.102	−0.265	***	0.103	−0.243	**	0.101	−0.266	***	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	−0.122		0.103	−0.122		0.103	−0.126		0.103	−0.105		0.101	−0.128		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.074		0.111	0.069		0.111	0.068		0.111	0.082		0.109	0.061		0.110
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.021		0.111	0.016		0.111	0.016		0.111	0.030		0.109	0.009		0.110
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.035	**	0.485	1.007	**	0.483	1.039	**	0.485	1.041	**	0.475	1.049	**	0.481
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.388	***	0.061	0.349	***	0.061	0.384	***	0.061	0.403	***	0.059	0.362	***	0.060
地積	−0.104	***	0.017	−0.103	***	0.017	−0.101	***	0.017	−0.114	***	0.017	−0.107	***	0.017
最寄駅からの距離	0.038	*	0.023	0.040	*	0.023	0.041	*	0.023	0.035		0.022	0.031		0.023
建ぺい率	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.126	***	0.537	11.114	***	0.534	11.090	***	0.537	11.231	***	0.526	11.189	***	0.532
自由度調整済決定係数	0.636			0.640			0.637			0.652			0.643		

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

表 5-4　推計結果（公示価格の分析：1,500mから 2,000m未満の影響）

	1,500以上1,600未満			1,600以上1,700未満			1,700以上1,800未満			1,800以上1,900未満			1,900以上2,000未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.184	***	0.072	−0.174	**	0.071	−0.184	***	0.070	−0.173	**	0.070	−0.185	***	0.070
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.314	***	0.038	0.316	***	0.037	0.298	***	0.037	0.328	***	0.037	0.308	***	0.037
距離ﾀﾞﾐｰ	−0.059		0.089	−0.161		0.128	0.339	**	0.171	−0.557	***	0.186	観測なし		
交差項（B1×C1×K）	−0.015		0.186	−0.210		0.250	0.137		0.377	−0.154		0.329	観測なし		
年次ﾀﾞﾐｰ（2001）	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ（2002）	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ（2003）	−0.239	***	0.074	−0.244	***	0.074	−0.242	***	0.074	−0.233	***	0.074	−0.239	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ（2004）	−0.255	**	0.103	−0.269	***	0.103	−0.264	***	0.103	−0.240	**	0.102	−0.256	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ（2005）	−0.282	***	0.103	−0.296	***	0.103	−0.291	***	0.103	−0.266	***	0.102	−0.283	***	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ（2006）	−0.261	**	0.103	−0.275	***	0.103	−0.270	***	0.103	−0.245	**	0.102	−0.262	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ（2007）	−0.122		0.103	−0.135		0.104	−0.131		0.103	−0.106		0.103	−0.123		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ（2008）	0.074		0.111	0.058		0.111	0.063		0.111	0.084		0.110	0.073		0.111
年次ﾀﾞﾐｰ（2009）	0.022		0.111	0.005		0.111	0.010		0.111	0.033		0.110	0.021		0.111
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.048	**	0.486	1.049	**	0.485	1.011	**	0.484	1.165	**	0.483	1.042	**	0.485
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.380	***	0.061	0.381	***	0.061	0.391	***	0.060	0.382	***	0.060	0.387	***	0.061
地積	−0.103	***	0.017	−0.105	***	0.017	−0.105	***	0.017	−0.085	***	0.018	−0.103	***	0.017
最寄駅からの距離	0.039	*	0.023	0.043	*	0.023	0.035		0.023	0.048	**	0.023	0.038	*	0.023
建ぺい率	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.103	***	0.537	11.097	***	0.536	11.176	***	0.536	10.845	***	0.538	11.118	***	0.537
自由度調整済決定係数	0.636			0.638			0.638			0.642			0.637		

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

5-5　分析結果

以上のことから、ボートピアを設置したことにより、距離に応じて、公示価格にどのように影響するかは、この分析では不明である。

6. ボートピア設置が、用途地域に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅲ）

前章では、ボートピア設置に関する距離に応じた影響を図れなかったので、用途地域ごとの影響を分析する。

6-1　推計式

推計式：$Y = \beta_0 + \beta_1 B_1 + \beta_2 C_1 + \beta_3 D_1 + \beta_4 B_1 \times C_1 \times D_1 + \cdots \lambda X + \mu$

前章で示した推計式をもとに上記の式を用いる。距離ダミーの代わりに、用途地域ダミーDを追加した。D_1からD_9までは、用途地域ダミーであり、該当する用途地域であれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。用途地域は、D_1からD_9まで順に「低層住居専用地域」「中高層住居専用地域」「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」を設定している。

ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグループダミーC_1及び用途地域ダミーDの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所在市において、用途地域ごとの効果を表した変数である。したがって、 この交差項の係数を推計することにより、ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、用途地域ごとに把握することができる。

6-2　推計結果

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し、用途地域に応じて、どのような影響があるかを示している。所在市と設置していない市との用途地域ごとの公示価格を比べた場合、住居地域は57.6%の下落、商業地域は 42.6%上昇、準工業地域は 47.8%の上昇、工業地域は 67.9%の下落が見られた。低層住居専用地域、近隣商業地域及び工業専用地域は、有意水準に達しておらず、統計的に有意な結果が得られなかったと考えられる。

表 6-2　推計結果（公示価格の分析：用途地域ごとの影響）

	低層住居専用地域			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		
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	係数		標準誤差	係数		標準誤差
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.169	**	0.070	−0.073		0.074	−0.164	**	0.071	−0.439	***	0.091	−0.200	***	0.071	−0.165	**	0.071	−0.179	***	0.069
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ﾀﾞﾐｰ	0.264	***	0.037	0.317	***	0.036	0.286	***	0.038	0.320	***	0.037	0.305	***	0.037	0.311	***	0.037	0.372	***	0.037
用途地域ﾀﾞﾐｰ	0.613	***	0.103	0.156	***	0.051	−0.137	***	0.052	−0.021		0.062	−0.089		0.074	0.007		0.119	−1.394	***	0.219
交差項(B1×C1×D)	−0.041		0.220	−0.576	***	0.120	−0.284		0.179	0.426	***	0.098	0.478	*	0.252	−0.679	**	0.301	−0.093		0.377
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	−0.094		0.067	−0.094		0.067	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.067
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.067
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	−0.221	***	0.073	−0.234	***	0.073	−0.260	***	0.074	−0.210	***	0.074	−0.239	***	0.074	−0.235	***	0.074	−0.257	***	0.072
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	−0.207	**	0.102	−0.242	**	0.103	−0.313	***	0.104	−0.179	*	0.104	−0.257	**	0.103	−0.245	**	0.103	−0.303	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	−0.235	**	0.102	−0.270	***	0.103	−0.341	***	0.104	−0.206	**	0.103	−0.283	***	0.103	−0.272	***	0.103	−0.329	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	−0.214	**	0.102	−0.249	**	0.103	−0.321	***	0.104	−0.185	*	0.103	−0.263	**	0.103	−0.251	**	0.103	−0.309	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	−0.077		0.102	−0.088		0.104	−0.178	*	0.105	−0.023		0.105	−0.122		0.103	−0.108		0.103	−0.169	*	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.113		0.110	0.069		0.110	0.011		0.112	0.129		0.111	0.071		0.111	0.079		0.111	0.024		0.109
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.060		0.110	0.018		0.111	−0.041		0.112	0.075		0.111	0.018		0.111	0.027		0.111	−0.039		0.109
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	0.979	**	0.475	1.152		0.480	1.050	**	0.483	0.853	*	0.483	1.028	**	0.485	1.093	**	0.485	0.059		0.569
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.347	***	0.060	0.381	***	0.060	0.333	***	0.062	0.371	***	0.063	0.389	***	0.061	0.385	***	0.060	0.391	***	0.059
地積	−0.103	***	0.017	−0.091	***	0.018	−0.106	***	0.017	−0.094	***	0.017	−0.103	***	0.017	−0.097	***	0.018	−0.009		0.021
最寄駅からの 距離	0.030		0.022	0.025		0.023	0.026		0.023	0.040	*	0.023	0.041	*	0.023	0.041	*	0.023	0.051	**	0.022
建ぺい率	−0.002		0.001	−0.001		0.001	0.000		0.001	−0.002	**	0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	0.000		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.164	***	0.526	10.973	***	0.531	11.243	***	0.536	11.276	***	0.533	11.132	***	0.536	11.017	***	0.539	11.545	***	0.600
自由度調整済決定係数	0.652			0.6458			0.641			0.643			0.638			0.638			0.654		

※***、**、*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

※中高層住居専用地域、準住居地域は観測なし

6-3　分析結果

以上のことから、ボートピアを設置したことにより、住居地域及び工業地域では、公示価格が下落し、商業地域及び準工業地域では、公示価格が上昇する。

7. ボートピア設置が、用途地域及び距離に応じて公示価格に与える影響（実証分析Ⅳ）

前章では、住居地域、商業地域、準工業地域及び工業地域で、統計的に有意な結果が出たので、本章では、各々の用途地域において、ボートピアからの距離に応じて、公示価格がどのように影響するのかを推計する。

7-1　推計式

推計式：$Y = \beta_0 + \beta_1 B_1 + \beta_2 C_1 + \beta_3 D_1 + \beta_4 K_1 + \beta_5 B_1 \times C_1 \times D_1 \times K_1 + \cdots \lambda X + \mu$

前章で示した推計式をもとに上記の式を用いる。用途地域ダミーDと合わせ、距離ダミーを追加した。ボートピア設置ダミーB_1とトリートメントグループダミーC_1、用途地域ダミーD及び距離ダミーKの交差項は、ボートピア設置後で、かつ、ボートピア設置の影響を受けた所

在市で、前章の推計で有意の値を得られた住居地域、商業地域、準工業地域及び工業地域におけるボートピアから距離に応じた効果を表した変数である。したがって、 この交差項の係数を推計することにより､各々の用途地域ごとに､ボートピア設置により公示価格に与えた影響を、ボートピアからの距離に応じて把握することができる。

7-2　推計結果

【住居地域】

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し､住居地域においてボートピアからの距離に応じて、どのような影響があるかを示している。ボートピアを設置すると、ボートピアから 600m以上700m未満の住居地域で 53.9%の下落が見られ、統計的に有意な結果となった。

表 7-2　推計結果（公示価格の分析：住居地域内の距離に応じた影響）

	300以上400未満			600以上700未満			1,200以上1,300未満			1,300以上1,400未満			1,400以上1,500未満			1,500以上1,600未満		
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	係数		標準誤差
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.177	***	0.070	−0.174	**	0.071	−0.190	***	0.070	−0.171	**	0.070	−0.169	**	0.070	−0.189	***	0.071
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ﾀﾞﾐｰ	0.335	***	0.037	0.307	***	0.037	0.307	***	0.037	0.342	***	0.036	0.330	***	0.037	0.320	***	0.038
住居地域ﾀﾞﾐｰ	0.101	**	0.049	0.090	*	0.050	0.072		0.050	0.154	***	0.049	0.104	**	0.049	0.094	*	0.050
距離ﾀﾞﾐｰ	−0.460	***	0.093	0.068		0.073	0.147		0.115	−0.609	***	0.099	−0.431	***	0.118	−0.083		0.085
交差項(BI×CI×DK)	−0.090		0.289	−0.539	*	0.287	0.135		0.356	−0.122		0.217	−0.338		0.299	−0.043		0.232
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	−0.094		0.067	−0.094		0.068	−0.094		0.068	−0.094		0.067	−0.094		0.068	−0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.067	−0.187	***	0.068	−0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	−0.246	***	0.073	−0.247	***	0.074	−0.249	***	0.074	−0.248	***	0.072	−0.251	***	0.073	−0.249	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	−0.275	***	0.102	−0.276	***	0.104	−0.282	***	0.104	−0.280	***	0.101	−0.287	***	0.103	−0.282	***	0.104
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	−0.304	***	0.102	−0.304	***	0.104	−0.309	***	0.104	−0.308	***	0.101	−0.315	***	0.103	−0.310	***	0.104
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	−0.283	***	0.102	−0.283	***	0.104	−0.288	***	0.104	−0.287	***	0.101	−0.294	***	0.103	−0.289	***	0.104
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	−0.144		0.103	−0.140		0.104	−0.148		0.104	−0.147		0.102	−0.153		0.103	−0.149		0.104
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.048		0.110	0.051		0.111	0.048		0.112	0.042		0.109	0.035		0.111	0.050		0.112
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	−0.004		0.110	−0.001		0.112	−0.004		0.112	−0.010		0.109	−0.017		0.111	−0.003		0.112
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.038	**	0.478	1.050	**	0.484	1.036	**	0.485	1.035	**	0.473	1.048	**	0.480	1.046	**	0.485
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.378	***	0.060	0.393	***	0.061	0.389	***	0.061	0.412	***	0.059	0.368	***	0.060	0.382	***	0.061
地積	−0.101	***	0.018	−0.094	***	0.018	−0.095	***	0.018	−0.102	***	0.017	−0.099	***	0.018	−0.095	***	0.018
最寄駅からの距離	0.016		0.023	0.030		0.023	0.034		0.023	0.021		0.023	0.024		0.023	0.031		0.023
建ぺい率	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.211	***	0.530	11.073	***	0.536	11.069	***	0.536	11.185	***	0.524	11.137	***	0.532	11.066	***	0.537
自由度調整済決定係数	0.647			0.638			0.638			0.655			0.645			0.637		

※***、**、*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

※記載がない地域は、観測なし

【商業地域】

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し､商業地域においてボートピアからの距離に応じて、どのような影響があるかを示している。ボートピアを設置すると、ボートピアから 900m以上1,000m未満の商業地域で 48.6%の上昇が見られ、統計的に有意な結果となった。

表 7-2　推計結果（公示価格の分析：商業地域内の距離に応じた影響-0mから 500m未満）

	100未満			100以上200未満			200以上300未満			300以上400未満			400以上500未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	-0.183	***	0.070	-0.188	***	0.071	-0.181	**	0.071	-0.166	**	0.070	-0.187	***	0.069
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.311	***	0.037	0.298	***	0.037	0.311	***	0.037	0.323	***	0.037	0.295	***	0.036
商業地域ﾀﾞﾐｰ	0.037		0.061	0.008		0.061	0.044		0.061	0.072		0.061	0.044		0.060
距離ﾀﾞﾐｰ	-0.457	***	0.169	0.257	**	0.123	-0.186		0.128	-0.447	***	0.097	0.903	***	0.167
交差項(B1×CI×D×K)	-0.108		0.376	0.205		0.269	-0.019		0.250	-0.130		0.234	0.486		0.369
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.067	-0.094		0.067
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.067	-0.186	***	0.067
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	-0.240	***	0.074	-0.239	***	0.074	-0.239	***	0.074	-0.237	***	0.073	-0.241	***	0.072
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	-0.260	**	0.103	-0.255	**	0.103	-0.257	**	0.103	-0.251	**	0.102	-0.261	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	-0.286	***	0.102	-0.282	***	0.103	-0.284	***	0.103	-0.279	***	0.102	-0.286	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	-0.265	***	0.102	-0.261	**	0.103	-0.263	**	0.103	-0.258	**	0.102	-0.265	***	0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	-0.126		0.103	-0.122		0.103	-0.124		0.103	-0.120		0.102	-0.126		0.101
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.070		0.111	0.071		0.111	0.070		0.111	0.068		0.110	0.066		0.108
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.017		0.111	0.019		0.111	0.017		0.111	0.016		0.110	0.013		0.109
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.040	**	0.483	1.046	**	0.484	1.026	**	0.485	1.032	**	0.479	1.007	**	0.474
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.385	***	0.064	0.399	***	0.064	0.350	***	0.066	0.348	***	0.063	0.343	***	0.063
地積	-0.103	***	0.017	-0.099	***	0.017	-0.106	***	0.017	-0.110	***	0.017	-0.108	***	0.017
最寄駅からの距離	0.046	**	0.023	0.045	*	0.023	0.039	*	0.023	0.031		0.023	0.064	***	0.023
建ぺい率	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.075	***	0.535	11.060	***	0.536	11.133	***	0.537	11.232	***	0.530	11.017	***	0.525
自由度調整済決定係数	0.640			0.639			0.637			0.646			0.653		

※***、**、*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
※記載がない地域は、観測なし

表 7-2　推計結果（公示価格の分析：商業地域内の距離に応じた影響-500mから 1,000m未満）

	500以上600未満			600以上700未満			700以上800未満			800以上900未満			900以上1,000未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	-0.188	***	0.072	-0.196	***	0.071	-0.187	***	0.070	-0.195	***	0.071	-0.211	***	0.071
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.301	***	0.038	0.305	***	0.038	0.304	***	0.037	0.282	***	0.038	0.310	***	0.038
商業地域ﾀﾞﾐｰ	0.035		0.061	0.030		0.061	0.001		0.062	0.029		0.061	0.026		0.061
距離ﾀﾞﾐｰ	0.051		0.081	0.011		0.077	0.341	***	0.127	0.211	***	0.075	-0.027		0.080
交差項(B1×CI×D×K)	0.058		0.175	0.206		0.189	0.101		0.268	0.157		0.161	0.451	**	0.191
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	-0.239	***	0.074	-0.238	***	0.074	-0.236	***	0.074	-0.238	***	0.074	-0.237	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	-0.256	**	0.103	-0.254	**	0.103	-0.248	**	0.103	-0.253	**	0.102	-0.250	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	-0.283	***	0.103	-0.281	***	0.103	-0.276	***	0.102	-0.281	***	0.102	-0.276	***	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	-0.262	**	0.103	-0.260	**	0.103	-0.255	**	0.102	-0.260	**	0.102	-0.256	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	-0.123		0.104	-0.119		0.103	-0.115		0.103	-0.120		0.103	-0.113		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.071		0.111	0.073		0.111	0.079		0.111	0.071		0.110	0.076		0.111
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.019		0.111	0.020		0.111	0.027		0.111	0.018		0.111	0.023		0.111
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.020	**	0.486	1.027	**	0.486	1.047	**	0.483	1.005	**	0.483	1.003	**	0.488
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.371	***	0.064	0.378	***	0.064	0.325	***	0.066	0.405	***	0.064	0.375	***	0.064
地積	-0.105	***	0.017	-0.102	***	0.017	-0.099	***	0.017	-0.104	***	0.017	-0.099	***	0.018
最寄駅からの距離	0.038		0.023	0.041	*	0.023	0.033		0.023	0.028		0.023	0.042	*	0.023
建ぺい率	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.160	***	0.540	11.118	***	0.537	11.094	***	0.535	11.273	***	0.535	11.117	***	0.538
自由度調整済決定係数	0.636			0.6364			0.640			0.641			0.638		

※***、**、*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
※記載がない地域は、観測なし

表 7-2　推計結果(公示価格の分析:商業地域内の距離に応じた影響-1,000mから 1,600m未満)

	1,000以上1,100未満			1,100以上1,200未満			1,200以上1,300未満			1,300以上1,400未満			1,500以上1,600未満		
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
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	-0.188	***	0.071	-0.163	**	0.071	-0.183	***	0.070	-0.169	**	0.069	-0.183	***	0.071
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.309	***	0.037	0.278	***	0.038	0.299	***	0.037	0.333	***	0.037	0.311	***	0.038
商業地域ﾀﾞﾐｰ	0.032		0.061	0.037		0.061	0.040		0.061	0.011		0.060	0.026		0.062
距離ﾀﾞﾐｰ	-0.119		0.122	0.221	***	0.065	0.180	***	0.114	-0.577	***	0.092	-0.052		0.082
交差項(B1×C1×D×K)	0.111		0.270	-0.231		0.184	0.072		0.356	0.013		0.343	-0.077		0.348
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.068	-0.094		0.067	-0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.067	-0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	-0.239	***	0.074	-0.240	***	0.074	-0.241	***	0.074	-0.232	***	0.073	-0.239	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	-0.256	**	0.103	-0.259	**	0.102	-0.261	**	0.103	-0.238	**	0.101	-0.257	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	-0.283	***	0.103	-0.286	***	0.102	-0.287	***	0.103	-0.265	***	0.101	-0.283	***	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	-0.262	**	0.103	-0.265	***	0.102	-0.267	***	0.103	-0.245	**	0.101	-0.263	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	-0.123		0.103	-0.129		0.103	-0.128		0.103	-0.107		0.101	-0.124		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.072		0.111	0.066		0.110	0.066		0.111	0.081		0.109	0.072		0.111
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.019		0.111	0.014		0.111	0.014		0.111	0.029		0.109	0.020		0.111
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.030	**	0.486	1.015	**	0.483	1.036	**	0.485	1.036	**	0.475	1.043	**	0.486
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.377	***	0.064	0.341	***	0.065	0.371	***	0.064	0.399	***	0.063	0.372	***	0.064
地積	-0.104	***	0.017	-0.103	***	0.017	-0.101	***	0.017	-0.114	***	0.017	-0.103	***	0.017
最寄駅からの距離	0.040	*	0.023	0.042	*	0.023	0.044	*	0.023	0.036		0.023	0.041	*	0.023
建ぺい率	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001	-0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.121	***	0.537	11.104	***	0.534	11.082	***	0.537	11.234	***	0.526	11.102	***	0.537
自由度調整済決定係数	0.636			0.640			0.637			0.651			0.636		
※***、**、*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															
※記載がない地域は、観測なし															

【準工業地域】

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し、準工業地域においてボートピアからの距離に応じて、どのような影響があるかを示している。ボートピアを設置すると、ボートピアから 1,100m以上 1,200m未満の準工業地域で 19.8%の上昇、1,100m以上 1,200m未満の準工業地域で 13.7%の上昇が見られたが、どちらも統計的に有意な値を得られなかった。

表 7-2　推計結果（公示価格の分析：準工業地域内の距離に応じた影響）

	1,100以上1,200未満			1,700以上1,800未満		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	-0.183	***	0.070	-0.186	***	0.070
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.284	***	0.037	0.292	***	0.037
準工業地域ﾀﾞﾐｰ	-0.087		0.073	-0.152	*	0.079
距離ﾀﾞﾐｰ	0.197	***	0.063	0.480	***	0.185
交差項(B1×C1×D×K)	0.198		0.348	0.137		0.377
年次ﾀﾞﾐｰ(2001)	-0.094		0.068	-0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2002)	-0.187	***	0.068	-0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ(2003)	-0.235	***	0.074	-0.237	***	0.074
年次ﾀﾞﾐｰ(2004)	-0.247	**	0.103	-0.251	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2005)	-0.273	***	0.103	-0.278	***	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2006)	-0.253	**	0.103	-0.257	**	0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2007)	-0.114		0.103	-0.118		0.103
年次ﾀﾞﾐｰ(2008)	0.079		0.111	0.077		0.111
年次ﾀﾞﾐｰ(2009)	0.026		0.111	0.024		0.111
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.020	**	0.483	1.020	**	0.484
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.347	***	0.062	0.388	***	0.060
地積	-0.103	***	0.017	-0.106	***	0.017
最寄駅からの距離	0.042	*	0.023	0.036		0.023
建ぺい率	-0.001		0.001	-0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000	0.002	***	0.000
定数項	11.103	***	0.534	11.183	***	0.535
自由度調整済決定係数	0.640			0.639		
※***、**、*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						
※記載がない地域は、観測なし						

【工業地域】

太線で囲んだ交差項に注目する。ボートピアが設置されることにより、コントロールグループと比べてトリートメントグループに対し､工業地域においてボートピアからの距離に応じて、どのような影響があるかを示している。ボートピアを設置すると、ボートピアから 1,800m以上 1,900m未満の工業地域で 15.3%の下落が見られたが､統計的に有意な値を得られなかった。

表 7-2　推計結果（公示価格の分析：工業地域内の距離に応じた影響）

	1,800以上1,900未満		
説明変数	係数		標準誤差
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ設置ﾀﾞﾐｰ	−0.173	**	0.070
ﾎﾞｰﾄﾋﾟｱ所在市ダミー	0.335	***	0.037
工業地域ﾀﾞﾐｰ	0.374	**	0.151
距離ﾀﾞﾐｰ	−0.922	***	0.237
交差項（B1×C1×D×K）	−0.153		0.328
年次ﾀﾞﾐｰ（2001）	−0.094		0.068
年次ﾀﾞﾐｰ（2002）	−0.187	***	0.068
年次ﾀﾞﾐｰ（2003）	−0.236	***	0.073
年次ﾀﾞﾐｰ（2004）	−0.247	**	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ（2005）	−0.274	***	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ（2006）	−0.253	**	0.102
年次ﾀﾞﾐｰ（2007）	−0.114		0.102
年次ﾀﾞﾐｰ（2008）	0.076		0.110
年次ﾀﾞﾐｰ（2009）	0.025		0.110
ｶﾞｽ供給施設ﾀﾞﾐｰ	1.153	**	0.482
法規制ﾀﾞﾐｰ	0.379	***	0.060
地積	−0.086	***	0.018
最寄駅からの距離	0.045	**	0.023
建ぺい率	−0.001		0.001
容積率	0.002	***	0.000
定数項	10.864	***	0.536
自由度調整済決定係数	0.644		

※***、**、*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

※記載がない地域は、観測なし

7-3　分析結果

以上のことから、コントロールグループと比べて所在市では、ボートピアが設置されることにより、住居地域では、ボートピアから 600m以上 700m未満の地域で公示価格が下落し、商業地域では、ボートピアから 900m以上 1,000m未満の地域で公示価格の上昇が見られた。準工業地域及び工業地域では、統計的に有意な値を得られなかったので、外部性による影響は不明である。

8. 考察

本稿の分析では、ボートピアの設置は、高校・大学等の進学率や犯罪件数に、影響はほとんど見られないと考えられる。また、公示価格においては、仮説を裏付けるものではなく、住居地域の一部では公示価格が下落し、商業地域の一部では公示価格が上昇するという推計結果が得られた。このことは、ボートピア設置により、負の外部性が生じるだけではなく、地域によっては、正の外部性を生じることが明らかになった。商業地域では、何らかの理由で負の外部

性が生じているが、人々が集積し、周辺商店等に便益をもたらし、正の外部性がそれを上回ることが示唆される。一方、住居地域で生じた負の外部性の要因は、本稿の研究では特定できなかった。

本稿の推計結果を裏付けるために、施行者協議会や横浜市役所に聞き取りを行った。横浜市では、複数の地元自治会（町内会等）の代表者等で構成する「ボートピア横浜環境委員会」を設置し、年に数回、地域住民と意見交換を図っている。設立時に主だった反対もないことから、会議は建設的に進められており、警備の効果的な配置等を住民がアドバイスしたり、専属キャラクターを考案する等のイメージ戦略を行ったりするなど、ボートピア横浜と地元住民が協力して、ボートピア横浜のイメージ向上や新規の雇用の確保のための施策を検討している。また、近隣の教育関係者からも反対意見もなく、むしろ、警備や見回りを行うことにより、環境は向上したという声も聞かれた。災害時には、ボートピア横浜を緊急避難場所として活用できるように取り計らう等、地元住民の便益が高まるような外部波及（スピルオーバー）も起きている。

一方、今回の推計結果では、ボートピアから 100m 圏内は公示価格が 10.8%下落し、100m 以上 200m 未満は 20.5%上昇したが、統計的に有意な値を得られなかったため、ボートピア横浜が行っている周辺住民への還元事業がどれほどの効果を上げ、負の外部性を内部化しているのかは、明らかにならなかった。

次に、ボートピアの一日平均入場者数を比較する。上位は、商業地域に設置してあるボートピア梅田、ボートピア横浜、ボートピア名古屋が占めており、ほぼ横ばいか、上昇傾向である。

一方、周辺地域の負の外部性を考慮して、非線引き地域である郊外に設置されたボートピアは、概ね下降の一途を辿っている。ボートピア横浜の例を見ても、商業地域に設置することで、ボートレースを楽しむ顧客とのやり取りだけではなく、地元住民を巻き込んだ地域振興政策を展開するなど、スピルオーバーが起こる可能性がある。郊外では、周辺に施設もなく、利用者がボートピアを出入りするだけで、周辺に還元することもない。

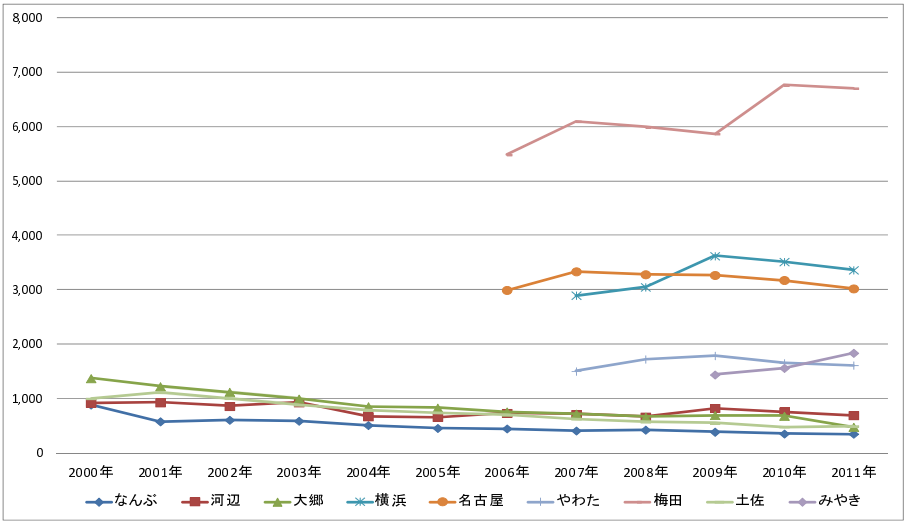


図 8　ボートピアの一日平均入場者数の推移

9. 政策提言

以上の考察をふまえ、大多数の地元住民の了解を得られて、ボートピアの設置を検討している「所在市」に次の提言を行う。

提言１：ボートピア設置における立地は、ヘドニック・アプローチによる費用便益分析を行い、外部性を内部化する効果が最大である地域を選択する。

提言２：ボートピア設置により、便益を享受する者と、損失を被る者との再配分を行う必要がある。

都市は、土地の合理的な利用を図るため、都市計画区域内の土地をどのような用途に利用すべきか、どの程度に利用すべきかなどということを地域地区に関する都市計画として定め、建築物の用途、容積、構造等に関し一定の制限を加えている。[vi]ボートピアが建てられる用途地域は、近隣商業地域、商業地域、準工業地域であり、10,000 ㎡に限り、第二種住居地域、準住居地域、工業地域、白地地域にも建造できる。今回の実証分析によって、商業地域に設置することが、外部性を内部化する効果が高いことが明らかになったが、商業地域であれば、どこに設置してもいいとは限らない。

以上をふまえて、ボートピアを設置する場合、次の手順により、設置を検討する。

STEPⅠ：事業企画者と周辺住民等の合意により、ボートピア設置を提案する。
↓
STEPⅡ：施設者協議会等の助言により、複数の設置候補地を検討する。
↓
STEPⅢ：実証分析を行い、外部性を内部化し、効用が最大化する候補地を一本化する。
↓
STEPⅣ：混雑等の外部性をより内部化する政策を検討する。
↓
STEPⅤ：適切な情報を提供することにより、設置予定地での多くの市民の賛同を得る。
↓
STEPⅥ：市長が立地の許可を判断する。
↓
STEPⅦ：再配分を行う。

STEPⅠとして、設置候補地の周辺住民の合意を得ることが必要である。いくら外部性を内部化できるといっても、公営ギャンブルであるので、京都や奈良など文化施設の周辺や、青山や表参道など、そのまち特有のイメージに影響しては、新たな外部性を生じさせてしまうことに

[vi] 都市計画法制研究会（2012）

なる。そのため、まず、周辺住民の賛同が必要である。

STEPⅡとSTEPⅢはほぼ、同時に実施される。商業地域で公示価格が上がるといっても、狭隘地域では、混雑等新たな外部性を生じさせてしまい、社会的費用を増大させる。また、電車やバス等公共機関の利便性が高くないと、政策導入の効果が期待できない。

習志野市では、ボートピア設置において、青少年健全育成対策・防犯対策・交通対策・子育て環境対策・ごみ対策・障害者及び高齢者対策・地元経済への振興対策等、起こりうる可能性のある問題について、対策を講じている。一方、警察の取締り強化による人件費の増大等、公的支出が、ボートピア設置による便益を上回ってしまっては意味がない。そこを注意する必要がある。

次に、ボートピアを設置することで、地域により公示価格が上がったり、下がったりと便益を受ける人と、損失を被る人がいるので、再配分を行う必要がある。経済学者ロナルド・コースにちなんだコースの定理によると、「民間の当事者たちが資源の配分について費用をかけずに交渉することができれば、外部性の問題はつねに民間市場で解決することができ、資源は効率的に配分される。当初誰が権利を持っていても、利害関係のある当事者たちは、全員の厚生が改善されて効率的な結果を生み出すような契約に到達することができる。」としている。[vii]しかし、現実には交渉が必ずしも円滑に進むとは限らない。むしろ、当事者同士の交渉により、感情的な対立が生じ、地域住民が分断されたり、多数の利害関係者の調整が必要のため取引費用が増大したりして、効率的な結果に到達できない懸念もある。この場合、地方政府が介入することによって、効率的な解決策を導き出す必要がある。

具体的な手法として、一つは、税による再配分が考えられる。プラスの影響を受ける地域から新たに税を徴収したり、マイナスの影響を受ける地域での固定資産税を減免したりする。二つ目は、所在市に対し、ボートピアの売上金の一部が納付されることから、それを活用して、個別補償に充当する方法がある。これらを比較検討し、市民により便益が高い方法を選択・実施することにより、ボートピア周辺住民だけではなく、所在市全体の多くの市民の賛同と理解を得る必要がある。

10. 課題

本稿の分析では、前述したとおり、公示価格におけるボートピアからの距離との影響及び住居地域で生じた負の外部性の要因が、特定できなかった。外部性に影響している個々の要因を、ボートピアそのものの影響なのか、ボートピア設置によりもたらされる人々の行動による影響なのかを特定する場合、各自に対応する説明変数を用いる必要がある。所在市ごとの個別特性を完全に除去することは不可能であるため、別の手法による分析が必要である。他の分析方法として、ボートピア周辺の交通量の変動率による混雑の影響分析が考えられるが、ピンポイントにエリアを限定した統計情報が入手できなかった。周辺の人口増、道路等の整備等の地域性を除去し、様々な角度で外部性を分析することが今後の課題である。

[vii] マンキュー（2013）

11. おわりに

ボートレースの現役選手である江口晃生（2009）により、ボートレースと他の公営競技とのイメージを比較・分析している。[viii]それによると、ボートレースは、「おじさん/オヤジ」という項目で最も高い数字を示し、「スポーツ」「若々しい/若者向けの」という項目では、最も低い数値を示している。

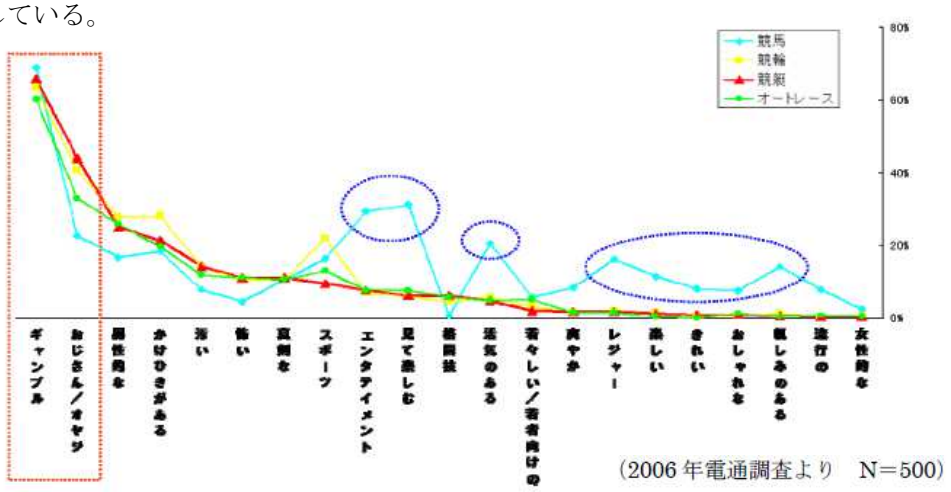


図 11　公営競技のイメージ比較

次に、競馬とボートレースのイメージを比較すると、ボートレースは、「おじさんばかり」「ギャンブルのダーティーなイメージ」「女性がいなくて明るい感じがしない」等というイメージをもたれていることが明らかとなった。

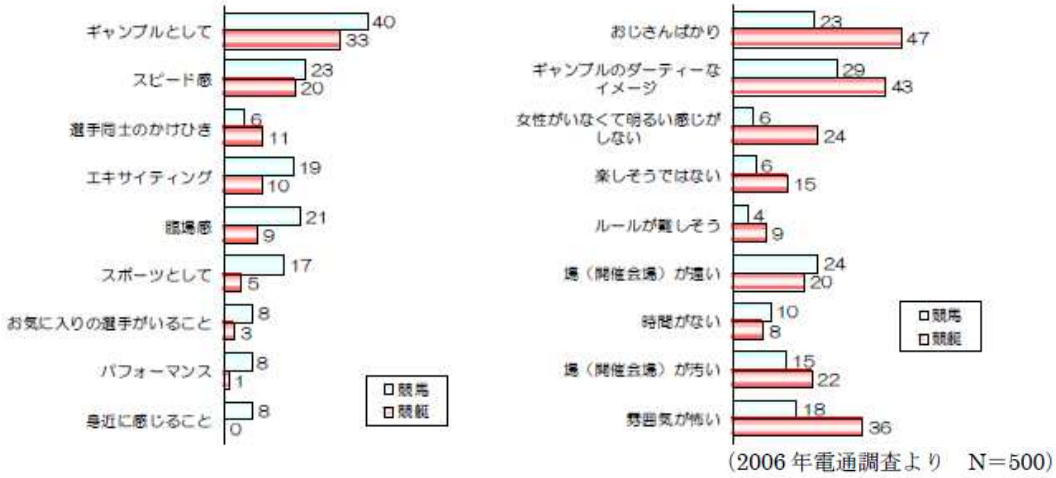


図 11　ボートレース（競艇）と競馬のイメージ比較

このことから、ボートピア設置が周辺に与える影響のみならず、ボートレースそのもののイメージ向上が、社会の便益に寄与するものと考えられる。競馬、宝くじ及び toto 等の社会的な地位に、ボートレースが少しでも近づけることを祈念し、本稿を終わることとする。

[viii] 江口（2009）

謝辞

本稿の執筆にあたり、主査を担当してくださった鶴田大輔客員准教授には、ひとかたならぬご指導をいただいたほか、副査であ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、三井康壽客員教授（副査）、西脇雅人助教授（副査）、安藤至大客員准教授、岡本薫教授をはじめ、まちづくりプログラムの教員の皆様から、お忙しい中懇切丁寧なご指導をいただきました。この場を借り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一般社団法人全国モーターボート競走施行者協議会及び横浜市都市整備局都心再生課の皆様には、多忙な中にも関わらず、貴重なご意見をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

また、貴重な研究の機会を下さった派遣元に感謝申し上げるとともに、研究生活を全面的に支えてくれた家族や友人に改めて感謝いたします。

さらに、政策研究大学院大学や自治大学校の同僚からは、温かい声援や助言等を賜り、お互い切磋琢磨しながら、本稿を仕上げることができました。

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、重ねて深く御礼申し上げます。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えておきます。

参考文献

・ 三好円（2009）「バクチと自治体」　集英社新書　P34,P52-53
・ 都市計画法制研究会（2012）「よくわかる都市計画法（改訂版）」ぎょうせい P31,P38-39
・ N・グレゴリー・マンキュー著・足立英之他訳（2013）「マンキュー経済学Ｉミクロ編（第3班）」東洋経済新報社　P302

参考論文

・ 江口晃生（2009）「競艇界のさらなる発展に向けた改善策に関する研究」早稲田大学大学院スポーツ科学研究科トップスポーツマネジメントコース

参考資料

・ BOAT RACE オフィシャル Web サイト
・ BOAT RACE 振興会 Web サイト
・ 一般社団法人全国ボートピア施設所有者協議会 Web サイト
・ 一般社団法人全国モーターボート競走施行者協議会 Web サイト

開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する考察

―横浜市を事例として―

<要　旨>

開発許可においては、旧くから敷地面積の最低限度規制が行政指導により行われてきた。1992 年都市計画法改正により、都市計画（用途地域）により敷地面積の最低限度を決めることが可能になり、さらに 2002 年都市計画法改正の際、開発許可基準に加えられた敷地面積の最低限度に関する制限で、各自治体が条例により地域特性に応じた基準を定めることが可能となった。現在の開発許可制度では、これら３種類の敷地面積の最低限度規制が混在している状況がある。そして、当初住戸面積の拡大だった規制の目的は、ミニ開発の防止に変化している。

本稿では、開発許可の際にかかる敷地面積の最低限度規制が土地の最有効使用を妨げているという仮説のもと、東京及び神奈川県の自治体で、規制の状況を整理し、それらが地価に対して与える影響を実証するとともに、その規制により防止しようとしている、ミニ開発が周辺に対しどの程度負の外部性を及ぼしているかを実証することで、両側面から規制の効果を検証した。結果、都市計画（用途地域）、開発条例、行政指導から成る３種類の規制は、そのどれもが地価を下落させる効果が確認される一方、規制により防止しようとしているミニ開発による負の外部性は、敷地 80 ㎡未満のミニ戸建ての近隣の住宅にのみ確認され、それは敷地が小さくなる結果、建物が３階建てになり高さが原因で発生する日照阻害、圧迫感等によるものと考察された。

この結果から、現在の開発許可における敷地面積の最低限度規制は非効率・不合理な規制であるといえ、政策提言として、ミニ開発の高さにより生じる負の外部性を個々の建築確認で内部化することを敷地面積の最低限度規制の代替案として示すとともに、ミニ開発による負の外部性が確認されない 80 ㎡まで､規制が緩和された場合の効果について示した。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13604　　大嶽　洋一

目　次

第１章　はじめに 3
第２章　開発許可における敷地面積の最低限度規制の整理 4
2.1　開発許可における敷地面積の最低限度規制の歴史と背景 4
2.2　横浜市における規制の経緯及び現状 5
2.3　東京及び神奈川の自治体における規制の現状 7
第３章　開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する理論分析 8
3.1　経済学的に見たときの政策介入の非効率 8
3.2　ミニ開発が周囲に及ぼす負の外部性についての経済分析 8
3.3　仮説 10
第４章　分析①敷地面積の規制が地価に与える影響の実証 10
4.1　推計モデル 10
4.2　使用するデータ 11
4.3　推計結果と考察 13
第５章　分析②ミニ開発が周辺に与える負の外部性の実証 14
5.1　推計モデル 14
5.2　使用するデータ 15
5.3　推計結果と考察 16
第６章　まとめ 18
6.1　政策提言 18
6.1.1　政策提言（案１） 19
6.1.2　政策提言（案２） 19
6.2　今後の課題 21

謝辞 22
参考文献 22

第１章　はじめに

都市計画法(以下、法という)の開発許可制度は、都市の周辺部における無秩序な市街化を防止するため、都市計画区域の「計画的な市街化を促進すべき市街化区域」と「原則として市街化を抑制すべき市街化調整区域」との区分(線引き)を担保し、開発を行う際、都市計画区域内の開発行為について道路や公園などの公共施設や排水設備等、必要な施設の整備を義務づけるなど、都市基盤整備を行うことをその目的とする。

これにより良好な宅地の整備が行われているが、一敷地当たりの敷地面積の最低限度規制(以下、規制という)についても、法施行当初から自治体の開発指導要綱などを元に行政指導が行われてきた経緯がある。当初は、住戸面積の拡大・底上げを目的として規制が行われていたが、地価高騰・1987 年の木造３階建ての合法化等を背景に小規模敷地の需要が増えると、1992 年の法改正で、都市計画(用途地域)による規制が低層住居専用地域で可能となった。しかしその後もミニ開発[1)]が増えると、2002 年の法改正で、開発許可の基準に「敷地面積の最低限度に関する制限」が加わり、自治体が開発条例により地域特性に応じた基準を定めることが可能となった。時代とともに３種類の規制手法が用いられ、現在に至り混在し、規制の目的は当初の住戸面積の拡大から、ミニ開発の防止に変化してきている。その中で、開発許可特有の開発条例・行政指導による規制エリアでは、実際には開発の完了公告後に敷地が分割されミニ開発が生じており、また、そもそも開発の規模を小さくして開発許可逃れをされれば規制の適用がないという問題も指摘されている（金本 1997)。

開発許可において敷地面積の最低限度を決めることは、例えば地区計画や建築協定等の、ある限定されたエリアを設定し、その中できめ細かい建築ルールを決めて住環境を守ろうとする規制と比較すると、より広範囲に対する土地利用規制になる。しかし、地域や年代・開発手法によって住宅の平均敷地面積は異なり、規制による最適な効用水準が異なると考えられ、政府による一律な規制が行われていること、また規制そのものによる土地利用の硬直化と最有効使用の阻害があることなどから、非効率が生じていると考えられる。

敷地面積の最低限度規制に関する過去の研究には、谷下ら(2009)等があるが、いずれも、狭い範囲での、地区計画などのきめ細かい土地利用規制に対する分析であり、開発許可という、広域に対する土地利用規制手法の中にビルトインされている規制について、その影響を実証したものは見当たらない。また、その規制により防ごうとしている、ミニ開発が周辺に与える「負の外部性」について、過去の研究では、国土交通省土地・水資源局による敷地細分化抑制のための評価指標マニュアル(2008)があるものの、こちらも世田谷区を対象とした狭い範囲での分析であり、実際にどの程度の負の外部性が確認されるのかを、広域で実証したものは見当たらない。そこで本稿では、開発許可の際にかかる規制が土地の最有効使用を妨げているという仮説のもと、東京及び神奈川県の自治体で、開発許可の際

[1)]本研究では①開発による全体の面積が 1000 ㎡未満②1 宅地当たりの敷地面積が 100 ㎡未満の①②を満たす、小規模戸建住宅地開発と定義する。また、ミニ開発における個々の住宅を、「ミニ戸建て」と定義する。

にかかる敷地面積の最低限度規制を整理し、規制が地価に対して与える影響を実証するとともに、その規制により防止しようとしている、ミニ開発が周辺に対してどの程度負の外部性を及ぼしているかの実証について、ヘドニックアプローチを用いて分析を行い、規制の効果を両側面から検証した。

結果、都市計画(用途地域)、開発条例、行政指導による３種類の規制がかかっている場所では、規制がかかっていない場所と比べて、いずれも地価が下がることが確認された。その大きさは、それぞれの規制の歴史的経緯や現在の状況と関係していると考察される。一方で、規制により防止しようとしている、ミニ開発による負の外部性は、個々のミニ戸建ての敷地面積が 80 ㎡を下回るミニ開発に隣接する住宅にのみ観察され、敷地が小さくなり 80 ㎡を下回る結果、住宅が３階建てとなるために発生する日照、圧迫感などが、その原因であると考察される。建物の高さが原因で生じる負の外部性に対し、規制を広域にかけ対応している現在の状況は、規制の手段と目的が合致しておらず、現在の規制は非効率・不合理であるといえる。

そのため、政策提言では、効率性を改善する方法として、ミニ開発の高さにより生じる負の外部性を個々の建築確認で内部化することを現在の規制の代替案として示すとともに、規制の強さが 100 ㎡としたとき、ミニ開発による負の外部性が確認されない 80 ㎡まで、規制が緩和された場合のメリットについて示した。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第２章において現在の政策の歴史的経緯と背景を整理し、第３章において規制の効率性や合理性について経済学的見地から理論分析を行い、仮説を提示する。第４章では敷地面積の規制が地価に与える影響について、第５章ではミニ開発が周辺に与える負の外部性について、それぞれ仮説を検証するための実証分析の方法を提示し、分析の結果とそれに基づいた考察を行う。第６章ではまとめとして政策提言と今後の課題について整理している。

第２章　開発許可における敷地面積の最低限度規制の整理

本章では、まず、現在の開発許可制度における敷地面積の最低限度規制の概要と、その背景について概観する。その上で、横浜市における規制の経緯と現状、及び近隣の東京、神奈川の自治体における規制の現状について整理する。

2.1　開発許可における敷地面積の最低限度規制の概要と背景

開発許可においては、制度の当初より、各自治体で宅地開発指導要綱などが定められ、その中で敷地面積の最低限度の基準を定めていた。そして、行政指導によってその基準を開発事業者に守らせていた。当初、その目的は住戸面積を拡大することだった。全国で住宅数が世帯数を上回った昭和 48 年以降は、住戸面積の拡大・底上げが日本の住宅政策の大

きな目標となり、行政指導により敷地面積の最低限度を確保することは大きな意味を持っていた。その後、1992 年の法及び建築基準法の改正時に、用途地域が 12 種類になるとともに、従来よりも容積率が緩和されるようになった。これは、時代とともに住宅の規模が大型化し、延床面積が増えてきたことに対する緩和措置としての側面があった。その際、規制を併せて定めることにより一定の環境水準を担保すべきという考えから、低層住居専用地域で、都市計画（用途地域）による規制が可能となった。しかし、バブルによる地価高騰に加え、既に 1987 年準防火地域において木造３階建てが法的に可能になり、容積率が 100%を超える用途地域では、３階建てならば敷地規模が 100 ㎡を下回っていても、住戸面積としては 100 ㎡を確保することが可能になっており、東京都心部では 3 階建てミニ開発が現れ始めていた。その後もミニ開発が大都市近郊において増え続けたため、2002 年の法改正で、開発許可の基準に「敷地面積の最低限度に関する制限」が加えられ、各自治体が開発条例により地域特性に応じた基準を定めることが可能となった。導入された背景には、

> *いわゆるミニ開発を防止し、良好な環境を形成するため、新たに技術基準として追加されたものであるが、一定の敷地規模を確保する必要性は、地域特性に大きく左右されるものであるため、他の技術基準のように全国一律に義務付けることとはせず、基準の運用自体を条例に委ねたところである。また、最低敷地規模規制が財産権に対する制約となることから、その範囲を明確化させるため、区域、目的（自己用又は非自己用）、予定建築物の用途を限って定めることとされている。（中略）最低敷地規模規制は、周辺の環境との調和も念頭に置いた規制であることから、開発区域周辺の敷地の大部分が狭小な敷地である場合には、周辺の敷地に比べ過大な敷地規制を求めることは望ましくない。*[2)]

とあり、最低敷地規模規制を定める際には、地域の実情に応じたきめの細かい設定を行うことが自治体に対し望まれていると読めるが、後で示す 2.3 のように、実際は用途地域毎に一律の数値が定められている自治体が多い。以上、開発許可においては時代とともに行政指導・都市計画(用途地域)・開発条例の３種類の規制手法が用いられ、現在はそれが混在し、規制の目的は住戸面積の拡大から、ミニ開発の防止に変化してきている（図 1)。

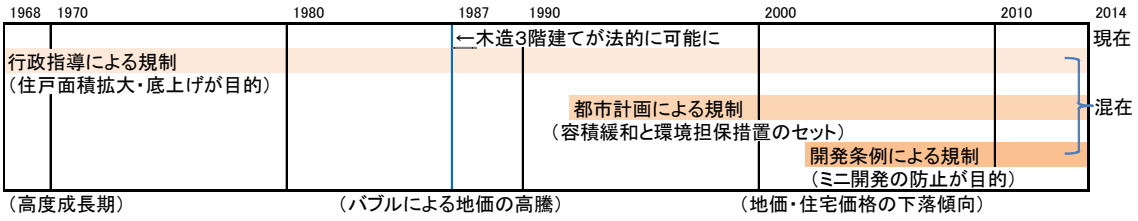


図１　開発許可における敷地面積の最低限度規制の経緯

2.2　横浜市における規制の経緯及び現状

横浜市では、平成 8 年都市計画により第一種・第二種低層住居専用地域において、容積率に応じた建築物の敷地面積の最低限度を定めて以後、開発許可では、第一種低層住居専用地域と第二種低層住居専用地域以外の市街化区域では敷地面積が 100 ㎡以上となるように指導を行ってきた。[3)]横浜市における開発の 100 ㎡指導の根拠は、平成７年の横浜市住宅

基本計画において、目標とすべき最低敷地規模が 100 ㎡であることからきている（林田 2003）。この 100 ㎡という数値は、容積率 100%で延床面積が 100 ㎡確保できる敷地規模であり、住戸規模を 100 ㎡としているのは、国の住宅建設五箇年計画に定められた 3 人世帯の一般型誘導居住水準値である 98 ㎡（横浜市の平均世帯人員がかつて 2 人台後半だったことから、世帯人員 3 人の数値を採用）からきている。横浜市においては、昭和 43 年に約 70 ㎡だった持家の住戸面積が、平成 20 年には 100 ㎡近い数値になり、行政指導は大きな成果を上げてきたと考えられる（図 2）。

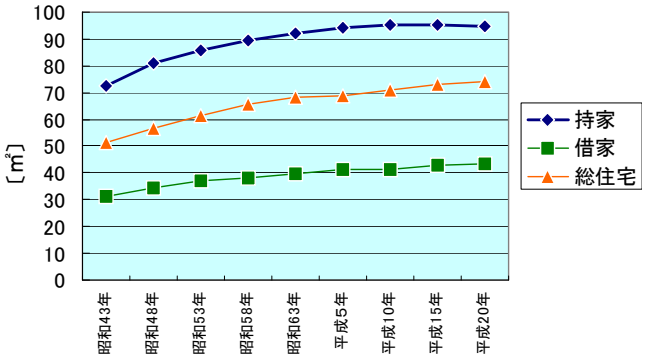


図 2　横浜市における住戸面積の推移[4)]

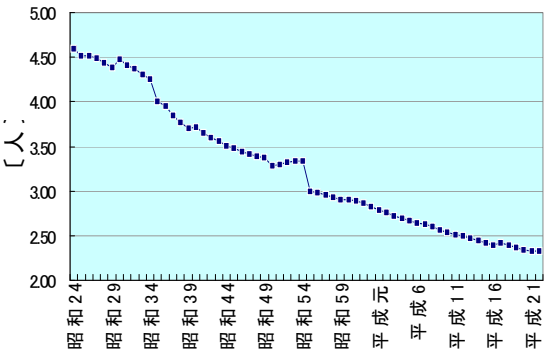


図 3　横浜市における平均世帯人員の推移[5)]

しかし、横浜市の平均世帯人員については、平成 13 年以降 2.5 人を下回り、2 人に限りなく近づいてきている（図 3）。世帯人員 3 人の誘導居住水準を最低敷地面積規制の拠り所とするのは、難しくなってきているといえる。

一方、敷地規模の実態調査[6)]からは、開発許可を伴うもので、申請時の図面では 100 ㎡以上だった敷地が、準工業地域では完了公告後に 53%が 100 ㎡未満の敷地に分割されて、ミニ開発となっている。ここには規制と市場との乖離が確認され、建築確認のみで建築される戸建住宅の敷地に比べ、開発における規制が過大となっている可能性が考えられる。

		建築行為全数	開発許可を伴うもの	道路位置指定を伴うもの
100㎡未満		51%	14%	59%
100㎡以上		49%	86%	41%
1住	100㎡未満	50%	8%	53%
	100㎡以上	50%	92%	47%
準工	100㎡未満	66%	53%	77%
	100㎡以上	34%	47%	23%

表 1　敷地面積別の建築行為件数（割合）[6)]

2) 国土交通省開発許可制度運用指針　Ⅲ-5-11　最低敷地規模

3) 平成 25 年 9 月 1 日改正された開発事業の調整等に関する条例において、それまでの指導による規制から、一部条例による規制に変わった地域があるが、本研究では条例改正以前の規制と地価とを用いて研究を行う。

4) 昭和 43 年～平成 5 年：住宅統計調査、平成 10・15・20 年：住宅・土地統計調査より

5) 「横浜市　人口のあゆみ 2010」、「平成 22 年国勢調査」より

6) 住宅地の敷地規模実態と誘導基準等に関する調査（横浜市建築局）より

2.3　東京及び神奈川の自治体における規制の現状

周辺の自治体、東京都・神奈川県の自治体の規制の現状は下表２の通りである。

		自治体	都市計画				開発条例				行政指導				タイプ
		用途地域	低専	住居	商業	工業	低専	住居	商業	工業	低専	住居	商業	工業	
東京都	特別区	世田谷区	100	—	—	—	100	70	—	70	—	—	—	—	混在
		練馬区	100	75	70	75	110	110	110	110	—	—	—	—	混在
		目黒区	80	60	55	60	100	75	65	65	—	—	—	—	混在
		江戸川区	70	70	—	70	70	70	70	70	—	—	—	—	混在
		杉並区	80	60	—	60	—	—	—	—	100	70	—	70	混在
		中野区	85	60	—	—	—	—	—	—	100	75	—	75	混在
		荒川区	—	—	—	—	—	—	—	—	60	60	60	60	指導
		墨田区	—	—	—	—	—	—	—	—	60	60	60	60	指導
		足立区	—	—	—	—	—	—	—	—	100	77	—	77	指導
		葛飾区	—	—	—	—	—	—	—	—	100	66	—	66	指導
		文京区	—	—	—	—	—	—	—	—	90	75	—	75	指導
		大田区	—	—	—	—	—	—	—	—	95	65	55	55	指導
		品川区	—	—	—	—	—	—	—	—	60	55	50	50	指導
	多摩地域	三鷹市	100	100	—	90	—	—	—	—	100	100	100	100	混在
		町田市	120	—	—	—	120	100	100	100	—	—	—	—	混在
		青梅市	120	—	—	—	120	120	120	120	—	—	—	—	混在
		清瀬市	120	—	—	—	120	—	—	—	—	—	—	—	混在
		武蔵野市	120	100	—	—	—	—	100	100	—	—	—	—	混在
		狛江市	100	—	—	—	100	100	100	100	—	—	—	—	混在
		東大和市	120	—	—	—	120	100	100	100	—	—	—	—	混在
		国分寺市	—	—	—	—	135	125	115	125	—	—	—	—	条例
		武蔵村山	—	—	—	—	115	100	100	115	—	—	—	—	条例
		小平	—	—	—	—	110	100	100	100	—	—	—	—	条例
		東久留米	—	—	—	—	110	100	100	100	—	—	—	—	条例
		稲城	—	—	—	—	100	100	100	100	—	—	—	—	条例
		西東京	—	—	—	—	110	100	100	100	—	—	—	—	条例
神奈川県		横浜市	125	—	—	—	—	—	—	—	—	100	100	100	混在
		川崎市	125	—	—	—	125	100	100	100	—	—	—	—	混在
		箱根町	200	—	—	—	—	—	—	—	100	100	100	100	混在
		横須賀市	—	—	—	—	150	150	130	150	—	—	—	—	条例
		鎌倉市	—	—	—	—	180	180	135	135	—	—	—	—	条例
		藤沢市	—	—	—	—	120	100	100	100	—	—	—	—	条例
		小田原市	—	—	—	—	120	100	100	100	—	—	—	—	条例
		大和市	—	—	—	—	125	100	100	100	—	—	—	—	条例
		茅ヶ崎市	—	—	—	—	100	100	100	100	—	—	—	—	条例
		逗子市	—	—	—	—	165	140	110	140	—	—	—	—	条例

表２　東京都・神奈川県の自治体において開発許可の際にかかる敷地面積の最低限度規制[7)]

都市計画単独で規制している自治体はなく、①混在型－都市計画で低層住居専用地域を規制し、それ以外の用途地域を条例・指導で規制している（横浜もこのタイプ）②指導型－旧くから市街化していた 23 区の東側、品川区、大田区などでは、指導による規制がそのまま残っているところが多い③条例型－市街化は比較的後からで、単独の条例による規制が多い―の３つの類型に分けられる。規制値は東京郊外へ向かうほど大きくなっている。

7) 各自治体のホームページ及び各自治体へのヒアリングより作成

第３章　開発許可における敷地面積の最低限度規制に関する理論分析

本章では、開発許可において敷地面積の最低限度規制があることの政策介入の根拠と、効率性について、また、規制により防止しようとしているミニ開発の負の外部性についての経済分析を行った上で、実証分析のための仮説を提示する。

3.1　経済学的に見たときの政策介入の非効率

まず、都市計画法 33 条１項では、公共施設の整備基準が定められているが、これは、開発許可が行われずに都市がスプロールしてしまった後、後追いで行政がインフラ整備を負担した場合、多大なコストがかかることから、あらかじめ民間にインフラ整備を負担してもらうこと（政府に対する外部性、地方公共財のＢ/Ｃの改善）が政策介入の根拠と考えられる。しかし都市計画法 33 条 4 項（敷地面積の最低限度に関する制限）は、狭小な宅地が周辺に対して悪影響を与えないこと（周辺環境に対する負の外部性）が政策介入の根拠と考えられ、同じ開発許可の基準でもその政策介入の根拠は異なっている。

敷地面積の最低限度規制に関しては、個々の敷地がそれぞれ外部性を受ける側・及ぼす側になるが、実際の都市では、開発年代・開発手法等によって住宅地の平均敷地面積が全く異なり、規制による最適な効用水準はそれぞれの地域で異なると考えられる。ある地域にとって効用が最大化されるような水準に規制を設定することは地域の効用水準を最も高めることから、市場でも評価され地価が最も高くなると考えられる。しかし実際には、規制の現状に伴い、下記のような理由から、非効率が生じていると考えられる。

(1)規制の発案主体が政府であり、地域住民の効用水準を正確に把握できない。そのため、多くの自治体で、用途地域で一律の数値が設定されており、地価を最大化する水準に、規制値が設定されていない可能性が高い。
(2) 規制の当初の目的と、現在の目的が変わっている中で、(特に行政指導など) 過去からの指導の数値が時代とともに見直されずそのまま残っている自治体では、地域の最適な規制水準と乖離している可能性があること
(3)都市計画で低層住居専用地域を規制し、その外側の用途地域で開発条例・もしくは行政指導による規制が行われている自治体(表 2 の混在型)では、ミニ開発の需要が外側の用途地域にスピルオーバーすると考えられるが、その外側の用途地域でも規制される結果、需要に対し、住宅が供給過小になっている可能性があること。
(4)規制そのものによる土地利用の硬直化と最有効利用の阻害があること。これは、規制の強さが強いほど、開発の圧力が強いほど、高いと考えられる。

3.2　ミニ開発が周囲に及ぼす負の外部性についての経済分析

ミニ開発の防止が、新たに開発許可の基準に敷地面積の最低限度規制が設けられた理由

となっていることからも、ミニ開発が周辺に対して負の外部性を与えることは、暗黙の前提となっている。しかし、実際に何が原因で、負の外部性が生じるのかは明確に示されていない。実際には、良好な住環境の中でミニ開発が行われることによる地域的なものと、近隣に対する物理的、直接的なものの 2 種類があると考えられる。分析対象とした東京駅から 20～30 ㎞圏では、ミニ開発が行われている場所をフィールドワークにより観察していくと、主に①幹線道路沿いの高容積率の場所②もともと用途混在が進んでいる場所③駅から比較的近く、周辺は集合住宅だが、土地の規模が小さかったため集合住宅にならなかった場所が多いこと、また東京の郊外圏を対象とし、世帯の密集に伴う外部性の影響はそれほど確認されない（中里 2012）という先行研究からも、良好な住環境の中で敷地が小さいミニ開発が生じることそのものによる負の外部性は少ないと考えられる。[7] 考えられるのは、ある規模よりも敷地が小さくなる結果、建築計画の限界から生じる物理的な日照阻害・圧迫感などが、周辺に与える負の外部性の原因となることである。（図３）において、規制がなかった場合、PMC＜SMC であることから、負の外部性が周囲に対し影響を与えてしまうが、規制により、負の外部性が内部化される適切な水準 SMC まで規制が行われていれば、死荷重が生じないため、効率的であるといえる。しかし、それ以上の過剰な規制 OMC となっていれば、住宅購入者にとっては敷地規模が大きくなる分負担が増えることから、逆に死荷重が生じることになる。

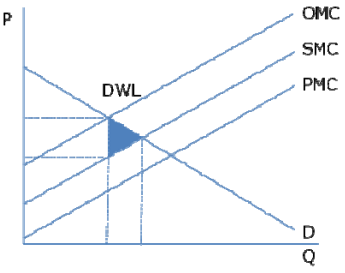


図３　過剰規制による死荷重

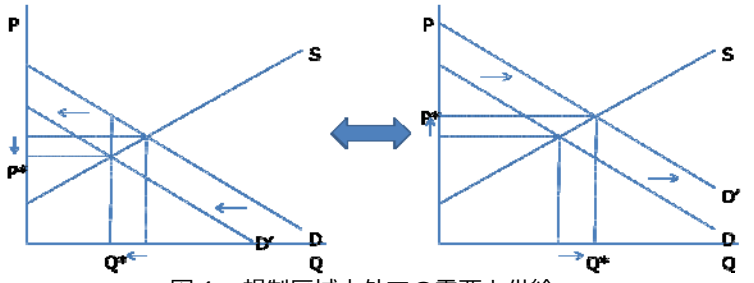


図４　規制区域内外での需要と供給

今回の分析対象である東京郊外 20～30 ㎞圏は、郊外に行くほど規制値が大きくなっていることから、負の外部性が内部化される水準以上の過剰な規制になっていることが考えられ、その結果、（図４）の左側のように、規制がある場所では、土地代の負担が増える分宅地の需要は減り、住環境が改善される便益の分需要は増え、これらが相殺しあうが、環境改善の便益を土地代の負担増によるコストが上回るため、トータルで需要が下がっている場所と、（図４）の右側のように、規制がない場所では、土地代の負担が減り宅地の需要は増え、負の外部性が生じ住環境が悪くなるコスト分需要が減り、これらが相殺しあうが、環境が悪くなるコストを土地代の負担減による便益が上回るため、トータルで需要が上がっている場所の二つがあると考えられる。

[7] 国土交通省土地・水資源局(2008)において、より都心に近い世田谷区の規制値は、場所によって低層住居専用地域内でもミニ開発が可能であり、今回の分析対象の東京郊外圏 20～30 ㎞とは前提となる住環境が異なると考えられる。

3.3　仮説

以上の分析から、次のような仮説を設定し、実証分析を行うこととする。

①開発許可における敷地面積の最低限度規制は土地の最有効使用を妨げ、需要が下がることで地価を下げている。３種類の規制による影響はそれぞれ大きさが異なると考えられる。

②規制の強度が強い自治体ほど、また開発圧力が強い自治体ほど、土地利用の硬直化と最有効使用の阻害が増大するため、規制による死荷重は大きくなる。

③敷地が小さくなることで建築計画上の限界から生じる日照・圧迫感等の問題が、ある規模より敷地が小さくなることで、ごく近隣に対し外部不経済をもたらすと考えられる。良好な住環境の中でミニ開発が行われることによる地域的な負の外部性は、本分析の対象範囲では少さいと考えられる。

④開発条例・行政指導による規制エリアで、実際には開発の完了後に敷地分割が発生していることから、地価は規制によるマイナスの影響と、ミニ開発による負の外部性の影響を同時に受ける場合があると考えられる。

実証分析は、第４章で敷地面積の規制が地価に与える影響を実証する分析①と、第５章でミニ開発が周辺に与える負の外部性を実証する分析②とを行う。上記の仮説①②の検証を第４章で行い、仮説③④の検証を第５章で行う。

第４章　分析①敷地面積の規制が地価に与える影響の実証

本章では、敷地面積の最低限度規制が地価を下げているとの仮説を検証するための実証分析の方法について述べる。実証分析にあたっては、資本化仮説に基づき、環境改善の便益は地価の上昇に反映されることを前提としたヘドニックアプローチによる地価関数の推計に基づいて行うこととする。

4.1　推計モデル

敷地面積の規制が地価に与える影響を実証するにあたって、仮に単一の自治体の中で規制の効果を検証しようとすると、例えば自治体の中で規制がある場所とそうでない場所があればよいが、自治体全域が規制の対象区域になっている場合は規制による効果が実証できない。また、仮に数か所の自治体だけで規制の効果を検証しようとすると、その自治体特有の規制の経緯・地域性などを反映し、一般的な規制の効果が正確に検証できない可能性がある。今回の研究は、３種類の規制がもたらす効果をより一般的なものとして把握することを目的とすることから、**2.3** で調査を行った東京・神奈川の自治体を対象とし、可能な限り広域で、かつ似た条件で選択されるエリアとして、東京の西側の郊外 50 ㎞までを対象範囲とする。これらの中には、３種類の規制があるエリア、規制がないエリアがそれぞれバランスよく入っており、規制の効果を検証する上で適切と考えられる。

また、規制による効果を抽出する方法としては、DID 分析を用いることも考えられるが、自治体毎に規制を策定している年度が異なるため、明確にいつの時点を政策実施前とし、いつの時点を政策実施後とするかの定義が難しい。そこで、各自治体ごとのダミーを与え、その中にそれぞれの地価ポイントが入っているモデルを作成し、クロスセクションにより規制の効果を検証する。推計モデルとしては、モデル(1)を基本形として設定し、(2)(3)で交差項による効果を検証する。

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5wa+\beta6ga+\beta7ge+\beta8tei+\beta9jyu+\beta10kou+\beta11Ji+\beta12reg1+\beta13reg2+\beta14reg3+u \quad (1)$$

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5wa+\beta6ga+\beta7ge+\beta8tei+\beta9jyu+\beta10kou+\beta11Ji+\beta12\,x1+\beta13x2+\beta14x3+u \quad (2)$$

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5wa+\beta6ga+\beta7ge+\beta8tei+\beta9jyu+\beta10kou+\beta11Ji+\beta12\,x4+\beta13x5+\beta14x6+u \quad (3)$$

LP：公示地価、dt:東京駅からの距離、dn:最寄り駅からの距離、la:地積、yo:容積率、wa:上水道ダミー、ga:ガスダミー、ge:下水道ダミー、tei:低層住居専用地域ダミー、jyu:その他住居系用途地域ダミー kou:準工業・工業地域ダミー、Bji:自治体ダミー、reg1:都市計画（用途地域）による規制ダミー、reg2:開発条例による規制ダミー、reg3:指導要綱による規制ダミー、X1～X3:規制（reg1～reg3）×規制の強度/平均敷地面積、X4～X6:規制（reg1～reg3）×自治体の開発許可面積、u:誤差項

交差項 X1～X3 は、規制に対し、強度の実勢値（規制の強度を自治体の平均敷地面積で割ったもの）を掛けたものであり、規制が１㎡強くなるごとに地価に対してどれだけの影響があるかを分析するためのものである。交差項 X4～X6 は、規制に対し、各自治体の開発圧力の動向を示す指標（過去３年間の開発許可面積の平均値）を掛けたものであり、開発圧力が強くなるにつれて規制の効果がどのように現れるかを分析するためのものである。

4.2　使用するデータ

データとして用いるのは、**2.3** で調査を行った東京・神奈川の自治体における H25 年の地価公示データから商業地、東京島嶼部、及び地積 10000 ㎡を超えるような異常値を抜いたもの（サンプル数 3284）とする。被説明変数を公示地価とし、地価公示データから土地の地積、容積率、用途地域ダミー、水道、ガス、下水ダミーと、GIS で東京駅からの距離及び最寄り駅からの距離を加えたものをコントロール変数とした上で、各ポイント毎にかかっている敷地面積の最低限度規制（都市計画、開発条例、指導要綱、規制なし）のいずれかと、規制の強度を連続変数として加えた。変数の説明を表３に、基本統計量を表４に示す。

変数	説明	予測される符号	出典・作成方法
公示地価(円/㎡)	サンプル数が多く、入手が容易なため、公示地価を用いる。	なし	A
東京駅からの距離(m)	公示地価ポイントの東京駅からの距離。	−	B
最寄駅からの距離(m)	公示地価ポイントの最寄駅からの距離。	−	B
地積(㎡)	公示地価ポイントの地積。	＋	A
容積率(%)	公示地価ポイントの容積率。	＋	A
水道ダミー	公示地価ポイントに水道が通っている場合に1をとるダミー変数	＋	A
ガスダミー	公示地価ポイントに都市ガスが通っている場合に1をとるダミー変数	＋	A
下水道ダミー	公示地価ポイントに下水道が通っている場合に1をとるダミー変数	＋	A
低層住居専用地域ダミー	都市計画区域外を基準とし、第1種・第2種低層住居専用地域である場合に1をとるダミー変数	＋	A
その他住居系地域ダミー	都市計画区域外を基準とし、第1種・第2種低層住居専用地域以外の住居系地域である場合に1をとるダミー変数	＋	A
工業系地域ダミー	都市計画区域外を基準とし、工業系用途地域である場合に1をとるダミー変数	＋	A
調整区域ダミー	都市計画区域外を基準とし、市街化調整区域である場合に1をとるダミー変数	−	A
都市計画による規制ダミー	公示地価ポイントに、都市計画(用途地域)による規制がかかっている場合に1をとるダミー変数	−	C
開発条例による規制ダミー	公示地価ポイントに、開発条例による規制がかかっている場合に1をとるダミー変数	−	C
行政指導による規制ダミー	公示地価ポイントに、行政指導による規制がかかっている場合に1をとるダミー変数	−	C
規制強度(㎡)	公示地価ポイントに、かかっている規制の強さ(連続変数)。規制がない場合は0、100㎡の規制がかかっている場合は100。	−	C
自治体平均敷地面積(㎡)	自治体レベルでの、戸建て住宅の平均敷地面積。	＋	B
開発許可面積(㎡)	自治体の過去3年間の開発許可面積の平均値	＋	D
A:	平成25年公示地価		
B:	東京都、神奈川県、横浜市提供データをもとにArcGISにより作成		
C:	2.3のデータをもとに各公示地価ポイントでの規制・強度を入力		
D:	東京都HP、神奈川県HPより作成		

表３　分析①被説明変数、 説明変数の説明

変数	観測数	平均値	標準偏差	最少値	最大値
公示地価	3284	262035.9	205642.1	875	2780000
東京駅からの距離	3284	29494.19	15935.1	1770.916	84573.92
最寄駅からの距離	3284	944.9141	825.6157	35.632	9278.656
地積	3284	265.8517	419.362	47	4755
容積率	3284	151.8758	73.234	60	400
水道ダミー	3284	0.9963459	0.0603476	0	1
ガスダミー	3284	0.8373934	0.3690625	0	1
下水道ダミー	3284	0.9768575	0.1503789	0	1
低層住居専用地域ダミー	3284	0.4926918	0.5000227	0	1
その他住居系地域ダミー	3284	0.4001218	0.4899974	0	1
工業系地域ダミー	3284	0.0886114	0.2842254	0	1
調整区域ダミー	3284	0.0185749	0.1350386	0	1
都市計画による規制ダミー	3284	0.4278319	0.4948397	0	1
開発条例による規制ダミー	3284	0.1464677	0.3536283	0	1
行政指導による規制ダミー	3284	0.0822168	0.2747366	0	1
都市計画による規制ダミー*規制強度/自治体平均敷地面積	3284	0.3236013	0.382502	0	1.201923
開発条例による規制ダミー*規制強度/自治体平均敷地面積	3284	0.1163798	0.2868967	0	1.031746
行政指導による規制ダミー*規制強度/自治体平均敷地面積	3284	0.0693128	0.234171	0	0.9708738
都市計画による規制ダミー*開発許可面積	3284	24587.83	45837.11	0	248558
開発条例による規制ダミー*開発許可面積	3284	11500.68	34412.56	0	186000
行政指導による規制ダミー*開発許可面積	3284	1352.563	5841.541	0	34271

表４　分析①基本統計量

4.3　推計結果と考察

推計モデルの結果を、表５に示す。

被説明変数	公示地価					
推計モデル	(1)基本モデル		(2)交差項1		(3)交差項2	
	係数		係数		係数	
説明変数	[標準誤差]		[標準誤差]		[標準誤差]	
東京駅からの距離(m)	-5.284439	***	-5.284439	***	-5.284439	***
	[0.5934368]		[0.5934368]		[0.5934368]	
最寄駅からの距離(m)	-22.41883	***	-22.41883	***	-22.41883	***
	[1.953388]		[1.953388]		[1.953388]	
地積(㎡)	35.75404	***	35.75404	***	35.75404	***
	[3.609659]		[3.609659]		[3.609659]	
容積率(%)	311.5978	***	311.5978	***	311.5978	***
	[45.31093]		[45.31093]		[45.31093]	
水道ダミー	109141	***	109141	***	109141	***
	[25215.98]		[25215.98]		[25215.98]	
ガスダミー	16160.53	***	16160.53	***	16160.53	***
	[4266.783]		[4266.783]		[4266.783]	
下水ダミー	14024.27		14024.27		14024.27	
	[11806.01]		[11806.01]		[11806.01]	
低層住居専用地域ダミー	31415.09	***	31415.09	***	31415.09	***
	[12205.06]		[12205.06]		[12205.06]	
住居系用途地域ダミー	9849.414		9849.414		9849.414	
	[13079.94]		[13079.94]		[13079.94]	
工業系用途地域ダミー	-40729.31	***	-40729.31	***	-40729.31	***
	[13897.23]		[13897.23]		[13897.23]	
都市計画による規制ダミー	-179613.9	***				
	[42271.83]					
開発条例による規制ダミー	-147414	***				
	[41334.18]					
行政指導による規制ダミー	-178410.5	***				
	[36991.88]					
都市計画規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-160.934	***		
			[37.87556]			
開発条例規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-142.9391	***		
			[43.36737]			
行政指導規制ダミー＊規制強度/平均面積(㎡)			-234.1749	***		
			[45.48]			
都市計画規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-0.7519469	***
					[0.229942]	
開発条例規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-0.9287146	***
					[0.2920623]	
行政指導規制ダミー＊自治体開発許可面積(㎡)					-7.168273	***
					[1.899512]	
各自治体ダミー(省略)						
定数項	361505.9	***	361505.9	***	354260.5	***
	[39023.38]		[39023.38]		[73737.21]	
観測数	3284		3284		3284	
自由度調整済み決定係数(R2)	0.8906		0.8906		0.8906	
※　***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応						

表５　分析①推計モデルの結果

表５より、敷地面積の最低限度規制については、都市計画（用途地域)、開発条例、行政指導の３種類ともに、規制がある場所では地価を下げることが 1%水準で有意に確認された。

東京、神奈川の自治体で全体的に見たときに、規制の種類毎に考えられることとしては、まず、都市計画による規制（-179613 円/㎡)は、開発許可だけでなく、通常の建築確認行為も含めたあらゆる建築行為に対して規制がかかるため、将来にわたって規制が働くことから、規制の担保力が強いため、規制が地価に与える影響が大きいと考えられる。

開発条例による規制（-147414 円/㎡)は、各自治体が地域の実情に合わせて定められるようになっており、議会による議決という民主主義的プロセスを経ているため、その分、他の２種類の規制よりも、規制によるマイナスの数値が少ないと考えられる。

行政指導による規制（-178410 円/㎡)は、主にその成立過程が原因で、マイナスが大きくなっていると考えられる。多くの自治体では、もともと宅地開発指導要綱により敷地面積の最低限度を定めていた。それが時代に合わなくなってきているのに、過去から続いているという理由だけで行政指導により最低敷地面積を続けている自治体が多いため、現実の市場との乖離分、マイナスの数値が大きく出ている可能性が考えられる。

また、条例、指導による規制エリアでは、実質的にミニ開発を可能とする２つの方法（開発の完了公告後まで待つ、そもそも開発許可逃れをする）があるが、いずれの方法も開発事業者にとってはコストがかかり、規制エリア内の需要を下げていると考えられる。

交差項を用いたモデルでは、規制と強度の実勢による交差項については、いずれも 1%水準で有意な結果となり、とくに行政指導による規制で強度が強い場合の地価の下落が大きい（-234 円/㎡）結果となった。規制と自治体開発許可面積による交差項では、いずれも 1%水準で有意な結果となり、とくに行政指導による規制で地価の下落が大きい結果（開発許可面積が 100 ㎡増えると-716 円/㎡）となった。

分析①の結果は、規制がある場所では、敷地規模が大きく保たれることで生じる住環境の良さという便益を、規制による住宅購入者の負担能力の増加というコストが上回っていることを示していると考えられる。よって全体的には、規制エリアの市域に対するシェアが大きい自治体では、土地に対する需要が下がり、地価が下がっていると考えられる。

第５章　分析②ミニ開発が周辺に与える負の外部性の実証

本章では、敷地規模が小さいミニ開発が周辺に与える負の外部性を検証するための実証分析の方法について述べる。実証分析にあたっては、前章と同じく、資本化仮説に基づき、ヘドニックアプローチによる地価関数の推計に基づいて行う。

5.1　推計モデル

敷地面積の最低限度規制が防止しようとしているミニ開発が、どの程度の負の外部性を周辺に対して与えているのかを実証するため、分析①の範囲から、東京駅から 20～30 ㎞圏を抜き出し対象とする。この圏域はいずれも、近年ミニ開発が多く見られるエリアであり、横浜市では港北、鶴見、青葉、都筑、の４区を含む。この圏域には、３種類の規制があるエリア、規制がないエリアが入っており、ミニ開発がある場所、ない場所がそれぞれバランスよく含まれている。ミニ開発の有無による影響を分析するにあたって、本来はミニ開発が発生する前後で DID 分析を用いることがベストだが、ミニ開発が行われた年代を場所

毎に特定することが困難[8)]であり、その年代もばらつきが大きいことから、明確にいつの時点を開発前とし、いつの時点を開発後とするかの定義が難しい。そのため、クロスセクションによるモデルとした。推計モデルとしては、以下のモデル(1)を基本形として設定し、(2)は規制による効果を考慮したモデルとする。

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5ga+\beta6ge+\beta7tei+\beta8jyu+\beta9kou+\beta10Ji+\beta11u80nei+\beta12u100nei+\beta13u80a50+\beta14\,u80a100+u \quad \cdots\cdots (1)$$

$$LP=\beta0+\beta1dt+\beta2dn+\beta3la+\beta4yo+\beta5ga+\beta6ge+\beta7tei+\beta8jyu+\beta9kou+\beta10Ji+\beta11u80nei+\beta12u100nei+\beta13u80a50+\beta14u80a100+\beta15reg1+\beta16reg2+\beta17reg3u \quad (2)$$

LP：地価、dt:東京駅からの距離、dn:最寄り駅からの距離、la:地積、yo:容積率、wa:上水道ダミー、ga:ガスダミー、ge:下水道ダミー、tei:低層住居専用地域ダミー、jyu: その他住居系用途地域ダミー、kou:準工業・工業地域ダミー、Bji:自治体ダミー、u80nei80:80 ㎡未満ミニ開発隣接ダミー、u100nei: 80 ㎡以上 100 ㎡未満ミニ開発隣接ダミー、u80a50: 80 ㎡未満ミニ開発 50m 内ありダミー、u100a50: 80 ㎡以上 100 ㎡未満ミニ開発 50m 内ありダミー、reg1:都市計画（用途地域）による規制ダミー、reg2:開発条例による規制ダミー、reg3:指導要綱による規制ダミー、u:誤差項

5.2 使用するデータ

東京都心から 20～30ｋｍ圏内にある自治体の地価公示、地価調査データを使用する（サンプル数 489)。データの収集については、ミニ戸建てが周辺にあるもの、ないものを含め、可能な限り広い範囲で多様な地価データを収集するよう配慮した。[9)]

被説明変数を地価として、分析①で用いたコントロール変数に加え、ミニ戸建てが建つことによる周辺の地価への影響をみるために、ArcGIS と CAD を用いて[10)]各宅地の敷地面積を算出し、敷地面積が 100 ㎡未満のミニ開発を抽出し、各地価ポイントのデータに、1 宅地あたりの敷地面積 80 ㎡未満のミニ開発の隣接の有無、1 宅地あたりの敷地面積 80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発の隣接の有無、1 宅地あたりの敷地面積 80 ㎡未満のミニ開発の半径 50m 以内の有無、1 宅地あたりの敷地面積 80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発の半径 50m 以内の有無をそれぞれダミーで加えた。また、ミニ開発による負の外部性に地域性が見られるかどうかを検証するために、各自治体のダミーや用途地域のクロス項を加えた。[11)]さらに、負の外部性と規制によるマイナスの影響が同時に発生しているかを検証するために、分析①と同じように、各地価ポイント毎にかかっている敷地面積の最低限度規制（都市計画、開発条例、行政指導、規制なし）のいずれをデータで加えた。分析②において新しく加わった変数の説明を表６に、基本統計量を表７に示す。

8)各自治体における建築確認申請を参照したが、中には建築確認が出されていないものもあったため、困難と判断した。

9) 実質的にミニ開発が不可能な都市計画規制エリアからサンプル 208、それ以外のエリアからサンプル数 281 を抽出。

変数	説明	予測される符号	出典・作成方法
地価(円/㎡)	公示地価に加え、サンプル数を増やすため、都道府県地価調査を用いる。	なし	E
80㎡未満ミニ開発隣接ダミー	地価ポイントの隣に、1宅地の敷地面積80㎡未満のミニ開発がある場合に1をとるダミー変数	−	F
80㎡以上100㎡未満ミニ開発隣接ダミー	地価ポイントの隣に、1宅地の敷地面積80㎡以上100㎡未満のミニ開発がある場合に1をとるダミー変数	−	F
80㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	地価ポイントから半径50m以内に、1宅地の敷地面積80㎡未満のミニ開発がある場合に1をとるダミー変数	−	F
80㎡以上100㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	地価ポイントから半径50m以内に、1宅地の敷地面積80㎡以上100㎡未満のミニ開発がある場合に1をとるダミー変数	−	F
E:	平成25年公示地価、H25地価調査		
F:	提供データをもとにArcGIS及びCADにより敷地面積を算出、敷地規模100㎡未満のミニ開発を抽出		

表６　分析②被説明変数、説明変数の説明

変数	観測数	平均値	標準偏差	最少値	最大値
地価	489	243998.2	52243.03	80000	455000
東京駅からの距離	489	23702.58	3352.174	20032	29987
最寄駅からの距離	489	917.4888	568.5352	50	3400
地積	489	177.5951	124.2502	50	2416
容積率	489	129.8773	54.75715	60	300
ガスダミー	489	0.9693252	0.1726118	0	1
下水道ダミー	489	0.99591	0.0638874	0	1
低層住居専用地域ダミー	489	0.5685072	0.4957917	0	1
その他住居系地域ダミー	489	0.3762781	0.4849472	0	1
工業系地域ダミー	489	0.0408998	0.1982609	0	1
調整区域ダミー	489	0.0143149	0.1189072	0	1
80㎡未満ミニ開発隣接ダミー	489	0.0879346	0.2834897	0	1
80㎡以上100㎡未満ミニ開発隣接ダミー	489	0.0143149	0.1189072	0	1
80㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	489	0.0490798	0.2162558	0	1
80㎡以上100㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	489	0.2229039	0.4166206	0	1
都市計画による規制ダミー	489	0.4274029	0.4952082	0	1
開発条例による規制ダミー	489	0.0940695	0.2922244	0	1
行政指導による規制ダミー	489	0.2822086	0.4505352	0	1

表７　分析②基本統計量

[10] データの作成にあたって、ArcGIS ではそれぞれの敷地面積のデータは取り出せないため、街区の面データを JWCAD に移行し、各敷地の面積を求積した。なお、敷地境界があいまいな場所については、市販の住宅地図等を参照し、作業を行った。

[11] クロス項は、各自治体、各用途地域ダミーで合計 44 パターン作成したが、分析結果いずれも有意な値を得られなかったため、基本統計量の表では省略している。

5.3　推計結果と考察

各推計モデルの結果を、表８に示す。

被説明変数	地価			
推計モデル	(1)基本モデル		(2)規制あり	
説明変数	係数 [標準誤差]		係数 [標準誤差]	
東京駅からの距離(m)	-4.425935	***	-4.473342	***
	[0.8031775]		[0.7991585]	
最寄駅からの距離(m)	-31.01214	***	-30.80882	***
	[2.901696]		[2.900886]	
地積(㎡)	82.16155	*	89.81437	*
	[46.02145]		[45.8544]	
容積率(%)	159.1758	*	83.86887	
	[88.21687]		[92.65571]	
ガスダミー	40360.11	***	38856.34	***
	[8665.885]		[8644.907]	
下水ダミー	15665.43		16755.43	
	[22384.64]		[22268.96]	
低層住居専用地域ダミー	62153.5	***	41515.22	***
	[12511.85]		[15117.31]	
住居系用途地域ダミー	56204.02	***	57413.15	***
	[14986.78]		[15174.98]	
工業系用途地域ダミー	22696.19		24132.43	
	[16858.97]		[17016.85]	
80㎡未満ミニ開発隣接ダミー	-15196.96	**	-15167.05	**
	[7174.045]		[7161.256]	
80㎡以上100㎡未満ミニ開発隣接ダミー	-3094.735		-5594.328	
	[14572.48]		[14533.12]	
80㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	-12596.64		-9843.463	
	[7827.144]		[7862.36]	
80㎡以上100㎡未満ミニ開発50m内ありダミー	1112.565		4386.239	
	[5420.377]		[5533.42]	
都市計画による規制ダミー			-19949.84	
			[32404.93]	
開発条例による規制ダミー			-36492.1	
			[33256.76]	
行政指導による規制ダミー			-43563.01	
			[31578.06]	
各自治体ダミー(省略)				
ミニ開発隣接・50m以内ダミー*自治体ダミー(省略)				
ミニ開発隣接・50m以内ダミー*各用途地域ダミー(省略)				
定数項	292401.7	***	310671	***
	[42439.32]		[42959.84]	
観測数	489		489	
自由度調整済み決定係数(R2)	0.6543		0.6581	
※ ***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%有意水準に対応する。				

表８　分析②推計モデルの結果

対象とする、東京 20～30 ㎞圏エリアでの分析の結果、１宅地当たりの敷地規模が 80 ㎡を下回る特に小規模なミニ開発は、隣接する土地に対して負の外部性を与えていることが有意に観察された（-15196 円/㎡、**）ものの、半径 50m以内に 80 ㎡未満ミニ開発がある場合は、負の外部性は有意に観察されなかった。

80 ㎡以上 100 ㎡未満のミニ開発については、隣接する土地に対しても、半径 50m以内に対しても負の外部性を与えていることは有意に観察されなかった。

負の外部性は、80 ㎡未満の敷地規模になると、その隣接する地価ポイントに対してのみ観察された。この 80 ㎡という敷地規模は、建ぺい率が 60%のエリアでは、2 階建てで延べ床面積 96 ㎡（100 ㎡近く）が確保される規模であり、敷地規模がこの数値以下になるとミニ戸建ては実質３階建てで計画されることが多いため、近接した範囲に与えている外部不経済は、建物が３階建てになることによる日照阻害や圧迫感など、主に建物の高さが高くなることに起因していると考えられる。分析②のサンプルで確認されたミニ戸建て(91 件)では、敷地面積 78 ㎡以下の全てのサンプルが３階建てだった。

また、負の外部性に地域性が見られるかどうかを実証するためのミニ開発の有無と各自治体とのクロス項、ミニ開発の有無と各用途地域とのクロス項については、いずれの自治体・用途地域においても有意な結果が得られなかったため、表８では省略している。

以上から、本分析の結果では、ミニ開発は、周囲に対しマイナスの影響を及ぼしているものの、その直接の影響は地域のような広範囲には影響しておらず、ごくミクロな範囲（有意に観察されるのは、隣接する住宅レベル）にとどまっている。つまり、負の外部性は、良好な住環境の中でミニ開発が生じることによる地域的なものというよりは、直接の日照や圧迫感による被害に限られていると考えられる。

さらに、負の外部性と規制によるマイナスの影響が同時に発生しているかを実証するために、各地価ポイント毎の規制の有無を組み合わせたモデルでは、規制によるマイナス(-19949～43563 円/㎡)と負の外部性によるマイナス(-15167 円/㎡)とが同時に観察された。このことから、開発条例・行政指導による規制のエリアでは、規制による需要の減少と、小規模ミニ開発が起こることによる直接的な負の外部性を同時に受ける場合があることがわかる。規制をかけるのであれば、後から敷地分割できないようにする担保手段がなければ、このように非常に不条理な状況が生じる場合がある。

第６章　まとめ

6.1　政策提言

一律の敷地面積規制を市域の全域にかけているような現在の政策は、分析①で示したように、非効率を生じており、また、分析②の実証結果から、ミニ戸建てによる負の外部性は、高さが原因でピンポイントに生じているものと考えられる。負の外部性に対し、敷地面積の最低限度規制を広域にかけ対応しているのだとすると、規制の手段と目的とが合致しておらず、不合理な規制といえる。たとえ敷地が大きくても、高い住宅が建てば負の外部性は生じるからである。建物の高さが原因ならば、本来、その防止のためのベストな手段は、個々の建築計画における配慮・工夫によって、負の外部性を内部化することである。

また、開発許可独自の敷地面積規制である（罰則がない）開発条例と行政指導による規制区域では、開発の完了公告後の敷地分割に対しペナルティがないことと、そもそも開発

許可逃れをされると規制できないという二つの問題があるため、開発許可の手続きを取り規制を遵守した者に対する不公平が生じている。担保性を確保できないため、こういった問題が生じていることから、条例により規制をするのであれば、敷地が分割されることに対して罰則などによる規制の担保策を講じるべきであり、法的根拠が乏しくその担保が事実上不可能である行政指導による規制は、原則廃止すべきと考える。

6.1.1 政策提言（案１）個々の建築確認で外部性を内部化する仕組みをつくる

分析①で示したように、規制は非効率を生じている。分析②では、ミニ開発において、建物が高くなることにより生じる負の外部性（日照阻害・圧迫感等）が観察された。そこで、効率性を改善するために、ミニ開発の「高さ」により生じる負の外部性を、個々の建築確認で内部化することを、現在の規制の代替案として提案する。具体的には、建物高さを下げる、壁面後退、建物周囲の緑化等により、日照阻害や圧迫感を軽減する。実際の建築確認でこれを担保するための手段としては、例えば、敷地規模の小さいミニ開発行為を「景観形成行為」として位置づけ、個々の建築確認の中で基準をクリアするような仕組みなどが考えられる。（図５）

ピンポイント的に発生するミニ戸建ての負の外部性に対しては、本来は外部不経済の大きさに応じてピグー税をかけるのが有効と考えられるが、人により感じる外部不経済の大きさが違うため、現実的には難しい。そのため、一律の敷地面積規制よりも、よりきめの細かい規制手法で対応する方法が有効と考えられる。例えば、自治体の景観計画の中で定めることができる、景観形成基準により、建築物の高さ、隣地からのセットバックなどを定め、それを開発許可の中ではなく、個々の建築確認で補足する仕組みにすれば、いわゆる開発逃れの問題にも対応できると考える。

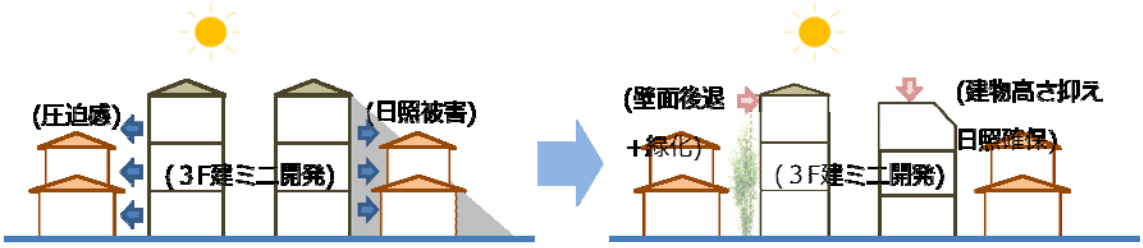


図５　個々の建築行為での負の外部性の内部化イメージ

6.1.2 政策提言（案２）負の外部性が確認されない 80 ㎡まで、規制を緩和する

政策提言（案２）では、分析②で「高さ」による負の外部性が確認されなかった 80 ㎡まで、分析対象範囲における規制を緩和することを提案する。完全に規制を撤廃するのが難しい場合、当面は現在の規制を緩和しつつ、都市計画（用途地域）もしくは担保力の高い、罰則付きの条例で規制を行うことが、次善の策として有効と考えられる。

敷地規模が 80 ㎡あれば、計画上、建ぺい率 60％のエリア [12] では、建物 1 階当たり 80×0.6=48 ㎡、2 階建てでは最大 96 ㎡と、国の誘導居住面積水準にほぼ近い面積が取れる上、

フィールドワークによる観察からは、緑化など景観的配慮を行う余地があること、屋外に青空駐車ができ、建物前面をオープンにできること、１階に大きな窓が取れ、１階をメインとした生活が可能であることなどが分かっている（図６）。



図６　敷地面積 80 ㎡の開発事例

上記の提言①②のように、規制を緩和もしくは撤廃するメリットとしては、まず緩和・撤廃された敷地面積分、住宅購入のハードルが下がること（土地代分がそのまま住宅価格に反映される訳ではないが、参考として、横浜市で 100 ㎡→80 ㎡に緩和された場合、全市平均公示地価 209000 円×20＝418 万円）が挙げられる。

また、都市の中に残っている低未利用地の利用促進にもつながり、住宅の供給量が増えることで住宅価格も下がることが考えられる。この結果、駅からより近い土地で住宅を取得できる可能性が高まり、消費者にとっては、より住宅の選択肢が増える。

そして、今後は都市をコンパクト化し、行政がインフラの維持管理コストを効率化していく観点からも、大きなメリットをもたらすと考えられる。仮に、100 ㎡の規制が 80 ㎡になり、これまで 100 ㎡が一般的だった開発許可の敷地規模が 80 ㎡まで下がると、単純計算では開発による宅地の人口密度は 1.25 倍になる。都市において、小さくても住環境がよくコンパクトな都市型住宅が増え、人々に受け入れられていけば、人々の行動と選択によって、自然に都市のコンパクト化が促進される可能性がある。近年の横浜市民意識調査[13)]からは、交通の便が良い駅の近くに住みたいという市民の意識の変化が観察されている。現在の規制は、地価が高い場所においては、駅から遠くでの開発を増やし、自治体にとって将来のインフラの維持管理コストを高めてしまうような結果になっている可能性が高く、敷地面積の最低限度規制を緩和・撤廃することが、より現実的なコンパクトシティ推進のための施策として有効と考えられる。

かつて都市計画の世界で劣悪な住環境の象徴だった「ミニ開発」を、コンパクトでも環境の良い「スマート開発」に変わっていくよう、行政が誘導していくことで、コンパクトな都市の実現に近づくことが可能となるはずである。

12) なお、横浜市の場合、低層住居専用地域において敷地面積 80 ㎡までは条件付きで建築許可される特例があり、低層住居専用地域に拡張して適用できる可能性もある。

13) 横浜市民意識調査 2012　「住まいの周辺の環境で重視すること」より

6.2　今後の課題

今後の課題としては、まず、今回の分析に用いたデータについて、個々の地価ポイントにおいて入力した規制は、他に存在する様々な土地利用規制の効果を含んでしまっている可能性も考えられる。それら他の規制のデータをも勘案することができれば、より精度の高い規制の効果検証につながると考えられる。

政策提言（案１）については、今回実証できなかった、より詳細な高さの違いによる日照・圧迫感による影響と、それを緩和するための高さの低減、セットバック・緑化などの定量的な軽減効果について、ヘドニック分析を用いるなどの方法で分析を行い、客観的なガイドラインを示すこと（肥田野 1997 等が参考となる)、また開発事業者に敷地規模が小さくても良好な開発を行ってもらうための適切なインセンティブコントロールをどのように行っていくかについての研究、取引費用をゼロに近づけ、住民と事業者との間でコースの定理の取引を用いた調整手法を用いるための方法の整備、 更には、地区計画、建築協定などの、よりきめの細かい規制手法との連携方法の確立などが挙げられる。

政策提言（案２）については、今回は、分析②において負の外部性が観察されなかった 80 ㎡まで規制を緩和する提案を行ったものの、今後、更に地域のより詳細なデータを勘案し、実証分析に基づいて、地域の特性に応じたよりきめ細かい敷地規模規制を行うことで、効率性をさらに改善できる可能性が考えられる。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、主査の中川雅之客員教授、副査の久米良昭教授、西脇雅人助教授から丁寧なご指導をいただくとともに、プログラムディレクターの福井秀夫教授、安藤至大客員教授、清水千弘客員教授、をはじめとするまちづくりプログラム、知財プログラムの関係教員の皆様から貴重なアドバイスをいただきました。ここに記し、感謝の意を表します。また、一年間を共に過ごした、まちづくりプログラムの友人各位からは、一年を通して大きな励ましをいただきました。横浜市建築局宅地企画課、都市計画課、東京都都市整備局土地利用計画課、神奈川県土整備部都市計画課の職員の方々からは、ご多忙中にも関わらず、データの提供にご協力いただきました。そして、私に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。最後に家族には、一年間大学で学ぶことを支えてくれたことに感謝いたします。

なお、本稿における見解及び、内容に関する誤りについては、全て筆者に帰します。また、本稿は筆者の個人的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

1）金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社

2）谷下雅義・長谷川貴陽史・清水千弘(2009)『景観規制が戸建て住宅に及ぼす影響―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 vol.32,No.2,71-79

3）国土交通省土地・水資源局(2008)『敷地細分化抑制のための評価指標マニュアル』

4）国土交通省都市局都市計画課 HP『開発許可制度運用指針』

5）林田康孝（2003)『横浜市における敷地規模規制の導入経緯及び規制内容設定の考え方』都市計画論文集 No.38-1

6）中里和徳(2012)『最低敷地面積の規制強化が戸建て住宅市場へ与える影響』

7）肥田野登(1997)『環境と社会資本の経済評価』勁草書房

8）横浜市政策局(2013)『横浜市民生活白書 2013』

売却物件に関する情報提供が不動産競売の落札価格及び入札件数に与える影響について
～不動産競売物件情報サイトの利用による効果の実証分析～

＜要旨＞

担保不動産競売市場において、競売となった物件の売却を促進するためには、買受希望者に対して広く物件に関する情報を提供することが不可欠であると考えられる。2003 年に民事執行法が改正され、物件明細書の内容を不特定多数の者に提供する方法について、執行裁判所に物件明細書を据え置く方法に代えて、最高裁判所規則によって定めることが可能となった。これにより、全国の地方裁判所で不動産競売物件情報サイト（BIT システム）を利用したインターネットによる情報提供が徐々に広まることとなった。本論文では、不動産競売物件情報サイトの利用による情報提供が落札価格及び入札件数に与える影響を検証するため、東京地方裁判所本庁及び千葉地方裁判所本庁において行われた不動産競売データを用いて、DID 分析を行った。分析の結果、千葉地方裁判所では、インターネットによる情報提供の開始前の 2005 年 11 月に比べて、開始後の 2006 年 11 月の落札価格は 61.0%上昇させており、入札件数も 6.9 件増加させていることが確認された。以上を踏まえ、担保不動産競売における売却物件に関する情報提供を通じた担保不動産競売市場における取引の円滑化のための政策的な提言を行った。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13605　　一見　篤史

目次

1. はじめに 3

2. 金融市場における担保不動産競売と任意売却の役割 4
2.1 担保不動産競売とは 4
2.2 任意売却とは 6
2.3 担保不動産競売市場における売却価格が与える金融市場への影響 7

3. 担保不動産競売における売却物件に関する情報提供 9
3.1 インターネットによる情報提供 9
3.2 内覧制度の創設による情報提供 10

4. 売却物件に関する情報提供が担保不動産競売に与える影響について 10
4.1 問題の背景と検証する仮説 10
4.2 売却物件に関する情報が担保不動産競売に与える影響についての実証分析 11
4.3 担保不動産競売と任意売却における価格差の実証分析 15

5. まとめと政策提言 17
5.1 まとめ 17
5.2 政策提言 18

1. はじめに

担保不動産競売市場は、不動産業者が仲介する一般的な不動産取引物件と比較し、買受希望者対して売却物件に関する情報が十分に提供されないこと、瑕疵担保保証などが一切ないこと、強制的に所有権移転がされるため占有者との交渉にコストがかかること、などの理由により一般消費者が参加しづらい取引市場となっている。そのため、一般的な不動産取引市場における価格よりも低い価格で取引をされていると言われている。

従来、買受希望者が担保不動産競売による売却物件の情報を入手しようとした場合、執行裁判所へ赴き、そこに据え置いてある情報から売却物件の情報を取得する必要があった。しかし、2002 年 7 月から東京地方裁判所及び大阪地方裁判所においてインターネットによる情報提供サービスである不動産競売物件情報サイト（以下、「BIT システム」と言う。）での情報提供が始まったことにより、一定期間内であれば「いつでも」「誰でも」「無料で」担保不動産競売による売却物件の情報を入手することができるようになった。

本稿は、BIT システムを利用した売却物件に関する情報提供が担保不動産競売における落札価格及び入札件数に与える影響について、2005 年 11 月に開札された不動産競売データと 2006 年、2010 年、2013 年の各 11 月に開札された不動産競売データを用い、DID 分析（Difference-in-Difference Estimator）により実証分析を行い、評価を行う。

担保不動産競売市場に関する統計的分析についての先行研究としては、次のようなものがある。才田（2003）は、首都圏の不動産競売情報を元に、競売で落札された土地の価格をヘドニック関数により導出することで、バブル崩壊後の競売市場における地価動向を探っている。田口・井出（2004）は、大阪地方裁判所で 1997 年から 2000 年に実施された不動産競売市場データから回収率と落札率を計算することで、競売市場を通じた不良債権処理の現状を分析し、最低売却価額の役割と競売市場の整備の必要性を示している。井出・田口（2006）は、大阪地方裁判所で 1997 年から 2002 年に実施された不動産競売のデータを用いて、最低売却価額の引き下げが可能となった 1998 年に法改正の効果を検証し、最低売却価額制度の抜本的な見直しを論じている。丸岡（2010）は、2010 年 9 月から 12 月の競売データを用いて、明渡猶予制度等の法的保護に基づく占有が不動産競売市場に与える影響について、実証分析を行っている。

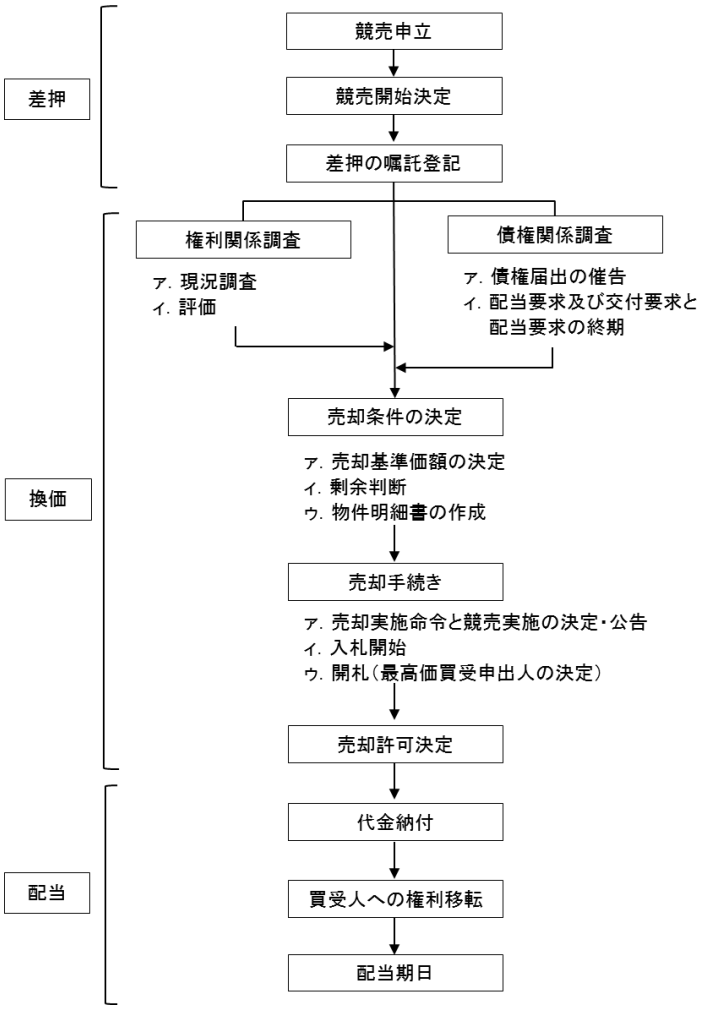
なお、BIT システムの稼働による担保不動産競売市場への効果について記載した論文はない。

金融機関は、新規の貸出金利を設定する際、信用補完分を上乗せしている。担保不動産競売による回収額を高くすることにより、信用補完に必要なコストが下がれば、貸出金利も低くなり、社会全体の厚生を増大させることができる。本稿では、不動産競売市場における情報提供が落札価格及び入札件数へ与える影響を確認するとともに、売却物件に関する情報提供を通じた担保不動産競売市場における取引の円滑化のための政策提言を行う。

2.　金融市場における担保不動産競売と任意売却の役割

債権者は、債務不履行を起こした債務者からの弁済が期待できなかった場合、担保物件を処分して債権の回収を図ることとなる。担保物件を処分し債権回収を図る方法としては、強制的に担保物件を処分する「担保不動産競売」の他に、債務者（担保物件所有者）が債権者（抵当権者）の同意のもと物件を売却し弁済を行う「任意売却」という方法の二つがある。本章では、この二つの方法の概要を整理した上で、担保物件からの回収額の増加が金融市場に与える影響についての考察を行う。

2.1　担保不動産競売とは



図－１　担保不動産競売の流れ

不動産競売とは、債権者が民事執行法に基づき、所有者の不動産を強制的に換価し、その換価代金により債権の回収を図る制度である。つまり、債権者の申し立てにより、執行裁判所は、該当不動産を差押え、一定期間の入札期間を設け、その間に入札があった中で、最高の価格を提示した入札者（最高価買受申出人）に、その価格での物件の所有権を移転

し、その売却価格を債権者に配当する手続きとなる。

不動産競売には、債務名義に基づく強制執行の手続きである強制競売と、担保権の実行手続きである担保不動産競売がある。本稿では、後者の担保不動産競売について記載することとする。

担保不動産競売は、大きく「差押」「換価」「配当」の流れで行われ、競売手続きの流れは図 - 1 のようになる。

2.1.1　差押

担保不動産競売は、債権者が対象不動産の所在を管轄する地方裁判所に担保不動産競売の申し立てを行うことから始まる。担保不動産競売の申し立てがなされると、執行裁判所は手続きを開始すべきかどうかの判断を行い、開始すべきと判断された場合は、担保不動産競売の開始決定をし、その中で差押えを宣言する。差押え後、開始決定が債務者及び所有者に送達されることとなる。

2.1.2　換価

売却実施のための準備段階として権利関係調査、債権関係調査、売却条件決定がある。

権利関係調査は、差押え物件の売却条件を決めるための調査であり、裁判所執行官による現況調査及び評価人による評価からなる。現況調査では、裁判所執行官が現地訪問を行い、目的不動産の占有状態、間取り、権利関係などを調査し、室内及び外観の写真や聴き取り内容とともに現況調査報告書としてまとめる。評価とは、適正価格での売却の実現を目的としており、専門の知識を持つ評価人（裁判所から選定された不動産鑑定士）により不動産の価額が算出される。この評価額が売却基準価額の基礎となる。

債権関係調査では、不動産の売却代金から配当等を受けるべき債権者の範囲、債権額及び優先順位を把握するための手続きであり、裁判所書記官は、配当要求の終期を定めて債権届出の催告をし、競売申立を行った者以外の債権者から配当要求及び交付要求が行われる。

その後、現況調査、評価及び申立債権者から提出された資料に基づき、裁判所書記官は物件明細書を作成し、執行裁判所は売却基準価額を決定することとなる。物件明細書は、物件の表示や買受人が引き受ける権利関係等の概況を記載したものである。執行裁判所は債権調査、優先債権の内容が判明したところで、剰余の有無・超過の有無の判断を行い、売却実施処分に進むこととなる。売却実施処分がなされると、物件明細書、現況調査報告書及び評価書（これらの資料を併せて「3 点セット」と呼ばれる。）の各写しが、売却実施日の一週間前までに執行裁判所に据え置かれ、一般の閲覧に供することとなる。これによって、買受希望者に対して売却物件の権利関係に影響を及ぼすような情報を提供している。なお、現在、3 点セットは、インターネットでもダウンロード可能となっている。

売却の方法は、民事執行法及び民事執行法規則において競り売り、期日入札、期間入札

を規定しているが、実際は一定の期間を定めて入札を受け付ける期間入札による方法をとることが多い。

売却の結果、開札期日において、買受可能額以上の額で最高額にて買受希望を申し出た者が最高価買受申出人となり、執行裁判所による売却許可決定を経て買受人となる。売却許可決定が確定すると、買受人は代金納付を行い、各債権者に売却代金等を分配する配当手続きが実施される。

2.1.3　配当

買受人が、裁判所が定めた代金納付期限までに代金を納付すると、裁判所により嘱託登記、所有権移転がされることとなる。

納付された代金をもって、配当の手続きに入る。配当手続きでは、配当期日を定めて、債権者及び所有者を呼び出し、執行裁判所は配当期日において、各債権者の債権の元本・利息等の額並びに配当の順位及び額を定め、裁判所書記官は、配当表を作成し、配当を実施する。

2.2　任意売却とは

任意売却とは、住宅ローンの返済が困難となった時に債務者が債権者の合意の元、不動産業者の仲介を通じて一般的な不動産市場の中で担保物件を売却し、売却代金により債権の弁済を行う方法である。担保不動産競売と異なり、手続きの流れが法律で定まっているわけではないが、一般的な流れとしては図 - 2 のようになる。

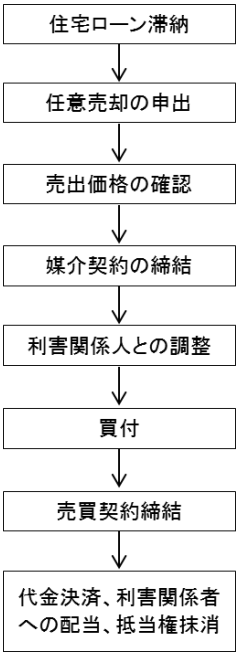


図- 2　任意売却の流れ

まず、担保物件の所有者は、債権者に対し、任意売却についての申し出を行う必要がある。これは、抵当権が登記されたままでは物件を売却することができないことから、売却価格が残債務を下回る可能性がある場合、売却前に抵当権者である債権者から売却後の抵当権抹消について同意を得る必要があるためである。この際、債権者は売り出し価格が妥当であるかどうかの判断を行うこととなる。売り出し価格が市場価格より不当に低額であれば債権者にとって債権回収が少なくなり、逆に高額すぎると売却に時間がかかり債権回収にも時間がかかるだけでなく、債務者にとっても利息が嵩むこととなる。

売り出し価格が決定したら、所有者は不動産業者と媒介契約を締結し、一般的な不動産取引市場での販売活動が開始される。その際、不動産業者は売却を促進するために、不動産流通標準情報システム（レインズ）への登録、不動産会社の店頭への表示、新聞広告、不動産仲介サイトへの掲載、物件の内覧といった様々な手段による情報提供を行い、広く買受希望者を募ることとなる。買受希望者から買付が入った場合、利害関係者との交渉を行う必要がある。これは、売却代金をどのように複数の抵当権者もしくは差押権者に配分するかを調整する交渉である。この交渉の成否が、任意売却が成立するかにとって重要なものとなる。抵当権者や差押債権者からの同意が得られない場合、任意売却による物件処分は行うことができず、担保不動産競売にて物件を処分することとなる。

任意売却の場合、一般的な不動産取引市場で売却するため、担保不動産競売よりも高い価格かつ迅速に売却できることが多いと言われている。そのため、債務者が債務不履行を起こし担保不動産から回収を図る場合、金融機関は債務者に対し任意売却を働きかける場合が多い。また、債務者にとっても売却代金が残債務に満たさなかった場合でも、売却後の残債務を圧縮することができ、物件の明け渡しについても買受希望者と交渉ができるため、任意売却に応じることが多い。

それにも関わらず、任意売却ではなく担保不動産競売に至ることもある。例えば、破産免責手続きによって、債務が消滅している債務者にとっては、高く売却し残債務を圧縮するインセンティブが働かず、むしろ少しでも長い間居住することができる担保不動産競売の方にインセンティブが働くこととなる。担保不動産競売を落札することにより物件の所有者となった買受人は、このような占有者に対して、明け渡しを交渉する必要があり、その取引コストの存在が競売物件の売却価格を引き下げている一因となっていると考えられている。

2.3　担保不動産競売市場における売却価格が与える金融市場への影響

担保物件からの債権回収の最終手段とも言える担保不動産競売による回収額が低額なものであると、金融機関の収益が悪化し、貸し渋りといった問題が発生する可能性がある。また、新規の貸付についても影響が出てくる。本論では、新規貸出しにおける担保不動産競売による金融市場への影響について考察を行う。

住宅ローンの新規貸出金利は、金融機関が調達した資金の支払い利息、金融機関の事務

コスト及び信用補完に要する費用相当額等を計上している。図 - 3 は、住宅ローン【フラット 35】の新規貸出金利の構成のイメージ図である[1]。信用補完とは、債務者の返済能力の悪化等に伴い、元金や利息の支払いが不能となり、かつ担保物件を処分しても担保価値の下落等により、債権を十分に回収できないリスクを補完するものである。過去の回収状況などから算出された期待損失分を、貸出金利に含めることにより、債務者の信用悪化による未回収リスクに備えるもので、保険料に近い性質を持っていると言える。

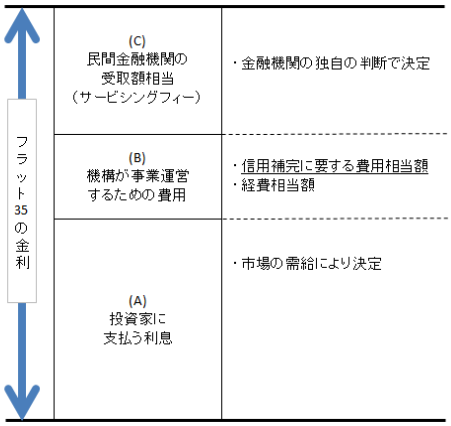
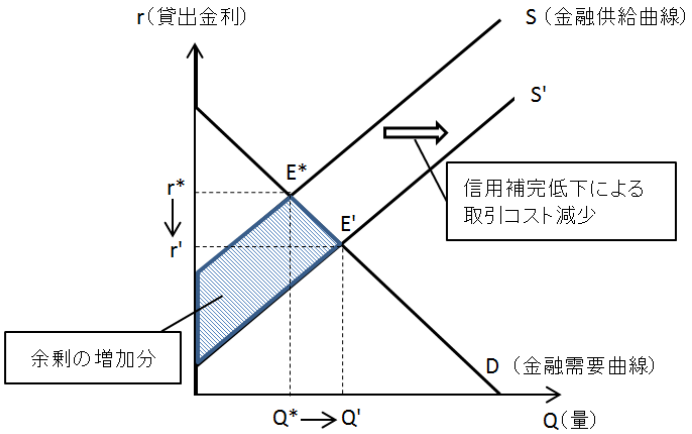


図- 3【フラット 35】新規貸出金利の構成

（出所）住宅金融支援機構 HP より作成

図 - 4 は、担保不動産競売市場における落札価格が上昇した場合、金融市場に与える影響を示している。担保不動産競売制度による落札価額の上昇は、金融機関にとって債権の回収額の増加を意味している。債権回収額の増加は、信用補完率の低下による取引コストを引き下げにつながることとなり、金融の供給曲線を右にシフトさせる（S→S’）。金融の供給曲線が右にシフトすることにより、金融機関の貸出にとっての価格である貸出金利を引き下げることが可能となる（r*→r’）。貸出金利の引き下げは、金融機関が貸し出しをしたいと考え、かつ貸し出すことのできる合計量が増加する為、貸出量も増加（Q*→Q’）させ、社会的余剰が増加することとなる。



図− 4　金融市場への影響

住宅を取得する際、ほぼ全員が住宅取得資金に対して制約があり、住宅ローンを利用することとなる。担保不動産競売の売却価格を一般的な不動産取引市場での売却価格に近づけることは、住宅取得希望者の新規の住宅ローンの貸出金利を信用補完が低下した分、引き下げることとなり、広く社会全体の厚生を増大させることにつながることとなる。そして、住宅金融市場が円滑に機能することは、住宅市場全体が円滑に機能することも意味していると考えられる。

[1] フラット 35 とは、民間金融機関と住宅金融支援機構の提携による長期固定金利の住宅ローンの名称。

3. 担保不動産競売における売却物件に関する情報提供

担保不動産競売に限らず、売却物件を高値で売却する為にはその物件に関する情報を広く買受希望者に対して提供し、買受希望者を増やす必要がある。しかし、担保不動産競売の場合、買受希望者が物件所有者から協力のもと、物件についての情報を入手することは難しい。本章では、担保不動産競売にける売却物件の情報提供の方法について、民事執行法上あるいは不動産競売手続きの運用上の扱いを整理する。

3.1 インターネットによる情報提供

2003 年の改正前の民事執行法 62 条 1 項では、執行裁判所は物件明細書の写しを執行裁判所に据え置かなければならないとしていた。そのため、物件明細書等の 3 点セットは、執行裁判所のみに据え置かれており、買受希望者は執行裁判所へ赴き、3 点セットのファイルを閲覧する方法により、売却物件に関する情報を入手していた。また、この他にも新聞に物件の概要のみが掲載されることで情報提供がされていた。これに対し、インターネットを通じた 3 点セットの情報提供を行うサービスである BIT システム(Broadcast Information Tri-set system) の運用が 2002 年 7 月から東京地方裁判所及び大阪地方裁判所において開始された。

その後、2003 年の民事執行法改正により、従来行われていた執行裁判所に据え置く方法に代え、物件明細書の内容を不特定多数の者に提供する方法を最高裁判所規則で定めることができるようになった（民事執行法 62 条 2 項)。また、これを受けて、同年の民事執行規則改正により、物件明細書の写しについてインターネットを利用した情報提供の方法が定められ（民事執行規則 31 条 1 項)、併せて、現地調査報告書及び評価書の各写しについても執行裁判所に据え置く又はそれに代わる報提供によることが可能となり(同規則 3 項)、インターネットによる情報提供が可能となった。

なお、2013 年 3 月末現在において、BIT システムにより 3 点セットの情報提供を行っている地方裁判所は、全国で 155 庁（全本庁 50 庁、支部 105 庁）となっており、いずれの地方裁判所においても 3 点セットの据え置きも併せて行われている。

BIT システムは、最高裁判所に委託された民間の企業が運営を行っており、サイトに掲載する利用料は、売却物件の落札代金から一律の金額が控除されることとなる。つまり、その分、弁済が減るため、債務者が負担していることとなり（債務者が破産免責となっている場合は、債権者が負担ということになる)、政府の負担はない[2]。

BIT システムの他に、裁判所が行っているインターネットを利用した情報提供サイトとして、民事執行事件処理システムがある[3]。しかし、民事執行事件処理システムについては、東京地方裁判所、大阪地方裁判所、札幌地方裁判所、福岡地方裁判所の４つの地方裁判所

---

2 日経コンピュータ「国がタダでシステム利用　最高裁の不動産競売物件情報サイト」(2002 年 9 月 13 日）より

3 民事執行事件処理システムには、BIT システムにはない、「競売申立申請書作成ツール」が備えられている点で債権者にとっては利便性が高い

のみの情報提供にとどまっている（2013 年 12 月末現在)。

3.2　内覧制度の創設による情報提供

2003 年の民事執行法の改正において、内覧制度が新設された（民事執行法第 64 条の 2)。これは、一般の不動産売買市場では買受希望者が物件の内部を確認してから購入するかを判断するのが通常であることに対し、従来の担保不動産競売手続きでは、文書やデータで情報が提供されるのみであったため、一般消費者による参加が難しく、落札価格が市場価格より低額となっているとの指摘が多くあったため、情報提供拡充を図り創設された。

内覧制度の創設により、差押債権者の申し立てがあった場合、執行裁判所は執行官に対し、内覧の実施命令を行い、これを受けた執行官は買受希望者を物件内部に立ち入らせ、見学させることが可能となった。また、その際、正当な理由がなく物件内への立ち入りを妨げた占有者に対しては、30 万円以下の罰金が課される罰則も規定された（民事執行法 205 条 2 項)。なお、当該物件の占有者の占有権限が、差押債権者、仮差押債権者及び民事執行法 59 条 1 項の規定により消滅する権利を有する者に対抗することができる場合には、内覧に占有者の同意が必要としており、それ以外の占有者には内覧に協力義務を課している（民事執行法 64 条の 2 第 1 項)。

以上のように内覧制度が創設されたが、内覧制度は占有者の生活に対するプライバシーへの配慮の必要性や談合・執行妨害に利用される危険性が指摘されている。また、本来、内覧を必要としているのは買受希望者だが、内覧の申し立ては差押債権者からのみ受け付けられていること及び内覧日は執行裁判所が設定してしまうことなどから、現実的な制度設計となっておらず、現状、内覧制度はほとんど執行されていない。

4.　売却物件に関する情報提供が担保不動産競売に与える影響について

4.1　問題の背景と検証する仮説

BIT システムが稼働したことにより、一定期間中であれば、インターネットにより「誰でも」「いつでも」「無料で」3 点セットをダウンロードできるようになった。そのため、「BIT システムの導入により情報の入手が容易となったことは、情報取得に対する取引コストを引き下げ、落札価格を上昇させたのではないか。また、入札件数も増加したのではないか。」という仮説の元に、売却物件に関する情報提供が担保不動産競売の落札価格及び入札件数に与える影響の有無について検証する。

ただし、担保不動産競売市場においても、インターネットによる情報提供が行われるようになったものの、一般的な不動産取引市場と比較すると、買受希望者に対し、未だに売却物件に関する情報提供が十分ではなく、物件の品質についての不確実性があると考えられる。一般的な不動産取引市場では、売主の協力が得られ、物件の内覧が可能であり、インターネットや新聞広告等を通じた積極的な販売活動が行われるため、担保不動産競売における落札価格は一般的な不動産取引価格よりも低いと言われている。また、担保不動産

競売物件よりも任意売却物件の方が、仲介不動産業者による販売活動が積極的なため、早期に売却が可能であると言われている。そこで、「売却物件に関する情報が十分でなく、物件の品質に不確実性を伴う担保不動産競売の落札価格は、任意売却の売却価格よりもどの程度価格を下げているのだろうか。また、金融機関は任意売却による回収を図る方が、どの程度早期回収が可能か。」という問題意識のもと、担保不動産競売と任意売却の売却価格の差の有無と処分日数を検証したいと思う。

4.2　売却物件に関する情報が担保不動産競売に与える影響についての実証分析

4.2.1　データ

本稿では、実際に行われた不動産競売の個別データを用いることとし、次のようにデータベースを構築した[4]。不動産競売は、裁判所の管轄地域ごとに実施されるが、本稿で用いるデータは、東京地方裁判所（本庁）及び千葉地方裁判所（本庁）が管轄する地域の不動産競売事件を対象とし、種別をマンションに限定して抽出している。

これらの地方裁判所を選択した理由は、東京地方裁判所が 3 点セットの据え置きに加えて、2002 年 7 月から BIT システムによるインターネットの情報提供を開始したのに対し、千葉地方裁判所は 2006 年 4 月から BIT システムによる情報提供も開始したためである。そこで、千葉地方裁判所を Treatment Group とし、東京地方裁判所を Control Group として、この 2 つの地方裁判所を DID 分析の手法を用いることにより、効果の測定を行った。この地域において、千葉地方裁判所が BIT システムによる情報提供を開始する半年前（2005 年 11 月）に開札された物件の落札価格と入札件数と、情報提供開始半年後（2006 年 11 月）の開札案件、その 4 年後（2010 年 11 月）の開札案件及び直近（2013 年 11 月）の開札案件をそれぞれ比較することにより、BIT システムによる情報提供の効果を時系列で観測することとした（図 - 5 参照）。時系列で観測をすることにより、BIT システムの効果の浸透度を観測する。なお、種別を分譲マンションに限定した理由は、土地と建物の一体価格であり、物件が標準化されていることから、情報提供に着目した比較が容易となると考えたからである。

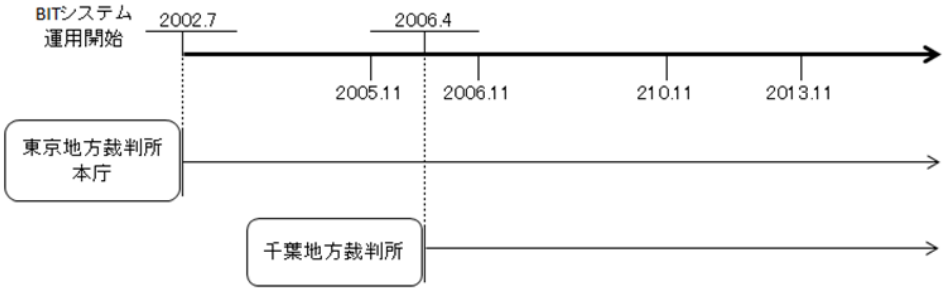


図- 5　BIT システムでの情報提供開始時期と比較時期

[4] データについては、「月間競売落札ニュース」（エステートタイムズ）、「3 点セット」及び「不動産競売格付けセンター」（981.jp）の情報から収集・作成した。

4.2.2 モデル

BIT システムの効果を検証するために、下記の 2 つのモデルを構築することとする。

$$\text{(a) } \ln\text{BP} = \alpha_1 + \beta_1 PD + \beta_2 CD + \beta_3 (PD \times CD) + \sum_i \beta_4 X_i + \varepsilon_1$$

$$\text{(b) } \text{N} \quad = \alpha_2 + \beta_5 PD + \beta_6 CD + \beta_7 (PD \times CD) + \sum_i \beta_8 X_i + \varepsilon_2$$

(a)のモデルは、BIT システム導入による落札価額へ及ぼす影響の効果を捉えようとするものであり、落札価格の対数（lnBP）を被説明変数としている。同様に、(b)のモデルは、入札件数（N）を被説明変数とし、BIT システム導入が入札件数へ及ぼす影響の効果を捉えようしている。

PD は、地方裁判所を示すダミー変数で、千葉地方裁判所なら 1 を、東京地方裁判所なら 0 をとっている。また、CD は千葉地方裁判所による BIT システムの導入前後を示すダミー変数で、2006 年 4 月以降の開札案件であれば 1 を、それ以前の開札案件であれば 0 をとっている。

その他のコントロール変数は、表 - 1 の通りである。S56 以前ダミーは、1981 年以前に建築された物件を 1 とするダミー変数である。1981 年の建築基準法改正によって新たに耐震基準が設けられたため、法改正前に 建築された物件は法改正後の耐震基準を満たしていない可能性があり、法改正後に建築された物件に比べ地震に対する安全性が低いと考えられるため、負の係数になると予想される。$\alpha_{1\sim2}$は定数項、$\varepsilon_{1\sim2}$は誤差項を示す。また、基本統計は表 - 2 の通りである。

表- 1　使用するコントロール変数

	変数	内容
X_1	ln 駅からの距離	最寄駅からの道路距離
X_2	ln 総戸数	マンションの総戸数
X_3	ln 階数	専有部分が所在する階数
X_4	ln 占有面積	占有部分の床面積
X_5	ln 築後年数	マンションの築後の経過年数
X_6	S56 以前ダミー	1981 年以前に建設されたマンションを 1 とするダミー変数
X_7	所有者ダミー	占有が所有者であれば 1 をとるダミー
X_8	src ダミー	鉄骨鉄筋コンクリート構造であれば 1 をとるダミー

表- 2　基本統計量

	2005年_2006年比較				
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln 落札価額	268	16.4103	0.729192	13.83747	18.83279
入札件数	268	10.09328	7.685939	1	65
千葉地方裁判所ダミー	268	0.231343	0.42248	0	1
BIT導入後ダミー	268	0.585821	0.493501	0	1
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	268	9.673859	8.164327	0	18.83279
ln 駅からの距離	268	6.422669	0.865971	3.401197	8.517193
ln 総戸数	268	3.821118	0.81588	1.609438	6.144186
ln 階数	268	1.292773	0.682967	0	2.70805
ln 占有床面積	268	3.942532	0.488248	2.56341	5.931794
ln 築後経過年数	268	2.732682	0.633753	0.693147	3.73767
S56以前建築ダミー	268	0.283582	0.45158	0	1
所有者ダミー	268	0.496269	0.500922	0	1
srcダミー	268	0.347015	0.476911	0	1

	2005年_2010年比較				
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln 落札価額	247	16.33894	0.774105	13.83747	18.99172
入札件数	247	10.52632	7.562633	1	40
千葉地方裁判所ダミー	247	0.348178	0.47736	0	1
BIT導入後ダミー	247	0.550607	0.498442	0	1
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	247	9.029766	8.192551	0	18.99172
ln 駅からの距離	247	6.378706	0.913388	2.302585	8.517193
ln 総戸数	247	3.914596	0.928532	0.693147	7.641084
ln 階数	247	1.547844	0.763428	0	3.850147
ln 占有床面積	247	3.906695	0.558197	2.551007	5.931794
ln 築後経過年数	247	2.712134	0.704942	0.693147	3.828641
S56以前建築ダミー	247	0.234818	0.424746	0	1
所有者ダミー	247	0.481781	0.500683	0	1
srcダミー	247	0.157895	0.365383	0	1

	2005年_2013年比較				
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln 落札価額	215	16.31718	0.927722	10.59663	18.79912
入札件数	215	10.89302	7.452823	1	38
千葉地方裁判所ダミー	215	0.288372	0.454062	0	1
BIT導入後ダミー	215	0.483721	0.500901	0	1
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	215	7.920125	8.232933	0	18.12362
ln 駅からの距離	215	6.455743	0.892664	3.401197	9.341369
ln 総戸数	215	3.877167	0.897953	2.197225	6.190315
ln 階数	215	1.228422	0.733327	0	2.70805
ln 占有床面積	215	3.876082	0.550918	2.56341	5.931794
ln 築後経過年数	215	2.776695	0.649374	0.693147	3.806663
S56以前建築ダミー	215	0.251163	0.434694	0	1
所有者ダミー	215	0.502326	0.501161	0	1
srcダミー	215	0.265116	0.442425	0	1

4.2.3　検証結果とその考察

モデル(a)の結果は表 - 3 の通りである。モデル(a)において、落札価格は BIT 開設により 1%水準で有意に正の結果となった。落札価格は 55.6%～77.2%の上昇となっており、BIT システムの導入により情報取得が容易になったことが、情報取得に対する取引コストを低下させ、落札価格の上昇に寄与したものと考えられる。

表- 3　推定結果（落札価格）

	ln 落札価格 2005年_2006年比較		ln 落札価格 2005年_2010年比較		ln 落札価格 2005年_2013年比較	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
千葉地方裁判所ダミー	-0.45793	0.064383 ***	-0.55689	0.073582 ***	-0.48453	0.075537 ***
BIT導入後ダミー	-9.92051	0.901571 ***	-8.97948	0.938805 ***	-12.4532	0.746448 ***
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	0.610282	0.054888 ***	0.555848	0.057599 ***	0.772316	0.045416 ***
ln 駅からの距離	-0.14722	0.028934 ***	-0.10849	0.030455 ***	-0.17603	0.035992 ***
ln 総戸数	-0.03774	0.029448	-0.01627	0.029982	-0.01947	0.036213
ln 階数	0.063994	0.034971 *	0.050765	0.040918	0.050429	0.04289
ln 占有床面積	0.810943	0.053401 ***	0.814185	0.055995 ***	0.808085	0.060833 ***
ln 築後経過年数	-0.16274	0.050188 ***	-0.0953	0.047642 **	-0.09472	0.058232
S56以前建築ダミー	-0.03265	0.066699	-0.17645	0.075485 **	-0.18411	0.086797 **
所有者ダミー	-0.05482	0.047919	-0.01986	0.056316	-0.06527	0.062442
srcダミー	-0.00243	0.051006	-0.01242	0.072954	-0.06821	0.071189
定数項	14.71596	0.298396 ***	14.26564	0.313878 ***	14.7418	0.344832 ***
補正R-square		0.7423		0.7475		0.7977
サンプル数		268		247		215

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

モデル(b)の結果は、表 - 4 の通りである。モデル(b)において、入札件数は 1%水準で有意に正の結果となった。入札件数は、BIT システム導入により、2.7 件～6.9 件増加したことが示されている。ただし、入札件数は BIT システムの導入により増加しているものの増加幅は減少傾向となっている。これはさまざまな理由が考えられる。例えば、インターネットによる情報提供が一部にのみ利用されている可能性である。通常、インターネットが開設された場合、最初に興味のある者（不動産競売の場合、不動産業者が考えられる）が利用し、徐々にそのサイトの影響が一般消費者に拡大していくことが考えられる。しかし、BIT システムの場合、最初に不動産業者が利用したが、その後、一般消費者への周知がされなかったため、一般消費者へは浸透せず利用の拡大に発展しなかった可能性があると考えられる。その他にも、BIT システムの導入により、落札価格が上昇した結果、転売による利鞘確保を目的として、安値で入札していた不動産業者が、落札できなくなり、市場から退出していった可能性も考えられる。

表- 4　推定結果（入札件数）

	入札件数		入札件数		入札件数	
	2005年_2006年比較		2005年_2010年比較		2005年_2013年比較	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
千葉地方裁判所ダミー	3.024774	1.13657 ***	0.59222	1.311776	1.011985	1.217329
BIT導入後ダミー	-112.037	15.91567 ***	-77.5109	16.7364 ***	-41.1633	12.02954 ***
千葉地方裁判所ダミー×BIT導入後ダミー	6.901187	0.968944 ***	4.821292	1.02684 ***	2.700926	0.731909 ***
ln 駅からの距離	-1.62073	0.510771 ***	0.036138	0.542924	-1.17246	0.580041 **
ln 総戸数	1.25054	0.519853 **	0.780937	0.534501	0.719152	0.58359
ln 階数	1.432318	0.61735 **	0.183677	0.729452	1.768616	0.691206 **
ln 占有床面積	-2.10964	0.9427 **	-0.87771	0.998238	-1.80152	0.980361 *
ln 築後経過年数	-1.57423	0.885973 *	0.084816	0.849334	0.893503	0.938447
S56以前建築ダミー	-0.82509	1.177452	-0.1249	1.3457	-3.11837	1.398795 **
所有者ダミー	0.399635	0.845928	1.897828	1.003962 *	1.780217	1.006294 *
srcダミー	-1.62191	0.900419 *	-2.44318	1.300576 *	-0.05867	1.147264
定数項	25.26321	5.267661 ***	8.59086	5.59561	16.13569	5.55722 ***
補正R-square		0.2771		0.159		0.186
サンプル数		268		247		215

***、**、*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。

4.3　担保不動産競売と任意売却における価格差の実証分析

4.3.1　データ

2008 年 4 月から 2013 年 10 月に任意売却もしくは担保不動産競売により処分がされた物件かつ住宅金融支援機構が第一順位の抵当権を保有している債権のうち、物件所在地が東京都内の分譲マンションの個別データを用いた[5]。なお、2.1 と同様、種別をマンションに限定することにより、処分方法に着目した効果を検証したいと思う。

4.3.2　モデル

担保不動産競売と任意売却による価格差を検証するために OLS 推定式を基に、次の(c)及び(d)のモデルを構築する。

$$(c)\ \ln P = \alpha_3 + \sum_j \beta_9 X_j + \varepsilon_3$$

$$(d)\ D = \alpha_4 + \sum_j \beta_{10} X_j + \varepsilon_4$$

(c)のモデルは、被説明変数に処分価格の対数（lnP）としており、担保不動産競売による処分価格と任意売却による処分価格の比較を分析している。処分価格とは、担保不動産競売の場合は落札価格、任意売却の場合は売却価格を用いている。(d)のモデルは、担保不動産競売と任意売却の処分日数（D）による比較を行っている。処分日数は、担保不動産競売は「競売申立から配当期日まで」を、任意売却は「任意売却の申し出から配当日まで」

[5] 住宅金融支援機構のデータを用い、コントロール変数に欠落や異常値があるデータは除外している。

の日数を用いている。説明変数には、担保不動産競売による処分を 1 とする競売ダミーを用いた。$\alpha_{3\sim4}$は定数項、$\varepsilon_{3\sim4}$は誤差項を示す。その他のコントロール変数は、表 - 5 通りである。また、基本統計量は、表 - 6 の通りである。

表- 5　使用するコントロール変数

	変数	内容
X_1	競売ダミー	不動産競売による処分を 1 とするダミー
X_2	築後経過年数	マンションの築後の経過年数
X_3	占有床面積	占有部分の床面積
X_4	破産者ダミー	債務者が破産している場合 1 とするダミー
$X_{5\sim10}$	年次ダミー	物件処分した年（2008 年～2013 年）を各々1 とするダミー
$X_{11\sim59}$	市区ダミー	23 区及び都内各市を各々1 とするダミー

表- 6　基本統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln 処分価格	3383	16.64659	0.457935	13.87	18.0991
処分日数	3383	269.9187	126.7335	4	1162
競売ダミー	3383	0.563405	0.496037	0	1
築後経過年数	3383	12.50399	4.17278	1	31
占有床面積	3383	82.46617	1219.771	26.3	71005
破産者ダミー	3383	0.046409	0.210399	0	1
2008年ダミー	3383	0.12415	0.329802	0	1
2009年ダミー	3383	0.240024	0.427161	0	1
2010年ダミー	3383	0.190659	0.392879	0	1
2011年ダミー	3383	0.182678	0.38646	0	1
2012年ダミー	3383	0.1611	0.367677	0	1
2013年ダミー	3383	0.101389	0.301888	0	1

4.3.3　推定結果とその考察

モデル(c)及び(d)の推定結果を表 - 7 に示す。

モデル(c)において、競売ダミーについては、1%水準で統計的に有意に負となった。これは、担保不動産競売における売却価格は、一般不動産取引市場で行われる任意売却と比較し、9.2%価格を引き下げていることを示しており、担保不動産競売制度に存在するリスクの分、入札価格を低めに設定していることを反映した結果だと考えられる。

また、モデル(d)において、競売ダミーについては、1%水準で統計的に有意に正となった。担保不動産競売による債権回収は、任意売却と比較し 135 日多く必要であることがわかった。

表- 7　推定結果

	ln 処分価格		処分日数	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
競売ダミー	-0.0921513	0.0108935 ***	135.9306	3.673371 ***
築後経過年数	-0.0364287	0.0013327 ***	1.79623	0.449382 ***
占有床面積	0.00000678	0.00000433	-0.00111	0.00146
破産者ダミー	0.0090557	0.0252449	-18.1842	8.512814 **
2009年ダミー	-0.058131	0.0185617 ***	-9.94369	6.25918
2010年ダミー	0.122944	0.0195887 ***	-50.1396	6.605494 ***
2011年ダミー	0.1182339	0.0197096 ***	-53.0974	6.646258 ***
2012年ダミー	0.0841506	0.0202188 ***	-42.3744	6.817943 ***
2013年ダミー	0.1289683	0.0228603 ***	-52.1876	7.708684 ***
市区ダミー	（省略）		（省略）	
定数項	17.12388	0.1541262 ***	125.4094	51.97267 **
補正R-square	0.5542		0.3381	
サンプル数	3383		3383	

***、**、*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.　まとめと政策提言

5.1　まとめ

本研究は、担保不動産競売市場における BIT システムを通じた売却物件に関する情報提供が担保不動産競売市場における落札価格及び入札件数への影響についての分析を行ったものである。

BIT システムの導入により一定期間内であれば「いつでも」「誰でも」「無料で」担保不動産競売による売却物件の情報を入手することが可能となったことは、落札価格を 55.6%～77.2%上昇させた。また、BIT システムの導入は、入札件数も増加させた。このことは、情報取得を容易にし、情報取得に対する取引コストを低下させることにより、担保不動産競売に参加する者を増やし、落札価格も増加させることを示していると考えられる。

しかし、売主の協力が得られるため売却物件に関する情報を得やすい任意売却による売却価格と、売主の協力が得られないため情報が十分に提供されない担保不動産競売による売却価格を比較した結果、担保不動産競売市場では売却価格が 9.2%低いことがわかった。また、担保不動産競売の手続きの中で債権回収を図ると、回収に 135 日多く日数が必要であることが判明した。このことは、金融機関が債権回収を行う際に、任意売却による回収を図った方が迅速かつ高い回収額が可能であることを示している。逆に、残債務圧縮を必要としない破産免責が決定しているような債務者にとっては、任意売却により物件を処分するのではなく、長く物件に居住できる担保不動産競売にインセンティブがあることが確認された。

金融システムが円滑に活動し、社会的な余剰を増大させるためには、担保不動産競売市場により多くの人が参加し、その人たちが正しく価格を評価できるような制度設計を行い、一般の不動産取引市場との価格差を縮める必要があると考えられる。

5.2　政策提言

以上、本稿での分析結果やその考察を踏まえ、以下の 3 つの政策提言を行う。

①内覧制度の改善

担保不動産競売に自ら居住目的の一般消費者の参加を促し、需要の拡大を図るためには、物件に関する情報提供を拡充し、物件の品質についての不確実性を解消する必要があると考えられる。そのためには、一般の不動産取引で行われている物件の内覧を担保不動産競売においても行うことで、物件の品質についての不確実性を減らすことが可能と考えられる。

内覧による情報提供を拡充するためには、まず債権者と債務者（担保提供者）が債務不履行時の物件処分の方法について事前に契約で決めておく方法が考えられる。債権者が融資を行う前に、債務不履行時の物件処分の方法の詳細についても執行契約として締結し、その契約の中で内覧義務を課すことにより、債務不履行時に内覧の機会を設定することが容易となると考えられる。ただし、この場合、執行契約の中に内覧に応じなかった場合の罰則規定を定めたとしても、その罰則を実行させることが困難である。例えば、破産している債務者に不履行に対する損害賠償を請求し支払ってもらうことが困難であるためである。

そこで、事前に執行契約を締結し内覧を実行させることが困難であっても、少なくとも現行の民事執行法の制度の中で内覧の実行性を持たせるためには、差押債権者からの申し立てとなっている現行制度を、買受希望者からの申し立てで実施できるように変更することで内覧制度を利用しやすくなると考えられる。

ただし、内覧による情報提供を拡充する場合、所有者及び占有者に内覧に対する受忍義務を課すと共にプライバシーへの配慮が必要となるため、内覧の手続きの詳細（頻度、時間等）については、明文化しておく必要があると考える。

なお、今回の分析では、内覧実施による担保不動産競売市場への影響について実証分析に基づく評価を行うことができなかった。今後、内覧制度を利用した競売案件データの蓄積が進めば、内覧による売却物件に関する情報が担保不動産競売に与える影響を分析でき、一般消費者の入札件増加と落札価格上昇に向けたより具体的な提案が可能であると考えられるため、この点について今後の課題と考えられる。

②インターネット利用による情報提供の拡充

現在 4 つの地方裁判所でのみ利用可能な民事執行事件処理システムを早期に全国の地方裁判所で利用可能とし、民事執行事件処理システムと BIT システムの両者で同じ処理が可能となる機能を持たせるべきであると考える。それにより、BIT システムとの競争原理を働かせ、利便性及び利用率の向上を図ることが必要であると考える。また、インターネットを利用した入札も可能とするように制度改正を行うことで、担保不動産競売へ参加するための取引コストを削減することにより、落札価格の上昇が期待される。

③担保不動産競売手続きの迅速化

もし、情報提供の拡充が困難であれば、裁判所は、担保不動産競売の処分手続きを迅速化していく必要があると考える。担保不動産競売による手続きが長期間かかると債務不履行となった債務者が担保物件に長期間居住し続けることが可能となり、より高値で売却できる任意売却による処分を選択しないインセンティブが発生することとなる。このような担保不動産競売の件数増加は、その分、不動産競売執行に要する時間が増え、債権者の取引コスト増大につながることとなる。担保不動産競売を迅速化するために明渡猶予制度による占有者への保護政策は廃止するか、現在の 6 ヶ月という猶予期間を縮小し、長期間担保物件に居住し続けるという選択肢を排除する必要があると考えられる。

以上による制度変更を行うことにより、担保不動産競売市場により多くの人が参加し、その人たちが正しく価格を評価できるようになり、一般的な不動産取引市場での売買に近い価格で取引が行われるようになると、より一層住宅金融市場が活性化し、社会全体の余剰は拡大することとなる。情報提供の拡充のために、内覧制度を改善すること、及びインターネットの利用を促進するような制度改正を行うことの意義は大きいものではないかと考える。また、もし情報提供の拡充が困難であれば、債務者が担保不動産競売による処分ではなく任意売却による処分を選択するインセンティブが生じるような制度に変更していくべきであると考える。

謝辞

本稿の執筆にあたり、安藤至大客員准教授、(主査)、岡本薫教授（副査)、西脇雅人助教授（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)、橋本和彦助教授、矢崎之浩助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､及び丸岡浩二氏(まちづくりプログラム 2010 年度修了)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、まちづくりプログラムの学生の皆様にも、多くの御意見を賜りました。ここに記し、深く感謝を申し上げます。最後になりますが、本学での研究及び有益な学習の機会を与えていただきました派遣元並びに学生生活に快く協力してくれた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。

参考文献等

- 才田知美（2003）『競売不動産からみた首都圏地価の動向』日本銀行ワーキングペーパーシリーズ
- 田口輝幸・井出多加子（2004）『不動産競売市場における不良債権処理の現状と最低価格の役割：大阪地裁マンションデータによる実証分析から』日本不動産学会誌
- 井出多加子・田口輝幸（2006）『不動産競売市場の規制改革－最低売却価額の検証と価額変更ルールの提言』日本経済研究
- 丸岡浩二（2011）『第三者占有が不動産競売市場に与える影響について－短期賃借権廃止と明渡猶予制度に関する実証分析』政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文
- 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
- 降旗 順一郎 （2011）『すぐに役立つ不動産競売・任意売却のしくみと手続き』三修社
- 大垣尚司(2012)『金融から学ぶ民事法入門』勁草書房
- 法曹界編（2012）『例題解説　不動産競売の実務（全訂新装)』法曹界

駐車場の立地が観光振興に与える影響に関する考察

～神社仏閣を有する地域を事例として～

＜要旨＞

歴史的・文化的に貴重な神社仏閣は、そのものが貴重な資源であるとともに、安定した集客効果を持つ観光資源である。そのため、多くの自治体では観光振興として参道の活性化に取り組んでいる。一方、モータリゼーションの発達に伴い、神社仏閣は参拝者用に大規模な駐車場を整備してきたが、その立地が参道店舗に経済的な影響を与えている可能性がある。

本稿では、駐車場の立地が与える経済的な影響について実証分析を行った。その結果、駐車場の立地が異なることにより参道の地価に影響が生じ、参道誘導型の駐車場を設置した場合の方が地価は上昇すると示された。よって、神社仏閣を有する地域において観光振興を進めるならば、駐車場の立地を考慮した政策立案を行うべきだと指摘し、その具体的政策として、神社仏閣と参道店舗の間でコースの定理が成立するよう、交渉に際して要する取引費用の極小化を図ることを提言した。また、コースの定理が機能しがたい場合は自治体が直接外部性の内部化に関して役割を果たす余地もあるとし、経済的インセンティブによる手法について提言を行った。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13606　　甲賀　晶子

目　次

1.　はじめに 3
2.　参道の活性化に関する自治体の取組み 4
　2.1　「参道」の定義 4
　2.2　参道の活性化に関する自治体の取組み 4
3.　駐車場の立地に関する概要 5
　3.1　駐車場の立地の現状 5
　3.2　駐車場の立地に関する問題意識 6
　3.3.　駐車場の立地を考慮した取組み 7
　　3.3.1　新たに参道誘導型駐車場を整備した事例 7
　　3.3.2　料金誘導により参道誘導している事例 8
4.　当事者同士の交渉に関する理論分析 9
　4.1　駐車場の立地の決定に関する社寺のインセンティブ 9
　4.2　当事者同士の交渉 10
5.　実証分析の方針及び仮説 10
　5.1　実証分析の方針 10
　5.2　仮説 11
6.　駐車場の立地が与える経済的な影響に関する実証分析 11
　6.1　駐車場の立地が参道の地価に与える影響（実証分析１） 11
　　6.1.1　分析対象と方法 11
　　6.1.2　推計モデル 13
　　6.1.3　推計結果及び考察 14
　　6.1.4　追加分析 15
　6.2　駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せ効果（実証分析２） 16
　　6.2.1　分析対象と方法 16
　　6.2.2　推計モデル 17
　　6.2.3　推計結果及び考察 18
7.　政策提言 19
8.　おわりに 20

1. はじめに

歴史的・文化的に貴重な神社仏閣（以下、「社寺」という。）は、そのものが貴重な資源であるとともに、毎年、安定した集客効果を持つ観光資源である。古代においては、参詣といえば近くの神仏に詣でるものであったが、中世以降、貴族を中心に遠方の社寺に詣でるようになったとされる。近世になると、庶民の間でも社寺参拝が盛んとなり、また観光の目的も含むようになり、伊勢神宮・金刀比羅宮・善光寺などへ全国から参詣者が訪れるようになった。

昔から知名度のある社寺の周辺には、参拝者や社寺関係者を相手にする商業者が集まり、門前町が形成された[1]。その中でも特に発達したのは、参道と呼ばれる社寺に最も近い参詣道路である[2]。しかし、近年、郊外大型店舗の増加や消費者の生活スタイルの変化等に伴い、中心市街地の空洞化が加速し全国各地で商店街の衰退が深刻化しているように、多くの参道においても同様の傾向がみられる。これに対し、参道の活性化に取り組む自治体は多い。街並みや道路の整備、広報による集客促進など、各地で様々な取組みが行われている。

一方、公共交通が十分に発達していない地方部では、モータリゼーションの発達に伴い、参拝者を対象とした大規模な駐車場が社寺によって整備されてきた。そして、その駐車場は社寺の領地やその近隣に整備されることが多く、社寺を有する地域の中には、駐車場の立地が参拝者の通行量に影響し、参道店舗に経済的な影響を与えているという、問題意識を持つ地域もある[3]。しかし、その影響を定量的に明らかにしたものはない。そこで本稿では、駐車場の立地が与える経済的な影響を明らかにした上で、観光振興を進める上での具体的政策を提言する。

実証分析は、駐車場の整備が参道に与える効果は地価に帰着すると考えたうえで[4]、分析対象を参道の地価とし、DID 推定量（Difference-in-Difference　Estimator）を用いた。その結果、駐車場の立地が異なることにより参道の地価に影響が生じ、参道誘導型の駐車場を設置した場合の方が地価は上昇することを示した。更に、駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せについて事例をもとに効果検証を行った結果、両策を組み合わせることで地価に大きな影響を与えることを示した。

以上より、社寺を有する地域において観光振興を進めるのであれば、街並み整備などの従来の政策だけでなく、駐車場の立地を考慮した政策立案を行うべきだと指摘した。また、具体的な政策として、次の２点を提言した。１点目は、社寺と参道店舗の交渉に際して要する取引費用の極小化を図る提言である。駐車場の立地について参道店舗がまとまって社寺と金銭交渉する、コースの定理が成り立つよう、交渉に要する取引費用の極小化を図り、当事者の交渉による外部性の内部化を促進することが望ましいと考えた。２点目は、コースの定理が機能しがたい場合、つまり関係者が多く交渉が成立しない場合は、自治体が直

[1] 神社の場合は鳥居前町ともいうが、ここでは神社も含めて門前町とする。
[2] 参道の定義については第 2 章に譲る。
[3] 伊勢神宮おはらい町、出雲大社神門通りなど。詳細は第 3 章に譲る。
[4] キャピタリゼーション仮説に基づく見解であるが、詳細は第 2 章に譲る。

接外部性の内部化に関して役割を果たす余地もあるとし、経済的インセンティブによる手法を推奨する提言である。

本稿の構成については以下の通りである。第 2 章では、本稿における「参道」の定義を行い、参道の活性化に対する自治体の取組みについて整理をする。第 3 章では、駐車場の立地の現状及びそれに対する問題意識を示し、既に実施されている取組みを整理する。第 4 章では、駐車場の立地の決定に関する社寺のインセンティブを整理した上で、当事者同士の交渉について理論分析を示す。第 5 章、第 6 章では、駐車場の立地が与える経済的な影響について実証分析を行い、第 7 章では実証分析から得られた結果をもとに政策提言を行う。第 8 章では今後の展望及び課題について整理をし、講を閉じる。

2. 参道の活性化に関する自治体の取組み

本章では、本稿における「参道」の定義を行い、参道の活性化に対する自治体の取組みについて整理をする。

2.1 「参道」の定義

参道の狭義には、鳥居や山門などの結界内の通路のみを示すが、広義には街道筋など人通りの多いところから社寺に至る参詣道路のすべてを示す。どの範囲を参道と呼ぶかは、場所によって異なり、それぞれの場所の慣習によるが、本稿における参道は、参詣道路の内、鳥居や山門などの手前の街側を指し、昔から参拝者が多く集まり商業が最も発達していたところとする。例えば、伊勢神宮内宮では宇治橋から続く「おはらい町」、出雲大社では大鳥居前の「神門通り」、成田山新勝寺では総門前の「表参道」が参道にあたる。

2.2 参道の活性化に関する自治体の取組み

モータリゼーションの発達に伴い、郊外居住者の増加や郊外大型店舗の進出により、中心市街地の空洞化が加速し、また消費者の生活スタイルの変化も加わり、全国各地で商店街の衰退が深刻化している。全国に所在する中心市街地は明治以前より城下町、門前町、宿場町、港町として発展してきた地区を起源とするところが多い。ゆえに、参道を有する門前町においても同様の傾向がみられる。これに対し、参道の活性化に取り組む自治体は多い。街並み整備に対する補助金の支出や道路の景観整備、広報による集客促進などの観光政策が進められている。また、特に、経済活動が限られている地方自治体に著名な社寺が在る場合は、その観光振興に経済的に依存するところが大きい。

環境改善の便益は地価に帰着するという、キャピタリゼーション仮説（資本化仮説）を前提とすると[5]、地方自治体にとって、このような政策を進める目的は、自治体における政策の効率性向上であると考えることができる。地域の魅力増加の効用は、基本的にその受

[5] 地方公共財の便益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、便益についてはすべて土地所有者に帰着することになる。（中川(2008)、金本(1997)）

益が及ぶ範囲の土地に、受益の程度に応じて帰着する。これは地価に反映されるため、地価に連動する土地の固定資産税による税収は、地域の魅力増加に伴い増大する。よって、固定資産税の高さは自治体の政策の優劣に直接反映される。固定資産税の増加を図ることは地域の魅力をあげ、自治体の政策の効率性をあげることとなる。

しかし、政府の市場介入が正当化されるのは、市場の失敗が生じていて、かつ市場に任せるのみではその問題を解決できない場合である。市場の失敗により財が過大もしくは過少に需要もしくは供給されることで死荷重が生じ、市場の効率化を損ねてしまうことがある。この状況下では、取引の最大の目的ともいえる、交換の利益の最大化を実現することは不可能である。ここで政府の市場介入により、交換の利益を最大化するための方策が執られる。ただし、方法によっては政府の失敗になってしまう恐れがあり、十分留意することが必要である。

3. 駐車場の立地に関する概要

本章では、駐車場の立地の現状及びそれに対する問題意識を示し、既に実施されている、参道の歩行者通行量をコントロールし、参道の活性化を図っている取組みを整理する。

3.1 駐車場の立地の現状

モータリゼーションの発達に伴い、公共交通が十分に発達していない地域においては、参拝者を対象とした大規模な駐車場が社寺によって整備されてきた。そして、その立地は参拝者の利便性に配慮し、また新たな土地確保の難しさ等から、社寺の領地やその近隣に整備されることが多い。

本稿において、この駐車場の立地を「社寺隣接型」と定義する。また参拝者が参道を経由し社寺に参拝する駐車場の立地を「参道誘導型」とする（図１参照）。



図１　駐車場の立地の型式

主要な社寺の駐車場の立地を表 1 に示す。

表 1　主要な社寺の駐車場の立地[6]

	社寺名	県	駐車場の立地	備考
1	成田山新勝寺	千葉県	社寺隣接型	
2	川崎大師	神奈川県	社寺隣接型	自動車交通安全祈祷殿に隣接
3	伏見稲荷大社	京都府	社寺隣接型・参道誘導型	第2駐車場が参道誘導型
4	鶴岡八幡宮	神奈川県	社寺隣接型	
5	太宰府天満宮	福岡県	参道誘導型	
6	宮地嶽神社	福岡県	参道誘導型	
7	豊川稲荷	愛知県	社寺隣接型	市営豊川駅東駐車場を参道誘導型と設定
8	春日大社	奈良県	社寺隣接型	
9	笠間稲荷神社	茨城県	社寺隣接型	
10	北海道神宮	北海道	社寺隣接型	
11	橿原神宮	奈良県	社寺隣接型	
12	伊奈波神社	岐阜県	社寺隣接型	
13	伊勢神宮（内宮）	三重県	社寺隣接型・参道誘導型	共に市が運営（2014年現在）
14	伊勢神宮（外宮）		社寺隣接型	
15	鹿島神宮	茨城県	社寺隣接型・参道誘導型	第2駐車場が参道誘導型
16	宗像大社	福岡県	社寺隣接型	
17	祐徳稲荷神社	佐賀県	社寺隣接型・参道誘導型	
18	三島大社	静岡県	社寺隣接型	
19	出雲大社	島根県	社寺隣接型・参道誘導型	道の駅大社ご縁広場を参道誘導型と設定
20	高松最上稲荷	岡山県	参道誘導型	民間駐車場
21	成田山不動尊	大阪府	社寺隣接型	
22	犬山成田山	愛知県	社寺隣接型	
23	香取神宮	千葉県	参道誘導型	
24	静岡浅間神社	静岡県	社寺隣接型	
25	大神神社	奈良県	社寺隣接型・参道誘導型	
26	北野天満宮	京都府	社寺隣接型	
27	多賀大社	滋賀県	どちらでもない	幹線道路に面する
28	鹽竈神社	宮城県	社寺隣接型	
29	竹駒神社	宮城県	社寺隣接型	
30	善光寺	長野県	社寺隣接型	

3.2　駐車場の立地に関する問題意識

駐車場の設置は参拝者の利便性を向上させた。更に社寺隣接型の駐車場が設けられると、目的地である社寺のみを訪ね、そこから違う目的地に車で移動するという行動パターンが目立つようになり、参道の通行者が減ったと言われる。例えば、伊勢神宮内宮のおはらい町では 1980 年代には通行者数が年間 10 万人強に低迷していたとされる[7]。伊勢神宮内宮の参拝者数が毎年 400 万人前後であったことを考えると、参拝者は内宮だけを見て帰る、という状況に陥っていたといえる。

[6] 2009 年初詣参拝客数上位の社寺より、公共交通でのアクセスが主と考えられる社寺や駐車場を持たない社寺を除いたもの。なお、2010 年以降、初詣参拝者数の発表はない。アクセス手段については、各自治体の調査によるアクセス手段利用率等を基本とし、利用率が不明なものについては最寄駅の乗降客数から判断した。駐車場の立地は、各社寺のホームページ及び Google マップ/Earth を参考に筆者が作成。一部に民間駐車場を含む。

[7] みずほ総合研究所（2009）による。

売上高は一般的に以下のように表すことができる[8]。

売上高　＝　通行者数×店舗立寄率×購買率×平均単価×買上点数

よって、参道の通行者数は売上高に直結する。社寺隣接型の駐車場が設置されたため、参道の通行者数が減り、参道店舗の売上高が減ったと考えることができる。また、仮に参道誘導型の駐車場が設置されていれば、状況は異なったのではないかと考えることができる。つまり、駐車場の立地が、参拝者の通行の流れに影響しており、その結果、参道店舗の売上高に影響を与えているのではないかと考える。この場合には最適な経済活動がなされておらず、社会的な損失（死荷重）が発生している。

3.3. 駐車場の立地を考慮した取組み

実際に駐車場の立地を考慮し、参道の歩行者通行量をコントロールしながら参道の活性化を図っている取組みとして、新たに参道誘導型の駐車場を整備した事例及び駐車場の料金誘導を行った事例を以下に示す。

3.3.1 新たに参道誘導型駐車場を整備した事例

新たに参道誘導型の駐車場を整備した事例として、伊勢神宮内宮（三重県伊勢市）及び出雲大社（島根県出雲市）を示す。モータリゼーションの発達に伴い、両社寺においても他の多くの社寺同様、社寺隣接型の駐車場が整備された。これにより、伊勢神宮内宮のおはらい町の通行者数が低迷していたことは前節で述べたとおりだが、同様の状況が出雲大社の神門通りでもみられた。

伊勢神宮内宮のおはらい町については、みずほ（2009）が次のように述べている。

> 伊勢神宮内宮の門前においては、民間企業「赤福」がおはらい町の衰退に危機感を抱き、単独でまちづくりに関与した。その集大成が伝統的な町並みを再現した複合集客施設「おかげ横丁」である。その広さは約 2,700 坪であり、伊勢神宮が最も賑わう、20 年に一度の「式年遷宮」にあわせ、1993 年に開業された。また、1989 年には伊勢市が「伊勢市まちなみ保存事業基金」を設立している。この基金は赤福からの 5 億円にものぼる寄付金であり、おはらい町の建物の新築・増改築等の修景を行うにあたっての資金低利貸付や道路の石畳化、電柱の地中化にあてられ、伝統的な町並みが新たに形成されている。

[8] 経済産業省（2004）では、売上モデルとして、売上高＝商圏人口×来場率×店舗立寄率×購買率×平均単価×買上点数が示されている。

以上の取組みにより、おはらい町の集客は急激に増加し、連日にぎわいをみせている。一方、参道誘導型の駐車場が整備された時期を調べた結果、おかげ横丁の開業と同年であり、参拝者の増加を見通した整備であったことが分かった[9]。

一方、出雲大社の神門通りについては、自治体主導のもと、関係団体及び地元住民と一体となって、まちづくりが進められ、建物の新築・増改築等の修景助成、景観に配慮した歩車共存道路の整備、電柱の地中化等が実施されている[10]。また、旧大社町（現出雲市）は、神門通りの通過型交通の増加に対応するため、1994 年、参道誘導型の駐車場として道の駅大社ご縁広場を整備した。主に出雲大社参拝者用として利用されている。更に参拝者を道の駅大社ご縁広場の駐車場に誘導し、神門通りの歩行者通行の増加を図るため、クーポン付の観光パンフレットの配布や、２次交通としてのレンタサイクル普及なども行われている[11]。以上の取組みより、近年では、神門通りに店舗が増え、かつての賑わいを取り戻しつつある。

3.3.2　料金誘導により参道誘導している事例

豊川稲荷（愛知県豊川市）の表参道では、商店主等が中心となってイベントを開催するなど、参道の活性化の取組みが行われている。更に観光客増加及び参道の歩行者通行増加を目的に、2009 年から豊川市が市営豊川駅東駐車場の観光バス駐車料無料化を実施している。

豊川稲荷所有の大駐車場は社寺隣接型であり、有料である。これに対し、市営豊川駅東駐車場は参道誘導型であり、豊川稲荷から約 500mのところにある。豊川市によると、観光バス駐車料金無料化を開始した 2009 年における平日 1 日の歩行者通行量は、表参道（観光案内所前）で 764 人であったのに対し、2011 年には 2,051 人に増加している。一方、豊川稲荷所有の大駐車場前においては、2009 年は 2,160 人、2011 年には 1,876 人と減少している。[12]これは、観光バス駐車料金無料化の広報が周知されたものだと考えることができる。参拝者の利用駐車場を誘導することに対して、地域内で駐車場料金の価格差別を行うことは、有効であるといえる。

また、豊川稲荷の参拝客数も増加しており[13]、社寺にとってもメリットが生じていると考えられる。

---

9 伊勢市都市整備部交通政策課へのヒアリングによる。
10 島根県土木部都市計画課のホームページによる。
11 古川他 (2012)による。
12 豊川市（2011)による。
13 豊川市産業部商工観光課へのヒアリングによる。

4. 当事者同士の交渉に関する理論分析

本章では、駐車場の立地の決定に関する社寺のインセンティブを整理した上で、社寺と参道店舗の当事者同士の交渉について理論分析を示す。

4.1 駐車場の立地の決定に関する社寺のインセンティブ

前章で述べたとおり、多くの駐車場は社寺隣接型であるが、数は少ないものの、参道誘導型の駐車場のみを持つ社寺も存在する。その特徴的なものとして太宰府天満宮の事例を取り上げ、駐車場の立地の決定に関する社寺のインセンティブを示す。

太宰府市史（2004 年）によると、太宰府天満宮は 1959 年に水田約 10,000 ㎡を買い取り、参道誘導型の駐車場を整備している。駐車スペースは、バス 800 台あまり、普通車 2,000 台分を有し、1961 年には隣接する水田 2,500 ㎡を更に買い取って拡張している。現在、この駐車場は「太宰府駐車センター」という名称で営業されている。

太宰府天満宮が駐車場の立地を決定するにあたっては、門前町と一緒に繁栄しようという思いがあったという[14]。現在の参道は、明治維新まで太宰府天満宮に奉仕する「社家町」のひとつであった「馬場参道」と、大きな宿屋・商家があった「大町参道」にまたがっている[15]。馬場と大町は、その他 4 つの地域を含め門前六町と言われるエリアであり、太宰府天満宮の祭事や神幸式などの運営を行っており、太宰府天満宮と非常に近い関係にあるといえる。よって、太宰府天満宮が門前町と一緒に繁栄しようという思いで駐車場の立地を決定したことは理解できる。

なお、太宰府天満宮は、学問の神様としての戦略的な広報や太宰府市への九州国立博物館の誘致など、積極的にまちづくりに関わっている。このような太宰府天満宮固有の経営観も合わさり、駐車場の立地が決定されたものであると申し添える。

上記の事例では太宰府天満宮固有の経営観はあるものの、参道が社寺の領地である場合や社寺と参道店舗が協調している場合は、参道の賑わいは社寺にとって重要であり、駐車場の立地に考慮するというインセンティブが社寺に働くと考えられる。その場合、参道誘導型駐車場が設置される可能性は大きい。逆に、社寺と参道店舗が協調していない場合は、社寺が駐車場の立地に考慮するというインセンティブは低くなると考えられる。よって、社寺と参道店舗の間で交渉が行われなければ、参道誘導型の駐車場は設置されないということになる。

[14] 太宰府市教育委員会文化財課へのヒアリングによる。
[15] 太宰府市 (2010)による。

4.2　当事者同士の交渉

多くの駐車場が社寺隣接型という現状から、社寺と参道店舗との間での交渉が行われていない、もしくは行われていても成立していないということが分かる。

駐車場の立地が与える経済的な影響が明らかになれば、参道店舗がまとまって社寺に金銭交渉を行うという価値が生まれる。しかし、その交渉に際して、取引費用を要するのであれば、交渉は成立しない。取引費用とは、財やサービスの取引に際して要する時間・労力・金銭などの負担のことである。多額な取引費用が生じることにより、本来は交換の利益を生み出すはずの市場が縮小し、または社会からそもそも消滅してしまいかねず、社会はその分貧しくなる。その場合は、交渉にかかる取引費用を極小化し、市場の成立を図ることにより、本来の交換の利益を生み出すことができる。

取引費用に関する重要な原理に「コースの定理」がある。コースの定理とは、権利が明確で、その権利に関する取引費用がゼロであるならば誰にどういう権利を与えても、社会的には最適な状態になるというものである。もっとも、コースの定理が原型のまま働くということは実際の社会では想定しにくい。交渉には精神的な労力が伴うし、時間も金銭的な支出もかかる。これらを総合すると相当程度の取引費用が発生する。また、相手が多くなればなるほど全員同意の交渉成立の可能性は乏しい。そういう意味では取引費用がゼロという仮定は実際には成り立ちにくい。しかし、コースの定理の含意から取引費用を極小化することにより、市場の失敗を防ぐことができる可能性が高まると考えられる[16]。

5.　実証分析の方針及び仮説

本章では、駐車場の立地が与える経済的な影響について実証分析する前段階として、実証分析の方針及び分析で明らかにしたい仮説について説明を加える。

5.1　実証分析の方針

駐車場の立地が与える経済的な影響を実証分析するにあたって、資本化仮説を前提とし、地価を観察する。

まず第１の実証分析として、駐車場の立地と地価の関係を分析する。本稿における問題意識及び本稿の主眼はここにある。

更に、第１の実証分析により駐車場の立地が地価に影響を与えるということが明らかになった場合、駐車場の立地変更に関する政策の検討として、第２の実証分析を実施する。参道店舗の数やその魅力など、参道に魅力がなければ、駐車場の立地変更を行っても参道に与える経済的なインパクトは少ないのではないか、というのが着想の原点である。よって、第２の実証分析においては、駐車場の立地変更に加え、参道の活性化を図った事例を取り上げ、その効果を検証する。

[16] コースの定理については福井（2007）が詳しい。

上記の実証分析を実施するにあたっては、駐車場設置前後の時系列で地価の変化を比較する方法である DID 推定量（Difference-in-Difference　Estimator）を基本とする。DID 推定量は、もともとの共通のトレンドを持ったグループについて、政策の影響を受けたグループ（トリートメントグループ）と、政策の影響を受けなかったグループ（コントロールグループ）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、対象とする効果のみを抽出することが可能となる。

5.2　仮説

上記の実証分析の方針に基づき、最終的な仮説を以下の通り定立する。

仮説１：駐車場の立地の違いが参道の地価に影響を与えるのではないか。→　実証分析１

仮説２：観光振興策としては、駐車場の立地変更と参道の活性化策を組み合わせることで、更に経済的なインパクトが大きくなるのではないか。　→　実証分析２

6.　駐車場の立地が与える経済的な影響に関する実証分析

本章では、前章で提起した実証分析の方針及び仮説に基づき実施した２つの実証分析について、実証分析の対象や方法、推計モデルについて述べる。また、実証分析から得られた結果を示し、考察を行う。

6.1　駐車場の立地が参道の地価に与える影響（実証分析１）

駐車場の立地が参道の地価に与える影響を明らかにするため、実証分析１の内容を以下に示す。

6.1.1　分析対象と方法

分析対象は、参道誘導型の事例として金刀比羅宮（香川県仲多度郡琴平町)、社寺隣接型の事例として善通寺（香川県善通寺市）とする。各駐車場の整備時期が異なることから[17]、今回は瀬戸大橋開通（1988 年）により自動車交通が大幅に増加したことを利用する（図 2 参照)。なお、善通寺においては瀬戸大橋開通以前、本州からの自動車アクセスが限定的であったということから駐車場の利用も限られていたとし、瀬戸大橋開通以前の両社寺のトレンドは同じであったということを前提とする。

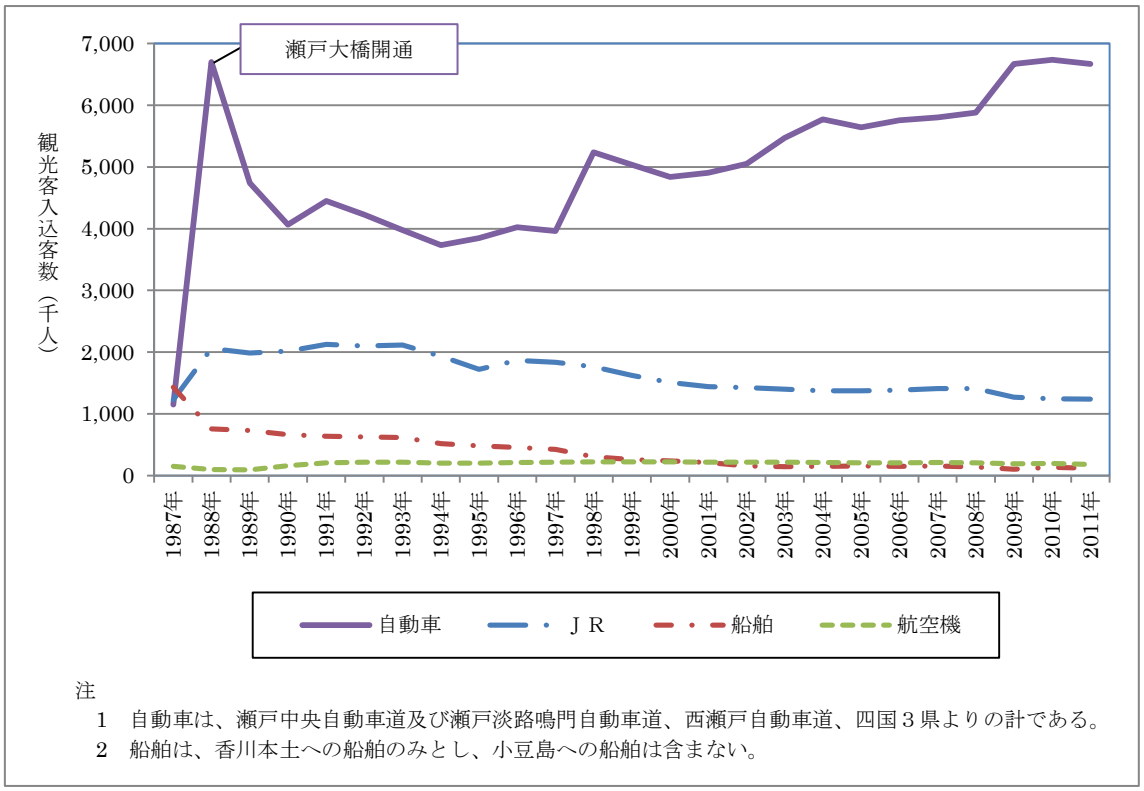
[17] 善通寺駐車場は昭和 47 年、琴平町営駐車場は昭和 63 年の整備である。ヒアリング結果による。

分析の対象期間は、1986～1995 年とする。この間にバブル景気の資産上昇を含むため、瀬戸大橋開通前後の影響を比較するにあたっては、各地域における参道と参道以外の地価の差分を比較することとし、DDD 推定量（Difference-in-Difference-in-Difference Estimator）を用いる。

分析対象範囲は、最寄駅から各社寺まで参拝者が通るメイン道路[18]を中心とし、その周辺の参拝者が通らない道路を含む範囲とした。各地域ともおよそ 65ha の範囲となっている。なお、琴平町については石段が始まる前までとし石段の参道は範囲に含んでいない。

トリートメントグループは最寄駅から各社寺まで参拝者が通るメイン道路及び琴平町とし、コントロールグループは参拝者が通らない道路及び善通寺市とする。

分析には固定効果モデルを採用する。固定効果モデルでは、地価のポイントが有する特性が分析対象期間において変化しないと考えられる場合は、推計の中では固定効果として除去される。よって、時間を通じて変化しない、地積・容積率・建ぺい率・駅までの距離等の要因については変数に加えない。



注
1　自動車は、瀬戸中央自動車道及び瀬戸淡路鳴門自動車道、西瀬戸自動車道、四国３県よりの計である。
2　船舶は、香川本土への船舶のみとし、小豆島への船舶は含まない。

図２　香川県交通機関別県外観光客入込数の推移[19]

[18] 参拝者が通るであろう道路を複数選択している。
[19] 出所：香川県観光交通局（2011）。

6.1.2 推計モデル

推計モデルは、瀬戸大橋開通前後における地価の変動を推計するため次式を用いる。

$$\ln P_{rt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{rt} + \beta_2 AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} + \beta_3 AD_{rt} * TGD_{kotohira\_rt} + \beta_4 AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} * TGD_{kotohira\_rt} + \delta_{rt} + \varepsilon_{rt} \quad \cdots\cdots(1)$$

推計モデルにおける被説明変数である $\ln P_{rt}$ は、「相続税路線価(円/㎡)の対数値」である。使用するデータは 1986～1995 年の普通商業・併用住宅地区[20]の相続税路線価である[21]。観測単位は、路線価が付けられた各区間としている。なお、相続税路線価は、土地取引の指標となる公示地価（地価公示価格）の 8 割程度の価格となっている。

説明変数 AD_{rt} は「瀬戸大橋開通ダミー」であり、前後の効果を時期によって区別する変数である。相続税路線価は 1 月 1 日時点の価格であり、瀬戸大橋開通の 1988 年の影響は 1989 年に表れるとし、1989 年以降を 1、それ以前を 0 とするダミー変数とする。この項の係数を推計することにより、コントロールグループの善通寺市において瀬戸大橋開通の効果を把握することができる。

説明変数 TGD_{monzen_rt} はトリートメントグループダミーである「メイン道路ダミー」であり、瀬戸大橋開通ダミーAD_{rt} との交差項は、コントロールグループの善通寺市において瀬戸大橋開通後にメイン道路に与えた効果を把握することができる。

説明変数 $TGD_{kotohira\_rt}$ はトリートメントグループダミーである「琴平町ダミー」であり、瀬戸大橋開通ダミーAD_{rt} との交差項は、瀬戸大橋開通後の効果について、トリートメントグループの琴平町とコントロールグループの善通寺市の差分を把握することができる。

瀬戸大橋開通ダミーAD_{rt} と 2 つのトリートメントグループダミーTGD_{monzen_rt} 及び $TGD_{kotohira\_rt}$（メイン道路ダミー及び琴平町ダミー）の交差項は、瀬戸大橋開通後にメイン道路に与えた効果について、トリートメントグループの琴平町とコントロールグループの善通寺市の差分を表す変数である。したがって、この項の係数を推計することにより瀬戸大橋開通により駐車場の立地が異なるグループのメイン道路の地価に与えた影響を把握することができる。

なお、δ_{rt} については固定効果を、ε_{rt} は誤差項を示す変数である。また、各変数ともにｒとｔから成る添え字が付くが、ｒは路線価区間、ｔは年を意味する。

各変数の基本統計量は表 2 のとおりである。

[20] 国税局が決定している路線価における土地の利用区分。商業地域や近隣商業地域沿いや第一種低層住居専用地域及び第二種低層住居専用地域で中低層の店舗・事務所や居住用の建物がある地域。
[21] 国会図書館にて取得。

表 2　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln(相続税路線価)	1328	4.444	0.477	3.045	5.649
瀬戸大橋開通ダミー	1328	0.701	0.458	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー	1328	0.232	0.422	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊琴平町ダミー	1328	0.327	0.469	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー＊琴平町ダミー	1328	0.079	0.270	0.000	1.000

6.1.3　推計結果及び考察

推計モデルに基づいて推計した結果を表 3 に示す。

表 3　推計結果

被説明変数	ln(相続税路線価)	
説明変数	係数	標準誤差
瀬戸大橋開通ダミー	0.4223 ***	0.0165
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー	−0.1815 ***	0.0257
瀬戸大橋開通ダミー＊琴平町ダミー	−0.1876 ***	0.0226
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー＊琴平町ダミー	0.1188 ***	0.0406
定数項	4.2415 ***	0.0077
観測数	1328	
決定係数	0.4748	

※　***,**,*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。

自動車交通が増加した瀬戸大橋開通によりメイン道路に与えた効果を琴平町と善通寺市とで比較した結果、参道誘導型の駐車場を有する琴平町の方が約 12%、地価が高く、統計的に有意な数値になった。

したがって、駐車場の立地が異なることにより、参道の地価に影響が生じ、参道誘導型の駐車場を設置した場合の方が地価は上昇すると示された。よって、参道店舗は参道誘導型の駐車場をつくるよう、社寺と交渉する価値があるといえ、社寺と参道店舗の交渉に際し取引費用がゼロであるならば、参道店舗がまとまって社寺側と金銭交渉する、コースの定理が成り立つ。

6.1.4　追加分析

前項で駐車場の立地が地価に与える影響が明らかになったが、更に追加分析として、参拝者が最も多く通行するであろう、社寺前の参道部分[22]について、両地域の比較を行う。

トリートメントグループであるメイン道路から、参拝者が最も多く通行するであろう、社寺前の参道を抽出し、新たに「参道ダミー」を加え、推計モデルとして次式を用いる。

$$\ln P_{rt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{rt} + \beta_2 AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} + \underline{\beta_3 AD_{rt} * TGD_{sando\_rt}}$$
$$+ \beta_4 AD_{rt} * TGD_{kotohira\_rt} + \beta_5 AD_{rt} * TGD_{monzen\_rt} * TGD_{kotohira\_rt}$$
$$+ \underline{\beta_6 AD_{rt} * TGD_{sando\_rt} * TGD_{kotohira\_rt}} + \delta_{rt} + \varepsilon_{rt} \quad \cdots\cdots (2)$$

推計モデルは、6.1.2 の推計モデル（1）を基本とし、下線部を新たに追加した。以下に新たに加えた説明変数について説明を記す。

説明変数 TGD_{sando_rt} はトリートメントグループダミー「メイン道路ダミー」の内、参道部分に当たる「参道ダミー」である。瀬戸大橋開通ダミーAD_{rt} との交差項は、メイン道路に与えた効果と、参道に与えた効果の差分を示す。

瀬戸大橋開通ダミーAD_{rt} と 2 つのコントロールグループダミーTGD_{sando_rt} 及び $TGD_{kotohira\_rt}$（参道ダミー及び琴平町ダミー）の交差項は、メイン道路に与えた効果と、参道に与えた効果との差分を表す変数である。したがって、この項の係数を推計することにより瀬戸大橋開通により駐車場の立地が異なるグループの参道の地価に与えた影響を把握することができる。

各変数の基本統計量及び推計モデルに基づいて推計した結果は、それぞれ表 4、表 5 のとおりである。この結果より、メイン道路の中でも参拝者が多く通行すると考えられる参道の方が、より大きな影響を受けていることが明らかになった。よって、駐車場の立地が、参拝者の通行の流れに影響しており、その結果、地価に影響を与えていることが示された。

表 4　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（相続税路線価）	1328	4.444	0.477	3.045	5.649
瀬戸大橋開通ダミー	1328	0.701	0.458	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー	1328	0.232	0.422	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊参道ダミー	1328	0.016	0.125	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊琴平町ダミー	1328	0.327	0.469	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー＊琴平町ダミー	1328	0.079	0.270	0.000	1.000
瀬戸大橋開通ダミー＊参道ダミー＊琴平町ダミー	1328	0.005	0.072	0.000	1.000

[22] 善通寺市においては赤門筋、琴平町においては表参道（石段部分は除く）の部分にあたる。

表 5　推計結果

被説明変数	ln（相続税路線価）	
説明変数	係数	標準誤差
瀬戸大橋開通ダミー	0.4223 ***	0.0164
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー	−0.1616 ***	0.0261
瀬戸大橋開通ダミー＊参道ダミー	−0.2880 ***	0.0773
瀬戸大橋開通ダミー＊琴平町ダミー	−0.1876 ***	0.0225
瀬戸大橋開通ダミー＊門前ダミー＊琴平町ダミー	0.1016 **	0.0414
瀬戸大橋開通ダミー＊参道ダミー＊琴平町ダミー	0.2474 *	0.1338
定数項	4.2415 ***	0.0077
観測数	1328	
決定係数	0.4809	

※　***,**,*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。

6.2　駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せ効果（実証分析２）

次に、駐車場の立地変更に関する政策を進めるにあたっての検討として、駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せ効果を検証するため、実証分析２の内容を以下に示す。

6.2.1　分析対象と方法

駐車場の立地変更に加え、参道の活性化を図った事例として、伊勢神宮内宮を取り上げ、その効果を検証する[23]。なお、実証分析２は、組合せ効果の検証であり、それぞれの効果を数値として導くことを目的としていない。

分析方法は、DID 推定量とし、社寺隣接型及び参道誘導型の駐車場がある伊勢神宮内宮の参道をトリートメントグループ、社寺隣接型駐車場のみである外宮の参道をコントロールグループとする。なお、トリートメントグループは、社寺隣接型駐車場から複合集客施設おかげ横丁の区間と、おかげ横丁から参道誘導型駐車場の区間に分け、地価の変動を観察する。

分析期間は、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場が開業した 1993 年を含む、1992～2005 年とする。参拝客数増加の影響を極力減らすため、内宮参拝客数の変動が少ない期間を採用した（図３参照）。

なお、分析には実証分析１と同様、固定効果モデルを採用する。よって、時間を通じて変化しない、地積・容積率・建ぺい率・駅までの距離等の要因については変数に加えない。

[23] 伊勢神宮内宮についての取組みは第３章で述べたとおりである。



図 3　伊勢神宮内宮参拝者数の推移[24]

6.2.2　推計モデル

推計モデルは、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場の整備前後における地価の変動を推計するため次式を用いる。

$$\ln P_{rt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{rt} + \beta_2 AD_{rt} * TGD_{sando1\_rt} + \beta_3 AD_{rt} * TGD_{sando2\_rt} + \beta_4 X_{keikan\_rt} + \delta_{rt} + \varepsilon_{rt} \quad \cdots\cdots(3)$$

推計モデルにおける被説明変数である $\ln P_{rt}$ は、「相続税路線価(円/㎡)の対数値」である。使用するデータは 1992～2005 年の相続税路線価である[25]。また、観測単位は、実証分析 1 同様、路線価が付けられた各区間としている。

説明変数 AD_{rt} は「おかげ横丁及び参道誘導型駐車場整備ダミー」であり、前後の効果を時期によって区別する変数である。実証分析 1 同様、相続税路線価は 1 月 1 日時点の価格であり、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場が整備された 1993 年の影響は 1994 年に表れるとし、1994 年以降を 1、それ以前を 0 とするダミー変数とする。この項の係数を推計することにより、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場整備後の効果を把握することができる。

説明変数 TGD_{sando1_rt} は、トリートメントグループダミーである「内宮参道 1（社寺隣接型駐車場～おかげ横丁ダミー）」であり、整備ダミーAD_{rt} との交差項は、内宮参道の社寺隣接型駐車場～おかげ横丁における、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場整備の効果を把握することができる。

[24] 出所：伊勢市(2012)
[25] 国会図書館及にて取得

説明変数 TGD_{sando2_rt} は、トリートメントグループダミーである「内宮参道 2（おかげ横丁～参道誘導型駐車場）ダミー」であり、整備ダミーAD_{rt} との交差項は、内宮参道のおかげ横丁～参道誘導型駐車場における、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場整備の効果を把握することができる。

説明変数 X_{keikan_rt} は、参道沿道の建物景観整備数であり、δ_{rt} については固定効果を、ε_{rt} は誤差項を示す変数である。

また、各変数ともにｒとｔから成る添え字が付くが、ｒは路線価区間、ｔは年を意味する。

各変数の基本統計量は表 6 のとおりである。

表 6　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln（相続税路線価）	224	4.870	0.511	3.912	6.215
整備ダミー	224	0.857	0.351	0.000	1.000
整備ダミー＊ 内宮参道（社寺隣接型駐車場～おかげ横丁）ダミー	224	0.321	0.468	0.000	1.000
整備ダミー＊ 内宮参道（おかげ横丁～参道誘導型駐車場）ダミー	224	0.268	0.444	0.000	1.000
建物景観整備数	224	19.750	25.215	0.000	76.000

6.2.3　推計結果及び考察

推計モデルに基づいて推計した結果を表 7 に示す。

表 7　推計結果

被説明変数	ln（相続税路線価）	
説明変数	係数	標準誤差
整備ダミー	−0.4743 ***	0.0912
整備ダミー＊ 内宮参道（社寺隣接型駐車場～おかげ横丁）ダミー	0.7305 ***	0.1398
整備ダミー＊ 内宮参道（おかげ横丁～参道誘導型駐車場）ダミー	0.5222 ***	0.1297
建物景観整備数	0.0044 **	0.0020
定数項	4.8144 ***	0.0495
観測数	224	
決定係数	0.2281	

※　***,**,*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。

外宮参道に比べ、社寺隣接駐車場~おかげ横丁の間で約 73%、おかげ横丁~参道誘導型駐車場の間で約 52%、地価が高く、統計的に有意な数値となっており、おかげ横丁及び参道誘導型駐車場の整備効果と言える。内宮参拝客数は式年遷宮及び世界祝祭博覧会の年を除き、ほぼ一定であることから、仮に、参道誘導型駐車場が整備されず、おかげ横丁のみが整備された場合は、おかげ横丁～参道誘導型駐車場の間の地価の上昇はなかったと考えることができる。逆に、おかげ横丁が整備されず、参道誘導型駐車場のみが整備された場合は、参拝者数がほぼ一定であるので、参拝者は社寺隣接型駐車場を利用し、参道誘導型駐車場を利用するというインセンティブは低かったと考えられ、社寺隣接型駐車場~参道誘導型駐車場の間の地価の上昇は少なかったといえる。よって、観光振興策として、駐車場の立地変更と参道の活性化策の組合せで、より効果があがるといえる。

7. 政策提言

著名な社寺を有する地域における観光振興は、社寺によって生み出される外部性をその地域や自治体において内部化することである。本稿から、社寺を有する地域において観光振興を進めるのであれば、従来の街並み整備などの政策だけではなく、駐車場の立地を考慮した政策立案を行うべきだと言える。また、駐車場の立地の考慮により、人の流れをコントロールし、地域の収益性をあげるということは、その他の観光地にも応用が効くと考えられる。

しかし、社寺を有する地域においては、既に社寺隣接型の駐車場がある場合が多く、立地変更を行うにあたっては土地利用の変更を伴う。既存駐車場の跡地利用や新駐車場の土地確保はもちろんのこと、それに伴って、自動車交通の流れの変化による新たな渋滞の発生など、負の外部性への対応も必要となる。社寺と参道店舗、また地域間において様々な調整が必要となり、相当程度の取引費用が発生するだろう。

政策としては、当事者の交渉による外部性の内部化が望ましい。市場の失敗対策として自治体が介入する際に、私人間での交換の利益が可能な限り大きくなるよう促進することは、政府の失敗を招く事態を避けることに寄与することができる[26]。よって、自治体の責務は、コースの定理を機能させるべく、社寺と参道店舗の交渉を促し、両者の交渉にかかる取引費用を極小化することである。それにより、資源配分が最適化される可能性が高まり、政策の効率性をあげることにつながる。そのため、まず、当事者に駐車場の立地が与える影響について、情報提供し、交渉する価値の理解を得ることが必要である。情報としては、参道誘導型駐車場の設置により参道店舗が受けるプラスの経済的影響や、参道が活性化することにより参拝者が増えるといった社寺側のメリットなどが考えられる。また、具体的に協議を進める場としてのプラットフォームの設置や、実際にどれほど資産価値が上昇するのかといった効果予測も必要である。

[26] 福井（2010）が詳しい。

しかし、このような取組みを進めてもコースの定理が機能しがたい場合、つまり関係者が多く交渉が成立しない場合は、自治体が直接外部性の内部化に関して役割を果たす余地もある。その場合は、数値設定が困難であり柔軟な対応が難しい直接的規制や公共整備より、税制優遇や補助金などによる経済的インセンティブが優れている。

参道誘導型の駐車場は、ほとんどが公共駐車場であった。しかし、このような場合、新たに社寺の近くに民間個人が駐車場を設置すれば、参道への誘導効果は下がってしまう。また、公共駐車場において料金誘導を実施している場合も、民間の駐車場において新たな料金誘導が行われれば、参拝者のインセンティブは変化し、誘導効果は下がる。よって、土地所有者や事業者等の行動のインセンティブを変化させる手法が政策として優れていることが示される。

なお、現実的には、社寺隣接型の駐車場をすべて無くし、参道誘導型の駐車場のみにすることは難しい。その理由は、社寺の事情にあるが、例えば氏子・檀家等総代や高齢者・身体障碍者への配慮、祭事や結婚式・七五三への対応などが必要と考えるからである。よって、人の流れをコントロールし観光振興に寄与する方法としては、新たに参道誘導型の駐車場を設置し、あわせて参道の魅力向上や駐車場料金の誘導等により参拝者のインセンティブに働きかけることが有効であると考える。

8. おわりに

地域や自治体によっては、駐車場の立地による問題を意識しているところはあるものの、実際に政策として実施しているところはまだ少ない。既に実施しているところも公共駐車場の整備など自治体主導のものに留まっている。一般的に、自治体職員にとって、私人間の取引を促進する政策は、整備や規制などの直接的な政策より要する労力が不確実で多くの労力を要する恐れがあると考えられ敬遠されがちである。しかし、私人間の交渉が可能なら、交渉を優先するべきである。私人間の交渉を促進し、住民が主体のまちづくりを進めることによって、住民の利益を公平にかつ最大化できると考える。

今後の課題としては以下が挙げられる。本稿は、既に記したように、金刀比羅宮と善通寺を事例として実証分析を行った。しかし、両社寺の駐車場の整備時期が異なることから、瀬戸大橋が開通し自動車交通が大幅に増加したタイミングを利用している。そのため、今回の結果は、立地変更による便益を推計するといった、普遍的な指針として用いることは考えていない。

また、本稿においては、参道誘導型の駐車場と社寺との距離の関係について言及していない。一般的に、歩行者が抵抗なく歩ける距離は400m前後だと言われるが[27]、今後、参道誘導型の駐車場と社寺との距離の関係が与える地価への影響を、参道の活性化策も加味した上で、定量的に把握することが必要である。

[27] 京阪神（2008)及び都市・地域開発の専門家へのヒアリングによる。

更に駐車場の立地変更が与える影響として、新たな渋滞による負の外部性の発生も予測される。また、駐車場の立地によっては、参道の自動車交通量が減り、歩行者の安全性が上昇するといった正の外部性も考えられる。このように、駐車場の立地変更は様々な影響をもたらす。今後、更に綿密な分析を行い、駐車場の立地変更が与える影響の予測モデルを構築することが今後の課題である。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授（主査）、下村郁夫教授（副査）、中川雅之客員教授（副査）から、懇切丁寧な御指導をいただきました。また、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター）、安藤至大客員准教授をはじめ、本学内外まちづくりプログラム関係教員の方々からも貴重な御意見及び御指導をいただきました。ここに深く感謝申し上げます。

また、太宰府市教育委員会文化財課 副課長 城戸康利氏はじめ、各自治体のご担当者の皆様には、ヒアリングや資料提供に快く御協力いただきました。また、各社寺の皆様にも本稿の趣旨を御理解いただき、ヒアリングや資料提供に快く御協力いただきました。この場を借りて深く感謝申し上げます。

さらに、大神神社 企画部長 清水正男氏及び東京大学アジア生物資源環境研究センター堀繁教授からは、テーマ選定及び調査にあたり、示唆に富む御知見や御協力をいただきました。ここに深く感謝申し上げます。

そして、１年間の学生生活において苦楽を共にしたまちづくりプログラムを始めとする同期の皆様に深く感謝申し上げます。

最後に、政策研究大学院大学での学びの機会を与えていただいた派遣元に大変感謝申し上げるとともに、１年という長期にも関わらず温かく支え見守ってくれた夫と家族に心から感謝します。

なお、本稿は個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関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、すべて筆者の責に帰するものであることを申し添えます。

参考文献

- みずほ総合研究所（2009）:「三重県の地域活性化事例」『みずほ地域経済インサイト』, P.3~7
- 古川のり子、森山昌幸、鈴木春菜、藤原章正 （2012）:「まち歩き促進に向けた観光モビリティ・マネジメントの取組―出雲大社周辺を対象として―」『土木計画学研究・講演集(CD-ROM)』，46 巻，ROMBUNNO.126
- 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
- 中川雅之（2008）:「公共経済学と都市政策」日本評論社
- 金本良嗣（1997）:「都市経済学」東洋経済新報社
- 福井秀夫（2010）:「自治体職員の政策形成力」『月刊自治フォーラム 607 号』
- Ｎ・グレゴリー・マンキュー著，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

参考資料

- 警視庁(2009) :「新年の人出と年末年始の登山者に対する警察措置について」
- 経済産業省商務流通グループ流通産業課中心市街地活性化室（2004）:「大型閉鎖店舗再生等対策の総合プロデュース人材育成事業講義テキスト/社会経済系」，P.91
- 太宰府市（2004）:「「古都大宰府」の展開」『太宰府市史』，P.345
- 太宰府市（2010）:「太宰府市歴史的風致維持向上計画」，P.47~48
- 豊川市（2011）:「平成 23 年度中心市街地歩行者・自転車交通量調査」
- 香川県観光交通局（2011）:「平成 23 年香川県観光客動態調査報告」
- 伊勢市（2012）:「平成 24 年伊勢市観光統計【資料編】」
- 京阪神都市圏交通計画協議会（2008）:「京阪神都市圏における観光交通への提言－中間年次調査報告－」

建築物定期報告制度の公表が与える

効果について

＜要旨＞

近年、本格的な建築物のストック時代を迎え既存建築物の安全確保は、より重要な課題となっている。このような社会の中、建築基準法においては、定期報告制度という制度で不特定多数の利用する建物の安全性を担保している。本研究では、この定期報告制度を経済学的な見地から理論分析し、政府の介入根拠である市場の失敗は、「外部性」及び「情報の非対称」であることを示している。また、定期報告制度の問題点として、「外部性」及び「情報の非対称」の未解消部分が存在することを挙げ、この問題点の解消に「公表」が寄与しているという仮説を立て、その効果を実証分析している。

実証分析の結果、公表には報告率を上昇させる効果があることが明らかになった。この「公表」の効果と理論分析した定期報告の仕組みを絡め、既存建築物の安全確保を効率的に進めていくには、どのように政府が介入していくべきか政策提言を行っている。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13607　　小林　健二

目次

1. はじめに 3
1.1 背景 3
1.2 既往研究 3
2. 建築基準法定期報告制度の概要 4
2.1 定期調査・報告制度の趣旨 4
2.2 定期調査の性格 4
2.3 対象となる建築物 4
2.4 調査項目と調査方法等 5
2.5 報告事項 6
2.6 定期調査の時期 6
3. 定期報告制度についての理論分析 6
4. 公表が与える影響についての実証分析 9
4.1 県別定期報告率による実証分析 9
4.2 鳥取県（県のみ、他の特定行政庁除く）の定期報告対象建築物の個票データによる実証分析 12
5. まとめ 21
5.1 分析結果のまとめと考察 21
5.2 インセンティブの効果 22
5.3 政策提言 23
6. 謝辞 24

1. はじめに

1.1 背景

平成 24 年 5 月、広島県福山市のホテルにおいて、火災が発生し 7 名の方が亡くなった。平成 25 年 10 月には福岡県福岡市の病院においても火災により 10 名の方が亡くなった。何れの建築物も建築基準法の違反が、後の調査で判明した建築物である。特に広島県のホテルにおいては、建築基準法に基づく維持保全の検査（定期報告制度）が義務づけされている建物であったが、1974 年を最後に 38 年もの間、市に提出されていない建物であった。

過去、建築災害や事故は多々起きており、その中でも、平成 13 年に起きた 44 名の方が亡くなった新宿区歌舞伎町雑居ビルにおける火災や、平成 18 年に起きた港区公営住宅におけるエレベータ事故や、平成 19 年のジェットコースターの死亡事故などは、社会問題になるほど注目を集めた。いずれの事故も、日常の維持保全の不備が原因とされており、その重要性はこのような死亡者を伴う火災や事故の度に再認識される。

先に述べた定期報告制度は、建築基準法 12 条により建築物、建築設備及び昇降機等の所有（管理）者が、その施設の安全が保たれているかどうかについて専門技術者に調（検）査をさせて、その結果を特定行政庁に報告することを義務づけたものである。つまり、日常の維持保全の不備を解消するための制度である。

しかし、義務づけされているはずの報告制度の報告率の現状は、昇降機等についてはメンテナンス会社との保守契約等により概ね９０％以上であるが、特殊建築物及び、その建築設備に関しては 70%程度に留まっている。

このような状況の中、各行政庁はこの報告率を上げるために人員を割き、査察や督促などの様々な手法を施している。また少数ではあるが「公表」という手法を施している行政庁も存在する。

本稿では、経済学的な見地から定期報告制度にはどのような政府の介入根拠があるのかを述べ、またその際に生じている問題点を論じている。また、先に述べた少数の行政庁が行っている「公表」という手法に注目し、この問題点の解消に「公表」が寄与しているという仮説を立て、その効果を実証分析している。

1.2 既往研究

定期報告制度についての研究では、行政側からの視点で各特定行政庁の現状や取り組み事例を紹介し、課題と思われることを論じた、横山(2007)、二宮(2007)、 中川（2007）山本(2007)が挙げられる。また所有者側からの視点で、定期報告の問題点、定期報告の期待される在り方、所有者の問題点等を論じた瀬川(2007)が挙げられる。何れにせよ経済学的な視点から定期報告を理論分析し、計量経済学を使用した実証を行っている研究は散見されない。また定期報告制度の「公表」の効果について論じている研究もまた散見されない。

2. 建築基準法定期報告制度の概要

2.1 定期調査・報告制度の趣旨

建築物に期待され、要求されている諸性能を維持保全することは、本来は建築物の所有者、管理者又は占有者がそれぞれの責任によってなすべきものであり、建築基準法 8 条においても所有者に、建築物を常時適法な状態に維持するよう努力義務が課されている。

しかし、公共性の強い建築物や第三者が多数利用する建築物の場合には、所有者（管理者）による維持保全の不備、不具合によって、事故や災害が発生したり、また被害が拡大したりして、第三者に危害を及ぼす恐れがあることから、建築基準法第 12 条 1 項では、所有者（管理者）（以下、所有者）はその建築物について、定期にその状況を資格者に調査させて、その結果を特定行政庁に報告することを義務づけている。報告を受けた特定行政庁は、その内容に応じ必要な措置を講じることとなる。

2.2 定期調査の性格

定期調査の性格は、予防医学の健康診断と同様、建築物の健康診断とも捉えることができる。その仕組は、建築物の技術的知識の少ない所有者等に対して、維持保全に関心と理解を求め、専門家による総合的な健康診断を行い、その結果を示し、それを受けて所有者が、必要な措置それぞれの部門の専門家につないで、適正な維持保全を図る仕組みである。

従って、定期調査の調査者は、建築に関して、素人である一般の所有者と各分野の専門家とを繋ぐ重要な役割を担っており、定期調査業務を通じて、所有者に維持保全への関心を持たせるとともに、重要性を理解させ、必要な措置を講ずるための動機づけとなるよう丁寧に説明することが必要である。

2.3 対象となる建築物

定期調査の対象となる建築物は、公共性が高いもの、第 3 者利用の多いものであり、建築基準法では次の①及び②の建築物のうち特定行政庁が指定する建築物である。

① 法第 6 条第 1 項第一号に掲げる建築物
　法別表第 1（い）欄の用途に供する特殊建築物
　（その用途の床面積の合計が 100 ㎡を超えるもの）

② その他政令で定める建築物（令第 16 条）
　事務所その他これに類する用途に供する建築物（階数が 5 以上で延べ面積が 1000 ㎡を超えるもの）

②の「その他これに類する用途」は昭和 59 年の建築物防災対策室長通達「建築基準法第 12 条の規定に基づく定期報告対象建築物の指定について」により「居室の利用形態が、専ら執務の用に供される事務所に類する用途には金融業、不動産業等の店舗のほか、利用の

形態により教育施設等も含まれるものである」との解釈が示されている。

なお、国、都道府県及び建築主事を置く市町村の建築物については対象建築物から除外されている。[1]

法第 6 条第 1 項第一号の特殊建築物

（1）劇場、映画館、演芸場

観覧場、公会堂、集会場、その他これらに類するもので政令で定めるもの[政令未定]

（2）病院、診療所[患者の収容施設があるものに限る]、ホテル、旅館、下宿、共同住宅、寄宿舎その他これらに類するもので政令で定めるもの

（令第 115 条の 3 第一号）―＊児童福祉施設等

＊児童福祉施設等（令第 19 条第 1 項一号）…児童福祉施設、助産所、身体障害者社会参加支援施設（補装具製作施設及び視聴覚障害者情報提供施設を除く）、保護施設（医療保護施設を除く）、婦人保護施設、老人福祉施設、有料老人ホーム、母子保健施設、障害者支援施設、地域活動支援センター、福祉ホーム又は障害福祉サービス事業（生活介護、自立訓練、就労移行支援又は就労継続支援を行う事業に限る）の用に供する施設

（3）学校、体育館その他これらに類するもので政令で定めるもの

（令 115 条の 3 第二号）―博物館、美術館、図書館、ボーリング場、スキー場、スケート場、水泳場又はスポーツの練習場

（4）百貨店、マーケット、展示場、キャバレー、カフェー、ナイトクラブ、バー、ダンスホール、遊技場その他これらに類するもので政令で定めるもの

（令 115 条の 3 第三号）―公衆浴場、待合、料理店、飲食店又は物品販売業を営む店舗（床面積が 10 平方メートル以内のものを除く）

（5）倉庫その他これらに類するもので政令で定めるもの（政令未制定）

（6）自動車車庫、自動車修理工場その他これらに類するもので政令で定めるもの

（令 115 条の 3 第四号）―映画スタジオ又はテレビスタジオ

2.4 調査項目と調査方法等

平成 13 年 9 月 1 日に起きた新宿歌舞伎町雑居ビル火災以後、特定行政庁へ報告する報告書の様式が定められ、報告事項が示された。この報告事項に基づき、具体的な調査項目や調査方法等については（財）日本建築防災協会より「特殊建築物等定期調査業務基準」として示され、運用されていた。

その後平成 20 年 4 月 1 日からは、定期調査項目、調査方法及び判定基準は国土交通大臣が定めるところによるものと改正され、国土交通省告示に示された。

なお、特定行政庁が規則により別途定める場合はその規則によることとなる。ただし、

[1] ただし建築基準法第 12 条第 2 項で定期点検として同様の調査を義務づけしている。

調査項目、調査方法及び判定基準について、より緩やかな条件を定めることはできない。
※調査項目については、以下の項目ごとに調査項目、調査方法、判定基準が細かく規定されており調査者はその規定に基づき調査する。
１．敷地及び地盤　２．建築物の外部　３．屋上及び屋根　４．建築物の内部
５．避難施設等　　６．その他

2.5　報告事項

調査項目を調査した結果について法令に基づく報告様式により、指摘なし、要是正、既存不適格の区分の指摘をするとともに、不具合等の状況等を報告する。

また、報告様式に加えて、調査項目ごとの調査結果及び調査者名を示した特殊建築物等の調査結果と、平面図等に調査結果を記入した調査結果図及び「要是正」の項目（既存不適格を除く）について関係写真にて報告する。

なお、特定行政庁はこの様式を基準に、必要な場合は建築基準法に基づく条例に関する事項その他の必要な事項を加えることも認められている。

平成 17 年度から、定期調査報告概要書が追加されているが、この概要書にも不具合等の状況が追加された。

これは、ストック建築物に係る情報開示の仕組み整備で、特定行政庁において、定期報告の履歴など所有者の権利を不当に侵害するおそれがないものについて閲覧を可能としたものである。

2.6　定期調査の時期

定期調査は「国土交通省令で定めるところにより、定期に」となっており、施行規則第 5 条で「建築物の用途、構造、延べ面積等に応じて、おおむね 6 月から 3 年までの間隔をおいて特定行政庁が定める時期とする」となっている。ただし、法第 7 条第 5 項の検査済み証の交付を受けた場合は、その直後の時期は免除される。（規則第 5 条）

特定行政庁が時期を定める目安として、昭和 59 年の建築指導課長通達「建築基準法第 12 条の規定に基づく定期報告対象建築物の指定について」で用途に応じて定期調査の間隔が示されている。この目安を基に各特定行政庁が地域の状況を勘案して、定期調査の時期をそれぞれ定めている。

3.　定期報告制度についての理論分析

定期報告制度を経済学的に考えた場合、政府の介入根拠は何であろう。一つは建物の維持管理の不備により第三者へ影響を及ぼす「外部性」である。これは例えば火事の際に隣の建物へ火災を広げてしまうことであるとか、日影を隣地に基準以上に落としてしまうことや、外壁タイルが剥落して通行者に危害を加えてしまう等多々ある。これについては定期報告を所有者等に提出させることにより、行政が違反事項を把握し是正指導を行うことが

可能になることや、所有者が自ら指摘箇所の安全確保を行うことにより解消することができる。

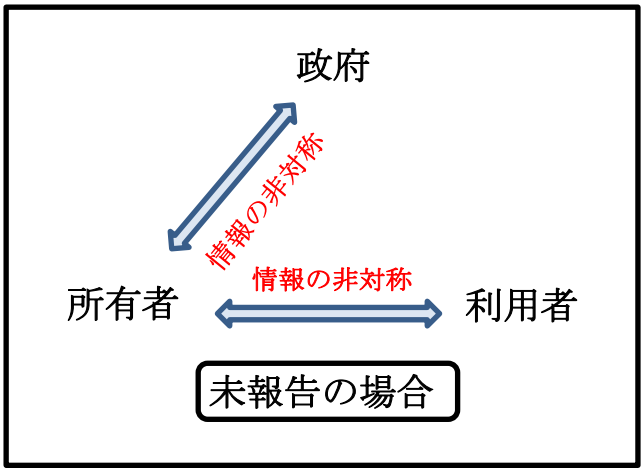
もう一つ政府の介入根拠がある。それは「情報の非対称」である。建物が、利用される前の段階、建築前には建築基準法の 6 条による確認申請がある。確認申請では、集団規定を「外部性」、単体規定を「情報の非対称」の対策として位置づけられるが、この際の、単体規定の大きな役割は、建築の知識を持たない建主と施工業者の間の「情報の非対称」の解消である。しかし、定期報告の対象であるような公共性の強い建築物や第三者が多数利用する建築物は、確認申請時の「情報の非対称」に加えて、所有者とその建物を利用する第三者の間での「情報の非対称」が存在する。現状の法制度の運用下では、調査結果を行政に報告するのみであるため、調査者と所有者、所有者と行政の間の「情報の非対称」しか解消しておらず、所有者と第三者との間は解消されていない。つまり、定期報告制度により違反事項が明らかになり、その建物が安全上不適切な状況であったとしても、利用者は、その事実を知らないまま建物を利用していることになる。それが、病院や学校であれば長期に利用する患者や生徒は万が一の際に非常に危険な目に会うことになるであろう。また、この定期報告制度の報告率の全国平均が７０％前後という事実から、報告すら行っていない建物が多々あり、違反事項があるのかどうか、安全であるのかどうかが全く分からない状況の建物が多数存在していることが分かる。また、報告され違反事項が明らかになった建物については、速やかに所有者が指摘箇所の安全確保を行わなければならないが、実際は、指摘事項を是正しないまま、報告書だけは提出し続ける建物も多く見られる。この状況では政府との「情報の非対称」は解消されるが、「外部性」の解消はなされていない状況にある。

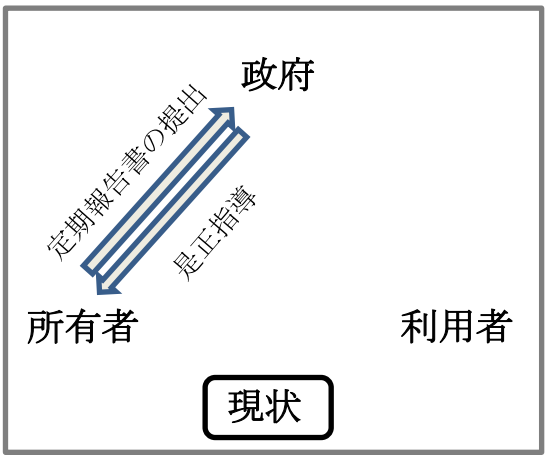
以上より、定期報告制度の問題点は「情報の非対称」への対策が完全にはなされていないという事と、報告された建物の「外部性」への対策、つまり違反是正がなされていないということにある。

ではこの問題点を解消するにはどうすれば良いのであろうか。ここで私が着目したのは少数の行政庁が行っている「公表」制度である。定期報告の対象建築物について、建物名称はもとより、所有者氏名、所在地、報告の有無や指摘事項を公表することで明らかにし、広く利用者がその情報を得ることができるこの制度は、一意には報告率アップ（概念図：公表の効果①）の手法の一つであろうが、この手法を行うことにより、先ほどの問題点、所有者と利用者の間の「情報の非対称」を解消することができる。また違反事項を公表することにより、所有者に違反是正を促す効果があり、「外部性」の解消、にも繋がる（概念図：公表の効果②）のではないかと考えられる。

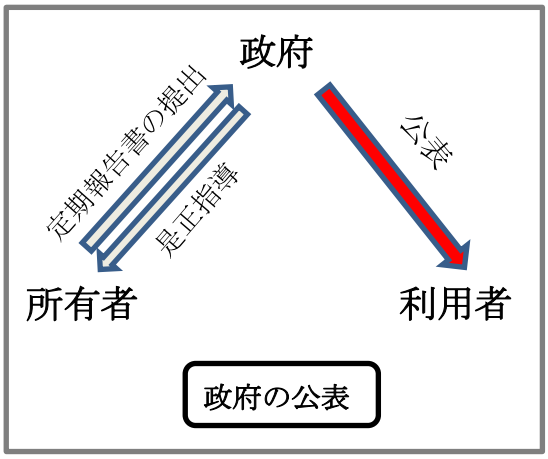
※下記に定期報告制度・公表の予想される効果の概念図を示す。

【概念図】

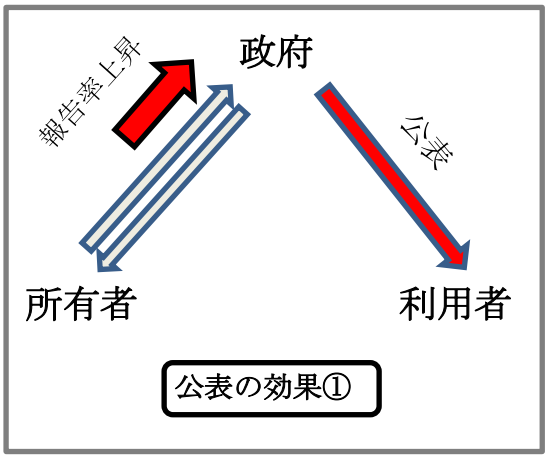




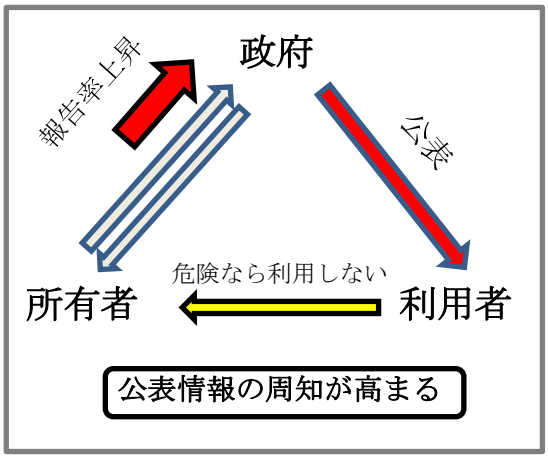
①



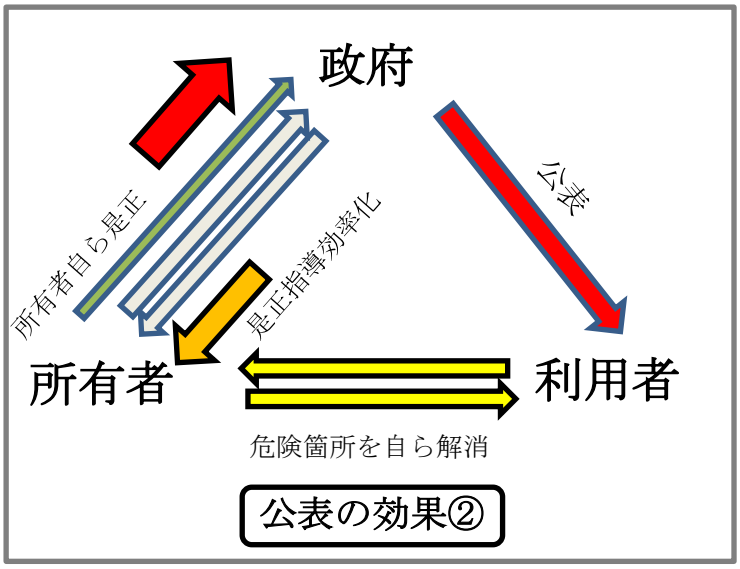
②



③



④



⑤

次の 4 章では、行政が行っている手法がどの程度寄与しているのかと、手法の一つである「公表」制度が①（定期報告率上昇）や②（所有者自ら指摘箇所の是正）のような効果があるのかを検証してみる。

4. 公表が与える影響についての実証分析

4.1 県別定期報告率による実証分析

【研究の方法】

全国の都道府県の報告率データを基に、都道府県別、用途別、各特定行政庁が指定する報告時期の間隔、報告すべき件数の大小等の報告率への影響、また少数の行政庁のみが行っている「公表」が報告率にどの程度寄与しているのかを OLS 分析にて推計を行う。加えて平成 25 年 10 月に福岡市で起きた火災のような建物の維持管理が原因と思われる社会的な事件や事故があった場合は、同一の用途の建物に対し緊急査察を実施しているため、その緊急査察の効果も合わせて推計する。[2]

※今回の報告率は下記の推定式により定義づけしているため、国土交通省調べの特殊建築物全体の定期報告率とは差異が生じる可能性がある。

[2]緊急査察は、国土交通省から各都道府県へ依頼があり全国一斉に実施する。

＜推定式＞

報告率=β0+βl＊年ダミー（2005～2012 年）+βm＊提出すべき件数ダミー
+βn＊報告期間ダミー（1～3 年）+βo＊用途ダミー+βp＊都道府県ダミー（４７種）
+βq＊緊急査察ダミー+βr＊公表ダミー+ ε

【分析結果】

報告率	係数	標準誤差	t値	p値	有意水準
都道府県ダミー	省略				
2006 年ダミー	−1.26668	1.550221	−0.82	0.414	
2007 年ダミー	2.401276	1.601308	1.5	0.134	
2008 年ダミー	−1.41587	1.578516	−0.9	0.37	
2009 年ダミー	−3.04511	1.571464	−1.94	0.053	*
2010 年ダミー	2.087915	1.604633	1.3	0.193	
2011 年ダミー	4.055022	1.553613	2.61	0.009	***
2012 年ダミー	3.892374	1.616944	2.41	0.016	**
周期　2 年ダミー	0.710992	2.003528	0.35	0.723	
周期　3 年ダミー	−2.47436	1.816512	−1.36	0.173	
101−300 ダミー	5.08651	1.11412	4.57	0	***
301−500 ダミー	6.093383	1.417485	4.3	0	***
501−1500 ダミー	2.472661	1.473896	1.68	0.094	*
1500 以上ダミー	4.054893	2.190129	1.85	0.064	*
緊急査察ダミー	−0.7582	1.387286	−0.55	0.585	
公表ダミー	0.761016	7.265689	0.1	0.917	
観覧場等ダミー	−6.98904	1.661254	−4.21	0	***
病院等ダミー	−6.00858	1.698459	−3.54	0	***
ホテル等ダミー	−37.2994	1.666876	−22.38	0	***
共同住宅ダミー	−17.1444	1.900428	−9.02	0	***
物販店(等)ダミー	−27.4313	1.686035	−16.27	0	***
事務所等ダミー	−6.66081	1.846255	−3.61	0	***
定数項	71.87801				
観測数	1530				
自由度調整済み決定係数	0.5327				

＊＊＊,＊＊,＊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。

【結果からの考察】

年ダミーに関しては、2005 年に比べ 2009 年はマイナス、2011・2012 年に関してはプラスの影響がでている。2008 年に定期報告制度の実質的な厳格化の法改正が行われたため、2008 年に関して何らかの影響を及ぼすと予想していたが、結果、有意な数値は得られなかった。

周期ダミーに関しては有意な数値は得られなかった。報告すべき件数については、100 件以下と比べるとすべてがプラスに有意となっている。100 件以下であると、1 件の提出が報告率に与える影響が大きいため報告率も 100%や 0%が存在し不安定な値となる。今回はその結果小さい値となっていると思われる。101－500 までは係数を比べてみる限り報告率が高くなる傾向にあるが、501－1500 で一度低くなり、それ以上で再度高くなるという傾向にある。報告すべき件数は、各行政庁や、用途によって様々であるが、一概に少ないから報告率が高いとか、多いから低いとは言えない。101－500 程度の数であれば、提出を促す指導等がし易いのであろうか。

効果が期待されていた緊急査察については有意な数値が得られなかった。また効果が大きいと考えていた「公表」もサンプル数が少ないこともあり、有意な数値が得られなかった。

用途や県別のデータから、学校を基準とした各用途の報告率や大阪を基準とした各県の報告率への影響は有意な値がでた。用途に関して、ホテル等は著しく低い傾向にある。これは、実際に未報告の建物の査察等で感じた事だが、ホテル等には指摘事項等が多いため提出できないことが予想される。しかし今回の実証分析の中ではそれを確かめることはできないため **4.2** 実証分析で論じることとする。

また県別の報告率は、その傾向をみる指標にはなりうるが、それ自体から何らかの分析を進めることが難しいためここでは議論しないこととする。

「公表」については 47 都道府県の内、鳥取県のみ（県全域）が行っているため有意な数値が得られなかったと考えられる。次の分析では、この鳥取県に焦点を絞って再度「公表」の効果を検証することとする。

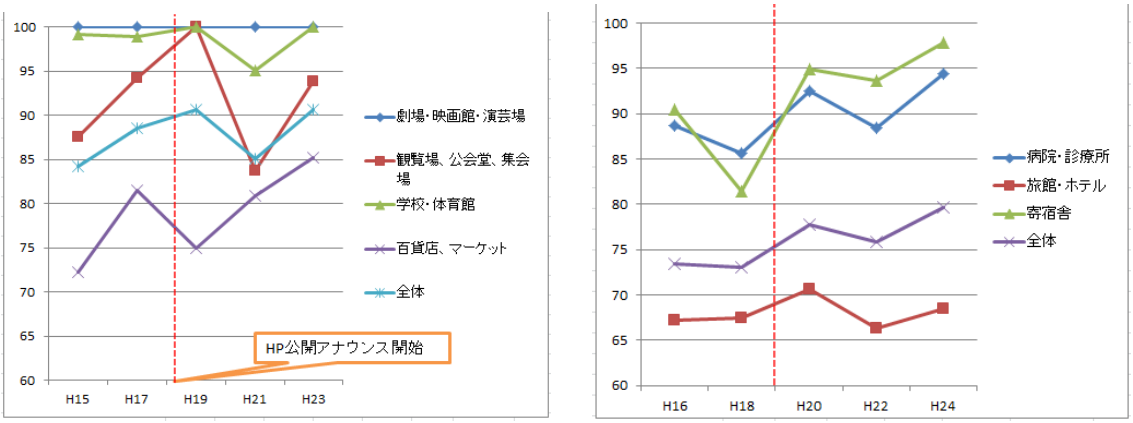
4.2　鳥取県（県のみ、他の特定行政庁除く）の定期報告対象建築物の個票データによる実証分析

平成 19 年度からアナウンスし始めた鳥取県の公表制度は、グラフをみる限りでは報告率を上昇させる効果があると考えられる。しかし前段の県別・用途別の報告率の推移だけではその詳細を分析することができなかったため、鳥取県へ定期報告対象物件の報告や未報告の状況、用途、床面積、階数等が分かる定期報告概要書及び公表データを情報提供依頼し、このデータにより公表の前後で所有者がどのような行動をどのような要因で起こしているのか分析することとした。

※鳥取県は奇数年と偶数年で報告すべき用途を分けている。

そのため奇数年と偶数年を分けて分析することとする。

【鳥取県（全域）の定期報告率の推移】



今回の実証分析では、離散選択モデルを使用し限界効果を推計する。

【公表の効果①（定期報告率上昇）について】

ダミー変数 ＝ 1　報告する
　　0　未報告

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に報告する確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計する。

＜推定式＞【奇数年】

報告の有無（0.1）=β0+βl＊年ダミー（2005～2011 年(隔年)）+βm＊用途ダミー
+βn＊用途地域ダミー+βo＊防火地域ダミー+βp＊構造ダミー+βq＊階数
+βr＊面積++βs＊確認後年+βt＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】【奇数年】

報告の有無	係数.	標準誤差	限界効果	標準誤差
2007 年ダミー	0.559 ***	0.176	0.060 ***	0.017
2009 年ダミー	0.788 ***	0.194	0.078 ***	0.016
2011 年ダミー	0.712 ***	0.186	0.073 ***	0.016
学校ダミー	1.495 *	0.779	0.242	0.172
集会所ダミー	0.816	0.791	0.080	0.064
店舗(等)ダミー	0.190	0.825		
区域外ダミー	−4.778	128.329	−0.615	0.692
指定なしダミー	−4.567	128.329	−0.402	0.512
1 種住居地域ダミー	−5.241 ***	128.330	−0.900 ***	0.271
近隣商業地域ダミー	−4.498	128.331	−0.902	1.933
工業地域ダミー	−4.563	128.329	−0.898	1.664
準防火地域ダミー	0.344	0.834	0.035	0.067
22 条地域ダミー	−0.425	0.733	−0.066	0.140
RC 造ダミー	0.273	0.218	0.032	0.025
S 造ダミー	0.325	0.254	0.040	0.031
階数	0.040	0.111	0.005	0.014
面積(100 ㎡あたり)	−0.000316	0.00149	−0.0000389	0.000183
確認後年	−0.005 *	0.003	−0.006 *	0.000
済証有無ダミー	−0.359 *	0.175	−0.047 *	0.024
定数項	4.659	128.332		
観測数	932			
自由度調整済み決定係数	0.175			

＊＊＊,＊＊,＊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。

＜推定式＞【偶数年】

報告の有無（0.1）=β0+βl＊年ダミー（2006～2012 年(隔年)）+βm＊用途ダミー
+βn＊用途地域ダミー+βo＊防火地域ダミー+βp＊構造ダミー+βq＊階数
+βr＊面積++βs＊確認後年+βt＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】【偶数年】

報告の有無	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
2008 年ダミー	0.131	0.137	0.039	0.040
2010 年ダミー	0.278 **	0.142	0.081 **	0.039
2012 年ダミー	0.244 *	0.139	0.071 *	0.039
ホテル・旅館ダミー	0.483 ***	0.160	0.156 ***	0.053
病院ダミー	0.687 ***	0.225	0.171 ***	0.043
区域外ダミー	0.142	0.392	0.041	0.109
指定なしダミー	−0.053	0.163	−0.016	0.049
中高層住居専用地域ダミー	−1.714 **	0.994	−0.579 **	0.234
近隣商業地域ダミー	−1.351 *	0.938	−0.477 *	0.288
商業地域ダミー	−1.795 ***	0.727	−0.593 ***	0.156
工業地域ダミー	0.003	0.559	0.001	0.170
準防火地域ダミー	1.343 ***	0.754	0.233 ***	0.049
22 条地域ダミー	−0.211	0.556	−0.068	0.189
RC 造ダミー	−0.212	0.537	−0.067	0.174
S 造ダミー	−0.087	0.542	−0.027	0.170
W 造ダミー	0.114	0.550	0.034	0.162
混構造ダミー	−0.019	0.537	−0.006	0.165
階数	−0.068	0.052	−0.021	0.016
面積(100 ㎡あたり)	0.00711 **	0.00295	0.00217 **	0.000895
確認後年	−0.005 *	0.003	−0.001 *	0.001
済証有無ダミー	−0.252 *	0.143	−0.075 *	0.042
定数項	0.557	0.592		
観測数	775			
自由度調整済み決定係数	0.045			

＊＊＊,＊＊,＊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。

【結果からの考察】

鳥取県が「公表」を始めたのは 2007 年からであるため奇数年は 2005 年（公表前）と比較した結果 2007,2009,2011 年いずれもプラスに有意な値となっている。限界効果はそれぞれ 6%、7.8%、7.3%のプラスである。また偶数年は 2006 年（公表前）と比較した結果 2008 年は有意な数値が得られなかった。しかし 2010,2012 年いずれもプラスに有意な値となっている。限界効果はそれぞれ 8.1%、7.1%のプラスである。この結果から「公表」には定期報告の提出を促す効果があると考えられる。つまり定期報告率を上昇させる効果があると考えられる。

確認後年はマイナスに有意である。限界効果は奇数年では-0.6%、偶数年-0.1%。これは確認済み証が発行された年（建設時）から年が経つにつれて定期報告を提出しなくなると解釈できる。つまり古い建物ほど報告しなくなる傾向にあるといえる。また、検査済み証の有無がマイナスに有意である。限界効果は奇数年-4.7%、偶数年-7.5%。これは検査済み証を保有している建物ほど定期報告を提出しなくなると解釈できる。これについては、逆もしくは変わらないという結果を予想していた。検査済み証をキチンと保有しているような建物は自主管理ができており、「公表」前は定期報告を提出することは当然と考えていたが、「公表」後に、未報告の建物が多数存在することを知り、報告するまでもないと所有者が考えたのであろうか。

また偶数年のみであるが面積がプラスに有意である。限界効果は 0.21%。これが示しているのは床面積が大きい建物ほど定期報告を出す傾向が強いということである。これは予想していたことであり、床面積が大きいような建物は目立つ建物である。物販店やホテルなどの民間が経営しているような施設であれば当然資本力が高くなり、こういった法令順守にも力を入れる可能性が高いと考えられる。

以上より、私が公表の効果として挙げた①の効果（定期報告率上昇）は有意であることが実証された。次にもう一つの効果②（所有者自ら指摘箇所の是正）について推計することとする。

【公表の効果②（所有者自ら指摘箇所の是正）について】

ダミー変数 ＝ { 1　是正の指摘あり
　　0　指摘なし

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に是正の指摘ありの確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計する。

＜推定式＞【奇数年】

是正の指摘の有無（0.1）=β0+β1＊年ダミー（2005～2011 年(隔年)）
+βm＊用途ダミー+βn＊構造ダミー+βo＊階数+βp＊面積+βq＊確認後年
+βr＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】【奇数年】

是正の有無	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
2007 年ダミー	0.202	0.125	0.067 ＊	0.040
2009 年ダミー	0.789 ＊＊＊	0.129	0.252 ＊＊＊	0.036
2011 年ダミー	1.087 ＊＊＊	0.135	0.340 ＊＊＊	0.034
学校ダミー	0.260 ＊	0.151	0.090 ＊	0.052
集会所ダミー	0.129	0.188	0.043	0.062
RC 造ダミー	−0.374 ＊＊	0.158	−0.125 ＊＊	0.051
S 造ダミー	−0.536 ＊＊＊	0.176	−0.181 ＊＊＊	0.057
SRC 造ダミー	−0.940 ＊	0.511	−0.312 ＊＊	0.148
W 造ダミー	−0.329	0.256	−0.113	0.088
階数	−0.041	0.069	−0.014	0.024
面積(100 ㎡あたり)	−0.000326	0.00151	−0.000111	0.000512
確認後年	0.0007595	0.0019409	0.0002578	0.0006587
済証有無ダミー	−0.553 ＊＊＊	0.114	−0.194 ＊＊＊	0.040
定数項	0.177	0.268		
観測数	858			
自由度調整済み決定係数	0.122			

＊＊＊,＊＊,＊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。

＜推定式＞【偶数年】

是正の指摘の有無（0.1）=β0+βl＊年ダミー（2006～2012 年(隔年)）
+βm＊用途ダミー+βn＊構造ダミー+βo＊階数+βp＊面積+βq＊確認後年
+βr＊検査済証の有無ダミー+ ε

【分析結果】【偶数年】

是正の有無	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
2008 年ダミー	0.084	0.162	0.026	0.050
2010 年ダミー	0.203	0.164	0.061	0.048
2012 年ダミー	0.379 **	0.169	0.112 **	0.047
ホテル・旅館ダミー	1.069 ***	0.195	0.365 ***	0.063
病院ダミー	0.553 **	0.237	0.152 ***	0.056
RC 造ダミー	−0.610	0.923	−0.197	0.298
S 造ダミー	−0.342	0.924	−0.110	0.302
SRC 造ダミー	−2.683 **	1.130	−0.634 ***	0.066
W 造ダミー	0.084	0.922	0.026	0.283
混構造ダミー	−0.155	0.925	−0.049	0.290
階数	0.059	0.060	0.018	0.018
面積(100 ㎡あたり)	0.00549 **	0.0027	0.00171 **	0.000833
確認後年	0.013 ***	0.003	0.004 ***	0.001
済証有無ダミー	0.370 **	0.153	0.114 **	0.046
定数項	−1.189	0.938		
観測数	579			
自由度調整済み決定係数	0.146			

＊＊＊,＊＊,＊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。

【結果からの考察】

鳥取県が「公表」を始めたのは 2007 年からである。奇数年は 2005 年（公表前）と比較した結果 2007 は有意な数値は得られなかったが、2009,2011 年はいずれもプラスに有意な値となっている。限界効果はそれぞれ、25%、34%。また偶数年は 2006 年（公表前）と比較した結果 2008,2010 年は有意な数値は得られなかったが、2012 年のみプラスに有意な値となっている。限界効果は 11%。この結果から公表以降、是正の指摘を受けた建物が多くなっている傾向が分かるが、公表以降すべての年ではない。定期報告率の上昇（公表の効果①）と共に、今まで違反事項があるが未報告だった建物が、初めて報告することによって、是正の指摘がある建物が増えたのであろうか。何れにせよ、現時点では「公表」が是

正の指摘を減らす効果は見られないことが分かる。

また偶数年であるが、ホテル・旅館ダミーと病院ダミーがプラスに有意となっている。限界効果はそれぞれ 36%、15%これは基準となる物販店よりも病院やホテルの方が是正の指摘を受ける確率が非常に高いことを示している。

今回の分析では、あくまで、提出された建物が是正の指摘を受けたことを１とする各年の年ダミーの限界効果である。つまり前回提出していなかった建物が提出したこと（公表の効果①）により、調査してみたら是正事項があったのか、前回提出していた建物が、指摘事項があるが、そのまま提出しているのか等は区別できない。このため、次の分析で前回是正の指摘を受けた建物がそのまま是正せず提出するのか、是正して指摘がない状態で提出するのかを推計することとする。

【公表の効果②（所有者自ら指摘箇所の是正）について】「前回是正の指摘を受けた場合」

ダミー変数 ＝ { 1　是正の指摘あり
　　　　　　 { 0　指摘なし

とし、各説明変数 x が 1 単位増加した時に是正の指摘ありの確率がどのくらい上昇（下降）するかを推計する。

＜推定式＞【奇数年】

是正の指摘の有無（0.1）=β0+βl＊年ダミー（2007～2011 年(隔年)）
+βm＊用途ダミー(4 種)+βn＊構造ダミー+βo＊階数+βp＊面積+βq＊確認後年+βr＊検査済証ダミー+ ε

※前回是正の指摘があった建物に限定するため 2007 年ダミーの係数（**限界効果**）は 2005 年に是正の指摘を受けた建物が再び2007年に是正の指摘を受ける確率がどのくらい上昇するかを示す。

同様に 2009 年ダミーは 2007 年に是正の指摘、2011 年ダミーは 2009 年に是正の指摘を受けた建物に限定している。

【分析結果】【奇数年】

是正の有無	係数.	標準誤差	限界効果	標準誤差
2009 年ダミー	−0.030	0.266	−0.004	0.050
2011 年ダミー	0.798 **	0.315	0.097 ***	0.046
学校ダミー	0.334	0.419	(not estimable)	
集会所ダミー	0.334	0.541	(not estimable)	
RC 造ダミー	−0.051	0.369	−0.007	
S 造ダミー	0.175	0.428	0.023	0.058
SRC 造ダミー	−1.708	1.045	−0.465	0.060
W 造ダミー	−0.244	0.535	−0.037	0.361
階数	0.188	0.177	0.025	0.087
面積(100 ㎡あたり)	0.00576	0.00658	0.000774	0.030
確認後年	0.001	0.005	0.000	0.000
済証有無ダミー	−0.626 **	0.298	−0.101 *	0.001
定数項	0.492	0.709		
観測数	304			
自由度調整済み決定係数	0.119			

＊＊＊,＊＊,＊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。

＜推定式＞【偶数年】

是正の指摘の有無（0.1）=β0+βl＊年ダミー（2007～2011 年(隔年)）
+βm＊用途ダミー(4 種)+βn＊構造ダミー+βo＊階数+βp＊面積+βq＊確認後年+βr＊検査済証ダミー+ ε

※前回是正の指摘があった建物に限定するため 2008 年ダミーの限界効果は 2006 年に是正の指摘を受けた建物が再び2008年に是正の指摘を受ける確率がどのくらい上昇するかを示す。

同様に 2010 年ダミーは 2008 年に是正の指摘、2012 年ダミーは 2010 年に是正の指摘を受けた建物に限定している。

【分析結果】【偶数年】

是正の有無	係数.	標準誤差	限界効果	標準誤差
2010 年ダミー	−0.387	0.331	−0.072	0.064
2012 年ダミー	−0.311	0.329	−0.058	0.064
ホテル･旅館ダミー	1.106 **	0.453	0.276 **	0.138
病院ダミー	0.805	0.568	0.104 **	0.053
RC 造ダミー	−4.087	382.538	−0.730	5.092
S 造ダミー	−3.611	382.538	−0.712	13.200
W 造ダミー	−3.245	382.538	−0.645	19.546
混構造ダミー	−3.724	382.538	−0.608	7.740
階数	0.034	0.117	0.006	0.021
面積(100 ㎡あたり)	0.00507	0.00615	0.000893	0.00108
確認後年	0.014 **	0.007	0.002 **	0.001
済証有無ダミー	0.680 **	0.334	0.132 *	0.069
定数項	3.089	382.538		
観測数	208			
自由度調整済み決定係数	0.117			

＊＊＊,＊＊,＊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。

【結果からの考察】

この結果から奇数年では、2007 年に比べ、2011 年はプラスに有意な値となっている。限界効果は 9.7%。これは、前回是正の指摘があった建物が再度是正せずに定期報告を提出する確率が 2007 年よりも 2011 年の方が高いことを示している。また奇数年も含めそれ以外の年は有意な数値が得られなかった。つまり、前回是正の指摘を受けた建物が再度是正の指摘を受ける建物は増えたという事実はあるが、減らすという効果は見られない事となる。

また偶数年であるが､ホテル･旅館ダミーがプラスに有意となっている｡限界効果は 27%。これは基準となる物販店よりもホテルの方が前回是正の指摘を受けた建物が再び是正の指摘を受ける確率が高いことを示している。

以上よりこの推計に於いても「公表」が是正の指摘を減らす効果は見られないことが分かった。またホテル・旅館は潜在的に是正の指摘が多い建物であり、是正の指摘後も是正せずに使用し続けている建物であるといえる。

5. まとめ

5.1 分析結果のまとめと考察

「公表」は①（定期報告率上昇）の効果があることは実証された。しかし②（所有者自ら指摘箇所の是正）のような効果は今回の分析では見られなかった。

「公表」に①（定期報告率上昇）の効果があるという事は、所有者の行動に「公表」は大きく寄与している事となる。報告の有無が公表されることに対し、今まで未提出だった建物の所有者は、報告書を「提出しないこと」に負のインセンティブ（自分の所有する建物が未報告だという事実の公表により不利益が生じる）を感じ、行動を、「提出すること」に移したのであると考えられる。つまり所有者にとって報告を出すことが、報告を出さないことよりも得であるという認識に変わったと考えられる。このことから、所有者と利用者との間の情報の非対称の解消のための「公表」は結果的に報告率を上昇させ、加えて所有者と政府の間にある情報の非対称の解消も進めることとなる。

残念ながら今回の実証では②（所有者自ら指摘箇所の是正）のような効果は見られなかった。しかし、これは現状の行政の是正指導の方法や罰則の適用の頻度が起因しているのではないかと私は考える。現状、定期報告の対象物件数は、多い特定行政庁では数万件にも上り、そのうち数千件の建物に指摘事項が存在したとしても、是正の指導ができる建物は全てではなく実質的には限られてくる。また仮に是正指導を繰り返し行ったとしても是正をしない建物はそのまま放置し続ける。是正指導を繰り返し、それでも是正をしない建物は罰則の適用や使用禁止命令という流れが考えられるが、このプロセスは長期にわたり、人・時間的にみた場合、あまりにも効率的でない。そして現状では、建築基準法違反での罰則の適用はほとんどみられない。このような点から、所有者は指摘事項があったとしても、それを是正しないことの負のインセンティブを感じられず、放置を繰り返すこととなっている。(勿論きっちりと是正する所有者も存在するが)

ここで効率的に是正指導が可能となるのは、どのような状態であるかを再度考えてみる。まず違反建築物であるかどうかは、実際に建物を行政が査察することにより把握できる。これは定期報告率が上昇することにより査察件数を減らすことができるので、査察という面では効率化できる。では、違反建築物である建物の是正指導を効率化するにはどのようにすれば良いのであろうか。単純に所有者が違反箇所を自ら是正するようになれば良い。

では所有者が違反箇所を自ら是正するようにするにはどうすれば良いのだろうか。

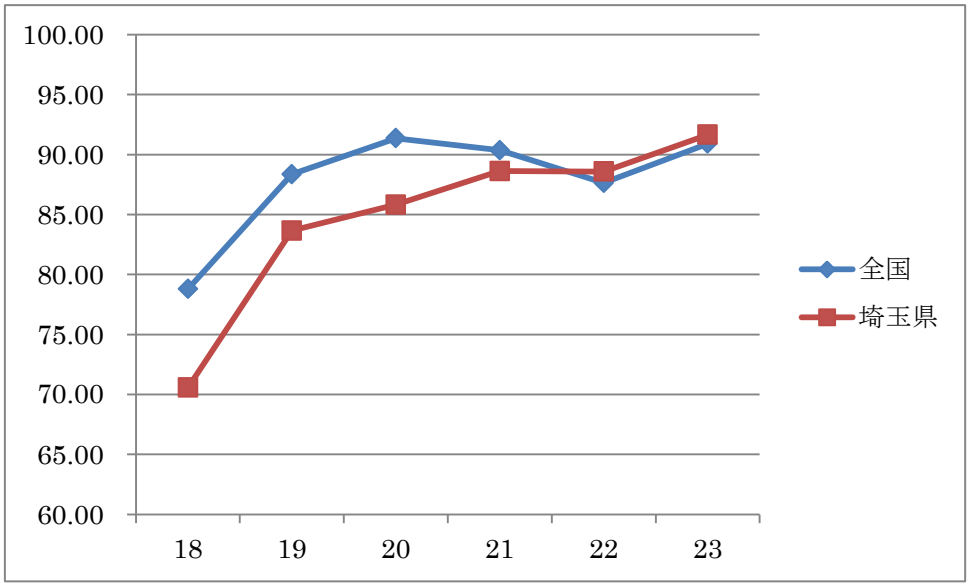
5.2　インセンティブの効果

経済学では人々はさまざまなインセンティブ（誘因）に反応すると考える。では行政が政策として考えられるインセンティブは、どのようなものがあるだろうか。ここで建築基準法の中で定期報告率と類似のケースの完了検査率の例を紹介する。

※完了検査とは、定期報告が建物の維持管理時に行う報告に対して、建築確認と併せて、建物が使用される前に建築基準法に抵触していないかを行政がチェックする制度である。つまり行政が着工前の設計内容の確認（建築確認）と工事完了時の検査（完了検査）を行い、工事中は建築士が行う工事監理により設計図書どおりの施工が行われることを担保するという枠組みの建築規制である。

完了検査率は下図が示すように、平成 18 年から 19 年にかけ急激に上昇しているのが分かる。ではこの要因は何か。行政の検査率アップへの手法は多々あり、現場パトロールの成果など様々考えられるが、この時期の大きな要因としては銀行から融資を受ける場合に、検査済証が無いと融資が受けられないというケースが多くなってきたことが考えられる。

また埼玉県では 21 年度に宅地建物取引業法の重要事項説明書への完了検査番号等の記入を業界団体に依頼しており、その効果は全国平均のグラフの動きと比較し効果があると推測される。何れにしても完了検査済み証の無いことが所有者にとって不利益が生じるということが世間で一般化してきたのが平成 18 年度以降であると言え、それ以降、現在まで完了検査率は全国的に見ても 90%程度を保っている。つまり完了検査済み証の無いことに、負のインセンティブを与えた結果が完了検査率の上昇に繋がったと考えられる。



【完了検査率】（国土交通省調べより）

※完了検査率=当該年度における検査済み証交付件数/当該年度における確認件数

次の政策提言で、報告率を上げるためや、所有者が違反箇所を自ら是正するようにするには行政はどのようなことを行えば良いかを考えてみる。

5.3　政策提言

まず、所有者と利用者の間の「情報の非対称」を解消するためにも「公表」制度は全国的に実施を進めていく事が必要であると考える。しかし現状、建築基準法の条文上には定期報告制度の「公表」についての法文化はなされていない。全国の各行政庁は、条例化やその他根拠を考慮しながら「公表」制度を進めるべきか試行錯誤している。つまり「公表」を行政が本当に進めて良いのか苦慮しているのである。そこには、効果があるであろうという予想や期待に対し、所有者等からの苦情や提訴及び損害賠償の検討等が存在する。このハードルを下げるためにも、まずは、法的根拠を建築基準法に置くことが必要でないかと考える。ここでの法的根拠は、「公表することができる」規定と「公表しなければならない」規定が考えられるが、現状の状況、公表の効果、公表に係る費用（HP に公表等）を考えた場合、「公表しなければならない」規定が適切ではないかと私は考える。

「公表」制度が全国で利用されることで、実証分析で述べた通り、所有者の行動が変わる可能性は高くなるであろうが、公表された情報が利用者の注目を受けなければその効果は低いであろう。注目度が高くなることにより所有者は、報告を行うことや違反是正を行うことのインセンティブを感じることになるであろう。

先に述べたが「公表」は所有者と利用者の「情報の非対称」を解消する目的として講じるが、結果的に報告率を上げることになる。報告率が上ることにより、行政は自ら査察を行わなくても、違反事項を把握することが可能となり、是正指導を効率的に行うことができるようになる。しかし、違反事項が是正されなければ「外部性」は解消されない。そこで「公表」の情報が重要となる。

元々、定期報告の対象となる建物は、公共性の強い建築物や第三者が多数利用する建築物であり、そのような建物は各々の用途ごとに監督官庁があり、許可を受けて営業をしている場合が多い。例えばホテルや旅館であれば旅館業法の許可、飲食店であれば保健所の許可等様々あり、病院や老人福祉施設等は、行政からの補助金を受けて建設されたケースが多い。建築基準法に違反している建物は、安全が確保されていない状況にあると言える。そういった違反の情報を各監督官庁が把握することにより、その許可や補助金に対して何らかの負のインセンティブを与えることに利用してはどうだろうか。つまり、罰則や是正指導があまり効率的に行われていない建築基準法側からだけのアプローチではなく、安全確保がなされていないという観点から各建物の所有者と一番密接な関係にある各々の用途の監督官庁からの有効的な負のインセンティブのアプローチを加えるのである。

また「公表」の方法も重要であると考える。HP 上に定期報告対象物件の報告の有無や指摘事項等の情報を公表するだけでは、なかなか注目度は上がらないのではないだろうか。そう思えるのは、利用者が利用する建物をいちいち利用する前に HP をチェックする必要があるからである。そこで考えられるのは消防の適マークなどで使われるマークの使用である。しかしこのマークも適切な建物にただ貼るのでは効果は低いと考えられる。なぜなら、現状でも定期報告の調査済み証は存在し、建物の入り口等に掲げているところは多々

ある。そうであるにも関わらず利用者のほとんどは、その調査済み証の存在を知らないからである。さらに言うのであれば、調査済み証は、単に調査が終了していることを示しているのみであるため、建物が適法の状態であるのかどうかは示していないのである。[3]では、逆に未報告の建物や是正の指摘のある建物に対しては期限を決めて「不適」のマークを行政が貼るのはどうであろうか。災害時に応急危険度判定で使われるような赤や黄色の紙で重大な指摘事項を記し利用者が必ず目につく箇所に貼り是正が確認された時点で行政が回収する。もちろん期限までに報告や是正されない建物については先に述べた監督官庁と調整し負のインセンティブを与える。（これは別途建築基準法が適切な基準であるか分析が必要であるが、ここでは適切と仮定する）この「不適」のマークは公表の手段に位置づけられる。今までこの「不適」マークが利用されなかったのは、HP にて「公表」する事と同様に行政が所有者等からの苦情や提訴及び損害賠償を懸念していることが考えられる。ここに挙げた「不適」マークは公表の手段の一例であるが、「公表」が全国で一般化することになれば、これ以外にも様々な手段が実施されることになるであろう。

建築基準法の違反是正が、なかなか進まないのは、罰則の実行がほぼ行われていないこと等にあると考えられる。罰則を実行するには多くの時間と労力を費やし効率的でない。かといって、罰則をすぐに適用できる状況にすることが必ずしも良いとはいえない。なぜなら、罰則を適用したからといって、是正が進まなければ意味がないからである。

定期報告制度の問題を解消するには、公表により「情報の非対称」を解消し、効率的に「外部性」を解消することが必要である。そして効率性を高めるには、政府が定期報告を提出することや違反事項を是正することにインセンティブを付与し、所有者自らが建物を適切に維持管理する行動に導くことが重要である。

6. 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）、矢崎之浩助教授（主査）安藤至大客員准教授（副査）、村辻義信客員教授（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指導と貴重なご意見を賜りましたことにこの場を借りて、心より厚く御礼申し上げます。

また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をはじめとしたすべての友人、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。

[3]指摘事項が是正されないと調査済み証を所有者に渡さない行政庁もある。この場合は、調査済み証の掲示＝適法な状態　と言える。

参考文献

特殊建築物等定期調査業務基準＜2008 年改訂版＞　財団法人　日本建築防災協会
特殊建築物等調査資格者講習テキスト１　　財団法人　日本建築防災協会
特殊建築物等調査資格者講習テキスト２　　財団法人　日本建築防災協会
国土交通省住宅局建築指導課監修 建築防災必携　　財団法人　日本建築防災協会
横山たみ子(2007)、「東京都における定期報告制度の現状」、建築防災、Vol.350、9-11
二宮岳志(2007)、「定期報告制度の現状と課題について」、建築防災、Vol.350、12-15
中川啓三(2007)、「大阪府における定期報告制度の現状と課題、そして今後の取組について」、建築防災、Vol.350、16-18
山本哲也(2007)、「定期報告制度の現状とその施策について」、建築防災、Vol.350、19-22
瀬川昌輝（2007)、「建築物の所有者から見た定期報告制度、」、建築防災、Vol.350、38-40
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
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」
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

タクシー市場における競争が交通事故に与える影響について

＜要旨＞

近年では、人口減少・少子高齢化の進展等、交通を取り巻く社会経済情勢が変化する中、国民生活及び経済活動にとって不可欠な基盤である交通について関心が高まっている。交通手段の中でも最も生活に身近なバスやタクシーについては、これまで国による需給調整がなされてきたが、2002 年の改正道路運送の施行により需給調整が廃止された。これによりタクシー市場では、ワンコインタクシーをはじめとする多様なサービスの導入など一定の効果が現れてきた。しかしながら、タクシー市場においては需給調整廃止による行き過ぎた規制緩和がタクシー事業の収益基盤の悪化や運転者の労働条件の悪化につながり利用者の利便性を損ねるとして、2009 年に「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」が施行され、2013 年の同法の一部改正により再度の需給調整がなされたところである。

そこで本研究では、先行研究を踏まえ、新たにタクシー市場での企業集中度に着目した上で、再度の需給調整の根拠とされてきた競争と交通事故との関係について分析した。その結果、市場での競争に関係する法人数、車両数、集中度等は、走行キロあたりの交通事故数には関係があるとは言えないことが明らかになった。そのため、総余剰を減少させ、特に消費者余剰を損なうことになる再度の需給調整は、廃止すべきとの政策提言を行うものである。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13608　　佐藤　直文

目　　次

1.　はじめに 3

2.　タクシーに関する概要について 5

2－1　需給調整及び運賃規制に関する変遷ついて 5

2－2　タクシーの特徴について 8

2－3　近年のタクシー市場の動向について 9

2－4　問題意識 11

3.　タクシー市場における経済分析について 12

3－1　参入規制に関する経済分析について 12

3－2　台数規制に関する経済分析について 13

3－3　価格規制に関する経済分析について 13

3－4　諸規制に関するまとめ 14

3－5　市場の支配力について 15

4.　実証分析 17

4－1　分析手法の検討について 17

4－2　モデルによる推計 17

4-3　推計結果 20

5.　考察 20

6.　政策提言 21

7.　おわりに 21

1. はじめに

近年の日本においては、人口減少・少子高齢化の進展等、交通を取り巻く社会経済情勢が変化する中、国民生活及び経済活動にとって不可欠な基盤である交通についての関心が高まっている。こうした中、2013 年 11 月には、交通に関する施策を総合的かつ計画的に推進するため、国の責務等を明らかにするとともに、交通に関する施策の基本となる事項等について定めることを目的とする交通政策基本法案が閣議決定され、同年 12 月 4 日に同法が公布、施行されたところである。

同法の基本理念に則り、政府は交通に関する施策の総合的かつ計画的な推進を図るため、交通施策に関する基本的な計画を定めなければならないとされており、地方公共団体においても、国との適切な役割分担を踏まえて、その地方公共団体の区域の自然的経済的社会的諸条件に応じた施策を策定し、実施する責務を有するとされている。さらには、交通関連事業者及び交通施設管理者は、基本理念の実現に重要な役割を有していることに鑑み、その業務を適切に行うよう努めるとともに、国又は地方公共団体が実施する交通に関する施策に協力するよう努めるものとされている。

このような動きの背景には、鉄道，バス，タクシー[1]といった公共交通の利用者は年々減少しており、このままの状況で推移すると，公共交通は地域住民の足としての機能を果たすどころか、その存続さえ危うい状況にあることが挙げられる。特に、バス、タクシーといった日々の生活に最も身近な地域交通については、今まで以上に大きな注目を浴びてきている。

バスやタクシーについては、道路運送事業の適正な運営及び公正な競争を確保するとともに、道路運送に関する秩序を確立することを目的とした道路運送法に基づき、経営の免許や、事業計画変更の認可を運輸大臣（現国土交通大臣）から受けるとともに、運賃についても同様に認可を受けなければならなかった。しかし、こうした政府の介入により、利用者の多様なニーズに対応して創意工夫を凝らした適時適切なサービスの供給や既存事業者におけるより効率的な事業運営努力等が阻害され、結果的に利用者の利便の確保・増進が困難になる恐れが生じてきた。1980 年代の航空規制緩和に端を発する規制緩和の潮流がわが国にも及び、交通事業における様々な分野で競争制限的な規制のあり方を見直すことが重要な課題となっていた。そうした中、タクシー事業に関しては運輸政策審議会での議論による答申（「タクシーの活性化と発展を目指して」）を踏まえて、2000 年 5 月に道路運送法が改正され、2002 年 2 月の同改正法施行により需給調整が撤廃されたところである。

この規制緩和により、待ち時間の短縮や、多様なサービスの導入など一定の効果が現れている反面、過剰な供給によりタクシー事業の収益基盤の悪化、運転手の労働条件の悪化、違法・不適切な事業運営の横行といった問題が指摘されてきた。このため、2009 年には「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」が

[1] 道路運送法第 3 条第 1 項ハに規定する一般乗用旅客自動車運送事業のことをいう。本稿では法文等の固有の表記がなされている以外は、タクシーと表記することとする。

施行され、2013 年には新規参入や増車の禁止を盛り込んだ同法の一部を改正する法律により、国による需給調整や運賃規制が復活した形となっている。

このように、タクシー事業については、その規制の是非について古くから様々な議論の場においてそれぞれの立場に応じた主張がなされているものの、双方ともに抽象的な議論に終わり、今もって方向性が定まっていないのが実情である。

こうした状況の中、タクシーを題材とした研究はその数を増やしつつある。福井(2011) は、タクシーの規制制度の変遷を整理し、需給調整の経済学的評価を行い、通達による行政指導に従わず増車を行った事業者に対する処分の加重化などを紹介の上、タクシーの需給調整の法的限界を説いている。また、規制緩和と交通事故との関係に着目し実証分析を行った研究として、Saito, K. (2013) がある。ここでは、2002 年の需給調整廃止の期を捉え、交通事故との関係を実証分析しており、交通事故の上昇は規制緩和とは関係がなく、需要が減少したにも関わらず運賃による規制がタクシー台数を高止まらせ、空車率の上昇を招いたことによると論じている。さらには、タクシー市場の事業者の支配力を考慮した実証分析を行った研究として、松野(2013) がある。67 都市を対象として、該当都市の集中度や小売物価統計調査等を用いて価格に関する分析を行った結果、集中度が高まることにより価格決定力が増し、値上げが行いやすくなると論じている。そこで本研究では、再規制の根拠の一つであるタクシー市場における競争激化による交通事故の増加について、先行研究を踏まえ市場集中度という視点を加えた上で、分析するものである。

2. タクシーに関する概要について

本章では、タクシーに関する規制の変遷を、その間の議論を踏まえて整理を行うとともに、タクシー市場の特徴について整理を行う。また需給調整が撤廃された 2002 年 2 月の道路運送法改正を捉えた近年のタクシー市場の動向について概観する。

2−1 需給調整及び運賃規制に関する変遷ついて

道路運送法は、道路運送事業の適正な運営及び公正な競争を確保するとともに、道路運送に関する秩序を確立することにより道路運送の総合的な発達を図り、公共の福祉を増進することを目的として、それまでの道路運送事業に関する事項と、運送に用いる車両に関する事項を切り離し再整理する形で 1951 年 6 月に制定された。その後、戦後の復興とあわせて自動車への需要が増してきたことによる供給の不足に対処する形で、1955 年から国は地域による需要と供給のバランスに応じて新規事業参入や増車及び減車に対して需給調整を行うとともに、運賃についても同一地域同一運賃の原則をとってきた。

こうした中、規制改革の波が交通分野にも訪れ、特にタクシーにおいては臨時行政改革推進会議での答申に基づき、1992 年 9 月に運輸大臣から運輸政策審議会に対して「今後のタクシー事業のあり方」について諮問された。これを受け地域交通部会、タクシー事業特別委員会、また委員会のワーキンググループでの議論を経て、翌年 5 月に答申（答申第 14 号）がなされた。答申では、規制の見直しの基本論として、規制反対論と規制賛成論を踏まえた上で、「タクシーについても、これからは公正な競争を通じてサービスの多様化を図っていくことが大切であり、そのためにはタクシーの経済的規制については緩和を図っていく必要がある。しかしながら、タクシーについては予めサービスの内容を確認して利用することが困難なため、利用者の選択によって悪質なサービスが淘汰されにくい面があるのも事実であるので、経済的規制の緩和を進めるに合わせてサービスの悪化や安全上の問題に対する社会的規制の充実を図ることが必要である。」とされており、当面「①需給調整の運用を緩和する ②運賃料金の多様化を図る」という規制緩和措置の方向が示された。これにより、1997 年には運賃は上限運賃と下限運賃の間で運賃が設定できるゾーン運賃制がとられたところである。

需給調整においても、1997 年 3 月の規制緩和推進計画で「タクシー事業に係る需給調整規則について、安全性の確保、利用者の保護等の措置を確立した上で、遅くとも平成 13 年度までに廃止することとし、可能な限りその前倒しを図る」ことについて閣議決定されるとともに、同年 4 月には、「交通運輸における需給調整規制廃止に向けて必要となる環境整備方策」について運輸大臣から運輸政策審議会に諮問され、同審議会自動車交通部会タクシー小委員会において検討がなされてきた。1999 年 4 月には、「タクシーの活性化と発展を目指して」と題した答申（答申第 16 号）が自動車交通部会（タクシー）からなされた。その中で、タクシーの今後のあり方として、「近年の景気低迷により厳しい経営状況が続い

ているが、競争を促進することにより、事業者の創意工夫を発揮させ、サービスの向上と事業の活性化を図っていくことが重要である。このため、新規参入や事業の拡大が可能となるよう需給調整規制を廃止し、競争を促進することが必要である。これにより、利用者にとって利用しやすいサービスが提供され、タクシーの利用が促進されることが期待される。」との方向が示されたところである。

この答申を受けて、2000 年に道路運送法が改正され、2002 年 2 月の施行により需給調整は廃止され、事業者としての適合性、安全性のみを審査する許可制へと制度変更が行われた。また、同時に運賃についても上限運賃と下限運賃（上限運賃の 90%）内は自動認可とされ、下限運賃割れは個別審査を行う上限運賃制が採用された。

規制緩和後は、新興事業者によってワンコインタクシー、福祉タクシーや観光タクシーなどの新たなサービスや多様な運賃が導入され、規制緩和の一定の効果が見られたとされている。しかしながら、一方では長期的な需要減少の中、地域によってはタクシー車両数が大幅に増加していることなどから、タクシーの経営環境は総じて大変厳しい状況におかれており、このことが、とりわけ運転手の賃金等の労働条件の著しい悪化を招き、タクシーの安全性や利便性の低下をもたらしているのではないかとの指摘がなされた。

こうした中、東京地区のタクシー運賃改定に際し、内閣府の「物価安定政策会議」及び政府の「物価問題に関する関係閣僚会議」において、タクシー事業のあり方に関して様々な問題提起がなされたことを契機として、2007 年 12 月に国土交通大臣から交通政策審議会に対し、「タクシーの諸問題について」の諮問がなされた。これを受け、同審議会内にワーキンググループが設置され、13 回の議論を経て、2008 年 12 月に答申がなされた。答申において、タクシー事業を巡る諸問題として、「①タクシー事業の収益基盤の悪化　②運転者の労働条件の悪化　③違法・不適切な事業運営の横行　④道路混雑等の交通問題、環境問題、都市問題　⑤利用者サービスが不十分」の５つが挙げられており、今後講ずるべき対策のうち悪質事業者等への対策の中で、参入時の許可要件や増車等の厳格化という方向が示されたところである。

なお、この間の 2008 年 7 月 3 日には、中間的に国土交通省自動車局の時点の考え方をまとめた「タクシー問題についての現時点での考え方」が出されており、タクシー事業における参入・増車要件の引上げ等、規制緩和の流れと逆行したものとなっていることから、これを受けた規制改革会議は同年 7 月 31 日付で「タクシー事業を巡る諸問題に関する見解」を示すなどの議論も行われていた。

しかしながら、この交通政策審議会の答申を受けた形で、2009 年に「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法（以下「タクシー適正化・活性化法」という。）」が施行され、2013 年には同法の一部を改正する法律が公布され、2014 年 1 月に施行されたところである。この法律では、供給過剰の進行等によりタク

シーが地域公共交通としての機能を十分に発揮できていない地域、または地方公共団体の長が国土交通大臣に対して要請した場合に、国土交通大臣は特定地域を指定することができる。この特定地域に指定されると、地方運輸局長、地方公共団体の長、タクシー事業者・団体、タクシー運転者の団体、地域住民等からなる地域協議会を発足して、特定事業計画を策定することとなる。この特定事業計画は、公正取引委員会と調整を踏まえ、国土交通大臣が認定を行うものとなっており、計画には必要に応じて減車等（事業再構築）を記載することができる。また、新たに供給過剰のおそれのある地域を準特定地域として指定し、地域における需給状況の状況を判断して輸送需要量に対して必要車両数が不足している場合のみ、新規事業の許可や増車を認可することとしている。これにより、名実ともに国による需給調整が復活した形となっている。また、運賃制度についても特定地域、準特定地域において国が公定幅運賃の公表し、下限運賃割れは変更命令がなされるものとなった。

＜タクシー需給調整に関する変遷＞

・1955 年（昭和 30 年）道路運送法

新規事業参入に対する国の免許、事業計画変更に対する国の認可（需給調整）

・2002 年（平成 14 年）　改正道路運送法の施行

需給調整廃止にともなう新規事業参入に対する国の許可、事業計画変更の国への届出

・2009 年（平成 21 年）　タクシー適正化・活性化法制定

特定地域における参入・増車の規制

・2013 年（平成 25 年）　タクシー適正化・活性化法制定

特定地域における参入・増車の禁止、減車の強制

準特定地域における自主的な需要活性策と供給削減措置の実施

＜タクシー運賃規制に関する変遷＞

・1955 年（昭和 30 年）道路運送法

同一地域同一運賃の原則

・1997 年（平成 9 年）

ゾーン運賃制（上限運賃と下限運賃のゾーン内の運賃設定）

・2002 年（平成 14 年）道路運送法改正

上限運賃制

（上限運賃と下限運賃（上限運賃の 90%）内は自動認可、下限運賃割れは個別審査）

・2009 年（平成 21 年）　タクシー適正化・活性化法制定

運賃認可基準の強化

・2013 年（平成 25 年）　タクシー適正化・活性化法改正

特定地域、準特定地域における公定幅運賃の公表（下限運賃割れは変更命令）

2−2　タクシーの特徴について

ここでは、タクシー市場の特徴について整理を行うこととする。

①法律上の位置付け

道路運送法において、タクシーは一個の契約により乗車定員 11 名未満の自動車を貸し切つて旅客を運送する一般旅客自動車運送事業と定義されている。なお、乗車定員 11 名以上の事業は一般貸切旅客自動車運送事業となり、一般的には貸切バス[2]と呼ばれており観光バスや高速ツアーバスなどで利用されているものである。

タクシーは、事業計画において起点や終点を定めることなく、利用者の希望に沿った形でドアトゥドアの輸送サービスを提供できるものである。これによりタクシーは、鉄道利用者の端末交通としての利用客を確保するため駅前での客待ちや、突発的な利用客を確保するための街中でのいわゆる流し運転などの運行形態を、運転手自らが自由に選ぶことができる。

②タクシー運転手の賃金体系

タクシー事業においては、営業行為は個々の運転手自身が行うこととなり、運転手の賃金については、歩合制が基本となっている。また、タクシー事業は一般に固定費が低いと言われており、企業は増車すればするほど収入が増す構造となっている。そのため、増車による収入増が増車にともなう低いコストを上回る限り、増車をするインセンティブが生じることが考えられる。

③情報の非対称

情報の非対称とは、あることがらに関連する知識をどれだけ入手しているかについて差があることをいい、タクシーについては、売り手（タクシー）の方が買い手（利用者）よりも情報をよく知っている（安全性やサービスの質）状態を指す。利用者は駅前にせよ路上にせよタクシーを選択する機会は少なく、乗車をして初めてタクシーのサービス（運転手の安全運転性、目的地までの運賃）を確認することができるため、利用前の段階において利用者とタクシー運転手との間に情報の非対称が生じているといわれている。

2　道路運送法第 3 条第 1 項ロに規定する一般貸切旅客自動車運送事業のことをいう。

2−3　近年のタクシー市場の動向について

タクシー市場は、労働集約的であり経済状況や景気の影響を受けやすいといわれている。そのため、年度における市場動向の概観を掴むことは重要であると考えられる。ここでは、全国レベルでどのような動向であったかを概観する。

まず図 1 はタクシー法人数についての年間推移を表すものである。タクシー法人数はここ近年では 7000 社前後での推移を行っているが、2002 年の改正道路運送法の施行や、2009 年のタクシー適正化・活性化法の施行の前後において、数値の変動が見てとれる。

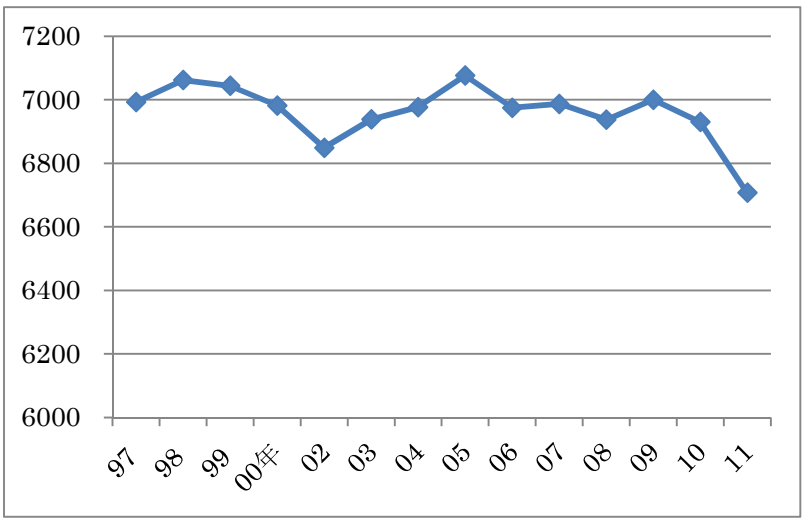


図 1　タクシー法人数の年間推移[3]

一方、図 2 はタクシー車両数についての年間推移を表すものである。タクシーの車両数は、会社数と同様に法改正後に同様の傾向を示していることが分かる。

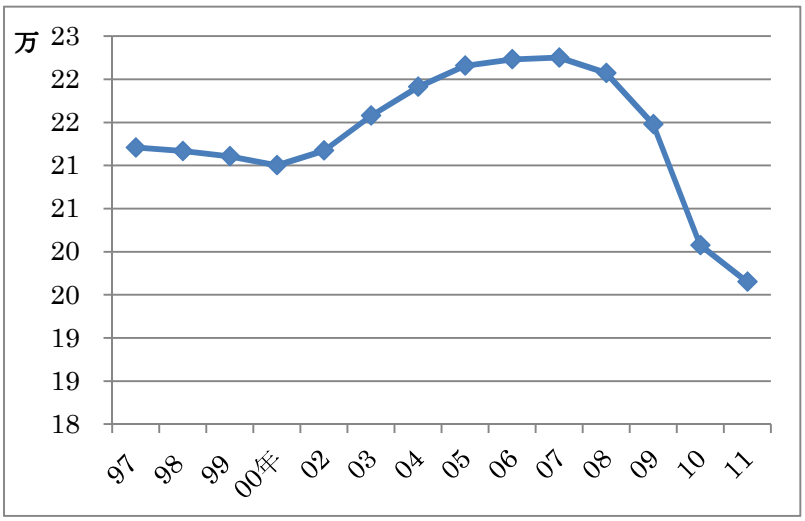


図 2　タクシー車両数の年間推移（縦軸：万台）（個人、患者等輸送限定車両を除く）

3　図 1 から図 4 に関する出所　「全国ハイヤー・タクシー年鑑」（各年度）

つづいて、営業実績に関する事項であるが、図 3 はタクシーの総走行キロについての年間推移を表すものである。総走行キロについては 1997 年以降、年々下降する傾向にある。

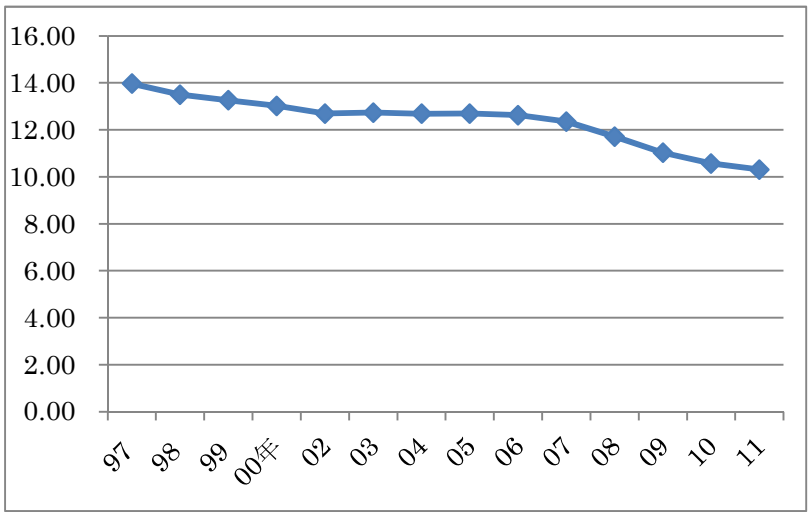


図 3　タクシーの総走行キロの年間推移（縦軸：10 億キロ）

また、図 4 は総走行キロのうち、旅客を輸送した走行キロの割合を示す実車率についての年間推移となっており、総走行キロ同様に年々下降する傾向にある。

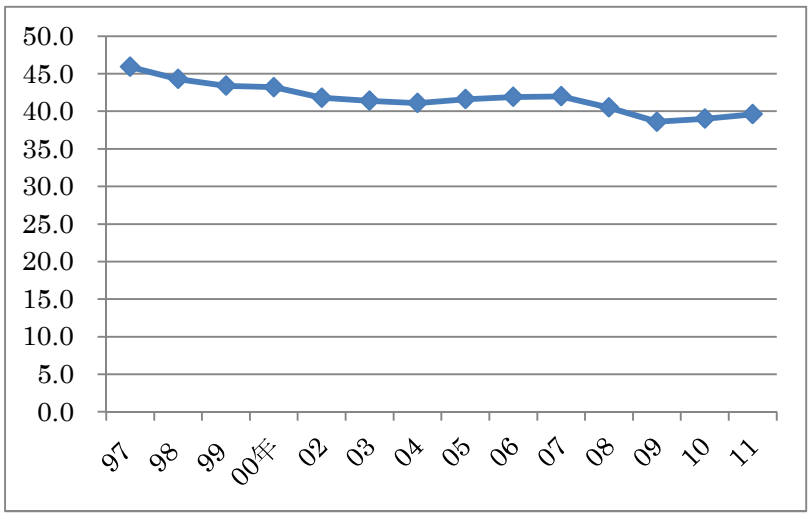


図 4　タクシーの実車率の年間推移

また、図 5 はタクシーの総走行キロあたりの交通事故数についての年間推移を表すものである。交通事故数は「交通事故統計年報（公益財団法人交通事故総合分析センター）」の用途別発生件数（第一当事者[4]）より引用した。概観を捉えやすくするため 10 億走行キロあたりの事故数とする。走行キロあたりの交通事故数は 1990 年代には増加傾向にあったが、2000 年頃を境に増加が止まり、近年では一定幅に落ち着いている。

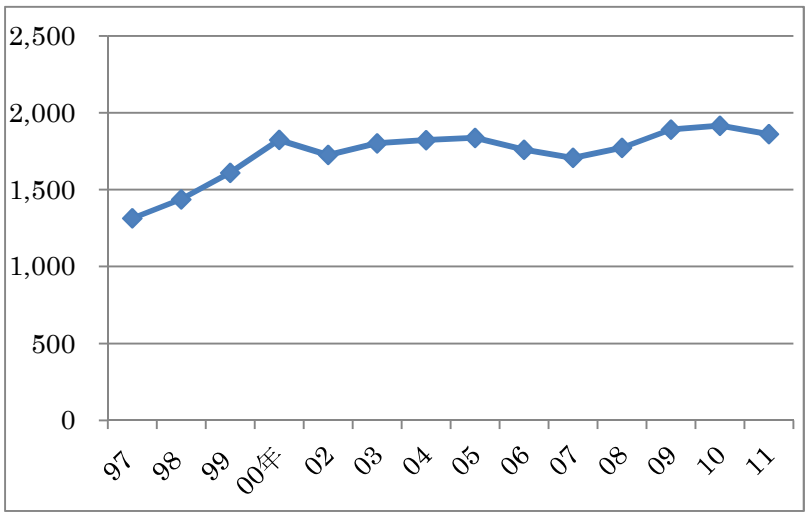


図 5　10 億総走行キロあたりのタクシー事故件数の年間推移（第一当事者）[5]

2－4　問題意識

タクシー事業については、その規制の是非について古くから議論がなされており、様々な意見が飛び交っているものの双方ともに抽象的な議論に終わり、今もって論証がなされていない。にもかかわらず、2013 年の「タクシー適正化・活性化法」の一部改正により再度の需給調整が行われた状態である。その過程には、様々な審議会等での議論がなされているが、その根拠が不明確なままでの今回のタクシー適正化・活性化法の改正による規制強化は疑問が生じるところである。

そこで本研究では再規制の根拠の一つであるタクシー市場における競争激化が交通事故の増加を招いているのかとの問題意識をもち、分析を行うものである。

4　最初に交通事故に関与した車両の運転手のうち、当該交通事故における過失が重い者をいい、また過失が同程度の場合には人身損傷程度が軽い者をいう。

5　図 5 に関する出所　「交通事故統計年報」及び「全国ハイヤー・タクシー年鑑」より筆者にて作成した。

3. タクシー市場における経済分析について

第 2 章で述べたとおり、2002 年 2 月の改正道路運送法の施行以前は、政府により様々な規制が行われていた。そこで本章では、タクシー市場における政府による規制がだれにどのような影響を及ぼすのかを 2002 年の制度変更前後の期を捉えて経済理論を用いて分析していく。なお、各規制による効果を明確にするため以下ではそれぞれの規制について場合を分けて検討する[6]。

3－1　参入規制に関する経済分析について

参入規制とは、新規事業者の市場への参入を規制するものである。タクシー市場においては、2002 年 2 月の改正道路運送法の施行以前は、国による需給調整がなされており、新規事業者が参入できない状況にあった。この参入規制下における供給曲線を S、需要曲線を D、均衡点 E における均衡価格 P、均衡数量 Q とする。この場合の生産者余剰は三角形 EPG、消費者余剰は三角形 EFP となる。

この状況において参入規制の緩和がなされると、市場における利潤を求め事業者の参入が生じ、供給曲線 S が右側にシフトして S'となり、長期的には市場における均衡点は E'へ移動する。このとき参入規制下の均衡価格 P よりも安い価格 P'となり、供給量は参入規制下の均衡数量 Q よりも多い数量 Q'をとることとなる。これにより、図 6－1 で示すとおり、総余剰は網掛けされた三角形 EGE'分増加することとなる。また、図 6－2 において横線で塗りつぶされた四角形 EPP'E'は規制緩和による消費者余剰の増加分であり、縦線で塗りつぶされた三角形 E'TG は規制緩和により市場へ参入することができた事業者の生産者余剰を表すものである。

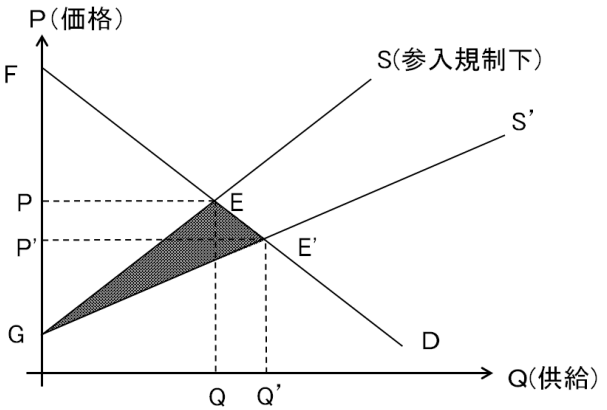


図 6－1　参入規制緩和による総余剰の増加

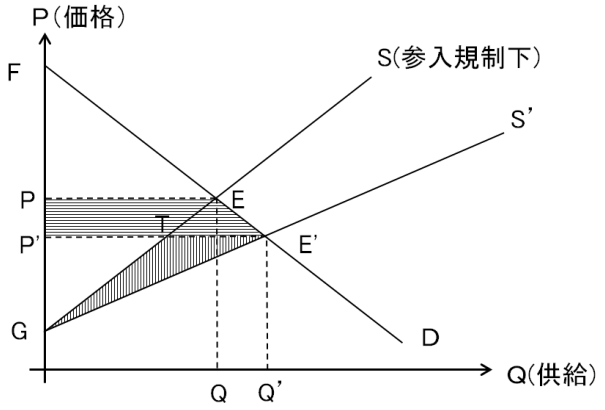


図 6－2　参入規制緩和による消費者余剰の増加及び新規事業者の生産者余剰

6　本章では、タクシー市場では増車による固定費が小さいとの仮定の下で分析を進めることとする。

3－2　台数規制に関する経済分析について

次に、台数規制に関する影響を分析する。2002 年 2 月の改正道路運送法の施行以前は、需給調整による台数規制が行われていた。ここでは、台数規制として Q”がとられた場合を想定する。この場合の、生産者余剰は四角形 GUE”P”、消費者余剰は三角形 E”FP”となる。

この状況において台数規制の緩和がなされると、市場における均衡点は E’へ移動する。このときもまた参入規制下の場合と同様に価格 P”よりも安い価格 P’となり、供給量は Q”よりも多い数量 Q’をとることとなる。これにより図 7－1 で示すとおり、総余剰は網掛けされた三角形 E’E”U 分増加することとなる。また、消費者余剰は図 7－2 において横線で塗りつぶされた四角形 E’ E”P” P’分増加することとなる。

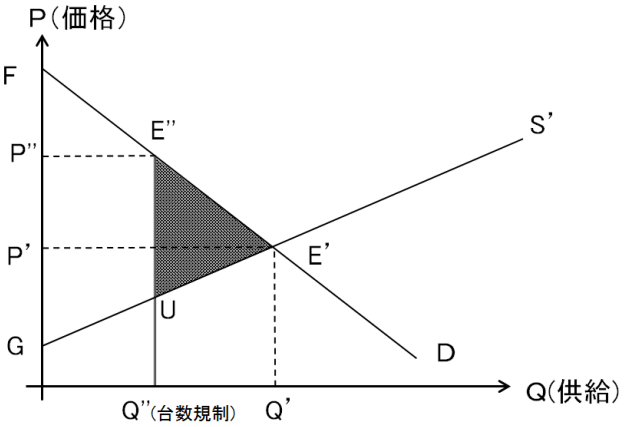


図 7－1　台数規制緩和による総余剰の増加

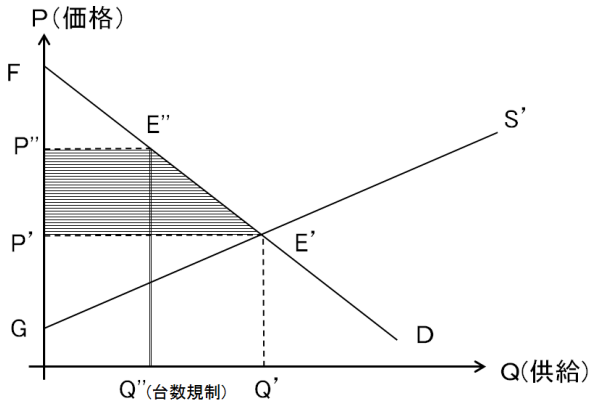


図 7－2　台数規制緩和による消費者余剰の増加

3－3　価格規制に関する経済分析について

次に、価格規制に関する影響を分析する。2002 年 2 月の改正道路運送法の施行以前は、国が運賃の上限運賃と下限運賃を提示しその幅の中において運賃設定が可能であったが、上限運賃と上限運賃の 90%とされる下限運賃の幅の中での運賃申請は自動的に認可され、下限運賃以下の申請は個別審査を受ける上限運賃制となった。

今、価格などの規制がない時の均衡価格 P’よりも高い値で、価格の下限規制 P”’がなされた場合を想定する。この場合では、供給量は Q”’となり、Q”’Q””の超過供給が生じることとなる。この時、供給側がランダムに選ばれる場合の生産者余剰は三角形 GE”’P”’で示され、また消費者余剰は P”’E”’F で示される。

この状況において価格規制の緩和がなされると、市場における均衡点は E’へ移動する。このときもまた同様に価格 P”’よりも安い価格 P’となり、供給量は Q”’よりも多い数量 Q’をとることとなる。これにより図 8－1 で示すとおり、総余剰は網掛けされた三角形 GE’E”’分増えることとなり、消費者余剰は図 8－2 において横線で塗りつぶされた四角形 E’ E”’P”’

P’分増加することとなる。

なお、価格規制の緩和がなされても、実際には多くの事業者が上限運賃で運賃認可を受けている。これは、下限運賃割れ申請に対する個別審査及び台数規制があるため、価格競争が進まなかった可能性が考えられる。

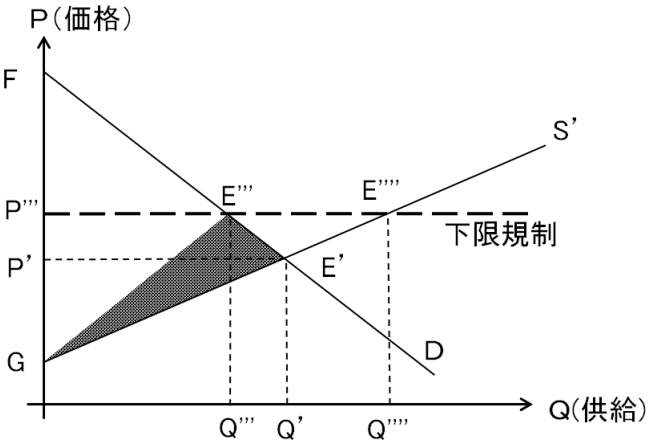


図 8－1　価格規制緩和による総余剰の増加

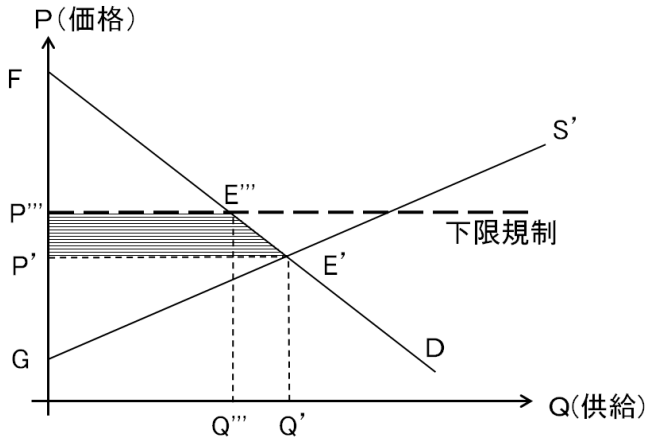


図 8－2　価格規制緩和による消費者余剰の増加

3－4　諸規制に関するまとめ

参入規制、台数規制及び価格規制はタクシーの台数を制限するとともに価格を上昇させ、市場の活性化に期す意欲のある新規事業者及び消費者余剰を削りながら、既存事業者に対しては一定の余剰を確保する効果がある政策ということができる。

さらには、参入規制があることにより、既存のタクシー事業者は安全性を含めたサービスの質を高めるインセンティブを失うことも考えられる。

3－5　市場の支配力について

ここでは、本研究において採りあげるタクシー市場の集中度について概要を述べる。

企業集中の度合いを示す指標として、企業数が考えられる。企業数が多いほど集中度は低いと考えられるが、その市場における１社のシェアが際立って大きく、残りの企業はすべて小規模であった場合には、実際の企業集中は高いこともある。こうした欠点を補うものとして、ハーフィンダール・ハーシュマン指数（以下、「HHI」という。）が挙げられる。HHI は、市場に存在する企業に対して、マーケットシェアの２乗を計算し、それを合計したものである。式で表すと、次のとおりとなる。

$$HHI = S_1^2 + S_2^2 + \cdots + S_n^2 = \sum_{i=1}^{n} S_i^2$$

(S_i：企業 i のマーケットシェア、n：企業数)

定義からも明らかなように、HHI は独占市場において 1 となり、完全競争市場に近づくにつれて 0 に近づくものである。

本研究では、この HHI の考え方を利用して、タクシーの競争はタクシーの車両間で行われていると考え、都道府県単位での各事業者の車両シェアによる HHI を算出して分析を進めていく（以下本稿では、HHI のことを「集中度」という。）。

本研究における集中度を式で表すと次のようになる。

$$\text{集中度} = \left(\frac{C_1}{C_{pre}}\right)^2 + \left(\frac{C_2}{C_{pre}}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{C_n}{C_{pre}}\right)^2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{C_i}{C_{pre}}\right)^2$$

(C_{pre}：ある県におけるタクシー車両総数、C_i：企業 i の車両シェア、n：企業数)

集中度は市場に参加する企業が多くなる、また各企業のシェアの格差が小さいほど小さくなる傾向がある。以下では、①の状態を基準とした集中度の変動例を示す。

①A 社 20 台[0.4]、B 社 20 台[0.4]、C 社 10 台[0.2]の場合（[　]は車両シェアを表す。）

（集中度）＝ $(0.4)^2+(0.4)^2+(0.2)^2$ ＝ 0.3600

①の状態で新規事業者の参入があると、集中度は次のとおりとなる。

②A 社 20 台[0.2]、B 社 20 台[0.2]、C 社 10 台[0.1]、D 社 50 台[0.5]　（企業数：多）

（集中度）＝ $(0.2)^2+(0.2)^2+(0.1)^2+(0.5)^2$ ＝ 0.2011

①の状態でシェアの格差が小さくなる台数の変更（C 社が増車する）をすると、集中度は次のとおりとなる。

③A 社 20 台[0.33]、B 社 20 台[0.33]、C 社 20 台[0.33]　（シェア格差：小）

（集中度）＝ $(0.33)^2+(0.33)^2+(0.33)^2$ ≒ 0.3333

政府による需給調整下においては、新規事業者の参入は困難であることから法人数及び車両数は変動しにくいが、需給調整緩和後には新規事業者の参入が進み法人数や車両数が多くなることから、集中度は小さくなることが想定される。ただし、需要が減少している地方都市においては、法人の退出により集中度が高くなることもある。

図 9 及び図 10 は、東京都と佐賀県における集中度と法人数を重ねた図となっている。東京都においては、2003 年から 2007 年にかけて法人数の増加があり、それにともない集中度の減少が見てとれる。一方、佐賀県では法人数は減少傾向にあり、2007 年から 2009 年にかけての減少により集中度が大きく増加する傾向となっている。

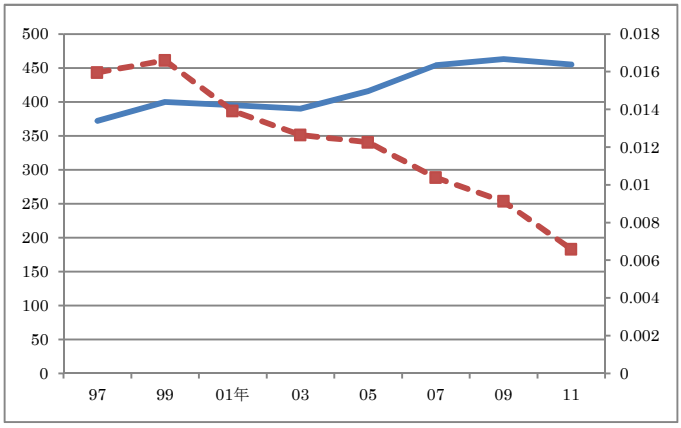


図 9 東京都における法人数と集中度の推移

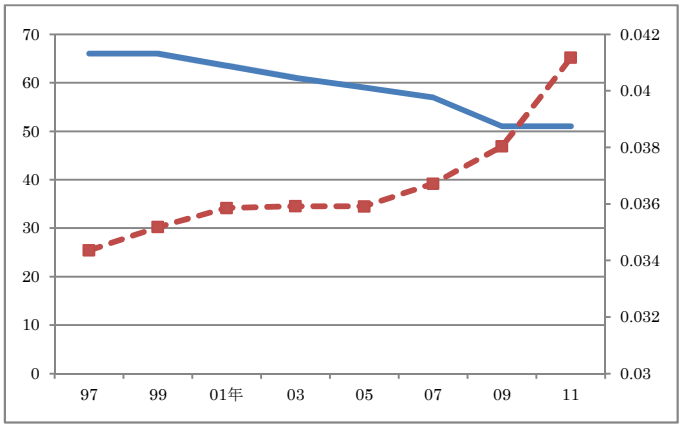


図 10 佐賀県における交通事故数と集中度の推移

（両図とも、法人数（左軸・実線）、集中度（右軸・破線）を表す）

4. 実証分析

本章では、これまでの章で整理したタクシー市場に対する政府による規制根拠が機能していたものかを、第 3 章の中で述べた集中度の考えをとりいれた上で、実証分析を行う。

4−1 分析手法の検討について

タクシーにおいては、地域における交通事情や定住人口などにより利用状況が異なることが言われている。したがって、地域差を考慮すべく都道府県別のパネルデータを用意し、固定効果モデルにより分析を行うこととする。

4−2 モデルによる推計

これまでに述べてきた状況を踏まえ、交通事故とタクシー市場における競争の関係を明らかにすべく、次式のモデルを構築して推計を行う。

$$\ln(10\text{accident}) = \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + \beta_2 \ln(\text{hozin})_{it} + \beta_3 \ln(\text{syaryo})_{it} + \beta_4(\text{syutyu})_{it} + \beta_5(\text{zissya})_{it} + \beta_6 \ln(\text{kinzoku})_{it} + \beta_7 \ln(\text{rodo hour})_{it} + \beta_8 \ln(\text{age})_{it} + \beta_9 YD_i + e_i + \varepsilon_{it}$$

●被説明変数（10accident）

交通事故数は、法人数及び車両数の増減により異なることが考えられる。そこで本研究では、被説明変数には 10 億総走行キロあたりのタクシー交通事故件数を用いて、その対数をとることとした。

なお、交通事故件数は、「交通事故統計年報（公益財団法人交通事故総合分析センター発行）」より用途別発生件数（第一当事者）の中から、法人タクシーの事故数を引用し、また、走行キロは「全国ハイヤー・タクシー年鑑」における、タクシーの輸送実績及び営業成績集計表の都道府県別総走行キロを引用した。

●説明変数[7]

・タクシー法人数（hozin）

タクシーの法人数の対数をとるものである。

タクシー法人数の増加は、安全性に関するサービスの競争を促す効果があり被説明変数に負の効果が考えられる。一方で、交通政策審議会等における事業者団体からの意見として、タクシー法人数の増加は安全性を蔑ろにする法人の参入が進むとの指摘がなされており、この面では、被説明変数に正の効果がある。また、そもそも法人数の増減は走行キロあたりの交通事故に影響を及ぼすことがないことも先行研究では指摘されている。そのため、予想される符号は不明である。

7 説明変数のうち集中度については「全国ハイヤー・タクシー名鑑」より筆者にて算出し、その他は「全国ハイヤー・タクシー年鑑」の中のタクシーの輸送実績及び営業成績集計表より引用した。

・タクシー車両数（syaryo）

タクシーの車両数の対数をとるものである。

実際の事故は営業時に生じることから、登録タクシー車両数に稼働率を乗じた値とする。交通政策審議会等における事業者団体からの意見として、タクシー車両が増えれば悪質なドライバーの参入が進み、現場の運転手は需要確保に向けた危険運転等を行うことが指摘されており、被説明変数に正の効果がある。また、そもそも法人数の増減は走行キロあたりの交通事故に影響を及ぼすことがないことも先行研究では指摘されている。そのため、予想される符号は不明である。

・集中度（syutyu）

第 3 章で定義したタクシー法人の車両数シェアの二乗和である集中度で、0 から 1 までの値をとるものである。

集中度が低くなることにより、法人数の増加や各社が所有する車両シェア格差が小さくなることとなり、安全性に関するサービスの競争を促す効果があり被説明変数に負の効果が考えられる。しかしながら、集中度が高くなることで、大きなシェアを占める法人が存在することで、大手企業との契約を確保しブランド力を維持するために、営業力、社員教育、乗務員の質を高める効果も考えられることから、被説明変数に負の効果をもたらすことも考えられる。また、そもそも法人数の増減は走行キロあたりの交通事故に影響を及ぼすことがないことも考えられる。そのため、予想される符号は不明である。

・実車率（zissya）

実車率は総走行キロに対する実車距離（乗客を輸送した距離）の割合で、0 から 1 までの値をとるものである。

実車率が高いことは、乗客を乗せた運転が増えることを表しており、疲労が蓄積する効果がある反面、空車による流しの運転が減ることも表しており、脇見運転の減少による効果も考えられる。したがって、予想される符号は不明である。

・勤続年数（kinzoku）

運転手の勤続の年数の対数をとるものである。

運転手が永く勤めることで、地理や危険個所を認識することができ交通事故が減る効果が考えられる。したがって、予想される符号は負である。

・労働時間（rodo hour）

運転手の月間労働時間の対数をとるものである。

月間の労働時間が長くなることで疲労が蓄積し、注意力が欠如することが考えられる。したがって、予想される符号は正である。

・平均年齢（age）

運転手の平均年齢の対数をとるものである。

高齢化が進むことで視力等の身体能力の衰えが生じることが考えられる。したがって、予想される符号は正である。

また、PD_{it}は都道府県ダミーを、YD_iは年次ダミーを、e_iは固定効果を、ε_{it}は誤差項を示す変数である。なお、添え字$_i$は都道府県を、添え字$_t$は年次を表す。

以上の基本統計量は、表１のとおりとなる。

表１　基本統計量

変　　数		平均値	標準偏差	最小値	最大値
Ln(10 億走行キロあたりの事故件数)	(件/10億ｷﾛ)	7.09	0.41	5.87	8.01
タクシー法人数	(社)	148.16	83.56	27	463
Ln(タクシー法人数)		4.84	0.58	3.30	6.14
タクシー車両数	(台)	3698.27	4658.30	540	30488
Ln(タクシー車両数)		7.80	0.84	6.29	10.33
集中度	-	0.03	0.03	0.01	0.17
実車率	-	0.42	0.05	0.28	0.55
勤続年数	(年)	10.03	2.21	4.6	17.5
Ln(勤続年数)		2.28	0.22	1.53	2.86
労働時間	(時間)	203.69	18.41	161	274
Ln(労働時間)		5.31	0.09	5.08	5.61
年齢	(歳)	55.16	2.99	47.1	65.8
Ln(年齢)		4.01	0.05	3.85	4.19

注）年次ダミーは省略

4-3　推計結果

「4－2 モデルによる推計」で述べたモデルによる推計結果は、表 2 のとおりとなる。

表 2　推計結果

被説明変数：10 億走行キロあたりの交通事故[件/10 億キロ]			
説明変数	係数	標準誤差	t 値
Ln(タクシー法人数)	−0.08	0.19	−0.43
Ln(タクシー車両数)	0.13	0.28	0.45
集中度	1.56	1.27	1.24
実車率	0.28	1.29	0.22
Ln(勤続年数)	−0.08	0.06	−1.21
Ln(労働時間)	−0.08	0.16	−0.48
Ln(年齢)	−0.27	0.45	−0.61
定数項	7.89 ***	3.00	2.63
観測数	329		
決定係数	0.3029		

注）***、**、*　はそれぞれ有意水準１％、５％、１０％で有意であることを示す。

注）年次ダミーは省略

推計の結果、年次ダミー及び定数項を除くいずれの説明変数の値においても 10%有意水準において有意とならなかった。

5.　考察

先行研究と同様にタクシー法人数、タクシー車両数は走行キロあたりの交通事故に影響があるとは言えなかった。また併せて、本研究で新たに取り入れた集中度による市場の競争状況を考慮しても、走行キロあたりの交通事故数に影響があるとは言えなかった。

集中度については、「4－2 モデルによる推計」でも触れたように、集中度が低くなることによる安全性に関するサービスの競争を促す効果や、集中度が高くなることによるブランド力を維持するために、営業力、社員教育、乗務員の質を高める効果も考えられたが、結果として影響があるとは言えなかった。交通事故はその損害が大きく、法人が大きかろうと小さかろうと、また個々の運転手自身としても、できる限り発生させないインセンティブが強くあるため、今回の結果になったものと推測される。

6. 政策提言

本章では、前章の考察に基づいて、タクシー市場に対する政策提言を示す。

タクシー事業における規制緩和による競争は、走行キロ当たりの交通事故に対して関係があるとは言えず、需給調整を行うことにより総余剰を減少させ、特に消費者余剰を損なうことから、2013 年に改正された「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」による増車や新規参入を禁止する需給調整は廃止すべきである。

【効果的な政策に向けて】

なお、本研究においては実証分析はなされていないものの、交通政策審議会等において言われているタクシー市場における情報の非対称について触れておくこととする。この情報の非対称が生じている場合の解決策の一つとして、売り手が自らのサービスの質に関する費用をかけた広告宣伝をするなどの対策が考えられるが、実際にタクシーの広告を目にすることはほとんどない。こうした状況においては、例えば政府が情報を開示させることが考えられる。タクシー同様に、規制緩和がなされた貸切バス[8]については、2012 年 4 月に起きた関越自動車道での貸切バスの重大事故を受けて、国土交通省が利用者に対してホームページ上で事業者の安全対策や監査状況を公表してきた経過がある[9]。このような介入を政府が行う際には、その効果と費用を比較検討して実施することが重要であるが、需給調整が情報の非対称に対して効果を発揮するものではないことを申し添えておく。

7. おわりに

本研究では、2002 年の需給調整緩和から 2013 年に改正された「タクシー適正化・活性化法」による再規制に至るまでの動向を踏まえて、その間の様々な議論等においてその根拠の一つされていた安全性との関係について、素朴な疑問を抱き走行キロあたりの交通事故数を用いて実証分析を行った。その結果、先行研究でみられたとおり、走行キロあたりの交通事故数には法人数、車両数等は影響があるとは言えないことが明らかとなった。

最後に本研究での分析では、データの制約上等から分析中に考慮できなかったものについて言及しておく。一つは、都市部ではタクシー輸送の一端を担っている個人タクシー制度（一人一車制）である。個人タクシーがタクシー市場の競争に影響を及ぼすのか、また交通事故数に影響を及ぼすのか考慮することは興味深いところであるが、本研究では考慮できていない。もう一つは、タクシー会社の分社化の影響である。分社化は、本研究の中で用いた集中度を低下させるものであり、グループ会社間で競争が生じるか否か興味深いところであるが、本研究では考慮できていない。これらは、本研究に関する研究の深度化を図る上では検討が必要な事項であると考えられるため、今後の課題とする。

---

8 道路運送法第 3 条第 1 項ロに規定する一般貸切旅客自動車運送事業のことをいう。

9 詳しくは http://www.mlit.go.jp/jidosha/jidosha_tk3_000047.html を参照

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）、矢崎之浩助教授（主査）、加藤一誠客員教授（副査）、豊福建太客員准教授（副査）をはじめ、まちづくりプログラムの教員の皆様から、懇切丁寧な御指導をいただきました。また、一般社団法人東京ハイヤー・タクシー協会の藤﨑幸郎専務理事、一般社団法人全国ハイヤー・タクシー連合会中崎真裕労務課長、一般社団法人神奈川県タクシー協会芦澤亨総務部長には、御多忙の中、資料の貸与やタクシーの事情に関するヒアリングに快く応じていただきました。心より御礼申し上げます。

最後に、この 1 年間を共有したまちづくりプログラムの同級生、社会人学生として研修機会を与えていただいた派遣元にも併せて深く感謝申し上げます。

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対する誤謬は全て筆者に帰するものであることを申し添えます。

参考文献等

福井秀夫（2011）「タクシー需給調整措置の法的限界（一）」『自治研究』第 87 巻第 9 号、pp. 33-46.

福井秀夫（2011）「タクシー需給調整措置の法的限界」『自治研究（二）』第 87 巻第 10 号、pp. 21-43.

松野由希（2013）「規制緩和後のタクシー料金と需要に関する分析」『タクシー政策研究』創刊号、pp. 99-108.

Saito, K.（2013）“Deregulation and Safety: Evidence from Taxicab Industry”mimeo.

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.

八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅰ』東洋経済新報社.

福井秀夫（2007）『ケースからはじめよう　法と経済学』日本評論社.

泉田成美・柳川隆（2008）『プラクティカル産業組織論』有斐閣.

安藤至大（2013）『ミクロ経済学の第一歩』有斐閣.

タクシー政策研究会（2013）『タクシー政策研究 創刊号』社団法人東京乗用旅客自動車協会.

全国ハイヤー・タクシー連合会『ハイヤー・タクシー年鑑』（各年度） 株式会社東京交通新聞社.

全国ハイヤー・タクシー連合会『全国ハイヤータクシー名鑑』（各年度）株式会社東京交通新聞社.

生産緑地が周辺に及ぼす外部性についての分析

＜要旨＞

1991 年の生産緑地法改正以来，三大都市圏の多くの農地が「保全する農地」として生産緑地に指定されている．生産緑地は，農産物の生産以外にも緑地機能や防災機能が期待され，指定されると税制の優遇が受けられる．しかし，都市に生産緑地が混在することにより，土埃，悪臭，虫の発生や農薬等が近隣に影響を及ぼし，都市のディスアメニティとなることが考えられる．さらに，現行制度は農地が都市の中に無秩序に混在し，効率的な宅地化形成を阻害することが考えられる．

本稿では，生産緑地と生産緑地以外の農地や緑地を区別した上で実証分析を行い，外部性の大きさを比較計測した．その結果，生産緑地や宅地化される農地は，近隣に同程度の負の外部性を及ぼしていることが明らかになった．

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13609　　煤賀　達

目　次

1. はじめに 3
2. 生産緑地制度の概要 4
2.1 生産緑地制度の現状 4
2.2 生産緑地制度の背景 6
3. 税制の効率性について 7
3. 1 差別的な税制が市場に及ぼす影響 7
3. 2 負の外部性がある場合 8
3. 3 効率的な税制 9
4. 生産緑地が地価に与える影響に関する実証分析 10
4.1 仮説 10
4.2 分析の方法 10
4.3 分析の対象 11
4.4 使用するデータ 11
4.5 推計モデル及び変数の説明 12
4.5.1 世田谷区の推計モデル 12
4.5.2 横浜市の推計モデル 13
4.6 推計結果 16
4.6.1 世田谷区の推計結果 16
4.6.2 横浜市の推計結果 17
5. 考察 17
6. 政策提言 18
7. おわりに 19
参考文献 20

1. はじめに

1991 年に生産緑地法が改正され，現在，三大都市圏特定市[1]における市街化区域内の農地は，「保全する農地」と「宅地化する農地」[2]に区別されている．生産緑地は，農地所有者の意向により「保全する農地」として市区町村長から都市計画の一つとして指定される．生産緑地の機能として，農産物の生産以外にも公害や災害防止機能，緑地機能があるとされる[3]．

生産緑地と宅地化農地とでは，差別的な税制がとられており，生産緑地は一般農地として評価され「農地並み課税」がされ，宅地化農地の「宅地並み課税」に比べ，固定資産税の減免等，大幅な税制優遇がなされることとなる．このような税制インセンティブにより，1991 年の改正以来，多くの農地が生産緑地地区の指定を受けている．しかし，土地は有限の資源であり，生産緑地を増やせばその分だけ宅地が減る関係にある．したがって土地の有効活用のためにも適切な資源配分が求められる．農地所有者の意向によって生産緑地が指定される現行の制度の下では，農地が都市の中に無秩序に混在し，差別的な税制により効率的な宅地化形成を阻害することが考えられる．さらに，生産緑地が都市の中に混在することにより，土埃，悪臭，虫の発生や農薬等が近隣に影響を及ぼし，都市においてディスアメニティになることも考えられる．都市において正の外部性[4]が期待されている生産緑地は，同時に負の外部性の要素を含んでいるといえる．

本研究は，生産緑地について，外部性に着目し，税制が効率的であるか経済学的に示すことを目的とする．そこで，本稿では，効率的な土地利用について，ミクロ経済学による理論分析を行った．生産緑地等の農地を優遇する差別的な税制のもとでは，効率的な土地利用がなされないことを示している．一方で，生産緑地が近隣に及ぼす正・負の外部性を明らかにし，ヘドニック・アプローチの手法を用いて，実証分析を行った．分析に際し，生産緑地の他に宅地化農地や公園等の緑地の外部性についても着目し，比較を行っている．分析の結果，生産緑地と宅地化農地はともに周辺に負の外部性をもたらしていることが示された．また，至近距離において負の外部性があることが統計的に有意に示された．

これらのことを踏まえ，本稿では差別的な税制を見直し，外部性に応じて，ピグー税を課し市街化区域内の宅地化インセンティブをコントロールすべきであるとの政策提言を行った．

都市における農地の先行研究については，多数存在する．生産緑地制度の変遷や税制の内容を整理したものとして，中田 (2000) ，小嶋 (2007) ，瀬下 (2013) ，などがある．

また，農地の外部効果を対象にヘドニック・アプローチを用いて実証分析したものもいくつか存在する．仁科 (1986) は，世田谷区を対象に町丁目ごとに算出されている農地率と

[1] 三大都市圏特定市とは、東京都の特別区、及び首都圏、中部圏、近畿圏の既成市街地、近郊整備地帯にある市

[2] 「宅地化する農地」は、本稿では「宅地化農地」と呼ぶ．

[3] 1991 年の法改正にかかる国会の各委員会において，政府委員による生産緑地に期待される機能について答弁がなされている．例えば，1991 年 2 月 14 日衆議院農林水産委員会など．

[4] マンキュー (2005) ，274 頁

樹木率を用いて分析を行い，樹木率で代表された緑地はアメニティであるのに対して，農地はディスアメニティであるとしている．廣政・深澤 (1992) は，札幌市の 500m メッシュ内に占める農地，公園，樹林地等を合わせた狭義の「緑地」面積のデータを用いて分析したところ，限界評価が市のほとんどの地域で負になることを述べている．丸山・杉本・菊池 (1995) は，千葉市を対象に 1km メッシュの面積データを作成し，農地とその他の緑地の外部効果を計測し，緑地は正，農地は負の限界評価があり，農地と緑地は区別されるべきであるとしている．GIS を用いたものとして，飯澤・駒井・栗崎 (1999) は，世田谷区の住宅地を対象に分析を，また，武内 (2012) は，東京都特別区の中から 9 区を対象とした分析を行っている．いずれの結果からも農地は周辺地価を下げることが報告されている．

これらの研究を踏まえた上での本稿における研究の意義は，都市の農地等の外部性を生産緑地，宅地化農地，公園等の緑地などの属性に分類し，外部性の大きさを明らかにしたことである．先行研究での実証分析は，市街化区域内の農地が及ぼす影響について分析しているものがあるが，上記の属性のような分類がなされていないため，生産緑地に特定した外部性を知ることができない．生産緑地の外部性を明らかにした上で，現行税制について経済学的に言及したことは，「宅地並み課税」・「農地並み課税」の問題に関して，少なからず貢献をなすものであると考える．

なお，本稿の構成は，次のとおりである．第 2 章では，生産緑地制度の現状について整理する．第 3 章では，税制の効率性について理論分析を行い，第 4 章では，生産緑地を始めとする農地が地価に与える影響について実証分析を行う．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 章で考察に基づき政策提言を行うこととする．

2. 生産緑地制度の概要

1991 年の生産緑地法改正後，三大都市圏特定市では多くの農地が生産緑地の指定を受け，固定資産税等の税制優遇の下，耕作されている．生産緑地の指定を受けない宅地化農地に対しては宅地並み課税が課されている．

この章では，生産緑地の現状及び制定の背景を整理し，制度を概観する．

2.1 生産緑地制度の現状

現在，三大都市圏特定市の市街化区域農地はすべて，「保全する農地」として生産緑地と「宅地化する農地」として宅地化農地に区分されており，それぞれに異なる課税措置がとられている．農地への課税の分類について，図 1 に示す．

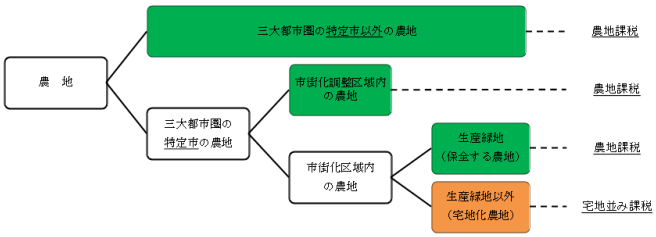


図 1 農地への課税の分類

生産緑地は，都市計画法上の地域地区の一つに位置づけられており，現に農林漁業の用に供されている農地等で，かつ，(1) 緑地機能及び多目的保留地機能を有するものとして，農業が営まれることによって，公害や災害を防止したり都市の環境を守る役割を果たしていること，また，将来の公園や緑地などの公共施設等の敷地として適していること，(2) 面積は 500 ㎡以上の一団の農地等であること，(3) 営農の継続が可能であり，必要な水路等が確保されていること，(4) 権利関係者全員の同意が得られていることの要件を満たした市街化区域内の農地について，農地所有者の申請と関係権利者の同意に基づき市区町村長が指定している．生産緑地に指定されると一般農地として評価され，固定資産税及び都市計画税の大幅な減免がされる．また，相続税の納税を猶予できる．都市計画に位置づけることや税制の優遇措置により，生産緑地の安定性が高められているが，30 年間の営農義務や建築行為や農地以外への転用等の行為制限が課されている．また，相続税の納税猶予の条件として，終生の営農が義務付けられている．一方で，宅地化農地については，宅地並みに課税されており，固定資産税については宅地価格の 3 分の 1 が課税価格とされ，都市計画税については宅地価格の 3 分の 2 が課税価格とされている．相続税の納税猶予制度については，適用が除外されている．

このように，生産緑地と宅地化農地では，税制が差別化されている．瀬下 (2013) によると，特定市の市街化区域内農地を所有する農家が，すべて生産緑地の指定を受けていれば，税制優遇は平均で年 530 万円を超えるとしている[5]．1991 年の生産緑地法改正後，このような税制の措置がとられたことにより，市街化区域内の農地所有者は，生産緑地と宅地化農地の選択を迫られ，多くの農地が生産緑地の指定を受けている．図 2 及び図 3 によると生産緑地は，横ばいに推移しているが，宅地化農地は順次転用されていることがわかる．

[5] 農地への税制については，瀬下 (2013) や今仲・下地 (2009) が詳しい．

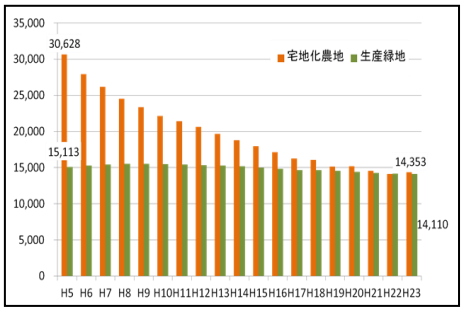


図 2 三大都市圏特定市の市街化区域内農地面積の推移（単位：ha）

出典：国土交通省ホームページ

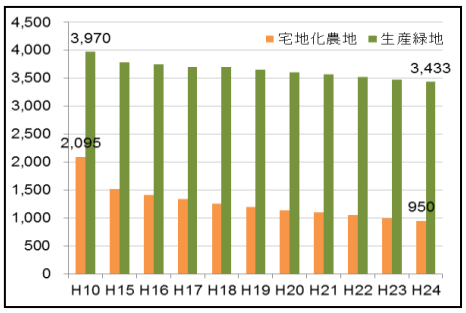


図 3 東京都の市街化区域内農地面積の推移（単位：ha）

出典：『東京の土地　2012』p. 76-77

2.2 生産緑地制度の背景

1968 年に新都市計画法が制定され，都市計画区域を市街化区域と市街化調整区域に区分する区域区分制度が導入された．市街化区域は「すでに市街地を形成している区域及びおおむね 10 年以内に優先的かつ計画的に市街化を図るべき区域」，市街化調整区域は「市街化を抑制すべき区域」と規定された．この市街化区域の趣旨や，三大都市圏の地価高騰を背景に，農地の利用転換を促進する手段として宅地並み課税が位置づけられた．しかし，三大都市圏特定市の市街化区域内農地の大部分は，1982 年に導入された長期営農継続農地制度の認定を受け，宅地並み課税を免れていた．この制度により，990 ㎡以上の面積や 10 年以上の営農継続意思の要件を満たした農地について，宅地並み課税と農地課税の差額を徴収猶予し，5 年経過後に営農継続を確認のうえ，徴収猶予した税額が免除された．1975 年にこの間の 1974 年に，公害や災害の防止等良好な生活環境の確保に役立つ農地，将来の公共施設の敷地として適する農地を生産緑地として保全する生産緑地法が制定されたが，指定要件が厳しく，長期営農継続農地制度の認定を受ける農地が多かったため，生産緑地の指定は少なかった． 市街化区域内農地への宅地並み課税がこのような経過をたどってきた背景として，農業者の反対運動や，市街化区域が当初あまりにも広く設定されたことにより宅地並み課税を課し短期間に転用させても都市基盤整備が追いつかないという要因があった．

1991 年に生産緑地法が改正された背景として，1980 年代半ばから始まった都心部の地価高騰がある．地価が高騰し住宅取得が困難になったことにより，市街化区域内農地の宅地並み課税導入が再び議論されるようになった．これまで，市街化区域に残存する農地に対して，市街化区域内の農業者の営農意欲に妥協したことにより宅地並み課税が事実上行われてこなかったが，生産緑地法が改正，長期営農継続農地制度が廃止され，市街化区域内農地は生産緑地と宅地化農地に峻別され，宅地化農地には宅地並み課税が課されることとなった．農地所有者は，生産緑地か宅地化農地かの選択を迫られることとなった[6].

3. 税制の効率性について

高橋 (2012) によれば，土地の用途が複数あり，それぞれの固定資産税等の土地保有税が中立的でないとき配分の効率性を損なうとされる．マンキュー (2005) によれば，外部性が存在するときには，市場均衡は効率的ではないとされている．

この章では，まず，農地と宅地で差別化された税制が市場にどのような影響を及ぼすかをグラフにより分析する．さらに，農地に負の外部性があると仮定し，その影響についても示す.

3. 1 差別的な税制が市場に及ぼす影響

金本 (1997) によれば，スタンダードなミクロ経済学によると，土地保有税は資源配分に対して中立的であり，宅地供給を増加させる効果も抑制する効果も持たないとされている．市街化区域内の農地については，宅地並み課税が適用されるが，多くの農地が生産緑地に指定されることにより，宅地並み課税の適用除外を受けている．以下に，差別的な税制が市場に及ぼす影響を示す.

図 4 には，土地保有税がない場合に一定の量の土地が農地と宅地に配分される場合を示している．

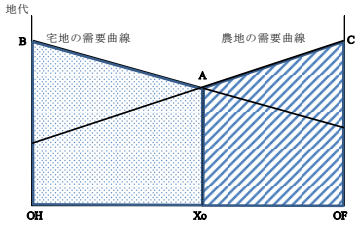


図 4　土地保有税がない場合

横軸は土地の量，縦軸は地代である．宅地の量を左側の原点 OH から右側に，農地の量を右側の原点 OF から左側にとると，土地の配分量は，それぞれの需要曲線が交差する点で均衡する．したがって，OH から Xo までが宅地として使われ，OF から Xo までが農地として使われる．均衡地代は A 点である．

図 5 には，土地保有税が農地と宅地に等しく課される場合を示している．

[6] 生産緑地制度の背景については，中田 (2000)，後藤 (2003)，小嶋 (2007) が詳しい.

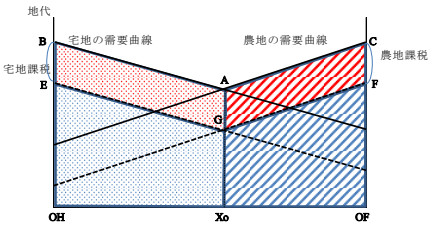


図 5　土地保有税が等しい場合

宅地と農地に等しく土地保有税が課されると，図 4 で示した需要曲線は，宅地は 1 単位あたり BE，農地は 1 単位あたり CF の幅だけ下方にシフトする．均衡地代は A 点から G 点に下がるが，土地の配分量は変化しない．このとき，台形 ABEG が宅地の税収で，台形 AGFC が農地の税収である．

図 6 には，土地保有税が差別的な場合を示している．

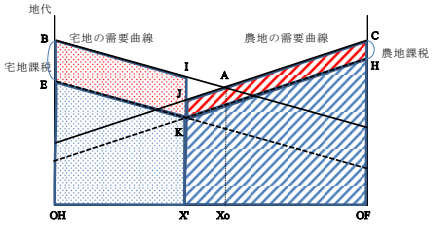


図 6　土地保有税が差別的な場合

宅地への課税を図2の場合と同額にする一方で，農地への課税を1単位あたりCHとし，宅地への課税よりも優遇した場合，それぞれの需要曲線は下方にシフトし，K点が均衡地代となる．宅地の税収が台形IBEKで，農地の税収が台形JKHCである．このとき，OHからX’までが宅地として，OFからX’までが農地として使われる．課税がない場合と比べ，土地の配分量がXoからX’の分だけ変化する．また，差別的な税制は，三角形AIJの分だけ死加重を生じさせる．このように，農地への税制優遇は農地を保有するインセンティブとなり農地の面積が増大し，宅地の面積が縮小する．また，差別的な税制は，死加重を生じさせ，効率的な土地利用を阻害してしまう．

3. 2 負の外部性がある場合

前述のとおり，農地は正の外部性及び負の外部性の両方の側面を有することが考えられる．以下に，農地に負の外部性があると仮定したときの市場への影響を示す．

図 7 には，農地に負の外部性がある場合を示している．

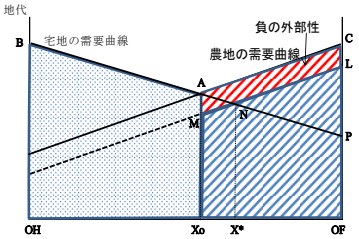


図 7　負の外部性がある場合

このとき，農地の需要曲線が A 点で均衡することは変わらず，土地の配分量も変化しない．しかし，農地 1 単位あたり CL の分だけ外部性があると仮定すると台形 AMLC がこの市場における農地の負の外部性となる．負の外部性の分だけ余剰が縮小し，総余剰は当初の台形 AXoOFC から台形 MXoOFL となる．また，外部性を考慮した場合に望ましい土地利用として X*が実現するが，外部性を考慮しないで土地利用が行われると Xo が実現し，農地面積が過剰になる．それに伴う死加重は，三角形 AMN (台形 BOHOFP から BOHOFPNMA を引いたもの) となる．

3. 3 効率的な税制

前述のように，差別的な税制がとられた場合及び負の外部性が生じている場合，効率的な土地利用が阻害されてしまう．ここでは，効率的な税制について考える．

図 8 には，土地保有税が等しく，かつ，負の外部性に応じてピグー税[7]を課す場合を示している．

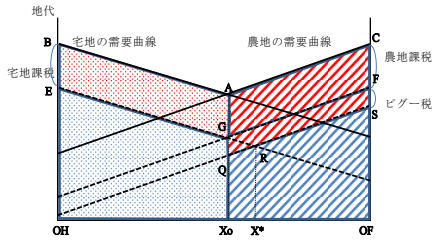


図 8　土地保有税が等しく，かつ，ピグー税を課す場合

まず，土地保有税について考える．図 8 では，宅地 1 単位あたりの土地保有税が BE，宅地の土地保有税の合計が台形 BEGA，農地 1 単位あたりの土地保有税が CF で BE と同額であり，農地の土地保有税の合計が台形 AGFC である．図 6 で示したように，土地保有税が差別的な場合，死加重が生じ，土地利用が非効率的になってしまうが，図 5 で示したように，土地保有税が等しく課された場合，宅地及び農地の配分量は変化せず，効率的な土地利用が達成される．

次にピグー税についてである．マンキュー (2005) によると，ピグー税は，外部性が存在しても当事者のインセンティブを修正し，資源配分を社会的に最適な状態に近づけるとされている．そこで，ピグー税を農地から生じる負の外部性に応じて課すことを考える．

図 8 では，農地 1 単位あたりの負の外部性が FS，農地の負の外部性の合計が台形 GQSF で示されている．ここで，農地 1 単位あたりから生じる負の外部性分と同額にあたる FS のピグー税を課すことで外部性を内部化することができる．このとき，望ましい土地利用として X*が実現する．

このように，土地保有税を等しく課すこと及び負の外部性に相応するピグー税を課すことにより，効率的な土地利用を達成することができることが考えられる．

ここまでの議論は，農地と宅地を対象にしてきたが，土地保有税が差別化されているこ

[7] 負の外部性の影響を矯正するために課される税．マンキュー　(2005)，288 頁

と，外部性が生じると考えられることから，農地を生産緑地に宅地を宅地化農地と置き換えて考えることができる．

4. 生産緑地が地価に与える影響に関する実証分析

現行の制度では，生産緑地への課税を優遇しているが，負の外部性が正の外部性よりも大きいのであれば，反対に農地への課税の方が大きくなくてはならない．本章では，生産緑地が地価に与える影響について，資本化仮説[8]に基づいてヘドニック・アプローチを用いた実証分析を行う．実証分析にあたっては，都市農地や農地以外の緑地が地価に与える影響を分析するため，生産緑地，宅地化農地及び公園等を分類した上で，それぞれの外部性を明らかにする．

4.1 仮説

生産緑地には，二つの外部性があることが考えられる．

一つ目に，正の外部性である．正の外部性については，公害・災害防止機能，緑地機能，景観への寄与等がある．蔦谷 (2009) によれば，都市農地の持つ他面的機能として景観保全，騒音防止，温度・湿度の調節，災害時のオープンスペース等の機能があるとされている．

二つ目に，負の外部性である．負の外部性については，土埃，悪臭，虫の発生や農薬の飛散等が考えられる．

このように，生産緑地には正の効果が期待されるものの，農地の耕作状況によってはかえって景観を損ねる可能性があることが考えられる．また，緑地としての機能は公園等には期待されるが，農地が必ずしも発揮するものではないことも考えられる．一方で，負の外部性については，農業を行う上で避けることが難しい要素であるため，住宅等の至近距離においては，負の効果が正の効果を上回り，地価を低下させていることが考えられる．

そこで，「住宅等の至近距離に生産緑地や宅地化農地が存在すると，正の効果よりも負の効果が顕著に表れ，地価を低下させている」ということを仮説として設定し，実証分析を行うこととする．

4.2 分析の方法

生産緑地が周辺に及ぼす影響を計測するために，ヘドニック・アプローチを用いた実証分析を行う．分析にあたっては，都市農地や緑地等の属性の違いによる影響を計測するため，生産緑地，宅地化農地，公園等に分類して行った．

今回の分析では，地理情報システム (以下，GIS[9]という) を用いて地価公示の標準地周辺の生産緑地等の面積を集計した．集計の範囲として，地価公示の標準地を中心に半径 25m，25m～200m に区切り，それぞれの範囲内での生産緑地，宅地化農地，公園の面積等を集計

[8] 非市場財である住環境の価値が，地価に反映 (資本化) されて土地所有者に帰着するという仮説
[9] Esri 社の ArcGIS Desktop10 を用いた．

し，OLS (最小二乗法) による回帰分析を行った．対象地域及び分析に用いたデータや指標については，次節以降で説明する．GIS による集計のイメージを図 9 に示す．

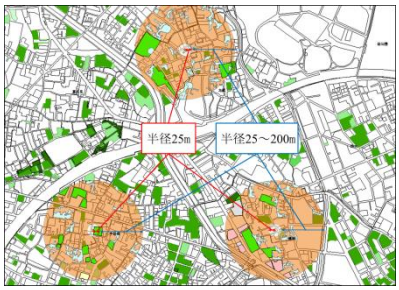


図 9　GISによる集計のイメージ

4.3 分析の対象

生産緑地が近隣に及ぼす影響は，各地域が持つ様々な条件によって異なることが考えられる．そこで，本研究では，以下の二つの自治体について影響を分析し，比較することとする．分析の対象は，都心部に近い地域で生産緑地等が多く存在する世田谷区[10]及び大規模な商業地域や工業地域を有しながら，一方で生産緑地等の農地を多く有する横浜市[11]の住居系地域[12]とする．その中で，世田谷区は，平成 2011 年の地価公示の標準地 113 地点，横浜市は，2008 年の地価公示の標準地 589 地点をサンプルとした．生産緑地の分布状況について，図 10 及び図 11 に示す．



図 10　世田谷区の生産緑地の分布状況



図 11 横浜市の生産緑地の分布状況

4.4 使用するデータ

使用するデータは，以下のとおりである．

世田谷区の生産緑地面積等については，同区から借用した 2011 年の土地利用現況調査データ及び東京都から借用した 2011 年の土地利用現況調査から集計した[13]. 地価については，2011 年の地価公示で公表されている標準地のデータを使用した．

[10] 2013 年の生産緑地は，96.855ha，宅地化農地は，22.1ha
[11] 2013 年の生産緑地は，315.9ha，宅地化農地は，262.3ha
[12] 住居系地域の用途地域の内訳については，表 1 に示す．
[13] 宅地化農地については，世田谷区の土地利用現況調査で集計されていなかったため，東京都の土地利用現況調査で集計された市街化区域の農地から世田谷区土地利用現況調査の生産緑地が重複する部分を差し引いたものを採用している．

横浜市については，同市から借用した 2008 年の都市計画基礎調査データ，都市計画決定データを使用した．地価については，2008 年の地価公示の標準地のデータを使用した．

4.5 推計モデル及び変数の説明

世田谷区及び横浜市の都市計画基礎調査データから生産緑地を始めとする農地及び緑地の面積を集計し，推計モデルに基づき分析を行った．推計モデル及び設定した説明変数について以下に示す．

4.5.1 世田谷区の推計モデル

世田谷区の推計モデルは，次のとおりである．

(式 1)
$$\ln(LP) = \alpha + \beta_1 SR_{1i} + \beta_2 SR_{2i} + \beta_3 TN_{1i} + \beta_4 TN_{2i} + \beta_5 PA_{1i} + \beta_6 PA_{2i} + \beta_7 FO_{1i} + \beta_8 FO_{2i} + \gamma Z + \varepsilon$$

α = 定数項
β = パラメータ
SR_1 = 半径25m以内の生産緑地面積
SR_2 = 半径25m～200m以内の生産緑地面積
TN_1 = 半径25m以内の宅地化農地面積
TN_2 = 半径25m～200m以内の宅地化農地面積
PA_1 = 半径25m以内の公園面積
PA_2 = 半径25*m*～200m以内の公園面積
FO_1 = 半径25m以内の樹林面積
FO_2 = 半径25m～200m以内の樹林面積
Z = 地価を説明する変数
ε = 誤差項

被説明変数は，2011 年公示地価 (円／㎡) の対数値を用いた．説明変数は，α が定数項，β がパラメータ，$SR_{1,}$ $SR_{2,}$ がそれぞれ，公示地価ポイントから半径 25m 以内，半径 25m から 200m 以内の生産緑地の面積，$TN_{1,}$ $TN_{2,}$ がそれぞれ，公示地価ポイントから半径 25m 以内，半径 25m から 200m 以内の宅地化農地の面積を表している．また，農地以外の緑地の指標として，都市計画基礎調査で数値化されていた公園及び樹林の面積を集計おり，$PA_{1,}$ PA_2 がそれぞれ, 公示地価ポイントから半径 25m 以内, 半径 25m から 200m 以内の公園面積, $FO_{1,}$ FO_2 がそれぞれ，公示地価ポイントから半径 25m 以内，半径 25m から 200m 以内の樹林面積を表している[14]．また，i は公示地価ポイントを表している．なお，地域の特性を示すデータとして，地価を説明する変数 Z を設けた．

[14] 分析した距離帯は，矢澤・金本 (1992) 及び矢澤・金本 (2000) に倣い，最大 200m 圏内とした．

4.5.2 横浜市の推計モデル

横浜市の推計モデルは，次のとおりである．

(式 2) $$\ln(LP) = \alpha + \beta_1 SR_{1i} + \beta_2 SR_{2i} + \beta_3 TN_{1i} + \beta_4 TN_{2i} + \beta_5 PA_{1i} + \beta_6 PA_{2i} + \beta_7 TR_{1i} + \beta_8 TR_{2i} + \gamma Z + \varepsilon$$

α = 定数項
β = パラメータ
SR_1 = 半径25m以内の生産緑地面積
SR_2 = 半径25m～200m以内の生産緑地面積
TN_1 = 半径25m以内の宅地化農地面積
TN_2 = 半径25m～200m以内の宅地化農地面積
PA_1 = 半径25m以内の公園面積
PA_2 = 半径25m～200m以内の公園面積
TR_1 = 半径25m以内の特別緑地保全地区面積
TR_2 = 半径25m～200m以内の特別緑地保全地区面積
Z = 地価を説明する変数
ε = 誤差項

被説明変数は，2008 年公示地価 (円／㎡) の対数値を用いた．説明変数については，式 1 と同様であるが，樹林面積 *FO* のデータが得られなかったため，代替指標として，特別緑地保全地区[15]面積 TR_1，TR_2 を設定した．また，横浜市については，市域面積が広く，行政区によって地域特性があると考えられるため，行政区ダミーを変数として設けた．

式 1 及び式 2 の変数の内容及び出典については表 1，基本統計量については，表 2 及び表 3 に示す．

[15] 特別緑地保全地区の内容については，国土交通省ホームページを参照されたい．なお，世田谷区については，2011 年都市計画基礎調査時点においては同地区の指定が 1 地区 2ha のみであったため，変数に設定しなかった．

表 1　変数の内容及び出典

変　数	内　容	出　典	
		世田谷区	横浜市
ln公示地価（円／㎡）	住居系地域の地価公示。対数値を用いた。	A	B
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25m圏内に存在する生産緑地の面積の合計値	C	E
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25mから200m圏内に存在する生産緑地の面積の合計値	C	E
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25m圏内に存在する宅地化農地の面積の合計値	Dを基に作成	Fを基に作成
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25mから200m圏内に存在する宅地化農地の面積の合計値	Dを基に作成	Fを基に作成
半径25m圏内の公園面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25m圏内に存在する公園の面積の合計値	C	E
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25mから200m圏内に存在する公園の面積の合計値	C	E
半径25m以内の樹林面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25m圏内に存在する樹林の面積の合計値	C	-
半径25m～200m以内の樹林面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25mから200m圏内に存在する樹林の面積の合計値	C	-
半径25m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25m圏内に存在する特別緑地保全地区の面積の合計値	-	E
半径25m～200m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	公示地価ポイントから半径25mから200m圏内に存在する特別緑地保全地区の面積の合計値	-	E
半径500m圏内の商業用地（施設）面積（㎡）	公示地価ポイントから半径500m圏内に存在する商業用地（施設）面積の合計値	C	E
半径500m圏内の厚生医療施設面積（㎡）	公示地価ポイントから半径500m圏内に存在する厚生医療施設面積の合計値	C	-
半径500m圏内の文教厚生用地面積（㎡）	公示地価ポイントから半径500m圏内に存在する文教厚生用地面積の合計値	-	E
東京駅までの距離（m）	公示地価ポイントから東京駅までの距離	Hを基に作成	Hを基に作成
最寄駅までの距離（m）	公示地価ポイントから最寄駅までの距離	Hを基に作成	Hを基に作成
地積（㎡）	公示地価ポイントの地積	A	B
指定建蔽率（%）	公示地価ポイントの地積指定建蔽率	A	B
低層住居地域ダミー	公示地価ポイントが第1種低層住居専用地域、第2種低層住居専用地域のいずれかにある場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数	A	B
住居地域ダミー	公示地価ポイントが第1種住居地域、第2種住居地域、準住居地域のいずれかにある場合は1、それ以外の場合は0をとるダミー変数	A	B
行政区ダミー	横浜市において公示地価ポイントが該当する行政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	-	G

【出典】
A　地価公示（2011）
B　地価公示（2008）
C　世田谷区土地利用現況調査（2011）
D　東京都土地利用現況調査（2011）
E　横浜市都市計画決定（2008）
F　横浜市都市計画基礎調査（2008）
G　横浜市行政界データ
H　国土数値情報鉄道データ

表 2　式 1・基本統計量（世田谷区）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
公示地価	113	509300.9	97844.07	253000	730000
ln公示地価	113	13.11982	0.2139451	12.44114	13.5008
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	113	24.0096	101.3899	0	667.3713
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	113	2133.664	3300.076	0	14604.74
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	113	3.38361	32.88464	0	348.9267
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	113	758.1586	1902.173	0	15602.63
半径25m圏内の公園面積（㎡）	113	4.772175	35.56258	0	292.8759
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡）	113	1498.937	3006.374	0	25817.57
半径25m圏内の樹林面積（㎡）	113	79.19345	148.7638	0	597.2435
半径25m～200m圏内の樹林面積（㎡）	113	7210.177	5350.33	6.136196	27446.62
半径500m圏内の商業施設面積（㎡）	113	7735.253	7409.813	0	53780.55
半径500m圏内の厚生医療施設面積（㎡）	113	8704.604	17787.2	0	178110.2
東京駅までの距離（m）	113	12720.31	2175.542	8450.485	16844.05
最寄駅までの距離（m）	113	627.8309	352.6671	117.421	1901.605
地積（㎡）	113	231.7965	250.5321	74	2566
指定建蔽率（%）	113	53.36283	6.212117	40	60
低層住居地域ダミー	113	0.0088496	0.0940721	0	1
住居地域ダミー	113	0.1150442	0.3204966	0	1

表 3　式 2・基本統計量（横浜市）

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
公示地価	589	219461.8	51922.99	78000	490000
ln公示地価	589	12.273	0.2254603	11.26446	13.10216
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	589	6.40376	44.70733	0	506.8581
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	589	2562.292	4450.972	0	31677.04
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	589	4.882837	47.4586	0	651.9113
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	589	1160.614	2678.95	0	21091.78
半径25m圏内の公園面積（㎡）	589	6.905603	85.82658	0	1953.549
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡）	589	2197.116	5913.35	0	62855.8
半径25m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	589	1.628649	28.66396	0	590.4807
半径25m～200m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	589	399.8727	2451.689	0	39008.04
半径500m圏内の商業用地面積（㎡）	589	16109.14	13762.21	1	40.3351	102051.2
半径500m圏内の文教厚生用地面積（㎡）	589	48599.17	36298.46	3	753.583	345701.7
東京駅までの距離（m）	589	30873.4	6489.498	1	7481.93	43174.82
最寄駅までの距離（m）	589	1250.662	808.8472	150	5400
地積（㎡）	589	9480.979	12737.39	33.1777	79980.33
指定建蔽率（%）	589	50.4584	8.141628	30	60
低層住居地域ダミー	589	0.6977929	0.4596048	0	1
住居地域ダミー	589	0.1935484	0.3954148	0	1
行政区ダミー	（省略）				

4.6 推計結果

各地域の推計結果を以下に示す.

4.6.1 世田谷区の推計結果

世田谷区の推計結果は，表 4 のとおりである.

表 4　式 1・推計結果 （世田谷区）

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	t値	有意水準
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0001805	0.0000901	-2.00	**
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0000042	0.00000508	-0.83	
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0004162	0.0001361	-3.06	***
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0000141	0.00000633	-2.22	**
半径25m圏内の公園面積（㎡）	-0.0005053	0.0002701	-1.87	*
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡	-0.00000434	0.00000565	-0.77	
半径25m圏内の樹林面積（㎡）	0.0000569	0.0000817	0.70	
半径25m～200m圏内の樹林面積（㎡）	0.00000627	0.00000315	1.99	*
半径500m圏内の商業施設面積（㎡）	0.00000182	0.00000156	1.17	
半径500m圏内の教育文化施設面積（㎡）	0.000000723	0.000000434	1.67	*
東京駅までの距離（m）	-0.0000329	0.00000773	-4.26	***
最寄駅までの距離（m）	-0.0002811	0.0000412	-6.82	***
地積（㎡）	0.0002028	0.0000642	3.16	***
指定建蔽率（%）	-0.0044673	0.0025448	-1.76	*
低層住居地域ダミー	-0.0570672	0.1508468	-0.38	
住居地域ダミー	0.0026237	0.0328077	0.08	
定数項	13.87072	0.1496922	92.66	***
決定係数	0.758			
観測数	113			

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

世田谷区の生産緑地面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.018%低下することが 5%水準で統計的に有意に示された．宅地化農地についても係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については 1%水準で，半径 25m から 200m 圏内については 5%水準で統計的に有意に示された.

公園面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については 10%水準で統計的に有意に示された. 樹林面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに正であり，半径 25m から 200m 圏内については 10%水準で統計的に有意に示された.

4.6.2 横浜市の推計結果

横浜市の推計結果は，表 5 のとおりである．

表 5　式 2・推計結果　（横浜市）

被説明変数：ln地価	係数	標準誤差	t値	有意水準
半径25m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.0003367	0.0001926	-1.75	*
半径25m～200m圏内の生産緑地面積（㎡）	-0.00000725	0.00000219	-3.32	***
半径25m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.0000859	0.0000838	-1.02	
半径25m～200m圏内の宅地化農地面積（㎡）	-0.00000294	0.00000267	-1.10	
半径25m圏内の公園面積（㎡）	-0.0000759	0.0000393	-1.93	*
半径25m～200m圏内の公園面積（㎡）	-5.52E-09	0.00000103	-0.01	
半径25m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	-0.0000521	0.0000967	-0.54	
半径25m～200m圏内の特別緑地保全地区面積（㎡）	-0.00000127	0.00000216	-0.59	
半径500m圏内の商業用地面積（㎡）	0.00000313	0.00000035	8.95	***
半径500m圏内の文教厚生用地面積（㎡）	0.000000435	0.000000137	3.17	***
東京駅までの距離（m）	-0.0000969	0.00000717	-13.5	***
最寄駅までの距離（m）	-0.0000192	0.0000032	-6.00	***
地積（㎡）	0.000000887	0.000000315	2.81	***
指定建蔽率（%）	-0.0035038	0.0010409	-3.37	***
低層住居地域ダミー	0.0045559	0.017806	0.26	
住居地域ダミー	-0.0394009	0.0184065	-2.14	**
行政区ダミー	（省略）			
定数項	10.49219	0.197823	53.04	***
決定係数	0.7741			
サンプル数	589			

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%で有意であることを示す。

横浜市の生産緑地面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.033%低下することが 10%水準で，半径 25m から 200m 圏内については生産緑地面積の合計が 1 ㎡増えるごとに地価が 0.0007%低下することが 1%水準で統計的に有意に示された．宅地化農地についても統計的に有意ではないものの，係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負が示された．

公園面積の係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負であり，半径 25m 圏内については 10%水準で統計的に有意に示された．特別緑地保全地区面積については統計的に有意ではないものの，係数符号は半径 25m 圏内，半径 25m から 200m 圏内ともに負が示された．

5. 考察

実証分析の結果から，生産緑地及び宅地化農地は，負の外部性をもたらすことが示された．

生産緑地及び宅地化農地の負の外部性は，地価公示点から距離が近ければ近いほど大きくなることが明らかになった．このことは，土埃，悪臭，虫の発生や農薬等が近隣に影響を及ぼしていることを示唆していると考えられる．負の外部性の原因について，生産緑地の近隣住民やある市の農政担当者にヒアリングを行ったところ，これらの影響が農地のマイナス面として挙げられ，市にも苦情があるとのことである．この他にも，街灯が少ない

住宅地に生産緑地等があると暗がりになるといった治安の面や，農地の手入れが十分になされていないため雑草が生い茂り景観を崩してしまうと同時に虫が発生するということがヒアリングで挙げられた．これらの側面が周辺に負の外部性を及ぼしていると考えられる．負の外部性の他にも，生産緑地には，公害・災害防止機能，緑地機能，景観への寄与等の正の外部性が期待されていることは前述のとおりである．この他にも，宅地の南向きに生産緑地が面していると日当たりが良くなるということや，土や植物が存在することで安心感が得られるといった心情的な面がヒアリングで挙げられた．しかし，今回の推定結果によると，負の効果がこれらの正の効果を上回っていることを示していると考えられる．

公園については，世田谷区と横浜市ともに負の外部性があることが示された．近隣に公園があることにより，騒音が発生することや治安の面から負の外部性を及ぼしていることが考えられる．また，今回の実証分析では，規模の大きい公園から規模の小さい公園を分けずに一括して集計していることも結果に影響を及ぼしていることが考えられる．

樹林や特別緑地保全地区については，世田谷区では正，横浜市では負の効果を示している．正の側面として，高木が多く視野に占める割合が大きいため良好な景観の要素になること等が考えられ，負の側面として，落ち葉や虫の発生，不法投棄の原因になること等が考えられる．世田谷区と横浜市で係数の符号が異なることから地域により樹林や特別緑地保全地区が及ぼす影響は異なると考えられる．

生産緑地と宅地化農地とでどちらがより大きく負の外部性を及ぼすかについて，世田谷区については，同一距離帯において生産緑地の方が宅地化農地に比べ負の外部性が小さいことが示されたが，横浜市については，生産緑地の方が宅地化農地に比べ外部性が大きいことが示された．今回の実証分析の結果からは，生産緑地と宅地化農地の負の外部性は一般的にどちらが大きいかを判断することができないが，世田谷区及び横浜市のどちらの地域においても生産緑地には負の外部性があることが統計的に有意に示されている．このことから，外部性を根拠に生産緑地の税制を優遇することは妥当でないと考えられる．

以上のことを踏まえると，生産緑地への税制優遇は，宅地を縮小させ死加重を発生させることに加え，負の外部性が存在することで非効率性を拡大させていることが本研究の示すところと考えられる．

6. 政策提言

前章の考察を踏まえ，現行の生産緑地の税制優遇の見直しについて提言を行う．

第 3 章で，生産緑地への税制優遇は，宅地供給とトレードオフの関係になり，効率的な土地利用を阻害していることを示した．また，実証分析により，生産緑地から生じる負の外部性により，非効率が拡大することを示した．このことから，生産緑地への税制優遇を廃止し，外部性を考慮した上でピグー税により内部化を図ることを提言する．

7. おわりに

本稿では，生産緑地が周辺に及ぼす外部性について分析を行った．その結果，生産緑地は，周辺に負の外部性を及ぼしていることが明らかになった．前提として，生産緑地への税制優遇により有効な土地利用が阻害されることから，税制の見直しについても言及した．市街化区域農地の差別的な税制については長年の議論がなされているが，今後様々な地域のまちづくりを考えるにあたり参考になるものと考える．

しかし，検証すべきと思われる課題も明らかになった．本稿では，個々の耕作状況や連担性については，考慮に入れて分析することができなかった．地域によっては，農産物の種類，耕作方法を工夫すること，配置を集約することによって，景観や環境保全機能が期待され，正の外部性を及ぼすことも考えられる．また，住宅の密集度合いや住民の属性等によっても生産緑地が与えるインパクトは異なるものになることが考えられる．より鮮明な分析をするために，これらの要素についても踏まえた上でさらなる検証が必要と思われる．

謝辞

本稿の作成にあたり，安藤至大客員准教授 (主査) ，吉田恭教授 (副査) ，西脇雅人助教授 (副査) から丁寧にご指導いただきました．また，プログラムディレクターの福井秀夫教授，橋本和彦助教授，矢崎之浩助教授をはじめ，まちづくりプログラムの教員の皆様からも熱心にご指導いただきました．心より感謝を申し上げます．また，データを提供いただきました世田谷区都市計画課及び横浜市建築局の方々，ヒアリングにご協力いただいた方々にも御礼申し上げます．

最後に，本学で学ぶ機会を与えていただきました派遣元の皆様方，日々激励をいただきま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をはじめ，この 1 年間にお世話になりました全ての方々に感謝を申し上げます．

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はないことを申し添えます．

参考文献

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)) 』東洋経済新報社

東京都都市整備局 (2013) 『東京の土地 2012 (土地関係資料集) 』

中田智之 (2000) 「生産緑地法の改正と住宅供給に関する一考察」『立教経済学研究』第 54 巻第 1 号，91-112

小嶋俊洋 (2007) 「市街化調整区域における都市的土地利用と農業的土地利用の調整メカニズム」『横浜国際社会科学研究』第 12 巻第 3 号，73-91

瀬下博之 (2013) 「都市農地と土地税制 - 「都市農業の振興に関する検討会　中間とりまとめ」に対する批判的検討」」『都市住宅学』第 82 号，　29-35

仁科克己 (1986) 「地価への反映を利用いた居住環境価値の計測」『国立公害研究所研究報告』第 88 号，211-221

丸山敦史・杉本義行・菊池眞夫 (1995) 「都市住宅環境における農地と緑地のアメニティ評価 - メッシュ・データを用いたヘドニック法による接近 - 」『農業経済研究』第 67 巻，第 1 号，1-9

飯澤智香子・駒井正晶・栗崎直子 (1999) 「都市における緑地整備の効果：緑地の種類別貨幣価値の計測」『第 22 回日本計画行政学会全国大会論文集』，37-42

武内香澄 (2012) 「市民農園の外部効果についての農地との比較分析 - 東京都区部を対象として - 」『平成 23 年度まちづくりプログラム論文集』政策研究大学院政策研究科，411-427

今仲清・下地盛栄 (2009) 『図解都市農地の新制度活用と相続税対策』清文社

蔦谷栄一 (2009) 『都市農業を守る - 国土デザインと日本農業』家の光協会

高橋孝明 (2012) 『都市経済学』有斐閣

金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社

後藤光蔵 (2003) 『都市農地の市民的利用　成熟社会の「農」を探る』日本経済評論社

矢澤則彦・金本良嗣 (1992) 「ヘドニック・アプローチにおける変数選択」『環境科学会誌』第 5 巻，第 1 号，45-56

矢澤則彦・金本良嗣 (2000) 「ヘドニック・アプローチによる住環境評価　GIS の活用と推定値の信頼性」『季刊住宅土地経済』2000 年春号，10-19

賃貸集合住宅市場での定期借家制度活用の阻害要因に関する研究

＜要旨＞

2000 年（平成 13 年）3 月「良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法」が施行され、借地借家法の一部が法改正され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度がひとつの選択肢として創設された。この法改正は、従来の「正当事由条項」等の賃貸住宅市場にもたらしていた様々な歪みを改善することが目的のひとつであった。その後 2007 年以降現在まで、東京地裁、最高裁等で定期借家物件関連の多くの判決が出ている。

導入当初、正当事由制度適用外による訴訟リスク軽減効果もあると考えられていた定期借家制度であるが、多くの判例が出ることによってその判例の内容に関係なく、市場では単に多くの裁判があったということだけで制度への期待値が低下し、訴訟への不安が広がっていることが考えられる。

本研究は、定期借家制度の家賃低減効果が、裁判判決の影響をどのように受けているのか、実証分析をした。また、裁判判決が定期借家市場全体にどのような影響を及ぼしているのか定期借家制度利用率と判決数等で実証分析を行った。そして、この２つの実証分析及び関係者ヒアリング調査によって、現在の定期借家制度活用の阻害要因について考察と政策提言を行った。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13610　　鈴木　康嗣

賃貸集合住宅市場での定期借家制度活用の阻害要因に関する研究

目次

1.　はじめに・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 3

2.　研究の背景・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 4
　2.1　我が国の借家制度の成り立ち・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 4

　2.2　定期借家制度導入の背景・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 6

3.　先行研究と本研究の位置づけ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・10
　3.1　先行研究・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・10

　3.2　研究の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・11

4.　研究方法・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・11
　4.1　家賃軽減効果への影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・12

　4.2　定期借家制度利用率への影響・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・18

　4.3　定期借家制度利用率が低い要因として考えられるもの・・・・・・・・・・・・・・・20

5.　結論・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・20

6.　政策提言・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・21

7.　おわりに・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・22

謝辞

参考文献

参考資料

1. はじめに

我が国の借家制度については、民法の成立（1898 年（明治 30 年））にさかのぼる。期間満了により終了する建物賃貸借（民法第 601 条～）による。その後の昭和 14 年地代家賃統制令（賃料統制）、昭和 16 年借家法改正（解約制限）において、現在の「正当事由制度」ができた。その後、弱者保護の名の下に借主優位の「正当事由」解釈の拡大した判例が多く出るようになり、現在では家主にとって正当事由が認められにくい制度となり、また仮に家主の正当事由が認められても「一定の立退料提供」がいわば一般化された。このような正当事由制度の問題点については、福井［1998］を引用すると「正当事由制度はいわば一人歩きする形で、極端かつ不透明な借家関係の解約制限法として機能してきた」といえる。また、仮に家主の正当事由が認められても家主から借主に対して「財産上の給付」すなわち立退料の支払いが必須であり、その額についても最終的には裁判官の胸先三寸で決定されるため、事前に予測することは困難である。正当事由制度と立退料についての研究としては、久米（2006）[1]がされている。その打開策として、定期借家制度の導入が有効であることが岩田、八田（1997）[2]において以前から提案されていた。このような現状の弊害打破を経済学者等が中心になって政策提言を行った結果、2000 年（平成 13 年）3 月「良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法」が施行された。

内容的には借地借家法の一部が改定され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度がひとつの選択肢として創設されたものである。この法律の主旨は、従来の「正当事由制度」等の賃貸住宅市場にもたらしていた様々な歪みを改善することが目的のひとつであった。

ここでいう「歪み」については、福井、阿部、野村［1998］[3]によって制度の立法過程も含めて整理されている。ただし、現在の定期借家制度は、福井［2012］[4]を引用すると、「妥協の産物として契約に際して煩雑な手続きが必要とされたために、取引費用の観点から見て依然として十分に活用しやすい制度とはなっていない」。例えば、現法では床面積 200 ㎡未満の小規模住宅については、借主から事実上一方的な中途解約を行うことが容易となっている。これについて、福井［2012］[5]でも述べている通り、当事者がこのような中途解約権を排除する特約に合意した場合でも無効とする理由はない。このような制度であるために定期借家制度をいざ利用しようした段階で様々なトラブルが事務手続き上の問題や判例等として顕在化されてきている。例えば、仲介業者が重要事項説明を行う場合であっても定期借家契約を締結する場合、それに加えて家主から書面にて事前説明義務が法令上課されている。また、期間完了についても家主から期間満了の通知義務も課せられている。これはいわば、屋上屋を架すようなものであり、無駄を当事者に強いる合理性もない。また、2007 年以降、定期借家制度を利用した賃貸物件での訴訟が多発[6]しており、「屋上屋を架す」制度の運用による市場の混乱も起きている。

そこで本稿は、定期借家制度導入から数年経ち、2007 年以降において多くの定期借家関連の裁判判例が出ている中での実際に供給された定期借家募集データを用いて行われる最初の実証分析であ

---

[1] 久米［2006］判例における借家立退料評価に関する実証分析　資産評価政策学 14 号　p11～25 参照

[2]岩田、八田［1997］「住宅の経済学」p10 参照

[3]福井、阿部、野村［1998］p71-95 において、定期借家権に関する立法府・行政庁における検討経緯等を踏まえ、定期借家権に関する法現象を経済的に分析されている。

[4] 福井［2012］p31（定期借家制度は）妥協の産物として契約に際して煩瑣な手続きが要求されたために、取引費用の観点から見て依然として十分活用しやすい制度となっていない。

[5]福井［2012］P31-32 の文章の一部を引用。

[6] 定期借家関連の訴訟は、2007 年以降、多く出ている。（図表 10 参照）

る。

以下、論文の構成は次の通りである。第２節では、研究の背景として定期借家制度導入前後について分析をするとともに定期借家の特徴をとらえる。第３節では、本研究の目的と意義を先行研究との関係を踏まえて整理する。第４節では、裁判判例の影響について、家賃軽減効果と定期借家制度利用率の２つの視点から、その影響について実証分析を行う。第５節では結論、第６節では政策提言について述べる。

2. 研究の背景

2.1. 我が国の借家制度の成り立ち

2.1.1 旧法（借家法）[7]と借地借家法の制定

(1) 民法の成立（1898 年、明治 30 年）

期間の満了により終了する建物賃貸借（民法 601 条～）

契約行為についてはすべて民法がベースとなっており、民法に規定された賃貸借契約の原則を現代社会の実状に合わせて修正しているのが「旧借家法」（大正 10 年 4 月）である。

(2) 正当事由制度の成立　戦時立法によって契約の自由が次第に制限された。

インフレ→追い出し→売却してしまう。戦争に行っている間に住む家がなくなる危険性。

- 昭和 13 年　国家総動員法
- 昭和 14 年　地代家賃統制令（賃料統制）
- 昭和 15 年　建物価格統制令
- 昭和 16 年　借家法改正（解除制限）

(3) 借家法改正[8]

この改正によって、賃貸契約期間が切れた後での契約の更新を家主がいわゆる「正当事由」がないかぎり原則として拒否できないことになった（正当事由制度）。しかも、市場家賃に合わせて家賃を上げていくことは、当初は家賃統制令が禁じていたし、現在では判例が禁じている（継続賃料抑制主義）。したがって、借家をいったん貸してしまえば、借家人に安い家賃で半永久的に居座らされることを家主は覚悟せねばならない。このため借地借家法は施行された後 10 年間に日本の借家率が急速に減少した。

①借家法改正（昭和 16 年、1941 年）により、「正当事由制度」ができた。

「正当事由＋法定更新」制度の導入

a) 家主（賃貸人）に自己使用の必要性その他の正当な事由がない限り、期間が満了しても終了しないで、契約は自動更新される（前と同じ条件で契約は継続する。）

[7]旧法（借家法）大正 10 年 4 月 8 日法律第 49 号

[8]岩田、八田（1997）「住宅の経済学」p9 参照

b) 更新を「拒絶」するには「正当事由」が必要。

②これにより

a) 期間の定めのある契約

→期間の満了時に更新拒絶（6 か月前に予告）；正当事由が必要。

b) 期間満了時に契約更新していない

→法定更新となる→期間の定めのない契約に移行。

→家主からいつでも解約の申し入れができる。(ただし､6 か月の猶予が必要)

→正当事由が必要。

c) 借家人からの解約申し入れ

3 か月の猶予期間（民法 617 条）

(4) 借地借家法の制定（平成 3 年 10 月法律第 90 号）

旧借地法と旧借家法が統合された形で、借地借家法が制定された。

2.1.2 借家制度の概要

(1) 普通借家権

①正当事由制度の内容

a) 当事者双方が建物を必要とする事情；賃借人寄りの判決が多くでた。

b) 建物の賃貸借に関する従前の経緯

c) 建物の利用状況及び建物の現状（老朽化、耐震性等）

d) 立退料の必要性；仮に正当事由が裁判所で認められても立退料支払いの必要性が一般化されてしまった。

②正当事由制度の現状

a) 貸したら返ってこない；修繕、建替え等が自由にできない。収益改善・コスト予測ができない。

b) 立退料を支払わなければならない。その額については、裁判等で決着するまで不確定なリスクとなる。(収支計算ができない。予想できない)

c) 継続家賃は低く抑えられる（継続家賃抑制主義）

d) 家賃の値上げは期待できない（賃料増減請求権法 32 条）

正当事由制度については多くの最高裁判決によって、賃借人保護の立場の強いものへとなっていった。また、仮に賃貸人（家主）の正当事由が認められたとしても財産上の給付、開発利益の一部の給付として、立退料の必要性とその額の高額化が社会的にも問題視されるようになってきた。

このような状況化では、賃貸業をビジネスとして展開することについて大きな弊害となっている。また、初期の家賃設定の際も「明け渡し困難リスク」「不確定の立退料」「継続家賃の値上げは困難であり減額の可能性が大きい」を考慮した家賃となり、賃借

人にとってもデメリットの可能性が否定できない状態である。

また、家主（賃貸人）の合理的行動として下記の可能性をも否定できない。

・貸し渋り、賃貸業からの撤退、縮小；戦前の借家率は 8 割弱→現在は 4 割弱

・入居審査が厳しくなる；　高齢者、母子家庭等訴訟リスクの高いと考える賃借人を敬遠する。もしくは、高額な保証金を要求する可能性。

・ファミリー向け物件の不足；建物の質や広さが低レベルとなる；返ってこないのであれば修繕費等をかけなくなり、また、回転率が良く m2 単価が高く設定でき、訴訟リスクが比較的小さいワンルーム等の建設が多くなり、広いファミリー向け物件の新規供給に対して抑制効果となってしまう可能性がある。

③借地借家制度による借家供給抑制効果

・正当事由適用困難により家主は回転率の低いファミリー向け物件の比較的床の大きい物件の供給を抑制しその代わりに回転率のよい小規模物件に資金を集中する。

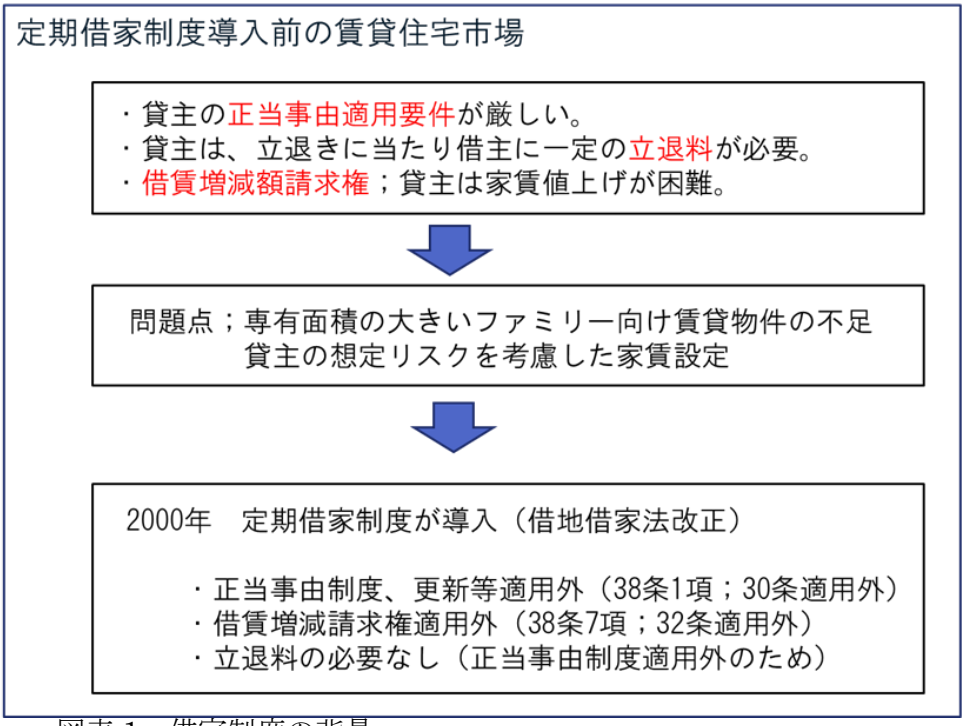
・継続家賃抑制主義のため、当初の家賃設定を高めに設定したり、高額な敷金、礼金の支払いを要求する。それによって、低所得者に多くのデメリットを与えている。

2.2　定期借家制度導入の背景

2.2.1　定期借家制度の創設（借地借家法改正）

前項にて説明した普通借家権での問題点の解決の方策として、2000 年（平成 13 年）3 月「良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法」が施行された。

そして、借地借家法の一部が改正され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家権制度がひとつの選択肢として創設した。



図表 1　借家制度の背景

定期借家制度は、従来の借地借家法 38 条の条文改正等によって創設された。
法 38 条の改正された条文は下記の通り。

借地借家法

（定期建物賃貸借）
第３８条

１項
期間の定めがある建物の賃貸借をする場合においては、公正証書による等書面によって契約をするときに限り、第３０条の規定にかかわらず、契約の更新がないこととする旨を定めることができる。この場合には、第２９条第１項の規定を適用しない。

２項
前項の規定による建物の賃貸借をしようとするときは、建物の賃貸人は、あらかじめ、建物の賃借人に対し、同項の規定による建物の賃貸借は契約の更新がなく、期間の満了により当該建物の賃貸借は終了することについて、その旨を記載した書面を交付して説明しなければならない。

３項
建物の賃貸人が前項の規定による説明をしなかったときは、契約の更新がないこととする旨の定めは、無効とする。

４項
第１項の規定による建物の賃貸借において、期間が１年以上である場合には、建物の賃貸人は、期間の満了の１年前から６月前までの間（以下この項において「通知期間」という。）に建物の賃借人に対し期間の満了により建物の賃貸借が終了する旨の通知をしなければ、その終了を建物の賃借人に対抗することができない。ただし、建物の賃貸人が通知期間の経過後建物の賃借人に対しその旨の通知をした場合においては、その通知の日から６月を経過した後は、この限りでない。

５項
第１項の規定による居住の用に供する建物の賃貸借（床面積（建物の一部分を賃貸借の目的とする場合にあっては、当該一部分の床面積）が２００平方メートル未満の建物に係るものに限る。）において、転勤、療養、親族の介護その他のやむを得ない事情により、建物の賃借人が建物を自己の生活の本拠として使用することが困難となったときは、建物の賃借人は、建物の賃貸借の解約の申入れをすることができる。この場合においては、建物の賃貸借は、解約の申入れの日から１月を経過することによって終了する。

６項
前２項の規定に反する特約で建物の賃借人に不利なものは、無効とする。

７項
第３２条の規定は、第１項の規定による建物の賃貸借において、借賃の改定に係る特約がある場合には、適用しない。

図表 2　借地借家法 38 条の内容

2.2.2　定期借家契約と普通借家契約の比較

定期借家制度は、法 38 条を改定する形で、普通借家制度を現存したまま、もう一つの選択肢として、定期借家制度が創設された。下記にその比較表にて説明する。

	定期借家契約	普通借家契約
契約方式	①書面（公正証書等）による契約に限る。 ②「更新がなく、期間の満了により終了する」ことを契約書とは別に、あらかじめ書面を交付して説明しなければならない。	書面でも口頭でも可。（ただし、宅建業者等により契約を締結したときには、契約書が作成され交付）
更新の有無	期間満了により終了し、更新はない（ただし、再契約は可能）。	原則として、「正当な事由」がない限り更新される。
契約期間の上限	無制限	2000年3月1日より前の契約・・・20年 2000年3月1日以降の契約・・・・無制限
1年未満の契約	1年未満の契約も有効	期間の定めのない契約とみなされる。
賃料の増減	借賃増減請求権を排除できる。 （特約の定めに従う。）	事情が変更すれば、貸主と借主は賃料の額の増額や減額を請求できる。ただし、一定の期間賃料を増額しない旨の特約のある場合には、その定めに従う。
借主からの中途解約	①床面積200㎡未満の居住用建物で、転勤・療養・親族の介護その他のやむを得ない事情により、生活の本拠として使用することが困難となった借主からは、特約がなくても法律により中途解約ができる。 ②①以外の場合は中途解約に関する特約があればその定めに従う。	中途解約に関する特約があればその定めに従う。
定期借家契約への切替	―	平成12年3月より前の居住用建物賃貸借契約；切替できない。 事業用建物賃貸借契約；切替できる。

図表 3　普通借家契約と定期借家契約との比較

2.2.3　定期借家制度導入（借地借家法改正）の特徴

・従来の借家制度自体は、（普通借家制度は）残存。

・定期借家制度を借家契約のひとつの選択肢として新たに導入。

定期借家制度は、借地借家法 38 条の改正等によって成り立っている。

従来の契約方式との違い

・書面による契約（口頭は不可）法38条1項
・賃貸借契約書とは別書式にて借主に内容説明の義務　2項
・上記説明のないものは無効（＝普通借家）　3項
・貸主が期間完了6か月前までに期間満了の通知書を借主に送付　4項
・借主に一部途中解約権を認める　5項
・借主に不利となる特約は無効　6項

図表 4　普通借家と定期借家物件の契約方式の違い

2.2.4　定期借家制度実態調査（国土交通省）結果による分析

ここでは、定期借家導入から 7 年経過後に国土交通省にて行われた実態調査の結果をもとに現状について分析した。

【調査の概要】
１．調査件名　定期借家制度実態調査（国土交通省住宅局住宅総合整備課）
２．調査目的
居住用の賃貸住宅について、定期借家制度の普及促進方策の検討の参考とするため、その施行状況等に関するアンケート調査を実施
３．調査時期
平成１９年３月
４．調査対象
賃貸住宅の仲介、管理、経営のいずれかに関わる団体の会員が取り扱う物件（平成１７年度新規契約物件）及び入居者（入居予定者を含む）
①事業者向け：賃貸住宅ストックが多い上位２６都道府県（別紙）を抽出して調査
②家主向け：主に東京都
③入居者向け：主に東京都
５．調査方法
①事業者向け：郵送等により事業者にアンケート票を配布・回収
配布部数５，１００社回収部数１，２８２社回収率２５．１％
②家主向け：郵送等により家主にアンケート票を配布・回収
配布部数３，０００人回収部数５０６人回収率１６．９％
③入居者向け：事業者の店頭等で賃借人や来店者にアンケート票を配布・回収
配布部数３，０００人回収部数３８５人回収率１２．８％

図表 5　定期借家制度実態調査（国交省）の概要

定期借家制度実態調査（H19　国土交通省調査）結果より

１．定期借家制度実績にある家主26%、実績ない75%（n=506人）
・活用　「建替計画あり64%」「転居留守宅56%」、
・活用しない理由　「制度が複雑、理解困難42%」、「現状で不都合無32%」

２．書類による説明義務の負担（家主n=506人）
・負担61%（内活用している人79%）
・負担なし37%（内活用している人20%）

３．入居者が定期借家を締結した理由（n=385人）
気に入った物件が定借だった58%、入居の際の一時金が安価37%、
家賃が普通借家より安価29%

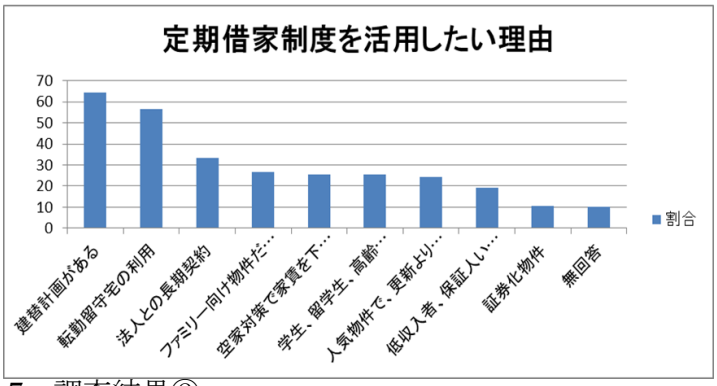
４．定期借家制度の不明点や疑問点（定期借家契約を結んでいる38名）

・制度が複雑すぎる
・普通借家契約との違いがよくわからない。

図表 6　調査結果①

【定期借家活用の理由】（詳細）

	割合
建替計画がある	64.2
転勤留守宅の利用	56.4
法人との長期契約	33.4
ファミリー向け物件だから	26.5
空家対策で家賃を下げるため	25.4
学生、留学生、高齢者と契約	25.4
人気物件で、更新より新規または再契約の方が有利	24.3
低収入者、保証人いない	19.3
証券化物件	10.7
無回答	10.2



図表 7　調査結果②

図表 6 及び 7 は調査結果の一部を表にしたものである。この結果から判断すると、定期借家制度については、実績にない家主が定期借家制度について「複雑」「わかりにくい」と感じている。

これは、定期借家制度の制度自体をまだ理解していない家主が多く存在しており、主観的に敬遠していると考えられる。ただし、実績のある家主の一定数が「制度が複雑」と感じていることは、制度の問題点（手続き上の問題）の可能性を示している。

2.2.5　定期借家制度の問題点

導入当初、「正当事由条項適用外」ということで、訴訟リスク軽減による取引費用軽減効果が考えられていた。2000 年 3 月導入以降、確かに定期借家関連の大きな訴訟はほとんどなかったが 2007 年以降、多くの裁判判決がでており、裁判関係者以外の一般の人が、訴訟の存在を認識するようになった。

3.　先行研究と本研究の位置づけ

3.1　先行研究

定期借家制度に関する研究については、が 2000 年 3 月に導入された前後で多くの借地借家法における家賃に対する影響の分析した研究が行われた。先行研究として、岩田、八田（1997）において、我が国の借地借家法の問題点とその改善策として「定期借家制度」の導入が提案されている。また、福井、阿部、野村（1998）[9]において借地借家法の問題点、その後の社会

[9] ・「定期借家権」　福井秀夫、野村好弥、阿部泰隆（1998）信山社

経済的事情の変化、定期借家権に関する立法府・行政府における検討経緯等を踏まえ、定期借家権に関する法現象を経済学的に分析が行われた。実証分析では、大竹、山鹿（2001a）（2001b）（2002）（2003）[10]及び久米（2003）[11]にて、定期借家制度導入の効果に関する経済学的視点でその有効性定期借家制度に関する実証分析がされている。その分析の結果、普通借家に比べて定期借家物件のメリット（家賃軽減、床面積の大きい物件の供給）についてまとめられている。

但し、2007 年以降、定期借家物件で多くの判決が出ている。裁判判決が多くでることは、定期借家制度の現状で不明確な法解釈が確定されることであり歓迎される点（メリット）もある。ただし、家主にとって訴訟不安リスクは当初の考えの想定外であれば、リスクとして考えることもありうる。2007 年以降のデータを使用しての実証分析はほとんど研究されていない。

3.2　研究の目的

2007 年以降、東京地裁、最高裁等で定期借家物件関連の多くの判決が出ている。導入当初、正当事由制度適用外であり、訴訟リスク軽減効果もあると考えられていた定期借家制度であるのが、多くの判決は、制度導入過渡期の現象としてとらえ、その影響が「制度の不確定要素の確定」というプラスで市場はとらえているのか、「訴訟リスクの顕在化」としてマイナスでとらえているのか分析しているような研究はあまり行われていない。そのため、

本研究は、先行研究で既に実証されている定期借家制度の家賃低減効果が、裁判判決の影響をどのように受けているのか、実証分析にて確認する。　また、判決が定期借家市場全体にどのような影響を与えているのか定期借家制度利用率とその前年の判決件数とで実証分析を行った。そして、この２つの実証分析及び関係者のヒアリング調査を行い、現在の定期借家制度活用の阻害要因について考察を行い、政策提言を行うものである。

① 家賃軽減効果への影響

② 定期借家制度利用率への影響

10 ・「定期借家権制度が家賃に与える影響」大竹文雄、山鹿久木（2001a）「日本経済研究」No41
・「定期借家制度と家賃」大竹文雄、山鹿久木（2001b）「住宅土地経済」No41
・「定期借家の実証分析」大竹文雄、山鹿久木（2002）「日本不動産学会誌」　第 16 巻第 1 号
・「定期借家制度と民間賃貸住宅市場」大竹文雄、山鹿久木（2003）都市住宅学　第 43 号

11 ・「賃貸住宅法制の検討課題」久米良昭（2003）都市住宅学 42 号

4.　研究方法

① 家賃軽減効果への影響

家賃関数によるOLS実証分析

② 定期借家制度利用率への影響

定期借家利用率と裁判判決数によるOLS分析

関係者ヒアリング調査

4.1 家賃軽減効果への影響

4.1.1 分析の方法

家賃関数による OLS 分析を行う。定期借家ダミーを加えることによって定借物件の家賃を選択した場合を分析することができる。

4.1.2 使用データ

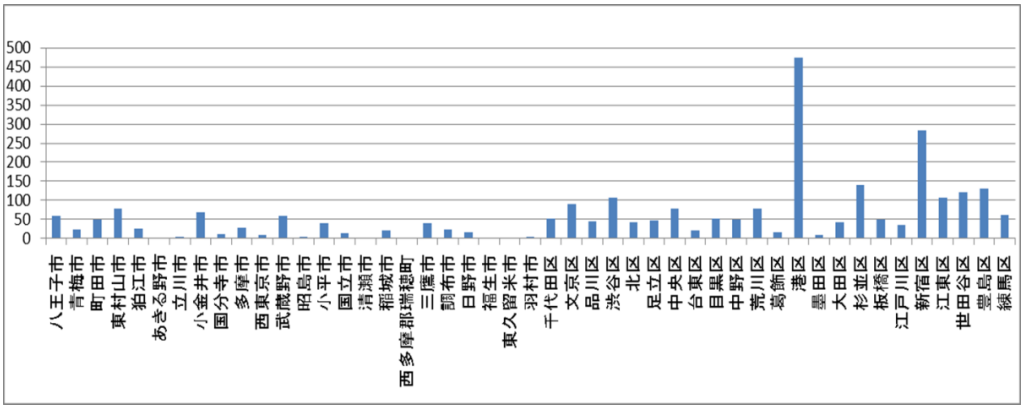
使用するデータ

株式会社CHINTAIのHPの賃貸物件情報　2013.9月～11月の３か月分。
分析対象は、対象は新宿区と港区の賃貸マンションデータ
港区N=4259　新宿区N=4906　（内　定借　N=港474、新282）

4.1.3 本研究の対象エリアの選定

図表 8 は 2013 年 9 月 1 日現在のインターネットでの募集物件を対象にしてまとめたもので、東京都内の定期借家物件の募集状況を図表にまとめたものである。

23 区内は比較的募集物件数が多い。またその中でも都心部（港区、新宿区）に物件が集中しており、分布状況に偏りがみられる。本研究では、都心部で定期借家制度を積極的に活用している港区と新宿区を対象エリアとして分析を行った。



図表 8　都内の定期借家物件の状況　　賃貸＆CO　検索サイトより作成(2013.9.01)

4.1.4　使用データによる集計分析

①床面積

専有面積（床面積）に対するデータ分析を行った。

分析の結果、全体的に床面積が 80 ㎡程度以上になると定期借家物件の割合が大きくなる。その傾向は新宿区で大きく出ている。特に 100 ㎡以上の物件での割合が新宿区、港区ともに大きい。これは、面積の大きい物件ほど、家主が定期借家制度の活用に前向きであると言える。この現象を推察すると、定期借家制度することによる正当事由適用外であるメリットが大きいと家主が合理的に判断したと考えられる。

また、普通借家物件が 10～30 ㎡に大きく分布しているに比べて定期借家は 70 ㎡以上で全体の半分が分布している。この結果から推察すると、定期借家制度は比較的床面積の大きい物件に効果が大きい制度であることがいえる。

新宿区（床面積）	全体	定借	普通	定借割合
～10㎡未満	15	0	15	0.0%
10～20㎡未満	1,181	8	1,173	0.7%
20～30㎡未満	1,878	35	1,843	1.9%
30～40㎡未満	763	20	743	2.6%
40～50㎡未満	412	19	393	4.6%
50～60㎡未満	257	16	241	6.2%
60～70㎡未満	144	27	117	18.8%
70～80㎡未満	75	20	55	26.7%
80～90㎡未満	63	38	25	60.3%
90～100㎡未満	65	52	13	80.0%
100㎡以上	53	47	6	88.7%
	4,906	282	4,624	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

港区（床面積）	全体	定借	普通	定借割合
～10㎡未満	1	0	1	0.0%
10～20㎡未満	561	3	558	0.5%
20～30㎡未満	1,267	13	1,254	1.0%
30～40㎡未満	768	27	741	3.5%
40～50㎡未満	564	72	492	12.8%
50～60㎡未満	340	49	291	14.4%
60～70㎡未満	197	54	143	27.4%
70～80㎡未満	198	47	151	23.7%
80～90㎡未満	100	35	65	35.0%
90～100㎡未満	57	28	29	49.1%
100㎡以上	206	146	60	70.9%
	4,259	474		
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

②家賃（管理費込）

家賃帯ごとの物件の分布割合は、普通借家物件も定期借家物件もほとんど変わりはなく、6～10 万円／月の物件数が一番多い。

また、家賃が大きいほど定期借家制度の活用に対して、家主が前向きであることがわかる。特に 30 万円／月以上の物件でその傾向が大きい。

新宿区（家賃/月）管理費込	全体	定借	普通	定借割合
6万円/月未満	113	8	105	7.1%
6-8万円/月未満	881	16	865	1.8%
8-10万円/月未満	1,330	28	1,302	2.1%
10-12万円/月未満	835	7	828	0.8%
12-14万円/月未満	517	10	507	1.9%
14-16万円/月未満	290	8	282	2.8%
16-18万円/月未満	249	5	244	2.0%
18-20万円/月未満	164	8	156	4.9%
20-22万円/月未満	84	5	79	6.0%
22-24万円/月未満	95	4	91	4.2%
24-26万円/月未満	60	12	48	20.0%
26-28万円/月未満	46	5	41	10.9%
28-30万円/月未満	32	9	23	28.1%
30万円/月以上	210	157	53	74.8%
	4,906	282	4,624	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

港区（家賃/月）管理費込	全体	定借	普通	定借割合
6万円/月未満	11	1	10	9.1%
6-8万円/月未満	153	7	146	4.6%
8-10万円/月未満	608	11	597	1.8%
10-12万円/月未満	572	13	559	2.3%
12-14万円/月未満	528	6	522	1.1%
14-16万円/月未満	452	14	438	3.1%
16-18万円/月未満	408	43	365	10.5%
18-20万円/月未満	287	30	257	10.5%
20-22万円/月未満	198	23	175	11.6%
22-24万円/月未満	182	35	147	19.2%
24-26万円/月未満	137	36	101	26.3%
26-28万円/月未満	126	30	96	23.8%
28-30万円/月未満	83	10	73	12.0%
30万円/月以上	514	215	299	41.8%
	4,259	474	3,785	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

③最寄り駅までの徒歩時間

最寄り駅までの徒歩時間ごとの物件の分布割合は、普通借家物件も定期借家物件もほとんど変わりはなく、2～10 分の物件数が一番多い。

新宿区（最寄駅からの徒歩時間）	全体	定借	普通	定借割合
1分以内	262	3	259	1.1%
2～5分	2,280	144	2,136	6.3%
6～10分	2,077	130	1,947	6.3%
11～15分	258	5	253	1.9%
16～20分	19	0	19	0.0%
21～25分	4	0	4	0.0%
26～30分	5	0	5	0.0%
31分以上	1	0	1	0.0%
	4,906	282	4,624	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

港区（最寄駅からの徒歩時間）	全体	定借	普通	定借割合
1分以内	249	31	218	12.4%
2～5分	1,780	221	1,559	12.4%
6～10分	1,825	205	1,620	11.2%
11～15分	383	17	366	4.4%
16～20分	21	0	21	0.0%
21～25分	1	0	1	0.0%
26～30分	0	0	0	－
31分以上	0	0	0	－
	4,259	474	3,785	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

④築年数

築年数ごとの物件の分布割合は、定期借家物件で 1～年の築浅物件の割合が大きい。これは、建設当初から定期借家物件として建設された建築物の供給が大きくなっていることが考えられる。

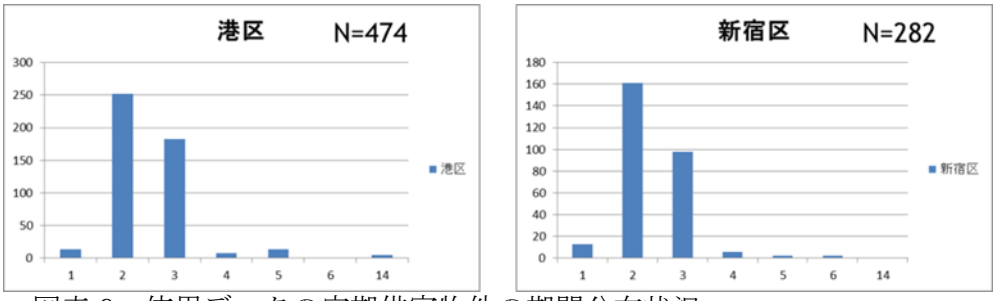
新宿区（築年数）	全体	定借	普通	定借割合
1年以内	608	78	530	12.8%
2～5年	693	101	592	14.6%
6～10年	1,247	31	1,216	2.5%
11～15年	675	16	659	2.4%
16～20年	310	7	303	2.3%
21～25年	393	12	381	3.1%
26～30年	386	4	382	1.0%
30年以上	594	33	561	5.6%
	4,906	282	4,624	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

港区（築年数）	全体	定借	普通	定借割合
1年以内	428	46	382	10.7%
2～5年	457	48	409	10.5%
6～10年	1,621	199	1,422	12.3%
11～15年	664	103	561	15.5%
16～20年	221	9	212	4.1%
21～25年	166	23	143	13.9%
26～30年	155	11	144	7.1%
30年以上	547	35	512	6.4%
	4,259	474	3,785	
※定借割合＝定借（物件数）／全体（物件数）				

⑤定期借家物件の借家期間の状況

借家期間については、ほとんど 2～３年に多く分布している。

この傾向は、2001～2003 年の先行研究での借家期間の傾向と類似しており、導入以来、変化していない現実を表している。



図表 9　使用データの定期借家物件の期間分布状況

4.1.5　実証モデル

前節では、港区及び新宿区の賃貸集合住宅物件の募集情報を基にその傾向について、家賃、床面積、最寄り駅までの徒歩時間、築年数で、まとめを行った。

本節では、家賃関数を推定することによって、さらに詳しい分析を行う。

使用データは前項で使用したデータを使い、家賃関数を OLS 分析の形で推定した。

採用した物件の属性は、築年数、最寄り駅までの徒歩時間、床面積である。このほか、定借ダミー（定期借家であれば１、そうでなければ０）を入れた。

推定Ⅰでは、港区のデータを使って OLS 分析を行った。

推定Ⅱでは、新宿区のデータを使って OLS 分析を行った。

推定式

$$Y_* = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + B_4 X_4 + \varepsilon$$

被説明変数　家賃対数

説明変数　築年数、最寄駅までの徒歩時間、床面積、定借ダミー

4.1.6　基本統計量

基本統計量は、推定Ⅰ、推定Ⅱで下記の通りである。

基本統計量（推定Ⅰ　港区）					
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（家賃）	4259	12.00986	0.6428393	11	15
床面積	4259	42.89716	32.8679	9	374
駅までの徒歩時間	4259	6.125382	3.29706	1	24
築年数	4259	13.08124	11.06153	1	55
定期借家ダミー	4259	0.1112937	0.3145325	0	1

基本統計量（推定Ⅱ　新宿区）					
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln（家賃）	4906	11.59702	0.6004274	11	14
床面積	4906	31.88239	20.97497	9	319
駅までの徒歩時間	4906	5.769874	3.128873	1	35
築年数	4906	14.14656	11.69045	1	55
定期借家ダミー	4906	0.0574806	0.2327824	0	1

4.1.7　推定結果

推定結果では、定借ダミーで係数が推定Ⅰ、Ⅱともにマイナスとなり、係数がそれぞれ−0.15、−0.14となった。この係数は、t値が2以上であり、１％有意水準となった。

この結果は、定期物件の家賃は、借家物件の家賃に比べて、15%軽減効果があったことを表している。

被説明変数　家賃対数

	推定Ⅰ				推定Ⅱ			
	係数	std	t値	有意	係数	std	t値	有意
床面積	0.0156499	0.0003807	41.11	***	0.0210071	0.0008907	23.58	***
駅までの徒歩時間（分）	−0.0160193	0.0018107	−8.85	***	−0.0097947	0.001667	−5.88	***
築年数	−0.0127625	0.0005248	−24.32	***	−0.0114126	0.0004796	−23.8	***
定借ダミー	−0.1554276	0.0248566	−6.25	***	−0.1415598	0.0335948	−4.21	***
定数項	11.6209	0.0196769	590.58	***	11.15337	0.0310103	359.67	***
R-squareed		0.86572				0.5843		

※推定Ⅰ（港n=4259）、推定Ⅱ（新宿n=4906）
　***は、有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

4.1.8　考察

推定Ⅰ（港区）及びⅡ（新宿区）ともに定借ダミーの係数の符号はマイナスであり、１％水準で有意となった。

よって、定期借家物件は普通借家物件に比べて家賃軽減効果の訴訟が多く発生している現状でも、確認できたといえる。家賃軽減効果は、借主にとってのメリットとして重要な要素である。その効果があるということは、定期借家の効果が立証されたと考えられる。

4.2　定期借家制度利用率への影響

4.2.1　判例の整理

判例検索サイトであるウエストロージャパン[12]を使用し、キーワード「定期借家」にて木ワード検索を行った。さらに内容を吟味し、「定期借家物件」での判例について下記のようにまとめた。

尚、検索結果の判例については、「判例タイムズ」[13]、「判例時報」[14]、「裁判所 Web」[15]で補足調査とそれ以外の判例がないか、確認調査を行った。結果、ウエストロージャパンでの検索結果以上に判例がなかったことを確認した。

							掲載		
判決年月日	事件番号	裁判所	裁判官	争点	裁判所の所見	備考	判例タ	判例時報	裁判所Web
H24.12.26	平23(ワ)19986号	東京地裁	小島	38条2項	38条に基づく契約であり38条2項の説明により再契約義務違反には当たらない。				
H24.12.10	平23(ワ)33064号	東京地裁	始関	38条2項	事前のメール送信、事前説明書の説明、事前説明書の捺印証拠により斬え棄却				
H24.9.13	平22(受)1209号	最高裁	白木、桜井、金築、横田、山浦	38条2項	2項は、賃借人の認識の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。				○
H24.3.23	平22(ワ)37069号	東京地裁	斉藤大	38条2項	原告内での原契約書の管理番号が事前説明書の管理番号より後になっており、契約締結前に38条2項の事前説明をしたという証拠の提示がない。	控訴中		2152	
H23.8.24	平22(ワ)27971号	東京地裁	池田	38条2項	事前説明文書、契約書、重要事項説明での定期借家の説明記載から判断して、家主が説明義務を怠ったとは言えない。				
H23.6.28	平22(ワ)41735号	東京地裁	手嶋	契約解除による違約金の額	賃借人の債務不履行による契約解除された場合、相当期間分の賃料等の実質的負担を求めること自体は合理的。				
H23.5.24	平21(ワ)34583号	東京地裁	斉藤大	38条2項	H22最高裁判決で38条2項の説明は、別個独立の事前説明書が必要であり、本案件はそれらを全く欠いている。				
H23.2.8	平22(ワ)20599号	東京地裁	芦澤	38条2項	原告は被告（賃借人）の面談を断られ、電話にて説明し、郵便受に書類を投函。その書類を被告に受領させ、閲読させたと推認できる。よって、2項事前説明と認められる。				
H22.7.16	平21(受)120号	最高裁	竹内、古田、須賀、千葉	38条2項	定期借家契約書公正証書以外なんら別個独立の事前説明文書送付の証拠がない。			1361	
H22.9.29	平19(ワ)17404号	東京地裁	唐木	38条2項	事前説明文書にて説明をしていない。契約書自体が定期借家を意識して作成していない。				
H22.10.7	平21(ワ)19989号	東京地裁	田口	38条2項	期間満了後、再契約交渉決裂。相手側が期間満了後は、「黙示の更新」に移行と主張。裁判所の判断は、期間満了後は法38条4項による通知を有効と認めた。「黙示の更新」については、定期借家契約なので認めない。				
H22.2.22	平21(ワ)22936号	東京地裁	齊木	38条2項	契約書、説明書、重要事項説明があり、被告（賃借人）の錯誤無効は認められない。				
H22.2.22	平21(ワ)36652号	東京地裁	齊木	契約書の特約	敷引特約での現状回復費の賃借人負担は妥当				
H22.3.16	平21(ワ)22937号	東京高裁	ー	38条2項	2項は、賃借人の認識の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。（第二審）（H24.9.13最高裁判決にて確定）				
H21.7.28	平20(ワ)4129号	東京地裁	山田	38条2項	契約書に「本契約は再契約に合意ごとに契約を7回することができる」と記載。裁判所の判断は、双方交渉で再契約が合意できなかったのだから、契約満了と判断する。				
H21.3.19	平20(ワ)23932号	東京地裁	大嶺	38条4項	期間満了後の終了通知の有効性容認。黙示的新たな普通借家の締結とは言えない。			2075	
H21.10.29	-	東京地裁	-	38条2項	2項は、賃借人の認識の有無にかかわらず、契約書と別個独立の書面を要する。（第一審）（H24.9.13最高裁判決にて確定）		1275		
H20.12.19	平19(ワ)20862号	東京地裁	熊谷	38条2項	契約書、説明書があるので定期借家契約。再契約に関しは、賃借人が担当者との面会を引き延ばしている点からも担当者が不誠実な対応したとは言えない。				
H20.4.28	平18(ワ)20600号	東京地裁	松本	38条2項	事前説明書で説明され、了承書も提出していることから、2項の説明がされたと認める				
H20.9.25	平20(ネ)3048号	東京高裁	-	38条2項	第一審（H22.7.16最高裁判決にて確定）				
H20.4.23	平20(ネ)3030号	横浜地裁	-	38条2項	控訴審（H22.7.16最高裁判決にて確定）				
H20.6.20	平19(ワ)7245号	東京地裁	布施	38条1項	本契約書の特約に「定期借家契約である」と記載があるが、別の条項で「契約更新」についての記載がある。事前説明書の交付を行っていない。よって、定期借家契約とは認めない。				
H20.10.21	平18(ワ)29596号	東京地裁	小原	協定書の有効性	1棟の定期借家契約の事前協定書の有効性。定期借家契約を前提として協定締結後に原告が行った費用（設計等）については、損害賠償として、被告は支払義務がある。				
H19.7.25	平18(ワ)9976号	東京地裁	笠井	38条1項	契約書、事前説明書は有効。また、4項に基づき内容証明郵便で通知書送付も有効。				

図表 10　定期借家制度に関係した裁判判例調査結果

調査結果としては、裁判の争点が法 38 条 2 項及び 4 項の手続き上の問題や法解釈についてのものが多かった。事前説明書については、H22 及び H24 の最高裁判決の結果、別個独立であると明確化した。ただし、制度の不明確についてはまだ完全には是正されていない。

---

12 ウエストロージャパン（Westlaw　Japan）は、リーガルリサーチにおいて必要となる多岐にわたる法律情報、資料群－法令、判例、審決等、書籍・雑誌、文献情報、ニュース記事を過去から最新情報まで収録し、多彩な検索・表示機能とともに提供する法律情報総合オンラインサービスである。

13 判例タイムズ　株式会社 判例タイムズ社発行の法律専門誌

14 判例時報　(株)判例時報社発行の法律専門誌

15 裁判所 web　http://www.courts.go.jp/search/jhsp0010?action_id=first&hanreiSrchKbn=01

4.2.2　分析の方法

定期借家制度利用率と判例件数による OLS 分析を行った。

4.2.3　使用データ

・2006～2012 年度の国土交通省市場動向調査データ（首都圏、中京圏、近畿圏）
　定期借家件数（率）
・前年の定期借家制度での訴訟件数（ｳｪｽﾄﾛｰｼﾞｬﾊﾟﾝによる検索）
・前年の建築着工統計調査　着工新設住宅戸数対数（国土交通省統計室建築統計係）

4.2.4　実証モデル

推定式

$$Y_* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

被説明変数

2006～2012年度の国土交通省市場動向調査（首都圏、中京圏、近畿圏）
定期借家件数（率）　（住宅局住宅政策課　住宅経済第１係）

説明変数　・前年の定期借家制度での訴訟件数（ｳｪｽﾄﾛｰｼﾞｬﾊﾟﾝによる検索）
・前年の建築着工統計調査**着工新設住宅戸数**対数（国交省建設統計室建築統計係）

4.2.5　基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
定期借家利用率	19	3.573684	1.920024	0	8.1
前年の判例数	19	2.842105	1.951158	0	6
前年の住宅新設着工戸数(対数)	19	13.78699	0.1849104	13.57777	14.07046

4.2.6　推定結果

被説明変数　定期借家利用率

	係数	std	t値	有意
前年の判例数	−0.5677622	0.2393448	−2.37	**
前年の住宅新設着工戸数(対数)	−3.006425	1.915051	−1.57	
定数項	46.63688	26.72277	1.75	*
観測数	19			
R-squareed	0.216			

※表中の***、**、*は、それぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

4.2.7　考察

定期借家利用率は、前年の判決数のパラメータの係数はマイナスであり、5%で有意となった。この結果から、裁判の内容での反応以外に内容に関係なく判例が多く出ることによって、家主、借主ともに制度が明確化しているメリット以上に不安感増加によるデメリットが大きくなっていると考えられる。

4.3　定期借家制度利用率が低い要因として考えられるもの

前節の実証分析によって、定期借家利用率には判例数によって一定の影響を受けると結果を出したが、その結果を補足する意味で、有識者等にヒアリング調査を行った。

ヒアリング調査[16]の結果、実証分析の結果と同様に裁判判決が家主、借主、仲介業者等の定期借家利用マインドに悪い影響を与えていることを裏付けることができた。

ヒアリング調査結果

・有識者（大学教授）；判決が多く出ている現状を事業者はリスク増加ととらえている。
主観的な訴訟リスク不安が大きい。

・有識者（弁護士）；仲介業者や貸主は、判例の解釈で必要以上に不安感を持っている。

・業界団体；法38条2項の事前説明書での説明義務、第4条の通知義務については、大きな手間と仲介業者等は考えている。
裁判の多発によって訴訟リスクによる不確実性を貸主が意識するようになった。

5.　結論

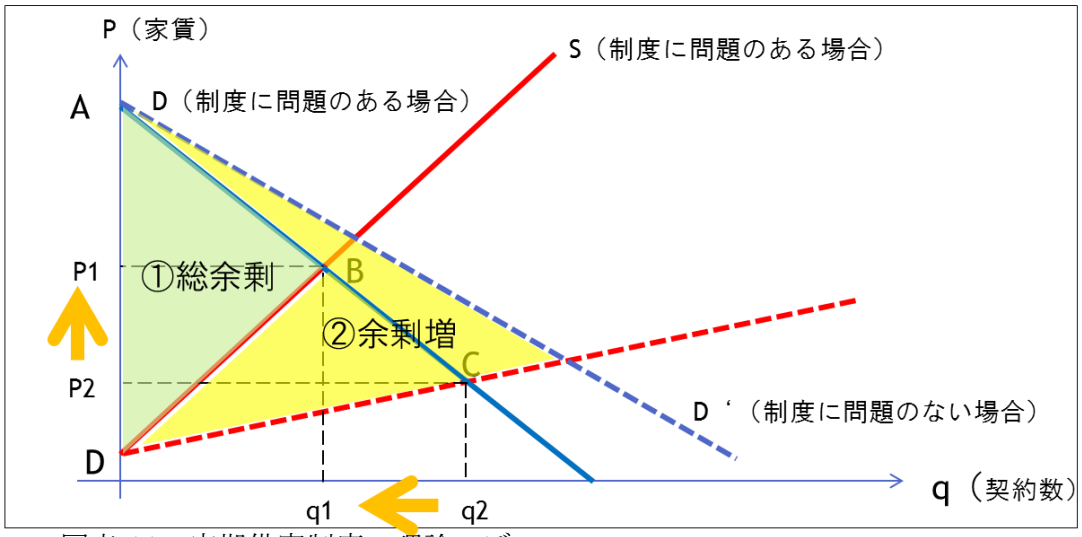
・裁判判例が多く出ている現状でも普通借家物件の家賃に比べて定期借家物件の家賃は軽減することを確認した。
・裁判判決数が増えた次の年度の定期借家制度利用率が低下することを確認することができた。
・裁判判決の多くは、借地借家法第 38 条 2 項及び 4 項の事務手続や法解釈での争点が多かった。

上記状態について、定期借家制度の理論モデルを持って説明する。

現在は、制度の問題のある状態で、需要と供給曲線があり総余剰は、図表の「①総余剰」となっている。ただし、制度上の問題を解決することができれば、破線の需要、供給曲線となり、結果、図表の「②余剰増」の部分が増えることが考えられる。

16 ヒアリングした有識者等；清水千弘麗澤大学教授、吉田修平弁護士、定期借家推進協議会にヒアリング調査を行った。

調査結果を踏まえての　定期借家制度の理論モデル図



図表 11　定期借家制度の理論モデル

現状の総余剰（①）は、制度上の問題点を解消することによって、余剰増（＋②）となる。

6.　政策提言

定期借家制度は、現在、制度安定化前の状態と考えられる。

今後も多くの判決が出ることによって制度が明確化すると予想される。

ただし、早期に制度導入のメリットを享受するためにはその阻害要因の対策が必要である。

では、どうすれば、定期借家制度利用の阻害要因を軽減できるのか。軽減するためには、現制度でどのようなやり方であればリスク回避できるのか。

福島（2003）[17]によると現状での問題点として「仲介業者が定期借家制度をよく知らないために、定期借家契約することをいやがり定期借家では借り手が無いといったのではないか」そして「宣伝活動の重要性や業者の教育の重要」と記している。本研究でのヒアリング調査でも判例数が多くなると「不安」が大きくなり、必要以上に慎重になっている関係者の現状が浮かび上がった。根源的な問題は、法 38 条 2 項及び 4 項の手続き手順が不明確と思われているところにある。その問題解決として下記の 2 点を提案する。[18]

[17]福島［2003］定期借家法導入の効果と今後の改正の報告　日本不動産学会誌　第 16 巻第 4 号

[18] 業界団体作成のマニュアル；

・「定期借家基礎知識」吉田修平　監修（2013）定期借家推進協議会

・「定期借家契約実務」吉田修平　監修（2011）定期借家推進協議会

・「定期借家住宅のスマート活用術　吉田修平ほか（2008）　定期借家推進協議会

・借地借家法38条各項の条文の改正
すでに多くの判決が出ている。それらの法解釈をもとに現在は不明確である条文を修正する必要がある。

・判例をもとに対応想定マニュアル作成とその周知
業界団体作成のマニュアルはすでに存在している。しかし周知不足。そのため、より一層周知のため、不動産関係者だけでなく、もっと消費者である一般市民にも周知させる施策を実施することが有効である。

「法の不明確な部分が裁判となるリスク生む」。これは「条文の書き方が不明確だからいけない」ことが問題であるということ。「条文が不明確」に対する政策提言は「法改正による明確化」。ただし、明確化した上で、「周知」は誤解を生まない土壌づくりとして重要なものと考える。

また、今後の課題としては、周知や法改正とは別に、法 38 条 2 項及び 4 項規定自体の存在意義を再検討し、その条項が不必要であれば削除することによって契約自由の精神に立ち返る等の見直しの検討も今後の課題と考える。

7. おわりに

本研究において、普通借家家賃に比べて定期借家家賃の軽減効果が、定期借家の訴訟が多く発生している現在でもあることが示された。また、定期借家関連の判決数が、その利用率に悪影響を与えている可能性についても実証分析の結果、有意に説明できた。

この傾向から推察すると、訴訟リスクは今回の影響のほかに家賃軽減効果の大きさやその供給量自体を小さくしているとも考えられる。ただし本研究では、この点についてはデータの制約上、分析することができなかった。また、今回の実証で使用した定期借家利用率のサンプル数が極めて少ないためにサンプルデータの信頼度に問題があるのも事実である。また、定期借家制度利用率に影響を与えている要因は、単なる定期借家での訴訟数だけでなく、各訴訟での判決内容で大きくその反応が違うことも考えられる。今後、このような問題点を整理した上で別のパラメータを追加して実証分析を行うことによって、定期借家制度利用率が小さくしている他の阻害要因についても明らかになっていくものと考える。

また、今回の研究では、定期借家の判決数の影響を実証分析しているが、本来、定期借家制度が普通借家に比べて訴訟リスクが高いというわけではなく、逆に普通借家の訴訟リスクより圧倒的に小さくなっていることを誤解なきよう最後に付け加えておく。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授（主査）、福井秀夫教授（副査）、安藤至大准教授（副査）、吉田修平教授（副査）から、丁寧かつ熱心なご指導をいただいた。また、ヒアリング調査等にご協力いただきました定期借家推進協議会の方々や本学の清水千弘教授にはご多忙の中、様々な相談にのってもらい、特に不動産市場動向に関する貴重なご意見をいただいた。
加えて、まちづくりプログラムの学生の皆様から貴重なご意見と激励をいただいたことにこの場をかりてお礼申し上げます。

なお、本稿は個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、誤りは全て筆者の責任であることをおことわりいたします。

参考文献

・「住宅の経済学」岩田規久男、八田達夫（1997）日本経済新聞社
・「判例における借家立退料評価に関する実証分析」　久米良昭（2006）
資産評価政策学 14 号　p11～25
・「定期借家権」　福井秀夫、野村好弥、阿部泰隆（1998）信山社
・「定期借家権制度が家賃に与える影響」大竹文雄、山鹿久木（2001a）　日本経済研究　No41
・「定期借家制度と家賃」大竹文雄、山鹿久木（2001b）　住宅土地経済　No41
・「定期借家の実証分析」大竹文雄、山鹿久木（2002）　日本不動産学会誌　第 16 巻第 1 号
・「賃貸住宅法制の検討課題」久米良昭（2003）都市住宅学 42 号
・「定期借家制度と民間賃貸住宅市場」大竹文雄、山鹿久木（2003）都市住宅学　第 43 号
・「不動産市場における市場の失敗と政府の失敗」福井秀夫（2012）
日本不動産学会誌　第 26 巻第 1 号
・「定期借家法導入の効果と今後の改正の報告」福島隆司（2003）
日本不動産学会誌　第 16 巻第 4 号
・「定期借家基礎知識」吉田修平　監修（2013）定期借家推進協議会
・「定期借家契約実務」吉田修平　監修（2011）定期借家推進協議会
・「定期借家住宅のスマート活用術　吉田修平ほか（2008）　定期借家推進協議会

参考資料

良質な賃貸住宅等の供給促進に関する特別処置法
http://law.e-gov.go.jp/htmldata/H11/H11HO153.html
借地借家法
http://law.e-gov.go.jp/htmldata/H03/H03HO090.html
宅地建物取引業法
http://law.e-gov.go.jp/htmldata/S27/S27HO176.html

高年齢者雇用安定法における

雇用確保措置義務化の影響に関する研究

＜要旨＞

2004 年に改正された高年齢者雇用安定法において義務化された高年齢者の雇用確保措置に着目し，当該措置の導入が企業の賃金体系に与える影響及び企業への一律義務化が高年齢労働者の適材適所に与える影響に関する分析を行った.

本稿では，2004 年法改正前から雇用確保措置を導入している企業と法改正後に導入した企業の賃金体系の比較により，措置導入による現役世代の賃金への影響を明らかにし，また法で定める措置導入の一律義務化に関連し，企業における高年齢者に適した仕事の有無の決定要因を明らかにした．実証分析の結果,措置を導入して長い企業は,50 歳から定年時の賃金を減らすことで雇用確保措置によって生じたコストに対応していること及び高年齢者に適した仕事の有無は業種や技術伝承の必要性によって決定されることが示された.

高年齢者に適した仕事は企業によって異なるにもかかわらず,法では一律に雇用確保措置が義務化されていることから,高年齢労働者の適材適所が阻害されていると考えられる.

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13611　　田頭　達也

目次

1. はじめに 3
2. 現状分析 3
2.1 高年齢者雇用安定法の変遷 4
2.2 2004 年改正当時の状況 4
2.3 2004 年改正高年齢者雇用安定法の概要 4
2.4 その後の展開 5
2.5 雇用確保措置義務化について 5
2.6 定年制について 6
3. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する理論分析 6
3.1 高年齢者労働市場に関する政府の介入 6
3.2 雇用確保措置が導入された場合の賃金プロファイル 7
3.3 雇用確保措置義務化と適材適所 11
4. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する実証分析 11
4.1 雇用確保措置と現役世代労働者の賃金に関する実証分析 11
4.1.1 仮説 1 の分析方法と実証モデル 11
4.1.2 仮説 1 で使用するデータ 12
4.1.3 仮説 1 の推定結果 14
4.2 高年齢者に適した仕事の有無の決定要因に関する実証分析 15
4.2.1 仮説 2 の分析方法と実証モデル 15
4.2.2 仮説 2 で使用するデータ 16
4.2.3 仮説 2 の推定結果 17
4.2.4 仮説 3 の分析方法と実証モデル 17
4.2.5 仮説 3 で使用するデータ 18
4.2.6 仮説 3 の推定結果 18
5. まとめ 19
6. 政策提言 19
7. 分析の限界と今後の課題 19

1. はじめに

現在の日本は，65 歳以上人口が総人口の 24%を超え,およそ 4 人に 1 人が高齢者,75 歳以上の後期高齢者が 10 人に 1 人という世界のどの国も未経験の超高齢社会の時代に突入している(平成 24(2012)年 10 月 1 日現在)[1]．今後は総人口が減少する一方，いわゆる「団塊の世代」が 65 歳以上となるなど,さらに高齢者人口は増加し,高齢化はますます進んでいくものと推測される．また少子高齢化による労働力人口の減少も懸念されている．独立行政法人労働政策研究・研修機構の「平成 24 年度労働力需給の推計」によると労働力人口に占める 60 歳以上の者の割合が 2010 年の 18.1%から，2030 年はゼロ成長Ａで 19.5%，慎重Ｂ及び成長戦略Ｃで 22.2%増加すると見込まれている[2]．

以上のような少子高齢化の急速な進展やそれによって引き起こされる労働力人口の減少という状況に加え，公的年金の支給開始年齢引き上げの問題もある．2001 年度から開始された老齢厚生年金の 1 階部分の支給開始年齢引き上げは，2013 年 3 月に完了し，同年 4 月からはさらに 2 階部分(報酬比例部分)の支給開始年齢引き上げも開始された(女性は 5 年遅れ)．

こうしたことを背景に「より長く働き続けられる社会」を目指して実施されてきた政策の一つが，高年齢者の雇用確保を目的とした高年齢者雇用安定法である．

本稿は，1971 年の制定以降，現在までに何度も改正・強化を繰り返してきた高年齢者雇用安定法のうち，65 歳までの雇用確保措置を講ずることを義務付けた 2004 年 6 月の高年齢者雇用安定法の改正(2006 年 4 月施行)が及ぼす影響を分析することで，今後の高齢者雇用政策への提言を行うことを目的とする．

本書の構成は次のとおりである．第 2 章は高年齢者雇用安定法の変遷，2004 年改正高年齢者雇用安定法の概要及びその後の展開について整理し，第 3 章は高年齢者の雇用確保措置導入効果及びその義務化に関する理論分析を行う．第 4 章は高年齢者の雇用確保措置導入による影響と高年齢者に適した仕事の有無の決定要因について実証分析を行い，第 5 章は分析結果のまとめと考察，第 6 章において政策提言，第 7 章で分析の限界と今後の課題について示すこととする．

2. 現状分析

高年齢者雇用安定法における雇用確保措置義務化の影響に関する研究を行うに際し，前提となる高年齢者雇用安定法の変遷，2004 年改正当時の状況と改正法の概要，改正後の展開について述べた後，雇用確保措置義務化の内容とそれに関連する定年制について整理する．

---

[1]内閣府「平成 25 年度版高齢社会白書」
[2]独立行政法人労働政策研究・研修機構「平成 24 年度労働力需給の推計」

2.1 高年齢者雇用安定法の変遷

「高年齢者雇用安定法」(高年齢者等の雇用の安定等に関する法律)は，「中高年齢者等の雇用の促進に関する特別措置法」を全面的に改正するかたちで 1986 年に成立した．これは事業主に対し，定年を定める場合にはそれが 60 歳を下回らないように努力する義務を課すことをその内容としていた．本法の成立は 1985 年の年金改革時における公的年金制度の支給開始年齢見直しの検討及びそれに呼応する 60 歳定年制立法化の議論からなされたものであり，定年制を直接規制対象とする最初の法令であった．

その後の 1990 年の改正により，60 歳以上 65 歳未満の定年に達した者の継続雇用に対し努力義務が課せられ，続く 1994 年の改正では老齢厚生年金の 1 階部分の支給開始年齢引き上げ決定にあわせ，60 歳定年の努力義務規定が強行規定となった．

さらにその後の 2000 年改正では，定年引上げと定年後の継続雇用制度導入または改善などの「高年齢者雇用確保措置」を講ずることが努力義務として事業主に課されることとなった．

表 1 高年齢者雇用安定法の変遷

成立・改正年	主な内容
1986 年	60 歳定年の努力義務化
1990 年	定年到達後 65 歳までの継続雇用の努力義務化
1994 年	60 歳定年の強行規定化
2000 年	高年齢者雇用確保措置の努力義務化

2.2 2004 年改正当時の状況

そして 2004 年にさらに改正が行われるわけであるが，その改正の指針となったのが，厚生労働省の「今後の高齢者雇用対策に関する研究会」の報告書(2003 年 7 月)である．報告書内では，2001 年度から老齢厚生年金 1 階部分の支給開始年齢段階的引き上げが開始されること及び団塊の世代が 2007 年から 2009 年にかけて 60 歳に達するという当時の状況から，「雇用と年金との接続強化」「意欲・能力ある高齢者が働ける環境整備」が課題として挙げられ，それを踏まえて 2004 年の改正が行われることとなった．

2.3 2004 年改正高年齢者雇用安定法の概要

以上の経緯を経て，65 歳までの雇用確保措置が義務とされたのが，2004 年の改正高年齢者雇用安定法である．この改正では，65 歳未満の定年を定めている事業主に対し，①65 歳までの定年の引上げ，②定年の定めの廃止，③継続雇用制度の導入のいずれかの雇用確保措置の導入が義務化された．

③の継続雇用制度とは，現に雇用中の高年齢者が希望するときはその者を定年後も引き続いて雇用する制度のことで「勤務延長制度」と「再雇用制度」の 2 種類がある．勤務延長制度が，定年到達者を退職させることなく引き続き雇用するのに対し，再雇用制度は雇用を

一旦中断し，その翌日に再び雇用する．雇用関係の中断の有無は異なるが，どちらも賃金，雇用形態を定年前と変更することができる．①の定年引上げ，②の定年廃止と異なり，継続雇用制度は定年後労働者の賃金を抑えることができるため，約 8 割の企業が継続雇用制度の導入を採用している(表 2).

表 2 雇用確保措置の導入状況(平成 25 年 6 月 1 日現在)[3]

雇用確保措置	割合 (従業員 31 人以上企業)	割合 (従業員 51 人以上企業)
定年の引上げ	16.0%	13.4%
定年の定めの廃止	2.8%	1.9%
継続雇用制度の導入	81.2%	84.7%

2.4 その後の展開

2004 年改正により，65 歳までの雇用確保措置が義務化されることとなったが，雇用確保措置のうち，継続雇用制度の導入を選択した場合には，労使協定により基準を定めることで継続雇用制度対象者の選抜を行うことも可能となっていた．そこで，平成 24 年(2012)年 8 月 29 日に「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律の一部を改正する法律」が成立する．この法改正により，継続雇用制度の対象となる高年齢者に係る基準は廃止，つまり継続雇用制度対象者の選抜を行うことができなくなり，定年後の雇用を希望する者全員が継続雇用制度の対象とされることとなった．またこの改正では，継続雇用制度に定年を迎えた自社の社員を関係グループ企業等(具体的には子会社，親会社，親会社の子会社，関連会社，親会社の関連会社の５つ)で引き続き雇用する契約を結ぶ措置も含まれることとなった.

2.5 雇用確保措置義務化について

厚生労働省によれば[4]，継続雇用制度や定年の引き上げ・廃止といった高年齢者雇用確保措置によって確保されるべき雇用の形態については，必ずしも労働者の希望に合致した職種・労働条件による雇用を求めるものではない．そして，本措置を講じることを求めることとした趣旨を踏まえたものであれば，常用雇用のみならず，短時間勤務や隔日勤務なども含めて多様な雇用形態を含むものであるとしている．つまり，継続雇用後の労働条件については，高年齢者の安定した雇用を確保するという法の趣旨を踏まえたものであれば，雇用に関するルールの範囲内で，労働時間，賃金，待遇などについて，事業主と労働者の間で決めることができるということである.

ここで気をつけなければならないのは，高年齢者雇用安定法は，あくまで 65 歳までの雇

[3]厚生労働省「平成 25 年高年齢者の雇用状況」
[4]厚生労働省「(職高発第 1104001 号) 高年齢者等の雇用の安定等に関する法律の一部を改正する法律の施行について」

用契約を提示することを企業に求めており，65 歳までの雇用義務を課しているわけではないということである．新たな労働条件が労働者の希望に合わず，結果的にその労働者がその後の再雇用を拒んだとしても，法違反とはならない．

2.6 定年制について

以上を踏まえ，第 3 章，第 4 章において高年齢者雇用確保措置の導入効果等を分析していくが，以降の議論は定年制と年功賃金を前提としたものである．そもそもの定年制や年功賃金自体の是非については議論が分かれるところであるが，2.2 で示した厚労省の 2003 年研究会報告においても「定年制を活用しつつ高齢者の雇用機会の確保を図る」とされており，本稿においても定年制を前提とした上での議論を進めていくこととする．

3. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する理論分析

本章では，「高年齢者労働市場に関する政府の介入」と，「雇用確保措置が導入された場合の賃金プロファイル」，「雇用確保措置義務化と適材適所」という観点から高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する理論分析を行う．

3.1 高年齢者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，高年齢者の雇用確保措置を義務化することについて「市場の失敗」の５つの観点から整理する．

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かつ競合的でない財・サービスのことである．労働市場においては，ある企業がある労働者を雇用すると他企業はその労働者を雇用できず(排除性あり)，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(競合性あり)．高年齢者の労働市場についてもそれは同様であることから，高年齢者労働市場は私的財であって，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．労働への意欲と能力がある高齢者が長く働き続けることは，その高齢者本人の健康増進に貢献する．それは家族をはじめとする周囲の介護負担等を軽減する正の外部性をもたらすと考えられることから，政府介入には一定の合理性があると考えられる．

第 3 は「情報の非対称」であるが，情報の非対称とは，財・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．高年齢者労働市場においては，高年齢労働者と企業との間の情報の非対称を考えた場合，その高年齢労働者を長い間雇ってきた企業との間の情報の非対称は小さいが，それ以外の企業や職業紹介所等との間には情報の非対称が存在する．高年齢労働者を適材適所に配置するために，法による雇用確保措置義務化で，より情報の非対称が小さい長い間雇ってきた企業にその高年齢労働者につい

てどんな職務に従事させるかを委ねるということには一定の合理性があると考えられる．

第 4 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．1 人の高年齢労働者の職業マッチングを考えた場合，その高年齢労働者と長い間雇ってきた企業との間の情報の非対称は小さいが，それ以外の企業や公的職業紹介所等との間にはそれよりも大きい情報の非対称が存在すると考えられる．職業マッチングを行うに際しては，情報の非対称が小さい長い間雇ってきた企業が行ったほうが取引費用は小さいと考えられ，また公的職業紹介所等の公的リソースを節約することもできることから，取引費用の観点からの政府介入には一定の合理性があると考えられる．

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．高年齢者労働市場では企業も労働者も数多く存在し，競争的であることから，政府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，高年齢者の雇用確保措置の義務化は外部性，情報の非対称性及び取引費用の面から一定の合理性があると考えられる．

3.2 雇用確保措置が導入された場合の賃金プロファイル

高年齢者の雇用確保措置導入にあたり，企業が考えなければいけないのが，65 歳まで高年齢者を雇い続けるようにすることで新たに生ずるコストである．このコストは高年齢労働者の人件費だけではない．2008 年実施の労働政策研究・研修機構の調査[5]によると，「高齢者の雇用の場の確保にあたって，貴社で課題となっているのはどのような点ですか(複数回答)」という問いに対し，

「高年齢社員の担当する仕事を自社内に確保するのが難しい」…27.2%
「管理職社員の扱いが難しい」…25.4%
「定年後も雇用し続けている従業員の処遇の決定が難しい」…20.8%
「生産性が低下する」…12.9%
「高年齢社員を活用するノウハウの蓄積がない」…12.4%
「若・壮年層社員のモラールが低下する」…7.5%

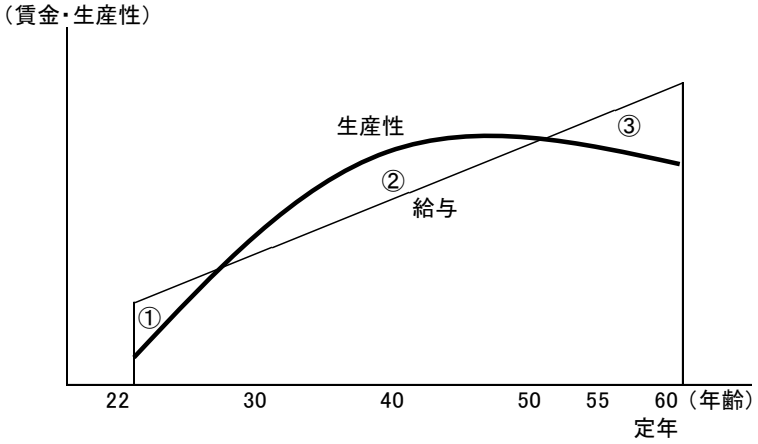
という回答が得られており，人件費以外にも企業が考慮しなければならないコストが生じていることが分かる(「人件費負担が増す」は 16.1%)．これらのコストのほかにも，その企業の雇用確保措置のルールを定めることなど雇用確保措置の導入自体に関するコストもかかる．これらのコストに対しては，現役世代労働者の賃金を減額する，雇用確保措置のよって雇われた高年齢労働者の賃金を定年時から大きく引き下げるなどの企業行動が考えられ

[5] 労働政策研究・研修機構(2008)「高齢者の雇用・採用に関する調査」

るが，これらの内容について 60 歳を定年とする賃金プロファイルを用いて説明する．

労働経済学では，年齢と賃金の関係を賃金プロファイルと呼び，図 1 は労働者の企業への貢献と給与の関係を示したものである．樋口(2001)によると，年功賃金体系の下では，若い社員は教育訓練を受け，純貢献が低いにもかかわらず，それ以上の給与を企業は支払う．経験を積むにしたがって労働者の生産性は向上し，給与も引き上げられるが，生産性の上昇に比べれば給与の上昇幅は小さく，図 1 のように，いつか両者は逆転し，生産性が給与を追い越すことになる．そして定年間近になると，労働者の生産性の伸びが鈍化することで再び両者は逆転し，給与が生産性を上回るとされている．このようにそれぞれの年齢時点ではその労働者の企業にもたらす貢献と給与は一致していないが，生涯を通じてみると，その労働者が企業にもたらした貢献の総額と給与総額は一致する．つまり企業は図 1 の①と③で投じた費用を②の部分で回収しようとし，①+②+③=0 が成り立つことになる．

図 1 年功賃金体系による賃金プロファイル



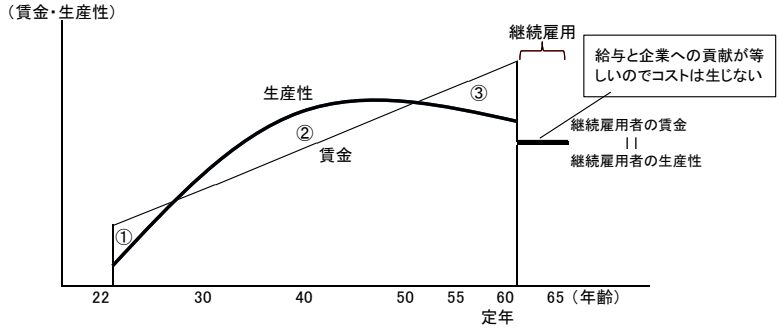
この賃金プロファイルを用いて，まず雇用確保措置のうち全企業の約 8 割が導入している継続雇用制度を導入したときの企業の対処策について考える．継続雇用者には定年前と異なる仕事が割り当てられるケースも多いため，その生産性は下がることはあっても上昇する可能性は少なく，加えて雇用確保措置の導入には，前述のとおり，導入それ自体のコストもかかるので，それを差し引いた継続雇用者の企業への貢献は定年前よりも低い．以上を前提としたとき，企業の対処策は大きく分けて 2 つ考えられる．ひとつが継続雇用後は賃金と生産性を等しくすることで現役世代の賃金に影響を与えないケース，もうひとつが現役世代の賃金を減らすことで，継続雇用者の生産性に対し高い賃金の超過分をまかなうケースである．ちなみに 2012 年に社団法人日本経済団体連合会が実施した調査では，「高年齢者雇用安定法の改正にともない必要となる対応」として回答企業の 13.3%が「60 歳到達前の従業員の処遇を引き下げる」と回答している[6]．

まずひとつめの継続雇用後は賃金と生産性を等しくするケースであるが，このケースの

[6](社)日本経済団体連合会「2012 年人事・労務に関するトップ・マネジメント調査」

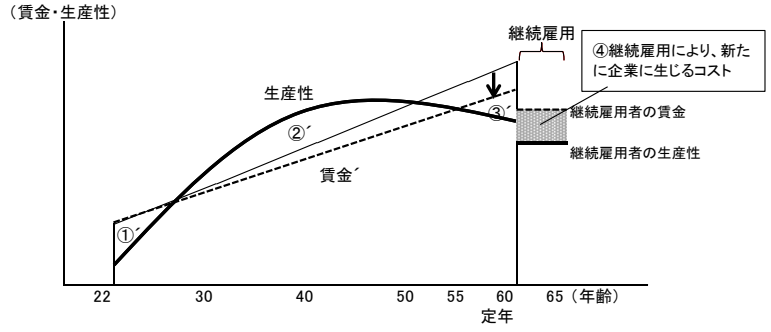
賃金プロファイルは図 2 のようになる．60 歳以前の賃金体系には手をつけず，継続雇用者の生産性に見合った賃金を支払う．この場合，継続雇用者の生産性と賃金が一致しているため，①+②+③=0 は維持されることになる．トヨタ自動車はこの方式の導入を検討しており，継続雇用者の処遇について，定年退職時の 5 割程度を基本に，能力や働き方に応じて差をつけるというものである[7]．また希望者全員を継続雇用できるように，清掃や草刈りなどの軽作業に従事できる制度を設けることも検討している[8]．

図 2 現役世代の賃金が減らない場合(継続雇用導入)の賃金プロファイル



次にふたつめの現役世代の賃金を減らし，継続雇用者の生産性に対し高い賃金の超過分をまかなうケースでは，図 3 のような賃金プロファイルになる．図 1 のもともとの賃金プロファイルで①+②+③=0 だったものに新たに④というマイナス部分が加わるため，その分の調整を賃金カーブの傾きを緩やかにすることで対処する．実際には NTT が 2013 年 10 月からこの方式を導入している．NTT では，30 代半ば～50 代の賃金の成果連動部分を拡大し，基本給部分を減少させることで現役世代全体の賃金を減らしている[9]．

図 3 現役世代の賃金が減少する場合(継続雇用導入)の賃金プロファイル



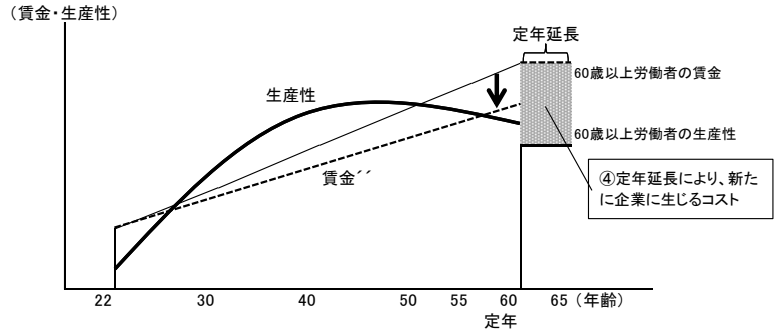
続いて定年を引き上げた場合の賃金プロファイルについて考えてみる．定年を引き上げた場合，労使の合意等がなければ，賃金を引き下げることができないので，60 歳以上労働

---

[7] 2013.1.26 週刊東洋経済
[8] 2013.2.18 朝日新聞
[9] 2013.10.14 エコノミスト臨時増刊，2013.1.26 週刊東洋経済

者の賃金は維持される．一般的な賃金プロファイルにおいては，60 歳以上労働者の賃金はその生産性を上回っているので，定年を引き上げた場合も，企業にとってのマイナス部分が生じることとなる．よって図 4 のように現役世代の賃金を下げると考えられ，またその下げ幅は継続雇用よりも大きいと考えられる．しかし，実際には 65 歳まで定年を延長している企業でも 60 歳後の賃金を引き下げた上で定年延長を行っているケースが多い．大和ハウス工業は 2013 年 4 月から 65 歳定年制を導入しているが，60 歳以上の給与水準は平均で 60 歳時の 6～7 割となるような賃金体系となっている[10]．

図 4 定年を引き上げた場合の賃金プロファイル



以上継続雇用制度導入及び定年引上げ実施の行ったときに予測されるケースについて考察を行ってきたが，現役世代の賃金を減らすケースにせよ，継続雇用者の賃金と生産性を等しくするケースにせよ，ひとりの労働者が生涯で企業にもたらした貢献の総額と賃金総額が一致することに変わりはない．企業側は，労使交渉を経さえすれば，新たに高年齢労働者を雇うコスト及び雇用確保措置を導入することによって生じるコストを現役世代もしくは継続雇用者の賃金に転嫁し，マイナス分を補うことができるからである．結局雇用確保措置を導入しようが賃金と生産性は一致させることができるので，雇用確保措置が賃金プロファイルにおいて歪みを生じさせているとは言えない．

しかし労働者側にとっては事情が異なる．Lazear(1998)は，日本型年功賃金における経済学的な理論モデルとして，後払い賃金仮説を指摘した．この仮説では，労働者の努力水準を使用者が直接観察できない場合に，若年期には生産性以下の賃金を支払い，企業が潰れず業績が好調であれば，中高年期に生産性以上の賃金を支払う年功賃金体系によって，労働者のインセンティブを維持できるとする．しかしこの年功賃金体系は，労働者側の視点からみれば，後払いの中高年期を経て，定年までその企業で働かなければ損をするという仕組みに他ならない．つまり，高年期になり，その時点で自分の人的資本を活かして，より自分の能力が発揮できる他企業に移りたいと考えた人の配置に歪みをもたらす．定年制の雇用保障機能と引き換えに雇用の流動性ひいては高年齢労働者の適材適所を阻害しているのである．ここで雇用確保措置導入によって現役世代の賃金を下げるということは，賃金後払いの期間が長くなるということを意味する．よって雇用確保措置の導入は，年功

[10] 2013.1.26 週刊東洋経済

賃金体系が持つ雇用流動性及び高年齢労働者の適材適所の阻害をさらに助長していると言える.

3.3 雇用確保措置義務化と適材適所

3.1 で述べたとおり，適材適所の配置という観点から見ると，より情報の非対称が小さい企業に高年齢労働者の職務の内容を委ねるということには一定の合理性があると言える．しかしその企業で引き続き雇用させるということまでに合理性があるとは言えない．その高年齢労働者に適した仕事が必ずしもその企業にあるとは限らないからである．例えば，技能伝承の必要性があるような専門的業務を取り扱う企業にとっては，熟練した技能を持つ高年齢労働者は不可欠な存在であり，自社内で引き続き高年齢労働者を適所に配置することは容易であるが，逆に肉体労働など高年齢労働者に過酷な業務を取り扱う企業にとっては，自社内にその高年齢労働者に適した仕事を見つけることが難しい．それらの企業に対して一律に自社（またはその関係グループ企業等）で雇用し続けることを義務づけることについては高年齢労働者の適材適所の配置の観点から効率的とはいえないと考えられる.

4. 高年齢者雇用確保措置の導入効果及び義務化に関する実証分析

本章では，高年齢者の雇用確保措置を導入することで生じる影響を実証分析するにあたり，以下のとおり仮説を設定した.

仮説 1「雇用確保措置を設けたことで，措置対象となる 60～64 歳以外の現役世代労働者の賃金が低下したのではないか」

また高年齢者雇用安定法においては，雇用確保措置が高年齢者に適した仕事がない企業も含めた全企業一律に義務化されていることに関連し，高年齢者に適した仕事の有無がどのような要因によって決定されるかを実証するため,

仮説 2「高年齢者に適した仕事の有無は業種によって違いがあるのではないか」

仮説 3「高年齢者に適した仕事の有無は技術伝承の必要性によって違いがあるのではないか」

を設定した．以降において以上 3 つの仮説を検証する.

4.1 雇用確保措置と現役世代労働者の賃金に関する実証分析

まず仮説 1「雇用確保措置を設けたことで，措置対象となる 60～64 歳以外の現役世代労働者の賃金が低下したのではないか」について実証分析を行う.

4.1.1 仮説 1 の分析方法と実証モデル

分析方法は，労働政策研究・研修機構が企業に向けて実施した「高年齢者の継続雇用の実態に関する調査(2006 年 10 月)」の個票データから現役世代の賃金を被説明変数とする推計式を構築し，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.

また使用するデータは, 2006 年 4 月の雇用確保措置義務化から間もない 2006 年 10 月時点の調査結果であるため，義務化されたことで初めて措置を設けた企業の賃金体系の変化を拾えていない可能性がある．そこで，法改正前から雇用確保措置を導入している企業と改正後に導入した企業の現役世代の賃金を比較することで，雇用確保措置を導入して長い企業とそうでない企業の関係を見ることとし，推定式 1 を構築した.

【推定式 1】

(ln 初任給から各年代平均月給の合計)
＝β0
＋β1(改正前から雇用確保措置有ダミー)
＋β2(継続雇用者の賃金水準)
＋β3(継続雇用者年収の企業年金割合)
＋β4(継続雇用者年収の公的給付割合)
＋β5(60 歳以上の継続雇用率)
＋β6(従業員数ダミー4 種)
＋β7(業種ダミー15 種)
＋β8(直近売上高)
＋β9(直近営業利益)
＋β10(売上高 5 年前との比較ダミー)
＋β11(営業利益 5 年前との比較ダミー)
＋β12(労働組合有ダミー)
＋ε

4.1.2 仮説 1 で使用するデータ

被説明変数の「ln 初任給から各年代平均月給の合計」は，初任給，30 歳，40 歳，50 歳，55 歳，定年時の各年代時における平均的給与月額の合計の対数値である．また使用データの都合上，ここで用いている初任給は，労働政策研究・研修機構より提供を受けた「15 万円未満」，「15～20 万円未満」，「20 万円以上」の 3 つの初任給階層データについて，それぞれ 15 万円, 17.5 万円, 20 万円に変換している. そのほかの年代の平均的給与月額については，調査で回答された各年代の「初任給を 100 としたときのおおよその指数」に初任給を乗じたものを用いている.

「改正前から雇用確保措置有ダミー」は,「2004 年高年齢者雇用安定法の改正内容を知ってから，高年齢者の継続雇用について以下の対応策(1.改正以前から，改正の内容で対応済み 2.再雇用制度の新設 3.再雇用制度の変更 4.勤務延長制度の新設 5.勤務延長制度の変更 6.定年年齢の引き上げ 7.定年制の廃止 8.その他 9.講じていない)を講じましたか」という複数回答の問いに対し，「改正以前から，改正の内容で対応済み」を選択したものを 1，選択しなかったものを 0 とするダミー変数である.

「継続雇用者の賃金水準」は，「継続雇用制度活用者の年収水準は，定年到達時の年収水準(退職金を除く)と比較した場合，どのくらいになるように設定していますか」という問いに対し，「定年到達時の年収より多い」を 115，「ほぼ同程度」を 100，「8～9 割程度」を 85，「6～7 割程度」を 65，「半分程度」を 50，「3～4 割程度」を 35，「3 割未満」を 15 に変換している．

「継続雇用者年収の企業年金割合」は，継続雇用者の年収総額を 100%とした場合の企業年金支給部分の占める割合である．

「継続雇用者年収の公的給付割合」は，継続雇用者の年収総額を 100%とした場合の在職老齢年金や高年齢雇用継続給付などの公的給付の占める割合である．

「60 歳以上の継続雇用率」は，「雇用確保措置によって，毎年，何%程度の人が 60 歳以降も継続して雇用されていますか．過去 3 年間でのおおよその平均でお答えください」という問いに対し，「10%未満」を 5，「10～30%未満」を 20，「30～50%未満」を 40，「50～70%未満」を 60，「70～90%未満」を 80，「90～100%未満」を 95，「全員」を 100 に変換している．「継続雇用制度を新設したばかりで対象者がいない」，「60 歳到達者がいない」と回答した企業については，分析対象から削除している．

「従業員数ダミー4 種」は，「300 名未満ダミー」，「300～499 名未満ダミー」，「500～999 名未満ダミー」，「1000 名以上ダミー」の 4 種類に分け，それぞれ該当企業を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

「業種ダミー15 種」は，「建設業」，「一般機械器具製造業」，「輸送用機械器具製造業」，「精密機械器具製造業」，「電気機械器具製造業」，「その他の製造業」，「電気・ガス・熱供給・水道業」，「情報通信業」，「運輸業」，「卸売・小売業」，「金融・保険業」，「不動産業」，「飲食業・宿泊業」，「サービス業」，「その他」の 15 種類で，それぞれ該当企業を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

「直近売上高」は，「50 億未満」を 25，「50～100 億未満」を 75，「100～300 億未満」を 200，「300～500 億未満」を 400，「500 億以上」を 500 に変換している．

「直近営業利益」は，「マイナス」を 0，「0～1 億未満」を 0.5，「1～5 億」を 3，「5～10 億」を 7.5，「10～50 億」を 30，「50 億以上」を 50 に変換している．

「売上高 5 年前との比較ダミー」は，「増えた」，「やや増えた」，「変わらない」，「やや減った」，「減った」の 5 種類で，それぞれ該当企業を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

「営業利益 5 年前との比較ダミー」は，「増えた」，「やや増えた」，「変わらない」，「やや減った」，「減った」の 5 種類で，それぞれ該当企業を 1，それ以外を 0 とするダミー変数である．

「労働組合有ダミー」は，「常設的な労使協議機関がありますか」という問いに対し，「ある」と回答した企業を 1，「ない」と回答した企業を 0 とするダミー変数である．

現役世代賃金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 基本統計量

被説明変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln初任給から各年代平均月給の合計	369	14.548	0.207	13.902	15.640
説明変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
改正前から雇用確保措置有ダミー	369	0.211	0.409	0	1
継続雇用者の賃金水準(%)	369	64.702	16.161	15	100
継続雇用者年収の企業年金割合(%)	369	8.518	13.215	0	80
継続雇用者年収の公的給付割合(%)	369	18.428	13.936	0	65
60歳以上の継続雇用率(%)	369	66.260	30.835	5	100
従業員数300名未満ダミー	369	0.049	0.216	0	1
従業員数300～499名未満ダミー	369	0.358	0.480	0	1
従業員数500～999名未満ダミー	369	0.325	0.469	0	1
従業員数1000名以上ダミー	369	0.268	0.444	0	1
建設業ダミー	369	0.087	0.282	0	1
一般機械器具製造業ダミー	369	0.062	0.242	0	1
輸送用機械器具製造業ダミー	369	0.038	0.191	0	1
精密機械器具製造業ダミー	369	0.011	0.104	0	1
電気機械器具製造業ダミー	369	0.038	0.191	0	1
その他の製造業ダミー	369	0.119	0.325	0	1
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	369	0.008	0.090	0	1
情報通信業ダミー	369	0.016	0.127	0	1
運輸業ダミー	369	0.100	0.301	0	1
卸売・小売業ダミー	369	0.244	0.430	0	1
金融・保険業ダミー	369	0.022	0.146	0	1
不動産業ダミー	369	0.003	0.052	0	1
飲食業・宿泊業ダミー	369	0.024	0.154	0	1
サービス業ダミー	369	0.182	0.386	0	1
その他業種ダミー	369	0.046	0.210	0	1
直近売上高(億円)	369	263.618	175.811	25	500
直近営業利益(億円)	369	15.667	16.736	0	50
5年前より売上高増ダミー	369	0.463	0.499	0	1
5年前より売上高やや増ダミー	369	0.154	0.362	0	1
5年前と売上高変化無ダミー	369	0.043	0.204	0	1
5年前より売上高やや減ダミー	369	0.154	0.362	0	1
5年前より売上高減ダミー	369	0.184	0.388	0	1
5年前より営業利益増ダミー	369	0.401	0.491	0	1
5年前より営業利益やや増ダミー	369	0.165	0.372	0	1
5年前と営業利益変化無ダミー	369	0.065	0.247	0	1
5年前より営業利益やや減ダミー	369	0.152	0.359	0	1
5年前より営業利益減ダミー	369	0.217	0.413	0	1
労働組合有ダミー	369	0.545	0.499	0	1

4.1.3 仮説 1 の推定結果

推定式 1 の結果は表 4 のとおりである．「改正前から雇用確保措置有ダミー」は，係数が有意にマイナスであり，改正前に雇用確保措置を導入した企業は，そうでない企業に比べ賃金水準が低いという結果が得られた．これは雇用確保措置が導入されて長い企業のほうがそれに合わせた賃金体系になっているため，すでに賃金カーブが緩やかになっているためであると考えられる．改正後に導入した企業は，2006 年 4 月の法施行後から間もないため，2006 年 10 月の調査時点では賃金カーブをまだ変えることができておらず，改正前から導入している企業よりも賃金が高い．しかし長期で見ると，改正後導入企業も改正前導入企業のように現役世代労働者の賃金を抑制する可能性があると考えられる．

表 4 推定結果 1(OLS)

被説明変数:初任給から各年代平均月給の合計(log)		
説明変数	係数	標準誤差
改正前から雇用確保措置有ダミー	−0.057 **	0.0259
観測数 369		
調整済決定係数 0.1899		

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

また推定式 1 の被説明変数の平均賃金について，合計ではなく各年代別に分けて推計を行った結果が表 5 である．初任給から 40 歳時までの給与は有意ではなかったが，50 歳時，55 歳時，定年時の平均給与については，「改正前から雇用確保措置有ダミー」についてマイナスに有意であった．なお被説明変数の「定年時」はその企業の定年年齢により異なる．本推計においては区別をしなかったため「定年時」には 60 歳と 65 歳のいずれも含んでいる．

表 5 推定結果 2(OLS)

被説明変数	係数	標準誤差
合計	−0.057 **	0.0259
初任給	−0.003	0.0089
30歳時	0.002	0.0226
40歳時	−0.023	0.0274
50歳時	−0.073 **	0.0308
55歳時	−0.095 ***	0.0337
定年時	−0.088 **	0.0385

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

4.2 高年齢者に適した仕事の有無の決定要因に関する実証分析

高年齢者に適した仕事の有無は，その企業の取り扱う業務の性質や状況によって異なること及びその決定要因を分析するため，その企業における高年齢労働者の仕事確保の困難度に着目した．その企業のどのような要因が高年齢労働者の仕事確保の困難度に影響を与えているのかを実証するため,

仮説 2「高年齢者に適した仕事の有無は業種によって違いがあるのではないか」

仮説 3「高年齢者に適した仕事の有無は技術伝承の必要性によって違いがあるのではないか」の 2 つの仮説について実証分析を行う.

4.2.1 仮説 2 の分析方法と実証モデル

まず仮説 2 の「高年齢者に適した仕事の有無は業種によって違いがあるのではないか」について分析するため，前述の実証分析と同じ「高年齢者の継続雇用の実態に関する調査」の個票データを用いて，推定式 2 を構築した．被説明変数には「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」を置き，高年齢労働者の仕事確保の困難に影響を与えると考えられる業種を説明変数とするプロビット分析を行う.

【推定式 2】

(高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー)

＝β0

＋β1(60 歳以上の継続雇用率)

＋β2(従業員数ダミー4 種)

＋β3(業種ダミー15 種)

＋β4(直近売上高)

＋β5(直近営業利益)

＋β6(売上高 5 年前との比較ダミー)

＋β7(営業利益 5 年前との比較ダミー)

＋ε

4.2.2 仮説 2 で使用するデータ

被説明変数には「高年齢社員を対象とした雇用の場の確保や継続雇用措置の実施にあたって，貴社で課題となっているのはどのような点ですか」という問いに対し，「高年齢社員の担当する仕事を自社内に確保するのが難しい」を選択したものを 1，しなかったものを 0 とする「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」を置いている．

説明変数に用いている「60 歳以上の継続雇用率」，「従業員数ダミー4 種」，「業種ダミー15 種」，「直近売上高」，「直近営業利益」，「売上高 5 年前との比較ダミー」，「営業利益 5 年前との比較ダミー」については推定式 1 と同様である．

仮説 2 の分析に使用する変数の基本統計量は，表 6 のとおりである．

表 6 基本統計量

被説明変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー	585	0.378	0.485	0	1
説明変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
60歳以上の継続雇用率(%)	585	64.812	32.091	5	100
従業員数300名未満ダミー	585	0.062	0.241	0	1
従業員数300～499名未満ダミー	585	0.345	0.476	0	1
従業員数500～999名未満ダミー	585	0.304	0.460	0	1
従業員数1000名以上ダミー	585	0.289	0.454	0	1
建設業ダミー	585	0.085	0.280	0	1
一般機械器具製造業ダミー	585	0.060	0.237	0	1
輸送用機械器具製造業ダミー	585	0.041	0.199	0	1
精密機械器具製造業ダミー	585	0.010	0.101	0	1
電気機械器具製造業ダミー	585	0.036	0.186	0	1
その他の製造業ダミー	585	0.130	0.336	0	1
電気・ガス・熱供給・水道業ダミー	585	0.009	0.092	0	1
情報通信業ダミー	585	0.014	0.116	0	1
運輸業ダミー	585	0.099	0.299	0	1
卸売・小売業ダミー	585	0.227	0.419	0	1
金融・保険業ダミー	585	0.026	0.158	0	1
不動産業ダミー	585	0.005	0.071	0	1
飲食業・宿泊業ダミー	585	0.034	0.182	0	1
サービス業ダミー	585	0.186	0.390	0	1
その他業種ダミー	585	0.038	0.190	0	1
直近売上高(億円)	585	263.633	178.185	25	500
直近営業利益(億円)	585	16.024	17.160	0	50
5年前より売上高増ダミー	585	0.465	0.499	0	1
5年前より売上高やや増ダミー	585	0.162	0.369	0	1
5年前と売上高変化無ダミー	585	0.065	0.247	0	1
5年前より売上高やや減ダミー	585	0.145	0.353	0	1
5年前より売上高減ダミー	585	0.179	0.384	0	1
5年前より営業利益増ダミー	585	0.421	0.494	0	1
5年前より営業利益やや増ダミー	585	0.161	0.368	0	1
5年前と営業利益変化無ダミー	585	0.065	0.247	0	1
5年前より営業利益やや減ダミー	585	0.142	0.349	0	1
5年前より営業利益減ダミー	585	0.212	0.409	0	1

4.2.3 仮説 2 の推定結果

推定式 2 の結果は表 7 のとおりである．15 種類の業種ダミーのうち，精密機械器具製造業と情報通信業，卸売・小売業ダミーが「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」にプラスに有意な影響を与えているという結果が得られた．精密機械器具製造業は技術革新が著しい医療機器の製造を含んでおり，また情報通信業も IT・マスメディア関係を含むなど，技術革新のスピードが速い産業ということができる．これらの産業が高齢社員の仕事を確保するのが困難であるという結果が得られたのは，技術革新の速度が速い企業は蓄積したノウハウが陳腐化しやすいため，高年齢社員の活用が難しくなっているためと考えられる．

表 7 推定結果(プロビット分析)

被説明変数:高年齢社員の仕事確保が困難ダミー			限界効果推定(平均値で評価)		
説明変数	係数	標準誤差	限界効果		標準誤差
一般機械器具製造業	−0.075	0.314	−0.028		0.118
輸送用機械器具製造業	0.270	0.336	0.102		0.126
精密機械器具製造業	1.039 *	0.582	0.391	*	0.219
電気機械器具製造業	0.521	0.349	0.196		0.131
その他製造業	0.207	0.256	0.078		0.096
電気･ガス･熱供給･水道業	0.438	0.634	0.165		0.239
情報通信業	0.961 *	0.512	0.362	*	0.193
運輸業	0.142	0.284	0.053		0.107
卸売･小売業	0.608 ***	0.233	0.229	***	0.088
金融･保険業	0.495	0.402	0.186		0.151
不動産業	0.250	0.826	0.094		0.311
飲食業･宿泊業	−0.152	0.398	−0.057		0.150
サービス業	0.269	0.252	0.101		0.095
その他	0.030	0.362	0.011		0.136
※基準は建設業					
観測数 585					
疑似決定係数 0.0959					

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

4.2.4 仮説 3 の分析方法と実証モデル

続いて仮説 3 の「高年齢者に適した仕事の有無は技術伝承の必要性によって違いがあるのではないか」について検証するため推定式 3 を構築した．被説明変数には先ほどと同じ「高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー」を入れ，新たな説明変数として「高年齢社員は技術伝承のため不可欠有無ダミー」を入れてプロビット分析を行う．

【推定式 3】

(高年齢社員担当の仕事を自社に確保するのが困難ダミー)

＝β0

＋β1(高年齢社員は技術伝承のため不可欠有無ダミー4 種)

＋β2(60 歳以上の継続雇用率)

＋β3(従業員数ダミー4 種)

＋β4(業種ダミー15 種)
＋β5(直近売上高)
＋β6(直近営業利益)
＋β7(売上高 5 年前との比較ダミー)
＋β8(営業利益 5 年前との比較ダミー)
＋ε

4.2.5 仮説 3 で使用するデータ

説明変数として入れる「高年齢社員は技術伝承のため不可欠有無ダミー」は「高年齢社員が技術伝承のため不可欠であるか」という問いに対する 4 種の回答「そう思う，どちらかといえばそう思う，どちらかといえばそう思わない，そう思わない」を，「技術伝承のため不可欠だと思う」，「技術伝承のため不可欠だとやや思う」，「技術伝承のため不可欠だとやや思わない」，「技術伝承のため不可欠だと思わない」に変換し，それぞれ該当企業を 1，それ以外を 0 とするダミー変数としている．推定式には「技術伝承のため不可欠だと思わないダミー」以外を入れている．

仮説 3 の分析に使用する変数の基本統計量は，表 8 のとおりである．

表 8 基本統計量

説明変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
技術伝承のため不可欠だと思うダミー	585	0.256	0.437	0	1
技術伝承のため不可欠だとやや思うダミー	585	0.528	0.500	0	1
技術伝承のため不可欠だとやや思わないダミー	585	0.179	0.384	0	1
技術伝承のため不可欠だと思わないダミー	585	0.036	0.186	0	1

4.2.6 仮説 3 の推定結果

推定式 3 の結果は表 9 のとおりである．「高年齢社員が技術伝承のため不可欠だと思うダミー」は，基準としておいた「技術伝承のため不可欠だと思わない」企業と比べて，「高年齢社員の仕事確保が困難ダミー」にマイナスの影響を与えている．つまり高年齢社員が技術伝承のため不可欠だと考えている企業は，高年齢社員の仕事を確保しやすいということができる．これは技術伝承が不可欠な業務を扱う企業には，熟練技能が蓄積された高年齢労働者が活躍できる場があるためと考えられる．

表 9 推定結果(プロビット分析)

被説明変数:高年齢社員の仕事確保が困難ダミー			限界効果推定(平均値で評価)	
説明変数	係数	標準誤差	限界効果	標準誤差
技術伝承のため不可欠だと思う	−0.668 **	0.321	−0.251 **	0.121
技術伝承のため不可欠だとやや思う	−0.436	0.308	−0.164	0.116
技術伝承のため不可欠だとやや思わない	−0.066	0.326	−0.025	0.122
※基準は「技術伝承のため不可欠だと思わない」				
観測数 585 疑似決定係数 0.113				

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示す．

5. まとめ

雇用確保措置を導入して長い企業は，50 歳時，55 歳時，定年時の労働者の賃金が有意に低下していた．よって導入して長い企業は雇用確保措置導入を見込んだ賃金カーブに修正ができていると考えられる．そして法改正後に措置を導入した企業も長期的には賃金カーブを変える可能性がある．また現役世代の賃金カーブを変え，賃金の後払い期間を延長することは雇用の流動性及び高年齢労働者の適材適所の阻害の助長にもつながる．

また高年齢者に適した仕事の有無という観点から見ると，精密機械器具製造業や情報通信業など技術革新の速度が速い産業の企業は，高年齢者の担当する仕事を確保するのが難しいという実証結果が得られた．また技術伝承のため高年齢社員が必要だと考える企業は，高年齢者の担当する仕事を確保しやすいということも明らかとなった．以上の結果から企業の性質によって，高年齢者に適した仕事があるかどうかは異なることが分かった．

6. 政策提言

実証されたように高年齢者に適した仕事の有無には，企業の業種や技術伝承の必要性によって異なるにも関わらず，高年齢者雇用安定法ではどの企業に対しても一律に雇用確保措置を義務化している．この一律義務化は，雇用確保措置導入による現役世代の賃金カーブ変更とあわせ，高年齢労働者の適材適所の配置を阻害していると考えられる．

その解決の手段としては，高年齢者の仕事確保の困難さと業種の関係において更なる分析をした上で，全企業一律ではなく，業種ごとに法定雇用率を設け，法定雇用率を下回った企業は，上回った企業と取引できるようにすることが有効と考えられる．ただしこの策は最適な雇用率の設定に限界がある．

その他の方策としては，長年雇ってきた企業が関わることで情報の非対称が軽減できるのであれば，現行法のように継続雇用で働かせる場所を自社及び関係グループ企業等に限定するのではなく，長年雇ってきた企業が就職先を紹介すれば良いようにすることも考えられる．高年齢者に適した仕事がない自社やその関係グループ企業等で雇わずに，適した仕事がある他の企業で働けるようにする政策にすれば，現状よりも高年齢労働者の適材適所を満たすことができ，効率性の改善が期待できると考えられる．

7. 分析の限界と今後の課題

本研究においては，設定した仮説がほぼ支持されるという結果になったが，本研究において行った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．

まず第 4 章の実証分析においては，データの制約から，改正前導入企業と改正後導入企業の現役世代の賃金を比較し，雇用確保措置導入企業の長期と短期の関係を見ることとした．しかし，同一企業の雇用確保措置導入前後の比較を行うことができれば，より精度の高い分析が可能になると考えられる．

また本研究は高年齢者雇用安定法の 2004 年改正を研究対象として取り扱ったが，第 2 章

で言及したとおり，継続雇用制度対象者の選抜を行うことができなくなる改正が 2012 年に行われた．今後の高齢者雇用対策を考えていく上では，2012 年改正の影響についても詳細な分析をしていく必要があると考えられる．

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)，安藤至大客員准教授(主査)，岡本薫教授(副査)，矢崎之浩助教授(副査)，戸田忠雄客員教授(副査)に理論分析・実証分析及び政策提言まで熱心かつ丁寧なご指導をいただいたほか，橋本和彦助教授をはじめ，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，高齢者雇用に関するデータをご提供いただいた労働政策研究・研修機構のご担当者様にも，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．

本稿は，高年齢者の雇用確保措置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(2013)『ミクロ経済学の第一歩』有斐閣
・大竹文雄(1998)『労働経済学入門』日本経済新聞社
・太田聰一(2012)「雇用の場における若年者と高齢者」日本労働研究雑誌
・佐々木勝(2011)「賃金はどのように決まるのか」日本労働研究雑誌
・樋口美雄(2001)『人事経済学』生産性出版
・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
・三谷直紀(2003)「年齢-賃金プロファイルの変化と定年延長」国民経済雑誌
・森戸英幸(2014)「高年齢者雇用安定法―2004年改正の意味するもの」日本労働研究雑誌
・山田篤裕(2008)「高齢者就業率の規定要因」日本労働研究雑誌
・労働政策研究・研修機構(2007)『高齢者継続雇用に向けた人事労務管理の現状と課題』労働政策研究・研修機構
・労働政策研究・研修機構(2012)『高齢者雇用の現状と課題』労働政策研究・研修機構
・E・ラジアー(1998)『人事と組織の経済学』日本経済新聞社

畜舎の外部性と臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について

～埼玉県における分析～

＜要旨＞

畜舎から生じる悪臭は広範囲に広がることが指摘されており、また、畜産農業に係る悪臭苦情件数は全体の約 10%を占めるため、行政は対応に苦慮するところがあった。

埼玉県では、多くの市町村で規制手法を物質濃度規制から臭気指数規制に切り替えた。悪臭は、複数の物質が混合することにより、より強い臭いとなることがある。臭気指数規制への切り替えは、従来の個別物質への規制では対応できなかった複合臭の対応を可能にすることで、生活環境の改善に資することがその目的の一つとして挙げられる。

本稿は、畜舎の悪臭により生じる負の外部性について、埼玉県を例に、ヘドニックアプローチによる検討を行うものである。分析した結果、畜舎から 1,500m 未満の範囲において地価を下落させることが明らかになった。また、用途地域ごとに検討を行い、住居系用途地域、商業系用途地域、工業系用途地域において、有意に地価を下落させる可能性を指摘した。さらに、臭気指数規制導入にあたっての規制基準の強弱が地価に与えた影響について検討を行い、住居系用途地域においてより強い規制を、市街化調整区域においてより緩やかな規制を行うべきであることを実証した。

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13612　　田中　宏明

目次

1. はじめに 3
2. 畜舎に係る環境問題の概観 4
2.1 畜産業の現状 5
2.2 畜舎により生じる環境問題 6
2.3 畜舎に対する悪臭対応 7
3. 悪臭防止法の概要 8
3.1 悪臭防止法の概要 9
3.2 物質濃度規制と臭気指数規制 10
3.3 埼玉県における悪臭規制の状況 11
4. 経済学的理論の整理 14
4.1 畜舎の与える外部性について 14
4.2 臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について 15
5. 実証分析 17
5.1 実証分析のながれ 17
5.1.1 実証分析のながれ 17
5.1.2 使用するデータ 17
5.2 畜舎の与える外部性について 17
5.2.1 外部性の範囲に関する分析 20
5.2.2 用途地域ごとの外部性に関する分析 20
5.3 臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について 21
5.3.1 規制基準の設定パターンごとの分析 23
5.3.2 用途地域ごとの分析 24
6. 政策提言 26
7. おわりに 26
謝辞 27
参考文献 28

1. はじめに

近代日本における公害問題は、明治時代の足尾鉱毒事件に始まり、硫黄酸化物による大気汚染や渡良瀬川の水質汚染等の被害をもたらした。その後、戦後になり、昭和 40 年代の高度経済成長は、人々の生活水準を向上させた一方で、その負の側面として公害問題を顕在化させた。いわゆる四大公害事件がその例として挙げられる。

公害については、環境基本法（平成 5 年法律第 91 号）において「環境の保全上の支障のうち、事業活動その他の人の活動に伴って生ずる相当範囲にわたる大気の汚染、水質の汚濁（水質以外の水の状態又は水底の底質が悪化することを含む。）、土壌の汚染、騒音、振動、地盤の沈下（鉱物の掘採のための土地の掘削によるものを除く。）及び悪臭によって、人の健康又は生活環境（人の生活に密接な関係のある財産並びに人の生活に密接な関係のある動植物及びその生育環境を含む。）に係る被害が生ずること」との定義がなされる。これに列挙される公害は典型七公害とよばれ、それぞれ大気汚染防止法（昭和 43 年法律第 97 号）、水質汚濁防止法（昭和 45 年法律第 138 号）、土壌汚染対策法（平成 14 年法律第 53 号）、騒音規制法（昭和 43 年法律第 98 号）、振動規制法（昭和 51 年法律第 64 号）、工業用水法（昭和 31 年法律第 146 号）及び建築物用地下水の採取の規制に関する法律（昭和 37 年法律第 100 号）、悪臭防止法（昭和 46 年法律第 91 号）等の法律、また、自治体条例により規制がなされている。

これらの法律、条例による排出基準の設定等により多くの公害問題は改善されつつある。大気中の二酸化硫黄や窒素酸化物等の濃度の改善は顕著であり、水質についても健康項目でほとんどの地点で環境基準が達成されており、生物化学的酸素要求量（BOD）の改善も見られる[1]。しかし、典型七公害のうち感覚公害として掲げられる騒音、振動及び悪臭については、異なった様相を呈する。感覚公害は、文字通り、人の感覚に依拠するところが極めて大きいものである。騒音規制法、振動規制法、悪臭防止法において規制基準は定められているが、ある事業所において規制基準を超過したとしても、人によっては不快に感じないということもある。また、感覚公害については、それ自体では、健康被害をもたらさないとの考え方があり[2]、改善勧告及び改善命令を行うにあたっては、規制基準を超過するばかりではなく、周辺の「生活環境が損なわれている」と認められなくてはならない[3]。

住民の生活環境が損なわれているか否かの判断として、大きな要素となるのが住民からの苦情の有無である。行政は苦情のある事業所に対し、行政測定を行い規制基準の超過があれば、改善勧告や改善命令を行うことになる。しかし、騒音、振動、悪臭は常時生じているものではなく、苦情申し立てを受け、行政担当者が現地にたどり着いたころには規制

---

[1] 環境省 HP「大気環境モニタリング実施結果」及び「公共用水域の水質測定結果」参照。

[2] 悪臭を生じる物質であって、健康被害を及ぼす物質については、大気汚染防止法等他の法令で規制される。当然に、騒音、振動、悪臭により精神的な安定を欠き、心身に不調をきたすことはあると考えられるが、ここでは、例えば悪臭物質自体が喘息等の直接的な健康被害を引き起こさないという意味である。

[3] 騒音規制法第 12 条第 1 項、振動規制法第 12 条第 1 項、悪臭防止法第 8 条第 1 項参照。

基準を下回る数値しか検出されないということもめずらしくない。また、発生原因者と苦情申立人との感情的なもつれから問題が生じていることも多く、本来の公害対策とは性質を異にする場合もある。

このことは、感覚公害が不可視なものであることに起因すると考えられる。感覚公害についても、公定法とされる測定方法があり、状況を明らかにする手法として活用されている。しかし、前述のように人の感覚に依拠するのが感覚公害であり、被害感覚にも個人差があるため、客観的な評価手法については、現在においても模索が行われている状況である。

本稿においては、研究対象を畜産業者の所有する埼玉県内の畜舎とし、議論を進める。まず、畜舎が与える負の外部性の範囲がどの程度に及んでいるのかをヘドニックアプローチをもとに、地価の下落状況により明らかにする。また、外部性の多くが悪臭により生じているものと仮定し、悪臭防止法による規制手法が物質濃度規制から臭気指数規制へと変更されたことにより、外部性を受けていた範囲の地価がどのように変化したのかを、規制基準の強弱に配慮しながら分析を行う。このことにより、悪臭防止法による規制基準のあり方を明らかにすることを目的とする。

居住環境と用途混在について扱った研究として、石川・浅見（2013）がある。調査会社のモニター登録者に対しアンケート調査を行ったものであり、「規制強化に賛成の人が多い地域および非農業系（住居・商業・工業系）地域においては、居住者の心理的な評価を考慮して、混在の解消を優先的に進めるべき」との提言がなされている。また、ヘドニックアプローチによる環境政策の評価としては、島田・吉田（2012）において、「大気汚染物質濃度の低減と住宅価格の間に正の相関」があることが明らかにされ、「健康被害防止の観点に加え、宅地評価の観点からも大気環境改善施策の有用性が示唆される」等存在はするが、いずれも畜舎ないし悪臭について言及を行うものではない。

悪臭に関する先行研究としては、その防止技術に関するものに限られ、経済学的手法を用いて分析を行った例は見当たらない。

本研究は、畜産業者の所有する畜舎を例にしながら、ヘドニックアプローチをもとに、悪臭防止施策が地価に与える影響を評価しようとする新たな取り組みであり、今後の悪臭行政の推進の一助となることを期待する。

2. 畜舎に係る環境問題の概観

昨今、畜産は臭いという印象のもと、牛、豚等の家畜を飼育する畜舎を嫌悪施設として扱うような状況が見受けられる。しかし、畜産業を営んでいるということ自体が悪臭の発生原因であると言い切るのは不適切であり、家畜から強い悪臭が生じるものでもない。なぜ、畜産イコール臭いというイメージが定着したかというと、家畜の排出する排せつ物の処理に問題があるからである。適切な排せつ物処理を行えば、相当程度悪臭は低減できる

ものと考えられる。しかし、家畜の排せつ物処理にあたって人間が使用する水洗便所のような設備を導入するのはコストの面からも現実的ではない[4]。悪臭をゼロにすることが不可能であるという前提のもと、社会として許容すべき適切な悪臭汚染水準を模索する必要がある。

本章においては、まず、畜産業の置かれている現状を整理する。その後、畜舎の存在により生じる環境問題を確認し、公害としての悪臭の現状を明らかにする。さらに、畜舎により生じる悪臭問題への対応について、市町村行政担当者への聞き取り結果を紹介する。

2.1 畜産業の現状

国内の畜産業者は、年々減少する傾向にある。一方で、国内での家畜の需要が減少するわけではないので、畜産業者一戸あたりの飼育頭羽数は上昇する傾向にある。表 1 に近年の家畜の飼養戸数・頭羽数の推移を示す。

畜産業者の規模の拡大が問題となるのは、家畜の排せつ物の量が自家で処理できる量を超過してしまうことにある。小規模経営のうちは、自己の所有する圃場に堆肥として排せつ物を還元させることが可能であった。農家が極小規模に家畜を飼っていることも多かったと考えられる。しかし、農家が畜産を兼業するのではなく、畜産業者が大規模に家畜を飼育する場合、酪農以外の肉牛、養豚、養鶏農家はそれに十分な圃場を有していない状況にある[5]。そのため、排せつ物の処理を別途行う必要があるが、対策は収益につながり難いため対策に消極的になる傾向にあると考えられる。

また、スプロール的な市街地の拡大により畜舎周辺に新興住宅地ができ、その地域から苦情が出る等、後天的な問題が生じていることも指摘される[6]。

表 1　乳用牛、肉用牛、豚、採卵鶏の飼養戸数・頭羽数の推移

		平成14年	平成15年	平成16年	平成17年	平成18年	平成19年	平成20年	平成21年	平成22年	平成23年	平成24年	平成25年
乳用牛	飼養戸数(戸)	31,000	29,800	28,800	27,700	26,600	25,400	24,400	23,100	21,900	21,000	20,100	19,400
	飼養頭数(千頭)	1,726	1,719	1,690	1,655	1,636	1,592	1,533	1,500	1,484	1,467	1,449	1,423
	1戸当たり飼養頭数(頭)	56.0	58.0	59.0	60.0	62.0	63.0	62.8	64.9	67.8	69.9	72.1	73.4
肉用牛	飼養戸数(戸)	104,200	98,100	93,900	89,600	85,600	82,300	80,400	77,300	74,400	69,600	65,200	61,300
	飼養頭数(千頭)	2,838	2,805	2,788	2,747	2,755	2,806	2,890	2,923	2,892	2,763	2,723	2,642
	1戸当たり飼養頭数(頭)	27.0	29.0	30.0	31.0	32.0	34.0	35.9	37.8	38.9	39.7	41.8	43.1
豚	飼養戸数(戸)	10,000	9,430	8,880	－	7,800	7,550	7,230	6,890	－	6,010	5,840	5,570
	飼養頭数(千頭)	9,612	9,725	9,724	－	9,620	9,759	9,745	9,899	－	9,768	9,735	9,685
	1戸当たり飼養頭数(頭)	961.0	1031.0	1095.0	－	1233.0	1293.0	1347.9	1436.7	－	1625.3	1667.0	1738.8
採卵鶏	飼養戸数(戸)	4,530	4,340	4,090	－	3,600	3,460	3,300	3,110	－	2,930	2,810	2,650
	飼養羽数(千羽)	181,746	180,213	178,755	－	180,697	186,583	184,773	180,994	－	178,546	177,607	174,784
	1戸当たり成鶏めす飼養頭数(千羽)	30.4	31.6	33.5	－	38.0	41.3	43.2	45.0	－	46.9	48.2	50.2

※農林水産省HP「畜産統計調査」をもとに筆者作成

4 環境庁(1997)『悪臭防止技術改善普及推進調査結果報告書（畜産農業編）』参照。
5 環境庁(1997)『悪臭防止技術改善普及推進調査結果報告書（畜産農業編）』参照。
6 公益社団法人　におい・かおり環境協会編(2013)『ハンドブック　悪臭防止法　六訂版』参照。

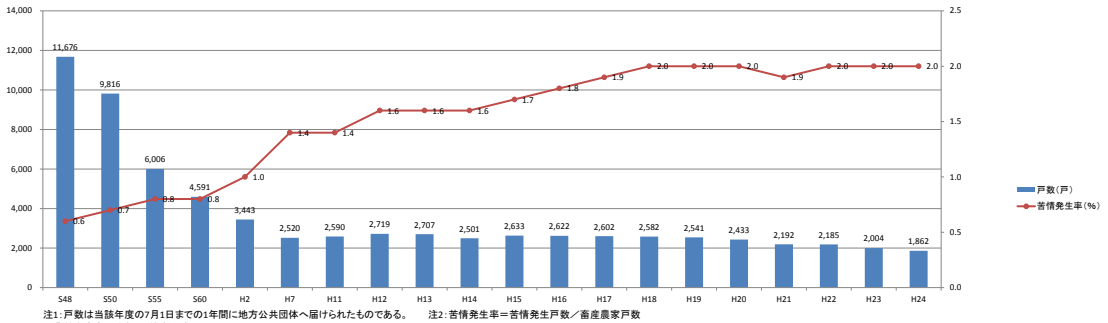
2.2　畜舎により生じる環境問題

畜産業により生じる環境問題として、まず挙げられるのは悪臭である。先に述べたとおり、排せつ物処理の限界から、周囲に悪臭を拡散させ、苦情の発生源となるものである。悪臭については、悪臭防止法により規制がなされるほか、排せつ物の適正管理及び処理の観点から、家畜排せつ物の管理の適正化及び利用の促進に関する法律（平成 11 年法律第 112 号、以下「家畜排せつ物法」という。）が平成 16 年 11 月から本格施行されている。悪臭防止法についての詳細は、次章において述べる。家畜排せつ物法では、排せつ物の処理・保管施設をコンクリートその他の不浸透性材料で築造する、適当な覆い及び側壁を設ける等の事項が定められている。

第二に、騒音が挙げられる。騒音については騒音規制法が存在する。騒音規制法は、政令に定める特定の施設や作業により生じる音について規制を行うものである。畜産業者が偶々そのような施設を設置し、作業を実施する場合には規制を受けることがあるが、家畜の鳴き声自体を規制するような法律は存在しない。また、埼玉県の条例においても、同様に規制は存在しない。

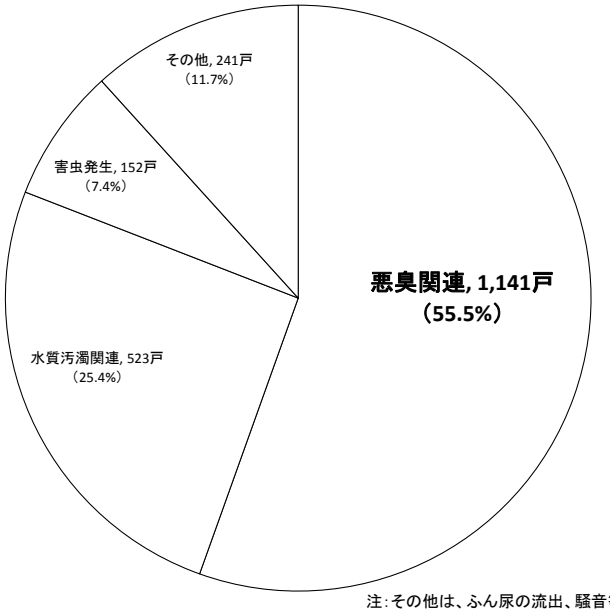
第三に水質汚染である。畜産業による汚染として、硝酸態窒素による汚染がその例として挙げられる。畜舎からの排せつ物の流出や排せつ物の野積み等を原因とし、地下水や河川を汚染するというもので、地下水質の調査項目中、環境基準の超過率が最も高いものとなっている。畜産業による水質汚染に対応する法律としては、下水道法、水質汚濁防止法及び家畜排せつ物法がある。下水道法及び水質汚濁防止法においては、一定規模以上の畜舎を届出対象とし、一定以上の汚水の排出があるものに関しては、排水基準の適用を受けるものとされている。家畜排せつ物法については、既に述べたところであるが、排せつ物の処理・保管施設の適正化が汚染物質の地下浸透の防止についても効果があると考えられる。

図 1 に年次別苦情発生戸数を、図 2 に畜産経営に起因する苦情の内容別発生状況（平成 24 年）を示す。苦情発生戸数は減少しているものの、畜産農家の減少により近年の苦情発生率は横ばい傾向で推移していることがわかる。また、苦情の内容としては、悪臭が苦情全体の 55.5%を占めるものとなっており、畜産業における悪臭対策は、重要な課題となっていることがわかる。



注1：戸数は当該年度の7月1日までの1年間に地方公共団体へ届けられたものである。　注2：苦情発生率＝苦情発生戸数／畜産農家戸数
※農林水産省HPをもとに筆者作成

図 1　年次別苦情発生戸数



注：その他は、ふん尿の流出、騒音等である。
※農林水産省HPをもとに筆者作成

図 2　畜産経営に起因する苦情の内容別発生状況（平成 24 年）

2.3　畜舎に対する悪臭対応

畜舎における公害対策について、市町村悪臭規制担当者から話を聞いた。どの自治体も対応に苦慮している様子が見られた。

まず、費用が掛かる対策を指導し、苦情が収まらなかった場合のことを考えると、具体的かつ抜本的な対策を指導しにくいという声である。畜産業における悪臭対策は、脱臭処理と添加型資材の利用が代表的であるとされる。脱臭処理は、技術として確立し、研究も行われているが、設置や運転コストが高いことが問題点として指摘される。一方で、添加型資材については、簡易かつ低コストであるが、効果が不確実かつ限定的であり、科学的根拠が不明確であることも多いことが指摘される[7]。また、悪臭の強さと悪臭物質の濃度については、ウェーバー・フェヒナーの法則が知られている。臭気強度をＩ、物質の濃度をＣ、物質により定まる定数をｋ、ａとすると「Ｉ＝ｋlogＣ＋ａ」が成り立つというものである。このことは、臭気対策の困難さを示すもので、悪臭物質を九割減らして初めて半分減少したと感じる旨を意味する[8]。以上のことにより、清掃頻度を増やしたり、作業時間帯を変更したりといった対症療法的な行政指導にとどまってしまう傾向があるとのことであった。

改善勧告及び改善命令の基礎となる行政測定であるが、なかなか実施されない状況にある。平成 23 年度の悪臭防止法施行状況調査によると、畜産農業で 1,539 件の苦情が寄せら

7 黒田(2009)参照。
8 環境庁(1997)『悪臭防止技術改善普及推進調査結果報告書（畜産農業編）』参照。

れているが、うち行政測定が行われたのは 24 件にすぎない。畜産農業の場合、次章にある規制基準の種類のうち、敷地境界での基準により対応する場合が殆どであると考えられる。畜舎における悪臭は、排せつ物の処理作業にともなう一過性のものが殆どであり、また、風向き等の気象条件、建物の配置、隣接事業所の状況等の影響が大きいため測定が困難であることが指摘された。一時的に規制基準を超過することが予測される畜舎であっても、測定を行った際に偶々超過がない場合、それ以上の指導を行うことが困難になるため、行政は測定を躊躇する傾向があるとのことであった。

3. 悪臭防止法の概要

悪臭防止法は、昭和 46 年の第 65 回常会において成立した。いわゆる「公害国会」といわれる第 64 回臨時会の翌年のことである。それ以降、代表的な悪臭の発生源であった製紙工場、石油精製工場、し尿処理場、下水処理場等の大規模な事業所は、比較的資金に余裕があることが多く、また、社会的責任を果たすという観点から悪臭対策が進み、改善がなされた。一方で、塗装工場、印刷工場等、中小規模の事業所においては、悪臭苦情が問題となっており、最近では、飲食店や自動車修理工場での悪臭苦情も生じている。また、畜産業においては、畜舎の数は減少傾向にあるものの、反対にその規模が拡大しており、対策が急がれている[9]。平成 23 年度の悪臭苦情件数の内訳を図 3 に示す。

このような状況にかんがみ、平成 7 年に改正がなされ、臭気指数規制が導入された。

本章においては、まず、悪臭防止法の概要を示し、その後、悪臭防止法に規定される二つの規制手法（「物質濃度規制」と「臭気指数規制」）について言及する。最後に、本稿の研究対象とする埼玉県における状況について述べる。

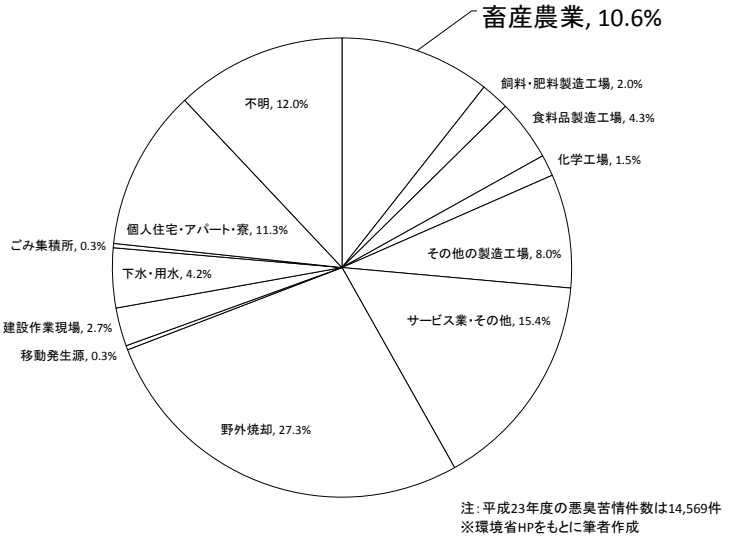


図 3　悪臭苦情件数の内訳（平成 23 年度）

[9] 岩崎(2010)『においとかおりと環境』参照。

3.1　悪臭防止法の概要

悪臭防止法は第 1 条において、「工場その他の事業場における事業活動に伴って発生する悪臭について必要な規制を行い、その他悪臭防止対策を推進することにより、生活環境を保全し、国民の健康の保護に資することを目的とする」と定める。さらに、第 2 条において、二つの規制手法、すなわち「物質濃度規制」と「臭気指数規制」について定める。後に詳しく述べるが、物質濃度規制とは、政令に規定する 22 物質それぞれの濃度により規制を行うものであり、臭気指数規制とは、悪臭の原因となるそれぞれの物質の濃度によらず、試料の臭いの強さにより規制を行うものである。また、規制地域の指定、規制手法の決定及び規制基準の設定は、都道府県または悪臭防止法に基づく政令市が行うこととされ、規制事務については各市町村が行うこととされる[10]。規制基準については、事業場の敷地境界において環境省令で規定する範囲内で定めることとし、気体排出口の基準、水の排出水の基準についても、敷地境界における規制基準を基礎として、環境省令で定める方法により算定し定めることとしている（図 4)。規制基準に適合せず、その不快な臭いにより住民の生活環境が損なわれていると認める場合においては、改善勧告及び改善命令がとられ、改善命令違反に対し、1 年以下の懲役または 100 万円以下の罰金に処する旨の規定がある。

以上のことを簡易にまとめると、①悪臭防止法の規制は、事業を行うすべての事業者が対象となり得るが、②規制基準が適用となるのは、都道府県知事等が指定する地域内に限られ、③規制基準を超過し、かつ、住民の生活環境が損なわれていると認められる場合には改善勧告等を行うことができるということになる。悪臭防止法の体系については、図 5 に示す。

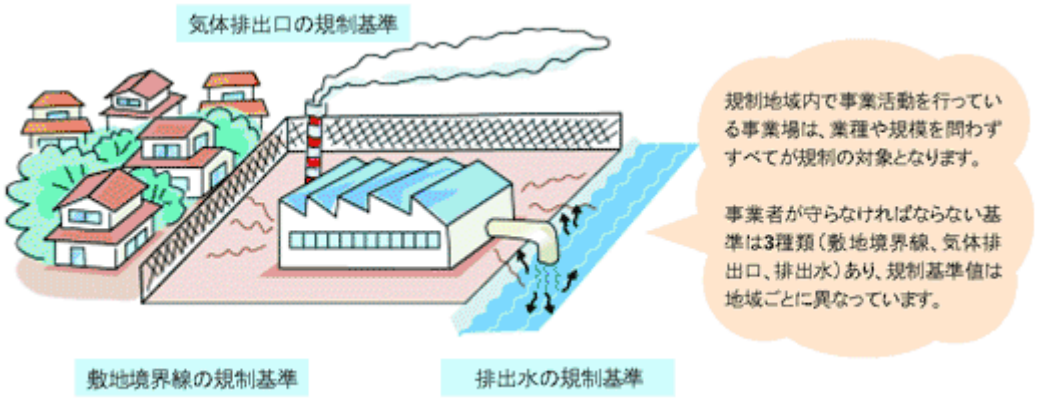


図 4　規制基準の種類（出所：環境省 HP）

[10] 規制地域の指定及び規制基準の設定の権限については、平成 24 年 4 月 1 日から都道府県知事からすべての市の長へと移譲されているが、本研究の対象を平成 14 年から平成 23 年としている都合上、平成 24 年 3 月 31 日以前の状況を前提とする。

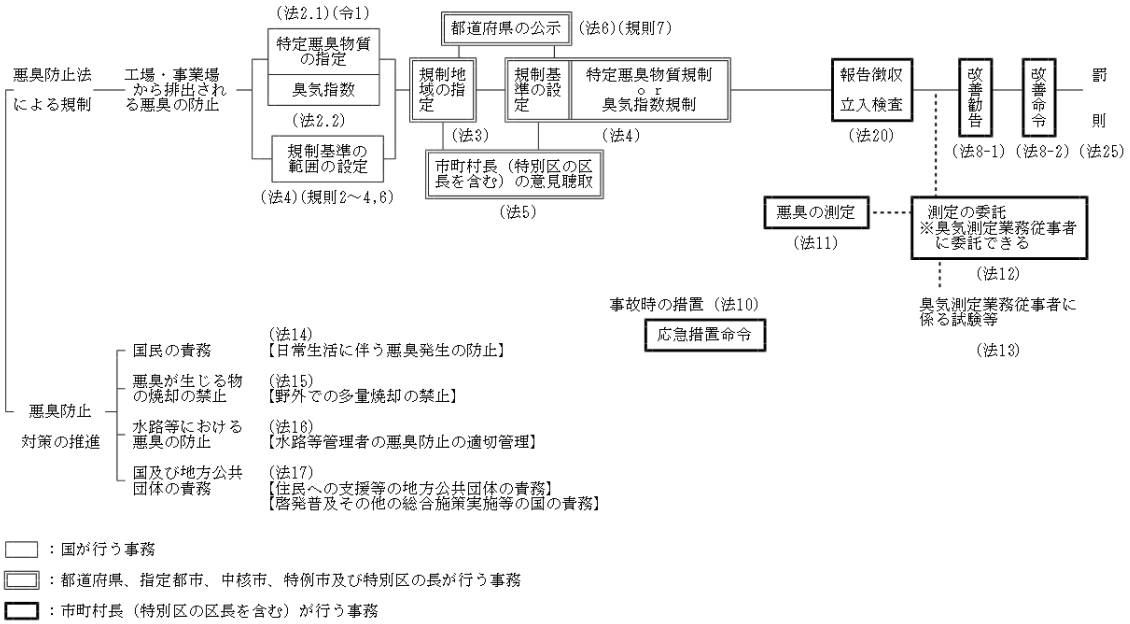


図 5　悪臭防止法の体系（出所：環境省 HP）

3.2　物質濃度規制と臭気指数規制

悪臭防止法については、環境省令の定める範囲内で規制基準を定めることとされる。これは、物質濃度規制であっても臭気指数規制であっても同様で、臭気強度 2.5 から 3.5 の範囲内で定めることが決められている。物質濃度規制と臭気指数規制を同一地域で適用することはできず、自治体が地域の実情に応じていずれかの手法を選択することとされる[11]。

物質濃度規制は、採取した試料をガスクロマトグラフ等の機器により物質ごとに濃度を測定し、その数値により規制基準への適否を判定するものである。長所としては、精度を確保することが比較的容易であり、物質によっては連続測定が可能であること、また、物質の種類ごとに定量化が可能であるので、悪臭発生源の特定に結びつけることが可能となること等が挙げられる。一方で、短所としては、複数の物質が複合することにで、より強い臭いとなった場合であっても個々の物質で規制基準以下であれば適法となること、規制対象の 22 物質以外により悪臭を生じている場合に規制ができないこと等が挙げられる。

一方の臭気指数規制は、人間の嗅覚により悪臭の程度を数値化し、規制基準への適否を判定するものである。長所としては、複合臭に対応が可能であること、物質濃度規制の未規制物質であっても行政として対応が可能となること、住民の被害感情と測定結果が一致しやすいこと等が挙げられる。また、人の嗅覚により測定を行うため、高価な測定機器を必要としないことが挙げられる。短所としては、悪臭発生事業所が複数隣接する場合、他の事業所の臭いも採取してしまうため、発生源の特定が困難となってしまう場合があるこ

[11] 悪臭防止法で物質濃度規制を選択し、自治体条例で臭気指数規制を行うこと、または、悪臭防止法で臭気指数規制を選択し、自治体条例で物質濃度規制を行うことは可能である。

と、実際に採取試料を嗅ぐパネルと呼ばれる被験者を六名確保しなければならず、測定に時間が掛かること等が挙げられる[12]。

畜産に係る規制悪臭物質濃度、臭気指数と臭気強度の関係を表 2 に示す。

表 2　畜産に係る規制悪臭物質濃度、臭気指数と臭気強度の関係

臭気強度		2.5	3	3.5
悪臭物質濃度（ppm）	アンモニア	1	2	5
	メチルメルカプタン	0.002	0.004	0.01
	硫化水素	0.02	0.06	0.2
	硫化メチル	0.01	0.04	0.2
	二硫化メチル	0.009	0.003	0.1
	トリメチルアミン	0.005	0.02	0.07
	プロピオン酸	0.03	0.07	0.2
	ノルマル酪酸	0.001	0.002	0.006
	ノルマル吉草酸	0.0009	0.002	0.004
	イソ吉草酸	0.001	0.004	0.01
臭気指数		10～15	12～18	14～21

※環境庁(1997)『悪臭防止技術改善普及推進調査結果報告書（畜産農業編）』及び山本(1995)をもとに筆者作成

臭気強度	内容
0	無臭
1	やっと感知できるにおい
2	何のにおいかがわかる弱いにおい
3	らくに感知できるにおい
4	強いにおい
5	強烈なにおい

○臭気強度とは
においの強さを表示するもので、6段階臭気強度表示法による臭気強度が、悪臭防止法の規制の考え方の基本尺度に用いられている。

○臭気指数とは
においのある空気を無臭の空気でにおいの感じられなくなるまで希釈した倍数（臭気濃度）を対数で示したもの。
臭気指数＝10×log（臭気濃度）

3.3　埼玉県における悪臭規制の状況

埼玉県における悪臭規制の状況について述べる。なお、このことについては、山内・風間(2007)に詳しい。両氏は、埼玉県水環境課で悪臭規制業務に携わった行政担当官であり、両氏がにおい・かおり環境学会誌に掲載した特集記事を適宜参照しつつ論を進めることとする。

埼玉県においては、従前から物質濃度規制を実施してきた。しかし、先に掲げた物質濃度規制の短所から、十分な対応を行うことが困難になったため、埼玉県条例により臭気濃度による規制を併用することになった。条例での規制は、悪臭防止法と異なり、塗装工事業、化学工業、食品製造業等 13 業種に限られたものであった。

しかし、平成 6 年度における悪臭苦情は 644 件であったものが、平成 15 年度には 1,894 件となった。このことの原因としては、ダイオキシン問題により野外焼却による苦情が激増したこと、物質濃度規制や条例による規制の対象外となることの多い飲食店等サービス業に関する苦情が増えたこと、住宅地域と商・工・農業地域の混在が進んだことが挙げら

[12] 試料を嗅ぐのは、臭気判定士により通常の嗅覚を有していると認められた 6 名のパネルである。判定にあたっては、パネルの嗅覚の個人差を考慮し、上下 1 名ずつの測定結果をカットし臭気指数を算出する。臭気指数は、人の鼻を用い測定を行うため、高い精度を保ち安全に業務を行うためには、高い技量が必要となる。そこで、臭気判定士という国家資格が創設された。臭気判定士になるには、パネルの選定、試料の採取、判定試験の実施、結果のまとめといった臭気指数測定業務にあたっての一連の作業を行えるだけの能力があることが要求される。また、地方自治体から業務委託を受けるには臭気判定士の資格を取得していることが条件となっている。公益社団法人 におい・かおり環境協会「臭気判定パンフレット」参照。

れる。このような状況を受けて、埼玉県では臭気指数規制の導入に向け、大きく舵を切ることとなった。

臭気指数規制導入にあたって、埼玉県が行った特徴的な事柄としては、それまでの県下一律の規制から、市町村単位で異なる規制を行うこととした点にある。既に述べたとおり、規制地域や規制手法、規制基準については、一部の市を除き都道府県が設定する権限を持つ。しかし、埼玉県が県内市町村悪臭担当課にアンケート調査を行った結果、多くの自治体が臭気指数規制への変更を望むことが判明したものの、一部自治体においては、従前のままの物質濃度規制を望む意見も聞かれた。これを受け、埼玉県では、県下一律の規制方式を断念し、規制手法、規制基準、変更時期を各市町村の判断に委ねるものとした。

埼玉県での、物質濃度規制においては、臭気強度で 2.5 ないし 3 に該当する濃度により各物質を規制していた。これを臭気指数に当てはめると、10 から 15 と 12 から 18 が規制基準の範囲となる（表 2 参照）。臭気強度に対応する臭気指数値については、このように幅があるものであるが、埼玉県では、その中で最も緩い値を“物質濃度規制と同レベル”の規制として、各市町村に提示し、当時の 41 市町についてはこの規制基準を採用した[13]。ただし、北部 6 市町については、農業振興の観点から農業振興地域の規制基準の緩和をもとめる声が強かったため、農業振興地域のみ臭気指数で 21 という値を採用することとなった。また、これ以外に、独自のより厳しい規制を実施した自治体、物質濃度規制のままを選択した自治体（条例により臭気指数（または臭気濃度）規制を併用する自治体がある）、悪臭防止法の規制区域外のままとすることを選択した自治体といったように、埼玉県では市町村の意向を重視した規制手法、規制基準がとられている。埼玉県における悪臭防止法の規制基準（臭気指数）について、表 3 に示す。

[13] この規制基準値については、山内・風間(2007)において、他県と比較し緩い基準であることを指摘した上で、事業者の経営規模や経済状況、産業の育成をある程度考慮したものであると述べている。

表 3　悪臭防止法の規制基準（臭気指数）

（1）独自の臭気指数規制

地域区分	基準値（臭気指数）	市町村数
A区域（住居系地域）	12	
B区域（A、C区域を除く区域）	14	1
C区域（工業専用地域）	15	

（2）物質濃度規制と同等レベルの臭気指数規制

地域区分	基準値（臭気指数）	市町村数
A区域（B、C区域を除く区域）	15	
B区域（農業振興地域）	18	41
C区域（工業地域・工業専用地域）	18	

（3）農業振興地域を緩和した臭気指数規制

地域区分	基準値（臭気指数）	市町村数
A区域（B、C区域を除く区域）	15	
B区域（農業振興地域）	21	6
C区域（工業地域・工業専用地域）	18	

※山内・風間(2007)及び川越市HPをもとに筆者作成

＜参考＞

独自の臭気指数規制を導入した自治体については、市民アンケートを実施した結果、市の現状に合った規制を行うべきとの意見が多かったため、県の提示した規制基準を採用しなかったとのことであった。当該市の HP よりアンケート結果の抜粋を図 6 に示す。

【近隣市町村との関係】

問 12　埼玉県では、すでに「臭気指数規制」の規制方法を選択し地域により「規制基準値」を設定しています。本市は中核市により独自に「規制基準値」を定める必要があることから、近隣市町村に併せたほうがよいと思いますか。

1．埼玉県と同様　2．市独自基準値　3．厳しい基準値　4．どちらでもよい

	郵 送		ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ･窓口		合 計	
	基数（数）	構成比（%）	基数（数）	構成比（%）	基数（数）	構成比（%）
1　埼玉県の規制に併せる	66	15.4	12	11.1	78	14.6
2　市の現状にそった規制	262	61.2	58	53.7	320	59.7
3　全国的にみて厳しい規制	50	11.7	33	30.6	83	15.5
4　どちらでもよい	32	7.5	3	2.8	35	6.5
5　無回答	18	4.2	2	1.9	20	3.7
合　計	428	100	108	100	536	100

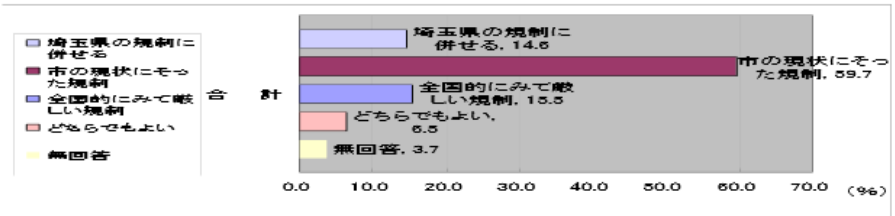


図 6　住民アンケート結果抜粋（出所：川越市 HP）

4. 経済学的理論の整理

政府が市場に介入するには、市場の失敗が存在することが条件となる。市場の失敗のないときに介入した場合、効率性を損なう結果となる。市場の失敗とは、「正または負の外部性を生じるとき」「財が公共財にあたるとき」「独占が生じるとき」「情報の非対称があるとき」とされ、それに加え市場に任せた場合に「取引費用が多大に掛かるとき」とされる。これらに該当する場合であっても、政府が介入した場合と介入しない場合とで、費用や市場に与える非効率性の大小を比較したときに介入しない方が望ましいこともあり、慎重な検討を要する。

公害問題の場合、負の外部性をその根拠とする場合が多い。公害は、市場での取引の当事者ではなく周辺住民に対して健康被害や不快な思いを与える。これは、社会的費用と捉えられるが、政府の介入がなければ、事業者は社会的費用を考慮せずに、私的供給曲線をもとにした均衡価格と均衡取引量での過剰な生産を行う。よって、社会的な効率性を考慮した適正な生産量を確保するため、政府が介入を行うのである。

本章においては、畜舎の与える外部性と臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について、経済学的理論により整理を行う。また、理論的整理を行うなかで、現行制度に対する筆者の問題意識を明らかにする。

4.1 畜舎の与える外部性について

畜舎またはその周辺の排せつ物の保管・処理施設において、悪臭が生じ、自治体がその対応に苦慮している状況は、既に述べたとおりである。つまり、畜舎は悪臭の発生源として、周辺環境に負の外部性を与えている可能性があるものと考えられる。畜産に係る悪臭については､飼養規模や地理的な状況等により約 500m から 1,000m 先にまで移動するとの言及もある[14]。畜舎の与える外部性は、畜舎近隣ばかりではなく臭気の到達し得る相当広い範囲に及んでいるのではないか。また、その負の外部性の与える影響は用途地域により異なるのではないか。

環境価値の測定に際しては、ヘドニックアプローチが採用されることが多い。ヘドニックアプローチによると、畜舎周辺の悪臭は、土地価値に対するデメリットとなる。つまり、畜舎の悪臭による影響の及ぶ範囲の土地は、畜舎の存しない同種の土地と比べ、価値が低下することになると考えられる。

ただし、このことを検討するにあたっても、土地の用途による違いを考慮に入れることは不可欠であると考えられる。繰り返しになるが、石川・浅見（2013）が「非農業系（住居・商業・工業系）地域においては、居住者の心理的な評価を考慮して、混在の解消を優先的に進めるべき」であると指摘している。石川・浅見（2013）は、畜舎について言及し

[14] 財団法人　畜産環境整備機構(2011)『悪臭苦情を減らすために～養豚・酪農経営をささえる技術と知恵～』参照。

たものではないが、同様の傾向があるとするならば、住居系用途地域[15]、商業系用途地域[16]、工業系用途地域[17]において、地価の下落は大きくなると考えられる。一方で、市街化調整区域は、原則として農業を振興すべき地域として農業振興地域への指定が進んでいるため、畜舎の存在を自然なものとして捉え、畜舎の悪臭による地価の下落は小さいものとなることが考えられる。

4.2　臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について

物質濃度規制から臭気指数規制への規制手法変更の政策目的には、複合臭や未規制物質への対応がある。複合臭や未規制物質に対応することで、ある程度以上の臭気の強さにならないようにすることで悪臭苦情を低減することであるとされる[18]。悪臭削減による生活環境の改善がなされたかどうかについては、ヘドニックアプローチによる評価が可能であると考えられる[19]。

埼玉県においては、悪臭防止法上の臭気指数による規制基準を市町村の意向に沿って定めたことは既に述べた。その結果、悪臭防止法による臭気指数規制の基準が三通り存在している。それぞれの規制基準は、環境改善に資する結果となっているのであろうか。地価に着目することで、この疑問が明らかになると考えられる。

規制基準の設定にあたっては、最適な汚染水準を考慮することが、法と経済学の立場から不可欠である[20]。規制を強化することは、住民の環境改善による便益と畜産業者の対策費用とのトレードオフ関係を生じさせる。この場合、環境改善の限界便益と対策の限界費用が一致する点が最適な汚染水準となる。政府は、最適な汚染水準をめざし、規制を実施すべきとの結論となる。最適水準を超えた規制は、住民の限界便益に比べ、畜産業者の限界費用が大きくなるため、社会的に望ましい水準から離れた非効率なものになってしまう。ただし、この最適水準は、一律のものでなく、発生源の種類によって、また、用途地域によって異なってくるものと考えられる。図 7 は住居系用途地域、図 8 は図 7 に市街化調整区域での状況を加えたものを示したものである。図 7 及び図 8 の上の図は、縦軸に悪臭対策で生じる総費用と総便益、横軸に悪臭削減率をとったものである。同じく下の図は、縦軸に限界費用と限界便益、横軸に同じく悪臭削減率をとったものである。

まず、図 7 に着目する。畜産業者は、自身の限界便益と限界費用が一致する X^1 の水準までしか、悪臭を削減しないものと考えられる。しかし、住民の便益を考慮した住居系用途地域での望ましい悪臭削減水準は X^* となる。

---

15 本稿においては、第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域・第一種中高層住居専用地域・第二種中高層住居専用地域・第一種住居地域・第二種住居地域・準住居地域をいう。

16 本稿においては、近隣商業地域・商業地域をいう。

17 本稿においては、工業専用地域・工業地域・準工業地域をいう。

18 山本(1995)及び由衛(2004)参照。

19 中川(2008)『公共経済学と都市政策』216-217 頁参照。

20 福井(2007)『ケースからはじめよう　法と経済学』252 頁参照。

次に図 8 に着目する。上の図で住居系用途地域の総便益より低い位置に市街化調整区域の総便益があることがわかる。このことは、同じ悪臭削減率によって得られる総便益が住居系用途地域の住民より市街化調整区域の住民の方が低いことを示している。悪臭については、その用途地域で普段感じられない臭いが漂ってくると、住民が反応し苦情となることが多い[21]。つまり、市街化調整区域においては、畜舎の悪臭に対する許容度が住居系用途地域に比べ高く、同じ悪臭削減率であったとしても、得られる便益は少ないものと考えられる。これらのことにより、市街化調整区域における最適な悪臭削減率は、X*よりも低いX**ということになる。

以上のことにより、用途地域ごとに規制基準を設けることが効率性を高める観点から必要となる。しかし、社会的に適切な規制基準を政府が正確に把握することは現実的ではないことが指摘されている[22]。強い規制が行われ環境改善により地価が上昇したとしても、規制に対応する畜産農業者の費用負担の増加により地価が下落することでその効果を打消し、さらには地価が下落することがあるのではないか。そのような疑問が生じる。

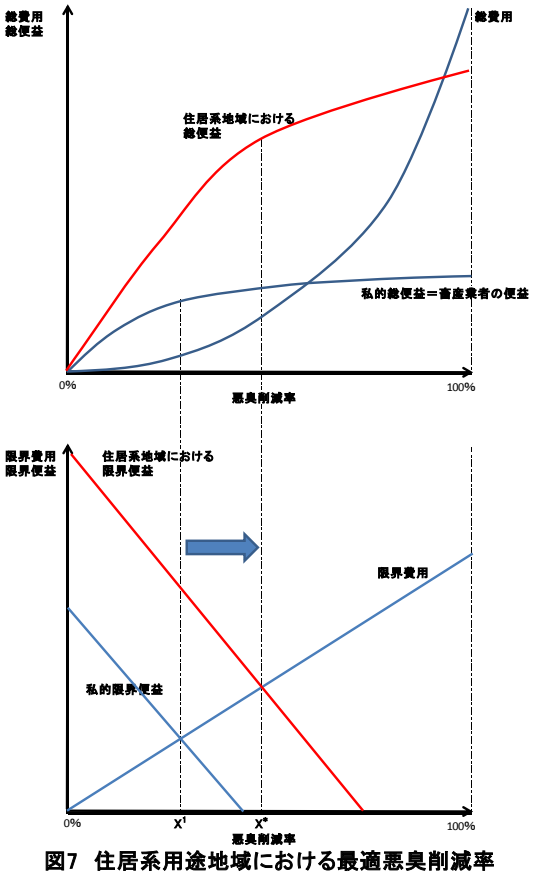


図7 住居系用途地域における最適悪臭削減率

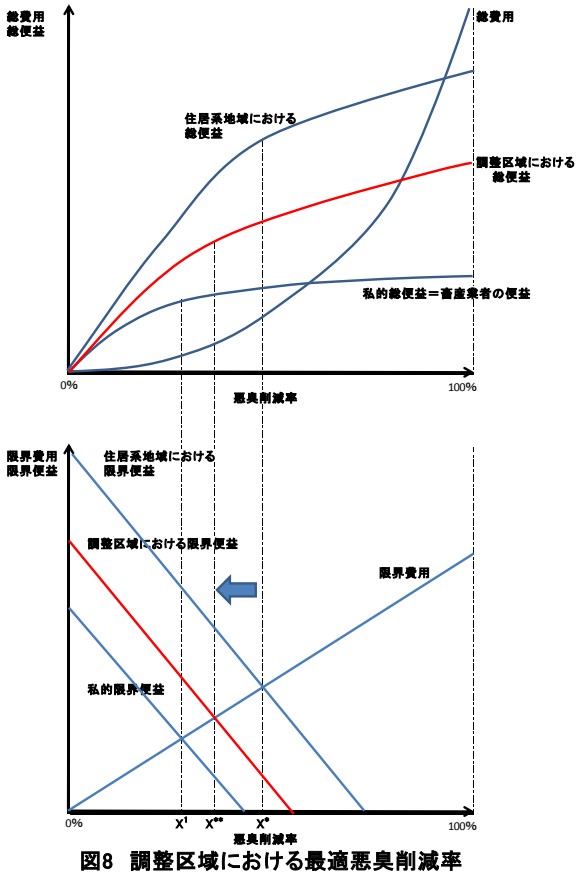


図8 調整区域における最適悪臭削減率

21 川崎・堀内(1998)『嗅覚とにおい物質』に嗅覚の順応に関する記載あり。

22 中川(2008)『公共経済学と都市政策』52 頁参照。

5. 実証分析

第 4 章での理論的な整理をもとに、本章において実証分析を行う。まず、実証分析のながれを説明し、使用するデータ等について提示する。その後、実証分析結果を提示する。

5.1 実証分析のながれ

5.1.1 実証分析のながれ

実証分析を行うにあたって、まず、ヘドニックアプローチをもとに負の外部性の及ぶ範囲を明らかにする。そのうえで、負の外部性を受ける範囲内にある地価ポイントとその外側にある地価ポイントを用途地域ごとに比較し、土地の利用用途によって影響に差異があるかを明らかにする。

その後、悪臭防止法による規制手法の変更にあたって規制基準の強弱により、地価に与える影響に違いがあるのかついて検討を加える。負の外部性を受ける範囲内にある地価ポイントを検討の範囲とし、まず、用途地域を考慮せずに規制基準の設定パターンごとに検討を行い、さらに、住居系用途地域と市街化調整区域にわけて規制基準の設定パターンごとに検討する。

5.1.2 使用するデータ

埼玉県内の畜産業者に関する情報を埼玉県畜産安全課、水環境課、一般社団法人 埼玉県畜産会等から入手し、畜舎の所在地を把握した。その所在地の情報を東京大学空間情報科学研究センターが提供する CSV アドレスマッチングサービスを利用し、GIS（地理情報システム）上に表示させた。その後、国土交通省国土政策局国土情報課の提供する国土地理情報ダウンロードサービスから、地価公示及び都道府県地価調査のデータを同じく GIS 上に表示させた。これにより、地価ポイントから最短の距離にある畜舎の距離を導き出した。

最寄り駅までの距離、容積率、供給施設（ガス）有無、供給施設（下水）有無及び用途地域についても、国土地理情報ダウンロードサービスから得られたデータを利用する。臭気指数規制導入時期は、埼玉県及び市町村への聞き取りまたはホームページから把握したものである。東京駅からの距離については、国土地理情報ダウンロードサービスで得た情報をもとに、GIS 上に表示させ地価ポイントとの距離を求めたものである。

5.2 畜舎の与える外部性について

畜舎の与える外部性について検討を加える。推計式は次のとおりである。検討対象の地価データは､埼玉県において臭気指数規制が導入される前の 2002 年から 2005 年のもので、なおかつ、畜舎からの距離が 2,000m 未満の範囲にあるものとした[23]。

[23] 財団法人　畜産環境整備機構(2011)『悪臭苦情を減らすために～養豚・酪農経営をささえる技術と知恵～』において、約 500m から 1,000m 先にまで臭気が移動するとの記載がある。外部性の到達距離を把握

推計式

○外部性の範囲に関する分析

地価（地価公示及び都道府県地価調査）の対数値

＝β0

＋β1～β6 畜舎から地価ポイントの距離ダミー（300m 毎、0m～1,800m 未満まで）

＋β7 最寄り駅までの距離＋β8 東京駅までの距離

＋β9 容積率＋β10 供給施設有無（ガス）ダミー

＋β11 供給施設有無（下水）ダミー

＋β12～β15 用途ダミー(住居系、商業系、工業系、非線引き白地)

＋β16 地価公示ダミー＋年ダミー(03 年～05 年)＋市町村ダミー

(＋畜舎ダミー)

＋誤差項

○用途地域ごとの外部性に関する研究

地価（地価公示及び都道府県地価調査）の対数値

＝β0

＋β1 住居系地域×1,500m 未満ダミー＋β2 商業系地域×1,500m 未満ダミー

＋β3 工業系地域×1,500m 未満ダミー＋β4 調整区域×1,500m 未満ダミー

＋β5 非線引き白地ダミー×1,500m 未満ダミー

＋β6 最寄り駅までの距離

＋β7 東京駅までの距離＋β8 容積率

＋β9 供給施設有無（ガス）ダミー＋β10 供給施設有無（下水）ダミー

＋β11～β14 用途ダミー(住居系、商業系、工業系、非線引き白地)

＋β15 地価公示ダミー＋年ダミー(03 年～05 年)＋市町村ダミー

(＋畜舎ダミー)

＋誤差項

被説明変数は、地価公示及び都道府県地価調査による地価の対数値である。

外部性の範囲に関する分析にあたっての説明変数には、まず、畜舎から地価ポイントの距離ダミーとして、1,800m 未満までの範囲を 300m ごとに区切って設定した。その他、地価をコントロールするための変数として、地価ポイントから最寄り駅までの距離、東京駅までの距離、容積率、供給施設有無（ガス）ダミー、供給施設有無（下水）ダミー、住居系・

するため、2,000m を検討の範囲とした。

商業系・工業系・非線引き白地の各ダミーを用いた。また、研究にあたって、地価公示と都道府県地価調査という調査時点の異なる二種類の地価を用いており、適切にコントロールする必要があるため、地価公示の場合は「1」、都道府県地価調査の場合は「0」とする地価公示ダミーを用いた。さらに、検討する期間を 2002 年から 2005 年までとしているため、当時の景気変動をコントロールするため年ダミーを用い、地価ポイントの存する自治体固有の要因をコントロールするため、地価ポイント所在地の市町村ダミーを加えた。

用途地域ごとの外部性に関して検討を行うにあたっては、これに各用途地域と畜舎距離 1,500m 未満ダミーの交差項を加えることで、畜舎から 1,500m 以上 2,000m 未満の距離にある地価ポイントに比べ、1,500m 未満の距離にある地価ポイントの地価がどのようになっているのかを、用途地域ごとに比較した。

それぞれ分析にあたっては、詳細な検討を行うため、畜舎ダミーを設定し、それを説明変数に加えた場合と除いた場合で二通りの推計を行った。

基本統計量は表 4 のとおりである。

表 4　基本統計量（畜舎の与える外部性について）

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）	4,303	11.43	0.69	9.42	13.84
畜舎からの距離ダミー　0m- 300m未満	4,303	0.050	0.22	0	1
300m- 600m未満	4,303	0.10	0.30	0	1
600m- 900m未満	4,303	0.16	0.36	0	1
900m-1200m未満	4,303	0.16	0.36	0	1
1200m-1500m未満	4,303	0.19	0.39	0	1
1500m-1800m未満	4,303	0.22	0.41	0	1
1800m-2000m未満	4,303	0.13	0.33	0	1
最寄駅までの距離（km）	4,303	1.88	1.90	0	14
東京駅までの距離（km）	4,303	44.45	16.46	16.93	85.06
容積率（%）	4,303	204.42	95.21	60	600
供給施設（ガス）ダミー	4,303	0.47	0.50	0	1
供給施設（下水）ダミー	4,303	0.72	0.45	0	1
住居系用途地域ダミー	4,303	0.68	0.47	0	1
商業系用途地域ダミー	4,303	0.10	0.30	0	1
工業系用途地域ダミー	4,303	0.072	0.26	0	1
調整区域ダミー	4,303	0.11	0.31	0	1
非線引き白地ダミー	4,303	0.037	0.19	0	1
住居系用途＊1500m未満ダミー	4,303	0.43	0.49	0	1
商業系用途＊1500m未満ダミー	4,303	0.057	0.23	0	1
工業系用途＊1500m未満ダミー	4,303	0.053	0.22	0	1
調整区域＊1500m未満ダミー	4,303	0.089	0.28	0	1
非線引き白地＊1500m未満ダミー	4,303	0.032	0.17	0	1
工業専用地域＊1500m未満ダミー	4,303	0.011	0.10	0	1
工業地域＊1500m未満ダミー	4,303	0.0037	0.061	0	1
準工業地域＊1500m未満ダミー	4,303	0.038	0.19	0	1
地価公示ダミー	4,303	0.64	0.48	0	1
年ダミー（2002年～2005年）			（省略）		
市町村ダミー			（省略）		
畜舎ダミー			（省略）		

5.2.1　外部性の範囲に関する分析

畜舎の与える負の外部性について、推計結果を表 5 に示す。畜舎の与える外部性は、悪臭の届くと想定した畜舎から約 500m から 1,000m の範囲を越え、1,500m 未満の距離までの地価を有意に下落させることが明らかになった。係数を見ると、600m 未満までが特に下落が大きいことがわかる。この範囲においては、実際に悪臭が到達することにより、地価が下落した可能性がある。一方、600m 以上 1,500m 未満の範囲においては地価の下落が小さい。当該地価ポイントまで悪臭が届いていることを否定するものではないが、生活圏内に悪臭発生源があるということで、地価を下落させている可能性も考えられる。

表 5　外部性の範囲に関する分析結果

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
畜舎からの距離ダミー　0m－ 300m未満		−0.052	***	0.016	−3.36	−0.093	***	0.018	−5.31
300m－ 600m未満		−0.063	***	0.012	−5.31	−0.099	***	0.014	−7.16
600m－ 900m未満		−0.036	***	0.010	−3.48	−0.042	***	0.012	−3.45
900m−1200m未満		−0.029	***	0.010	−2.88	−0.033	***	0.012	−2.73
1200m−1500m未満		−0.033	***	0.0092	−3.56	−0.029	**	0.011	−2.53
1500m−1800m未満		−0.0040		0.0089	−0.45	−0.0031		0.011	−0.28
最寄駅までの距離	km	−0.067	***	0.0038	−17.84	−0.053	***	0.0026	−20.27
東京駅までの距離	km	−0.031	***	0.0030	−10.34	−0.017	***	0.0015	−11.75
容積率	%	0.00079	***	0.000039	20.55	0.00088	***	0.000048	18.28
供給施設有無（ガス）ダミー		0.054	***	0.007	7.99	0.11	***	0.0080	13.14
供給施設有無（下水）ダミー		0.067	***	0.010	6.73	0.098	***	0.011	9.09
住居系用途地域ダミー		0.82	***	0.015	53.83	0.82	***	0.015	52.79
商業系用途地域ダミー		1.09	***	0.016	65.91	1.10	***	0.017	65.46
工業系用途地域ダミー		0.62	***	0.017	36.58	0.62	***	0.017	35.46
非線引き白地ダミー		0.40	***	0.048	8.46	0.23	***	0.029	7.97
地価公示ダミー		0.019	***	0.0052	3.74	0.027	***	0.0066	4.12
年ダミー(2003年～2005年)				Yes				Yes	
市町村ダミー				Yes				Yes	
畜舎ダミー				Yes				No	
定数項		11.49	***	0.17	69.39	11.58	***	0.058	198.96
サンプル数					4303				4303
自由度調整済決定係数					0.96				0.92

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

5.2.2　用途地域ごとの外部性に関する分析

畜舎が与える負の外部性を用途地域ごとに検討した。推計結果を表 6 に示す。

畜舎ダミーを加えた場合、住居系用途地域及び工業系用途地域において有意に地価が下落しており、畜舎ダミーを加えない場合、住居系用途地域、商業系用途地域及び工業系用途地域において有意に地価を下落させることが示された。このことは、石川・浅見（2013）が示唆するところと畜舎に関しても一致するといえるのではないだろうか。

ただし、工業系用途地域の下落幅が 20%ないし 19%と極めて大きいことは注目すべきところである。このことについて、工業系用途地域を、工業専用地域、工業地域及び準工業地域にわけて再度分析を行った。結果は表 7 のとおりである。準工業地域については、実際は住宅が多数建っていることも多いため、住居系用途地域と類似の傾向を示したものと考えらえる。工業専用地域と工業地域については、極端な下落となっているが、地価ポイント数が少ないため、特殊な要因を反映させてしまった可能性がある。これについては、今後の検討課題である。

表 6　用途地域ごとの外部性に関する分析

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
住居系用途＊1500m未満		−0.027	***	0.0067	−3.97	−0.028	***	0.0081	−3.41
商業系用途＊1500m未満		−0.012		0.015	−0.78	−0.074	***	0.020	−3.73
工業系用途＊1500m未満		−0.20	***	0.023	−8.74	−0.19	***	0.026	−7.36
調整区域＊1500m未満		0.014		0.026	0.55	−0.023		0.025	−0.90
非線引き白地＊1500m未満		−0.052		0.047	−1.11	−0.00012		0.049	0.00
最寄駅までの距離	km	−0.065	***	0.0037	−17.51	−0.054	***	0.0026	−20.47
東京駅までの距離	km	−0.031	***	0.0030	−10.51	−0.017	***	0.0015	−11.16
容積率	%	0.00079	***	0.000038	20.66	0.00090	***	0.000048	18.51
供給施設有無（ガス）ダミー		0.055	***	0.0067	8.21	0.11	***	0.0080	13.42
供給施設有無（下水）ダミー		0.072	***	0.0098	7.37	0.11	***	0.011	10.19
住居系用途地域ダミー		0.86	***	0.026	32.80	0.82	***	0.027	30.75
商業系用途地域ダミー		1.11	***	0.028	40.05	1.13	***	0.029	38.79
工業系用途地域ダミー		0.78	***	0.032	24.63	0.75	***	0.033	22.40
非線引き白地ダミー		0.46	***	0.070	6.68	0.20	***	0.052	3.95
地価公示ダミー		0.017	***	0.0052	3.22	0.027	***	0.0066	4.09
年ダミー(2003年～2005年)				Yes				Yes	
市町村ダミー				Yes				Yes	
畜舎ダミー				Yes				No	
定数項		11.42	***	0.17	68.86	11.53	***	0.060	191.34
サンプル数					4303				4303
自由度調整済決定係数					0.96				0.92

＊＊＊、＊＊、＊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　用途地域ごとの外部性に関する分析（工業系用途地域詳細）

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）									
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
住居系用途＊1500m未満		−0.023	***	0.0063	−3.57	−0.028	***	0.0078	−3.55
商業系用途＊1500m未満		−0.012		0.014	−0.81	−0.073	***	0.019	−3.84
工業専用地域＊1500m未満		−0.66	***	0.032	−20.44	−0.58	***	0.036	−16.08
工業地域＊1500m未満		−0.58	***	0.045	−12.87	−0.51	***	0.054	−9.45
準工業地域＊1500m未満		−0.062	***	0.022	−2.81	−0.055	**	0.027	−2.05
調整区域＊1500m未満		0.019		0.024	0.78	−0.020		0.024	−0.84
非線引き白地＊1500m未満		−0.052		0.044	−1.19	0.010		0.048	0.22
最寄駅までの距離	km	−0.069	***	0.0036	−19.21	−0.051	***	0.0026	−20.02
東京駅までの距離	km	−0.028	***	0.0028	−10.00	−0.015	***	0.0014	−10.43
容積率	%	0.00080	***	0.000036	22.26	0.00091	***	0.000047	19.43
供給施設有無（ガス）ダミー		0.058	***	0.0063	9.27	0.11	***	0.0078	14.44
供給施設有無（下水）ダミー		0.057	***	0.0092	6.22	0.11	***	0.010	10.48
住居系用途地域ダミー		0.87	***	0.025	35.21	0.83	***	0.026	32.14
商業系用途地域ダミー		1.12	***	0.026	42.86	1.14	***	0.028	40.44
工業系用途地域ダミー		0.78	***	0.030	26.22	0.76	***	0.032	23.42
非線引き白地ダミー		0.47	***	0.066	7.21	0.19	***	0.050	3.82
地価公示ダミー		0.47		0.0049	1.59	0.021	***	0.0064	3.24
年ダミー(2003年～2005年)				Yes				Yes	
市町村ダミー				Yes				Yes	
畜舎ダミー				Yes				No	
定数項		11.31	***	0.16	72.31	11.46	***	0.058	196.34
サンプル数					4303				4303
自由度調整済決定係数					0.96				0.92

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

5.3　臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について

臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について検討を加える。推計式は次のとおりである。検討対象の地価データは、2002 年から 2011 年までのもので、なおかつ、畜舎からの負の外部性の影響を受ける 1,500m 未満の範囲にあるものとした。なお、悪臭防止法の規制対象地域外の自治体（検討の対象期間中に規制対象地域外から規制対象地域となった自治体を含む）と、法律による物質濃度規制と条例による臭気指数規制を併用するさいたま市に所在する畜舎を最寄りとする地価ポイントは検討の対象から除外した。

推計式

○規制基準の設定パターンごとの分析

地価（地価公示及び都道府県地価調査）の対数値

＝β0

＋β1 規制値強自治体ダミー＋β2 規制値中自治体ダミー

＋β3 規制値弱自治体ダミー

＋β4～β7 畜舎から地価ポイントの距離ダミー（300m 毎、0m～1,200m 未満まで）

＋β8 最寄り駅までの距離＋β9 東京駅までの距離

＋β10 容積率＋β11 供給施設有無（ガス）ダミー

＋β12 供給施設有無（下水）ダミー

＋β13～β16 用途ダミー(住居系、商業系、工業系、非線引き白地)

＋β17 地価公示ダミー＋年ダミー(03 年～11 年)＋市町村ダミー

(＋畜舎ダミー)

＋誤差項

○用途地域ごとの分析

地価（地価公示及び都道府県地価調査）の対数値

＝β0

＋β1 規制値強自治体ダミー＋β2 規制値中自治体ダミー

＋β3 規制値弱自治体ダミー

＋β4～β7 畜舎から地価ポイントの距離ダミー（300m 毎、0m～1,200m 未満まで）

＋β8 最寄り駅まで距離＋β9 東京駅までの距離

＋β10 容積率＋β11 供給施設有無（ガス）ダミー

＋β12 供給施設有無（下水）ダミー＋β13 地価公示ダミー

＋年ダミー(03 年～11 年)＋市町村ダミー

(＋畜舎ダミー)

＋誤差項

被説明変数は、地価公示及び都道府県地価調査による地価の対数値である。

説明変数については、5.2 において検討されたものと異なるものについて述べる。

まず、臭気指数規制を導入した自治体について、畜舎の所在地自治体が、独自の臭気指数規制を選択した場合を「規制値強自治体」、物質濃度規制と同等レベルの臭気指数規制を選択した自治体を「規制値中自治体」、農業振興地域を緩和した臭気指数規制を選択した自

治体を「規制値弱自治体」と仮に定義した上で、それぞれ臭気指数規制導入後を「1」、導入前を「0」とするダミー変数を設定した。臭気指数規制を導入せず、物質濃度規制を選択した自治体のダミー変数はすべて「0」となる。また、畜舎から地価ポイントの距離ダミーとしては、1,200m までの範囲を 300m ごとに区切って設定した。さらに、年ダミーについては、検討の対象年を 2002 年から 2011 年としたため、それに対応するものとなっている。

畜舎ごとのダミーを設定し、それを説明変数に加えた場合と除いた場合で二通りの推計を行ったのは同様である。

基本統計量は表 8 のとおりである。

表 8　基本統計量（臭気指数規制による規制基準の違いが地価に与えた影響について）

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）	6,106	11.26	0.77	9.27	14.00
規制値強自治体ダミー	6,106	0.043	0.20	0	1
規制値中自治体ダミー	6,106	0.28	0.45	0	1
規制値弱自治体ダミー	6,106	0.081	0.27	0	1
畜舎からの距離ダミー　0m－ 300m未満	6,106	0.073	0.26	0	1
300m－ 600m未満	6,106	0.16	0.37	0	1
600m－ 900m未満	6,106	0.24	0.43	0	1
900m-1200m未満	6,106	0.23	0.42	0	1
1200m-1500m未満	6,106	0.29	0.45	0	1
最寄駅までの距離（km）	6,106	2.02	1.84	0	11
東京駅までの距離（km）	6,106	46.03	17.22	16.93	85.06
容積率（%）	6,106	194.68	87.21	60	600
供給施設（ガス）ダミー	6,106	0.48	0.50	0	1
供給施設（下水）ダミー	6,106	0.71	0.45	0	1
住居系用途地域ダミー	6,106	0.64	0.48	0	1
商業系用途地域ダミー	6,106	0.091	0.29	0	1
工業系用途地域ダミー	6,106	0.084	0.28	0	1
調整区域ダミー	6,106	0.14	0.35	0	1
非線引き白地ダミー	6,106	0.041	0.20	0	1
地価公示ダミー	6,106	0.61	0.49	0	1
年ダミー（2002年～2011年）			（省略）		
市町村ダミー			（省略）		
畜舎ダミー			（省略）		

5.3.1　規制基準の設定パターンごとの分析

規制基準の設定パターンごとの分析結果を表 9 に示す。規制値強自治体において、有意な地価の上昇が見られる。他方、規制値中自治体と規制値弱自治体では、有意な地価の下落が見られる。物質濃度規制を維持した場合と比べ、規制値強自治体では環境改善がなされた結果として地価が上昇し、規制値中自治体及び規制値弱自治体では環境が悪化し、地価が下落した可能性が示唆される[24]。

[24] 既に述べたが、物質濃度規制と同等レベルと想定した規制基準については、山内・風間(2007)にて、他県と比較し緩い基準であることが指摘されている。同等レベルとしながらも、実際には、物質濃度規制より緩い規制基準であった可能性がある。

表 9　規制基準の設定パターンごとの分析

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）								
説明変数		係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー		0.052	***	0.014	3.74	0.072	***	0.020	3.6
規制値中自治体ダミー		−0.032	***	0.010	−3.17	−0.040	***	0.014	−2.83
規制値弱自治体ダミー		−0.040	***	0.013	−3.16	−0.044	**	0.018	−2.45
畜舎からの距離ダミー　0m− 300m未満		−0.040	***	0.011	−3.78	−0.087	***	0.012	−7.31
300m− 600m未満		−0.051	***	0.0075	−6.85	−0.071	***	0.0089	−8.02
600m− 900m未満		−0.014	**	0.0064	−2.20	−0.016	**	0.0078	−2.02
900m−1200m未満		0.0085		0.0063	1.34	0.017	**	0.0079	2.14
最寄駅までの距離	km	−0.069	***	0.0031	−21.83	−0.052	***	0.0022	−24.22
東京駅までの距離	km	−0.045	***	0.0038	−11.77	−0.013	***	0.0014	−9.86
容積率	%	0.00083	***	0.000034	24.78	0.00090	***	0.000044	20.64
供給施設有無（ガス）ダミー		0.040	***	0.0060	6.71	0.12	***	0.0074	16.09
供給施設有無（下水）ダミー		0.026	***	0.0086	3.02	0.098	***	0.0095	10.38
住居系用途地域ダミー		0.88	***	0.012	75.47	0.83	***	0.012	71.92
商業系用途地域ダミー		1.12	***	0.014	79.06	1.09	***	0.015	72.73
工業系用途地域ダミー		0.61	***	0.013	46.23	0.56	***	0.014	41.52
非線引き白地ダミー		0.37	***	0.036	10.36	0.28	***	0.023	12.26
地価公示ダミー		0.0085	*	0.0045	1.91	0.019	***	0.0058	3.36
年ダミー(2003年～2011年)				Yes				Yes	
市町村ダミー				Yes				Yes	
畜舎ダミー				Yes				No	
定数項		11.92	***	0.19	61.47	11.45	***	0.052	218.25
サンプル数					6106				6106
自由度調整済決定係数					0.97				0.93

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

5.3.2　用途地域ごとの分析

住居系用途地域と市街化調整区域を例に、規制基準の違いが地価にどのような影響を与えたかを検討する。

住居系用途地域における規制基準の設定パターンごとの分析結果を表 10 に示す。畜舎ダミーありの場合において、規制値強自治体では有意な地価の上昇が見られ、規制値中自治体と規制値弱自治体では、有意な地価の下落が見られる。また、畜舎ダミーなしの場合において、規制値中自治体と規制値弱自治体では、有意な地価の下落が見られる。

住居系用途地域では、悪臭について強い規制を行うことで地価が上昇し、弱い規制を行うことで地価が下落するのではないかということがいえる。

次に市街化調整区域についての分析結果を表 11 に示す。畜舎ダミーありの場合において、規制値強自治体では有意に地価が下落し、規制値中自治体では有意に地価が上昇した。また、畜舎ダミーなしの場合において、規制値中自治体と規制値弱自治体では有意に地価が上昇した。

このことから、市街化調整区域で強い悪臭規制を行うと、規制に対応するために畜産農業者の費用負担が増加するので地価が下落し、それが環境改善による地価の上昇を上回るため、結果として地価が下落する可能性が示唆された。

表 10　用途地域ごとの分析（住居系用途地域）

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）

説明変数			係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー			0.020	**	0.010	2.01	0.027		0.019	1.46
規制値中自治体ダミー			−0.043	***	0.0072	−5.94	−0.040	***	0.013	−3.06
規制値弱自治体ダミー			−0.040	***	0.0097	−4.11	−0.042	**	0.018	−2.42
畜舎からの距離ダミー	0m− 300m未満		−0.070	***	0.0084	−8.42	−0.071	***	0.012	−5.70
	300m− 600m未満		−0.031	***	0.0055	−5.63	−0.038	***	0.0085	−4.50
	600m− 900m未満		−0.022	***	0.0046	−4.78	−0.023	***	0.0071	−3.22
	900m−1200m未満		−0.0091	**	0.0045	−2.02	0.015	**	0.0071	2.09
最寄駅までの距離		km	−0.098	***	0.0032	−30.92	−0.055	***	0.0023	−24.41
東京駅までの距離		km	−0.015	***	0.0029	−5.06	−0.015	***	0.0014	−10.42
容積率		%	0.00046	***	0.000037	12.28	0.00062	***	0.000054	11.40
供給施設有無（ガス）ダミー			0.032	***	0.0041	7.70	0.077	***	0.0066	11.64
供給施設有無（下水）ダミー			0.016	**	0.0072	2.15	0.14	***	0.0092	15.63
地価公示ダミー			0.0016		0.0032	0.51	0.012	**	0.0053	2.30
年ダミー(2003年～2011年)					Yes				Yes	
市町村ダミー					Yes				Yes	
畜舎ダミー					Yes				No	
定数項			11.82	***	0.14	81.66	12.35	***	0.054	230.76
サンプル数						3923				3923
自由度調整済決定係数						0.98				0.92

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

表 11　用途地域ごとの分析（市街化調整区域）

被説明変数：Ln地価（地価公示及び都道府県地価調査）

説明変数			係数		標準誤差	t値	係数		標準誤差	t値
規制値強自治体ダミー			−0.043	**	0.020	−2.13	−0.0021		0.044	−0.05
規制値中自治体ダミー			0.018	*	0.011	1.66	0.071	***	0.021	3.30
規制値弱自治体ダミー			−0.014		0.014	−1.03	0.074	***	0.028	2.62
畜舎からの距離ダミー	0m− 300m未満		−0.12	***	0.025	−4.86	−0.049	***	0.017	−2.93
	300m− 600m未満		0.0043		0.018	0.24	0.073	***	0.014	5.34
	600m− 900m未満		0.057	***	0.016	3.64	0.038	***	0.013	2.93
	900m−1200m未満		0.073	***	0.018	4.16	0.049	***	0.016	3.07
最寄駅までの距離		km	−0.034	***	0.0058	−5.83	−0.048	***	0.0032	−14.80
東京駅までの距離		km	0.055	***	0.010	5.48	−0.012	***	0.0016	−7.60
容積率		%	0.00018	***	0.000047	3.80	0.00031	***	0.00010	3.22
供給施設有無（ガス）ダミー			0.26	***	0.032	8.08	0.18	***	0.032	5.59
供給施設有無（下水）ダミー			−0.029	***	0.011	−2.71	−0.059	**	0.016	−3.59
地価公示ダミー			−0.092	***	0.012	−7.51	0.011		0.0092	1.17
年ダミー(2003年～2011年)					Yes				Yes	
市町村ダミー					Yes				Yes	
畜舎ダミー					Yes				No	
定数項			8.18	***	0.49	16.65	11.50	***	0.077	149.37
サンプル数						863				863
自由度調整済決定係数						0.99				0.95

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

6. 政策提言

以上の分析結果を踏まえて、次のとおり政策提言を行う。

「悪臭対策について規制を行う場合は、住居系用途地域においてより厳しい規制を行い、市街化調整区域においてより緩い規制を行う等、現状以上に土地の利用状況に応じた柔軟な対応を行うべきである」ということである。現状においても、各自治体において用途地域ごとに規制基準に差異を設けている。しかし、分析結果を見る限りにおいては、住居系用途地域においてはさらに強い規制を、市街化調整区域においてはさらに緩い規制を設定することで、双方の用途地域で地価を上昇させることが可能であり、より効率的な規制となるものと考えられる。

しかし、畜舎と住居系用途地域の接近が望ましい状況ではないことは、5.2.2 において実証されている。より緩い規制基準が設定された市街化調整区域と住居系用途地域の接近は住居系用途地域での大きな地価の下落を引き起こす可能性がある。このことへの対策として、例えば、住居系用途地域の周囲に厳しい規制基準の地域を緩衝地帯として設定することで、より望ましい状況を確保できるとのではないか考えられる。

7. おわりに

本稿においては、畜舎周辺の地価という側面に焦点を当て分析を行った。本来、政策評価を行うには、これに加え、規制手法の変更により生じる畜産業者の費用の変化を詳細に考慮に入れる必要がある。また、規制手法の変更による影響を受けるのは、畜産業者ばかりではない。臭気指数規制導入の良し悪しを判断するには、影響を受ける多種多様な事業者と住民の費用と便益を比較する必要がある。このことについては、データの制約と時間的な制約もあり検討することができなかった。臭気指数規制導入の政策評価については、今後の課題としたい。

また、そもそも悪臭対策に規制という手法をとるべきか、ということに対する回答を実証的に提示し得なかった。例えば、悪臭発生量に応じた課税を行うことができれば、より発生を抑えるインセンティブを畜産業者に与えることができるかもしれない。住居系用途地域の線引きと畜舎との距離に応じて課税を行うことができれば、住居系用途地域との混合を回避できる可能性もある。その他、排出権取引による手法やコースの定理をもとにした当事者同士の交渉による手法との比較についても、詳細な検討が必要と考えられる。

悪臭は人の感覚に依拠し、目に見えないものであるため、事業者、苦情者も感情的な議論に終始する傾向があり、行政の対応も一貫した対応をとりにくい。今後、経済学的手法を詳細に用いることで、定量的な評価が行われ、説得力のある施策が実施されることが望まれる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、矢崎之浩助教授（主査)、岡本薫教授（副査)、安藤尚一教授（副査)、安藤至大客員准教授（副査）より詳細に渡り、懇切丁寧な御指導を賜りました。さらに、福井秀夫教授（プログラムディレクター）をはじめ、まちづくりプログラムの各教員の皆様から頂戴した示唆に富んだ助言なくしては、本稿を完成させることはできませんでした。改めて、ここに感謝申し上げます。

また、埼玉県畜産安全課、病害虫防除所、水環境課の職員の皆様、一般社団法人　埼玉県畜産会の皆様、旧悪臭防止法の政令市・事務移譲市の職員の皆様には各種データを提供いただき、また、悪臭行政の実態について貴重なお話しをいただきました。さらには、公益社団法人　におい・かおり環境協会の岩崎好陽会長はじめ事務局の皆様には、最新の知見を多数頂戴しました。心より感謝申し上げます。

加えまして、業務多忙のおり一年間という長期間に渡る派遣を認めてくださいました派遣元の皆様、苦しい時期を励まし合いながらともに乗り越えた知財プログラム及びまちづくりプログラムの同期の皆様にもこの場にて御礼申し上げます。また、この一年間は家族の温かい励ましにも支えられました。ありがとうございました。

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ありません。本稿の見解及び内容に関する誤りは、すべて筆者に帰属することを申し添えます。

参考文献

・福井秀夫(2007)『ケースから始めよう　法と経済学』日本評論社

・中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社

・ロジャー・ミラー他(1995)『経済学で現代社会を読む』日本経済新聞社

・岩崎好陽(2010)『においとかおりと環境』アサヒビール㈱

・川崎通昭・堀内哲嗣郎(2005)『改訂　嗅覚とにおい物質』公益社団法人　におい・かおり環境協会

・公益社団法人　におい・かおり環境協会編(2012)『ハンドブック　悪臭防止法　六訂版』㈱ぎょうせい

・環境庁(1997)『悪臭防止技術改善普及推進調査結果報告書（畜産農業編）』

・財団法人　畜産環境整備機構(2011)『悪臭苦情を減らすために～養豚・酪農経営をささえる技術と知恵～』

・公益社団法人 におい・かおり環境協会「臭気判定士パンフレット」

・山本進一(1995)「改正悪臭防止法について」『臭気の研究』vol. 26, No. 4, pp. 2-4, 社団法人　臭気対策研究会

・由衛純一(2004)「悪臭防止法と臭気指数規制」『におい・かおり環境学会誌』vol. 35, No. 6, pp. 2-4, 社団法人　におい・かおり環境協会

・山内剛宏・風間雄介(2007)「埼玉県における臭気指数規制の導入について」『におい・かおり環境学会誌』vol. 38, No. 2, pp. 78-83, 社団法人　におい・かおり環境協会

・黒田和孝(2009)「畜産経営における悪臭問題の現状と課題」『におい・かおり環境学会誌』vol. 40, No. 4, pp. 212-220, 社団法人　におい・かおり環境協会

・石川徹・浅見泰司(2013)「都市の居住環境と用途混在についての居住者の意識の分析」『都市住宅学』81 号, pp. 98-107, 公益社団法人　都市住宅学会

・島田幸司・吉田智彦(2012)「ヘドニック価格法による京都市・大阪市・神戸市の都市・環境政策の評価」『第 40 回環境システム研究論文発表会講演集』pp. 373-378, 公益社団法人　土木学会

・環境省「におい・かおりについて」http://www.env.go.jp/air/akushu/akushu.html、アクセス日時：2014.2.13 15:50

・環境省「大気環境モニタリング実施結果」
http://www.env.go.jp/air/osen/monitoring.html、アクセス日時：2014.2.13 15:00

・環境省「公共用水域の水質測定結果」http://www.env.go.jp/water/suiiki/index.html、アクセス日時:2014.2.13 15:10

・農林水産省「畜産環境対策」http://www.maff.go.jp/j/chikusan/kankyo/taisaku/、アクセス日時：2014.2.13 16:30

・農林水産省「畜産統計調査」http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/tikusan/、アクセス日時：2014.2.13 16:40

・川越市「悪臭防止法に基づく規制方法が「物質濃度規制から臭気指数規制に移行されました。」
http://www.city.kawagoe.saitama.jp/www/contents/1170217869543/index.html、アクセス日時：2014.2.13 15:45

・川越市「悪臭規制の検討に伴う住民・事業所アンケート調査結果について」
http://www.city.kawagoe.saitama.jp/www/contents/1146114723404/index.html、アクセス日時：2014.2.13 15:20

乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析

要旨

乳幼児医療費助成制度は，医療保険にかかる自己負担分を軽減するものである．制度の拡充によって，過剰な受診行動を招いている可能性がある．

本稿では，乳幼児医療費助成制度の拡大が受診行動及び健康状態に与える影響を，都道府県別パネルデータを用いて実証分析を行った．

分析の結果，助成制度を拡大している自治体は乳幼児の医療機関への受診を促しているものの，健康状態には良い影響を与えているとは言えないことが示された．

2014 年（平成 26 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13613　田中　祐介

目次

1. はじめに.....1
2. 乳幼児医療費助成制度の概要.....1
3. 先行研究.....3
4. 乳幼児医療費助成制度の拡大により小児医療に与える影響分析.....3
4.1 分析方法.....3
4.2 推定式及びデータ.....4
4.3 推定結果.....6
4.3.1 外来受療率への影響.....6
4.3.2 乳児死亡率への影響.....8
4.3.3 感染症への影響.....10
4.3.4 健康状態への影響.....12
5. 政策提言.....14
6. おわりに.....15
参考文献.....16

1. はじめに

乳幼児医療費助成制度（以下「助成制度」）は，現在すべての都道府県において導入され地方自治体単独事業として実施されている．

医療保険の場合，経済学的には事前のモラルハザードと事後のモラルハザードが考えられる[1]．事前のモラルハザードとは，保険者が被保険者の健康保持の努力や注意を正確に観察できないため，仮に医療費の 10 割を保険により給付した場合，被保険者に健康保持の努力や注意を払うインセンティブがはたらかず，努力や注意を怠りがちになることである．

また，事後のモラルハザードでは，被保険者が病気にかかり保険給付を受ける場合，自己負担がなければ医療サービスを過剰に需要するインセンティブが生じる．

現在の我が国における医療保険では，義務教育就学前の乳幼児の医療費にかかる自己負担が 2 割となっており，助成制度は医療保険にかかる自己負担分をさらに軽減するものである．助成制度の拡充によって，コンビニ受診といった言葉に象徴されるように，モラルハザードの増大により過剰な受診行動を招いている可能性がある．

助成制度は，自治体によって対象年齢，助成金額，助成方法（窓口での支払いが助成金額を除いた分だけで済む現物払か，いったん窓口で自己負担分を支払い申請により助成を受ける償還払いか)，所得制限の有無などさまざまであり，自然実験と呼ばれる状況にある．

そこで本稿では，助成制度の拡充による受診行動及び健康状態への影響について分析する．助成制度の変更の前後を比較するため，外来受療率，乳児死亡率，定点当たり感染症報告数，主観的な健康状態を対象に DID（Difference-in-differences estimator）推定により実証分析を行った．

結論を先に述べると，受診行動を促す効果があるものの，健康状態に良い影響を与えているとは言えないことが示された．この結果を踏まえ，今後の助成制度のあり方について提言した．

なお，本稿の構成は次のとおりである．第 2 章で助成制度の概要と現状について概観する．第 3 章で先行研究に触れ，第 4 章で助成制度が受診行動や健康状態に与える影響について実証分析を行い，第 5 章では実証分析から得られた結果をもとに政策を提言し，第 6 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. 乳幼児医療費助成制度の概要

助成制度は，乳幼児，小・中・高校生らの医療費患者負担分を助成し，医療費を無料化または軽減するものである．

医療機関を受診したときにかかる医療費は，健康保険の適用を受け保険から支払われる部分と，自己負担分に分かれており，義務教育就学前の乳幼児の場合，2 割が自己負担となっている．助成制度は，この 2 割の自己負担分の一部又は全部を市区町村が助成するものであり，市区町村が助成した一部について都道府県が補助する形をとっている．

[1] モラルハザードの解説は橋本ら（2011）p67-71 を参考にした．

ちなみに，助成制度については，国の国庫補助や地方交付税措置の対象外であり，被保険者の自己負担分を軽減した場合，国の国庫負担が減額される措置がとられている[2].

この制度は，1961 年岩手県和賀郡沢内村（現和賀郡西和賀町）において 1 歳未満の乳児を対象に国民健康保険にかかる医療費の 10 割給付を実施したことに始まる．沢内村は，秋田県との県境に位置する山間の村で，貧困やそれに伴う栄養不足から乳幼児の病気も多く，1955 年の生活保護受給世帯がおよそ 1200 世帯中 125 世帯，乳児死亡率は 1000 人出生対 69 人であった．沢内村では乳幼児医療費の無料化と同時期，保健師を増員し保健教育活動などに取り組んだことにより助成制度が導入された翌 1962 年に乳児死亡率ゼロを達成した[3].

こうしたことから市町村が実施する助成制度への補助を都道府県が行うようになり，現在ではすべての都道府県が導入している．

沢内村が制度を導入した当時は，日照不足や栄養不足が原因の病気にかかる乳幼児も多く，また，死を前にした病の時にも貧しさのため医者に診てもらえず，死亡して初めて死亡診断書を書いてもらうために亡骸を医者のもとへ運ぶこともあった．また，全国的に問題となっていた結核への対応，冬場には気管支炎や肺炎にかかる乳幼児も多かった．

当時の助成制度の目的を経済学的観点からみると，貧しいため受診すべき患者が受診できないことに対応するための所得再分配政策，感染症に対応する負の外部性対策，受診を促し医師らの指導を受けることで病気を減らす情報の非対称対策として実施されていたと考えられる．

現在でも，助成制度の目的として，各自治体において子育てコストの負担軽減，乳幼児の保健向上や，病気の早期発見早期治療といったものが掲げられている．これらの目的は，助成制度導入当時と変わっておらず，医療サービス消費にかかる経済的負担を軽減し受診を促すことで子供の健康改善や感染症のまん延を防ぐねらいがあると考えられる．

もちろん，乳幼児は，感染症も多く，症状が急変しやすいことや，自らの病状を正確に伝えることができず，親が乳幼児の様子を見て判断しなければならないといった点を踏まえる必要がある．制度導入当時には，乳幼児の病気を重症化させないため，貧困などを理由に過少となっていた受診を促すことが必要であった．ただし，当時の制度は国民健康保険の事業として開始したものであり，助成制度が導入されて以降，社会保険も対象に実施する自治体が現れ，対象年齢や助成方法などのほか，都道府県の補助基準に上乗せして実施している市区町村もあることから，受診をより一層促すように拡充されてきている[4]．ちなみに，2013 年 4 月現在の自己負担額は外来で一回当たり 300 円から自己負担分の半額といったものまで負担の求め方は幅広く，所得制限を設けている自治体ではほとんどが児童手当法の基準に準拠している[5].

---

[2] 国庫負担減額措置は，国民健康保険の国庫負担金及び被用者保険等保険者拠出金等の算定に関する政令（昭和 34 年 3 月 24 日政令第 41 号）に基づくもの.

[3] 沢内村の当時の状況については太田ら（1983）参照.

[4] 制度変遷の詳細は西川（2010)を参照.

[5] 乳幼児医療全国ネットホームページ http://babynet.doc-net.or.jp/jititai_josei.html

3. 先行研究

先行研究としては，助成制度が小児救急医療に及ぼす影響を分析した多田（2005），医療費への影響を分析した岩本（2010），制度設計と自治体の財政状況の関係性から所得制限と自己負担に注目し分析した西川（2010，2011），医療サービス消費と健康状態に与える効果を個票データを用いて分析した別所（2012），自治体財政への影響を分析した大辻（2012）などがある．

多田によると，助成制度の対象年齢拡大及び医療機関窓口での支払いをしないで済む現物給付化が 0～4 歳の受診にプラスの影響を与える結果となった．岩本は現物給付化が 3 歳未満の医療費にプラスの影響を持っていることを示し，西川は都道府県の財政力指数が高いほど自己負担が軽減され，自治体の財政力と所得制限の間に明瞭な関係をみいだすことはできないとしている．

また，別所は対象年齢引き上げと健康状態改善に有意な関係は見られなかったとしている．大辻は地方単独事業として実施されている助成制度が財政に与える影響を検討し，同制度の政策効果が曖昧であるにもかかわらず全国的に頻繁に拡充されており，政治色が強い政策の一つとして合理的な政策判断がなされていない可能性を指摘している．

4. 乳幼児医療費助成制度の拡大が小児医療に与える影響分析

本章では，助成制度の変更による受診行動への影響と，制度の目的として掲げられている乳幼児の健康状態への影響を分析することとする．

先行研究においては年齢拡大及び現物給付化が受診にプラスとなり，対象年齢引き上げが健康状態改善には影響していないことが示されているが，いずれも政策変更前後の比較を行ったものではないため，乳児死亡率と定点当たり感染症報告数を指標として加え，0～4 歳の外来受療率，乳児死亡率，30～39 歳の定点あたり感染症報告数（インフルエンザ），6～14 歳の健康状態（自覚症状なし・日常生活への影響なし・通院なしの割合）の各指標を用い，助成制度の変更前後を比較することにより，政策変更による効果を分析する．

4.1 分析方法

助成制度における支給方法，自己負担の有無，所得制限の有無，対象年齢といった制度の変更による乳幼児の受診行動及び健康状態に与える影響を把握するため，DID 推定により検討する．

よって，現物給付を行っている自治体，自己負担なしの自治体，所得制限なしの自治体をトリートメントグループとし，それら以外の自治体をコントロールグループとする．また，年齢については，観測可能な変数が 0～4 歳のものがあるため，年齢を 5 歳で区切り，制度の対象を 5 歳以上としている自治体を，制度を拡充している自治体としてトリートメントグループとする．

現物給付化，自己負担無料化などのさまざまな負担軽減策により医療需要の増大を招いていると考えられる．また，乳幼児医療費助成制度以外の要因として，地域内の医師の数，医療施設数によって受診行動に影響していることが考えられる．乳幼児に関する医師や保健師などによる保健指導件数も影響しているかもしれない．生活保護受給世帯はそもそも医療費が無料であるため，受診行動へ影響していると考えられる．これら受診行動や健康状態に影響を与えると考えられる要因をコントロール変数として加える．

4.2 推定式及びデータ

推定式は次のとおりである．

$$Y=\beta_0+\beta_1 D_1+\beta_2 D_2+\beta_3 D_1 D_2+Xy+u$$

ここで，Y は外来受療率（0~4 歳），乳児死亡率，定点あたり感染症報告数及び健康状態を，β_0は定数項を，β はパラメータを，D_1は政策変更後ダミーを，D_2は政策導入自治体ダミーを，Xy はコントロール変数を，u は誤差項を表す．

助成制度の実施主体が市区町村であり，市区町村により医師，医療機関の数にばらつきが大きいことが考えられるため，その影響も考慮し市区町村別のデータを用いて推定する必要があるが，市区町村別データについては制度の変遷や受診行動その他のデータが入手困難なため，都道府県別パネルデータを用いて分析する．

被説明変数として，受療行動を示す指標として厚生労働省の「患者調査」における外来受療率の 0～4 歳の 2002，2005，2008，2011 年のデータを用いた．乳児死亡率については厚生労働省「人口動態調査」乳児死亡率（出生 1000 人対）の 2002，2005，2008，2011 年，感染症については国立感染症研究所「感染症発生動向調査事業年報」の「報告数・年齢階級・都道府県・全定点把握対象疾患別」のうち「インフルエンザ」の定点当たり報告数の 2002，2005，2008，2011 年の 30～39 歳の値を，健康状態については厚生労働省「国民生活基礎調査」健康票の「自覚症状なし・日常生活影響なし・通院なし」の 6～14 歳の 2004，2007，2010 年の値を 6～14 歳の総数で除した値を用いた．

説明変数には，助成の方法や自己負担，所得制限の有無などによる受療行動への影響をみるため，現物給付を導入している場合に 1，していない場合に 0 をとるダミー変数，自己負担を全くなくしている場合に 1，一部自己負担を残している場合に 0 をとるダミー変数，所得制限を設けていない場合に 1，設けている場合に 0 をとるダミー変数を用いる．対象年齢については，受療率を 0～4 歳の範囲で集計してあることから，年齢を 5 歳で区切り，対象年齢を引き上げている自治体において 5 歳未満の乳幼児の受診にも影響を与えているのではないかと考え，制度の対象を 5 歳以上としている場合に 1，5 歳未満の場合に 0 をとるダミー変数を用いた．また，助成方法等のダミー変数と制度変更後ダミーとの交差項により，2002 年から 2011 年までの間のうち 2005 年を基準年として，制度変更前後の影響を推定する．なお，助成方法や自己負担，年齢制限などの都道府県別の制度内容は，全国保険

医団体連合会調べによる一覧及び各都道府県ホームページで確認した.

また，その他のコントロール変数として，医療サービス需要に影響を与えていると考えられる所得，生活保護率，世帯における乳幼児の数の割合，母親の就業割合，祖父母が乳幼児の保育をしている割合，1 人当たり床面積，女性の学歴のほか，小児科・小児外科医師・歯科医師数，小児科・小児外科を標ぼうする病院・診療所数，保健所が実施した妊産婦及び乳幼児訪問指導の被指導実人員及び保健師数を加える.

所得については，内閣府「国民経済計算」の「県民経済計算・1 人当たり県民所得」，生活保護率については厚生労働省「福祉行政報告例」の「年度保護率（人口 1000 人対)」，乳幼児の数については厚生労働省「国民生活基礎調査」の「世帯数－平均児童数，児童の有（児童数）無・都道府県別の児童の数」1～3 人以上の値を児童のいる世帯で除したもの，母親の就業割合については厚生労働省「国民生活基礎調査」の「児童のいる世帯数，父母の就業状況・都道府県別の『(再掲)母に仕事あり』」の値を総数で除したもの，保育者（祖父母）の割合については厚生労働省「国民生活基礎調査」の「乳幼児数，保育者等の状況（重複計上）・都道府県別の『乳幼児の保育者　祖父母』」の値を総数で除したもの，1 人当たり床面積については厚生労働省「国民生活基礎調査」の「1 世帯当たり平均室数－平均床面積－1 人当たり平均室数－平均床面積の都道府県別 1 人当たり床面積」の値を用いた.

また，女性の学歴については厚生労働省「就業構造基本調査」の「大学・大学院卒業者（女性 25～34 歳)」を総数（女性 25～34 歳）で除したもの，医師数については厚生労働省「医師・歯科医師・薬剤師調査」の「医療施設従事医師数，病院・診療所・診療科名（主たる)・従業地による都道府県別」のうち，小児科，小児外科医師（0～4 歳人口 1000 人対）数，歯科医師数については厚生労働省「医師・歯科医師・薬剤師調査」の「歯科医師数，業務の種別・従業地による都道府県別医療機関に従事する歯科医師」（0～4 歳人口 1000 人対）数，医療機関については厚生労働省「医療施設調査」の「病院数（重複計上)，診療科目・都道府県・精神病院－一般病院別小児科，小児外科を標榜する病院」（0～4 歳人口 1000 人対）数及び「一般診療所数，診療科目（主たる診療科目・単科)・病床の有無別」の小児科，小児外科の診療所（0～4 歳人口 1000 人対）数を用いた.

保健師の訪問指導については厚生労働省「地域保健・健康（老人）保健事業報告」の「保健所が実施した妊産婦及び乳幼児訪問指導の被指導実人員―延人員・医療機関等へ委託した被指導実人員―延人員，都道府県，対象区分別の妊婦，産婦，新生児，未熟児，乳児，幼児，その他の実人員」（0～4 歳人口 1000 人対)，保健師数については，本来であれば母子保健に従事する保健師数を変数とする必要があるが，データの制約上，厚生労働省「衛生行政報告例」の「就業保健師・助産師・看護師・准看護師数及び率―都道府県別の保健師数（人口 10 万人対)」を代理変数として利用した．その他の観測できない地域ごとの特性の影響をコントロールするため都道府県ダミーを加えた．0~4 歳人口については，総務省統計局「我が国の推計人口」の 1999 年，2000 年及び「長期時系列データ」の 2001～2011 年のうち該当する年度のものを用いた．また，被説明変数と年次の異なるコントロール変数

があるが，これについては直前年のデータを利用した.

インフルエンザの定点当たり報告数に 0〜4 歳児の報告数を用いた場合，インフルエンザにかかった本人については助成制度によって受診を促されることで医療機関に行き感染者として報告されるため，報告数が増える効果と，早期に受診したことで感染拡大を防ぎ報告数を減らす効果の二つの面があることから，分析の結果，係数の符号がプラス、マイナスどちらにでても政策の効果の有無を判断できない．親世代である 30〜39 歳とすれば自らの体調が悪い時にはほぼすべての人が受診すると仮定すると，自らの体の状態を正確に伝えることができない乳幼児の体調が悪いと親が判断したときに病院に連れて行けば，その子が感染症にかかっている場合には二次感染を防止できるが，受診させなければ保育所や幼稚園などで周りの子供に感染し，うつされた子供から親に感染するということが考えられる．DID 分析では他の感染経路を一定と考えることができるため，他の世代，つまり 0〜4 歳児の親世代への感染を防げたかどうかを分析することで, 政策の効果を図ることができる.

また，乳児死亡率と健康状態の説明変数について，乳児死亡率は 1 年前のものを，健康状態については 5 年前のものを使用した．これは，子供の健康状態については調査時点での助成制度による影響ではなく，乳幼児期における助成制度によって受診を促され，医療機関にかかることによって将来の健康状態に影響すると考えられることから，その影響を推定する必要があると考えたためである.

予想される推定結果は，受療率については，現物給付により助成している場合，自己負担については自己負担がない場合，また所得制限については所得制限がない場合，対象年齢を 5 歳以上としている場合がそれぞれ受療率増加への影響が大きく，プラスの符号となると考えられる.

乳児死亡率，感染症報告数については，助成制度の目的に沿った効果が表れているとすれば，マイナスの符号が予想され，子供の健康状態については，プラスの符号が予想されるが，制度拡充により過剰な受診となっていることが考えられるため，健康への影響は小さいのではないだろうか.

4.3 推定結果

本節では，助成制度が外来受療率，乳児死亡率，感染症報告数，健康状態に与える実証分析の結果を示す.

4.3.1 外来受療率への影響

外来受療率にかかる基本統計量は表 1，推定結果は表 2 のとおりである.

外来受療率への影響について，自己負担なしの自治体で 2011 年に有意水準 5%でプラスに有意であり，対象年齢拡大後の 2008 年にも有意水準 10%でプラスに有意な結果が出ている．所得制限については，有意水準 5%でマイナスに有意な結果となっている．その他の助

成制度変更による影響については，統計的に有意ではないが，プラスの符号となっており，制度の拡充により受診にプラスの影響を及ぼすという予想を支持するものであった．その他のコントロール変数についてはほとんど統計的に有意なものはない．

表１　基本統計量　外来受療率

	最大	最小	平均	中央値	標準偏差	標準誤差
外来受療率	11398	3632	6421.25	6332.5	1492.51	108.85
‘05年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘08年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘11年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
現物給付自治体ダミー	1	0	0.612	1	0.489	0.036
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	1	0	0.16	0	0.367	0.027
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	1	0	0.17	0	0.377	0.027
自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.362	0	0.482	0.035
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.069	0	0.254	0.019
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.064	0	0.245	0.018
所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.383	0	0.487	0.036
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.074	0	0.263	0.019
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.069	0	0.254	0.019
制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.521	1	0.501	0.037
制度変更年’08×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.197	0	0.399	0.029
制度変更年’11×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.202	0	0.403	0.029
医師数	4.792	1.716	2.884	2.859	0.536	0.039
歯科医師数	31.052	8.357	15.457	14.869	3.722	0.271
病院数	1.656	0.317	0.745	0.731	0.247	0.018
診療所数	1.487	0.440	0.985	0.964	0.204	0.015
子どもの数1人	0.516	0.36	0.423	0.424	0.03	0.002
子どもの数2人	0.487	0.344	0.425	0.43	0.028	0.002
子どもの数3人以上	0.272	0.096	0.151	0.147	0.029	0.002
母親の就業割合	0.776	0.386	0.600	0.601	0.079	0.006
保育者割合（祖父母）	0.328	0.040	0.113	0.102	0.046	0.003
1人当たり県民所得	3297.47	2009.09	2642.68	2715.87	297.27	21.681
生活保護率	25.3	1.7	8.825	7.7	5.118	0.373
保健師訪問指導実施率	291.482	0.114	42.232	17.196	50.481	3.682
保健師数	64	17.1	39.654	40.9	10.4	0.758
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.375	0.111	0.198	0.191	0.052	0.004
1人当たり居住床面積	50.7	25.1	37.485	37.35	4.511	0.329
観測数	188	188	188	188	188	188

表 2　外来受療率への影響の推定結果

外来受療率	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	451.476		518.462
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	384.450		422.595
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	228.019		439.96
自己負担なし自治体ダミー	-162.223		395.185
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	723.449		476.952
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	1067	**	514.867
所得制限なし自治体ダミー	-921.676	**	426.626
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	183.056		464.746
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	733.755		517.666
制度対象5歳以上自治体ダミー	-624.116		407.773
制度変更年’08×制度対象5歳以上自治体ダミー	1095.13	*	573.895
制度変更年’11×制度対象5歳以上自治体ダミー	793.826		583.082
医師数	380.982		918.001
歯科医師数	320.185		200.149
病院数	1174.214		2545.72
診療所数	-359.304		1890.119
子どもの数1人	596.278		21101.87
子どもの数2人	5792.718		21699.33
子どもの数3人以上	7851.223		22396.3
母親の就業割合	-4739.942		4035.022
保育者割合（祖父母）	1745.811		5209.952
1人当たり県民所得	1.254	*	0.729
生活保護率	194.118		122.919
保健師訪問指導実施率	-3.708		2.856
保健師数	0.238		58.300
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	-29714.94		48485.63
1人当たり居住床面積	1.353		103.246
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-1452.156		24244.09
観測数	188		
修正済み決定係数	0.551		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

4.3.2　乳児死亡率への影響

次に，乳児死亡率にかかる基本統計量は表 3，推定結果は表 4 のとおりである.

乳児死亡率への助成制度変更による影響については，統計的に有意な結果は示されなかった. また，統計的に有意ではないもののプラスの符号となる結果が出ているものもある.

乳児死亡率については，厚生労働省の人口動態統計[6]によると，戦後一貫して下がり続けている. 過去においては腸炎といった感染症や肺炎に起因する割合が高かったが，現在ではそれらの要因の割合が低くなり，先天的な原因や不慮の事故等の割合が高くなっており，

[6] 厚生労働省ホームページ　http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1a.html

受診を促すことによって死亡率をゼロにするということは難しいのかもしれない．助成制度の変更による乳児死亡率への影響は限定的であると考えられる．

表 3　基本統計量　乳児死亡率

	最大	最小	平均	中央値	標準偏差	標準誤差
乳児死亡率	5.1	1.1	2.694	2.65	0.617	0.045
‘04年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘07年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘10年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
現物給付自治体ダミー	1	0	0.564	1	0.497	0.036
制度変更年'07×現物給付自治体ダミー	1	0	0.144	0	0.352	0.026
制度変更年'10×現物給付自治体ダミー	1	0	0.160	0	0.367	0.027
自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.415	0	0.494	0.036
制度変更年'07×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.101	0	0.302	0.022
制度変更年'10×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.064	0	0.245	0.018
所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.452	0	0.499	0.036
制度変更年'07×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.112	0	0.316	0.023
制度変更年'10×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.069	0	0.254	0.019
医師数	4.792	1.716	2.884	2.859	0.536	0.039
病院数	1.714	0.323	0.754	0.746	0.253	0.018
診療所数	1.487	0.440	0.985	0.964	0.204	0.015
子どもの数1人	0.516	0.36	0.423	0.424	0.03	0.002
子どもの数2人	0.487	0.344	0.425	0.43	0.028	0.002
子どもの数3人以上	0.272	0.096	0.151	0.147	0.029	0.002
母親の就業割合	0.776	0.386	0.600	0.601	0.079	0.006
保育者割合（祖父母）	0.328	0.040	0.113	0.102	0.046	0.003
1人当たり県民所得	3545.48	2205.595	2856.086	2875.473	326.704	23.827
生活保護率	24.6	1.5	8.464	7.3	4.940	0.360
保健師訪問指導実施率	245.786	0.637	40.484	18.584	46.676	3.404
保健師数	64	17.1	39.654	40.9	10.400	0.758
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.375	0.111	0.198	0.191	0.052	0.004
1人当たり居住床面積	50.7	25.1	37.485	37.35	4.511	0.329
観測数	188	188	188	188	188	188

表 4　乳児死亡率への影響の推定結果

乳児死亡率	係数	標準誤差
現物給付自治体ダミー	0.304	0.248
制度変更年'07×現物給付自治体ダミー	0.240	0.199
制度変更年'10×現物給付自治体ダミー	0.332	0.229
自己負担なし自治体ダミー	-0.147	0.166
制度変更年'07×自己負担なし自治体ダミー	0.034	0.205
制度変更年'10×自己負担なし自治体ダミー	0.144	0.253
所得制限なし自治体ダミー	0.215	0.207
制度変更年’07×所得制限なし自治体ダミー	-0.145	0.201
制度変更年’10×所得制限なし自治体ダミー	-0.394	0.249
医師数	-0.119	0.439
病院数	1.740	1.188
診療所数	-0.635	0.925
子どもの数1人	0.009	10.674
子どもの数2人	-1.498	10.950
子どもの数3人以上	-2.796	11.230
母親の就業割合	0.544	2.077
保育者割合（祖父母）	-0.119	2.518
1人当たり県民所得	0.000	0.000
生活保護率	0.094	0.059
保健師訪問指導実施率	0.001	0.002
保健師数	0.016	0.030
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	-4.357	3.699
1人当たり居住床面積	0.052	0.051
都道府県ダミー	省略	
年度ダミー	省略	
定数項	0.459	10.677
観測数	188	
修正済み決定係数	0.361	

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

4.3.3　感染症への影響

次に，感染症にかかる基本統計量は表 5，推定結果は表 6 である.

インフルエンザへの影響について，政策効果を図る変数については、マイナスの符号となっているものの，係数の値も大きくなく，統計的に有意な結果は表れなかったことから，政策効果として感染症のまん延防止に効果が出ているとは言えない.

表５　基本統計量　定点当たり感染症報告数

	最大	最小	平均	中央値	標準偏差	標準誤差
定点当たり感染症報告数（ｲﾝﾌﾙｴﾝｻﾞ）30～39歳	61.121	3.579	17.662	14.794	9.645	0.703
‘05年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘08年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
‘11年ダミー	1	0	0.25	0	0.434	0.032
現物給付自治体ダミー	1	0	0.612	1	0.489	0.036
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	1	0	0.16	0	0.367	0.027
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	1	0	0.17	0	0.377	0.027
自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.362	0	0.482	0.035
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.069	0	0.254	0.019
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.064	0	0.245	0.018
所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.383	0	0.487	0.036
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.074	0	0.263	0.019
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.069	0	0.254	0.019
制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.521	1	0.501	0.037
制度変更年’08×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.197	0	0.399	0.029
制度変更年’11×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.202	0	0.403	0.029
医師数	4.792	1.716	2.884	2.859	0.536	0.039
歯科医師数	31.052	8.357	15.457	14.869	3.722	0.271
病院数	1.656	0.317	0.745	0.731	0.247	0.018
診療所数	1.487	0.440	0.985	0.964	0.204	0.015
子どもの数1人	0.516	0.36	0.423	0.424	0.03	0.002
子どもの数2人	0.487	0.344	0.425	0.43	0.028	0.002
子どもの数3人以上	0.272	0.096	0.151	0.147	0.029	0.002
母親の就業割合	0.776	0.386	0.600	0.601	0.079	0.006
保育者割合（祖父母）	0.328	0.040	0.113	0.102	0.046	0.003
1人当たり県民所得	3297.47	2009.09	2642.68	2715.87	297.27	21.681
生活保護率	25.3	1.7	8.825	7.7	5.118	0.373
保健師訪問指導実施率	291.482	0.114	42.232	17.196	50.481	3.682
保健師数	64	17.1	39.654	40.9	10.4	0.758
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.375	0.111	0.198	0.191	0.052	0.004
1人当たり居住床面積	50.7	25.1	37.485	37.35	4.511	0.329
観測数	188	188	188	188	188	188

表 6　感染症（インフルエンザ）への影響の推定結果

定点当たり感染症報告数（ｲﾝﾌﾙｴﾝｻﾞ30～39歳）	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	2.547		3.139
制度変更年'08×現物給付自治体ダミー	-2.022		2.598
制度変更年'11×現物給付自治体ダミー	-2.400		2.697
自己負担なし自治体ダミー	-1.149		2.359
制度変更年'08×自己負担なし自治体ダミー	-0.264		2.942
制度変更年'11×自己負担なし自治体ダミー	-0.065		3.184
所得制限なし自治体ダミー	-6.275	**	2.504
制度変更年'08×所得制限なし自治体ダミー	-0.732		2.735
制度変更年'11×所得制限なし自治体ダミー	-0.262		2.961
制度対象5歳以上自治体ダミー	3.730		2.429
制度変更年’08×制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.618		3.590
制度変更年’11×制度対象5歳以上自治体ダミー	-3.263		3.618
医師数	11.649	**	5.014
病院数	-5.633		3.525
診療所数	3.995		4.135
子どもの数1人	-56.733		130.754
子どもの数2人	-62.882		134.397
子どもの数3人以上	-249.149	*	136.801
母親の就業割合	94.211	***	22.342
保育者割合（祖父母）	-58.153	**	29.110
1人当たり県民所得	-0.003		0.004
生活保護率	1.204	*	0.719
保健師訪問指導実施率	0.034	**	0.017
保健師数	0.687	*	0.354
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	776.380	***	235.707
1人当たり居住床面積	-0.429		0.631
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-87.307		140.866
観測数	188		
修正済み決定係数	0.659		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す.

4.3.4　健康状態への影響

健康状態にかかる基本統計量は表 7，推定結果は表 8 のとおりである.

健康状態への影響について，自治体間の比較では現物給付により助成している自治体において有意水準 10%でマイナスに有意となっており，所得制限なしの自治体において有意水準 10%でプラスに有意となる結果が示された．それら以外の政策効果を測る説明変数においては，マイナスの符号となっているものもあり，係数の値も小さい.

これらの分析結果から，助成制度の拡大によって乳幼児の受診を促し，受療率を増加させている一方，乳児死亡率，感染症，健康状態に良い影響を与えているとは言い難く，政策の効果として明確には表れていないことがわかる．

表 7　基本統計量　健康状態

	最大	最小	平均	中央値	標準偏差	標準誤差
健康(自覚症状なし・日常生活影響なし・通院なし)	0.709	0.593	0.650	0.649	0.026	0.002
‘02年ダミー	1	0	0.333	0	0.473	0.040
‘05年ダミー	1	0	0.333	0	0.473	0.040
現物給付自治体ダミー	1	0	0.539	1	0.500	0.042
制度変更年'02×現物給付自治体ダミー	1	0	0.184	0	0.389	0.033
制度変更年'05×現物給付自治体ダミー	1	0	0.191	0	0.395	0.033
自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.482	0	0.501	0.042
制度変更年'02×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.170	0	0.377	0.032
制度変更年'05×自己負担なし自治体ダミー	1	0	0.134	0	0.343	0.029
所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.511	1	0.502	0.042
制度変更年'02×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.170	0	0.377	0.032
制度変更年'05×所得制限なし自治体ダミー	1	0	0.149	0	0.357	0.030
制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.177	0	0.383	0.032
制度変更年’02×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.028	0	0.167	0.014
制度変更年’05×制度対象5歳以上自治体ダミー	1	0	0.050	0	0.218	0.018
医師数	4.037	1.594	2.601	2.54	0.491	0.041
歯科医師数	30.130	8.357	13.767	13.195	3.462	0.292
病院数	1.743	0.351	0.755	0.745	0.255	0.021
診療所数	1.344	0.440	0.906	0.889	0.203	0.017
子どもの数1人	0.497	0.352	0.411	0.408	0.029	0.002
子どもの数2人	0.487	0.344	0.426	0.429	0.026	0.002
子どもの数3人以上	0.272	0.097	0.163	0.159	0.032	0.003
母親の就業割合	0.75	0.311	0.558	0.561	0.095	0.008
保育者割合（祖父母）	0.328	0.040	0.114	0.102	0.049	0.004
1人当たり県民所得	3306.84	2403.92	2867.08	2866.88	178.057	14.995
生活保護率	20.2	1.2	7.196	6.1	4.281	0.361
保健師訪問指導実施率	132.270	1	20.703	11.444	24.829	2.091
保健師数	60.6	15.1	35.808	36.9	9.712	0.818
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.375	0.111	0.198	0.191	0.052	0.004
1人当たり居住床面積	50.7	14.025	31.138	34.7	9.523	0.802
観測数	141	141	141	141	141	141

表 8　健康状態への影響の推定結果

健康状態（6～14歳）’04, ’07,’10	係数		標準誤差
現物給付自治体ダミー	-0.026	*	0.013
制度変更年'02×現物給付自治体ダミー	0.008		0.009
制度変更年'05×現物給付自治体ダミー	0.008		0.009
自己負担なし自治体ダミー	0.001		0.008
制度変更年'02×自己負担なし自治体ダミー	0.004		0.009
制度変更年'05×自己負担なし自治体ダミー	-0.003		0.009
所得制限なし自治体ダミー	0.022	*	0.012
制度変更年'02×所得制限なし自治体ダミー	-0.004		0.009
制度変更年'05×所得制限なし自治体ダミー	-0.004		0.009
制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.005		0.008
制度変更年’02×制度対象5歳以上自治体ダミー	0.013		0.016
制度変更年’05×制度対象5歳以上自治体ダミー	-0.012		0.013
医師数	-0.023		0.02
歯科医師数	0.003		0.007
病院数	-0.072		0.067
診療所数	0.013		0.047
子どもの数1人	0.502		0.480
子どもの数2人	0.593		0.503
子どもの数3人	0.435		0.516
母親の就業割合	-0.015		0.046
保育者割合（祖父母）	0.158		0.111
1人当たり県民所得	0.000		0.000
生活保護率	0.006	*	0.003
保健師訪問指導実施率	0.000		0.000
保健師数	0.003	*	0.002
大学・大学院卒割合（女性25～34歳）	0.218		1.174
1人当たり居住床面積	0.001		0.001
都道府県ダミー	省略		
年度ダミー	省略		
定数項	-0.067		0.615
観測数	147		
修正済み決定係数	0.391		

※ ***，**，*はそれぞれ有意水準1%，5%，10%で統計的有意であることを示す．

5. 政策提言

分析によると，助成制度が拡充されている自治体においては，外来受療率を増加させているが，乳幼児の健康保持，向上に必ずしも寄与しているとは言えない．つまり，受診の増加分に過剰な受診があったと考えることができる．助成制度そのものを否定できるものではないが，制度を拡充しても健康状態に明確な効果を与えているとは言えないことから，過剰な制度拡大を行っている可能性があると考えられる．

本研究からどういった負担のあり方が望ましいか，適正な自己負担額はどの程度かといったことを導くことはできないが，少なくとも一律の無料化をやめ，自己負担部分を残すべきであろう．適正な負担のあり方については地域ごとに異なると思われる．地域の特性に合った負担を求めることで，健康状態に影響せず受診行動の抑制につなげることができると考えられる．

また，助成制度による情報の非対称対策及び負の外部性対策には限界があり，それらに対応するためには，子供の健康にかかわる相談をしやすい環境を整えたり，感染症のまん延を防ぐための知識の普及啓発など，現在行われている他の施策の充実についても，政策の効果を検証しつつ検討がなされる必要があると考える．

6. おわりに

本研究は，助成制度の拡充による乳幼児の受診行動と健康状態への影響を分析したものである．

今回の分析結果からは，助成制度が拡充されている自治体においては，外来受療率を増加させているものの，乳幼児の健康保持，向上に寄与しているという結果は得られなかったことから，受診の増加分に過剰な受診があった可能性が示唆された．そのため，医療費の助成に当たっては一律の無料化ではなく，地域ごとに負担のあり方を検証し地域の特性に応じた負担を求める必要があることを提言した．

しかしながら，データ上の制約と分析能力の限界から分析できなかった部分があることから，今後の課題として以下に述べる．

助成制度の実施主体である市町村のデータを得ることができないため都道府県別による比較を行ったが，都道府県の補助基準に上乗せした助成を実施している自治体もあるため，より詳細な検証を行い適正な負担の求め方について提言するためには市町村別のデータを用いた比較が必要である．コスト・ベネフィット分析のために必要な医療費への影響についても分析を検討したが，分析した期間において年齢別都道府県別に分析できるデータが整っていないために断念せざるを得なかった．これらの課題の整理にあたっては今後のデータの蓄積が望まれる．

また，感染症への影響については学級閉鎖数についても検討したが，保育所や幼稚園のみのデータが入手できなかった．助成制度の効果として感染症にかかった本人が医療機関に行くことで重症化を防止できた効果と，感染を拡大せずに済んだという効果があり，それらのうちどちらかの効果だけを分析する手法について検討の余地がある．

さらに，健康状態に関する指標についても，今回の分析では主観的な健康や乳児死亡率を用いているが，それら以外の指標を用いたより詳細な分析が必要であり，今後の課題としたい．

第 1 章でも述べたように，助成制度は，自治体によって制度の内容が異なっており，自然実験と呼ばれる状況にある．今後研究が蓄積され，地域や時代に沿った助成制度のあり方について議論が深まっていくことを期待したい.

謝辞

本論文の執筆に当たり，主査を担当していただいた西脇雅人助教授、副査を担当していただいた福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター)，安藤至大客員准教授及び丸山亜希子客員准教授から丁寧かつ貴重なご指導をいただいたほか，有益なアドバイスをいただいた関係教員の皆様に深く感謝申し上げます.

また，1 年という長期間にもかかわらず快く送り出しサポートしてくれた家族，そして派遣生活を支えてくれたすべての方々に感謝します.

本稿は，筆者の所属機関の見解を示したものではありません．本稿にある誤りはすべて筆者の責任です.

参考文献

岩本千晴（2010）「自治体の医療費助成事業にみる助成金による財政の垂直的外部性―乳幼児医療費助成制度を中心に」公共選択の研究 54　p41-54

太田祖電・増田進・田中トシ・上坪陽（1983）「沢内村奮戦記」あけび書房

大辻香澄（2012）「社会保障と地方自治体（「乳幼児医療費助成制度」の是非を検討する)」東京大学公共政策大学院

多田道之（2005）「乳幼児医療費助成制度の小児救急医療への影響に関する研究」政策研究大学院大学

西川雅史(2010)「乳幼児医療費助成制度の一考察(上)」青山経済論集第 62 巻第 3 号 p196-214

西川雅史(2011)「乳幼児医療費助成制度の一考察(下)」青山経済論集第 62 巻第 4 号 p87-111

橋本英樹・泉田信行（2011）「医療経済学講義」東京大学出版会

障害者雇用促進法が企業経営に与える影響について

＜ 要 旨 ＞

障害者雇用促進法により,企業に一定割合以上の障害者の雇用機会の確保が義務付けられている．この義務付けにより，雇用障害者数は近年着実に増えてきており，雇用機会の増加という点では一定の成果をあげているといえる．企業が障害者雇用に取り組む場合，障害の程度や症状等によっては専門的な知識が必要となることもあるため，企業が障害特性を把握することは難しく，企業と障害者の間には，情報の非対称性が存在している．情報の非対称性が緩和されないまま法定雇用率や納付金制度等，企業規模，産業別を問わず一律に適用されることで，障害者の適材適所の雇用が実現されず，社会的非効率が生じている可能性がある．

障害者雇用が企業経営に与える影響について実証分析を行った結果,情報の非対称性の充分な緩和がされていないまま制度変更が実施されたことにより,制度変更の影響を強く受ける企業規模，産業の存在が明らかになり，障害者雇用施策の拡大が企業経営に負の影響を与えていることが示された．この結果をふまえ，現行制度の見直しと，情報の非対称性の緩和に向けた具体的な政策に関する提言を行った．

キーワード：障害者雇用，企業経営，情報の非対称性

２０１４年（平成２６年）２月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

ＭＪＵ１３６１４　田森　亮

目次

1　はじめに 3

2　障害者雇用の現状 4

2.1 障害者及び障害者雇用の定義について 4

2.2 障害者雇用の変遷 5

2.3 障害者雇用促進法の概要 8

2.4 障害者雇用における情報の非対称性 9

3　先行研究 10

3.1 障害者雇用を促進する政府の介入について 10

3.2 障害者雇用が企業経営に与える影響について 10

4　障害者雇用促進法が企業経営に与える影響についての実証分析 11

4.1 問題意識及び検証する仮説 11

4.2 分析方法と基本モデル 12

4.3 障害者雇用達成率別の企業経営への影響について 13

4.4 産業別の企業経営への影響について 15

4.5 障害者雇用納付金制度の企業経営への影響について 17

5　まとめ 19

5.1 政策提言 19

5.2 分析の限界と今後の課題 21

6　おわりに 21

謝辞 22

参考文献 22

1　はじめに

日本では，障害のある人が障害のない人と同様，その能力と適性に応じた雇用の場に就き，地域で自立した生活を送ることができるような社会の実現を目指し，障害のある人の雇用対策を推進していくために「障害者の雇用の促進等に関する法律（以下，「障害者雇用促進法」）」が制定されている．1960 年に身体障害者雇用促進法が制定され，1976 年には身体障害者の雇用義務化，民間企業への法定雇用率[1]1.5%の設定に伴い，障害者雇用納付金制度が始まった．1987 年には現在の「障害者雇用促進法」の名称となり，知的障害者が雇用率に算定されるようになった．その後，法定雇用率は徐々に上がり，1997 年には民間企業の法定雇用率が 1.8%となり知的障害者の雇用が義務化された．2006 年には精神障害者が雇用率に算定されるようになり，2013 年からは法定雇用率が 2.0%となった．このように障害者雇用を取り巻く環境は大きく変化してきており，2013 年 6 月 1 日現在の障害者雇用状況では雇用障害者数は約 40 万人と過去最高を更新し，障害者の雇用機会の増加という点では一定の成果をあげてきているといえる．しかし，公共職業安定所（以下，「ハローワーク」）における障害者の職業紹介状況をみると，新規求職申込件数と就職件数の差は年を追うごとに徐々に広がりをみせてきており，働ける意志を持った障害のある人が働くことができていないのが現状であり，労働資源の有効活用という観点からも障害者雇用施策を考察することは非常に重要である．

これまでの研究でも，障害者雇用率制度や障害者雇用納付金制度について書かれている先行研究はいくつかある．青山（1997）は，障害者雇用と企業倒産リスクの関係性について言及し，ノーマライゼーション[2]の理念に基づき企業が自発的に障害者雇用に取り組むということは難しく，助成金等の支援措置の必要性を指摘した．中島・中野・今田（2005）では，障害者雇用率制度や障害者雇用納付金制度についてシミュレーション分析を行い，制度の改善点を指摘している．土橋・尾山（2008）では，虚偽の申告をしないインセンティブを与える制度設計により企業ごとに雇用納付金・調整金を設定することが合理的であると結論づけた．障害者雇用に関する研究は多いものの，障害者雇用が企業経営に与える影響について，実際の企業の障害者雇用に関するデータを用いて実証分析を行った研究は非常に少ない．

そこで本研究では，企業と障害者の間には，情報の非対称性が存在し，情報の非対称性が緩和されないまま，法定雇用率や納付金制度等，企業規模，産業別を問わず一律に適用されることで，企業と障害者の雇用のミスマッチが生まれ，企業経営に負の影響を与えている可能性があるという問題意識のもと，障害者雇用施策が企業経営に与える影響について，実証分析を行った．その結果，1000 人未満の企業で法令遵守への意識の高い特定の産業では，法定雇用率 2.0%の引き上げにより企業経営に負の影響を受けていることが示された．障害者雇用納付金制度の効果についても，雇用障害者数の押し上げ効果がある反面，押し上げられたことによる企業経営への負の影響も確認された．分析により，企業と障害者の情報の非対称性が緩和されないまま障害者雇用施

[1] 法定雇用率とは，常用労働者数に対する雇用しなければならない障害者の割合を定めたもの．
[2] 障害者と健常者とが，特別に区別されることなく，社会生活を共にするのが正常なことであり，本来の望ましい姿であるとする考え方．

策が推し進められており,現行制度の一律適用拡大化への見直しと情報の非対称性の緩和に向けた具体的な政策について提言を行った.

本稿の構成は次の通りである.第 2 章では障害者雇用の現状を示し,第 3 章では,先行研究及び関連研究を概観する.第 4 章では,障害者雇用促進法が企業経営に与える影響の実証分析を行い,第 5 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,本研究のまとめと今後の課題について考察している.

2 障害者雇用の現状

本章では,本稿で取り扱う障害者と障害者雇用を定義し,障害者雇用の現状を整理した上で,障害者雇用促進法の概要と障害者雇用における情報の非対称性の問題を示す.

2.1 障害者及び障害者雇用の定義について

本稿では障害者を,障害者雇用促進法第 2 条第 1 号で定義している「身体障害,知的障害,精神障害(発達障害を含む.)その他の心身の機能の障害があるため,長期にわたり,職業生活に相当の制限を受け,又は職業生活を営むことが著しく困難な者」として,議論を展開する.身体障害については,視覚,聴覚,肢体不自由,心臓,じん臓又は呼吸器の機能の障害等を指す.知的障害は知的障害者厚生相談所等により知的障害があると判定されることを指し,精神障害は精神障害者保健福祉手帳を所持していることを指す.日本の身体・知的・精神障害者の総数は表 1 のとおり約 788 万人で全人口の約 6%といわれている.

本稿で取り扱う障害者雇用については,授産施設[3]や作業所等で行っているような福祉的就労ではなく,障害者が企業と雇用契約を結び労働をする一般就労を指す.また,最低賃金法第 7 条第 1 号で最低賃金の適用される労働者の範囲の減額特例として「精神又は身体の障害により著しく労働能力の低い者」とあるが,本稿で取り扱う障害者雇用の前提条件は全て最低賃金法の減額特例を受けていないものである.

表 1 日本の障害者の現状 (出典:厚生労働省「平成 25 年度(2013)最近の障害者雇用の現状と課題」,「平成 23 年度(2011)福祉行政報告例」,「平成 20 年度(2008)障害者雇用実態調査」)

単位:(万人)	総数(2013 年)	雇用障害者数(2008 年)	生活保護の障害者世帯数(2011 年)
身体障害児・者	393.7	34.6	
知的障害児・者	74.1	7.3	
精神障害者	320.1	2.9	
総　　計	787.9	44.8	48.8(万世帯)

※ データ取得年度が異なるのは,各調査周期がそれぞれ異なるため.

※ 精神障害者については 20 歳～65 歳未満.

[3] 障害があり一般企業に就職することが難しい人が,自立した生活を目指して働く施設.

2.2　障害者雇用の変遷

図 1 は，企業規模別の障害者雇用率[4]の推移を表している．身体障害者の雇用が義務とされた 1976 年から 1990 年代までは大企業を上回る高い雇用率で障害者雇用を牽引していた中小企業が，2000 年代に入ると雇用率が低下し始め，近年では，1000 人以上の大企業の雇用率が上昇している．1000 人以上の大企業の障害者雇用率が 2000 年代から上昇している背景を，伊藤(2012)は，2002 年の障害者雇用促進法の改正により「特例子会社の認定要件の緩和」と「企業グループでの障害者雇用率制度の適用」となったことが特例子会社の増加を促し，平均雇用率の底上げにつながったとしている．「特例子会社制度」とは，事業主が障害者の雇用に特別の配慮をした子会社を設立し，一定の要件を満たす場合には，特例としてその子会社に雇用されている労働者を親会社に雇用されているものとみなして，実雇用率を算定できる制度である．特例子会社の事業主のメリットとして，障害の特性に配慮した仕事の確保や職場環境の整備が容易となること，親会社と異なる労働条件の設定が可能となり，弾力的な雇用管理が可能となるとし，雇用機会の拡大や能力を発揮する機会の確保が障害者のメリットとしている．

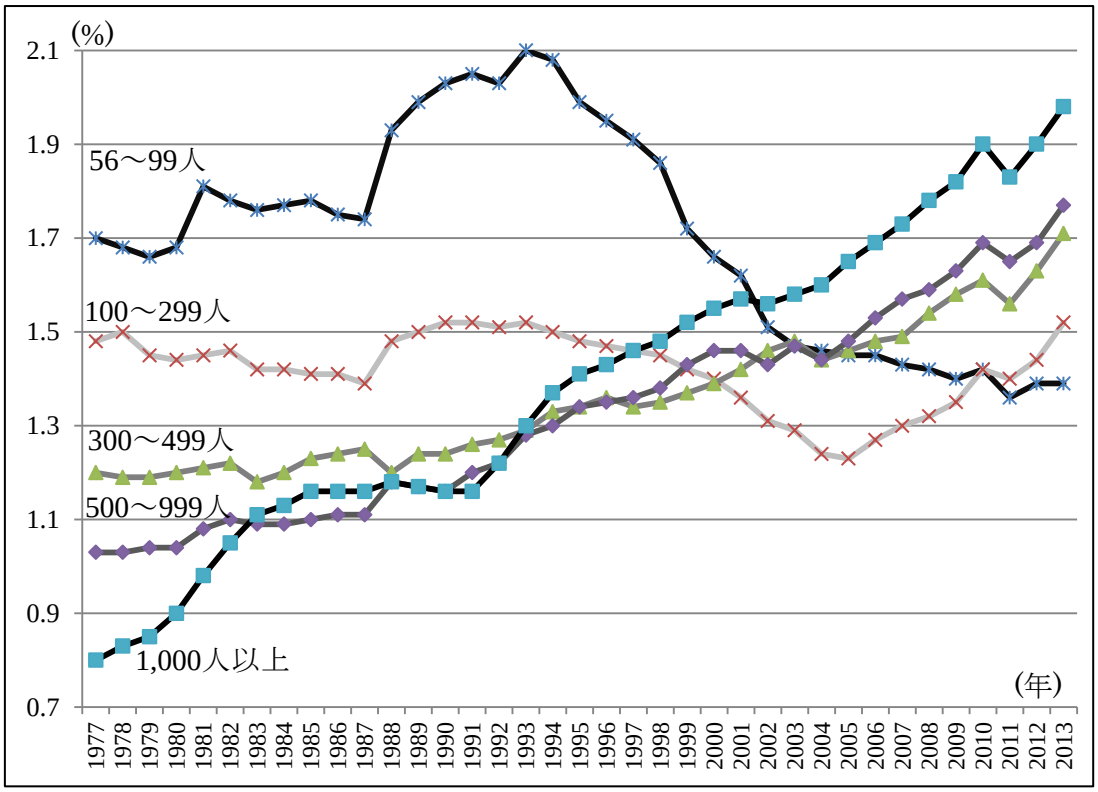


図 1　企業規模別の障害者雇用率（常用労働者数に対する雇用障害者数の割合）の推移
（出典：厚生労働省公表資料をもとに筆者作成）

[4]障害者の法定雇用率は平成 25 年度(2013)から民間企業 2.0%，国，地方公共団体，特殊法人等 2.3%，都道府県等の教育委員会 2.2%となっている．

法定雇用率は，身体障害者及び知的障害者について，一般労働者と同じ水準において常用労働者となり得る機会を与えることとし，常用労働者の数に対する割合（障害者雇用率）を設定する．表 2 の算出式により雇用率設定基準を 5 年毎に見直している．

表 2　一般民間企業における雇用率設定基準

$$\text{法定雇用率} = \frac{\text{身体障害者及び知的障害者である常用労働者の数} + \text{失業している身体障害者及び知的障害者の数}}{\text{常用労働者数} - \text{除外率相当労働者数} + \text{失業者数}}$$

※　短時間労働者は，1 人を 0.5 人としてカウントする．重度身体障害者，重度知的障害者は 1 人を 2 人として，短時間重度身体障害者，重度知的障害者は 1 人としてカウントする．

※　精神障害者については，雇用義務の対象ではないが，各企業の実雇用率算定時には障害者数に参入することができる．

表 2 の計算式内にある除外率とは，障害者雇用の達成義務が困難であると判断された業種（表 3 参照）について，雇用する労働者数を計算する際に，除外率に相当する労働者数を控除し，雇用義務の軽減を目的としたものである．除外率制度はノーマライゼーションの観点から平成 16 年(2004)に廃止され，現在は経過措置として，当分の間，除外率設定業種ごとに除外率を設定するとともに，廃止の方向で段階的に除外率を引き下げ，縮小することとされている．

表3　平成25年度（2013）現在の除外率設定業種及び除外率

除外率設定業種	除外率
・非鉄金属製造業(非鉄金属第一次製錬精製業を除く)　・倉庫業　・船舶製造・修理業，船用機関製造業 ・航空運輸業　・国内電気通信業（電話通信回線設備を設置して行うものに限る）	5%
・窯業原料用鉱物鉱業（耐火物・陶磁器・ガラス・セメント原料用に限る）・採石・砂利・玉石採取業　・水運業	10%
・非鉄金属第一次製錬　・精製業　・貨物運送取扱業（集配利用運送業を除く）	15%
・建設業　・鉄鋼業　・道路貨物運送業　・郵便業（信書便事業を含む）	20%
・港湾運送業	25%
・鉄道業　・医療業　・高等教育機関	30%
・林業（狩猟業を除く）	35%
・金属鉱業　・児童福祉事業	40%
・特殊教育諸学校（専ら視覚障害者に対する教育を行う学校を除く）	45%
・石炭　・亜炭鉱業	50%
・道路旅客運送業　・小学校	55%
・幼稚園	60%
・船員等による船舶運航等の事業	80%

図 2 は，ハローワークにおける障害者の職業紹介状況を表しており，新規求職申込件数，就職件数ともに増加傾向にあるものの，年々，求職者数と就職件数の差が拡大してきている．障害種別毎にみると，平成 20 年度（2008）には新規求職申込件数の内訳は身体障害者が 54.4%，知的障害者 20.4%，精神障害者 23.8%に対し，平成 24 年度（2012）では身体障害者が 42.5%，知的障害者 18.7%，精神障害者 35.4%と，精神障害者の求職申込件数が伸びてきている．

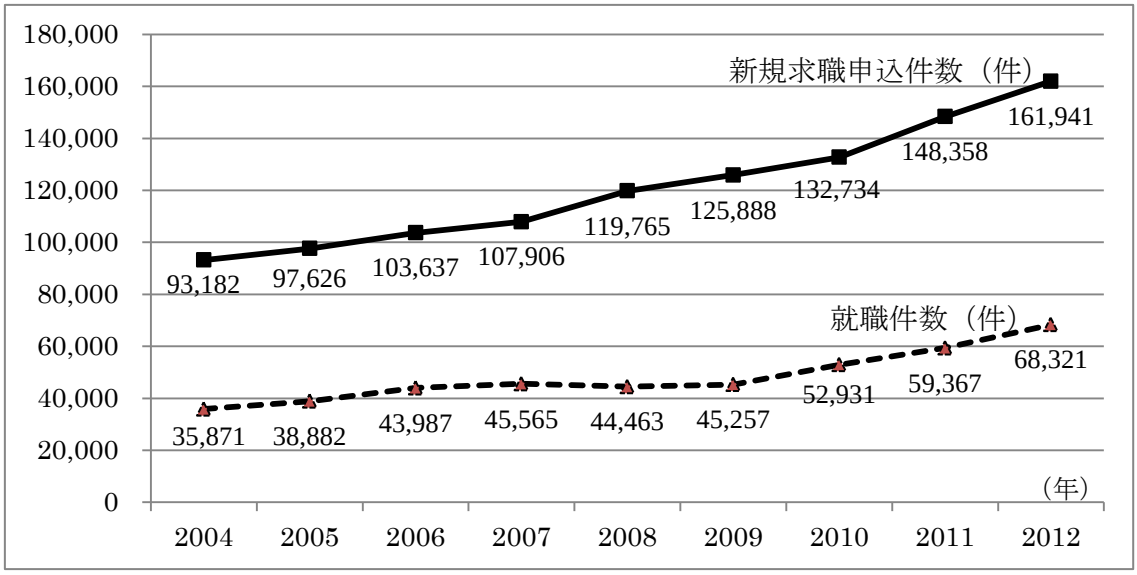


図 2　ハローワークにおける障害者の職業紹介状況

（出典：厚生労働省「最近の障害者雇用の現状と課題（平成 25 年 9 月）」）

図 3 は，障害者雇用において募集，採用する際の企業と関連機関の連携状況を表している．障害種別に関わらず大多数の企業がハローワークとの接触機会が多いのが現状となっている．

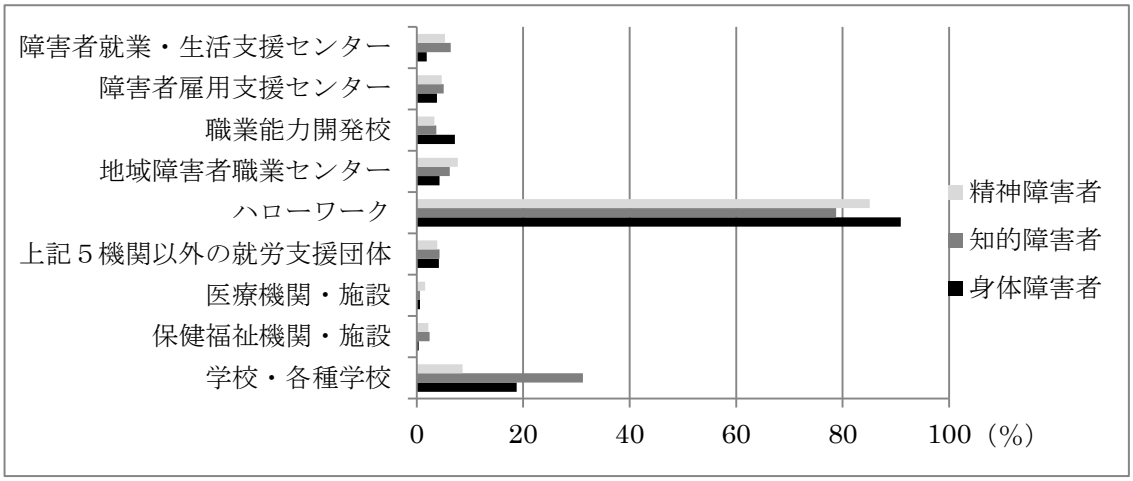


図3　障害者雇用において募集・採用する際の事務所と関連機関の連携状況について

（出典：厚生労働省「平成 20 年度（2008）障害者雇用実態調査結果の概要について」）

「障害者就業・生活支援センター」は就業面と生活面の一体的支援を目的として全国に319センター設置（2014年1月6日現在）されている．「障害者雇用支援センター」は職業生活における自立を図るために継続的な支援を必要とする障害者の職業の安定を図ることを目的とした法人で，「職業能力開発校」は一般の公共職業能力開発施設において職業訓練を受講することが困難な重度障害者等を対象とした職業訓練を実施し全国に19校設置されている．「地域障害者職業センター」は障害者雇用促進法において専門的な職業リハビリテーションを実施するとともに，地域の関係機関に対して，職業リハビリテーションに関する助言・援助等を行う機関として位置づけられ，職業リハビリテーションの専門家として障害者職業カウンセラーが配置されている．

2.3　障害者雇用促進法の概要

障害者雇用促進法における事業主に対する主な制度として障害者雇用納付金･調整金制度がある．障害者雇用納付金・調整金制度とは，雇用率未達成企業（常用労働者数 201 人以上）から納付金を徴収し，雇用率達成企業などに対して調整金，報奨金[5]を支給するとともに，各種の助成金を支給する制度である．

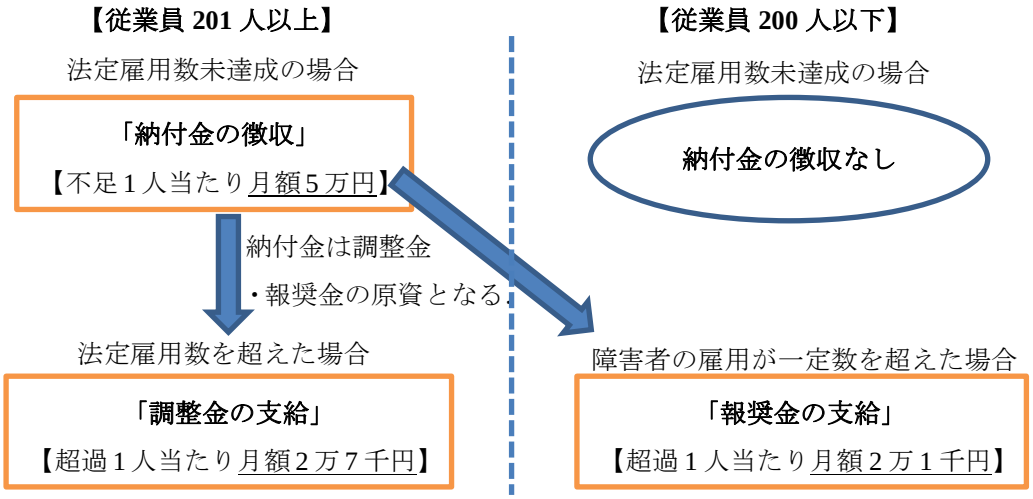


図 4　障害者雇用納付金制度について
（出典：厚生労働省「最近の障害者雇用の現状と課題（平成 25 年 9 月）」をもとに筆者作成）

平成 27 年度（2015）からは常用労働者数 100 人を超え 200 人以下の企業に，この納付金制度が適用される予定である．また，法定雇用率未達成企業のうち著しく実雇用率の低い企業については，達成に向けての雇入れ計画の作成を命じられ，数年にわたっても障害者の雇用状況が改善されない企業については，厚生労働省のホームページ等で企業名を公開される等の制裁がある．

[5]常用労働者数 200 人以下の事業主に，各月の雇用障害者数の年度間合計数が一定数（各月の常時雇用している労働者数の 4%の年度間合計数又 は 72 人のいずれか多い数）を超えて障害者を雇用している場合は，その超えて雇用している人数に 21,000 円を乗じて得た額の報奨金を支給．

2.4　障害者雇用における情報の非対称性

独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構の障害者職業総合センターが 2008 年秋に，障害者を雇用する際に企業がどのようなイメージ（主に，負担や不安感）を抱くかということを把握するためにアンケート調査を行い，図 5 がその結果をまとめたものである．

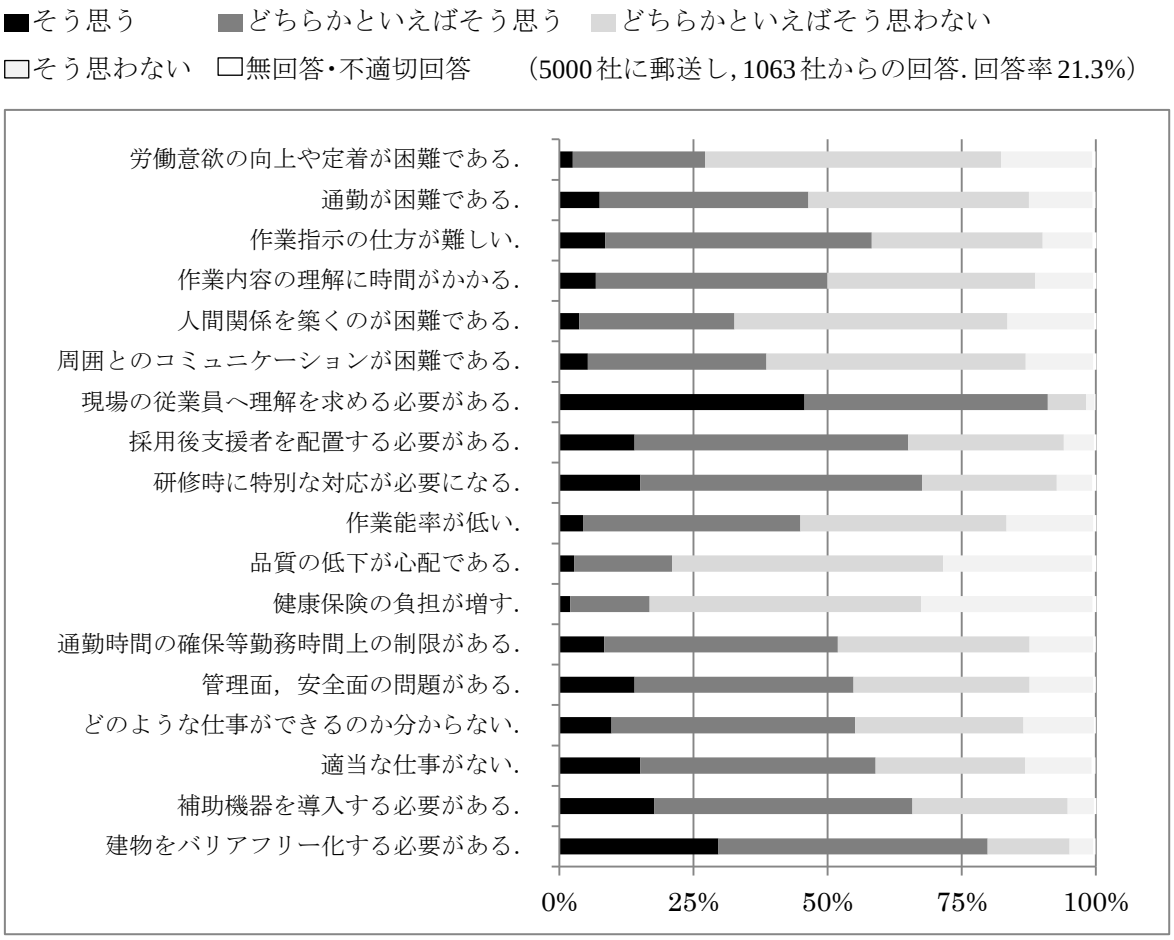


図 5　「障害者雇用に対する企業のイメージ」（出典：独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構 障害者職業総合センター「企業経営に与える障害者雇用の効果等に関する研究」）

「そう思う」「どちらかといえばそう思う」との回答が多いものに注目していくと，最も多かったのは，「現場の従業員へ理解を求める必要がある（91.0%）」であった．続いて「建物をバリアフリー化する必要がある（79.8%）」となっており，障害者雇用のイメージが知的障害や精神障害ではなく身体障害であり，設備面でのコストへの懸念が高いことが示されている．以上のアンケート結果から障害者雇用における人的支援とコスト増への懸念の大きさが明らかとなり，障害者雇用におけるマッチングを高めるためには，障害者雇用に対する情報の不足，つまり情報の非対称性の緩和が重要であることが示されている．

3　先行研究

この章では，日本の障害者雇用の政策に関連した先行研究について述べる．

3.1　障害者雇用を促進する政府の介入について

金子（2007）は，政府が社会保障に関与する論拠として，疾病や事故により誰にでも不利が生じうる可能性があることから所得保障や福祉政策が障害者のためのセーフティーネットになるとしている．

障害者雇用対策について工藤（2008）によると，障害者雇用率制度と障害者差別禁止法の二つがあるとし，障害者差別禁止法を採用しているアメリカでは障害者の就業機会の創出という点ではあまり成功していないことを指摘している．一方，日本，ドイツ，フランス等で採用されている障害者雇用率制度は，企業の態度は障害者雇用よりも納付金の選択を好み，雇用の質ではなく量的規制であるため低賃金や不完全雇用を温存しやすい等の弱点を指摘したうえで，障害者差別禁止法制などによってさらに補完する必要があるとしている．

伊藤（2011）は，障害者雇用への消極性を是正するには，国家に対する運動に加え，一般市民の啓蒙も重要であるとし，労働権全般への意識や障害者との接触頻度の向上が，障害者雇用への積極性につながるとした．

障害の程度や種別に応じて仕事を上手く切り分け，職場環境を整備する等すれば働くことができるのにも関わらず，情報の非対称性が原因となり働くことができていない状況は社会的に非効率であることは明らかである．企業と障害者の雇用のミスマッチが起きている状況を改善することは効率性の観点からも正当化できるといえる．

3.2　障害者雇用が企業経営に与える影響について

茅原（1996）は，障害者雇用企業の現状について，人間的利益（非金銭的利益）を含むような費用－便益分析の枠組みが障害者の雇用を考える上で必要不可欠であり，便益には人間的利益も加算しなければならないと指摘する．人間的利益とは，企業イメージにより，長い期間でみれば信用による利益を得る可能性が高くなるというものや，法定雇用率を達成すれば，社会的信用と既存の従業員の経営者に対する信頼を得，また既存の従業員の将来の福利厚生への安心感をもたらし，その結果，従業員が仕事に打ち込むインセンティブを与えるものになるとしている．

青山（1997）は，企業の財務諸表等の詳細な分析から，障害者雇用における費用の存在や，企業倒産に結びつきやすい可能性を指摘し，企業努力だけではカバーできないという結果を示した．ノーマライゼーションの理念に基づき企業が自発的に障害者雇用に取り組むということは難しく，助成金等の支援措置の必要性を指摘した点も重要である．

中島・中野・今田（2005）では，現行の障害者雇用納付金制度の枠組みをもちいたシミュレーションを行い，雇用納付金，調整金，法定雇用率の引き上げは，現行のケースよりも障害者雇用を促進させるが，社会収支は悪化すると示した．一方，企業が障害者を雇用し，一定の要件を満たしさえしていれば支給される助成金の引き上げや，企業が障害者労働力を有効に活用する技術

革新やノウハウの蓄積を行うことが，法定雇用率未達成企業の減少および障害者雇用の増加に寄与し，そのうえ社会収支も改善させることが可能であると指摘した．

以上のように，障害者雇用が企業にとって第一義的に困難であること，障害者雇用率制度や障害者雇用納付金制度については雇用障害者数を増やす効果はあるとしても，企業の異質性に対する配慮不足や，制裁的措置の効果などの問題点が指摘されている．

4　障害者雇用促進法が企業経営に与える影響についての実証分析

本章では，障害者雇用促進法が企業経営に与える影響についての問題意識から検証する仮説，推計モデルや，実証分析の対象や方法，推計結果について述べる．

4.1　問題意識及び検証する仮説

企業が障害者雇用に取り組む場合，障害の程度や症状等が多岐にわたり専門的な知識が必要となることもあるため，企業が障害特性を把握することは難しく，企業と障害者の間には，情報の非対称性が発生している．情報の非対称性が緩和されないまま，法定雇用率や納付金制度等，企業規模，産業別を問わず一律に制度が適用されることで，企業と障害者の雇用のミスマッチが生まれ，企業経営に負の影響を与えている可能性がある．

そこで本稿では情報の非対称性が緩和されていないことを前提に二つの仮説をたて検証していくこととする．

仮説 1　平成 25 年度（2013）には法定雇用率が 1.8%から 2.0%に引き上げられた．今まで法定雇用率を守っていた企業が，法定雇用率を守ろうと障害者雇用を進めた結果，特定の産業では企業経営に負の影響を受けているのではないか．

仮説 2　平成 22 年度（2010）に納付金支払い義務対象企業が従業員規模 301 人以上から 201 人以上に拡大された[6]．新たに支払い義務対象となった企業では障害者雇用と売上高に負の相関関係があるのではないか．

仮説 1 を実証するため，障害者雇用達成率別に企業経営にどのような影響を与えているか固定効果モデル[7]を用いた分析を行う．次に，仮説 2 を実証するため，法定雇用障害者数が 3 人となる従業員 167～222 人規模を，雇用納付金の支払い義務が発生する従業員 201～222 人規模と雇用納付金の支払い義務が発生しない従業員 167～200 人規模に分け，雇用納付金の効果と影響について固定効果モデル及び順序プロビットモデル[8]により分析を行う．

---

[6] 制度の適用から 5 年間は，納付金の減額特例（4 万円）が適用される．

[7] 固定効果モデルは，個体内平均からの各時点の偏差を分析対象とすることで，各個体固有の条件の効果を統制する分析方法．

[8] 順序プロビットモデルは，選択肢の順序に応じて選択決定されている場合の分析方法．

4.2　分析方法と基本モデル

東京都内企業の障害者雇用率 2011 年 6 月 1 日時点及び 2012 年 6 月 1 日時点の 2 カ年分（2.0%引き上げ前[9]の法定雇用率 1.8%時）に，当該企業の財務データを組み合わせたパネルデータを作成し，売上高の対数を被説明変数とし，固定効果モデルを用いた分析を行う．固定効果モデルを利用したのは，時間を通じて変化をしない社風等の各企業の計測できない異質性をコントロールするためである．企業の障害者雇用に関するデータは厚生労働省東京労働局に開示請求を行い入手したものであり，財務データは「日経テレコン 21[10]」に掲載されている企業財務情報のうち，雇用率発表時点から 6 か月以上 1 年未満における財務情報を組み合わせたものである．開示請求により手に入れたデータ数は 2011 年 6 月 1 日時点が 15,813 社, 2012 年 6 月 1 日時点が 16,120 社であったが，「日経テレコン 21」のデータ掲載上の制約により，実際の分析に使用したデータは 3,746 社（2 年分）となった．基本推計式は，資本投入及び労働投入の全要素生産性と障害者雇用率の関係について分析するため，コブ・ダグラス型生産関数を基本モデル（式 1）とした．

$$\ln S_{it}=\alpha_0+\alpha_1 R_{it}+\alpha_2 \ln K_{it}+\alpha_3 \ln L_{it}+e_i+\varepsilon_{it} \quad \text{（式 1）}$$

※S は売上高，R は障害者雇用率，K は資本投入量，L は労働投入量

表 4　被説明変数及び説明変数一覧

変数名	単位	説明	データ出典
【被説明変数】 売上高（対数）	百万円	企業の売上高の対数を表したもの	日経テレコン 21
障害者雇用率	%	雇用障害者数÷常用労働者数×100	東京労働局
総資産（対数）	百万円	企業の総資産の対数を表したもの	日経テレコン 21
全従業員数（対数）	人	企業の全常用労働者数の対数を表したもの	東京労働局
年度ダミー		2011，2012 年の 2 か年分のダミー変数	東京労働局
従業員人数ダミー ×障害者雇用率		納付金支払義務の発生する 201 人以上から法定雇用障害者数 2 人ずつで区分したダミーと障害者雇用率の交差項	東京労働局
産業ダミー ×障害者雇用率		日本標準産業分類表（平成 19 年(2007)11 月改定）に従い産業別に区分したダミーと障害者雇用率の交差項 ※サンプル数の少ない産業は「その他産業」にまとめた	東京労働局

【法定雇用障害者数の計算方法】

（例）常用労働者数 333 人の企業の場合，333（人）×0.018（%）【法定雇用率】=5.994 人
となり，法定雇用障害者数は 5 人となる．※1 人未満の端数は切り捨てる．

9 法定雇用率の引き上げは厚生労働省労働政策審議会のなかの障害者雇用分科会で審議を行う．
10 日本経済新聞社が提供する過去 30 年分の新聞・雑誌記事等からの企業データベースサービス．

表 5　基本統計量

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
売上高（対数）	3746	9.698	2.205	0	18.205
障害者雇用率	3746	1.278	0.828	0	5.7
総資産（対数）	3746	10.062	2.016	1.386	18.651
全従業員数（対数）	3746	6.112	1.293	4.025	10.692
201 人～277 人ダミー×障害者雇用率（義務 3, 4 人）	3746	0.106	0.404	0	3.8
278 人～388 人ダミー×障害者雇用率（義務 5, 6 人）	3746	0.116	0.426	0	5.44
389 人～499 人ダミー×障害者雇用率（義務 7, 8 人）	3746	0.109	0.398	0	3.49
500 人～611 人ダミー×障害者雇用率（義務 9, 10 人）	3746	0.078	0.355	0	3.98
612 人～722 人ダミー×障害者雇用率（義務 11, 12 人）	3746	0.071	0.336	0	3.24
723 人～833 人ダミー×障害者雇用率（義務 13, 14 人）	3746	0.061	0.321	0	3.46
834 人～944 人ダミー×障害者雇用率（義務 15, 16 人）	3746	0.050	0.286	0	3.03
945 人以上ダミー×障害者雇用率（義務 17 人以上）	3746	0.471	0.810	0	5.7
建設業ダミー×障害者雇用率	3746	0.109	0.436	0	4.17
製造業ダミー×障害者雇用率	3746	0.449	0.790	0	5.7
情報通信業ダミー×障害者雇用率	3746	0.119	0.421	0	4.38
運輸業ダミー×障害者雇用率	3746	0.061	0.328	0	4.76
卸売・小売業ダミー×障害者雇用率	3746	0.242	0.628	0	5.54
金融・保険業ダミー×障害者雇用率	3746	0.088	0.378	0	3.1
不動産業ダミー×障害者雇用率	3746	0.047	0.279	0	4.84
学術研究・専門技術サービス業ダミー×障害者雇用率	3746	0.031	0.237	0	3.54
宿泊・飲食サービス業ダミー×障害者雇用率	3746	0.033	0.275	0	5.44
その他サービス業ダミー×障害者雇用率	3746	0.065	0.325	0	3.59
その他産業ダミー×障害者雇用率	3746	0.036	0.254	0	3.98

4.3　障害者雇用達成率別の企業経営への影響について

式 1 の基本推計式に，「従業員人数ダミー×障害者雇用率」の各交差項を加え，納付金支払い義務のない従業員 56～200 人規模（説明変数「障害者雇用率」）を基準として障害者雇用達成率毎（推計モデル 1～3）に分析した推計結果が表 6 である．

【推計モデル 1】　障害者雇用率 1.7%未満の企業　※平成 24 年度（2012）企業平均雇用率 1.69%
【推計モデル 2】　障害者雇用率 1.8%以上の企業
【推計モデル 3】　障害者雇用率 2.0%以上の企業

表 6【推計結果】

被説明変数：売上高（対数）	【推計モデル 1】1.7%未満			【推計モデル 2 】1.8%以上			【推計モデル 3】2.0%以上		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差	係数		標準誤差
障害者雇用率	0.029		0.021	0.064	*	0.036	0.072		0.048
201 人～277 人×障害者雇用率	−0.076	***	0.027	−0.126	***	0.038	−0.019		0.060
278 人～388 人×障害者雇用率	−0.010		0.036	−0.139	***	0.043	−0.056		0.069
389 人～499 人×障害者雇用率	−0.020		0.036	0.011		0.053	−0.037		0.057
500 人～611 人×障害者雇用率	−0.049		0.041	−0.050		0.053	−0.048		0.057
612 人～722 人×障害者雇用率	−0.014		0.045	−0.125	*	0.071	−0.092		0.079
723 人～833 人×障害者雇用率	−0.047		0.046	−0.135	*	0.070	−0.100		0.080
834 人～944 人×障害者雇用率	−0.061		0.053	−0.166	**	0.081	−0.124		0.097
945 人×障害者雇用率	−0.038		0.052	0.191	***	0.055	−0.071		0.076
総資産（対数）	0.104	***	0.017	0.016		0.018	0.075	*	0.040
全従業員数（対数）	0.192	***	0.044	1.053	***	0.104	0.606	***	0.194
年度ダミー（2011 年度）	−0.006		0.005	−0.005		0.008	−0.010		0.012
定数項	7.180	***	0.281	2.824	***	0.727	5.292	***	1.239
観測数	2498 社（1394 グループ）			958 社(618 グループ)			534 社(360 グループ)		
決定係数	0.426			0.368			0.427		

※ ***,**,*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.

【推計モデル 1】障害者雇用率 1.7%未満の企業

説明変数にある障害者雇用率は納付金支払い義務のない従業員 56～200 人規模の障害者雇用率と売上高の関係を表しており，統計的に有意ではないものの係数の符合は正であり，障害者雇用の負の影響を受けていない. 納付金支払い義務のある従業員規模 201 人以上の企業では障害者雇用の負の影響を受ける傾向があり，その中で有意に負の影響を受けていたのは，従業員 201～277 人規模（法定雇用障害者数 3，4 人）であり，障害者雇用率を 1%上げると売上高が約 5%下がるという結果となった．従業員 201～277 人規模以外は係数は負であるものの統計的に有意な結果ではないため，障害者雇用率 1.7%未満の企業は言い換えると，企業の合理的判断により障害者雇用に取り組まず，納付金を支払うことで障害者雇用の影響を回避している可能性もある.

【推計モデル 2】障害者雇用率 1.8%以上の企業

納付金支払い義務のない従業員 56～200 人規模の障害者雇用率と従業員規模 945 人以上の係数の符合は有意に正であり，障害者雇用と売上高に正の関係があった．反対に符合が負であり統計的に有意だったのは，従業員 201～277 人，278～388 人，612～722 人，723～833 人，834～944 人規模の企業であった．障害者雇用率 1.8%以上の企業とは，障害者雇用に積極的な企業，障害者雇用のミスマッチが起きていない企業，法令遵守への意識が高い企業等が考えられる．推計モ

デル 1 と 2 の結果を比べた場合，従業員規模 944 人以下の企業では障害者雇用率 1.7%未満の企業の方が障害者雇用率 1.8%以上の企業に比べ障害者雇用の負の影響をさほど受けていない．推計結果から従業員規模 944 人以下の納付金支払い義務のある企業では，企業判断として納付金を支払うことを選択した方が企業経営にはあまり影響が出ないことや，元々法令遵守への意識が高い障害者雇用率 1.8%以上の企業では，法定雇用率 2.0%への引き上げに向け雇用率を高めたために負の影響が出ているとも考えられる．

【推計モデル 3】障害者雇用率 2.0%以上の企業

障害者雇用率 2.0%以上の企業では，どの従業員規模でも有意に負の影響を受けてはいなかった．推計モデル 2 の結果と比較すると，従業員規模 944 人以下の企業では障害者雇用率 1.8%以上の企業で有意に負の影響を受けていたため，障害者雇用率 1.8%～2.0%の間の企業が特に負の影響を受けていると考えられる．分析対象期間が法定雇用率 2.0%引き上げ前であるため，障害者雇用率 1.8%以上の法令遵守への意識が高い企業では，法定雇用率を守るという前提のもと障害者雇用を押しすすめ，雇用のミスマッチがうまれたものと考えられる．

4.4　産業別の企業経営への影響について

図 6 は平成 25 年度の産業別の法定雇用達成企業割合を表しており，製造業の 50.6%と情報通信業の 22.1%では大きな差があり，産業毎に障害者雇用への取組みに大きな違いがある．

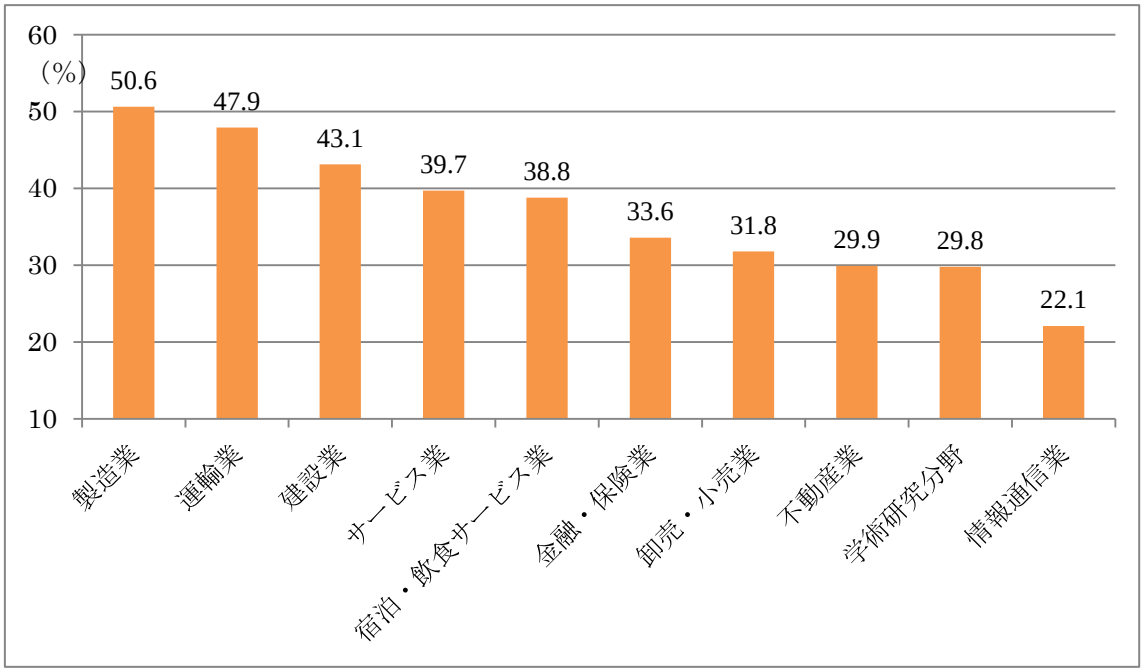


図 6　平成 25 年度産業別の法定雇用達成企業割合（出典：厚生労働省公表資料から筆者作成）

推計モデル 2 ではモデル 1，3 と比べ，従業員規模 944 人以下の企業で統計的有意に障害者雇用と売上高に負の関係があった．影響の詳細を分析するため障害者雇用率 1.8%以上の企業を産業別に推計した結果が表 7 である．

表 7【推計結果】

被説明変数：売上高（対数）			
説明変数	係数		標準誤差
建設業ダミー×障害者雇用率	0.064		0.077
製造業ダミー×障害者雇用率	0.062		0.056
情報通信業ダミー×障害者雇用率	0.150	*	0.091
運輸業ダミー×障害者雇用率	−0.084		0.119
卸売・小売業ダミー×障害者雇用率	0.084	*	0.046
金融・保険業ダミー×障害者雇用率	−0.437	**	0.197
不動産業ダミー×障害者雇用率	0.272		0.194
学術研究・専門技術サービス業ダミー×障害者雇用率	−0.250	*	0.131
宿泊・飲食サービス業ダミー×障害者雇用率	0.041		0.074
その他サービス業ダミー×障害者雇用率	0.441	**	0.205
その他産業ダミー×障害者雇用率	0.096		0.235
総資産（対数）	0.022		0.020
全従業員数（対数）	1.152	***	0.111
年度ダミー（2011 年度）	−0.008		0.009
定数項	2.252	***	0.795
観測数　958 社（618 グループ）			
決定係数　0.381			

※　***,**,*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．

金融・保険業，学術研究・専門技術サービス業の比較的専門性の高い産業で有意に負の影響を受けていることが示された．金融・保険業の係数に着目すると，障害者雇用率が 1.8%から 2.0%に上がると売上高が約 8.7%下がることを表している．反対に有意に正の影響があったのは，情報通信業，卸売・小売業，その他サービス業であった．図 6 の平成 25 年度産業別の法定雇用達成企業割合を見ると，障害者雇用と売上高に有意に負の関係があった金融・保険業は 33.6%，学術研究分野は 29.8%であり法定雇用を比較的達成していない産業である．一方で障害者雇用と売上高に有意に正の関係があった情報通信業は 22.1%，卸売・小売業も 31.8%と法定雇用を比較的達成している産業とはいえず，障害者雇用と売上高に正の相関関係があるからといって，その産業において障害者雇用のミスマッチが起こりにくいと結論付けることはできない．以上の推計モデル 1〜3，表 7 の推計結果より，仮説 1 が支持されたことになる．

4.5　障害者雇用納付金制度の企業経営への影響について

仮説 2 を検証するため，法定雇用障害者数 3 人となる従業員 167～222 人規模を分析対象として，障害者雇用納付金制度が雇用障害者数を増やす効果があるのかを確認するため順序プロビットモデルを用いて分析を行った．167～200 人規模の企業では納付金の罰則的制裁はなく，障害者の雇用が一定数を超えた場合，1 人分につき報償金月 2 万 1 千円が支給される．一方，201～222 人規模の企業では納付金の罰則的制裁により，法定雇用数不足 1 人分につき月 5 万円支払う必要があり，法定雇用数を上回れば月 2 万 7 千円の調整金が支給される．法定雇用障害者数 3 人の企業規模を納付金支払義務あり・なしのグループに分類したのが表 8 である．

表 8　従業員 167～222 人規模を納付金支払義務あり・なしのグループに分類

	企業数	雇用障害者合計数	雇用障害者平均
201～222 人（納付金義務あり）	129 社	273 人	2.116 人
167～200 人（納付金義務なし）	135 社	218 人	1.615 人

順序プロビットモデルの被説明変数（順序ダミー）には，雇用障害者数 0～2 人を順序 0，雇用障害者数 3 人を順序 1，雇用障害者数 4 人以上を順序 2 とし，全体で 3 段階評価とした．基本推計式は式 2 の通りで，推計結果は表 9 である．

$$y_i^*=\beta_1 X+\beta_2 ln K_i+\varepsilon_i \quad \text{（式 2）}$$

y_i^*と被説明変数y_i（順序ダミー）の関係は(1)～(3)の通りである．

(1) $y_i=0 \Leftrightarrow y_i^* \leqq \delta_0$ ，　(2) $y_i=1 \Leftrightarrow \delta_0 \leqq y_i^* \leqq \delta_1$ ，　(3) $y_i=2 \Leftrightarrow y_i^* \geqq \delta_1$

X は納付金支払い義務ダミー（従業員 201～222 人規模），$ln K_i$は資産の対数，ε_i は誤差項．

表 9【推計結果】

被説明変数：順序ダミー		
説明変数	係数	標準誤差
納付金支払い義務ダミー	0.362　**	0.162
ln 資産	0.009	0.041
閾値（δ_0）	0.884	0.396
閾値（δ_1）	1.428	0.402
観測数　　264 社		

※　***,**,*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．

納付金支払い義務ダミーの係数の符合が正でかつ 5%有意水準であるため，納付金支払い義務のある従業員 201～222 人規模の企業では雇用障害者数の押し上げ効果があることが示された．

従業員 167～222 人規模（法定雇用障害者数 3 人）で平均的な資産をもつ企業の限界効果（押し上げ効果の確率）を推計した結果が表 10 である．従業員 201～222 人規模（納付金支払い義務ダミー）では雇用障害者 4 人以上で 7.3%，3 人以上で 4.5%，0～2 人で－11.9%の確率で，納付金制度による雇用障害者数の押し上げ効果があることが示された．

表 10 【推計結果】

	雇用障害者 4 人以上		雇用障害者 3 人		雇用障害者 0～2 人	
説明変数	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
納付金支払い義務ダミー	0.073 **	0.033	0.045 **	0.021	－0.119 **	0.053
ln 資産	0.002	0.008	0.001	0.005	－0.003	0.014
観測数	264 社					

※ ***,**,*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．

最後に，従業員 167～200 人規模の企業と従業員 201～222 人規模の企業では障害者雇用が売上高に与える影響に違いが出るのかを検証するため，式 1 の基本推計式に，「従業員 201～222 人規模ダミー」を加え，固定効果モデルによる分析を行ったのが表 11 の推計結果である．

表 11 【推計結果】

被説明変数：売上高（対数）		
説明変数	係数	標準誤差
障害者雇用率	－0.029	0.054
従業員 201～222 人規模ダミー	－0.156 **	0.078
総資産（対数）	0.034	0.043
全従業員数（対数）	0.839	0.718
年度ダミー（2011 年度）	0.012	0.030
定数項	4.184	3.781
観測数	264 社（159 グループ）	
決定係数	0.242	

※ ***,**,*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．

納付金支払い義務のある従業員 201～222 人規模の企業の方が，納付金支払い義務のない従業員 167～200 人規模の企業に比べて 5%有意水準で売上高に負の影響を受けていることが示された．表 9，10 の順序プロビットモデルによる推計結果から障害者雇用納付金制度は雇用障害者数を増加させる効果のあることが分かり，表 11 の推計結果により，納付金支払い義務のある企業グループでは障害者雇用により企業経営に有意に負の影響が出ることが示され，仮説 2 が支持されたことになる．

5　まとめ

本章では，これまでの分析結果をふまえて，「政策提言」，「分析の限界と今後の課題」についてまとめる．

5.1　政策提言

本研究は，企業と障害者の情報の非対称性が緩和されないまま，障害者雇用促進法の制度拡大により企業経営にどのような影響を与えているかの分析を行ったものである．その結果，企業規模，産業によっては制度拡大による負の影響を受けていることが明らかとなった．以上の実証分析結果に基づき政策提言を行う．

（1）企業規模・産業別を考慮した法定雇用率の設定

分析結果から，障害者雇用施策の一律適用の拡大により企業規模，産業によっては企業経営へ負の影響が出ることが示された．障害者雇用により企業経営に負の影響が出てしまうことは，企業と障害者の雇用のミスマッチがうまれていることを意味し，働く労働者にとっても恵まれた労働環境にあるとはいえない．平成 16 年度（2004）には業種別除外率制度が廃止され，平成 27 年度（2015）には納付金制度の対象企業が常用労働者数 101 人以上に拡大されるが，障害者雇用施策の一律適用を拡大していくのではなく，企業規模や産業別に配慮した法定雇用率の設定が必要であり，現行制度の見直しが求められる．

（2）情報の非対称性の緩和

第 2 章の障害者雇用の現状でもみてきたように企業と障害者の情報の非対称性は緩和されていない．職業的視点からみた障害について，関連する情報の範囲が多岐にわたり複雑であるため，障害者雇用を支援している全ての関係機関が情報を共有し支援内容を可視化する必要がある．可視化された支援内容の個人情報の適正な保管，本人からの包括同意の取得等の問題をクリアにし，企業にとっての障害者雇用への認証的な情報となることで雇用のミスマッチを解消していく必要がある．図 7，8 は関係機関が情報を共有し支援内容を可視化するための現在（図 7）と今後求められる連携（図 8）の在り方を比較したイメージ図である．現在の障害者就労支援の情報管理は情報の第三者提供という形で情報が単一的であるが，関連する情報の範囲が多岐にわたり複雑であり，支援機関関係者との連携範囲や取り扱う情報の量や範囲が拡大しているため，単一的な情報による単純な評価や判定による就労支援は限界となっている．

今後は情報の共同利用という形で障害者への支援内容を可視化し，就職後も定着支援や転職等で活用できるように企業と各支援機関で情報共有できる形が望ましい．複雑性や個別性，多様性を前提として，関係者の総合的理解を促進し，情報の非対称性の緩和にむけて，国，地方自治体が主体となり誰もが活躍できる社会を目指し，より一層の取組みが期待されている．

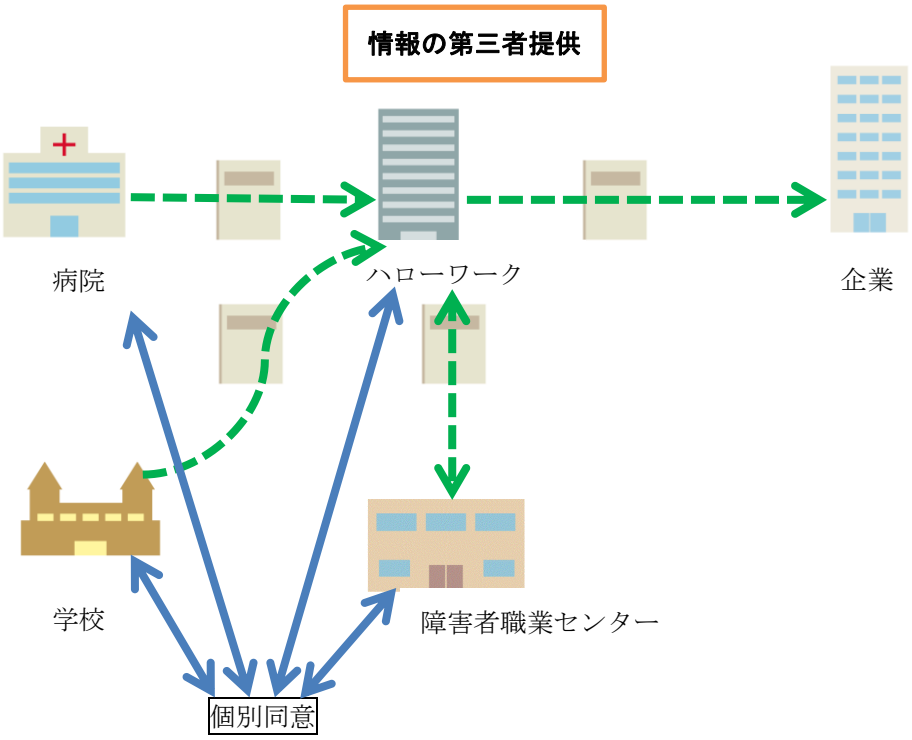


図 7　**現在の障害者就労支援の情報管理について**

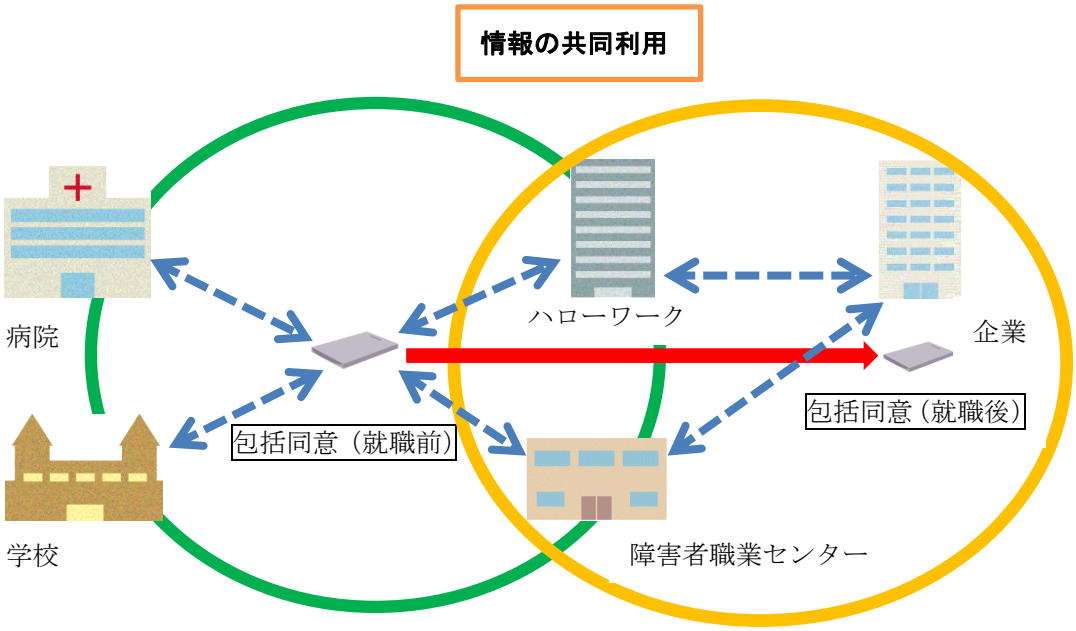


図 8　**今後求められる障害者就労支援の情報共有について**

図 7，8（出典：独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構　障害者職業総合センター「地域関係機関の就労支援を支える情報支援のあり方に関する研究」を参考に筆者作成）

5.2　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.

今回，企業の財務データを「日経テレコン 21」から引用したが，掲載された情報のみを取り扱ったため，観測数が大幅に減少してしまった．障害者雇用と企業経営の関係については，長期にわたりデータを蓄積し分析を行うことにより，より精度の高い研究となる.

分析結果から障害者雇用促進法の制度の一律適用拡大により，企業規模，産業によっては企業経営に負の影響を受けていることが示されたが，障害者雇用を進めるための過程上，情報の非対称性を劇的に緩和することは難しく,社会全体の理解や支援を得るためには一定の歳月がかかる.引き続き障害者雇用促進法の趣旨と企業経営の在り方についてバランス良く議論し検討を重ねていく必要がある.

6　おわりに

本研究は，企業と障害者の情報の非対称性が緩和されないまま，障害者雇用促進法の制度の一律適用拡大により企業経営に負の影響を与えているのではないかという問題意識のもと,経済学の知見から実証分析を行い論述した．その結果，企業規模，産業によっては制度拡大による負の影響を受けていることが明らかとなり，企業規模，産業別を考慮した法定雇用率の設定と情報の非対称性の緩和にむけた具体的方策に関する提言を行った.

障害者雇用の問題を現場から理解するために,障害者を雇用している企業や障害者雇用支援センター，ハローワーク等に視察及びヒアリングを行った．どの現場でも障害者の雇用と支援に熱心であり，情報の非対称性が緩和されれば，企業と障害者の雇用のミスマッチがなくなり，企業にとっても働く労働者にとっても効用が高まることを認識した.

障害者の雇用問題と企業の経営上の問題について,本研究でもまだ明らかにされていないことは多い．今後さらに研究が進み，障害者雇用の問題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.

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），矢崎之浩助教授（主査），安藤至大客員准教授（副査），植松丘教授（副査），田村哲夫教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導を賜り深く感謝いたします．また，岡本薫教授，久米良昭教授，吉田恭教授，西脇雅人助教授，橋本和彦助教授，鶴田大輔客員准教授をはじめとするまちづくりプログラム並びに知財プログラム関係教員の皆様からも大変貴重なご意見をいただきました．ここに深く感謝申し上げます．

あわせて，障害者雇用率のデータ提供や障害者雇用の現状についてヒアリングを受けていただいた厚生労働省東京労働局の担当者の方々，障害者雇用の現場でのお話しを沢山聞かせていただいた杉並区障害者雇用支援事業団並びに各企業担当者の方々にも，この場を借りまして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．

最後に，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，派遣元の杉並区に大変感謝申し上げるとともに，研究生活を支え続けてくれた，妻と子どもに心から感謝します．

なお，本研究における見解及び内容に関する誤り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．

参考文献

・浅沼論　稲垣美実　八木勘輔　弓削絵理子（2012）「障害者の積極的な雇用に向けて」（政策フォーラム 2012 発表論文）
・伊藤修毅（2011）「障害者雇用施策と市民の人権意識－日韓比較調査から－」（立命館産業社会論集）47 巻 2 号 105-120
・伊藤修毅（2012）「障害者雇用における特例子会社制度の現代的課題－全国実態調査から－」（立命館産業社会論集）47 巻 4 号 123-138
・青山英男（1997）「障害者雇用コスト論研究序説－障害者就労経営の基礎的分析－」（日本図書刊行会）
・青山英男（1998）「障害者雇用コスト」考－営利企業の障害者雇用と倒産リスク－（静岡県立大学経営情報学部学報）『経営と情報』10 巻 1 号　1-10
・大野智也（1988）「障害者は，いま」（岩波新書）
・金子能宏（2007）「障害者の所得保障と福祉施策の経済効果」（財務省財務総合政策研究所）『フィナンシャル・レビュー』 23-43
・茅原聖治（1996）「障害者雇用企業の現状と費用 : 便益分析について」（大阪府立大学経済研究）41 巻 2 号 71-92
・茅原聖治（2004）「障害者法定雇用率未達成企業に関する経済学的一考察」（龍谷大学経済学論集）44 巻 3 号 1-18

・九州弁護士会連合会　大分県弁護士会編（2008）「障害者の権利と法的諸問題 ： 障害者自立支援法を中心に」（現代人文社）
・北村行伸（2009）「ミクロ計量経済学入門」（日本評論社）
・工藤正（2008）「障害者雇用の現状と課題」（日本労働研究雑誌）50 巻 9 号　4-16
・手塚直樹　松井亮輔（1984）「障害者の雇用と就労」（光生館）
・土橋俊寛　尾山大輔（2008）「経済学から見た障害者雇用納付金・調整金制度」（日本労働研究雑誌）50 巻 9 号　43-52
・長江亮（2005）「障害者雇用と市場評価－大阪府内個別企業障害者雇用状況開示のイベントスタディ」（日本労働研究雑誌）47 巻 2，3 号 91-109
・長江亮（2007）「雇用率・納付金制度の政策評価―自然実験による株価データを使用した検証」（早稲田大学高等研究所）
・中島隆信（2005）「障害者の経済学」（東洋経済新報社）
・中島隆信　中野論　今田俊輔（2005）「わが国の障害者雇用納付金制度の経済分析―障害者雇用の促進に向けて」（財務省財務総合政策研究所ディスカッションペーパー）
・福井信佳（2010）「わが国における障害者の離職率」（日本職業・災害医学会会誌）58 巻 6 号 266-269
・福井信佳（2011）「労働市場における障害者雇用に関する制度の分析」（日本職業・災害医学会会誌）59 巻 1 号 8-12
・福井信佳（2012）「大阪府における精神障害者の離職に関する研究」（日本職業・災害医学会会誌）60 巻 1 号 32-37
・松井彰彦　川島聡　長瀬修（2011）「障害を問い直す」（東洋経済新報社）
・独立行政法人高齢・障害・求職者雇用支援機構　障害者職業総合センター
（2007）「米国のカスタマイズ就業の効果とわが国への導入可能性」
（2009）「地域関係機関の就労支援を支える情報支援のあり方に関する研究」
（2010）「企業経営に与える障害者雇用の効果等に関する研究」
（2012）「企業に対する障害者の職場定着支援の進め方に関する研究」
（2013）「中小企業における障害者雇用促進の方策に関する研究」

地方都市における定住促進・人口誘導政策に関する研究

―富山市の「まちなか居住推進事業」を事例として―

＜要旨＞

富山市では、モータリゼーションの進展、大型商業施設の郊外出店、居住地の郊外移転などが相まって都市の郊外化が進行し、市内の人口が増加から減少へ転じ、税収も伸び悩む中、郊外の都市基盤施設の整備・維持管理費の増加による財政の圧迫などの問題が生じている。これらの問題解決に有用で人口減少・少子高齢化に対応した持続的なまちづくりの政策として、「まちなか居住推進事業」は効果が期待されている。

本稿では、「まちなか居住推進事業」について政策効果を都心部、郊外部において検証し、政策の効率化に向けた分析を行った。分析結果から、政策効果によって都心部の人口の減少に歯止めをかけることを示した。郊外部では、いくつかのモデルケースを挙げ、追加行政費用を推計し、まちなか居住推進事業費用との比較からいずれの場合も政策に有用性があることを示した。さらに、人口・地価について商業系地域と住居系地域の政策効果を比較することで、一律に補助をする政策を行っても、政策効果は地域のポテンシャルによって違うことを示唆した。

これらのことから、「まちなか居住推進事業」を行う場合は、政策効果を都心部と郊外部について分析し有用性を検証し、その上で補助を一律に行うのではなく地域の実情に合わせた補助により効率化が可能であることを示唆した。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13615　　寺西　宣泰

目次

1.　はじめに 3
2. 富山市の現状とまちなか居住推進事業について 4
　2-1.　富山市の現状 4
　2-2　まちなか居住推進事業について 5
3. 都心部の政策効果 8
　3-1　分析方法と使用データ 8
　3-2　推計モデル 8
　3-3　推計結果と考察 9
4. 郊外部の政策効果 10
　4-1　分析方法 10
　4-2　考察 12
5. 政策の効率化に向けて 13
　5-1　分析方法と使用データ 13
　5-2　推計モデル 13
　5-2　推計結果と考察 15
6. 結び 16
　6-1　まとめ 16
　6-2　政策提言 16
　6-3　今後の課題 16
参考文献 17

1. はじめに

富山市は、人口増加の時代においてモータリゼーションの進展、高い持ち家志向、郊外型のショッピングセンターの登場、居住地の郊外化等が相まって都市の郊外化が進み、都心部の人口は減少を続け、郊外部において人口増加が継続している。しかし、人口減少の時代に入り、税収の伸び悩み等から郊外都市基盤施設（以下、インフラ）の整備費・維持管理費等の行政コストが財政を圧迫し始めた。さらに、都心部は人口減少・高齢化が進むだけでなく、青空駐車場のような低未利用地の発生等により、中心市街地での空洞化も大きな問題となっている。

そこで対策として、都心部の既に整ったインフラを利用し（図 1）、郊外部の行政コストを抑制するために、都心地区へ人口を誘導、都心地区から移転の抑制等を目的とし、「まちなか居住推進事業」が平成 17 年より始められた。

地方都市におけるまちなか居住に関連する研究として、植竹(2005)は金沢市のまちなか定住促進事業の実態調査と評価している。北原(2006)は青森市を事例としてまちなか居住の実態を調査し、課題を挙げている。平田(2006)は長岡市を事例として中心市街地での高齢者住宅の整備による住み替えの検討をし、上竹(2011)は事務所に勤務する単身世帯の居住実態を調査しまちなか居住に資する提言をしている。溝上(2013)は熊本市を事例としたまちなか居住促進のため郊外居住世帯よりまちなか選好セグメントを分離し、その特性や住宅・周辺環境に対する意識構造を分析し、課題と促進策を挙げた。このようにまちなか居住について扱った関連論文は数多く散見される。しかし、多くの論文は定性的なもの、まちなか居住の実態や転居意識調査等に基づく分析にとどまっており、まちなか居住に向けた具体的な施策について、その効果をまちなかと郊外を分析したもの、地域のポテンシャルによって違うことを示したものは散見されない。

本稿では、地方都市におけるまちなか居住の先進的事例の一つである富山市の「まちなか居住推進事業」を対象とし、政策の有用性を確認し、その上で効率化に向けた分析を行った。構成は以下の通りである。第 2 章では、政策の背景を整理し、第 3 章では、都心部の政策効果について分析する。第 4 章では、郊外部の政策効果について、いくつかのモデルケースを挙げ考察を行い、第 5 章では、政策効果の効率化に向けての分析を行い、第 6 章ではこれまでの分析をまとめ、政策提言と今後の課題について整理している。

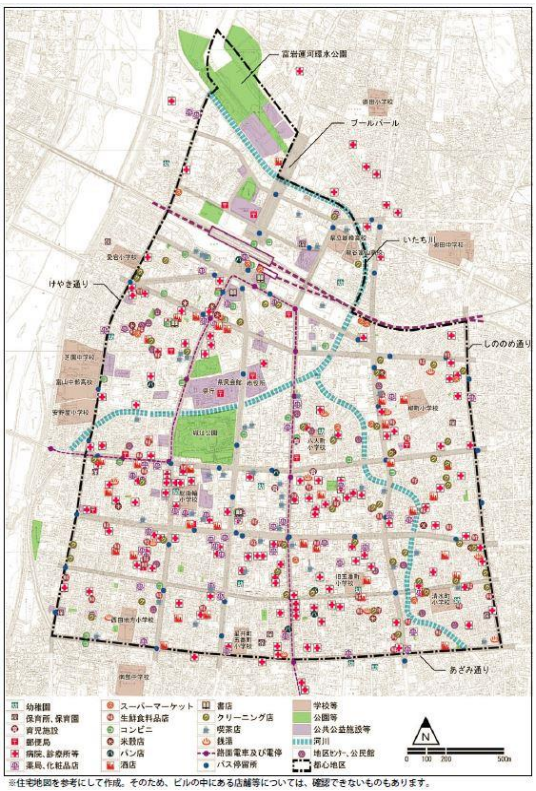


図1 都心地区のインフラ整備状況(出典：富山市HP)

2. 富山市の現状とまちなか居住推進事業について

本章では、富山市の現状とまちなか居住推進事業について述べていく。

2-1. 富山市の現状

富山市は、平坦な地形、住民の高い持ち家志向、1960 年代からのモータリゼーションの進展やライフスタイルの変化により拡散型の都市構造が促進され、居住機能の郊外流失が始まった(図 2)。また、1970 年代の大規模小売店舗法規制による郊外型商業施設の登場、1980 年代のバブル経済による地価上昇、1990 年代の行政教育機関や病院の郊外移転の流れなどの影響もあり、人々の生活が中心市街地から郊外へと移り、中心市街地の衰退が顕著となった。現在では、都心部の人口が最大時の 5 割以下に激減し、青空駐車場・空き地化し空洞化が進行している。富山市は行政コストの増大を招く郊外への人口流失に歯止めをかけ、人を中心市街地に呼び戻すべく「コンパクトシティ」構想を掲げている。 2007 年には「富山市中心市街地活性化基本計画」を制定し、これが中心市街地活性化法の国の認定 1 号となっている。市が描くコンパクトシティは、中心市街地への居住を誘導すると同時に、公共交通網の利便性を向上させ、車に頼らなくとも暮らせる生活環境を整えることである。富山市のコンパクトシティは一定水準以上のサービスレベルの公共交通を「串」、串で結ばれた徒歩圏を「団子」に例えられる。中心部に一極集中させるのではなく、路面電車、バスをはじめとする公共交通を活性化させ、その沿線上にも拠点をつくり、居住、商業、業務、文化等の都市機能を集積させ、全市において行うコンパクトなまちづくりである。このように富山市ではコンパクトシティへ向けた事業を行っているが、本稿では都心地区における定住促進・人口誘導政策である「まちなか居住推進事業」を扱っていく。

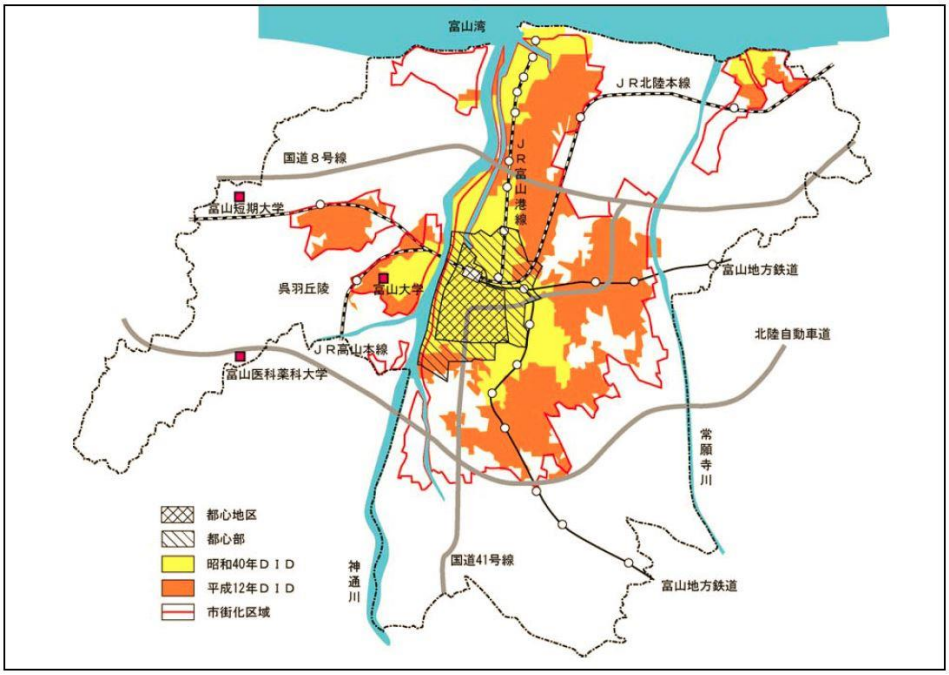


図2 富山市の郊外拡散状況（出典：富山市HP）

表1　主なまちなか居住推進事業の概要

	事業名	補助対象と補助額等の概要
市民向け	まちなか住宅取得支援事業	自己居住の戸建住宅（住戸専用面積 75㎡以上、敷地面積の 5%以上を緑化）、分譲型共同住宅（住戸専用面積 55㎡以上）、補助額は借入額の3%、補助限度額は50万円。
	まちなか住宅家賃助成事業	「都心地区以外」から「都心地区」の賃貸住宅へ転居する世帯へ家賃助成。住戸専用面積37㎡以上（学生25㎡以上）②世帯所得月額445千円以下。補助限度額 は1万円／月、3年間助成。
	まちなかリフォーム補助事業	リフォームについて補助。以前の世帯所得が月額445千円以下、自己所有、住宅面積75㎡以上、共同住宅は55㎡以上、工事費が100万円以上、補助額は、工事費の10%、補助限度額は30万円
事業者向け	まちなか共同住宅建設促進事業	共同住宅を建設者に補助。敷地面積 200㎡以上、住戸数2戸以上、住戸専用面積一般型で55㎡以上、緑化確保等、補助額100万円／戸（一般型）、50万円／戸（単身型）、補助限度額5,000万円
	まちなか住宅転用支援事業	遊休商業ビル等改修する共同住宅転用者に補助。住戸専用面積一般型は55㎡以上、単身型は40㎡（補助額は、100万円／戸（一般型）等、補助限度額は5,000万円（併設店舗等整備補助金含）
	まちなか住宅併設店舗等整備支援事業	低層階に店舗、医療・福祉施設等を併設して建設する者に補助。補助額 2万円／㎡であり、支援対象の面積上限は300㎡。

2-2　まちなか居住推進事業について

富山市のまちなか居住推進事業は、平成 17 年から始まり、富山市のまちなかにおいて 55 人/ha の定住人口密度を、平成 26 年までに全国平均の 65 人/ ha（まちなか人口約 28,000 人）程度まで増やし、賑わいを取り戻すことを目指し進められている。平成 17 年から平成 26 年までの 10 年間で約 7,000 人、合計約 3,000 戸（世帯規模を約 2、 3 人／世帯とした場合）の住宅供給を目標に、共同住宅の建設や住宅取得を促すために補助等を行っている。まちなか居住推進事業の補助対象区域は「都心地区」であり、「都心地区」とは、東側をしののめ通り、西側をけやき通り、南側をあざみ通り、北側を JR 北陸本線、いたち川、ブールバール、富岩運河還水公園で囲まれる面積約 436ha の地区としている（図 3）。

富山市のまちなか居住推進事業の補助内容としては市民向けと事業者向けに分かれている(表 1)。主なものとして、市民向けの「富山市まちなか住宅取得支援事業」「富山市まちなか住宅家賃助成事業」「富山市まちなかリフォーム補助事業」があり、事業向けの「富山市まちなか共同住宅建設促進事業」「富山市まちなか住宅転用支援事業」「富山市まちなか住宅併設店舗等整備支援事業」がある。

市民向けの補助である「富山市まちなか住宅取得支援事業」「富山市まちなか住宅家賃助成事業」「富山市まちなかリフォーム補助事業」について述べる。

「富山市まちなか住宅取得支援事業」は、

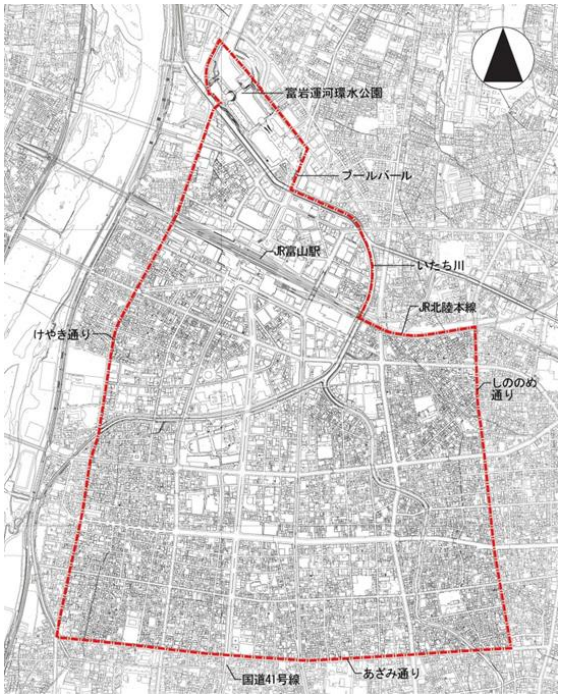


図3 「まちなか居住推進事業」補助対象区域(出典：富山市HP)

まちなかで一定水準以上の一戸建て住宅を建設又は購入する者に補助を行う。また、一定水準以上の分譲型住宅を取得する者にも補助を行う。補助事業の要件として、一戸建て住宅の建設又は購入の場合は、①住戸専用面積 75 ㎡以上②敷地面積の 5%以上を緑化（うち2%以上を接道部分に確保）ただし、緑化に関しては、まちなか居住環境指針の「中心ゾーン」に関しては除外、また緑化が求められる場合、接道部分の外構計画に関して、開放性を高くする等配慮が必要である。また、分譲型共同住宅の購入の場合は、①住戸専用面積 55 ㎡以上、②まちなか居住環境指針の高さ指針に適合する共同住宅、③昭和 56 年 6 月 1 日以降に着工した共同住宅であること。補助額は金融機関からの借入額の 3%であり、補助限度額は 50 万円／戸である。

「富山市まちなか住宅家賃助成事業」は、「都心地区以外」から「都心地区」の賃貸住宅へ転居する世帯へ家賃助成を行う。補助事業の要件としては、①住戸専用面積 37 平方メートル以上（ただし学生の場合は 25 平方メートル以上）②世帯の合計所得月額 445 千円以下である。補助額は、（家賃）－（住宅手当）の差額、補助限度額 は 1 万円／月であり、3 年間の補助を受けられる。備考としては、住民票の異動日の翌月 1 日（1 日の場合はその月）より事業が開始し、申請については、6 ヶ月分を 1 期間とし、その実績（各補助期間満了）をもって、その都度に申請の必要となる。

「まちなかリフォーム補助事業」とはまちなか居住推進区域内における中古住宅のリフォームについて、工事費の一部を補助するものである。補助事業の要件としては、①住宅リフォームの工事の目的が次のいずれかのものであること、(イ)まちなかの空き家を自ら居住するために行う住宅リフォームであること、(ロ)現に、まちなかに居住している方の世帯員増加のために行う住宅リフォームであること、②世帯員が増加する以前の世帯所得がおおむね月額 445 千円以下であること、③自己所有であること、④一戸建て住宅で、住宅部分の面積 75 平方メートル以上、共同住宅の場合は 55 平方メートル以上であること、⑤住宅リフォームに対する工事費が、100 万円以上のものであること（他の補助事業を利用する場合、その工事部分の費用を引いた額で、100 万円以上のもの）、⑥昭和 56 年 6 月 1 日以降に着工した建物（新耐震基準適合建築物）であること。（昭和 56 年 5 月 31 日以前に着工した建物は、構造上の安全確認が必要）補助額は、住宅リフォームにおける工事費の 10%であり、補助限度額は 30 万円／戸である。

ここからは、事業者向けの補助である「富山市まちなか共同住宅建設促進事業」「富山市まちなか住宅転用支援事業」「富山市まちなか住宅併設店舗等整備支援事業」について述べていく。

「富山市まちなか共同住宅建設促進事業」は、まちなか住宅・居住環境指針に適合する共同住宅を建設する者に補助を行う。補助事業の要件としては、①まちなか住宅・居住環境指針に適合した計画であること、②敷地面積 200 ㎡以上、③住戸数 2 戸以上、住戸専用面積が一般型で 55 ㎡以上、単身型で 40 ㎡以上、単身者型の住戸数は全戸数の 1／3 以下（住戸数 2 戸の場合、全数一般型のみとすること）、③緑化の確保を敷地面積の 5%以上（うち、

接道部 2%以上)、④公開空地を敷地面積の 10%以上（敷地面積 500 ㎡以上の場合のみ対象)、⑤空地の確保を建築基準法 53 条の規定よりも 10%厳しい建蔽率を満たすこと、⑤計画地に応じて、まちなか住環境指針に適合した建築物の高さとすること、⑥主要構造部が、耐火構造、又は準耐火構造、⑦台所、収納設備、水洗便所、洗面設備、浴室及び居室を備えた住宅であること、⑧劣化対策、維持管理対策、省エネルギー対策、高齢者への配慮などに関する項目について、日本住宅性能基準(国土交通省）に適合した住宅、⑨地上階数 4 以上の住宅には、エレベーターを設置すること。補助額としては、100 万円／戸（一般型)、50 万円／戸（単身型）であり、補助限度額は 5,000 万円（併設店舗等整備補助金含）である。備考としては、住戸数が 30 戸以上の共同住宅を建設する場合は、選定委員会にはかる必要がある。なお、規模の大きい計画については予算の関係上早い段階の相談が求められている。

「富山市まちなか住宅転用支援事業」は、遊休化した業務や商業ビルなどを改修して、まちなか住宅・居住環境指針に適合する共同住宅に転用する者に補助を行う。補助事業の要件としては、①まちなか住宅・居住環境指針に適合すること。ただし、「劣化対策の軽減」「接道部の緑化」「公開空地」に関する基準は適用しない。②事務所等の用途から住宅転用したものであること。ただし、転用前の店舗について、風俗営業等、制度要綱の目的に反する店舗等に供し又は供する予定である部分がないこと。③昭和 56 年 6 月 1 日以降に着工した建物であること。④住戸数 2 戸以上、住戸専用面積の一般型は 55 ㎡以上、単身型は 40 ㎡以上、単身者型の住戸数は全戸数 1／3 以下 とすること（住戸数 2 戸の場合、全数一般型のみとすること)。⑤計画地に応じて、まちなか住環境指針に適合した 建築物の高さとすること。⑤主要構造部が、耐火構造、又は準耐火構造であること。⑥台所、収納設備、水洗便所、洗面設備、浴室及び居室を備えた住宅であること。⑦維持管理対策、省エネルギー対策、高齢者への配慮などに関する項目について、日本住宅性能基準(国土交通省）に適合した住宅であること。⑧地上階数 4 以上の住宅には、エレベーターを設置すること。補助額は、100 万円／戸（一般型)、50 万円／戸（単身型）であり、補助限度額は 5,000 万円（併設店舗等整備補助金含)、もしくは補助対象事業に要する経費の 1/2 のどちらか小さい額である。備考としては、住戸数が 30 戸以上の共同住宅を建設する場合は、選定委員会にはかる必要がある。なお、規模の大きい計画については予算の関係上早い段階の相談が必要となる。

「富山市まちなか住宅併設店舗等整備支援事業」は、まちなか住宅・居住環境指針に適合する共同住宅を建設する際に、低層階に店舗、医療・福祉施設等を併設して建設する者に補助を行う。補助事業の要件は、補助額 2 万円／平方メートルであり、支援対象の面積上限は 300 平方メートルである。

3. 都心部の政策効果

本章では、「まちなか居住推進事業」における都心地区での政策効果を検証するための分析方法、推計モデル、使用データを示した上で、推計結果に対する考察を行う。

3-1 分析方法と使用データ

分析対象地区として、富山市の 10 地区 194 町丁目を含む都心部を設定した。都心部とは、総曲輪、八人町、愛宕、安野屋、柳町、清水町、五番町、星井町、西田地方、奥田の 10 小学校区で構成される区域で、本研究の対象である「まちなか居住推進事業」の補助対象地区である都心地区を全て含む。「まちなか居住推進事業」における都心地区の政策効果を抽出する方法としては、平成 15 年度から平成 22 年度までの 8 年間の住民基本台帳による町丁目の人口のパネルデータを作成し、固定効果モデルを用い都心部で全て補助対象である町丁目とそうでない町丁目での *difference-in-difference Estimator*（以下 DID 推定量）を行う。ここでは、固定効果モデルにより、町丁目ごとで有する時間を通じて変化しない特性の影響を除いている。また、DID 推定量により共通のトレンドを持つグループについて、政策を受けたグループと政策の影響を受けなかったグループに分類し、政策の前後で比較することで政策効果による人口の変動を抽出した。なお DID 推定量では、政策を受けたグループと政策の影響を受けなかったグループは全く同一の特性を持つ必要はないが、政策導入前のトレンドが同じであることを前提としており、ここでは、分析対象地区を都心部に絞ることで前提を満たすものとみなしている。

3-2 推計モデル

推計モデルは、政策効果による人口の変動を推計するために次式を用いる。

推計モデル(1)

$$Pop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} + \beta_2 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(2)

$$lnPop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} + \beta_2 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

被説明変数は、都心部の各町丁目の人口(Pop)とその対数値($lnPop$)を用いた。

説明変数は、補助対象地域である都心地区であれば 1、それ以外は 0 をとる補助対象地域ダミー（HT)と政策を導入した 2006 年度以降であれば 1、それ以外は 0 をとる政策導入年ダミー(AD)との交差項であり、政策導入以降かつ補助対象地域である変数である。つまり、この項の係数を推計することにより、まちなか居住推進事業による政策効果が補助対象地域の人口変動に与えた影響を把握することができる。

なお、固定効果モデルでは時間を通じて変化しない要因については変数に加えられない

表2　基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
人口	1552	235.023	182.969	12.000	1229.000
ln人口	1552	5.235	0.661	2.485	7.114
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	1552	0.351	0.477	0.000	1.000
2003年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2004年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2005年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2006年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2007年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2008年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2009年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000
2010年度ダミー	1552	0.125	0.331	0.000	1.000

表3　推計結果

被説明変数	人口			ln人口		
推計モデル	固定効果モデル			固定効果モデル		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
政策導入年ダミー*補助対象地域ダミー	5.068	2.168	**	0.01	0.101	
2003年度ダミー	12.29	2.413	***	0.0616	0.112	***
2004年度ダミー	9.713	2.413	***	0.048	0.112	***
2005年度ダミー	7.785	2.413	***	0.0397	0.112	***
2006年度ダミー	2.175	2.083		0.0241	0.0097	**
2007年度ダミー	2.113	2.083		0.0204	0.0097	**
2008年度ダミー	2.113	2.083		0.016	0.0097	*
2009年度ダミー	1.314	2.083		0.0078	0.0097	
定数項	228.554	1.911	***	5.203	0.0089	***
自由度調整済み決定係数	0.0276			0.0365		
F値	0.000			0.000		
サンプル数	1552			1552		

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

ため、年次ダミー(YD)のみをコントロール変数として用いた。また、eは固定効果、εは誤差項を表す。各変数にiとtの添え字が付くが、iは町丁目、tは年度を意味する。

表 2 に基本統計量を示す。

3-3　推計結果と考察

推計モデル(1)、(2)の推計結果を表 3 に示す。

人口を被説明変数とした推計モデル(1)では、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーの交差項が 5%で統計的に有意であった。これは、補助対象外地域に比べ補助対象地域では、政策効果として 5.068 人の人口増加が統計的に有意といえる。

しかし、ln 人口を被説明変数とした推計モデル(2)では、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーの交差項は統計的に有意ではなかった。人口の対数をとることで地域を一定としてみたが、統計的に有意ではなかった。

これらの推計結果から、政策効果は都心部の人口減少に歯止めをかけているものの、地域によって偏りがあると考えられる。

4. 郊外部の政策効果

本章では、まちなか居住推進事業における郊外部での政策効果を検証するための分析方法を示した上で、いくつかのモデルケースに対する考察を行う。

4-1 分析方法

コンパクトなまちづくり事業調査研究報告（以下、研究報告）による郊外部の追加行政費用算定を基にしており、本稿においては上水道の算定を追加している。追加行政費用算定の一連の流れを次頁の表 4-9 にまとめた。

ここでは、仮にまちなか居住推進事業によって補助対象地域へ定住・誘導された人が、郊外部[1]に居住することを選択した場合のモデルケースを①新たに住宅地が開発されたケースである新規開発型、②郊外にある既存のインフラを利用したケースである郊外拡大型（公園あり）、③郊外拡大型で公園を整備していないケースである郊外拡大型（公園なし）に分類しそれぞれについて追加行政費用の算定を行った。

3 章での実証分析により把握した平成 17 年から平成 21 年までの各都心地区での政策効果 5.068 人を用いて追加行政費用を算定する。補助対象となる都心地区は 77 町丁目ある。これに、平成 22 年の人口を基準とした「富山市将来人口推計報告書」から富山市の将来人口の減少を考慮し、政策効果を低減する。開発面積算定には郊外部での人口密度は 37 人/ha を用いる[2]。道路密度を 260m/ha、路面清掃対象道路を道路全体の 56%、街区公園面積は新規開発の 3%、街区公園密度を 0.09 箇所/ha、街区公園平均面積を 900 ㎡/箇所とする[3]。上下水道管渠は道路延長と相関があると想定し算定する[4]。ごみ収集の 1ha 当たりの走行距離を 197km/ha とする[5]。

追加維持管理費用算定として、除雪費用は 26 円/m･回、路面清掃費用は 11 円/m･年、街区公園の維持管理費については 24,000 円/箇所を用いる[6]。上水道管渠の維持管理費は 127 円/m･年、下水道管渠の維持管理費は 242 円/m･年とする[7]。

---

1 ここでは、合併前の旧富山市における市街化調整区域による規制のない市街化区域内における郊外部を想定。

2 研究報告によれば、堀川南、大広田、豊田、藤ノ木、山室中部、蜷川の 6 地区にて算定しており、市街化調整区域の人口、面積については除く。

3 研究報告によれば、道路密度は住宅地図をベースにサンプル地区を抽出し、図上計測により算出。サンプルは都心及び郊外からそれぞれ典型な地区を選定。都心部は清水町、愛宕、千石町付近とし、郊外部は朝菜町、清風町、犬島、藤ノ木、山室荒屋付近。路面清掃対象道路は富山市道路維持課へのヒアリングより道路全体の 56%と算定。街区公園は、一般に新規開発の際に必要になる整備基準を 3%としている。街区公園密度は堀川南、大広田、豊田、藤ノ木、山室中部、蜷川の 6 地区にて算定しており、市街化調整区域の人口、面積については除く。街区公園平均面積については、街区公園密度と同様に算定。

4 下水道の管渠延長は、下水道計画研究会「下水道計画の手引き」に基づき、管渠延長=0.77＊(道路延長)+491 により算定。ここでは、上水道についても同様としている。

5 研究報告によれば、富山市環境センターへのヒアリングより。

6 研究報告によれば、除雪費用、路面清掃費用は道路維持課へのヒアリングより。除雪回数は過去 10 年間の平均より 6.7 回。街区公園の維持管理費用は地域住民に委託することを想定した 1 公園あたりの費用。

7 上水道管渠の維持管理費は平成 24 年度上下水道事業年報より、人件費を除く動力費・修繕費・材料費・等を配水管総延長で割り算出。下水道も同様に、動力費・修繕費等を管渠施工延長で割り算出。

表4 政策効果によりまちなかへ居住した人が仮に郊外へ移住した場合の追加的行政費用算定

経過年数	5年後	10年後	15年後	20年後	25年後	30年後	35年後	合計
まちなか居住効果（人）	391	383	374	362	348	334	317	2508
郊外新開発面積(ha)	11	10	10	10	9	9	9	68
道路整備延長(m)	2748	2691	2626	2542	2447	2344	2225	17623
路面清掃対象道路(m)	1539	1507	1471	1424	1370	1313	1246	9869
街区公園面積(ha)	0.32	0.31	0.30	0.29	0.28	0.27	0.26	2.03
街区公園数(箇所)	4	3	3	3	3	3	3	23
上下水道管渠(m)	2606.627	2563.380	2513.206	2448.334	2375.405	2295.880	2204.199	17007.031
ごみ収集距離(km)	2081.811	2039.255	1989.883	1926.048	1854.285	1776.030	1685.816	13353.128

コンパクトなまち づくり事業調査研究報告書(2005)を 基に作成

まちなか居住効果は実証結果から推計 5.068人 × 77補助対象町丁 = 391人

人口減少によりまちなか居住効果が減少すると仮定し、人口推計により低減

郊外の開発密度を37人/ha、道路密度を260m/ha,街区公園密度を0.09箇所/haと算定

路面清掃対象道路は道路維持課へのヒアリングを基に道路全体の56%と算定

街区公園は新規開発の際に必要となる公園の整備基準を3%として設定

下水道の管渠延長は、下水道計画研究会「下水道計画の手引き」に基づき 管渠延長 = 0.77 × (道路延長)+491 により算定、上水道も同様としている。

環境センターへのヒアリングよりごみ収集の1ha当たりの走行距離を197km/haと算定

表5 政策効果によりまちなかへ居住した人が仮に郊外へ移住した場合の追加的行政維持管理費用算定

経過年数	5年後	10年後	15年後	20年後	25年後	30年後	35年後	35年間累計額
除雪（円）	478,626	468,842	457,491	442,815	426,316	408,325	387,584	12,705,336
路面清掃（円）	16,925	16,579	16,178	15,659	15,075	14,439	13,706	449,282
街区公園管理（円）	84,541	82,812	80,807	78,215	75,301	72,123	68,460	2,244,164
上水道管渠管理（円）	331,042	325,549	319,177	310,938	301,676	291,577	279,933	8,878,343
下水道管渠管理（円）	630,804	620,338	608,196	592,497	574,848	555,603	533,416	16,917,787
ごみ収集（円）	2,289,992	2,243,181	2,188,871	2,118,652	2,039,713	1,953,633	1,854,397	60,788,800
維持コスト合計（円）	3,831,929	3,757,302	3,670,721	3,558,776	3,432,930	3,295,700	3,137,495	101,983,711
維持コスト合計（割引現在価値）（円）	3,831,929	3,088,229	2,479,808	1,976,062	1,566,744	1,236,272	967,348	73,796,288

コンパクトなまち づくり事業調査研究報告書(2005)を 基に作成

除雪は、道路維持課へのヒアリングを基に費用を算定 除雪費用は26円/m・回 除雪回数は過去10年間の平均より6.7回

道路清掃は、、道路維持課へのヒアリングを基に費用を算定 路面清掃対象道路は道路全体の56% 路面清掃費用は11円/m・年

街区公園の維持管理については、公園緑地課へのヒアリングを基に算定 維持管理は、地域住民に委託することを 想定し、1公園当たり24000円の報奨金を 支払う

上水道管渠の維持管理費は127円/m・年、下水道管渠の維持管理費は242円/m・年

表6 政策効果によりまちなかへ居住した人が仮に郊外へ移住した場合の整備・更新費用

モデルケース	新規開発型（新規整備費+更新費）	郊外拡散型（既存利用+更新費）	郊外拡散型（既存利用+更新費）※公園無
道路補修(円)	801,356,879	360,911,996	360,911,996
街区公園更新(円)	662,609,450	255,791,544	0
上水道管渠整備(円)	824,884,380	371,508,220	371,508,220
下水道管渠整備(円)	2,159,090,833	972,402,936	972,402,936
整備・更新費用合計(円)	4,447,941,541	1,960,614,696	1,704,823,152

コンパクトなまち づくり事業調査研究報告書(2005)を 基に作成

いくつかのケースを想定し、新規開発のケースでは市街地と同様のインフラ 整備を新たに行った場合、郊外拡散型のケースでは既存のインフラを 利用した場合

道路の更新費は30000円/m、公園の更新費は20000円/㎡、上水道管渠の更新費は32000円/m、下水道管渠の更新費は99000円/mとして算定。

表7 政策効果によりまちなかへ居住した人が仮に郊外へ移住した場合の維持・整備・更新費用の合計

モデルケース	新規開発（新規整備費+更新費）	郊外拡散（既存利用+更新費）	郊外拡散（既存利用+更新費）※公園なし
追加行政費用合計(円)	4,521,737,829	2,034,410,984	1,778,619,440

人口減少によりまちなか居住効果が減少すると仮定し、人口推計の割合により低減

割引現在価値による算出、社会的割引率は4%、

表8 35年間のまちなか居住推進事業費の合計

経過年数	5年後	10年後	15年後	20年後	25年後	30年後	35年後	合計
まちなか事業費用	192,074,000	154,643,710	101,942,390	98,672,076	43,354,765	15,576,768	4,558,656	610,822,365

人口減少によりまちなか居住効果が減少すると仮定し、人口推計の割合により低減

割引現在価値による算出、社会的割引率は4%、

表9　追加行政費用とまちなか居住推進事業費用の比較

モデルケース	新規開発型	郊外拡大型(公園あり)	郊外拡大型(公園なし)
追加行政費用合計(円)	4,521,737,829	2,034,410,984	1,778,619,440
まちなか事業費用合計(円)	610,822,365	610,822,365	610,822,365
行政費用/まちなか事業	7.40	3.33	2.91

コンパクトなまちづくり研究会(2005)『コンパクトなまちづくり事業調査研究報告書』を基に作成
市内の人口減少によりまちなか居住推進事業の政策効果が減少すると仮定し、人口推計の割合により低減
道路、公園、上水道、下水道、除雪、ごみ収集等について整備費、更新費、維持管理費を算出
割引現在価値による算出、社会的割引率は4%、
新規開発型とは郊外に新たに住宅地が開発されたケース
郊外拡大型とは既存のインフラを利用したケース

追加整備・更新費用については、道路更新費は 30,000 円/m、公園更新費は 20,000 円/m、上水道管渠更新費は 32,000 円/m、下水道管渠更新費は 99,000 円/m とする[8]。

まちなか居住推進事業費用算定では、平成 17 年から平成 22 年までのまちなか居住推進事業の補助実績を算出した。富山市の将来人口の減少を考慮し、費用を低減している。

以上のように追加行政費用、まちなか居住推進事業費用について 5 年ごとに算定し、社会的割引率を 4%とし割引現在価値をそれぞれ算出し 35 年間での比較を行った[9]。

4-2　考察

追加行政費用とまちなか居住推進事業の比較を表 9 に示す。

道路、除雪、上下水道の追加行政費用を過大に見積もっている可能性はあるものの、追加行政費用は新規開発型においては約 45.2 億円、郊外拡大型（公園あり）においては約 20.3 億円、郊外拡大型（公園なし）については 17.8 億円であった。まちなか補助金費用は約 6.1 億円であり、いずれのモデルケースにおいても、追加行政費用はまちなか補助金費用を上回っている。最も郊外での政策効果の少ない仮定においても、まちなか居住推進事業費用の 6.1 億円に対して、追加行政費用を 17.8 億円抑える効果が見て取れる。

以上のことより、更なる詳細な分析が必要であると考えられるが、これらの仮定の上では、郊外部におけるまちなか居住推進事業について有用性を示すことができた。

8 研究報告によれば、道路更新費、公園更新費は想定値。下水道管渠更新費は富山県「事業手法検討マニュアル（平成 14 年見直し版）」より。上水道管渠更新費は、小瀬木祐二(2010)より端数は切り捨て。既存利用する郊外拡散型の更新時期については、郊外のインフラ整備時期から予測し 10 年後と仮定し費用を算定している。

9 国土交通省（2009）『公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針』に詳しい。

5. 政策の効率化に向けて

本章では、「まちなか居住推進事業」における政策の効率化に向けて、各地域でのポテンシャルによる政策効果の大きさの違いを検証するため人口、地価に分け、分析方法、使用データ、推計モデルを示した上で、推計結果に対する考察を行う。

5-1　分析方法と使用データ

分析対象地区として、3 章と同様に前述の前提条件を満たすため富山市の都心部を設定した。まちなか居住推進事業における地域のポテンシャルによる政策効果の大きさの違いを抽出する方法として二つあり、一つ目は 3 章同様の人口での分析、二つ目は平成 15 年度から平成 24 年度までの地価（公示地価、富山県地価調査）での分析である。それぞれパネルデータを作成し、近隣商業地域、商業地域からなる商業系地域と第一種低層住居専用地域、第二種中高層住居専用地域、第一種住居地域からなる住居系地域とに分類し、固定効果モデルを用いそれぞれ地域の政策効果を比較する *difference-in-difference-in-difference Estimator*(以下 DDD 推定量)を用いる。固定効果モデルにより、時間を通じて変化しない特性の影響を除いた上で、DDD 推定量により商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを抽出した。なお、人口については、町丁目のデータのため商業系地域、住居系地域が混在する町丁目が存在したので、その町丁目に関しては除外して推計している。また、地価の分析は、社会資本投資の便益はある一定の条件の下で、地価の上昇に帰着するというキャピタリゼーション仮説（資本化仮説）に基づいている[10]。

5-2　推計モデル

推計モデルは、商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを推計するために次式を用いる。

推計モデル(3)

$$Pop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} * SD_{it} + \beta_2 AD_{it} * HT_{it} + \beta_3 HT_{it} * SD_{it} + \beta_4 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(4)

$$lnPop_{it} = \beta_0 + \beta_1 AD_{it} * HT_{it} * SD_{it} + \beta_2 AD_{it} * HT_{it} + \beta_3 HT_{it} * SD_{it} + \beta_4 YD_t + e_i + \varepsilon_{it}$$

推計モデル(5)

$$lnLP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 AD_{jt} * HT_{jt} * SD_{jt} + \beta_2 AD_{jt} * HT_{jt} + \beta_3 HT_{jt} * SD_{jt} + \beta_4 YD_t + e_j + \varepsilon_{jt}$$

被説明変数は、都心地区の商業系地域、住居系地域である町丁目の人口(Pop)とその対数値$(lnPop)$、地価の対数値$(lnLP)$となっている。

[10]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」に詳しい。

表10 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
人口	808	173.373	100.499	32.000	780.000
ln人口	808	5.012	0.539	3.466	6.659
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー*商業系地域ダミー	808	0.439	0.497	0.000	1.000
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	808	0.476	0.500	0.000	1.000
商業系地域ダミー*補助対象地域ダミー	808	0.703	0.457	0.000	1.000
2003年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2004年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2005年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2006年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2007年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2008年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2009年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000
2010年度ダミー	808	0.125	0.331	0.000	1.000

表11 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln地価	411	11.559	0.577	10.712	13.227
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー*商業系地域ダミー	411	0.316	0.466	0.000	1.000
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	411	0.476	0.500	0.000	1.000
商業系地域ダミー*補助対象地域ダミー	411	0.453	0.498	0.000	1.000
2003年度ダミー	411	0.100	0.300	0.000	1.000
2004年度ダミー	411	0.102	0.303	0.000	1.000
2005年度ダミー	411	0.095	0.293	0.000	1.000
2006年度ダミー	411	0.095	0.293	0.000	1.000
2007年度ダミー	411	0.095	0.293	0.000	1.000
2008年度ダミー	411	0.092	0.290	0.000	1.000
2009年度ダミー	411	0.088	0.283	0.000	1.000
2010年度ダミー	411	0.088	0.283	0.000	1.000
2011年度ダミー	411	0.083	0.276	0.000	1.000
2012年度ダミー	411	0.083	0.276	0.000	1.000
2013年度ダミー	411	0.080	0.272	0.000	1.000

説明変数は、補助対象地域である都心地区であれば 1、それ以外は 0 をとる補助対象地域ダミー(HT)と政策を導入した年度以降であれば 1、それ以外は 0 をとる政策導入年ダミー(AD)と商業地域であれば 1、それ以外は 0 をとる商業系地域ダミー(SD)との交差項であり、政策導入以降かつ補助対象地域かつ商業系地域である変数である。つまり、この項の係数を推計することにより、商業系地域と住居系地域における政策効果による人口、地価の変動の違いを把握することができる。

なお、固定効果モデルでは時間を通じて変化しない要因については変数に加えることができないため、年次ダミーをコントロール変数として用い、DDD 推定量のため補助対象地域ダミー(HT)と政策導入年ダミー(AD)の交差項、補助対象地域ダミー(HT)と商業系地域ダミー(SD)の交差項を加えている。また、eは固定効果、εは誤差項を表す。各変数にi、j、tの添え字が付くが、iは町丁目、jは地下ポイント、tは年度を意味する。

表 10-11 に基本統計量を示す。

表12 推計結果

被説明変数	人口			ln人口		
推計モデル	固定効果モデル			固定効果モデル		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
商業系地域ダミー*政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	28.73	9.853	***	0.132	0.059	**
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	−17.24	6.614	**	−0.0729	0.039	*
商業系地域ダミー*補助対象地域ダミー	−16.52	7.783	***	−0.0762	0.046	
2003年度ダミー	−4.176	3.949		0.0147	0.0237	
2004年度ダミー	−5.572	3.949		0.0014	0.0237	
2005年度ダミー	−5.126	3.949		−0.007	0.0237	
2006年度ダミー	−0.712	2.7382		0.016	0.0164	
2007年度ダミー	−0.138	2.7382		0.013	0.0164	
2008年度ダミー	0.3465	2.7382		0.011	0.0164	
2009年度ダミー	0.495	2.7382		0.007	0.0164	
定数項	11.69	0.019	***	5.015	0.02	***
自由度調整済み決定係数	0.0143			0.0147		
F値	0.000			0.000		
サンプル数	808			808		

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

表13 推計結果

被説明変数	ln地価		
推計モデル	固定効果モデル		
	係数	標準誤差	
商業系地域ダミー*政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	0.076	0.025	***
商業系地域ダミー*補助対象地域ダミー	−0.129	0.02	***
政策導入年度ダミー*補助対象地域ダミー	0.0042	0.015	
2004年度ダミー	−0.131	0.008	***
2005年度ダミー	−0.242	0.009	***
2006年度ダミー	−0.238	0.011	***
2007年度ダミー	−0.258	0.011	***
2008年度ダミー	−0.275	0.011	***
2009年度ダミー	−0.309	0.011	***
2010年度ダミー	−0.34	0.011	***
2011年度ダミー	−0.357	0.011	***
2012年度ダミー	−0.364	0.011	***
2013年度ダミー	−0.368	0.011	***
定数項	11.89	0.0065	***
自由度調整済み決定係数	0.652		
F値	0.000		
サンプル数	617		

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

5-2 推計結果と考察

推計モデル(3)、(4)、(5)の推計結果を表 12-13 に示す。

人口を被説明変数とした推計モデル(3)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 1%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では、政策効果の違いとして 28.73 人の人口増加が統計的に有意といえることを示している。

ln 人口を被説明変数とした推計モデル(4)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 5%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では､政策効果の違いとして 13.2%の人口増加率が統計的に有意といえることを示している。

ln 地価を被説明変数とした推計モデル(5)は、政策導入年ダミーと補助対象地域ダミーと商業系地域ダミーの交差項が 1%で統計的に有意であった。住居系地域に比べ商業系地域では、政策効果の違いとして 7.6%の地価上昇率が統計的に有意といえることを示している。

これらの推計結果から、富山市の都心部では、住居系地域よりも商業系地域の方が利便性は高く居住地として選択されるため、政策の効果が大きいと考えられる。つまり、まちなか居住推進事業により、都心部へ一律の補助を行ったとしても政策効果は地域のポテンシャルによることが示唆される。

6. 結び

本章ではこれまでの分析をまとめ、政策提言と今後の課題について述べる。

6-1 まとめ

本稿では、まちなか居住推進事業について政策の有用性を都心部、郊外部において確認し、効率化に向けた分析を行った。第 3 章では、政策効果によって都心部の人口の減少に歯止めがかかっていることを示した。第 4 章では、いくつかの仮定の上でモデルケースを挙げ、郊外部の追加行政費用を推計し、まちなか居住推進事業費用との比較からいずれの場合も政策に有用性があることを示した。第 5 章では、一律に補助を行ったとしても、政策効果は地域のポテンシャルによって違うことを人口、地価の観点から示唆した。

6-2 政策提言

6-1 のまとめを踏まえ、2 つの政策提言を行う。

⑴まちなか居住推進事業により補助を行う場合は、政策効果をまちなかと郊外について検証し、有用性を示す必要がある。

⑵まちなか居住推進事業により、補助を一律に行うのではなく地域の実情に合わせた効率的な補助が必要である。つまり、限界的な政策効果の高い地域へより多くの補助を投資することで効率化を図る必要がある。現状の富山市は、住居系地域に比べ商業系地域の方が限界的な政策効果が高いため商業系地域により多くの投資をすることが望ましい。しかし、政策を継続していく中で、限界的な政策効果が変化することが想定されるため、政策の分析を定期的に行い、政策効果の高い地域へ効率的に投資していく必要がある。

6-3 今後の課題

本稿では、6-1 でまとめたように、まちなか居住推進事業について政策の有用性を都心部、郊外部において示し、効率化に向けた分析を行い、政策効果は地域のポテンシャルによって違うこと示唆した。しかし、データ・時間の制約から都心部の政策効果の分析においては、人口については町丁目ごとの分析にとどまり、更なる詳細なメッシュデータを用いることで精度が高くなると考えられる。また、郊外部の政策効果の分析では、仮定をおいた上でのいくつかのモデルケースの比較であったが、インフラ整備時期を詳細な地区レベルで更新時期を把握することでインフラの更新・維持管理費用について精度の高いものが算出可能になると考えられる。また、効率化に向けての分析においては、商業系地域と住居系地域のみでの政策効果の違いを示すにとどまった。地域ごとの特性を把握・分類し、地域による政策効果の違いを他の要素について見出すことで政策の効率化を図ることが可能であると考える。以上のように分析の精度を上げていくことが今後の課題である。

謝辞

本稿作成にあたり、矢崎之浩助教授（主査）、吉田恭教授（副査）、橋本和彦助教授（副査）から丁寧なご指導をいただきました。また、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、久米良昭教授、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からは貴重なご意見等をいただきました。さらに、富山県都市計画課、富山市都市政策課、富山市都市再生整備課、富山市建設政策課、富山市情報統計課の職員の方々には、ご多忙中にも関わらず、データの提供にご協力いただきました。ここに記し、深く御礼申し上げます。

また、政策研究大学院大学で研究の機会を与えご支援いただいた派遣元の皆様、一年間共に学び支え合ったまちづくりプログラムをはじめ同期の学生の皆様に心より感謝を申し上げます。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿の見解及び内容に関する誤り等は全て筆者の責任に帰すことを申し添えます。

参考文献

植竹俊光 、川上光彦、宇津徳浩、亀山博司（2005）「金沢市のまちなか定住促進事業の実態と評価に関する調査研究」『都市計画論文集』40 号 pp.589-594

北原啓司（2006）「地方都市における街なか居住の実態と政策課題について」『都市住宅学』55 号 pp.94-99

平田菜八佳、樋口秀、中出文平（2006）「地方都市における高齢者の中心市街地への住み替えと高齢者用住宅整備の課題に関する研究：長岡市をケース・スタディーとして 」 『都市計画論文集』41(3)pp.1055-1060,

上竹悠介、樋口秀、中出文平、松川寿也（2011）「地方都市における勤労単身世帯の居住実態とそのまちなか居住推進に関する研究：長岡市におけるケーススタディ」『都市計画論文集』46 号 pp.937-942

溝上章志、藤見俊夫、内添啓太（2013）「まちなか居住促進のための選好セグメントの分離とその特性分析」『土木学会論文集 D3（土木計画学）』69 号 No2 pp.121-134

小瀬木祐二、戸川卓哉、鈴木祐大、加藤博和、林良嗣(2010)「大都市圏スケールでのインフラ維持管理・更新費用の将来推計手法の開発」『土木計画学研究・論文集』Vol.27 no.2.pp.305-312

コンパクトなまちづくり研究会（2004）「コンパクトなまちづくり事業調査報告書』

国土交通省（2009）『公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針』

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

地域警察の再編が犯罪発生件数に及ぼす影響の考察

-交番・駐在所の統廃合に着目して-

＜要旨＞

７年連続で戦後最多を更新した刑法犯認知件数を受けて警察庁は緊急治安対策プログラムを策定し、犯罪増加基調に歯止めをかけようとしている。その後刑法犯認知件数は減少に転じているが、当該プログラムに明記された「交番機能の強化」の一方策である交番の配置見直し（交番・駐在所の統廃合）が犯罪発生件数に与える影響について考察を行った。

交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数を増加させるという影響を与えるが、その影響は犯罪類型により異なるという仮説の下、固定効果モデルによる実証分析を行った結果、交番・駐在所の統合は犯罪発生件数を増加させる場合があるが、犯罪の発生に対しては交番・駐在所の数を増やし過ぎても減らし過ぎてもよくないということが統計的に有意に明らかとなった。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13616　　中島　智広

目次

1. はじめに 1

2. 犯罪の現状と交番・駐在所の統廃合の背景 2
2-1. 犯罪の現状 2
2-2. 交番・駐在所の統廃合の背景 3

3. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する理論分析 5
3-1. 問題意識 5
3-2. 理論分析 5

4. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析 6
4-1. 交番・駐在所の統廃合の影響に関するモデル 6
4-2. 利用するデータ 7
4-3. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析の推計結果 10

5. まとめと政策提言 11
5-1. まとめ 11
5-2. 政策提言 11
5-3. 課題 12

6. 補論 12

参考文献 15

付録：データの出典及び作成方法 16

1. はじめに

日本における刑法犯認知件数[1]が 1996 年（平成 8 年）以降 7 年連続で戦後最多を更新し続け、2002 年（平成 14 年）にピークの 285 万 3739 件を数えた事態を受けて、犯罪の増加基調に歯止めをかけ、国民の不安解消を図るために警察庁が策定したのが「緊急治安対策プログラム」である。その後犯罪認知件数は減少に転じ、2012 年（平成 24 年）においては 138 万 2121 件とピーク時の半数以下になっている。ところが社会情勢の急激な変化とあいまって、犯罪の質的変化も起こり、国民の治安に対する不安感がぬぐい去られるどころか、むしろ依然として強い不安感を感じているのが現状である。

緊急治安対策プログラムに明記された「交番機能の強化」策として交番・駐在所の再配置（交番・駐在所の統廃合）が行われていることに着目し、これが犯罪発生に与える影響として犯罪認知件数を分析対象とした。交番・駐在所数が犯罪発生件数に与える影響を考察したものは散見されず、ここに本稿の研究意義があると考えた。

実証分析を進めるにあたり、交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数に影響を与えるが、その影響は犯罪類型により異なるという仮説を立て、これに基づき交番・駐在所の統廃合が犯罪発生件数に与える影響を検証するべく、刑法犯認知件数及び各犯罪類型毎の犯罪認知件数を被説明変数に、警察署・交番・駐在所数、前年度検挙率、人口総数などを説明変数にした都道府県別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。分析結果から、交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数を増加させる場合があるが、犯罪の発生に対しては交番・駐在所の数を増やし過ぎても減らし過ぎてもよくないということが統計的に有意に明らかとなった。これは、犯罪増加基調に歯止めをかけるという目的を達成するための方策である交番・駐在所の統廃合は、犯罪を増加させる場合がある点においては正しい政策とは言えないことになる

以上の点を踏まえ、交番・駐在所の統廃合を進めるにあたっては、交番・駐在所の数を増やし過ぎても減らし過ぎても犯罪発生件数が増加するという事実の認識、交番・駐在所を統廃合することによる箇所当たりの警察官数の増というプラス効果と存在そのものが抑止効果である交番・駐在所が減少することのマイナス効果の双方を勘案することの重要性の２点を提言として示した。

なお、日本における犯罪に係る研究については、大竹外（2010）による失業率と犯罪発生率の研究や沓澤外（2007）による犯罪発生の地理的要因と地価への影響に関する分析などがあるが、交番・駐在所の統廃合に着目した研究は散見されなかった。

本稿の構成は、次章で犯罪の現状と交番・駐在所の統廃合の背景について説明し、第 3 章で交番・駐在所の統廃合が犯罪発生件数に与える影響の理論分析を行って仮説を提起し、第 4 章で仮説検証のための実証分析を行う。第 5 章でこれらを受けての政策提言を行う。

---

[1] 刑法犯の認知件数から、道路上の交通事故に係る業務上（重）過失致死傷罪、危険運転致死傷罪及び自動車運転過失致死傷罪分を除いたものである。

なお、交番・駐在所の統廃合実施地域と犯罪発生地点との関係を補論で触れて終わりとする。

2. 犯罪の現状と交番・駐在所の統廃合の背景

この章では、犯罪認知件数の動向と近年の犯罪の特徴について概観し、近年警察が推し進めている交番・駐在所の統廃合について、その背景について示す。

2-1. 犯罪の現状

日本における犯罪発生の動向について、刑法犯認知件数を見てみると、1975 年（昭和 50 年）に 123 万 4307 件だったものが年々増加傾向にあり、特に 1996 年（平成 8 年）以降 7 年連続で戦後最多を更新し続け、2002 年（平成 14 年）にピークの 285 万 3739 件を数えている。この事態を受けて警察庁は、犯罪の増加基調に歯止めをかけ、国民の不安解消を図るため、2003 年（平成 15 年）8 月「緊急治安対策プログラム」を策定し、緊急かつ重点的に取り組むべき対策を示したところである。その後犯罪認知件数は減少に転じ、2012 年（平成 24 年）においては 138 万 2121 件とピーク時の半数以下になっている。

しかしながら、街頭犯罪や侵入犯罪の急激な増加、刑法犯検挙人員の 4 割を占める少年犯罪、重要凶悪犯罪の増加、来日外国人犯罪や暴力団犯罪等の組織犯罪等が、国民の日常生活に多大の不安を抱かせて[2]いる。地域社会における住民関係の希薄化が進むなどの地域事情の変化、モータリゼーションの進展やインターネット、携帯電話の爆発的普及、深夜営業店の増加等に伴う生活の 24 時間化などの社会情勢の急激な変化とあいまって、サイバー犯罪、振り込め詐欺のような顔の見えない犯罪、ストーカー、DV、児童虐待のような新たな形態の犯罪、殺人・強盗・無差別な通り魔などの凶悪事件の続発、反社会的勢力による組織的犯罪など犯罪の質的変化も起こり、国民の治安に対する不安感がぬぐい去られるどころか、むしろ依然として強い不安感を感じているのが現状である。

刑法犯は、「凶悪犯」、「粗暴犯」、「窃盗犯」、「知能犯」、「風俗犯」、「その他の刑法犯」の犯罪類型に大別される。凶悪犯を構成する犯罪種別（以下「罪種」という。）は「殺人罪、強盗罪、放火罪、強姦罪」で、その認知件数は 1992 年（平成 4 年）6338 件（刑法犯認知件数に占める割合 0.4%）、2011 年（平成 23 年）6996 件（同 0.5%）、ピークは 2003 年（平成 15 年）の 13658 件となっている。粗暴犯を構成する罪種は「暴行罪、傷害罪、脅迫罪、恐喝罪、凶器準備集合罪」で、その認知件数は 1992 年（平成 4 年）36630 件（同 2.1%）、2011 年（平成 23 年）61698 件（同 4.2%）、ピークは 2003 年（平成 15 年）の 78759 件となっている。窃盗犯を構成する罪種は「侵入、非侵入などによる窃盗罪」で、その認知件数は 1992 年（平成 4 年）1525863 件（同 87.6%）、

[2] 警察庁「緊急治安対策プログラム」(2003)より抜粋

2011 年（平成 23 年）1133127 件（同 76.5%）、ピークは 2002 年（平成 14 年）の 2377488 件となっている。風俗犯を構成する罪種は「賭博罪、わいせつ罪」で、その認知件数は 1992 年（平成 4 年）6201 件（同 0.4%）、2011 年（平成 23 年）10905 件（同 0.7%）、ピークは 2003 年（平成 15 年）の 13034 件となっている。また、知能犯を構成する罪種は「詐欺、横領（占有離脱物横領を除く。）、偽造、汚職、背任、「公職にある者等のあっせん行為による利得等の処罰に関する法律」に規定する罪」であり、「その他の刑法犯」を構成する罪種は「公務執行妨害罪、住居侵入罪、逮捕監禁罪、器物損壊罪、占有離脱物横領罪」である。これらの認知件数の推移は図 1 のとおりとなっており、刑法犯認知件数中窃盗犯が圧倒的多数を占めているが、凶悪犯、粗暴犯、風俗犯がそれぞれの全体に占める割合を拡大してきていることが分かる。

また、近年の事件・事故の特徴として、凶悪事件の夜間発生率が極めて高いこと、死者を伴う交通事故の夜間発生率が他の交通事故の夜間発生率に比して高いこと、緊急配備の夜間発令件数が昼間と比して多いことなど夜間の治安悪化が挙げられる。

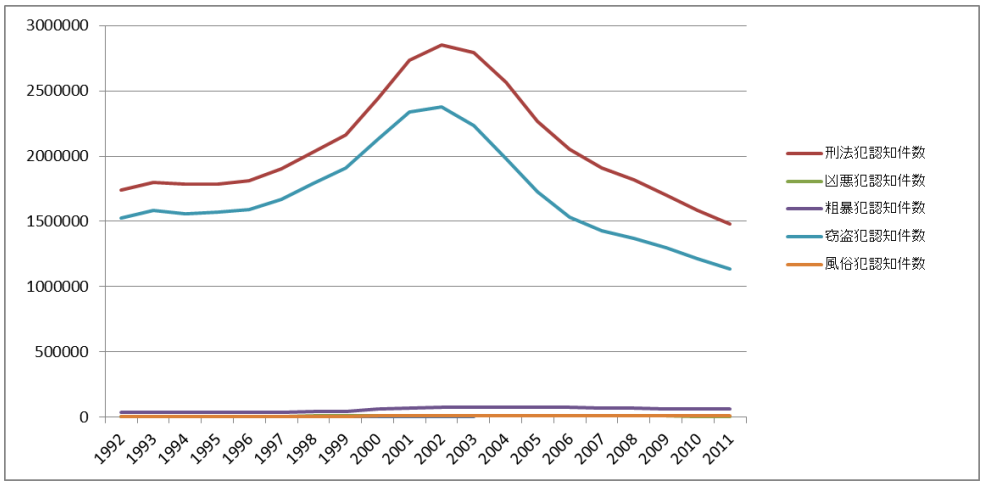


図 1　犯罪認知件数の推移

2-2.　交番・駐在所の統廃合の背景

交番・駐在所という地域警察の体制は、1954 年（昭和 29 年）に現行警察法が施行され、それまでの国家地方警察と自治体警察の二本建ての警察組織が統合一元化されて以降、治安事情や道路事情をベースに昭和 40 年代に見直しをかけた例[3]が見受けられるものの、多くのところで長い間大規模な見直しが行われてこなかったのが実情である。したがって、現実の治安事情や道路事情と交番・駐在所の配置に大きなかい離が生じている可能性が指摘されている。

交番と駐在所は、地域住民の身近な所にあり、そこに警察官が勤務して、地域住民の暮らしの安全を守る活動をする拠点になっている点では同様であるが、交番は主として都市

[3] 鹿児島県警察本部(2011、2012)を参照

部に置かれ、警察官が交替で勤務し、各種警察活動を行っているのに対し、駐在所は、原則として日勤制[4]で運用され、１人の警察官が駐在して地域の安全を守る警察活動を行っている点に違いがある。これは駐在所が昼間の勤務を基本としており、昼間より夜間の警戒態勢がぜい弱であることを示しているが、前章で触れたように生活の 24 時間化等に伴い犯罪の夜間発生率が増大していることから夜間体制の強化が求められている。交番・駐在所数に占める交番の割合が夜間体制のバロメータのひとつと考えられており、そのひとつの方策として複数の駐在所をひとつの交番に統合する動きがあり、この結果、交番・駐在所の数は減少することとなる。

また、前章で触れた「緊急治安対策プログラム」において挙げられた、緊急かつ重点的に取り組むべき対策の中に、交番勤務員の増員や交番の配置見直しを行うことによる「交番機能の強化」がある。戦後最多の刑法犯認知件数を受けて「緊急治安対策プログラム」が策定されたのが 2003 年（平成 15 年）である。ここで警察署・交番・駐在所数の推移

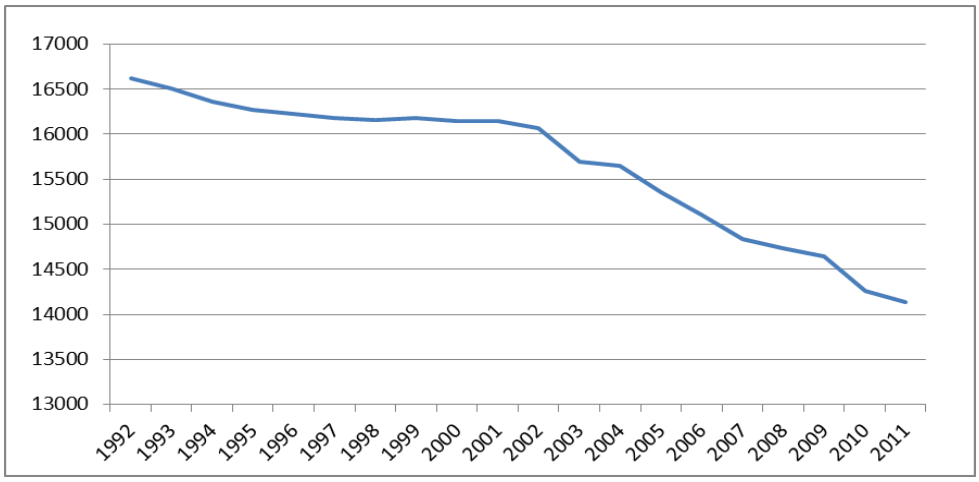


図２　警察署・交番・駐在所数の推移

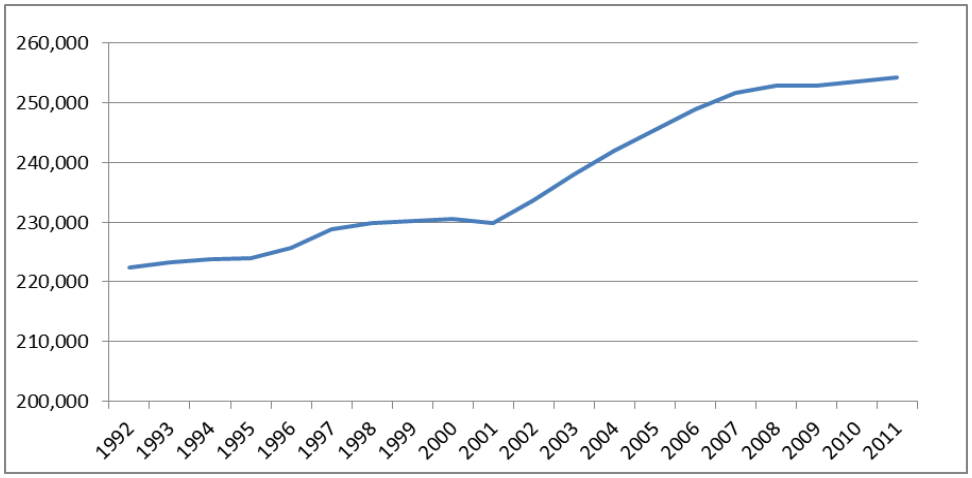


図３　警察官数の推移

[4] 月曜日から金曜日までの平日に午前 8 時 30 分から午後 5 時 15 分まで勤務する勤務形態をいう。

（図 2）と警察官数の推移（図 3）を見てみると、警察署・交番・駐在所の数は 1992 年（平成 4 年）16623 箇所、2011 年（平成 23 年）14135 箇所と減少傾向に、警察官の数は 1992 年（平成 4 年）222388 人、2011 年（平成 23 年）254318 人と増加傾向にあるが、よく見てみるとこの「緊急治安対策プログラム」策定の時期を境にその度合いが強くなっていることが分かる。緊急治安対策プログラム中の「交番機能の強化」として、交番・駐在所の統廃合が推し進められていると言うことができる。

3. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する理論分析

この章では、実証分析の前段階として、3-1 節で交番・駐在所の統廃合に関する問題意識を提起し、3-2 節でその理論分析を行う。

3-1. 問題意識

前章までで見てきたように、交番機能のうち夜間体制の強化につながるものとして複数の駐在所を廃しひとつの交番に統合する交番・駐在所の統廃合が進められてきた。しかしながら、この政策が打ち出された地域においては、必ずといっていいほど地域住民から、「犯罪発生件数の増加への懸念」を理由とした反対運動が起きている。交番・駐在所が身近にあることでの安心感やその存在が犯罪抑止につながっているとの意識によるものと推察される。交番・駐在所の統廃合は果たして本当に犯罪発生件数を増加させるのだろうか。

3-2. 理論分析

犯罪の実行に際して、犯罪から得る利益が犯罪のコストを上回るとき犯罪を実行することになるということを、刑罰に着目して研究したのがゲーリー・ベッカーである。逆に言うと、犯罪のコストが上がれば犯罪は抑止されることになる。このベッカーの研究は最適な違法行為数とその最適な抑止政策を考察する先駆けとなったものである。

図 4 において犯罪コストである限界費用曲線が MC_1 から MC_2 に引き上げられると、均衡点は X_1 から X_2 へと移動し、犯罪件数は減少することになる。ここでいう犯罪コストは、刑罰であり、警察官の数であり、逮捕の確率である。ベッカーなどの研究[5]は、これらが犯罪件数を引き下げることを実証し、文献[6]も多数存在している。

交番・駐在所の統廃合の影響を表す指標として、警察署・交番・駐在所数を用いるとすると、刑罰、警察官数、逮捕される確率などと同様に警察署・交番・駐在所数も犯罪の限界費用を引き上げるものと考えられる。交番・駐在所の統廃合は、すなわち警察署・交番・駐在所数の減少であり、犯罪の限界費用を引き下げるため犯罪件数を増加させると考え

[5] G.ベッカー(1968)、S.レヴィット(1997、2002、2004)を参照
[6] S.レヴィット外(2009)、R.ミラー外(2006)、福井(2007)を参照

られる。しかしながら、犯罪類型により、計画的な側面や衝動的な側面などその性質が異なるため、与える影響は違うことが予想される。

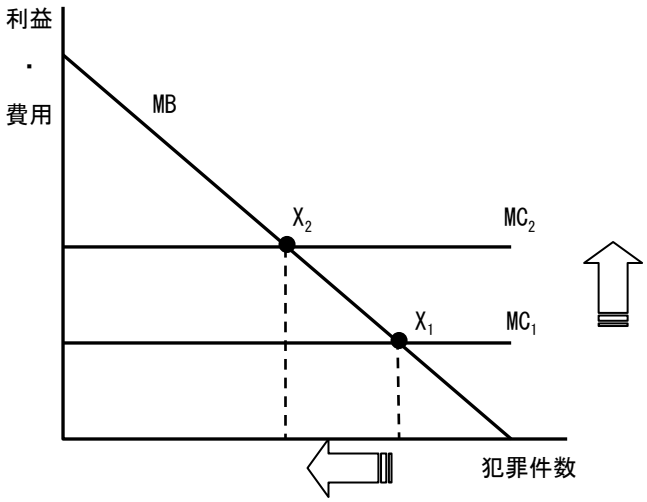


図４　犯罪コストと犯罪件数のモデル

4.　交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析

本章では、交番・駐在所の統廃合が刑法犯の犯罪認知件数にどのような影響を与えたかを検証するために実証分析を行う。交番・駐在所の統廃合が進められたことを、警察署・交番・駐在所の数で計ることとし、これを用いた実証分析を行う。まず、4-1 節で交番・駐在所の統廃合の影響に関する推計モデルを示す。4-2 節では推計モデルで利用するデータの説明を行う。また、4-3 節では推計モデルの推計結果を示す。

4-1.　交番・駐在所の統廃合の影響に関するモデル

本節では、前章の理論分析により導き出された「交番・駐在所の統廃合は、犯罪発生件数に影響を与えるが、その影響は犯罪類型により異なる。」との仮説について実証分析を行うが、交番・駐在所数は都道府県警察単位で決定されていることを踏まえて 1992 年（平成 4 年）から 2011 年（平成 23 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。

$$(\mathrm{Crime})_{it} = \beta_0 + \beta_1(\mathrm{Policebox})_{it} + \beta_2(\mathrm{Policebox})^2_{it} + \beta_3 X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

β_0：定数項　　β_1～β_3：パラメータ

(Policebox)：警察署・交番・駐在所数

$(\mathrm{Policebox})^2$：警察署・交番・駐在所数の２乗値　　X：コントロール変数

δ：固定効果（個体ごとに固有で観察できない要因） ε：誤差項

i：都道府県　　t：年

仮説の検証において犯罪の全体的動向及び犯罪類型ごとの違いを見るために犯罪発生件数の対象として、「ア　刑法犯認知件数」、「イ　凶悪犯認知件数」、「ウ　粗暴犯認知件数」、「エ　窃盗犯認知件数」、「オ　風俗犯認知件数」を用いる。推計モデルについては、県民性といった観測不可能な都道府県ごとの固有の要素の存在が考えられるため、これらを取り除くために固定効果モデルにより推計を行う。

4-2. 利用するデータ

前節で示した推計モデルを分析するために利用するデータは次のとおりである。

(1) 被説明変数

犯罪の全体的な傾向及び犯罪類型ごとの違いを見るために、次の５つを被説明変数とする。

ア　刑法犯認知件数、イ　凶悪犯認知件数、ウ　粗暴犯認知件数、

エ　窃盗犯認知件数、オ　風俗犯認知件数

凶悪犯を構成するものは、主に殺人・強盗・放火・強姦といった罪種であり、計画的、怨恨的な側面が強いと思われる。粗暴犯を構成するものは、主に暴行・傷害・脅迫・恐喝といった罪種であり、衝動的な側面が強いと思われる。窃盗犯を構成するものは、主に侵入盗・乗り物盗といった罪種であり、計画的な側面と衝動的な側面を併せ持ち、かつ、経済的な側面が強いと思われる。風俗犯を構成するものは、主に賭博・わいせつといった罪種であり、衝動的な側面が強いと思われる。

(2) 説明変数

①　警察署・交番・駐在所の数

交番・駐在所の統廃合を表す指標として、警察署・交番・駐在所の数を用いた。交番・駐在所の統廃合が犯罪発生件数に影響を与えるならば、予想される符号は、アの場合負、イの場合負、ウの場合負、エの場合負、オの場合負である。

②（警察署・交番・駐在所の数）^{2}

①での符号が正（又は負）の場合に、警察署・交番・駐在所の数を増やし続けた方がいいか（又は減らし続けた方がいいか）を見る指標として、警察署・交番・駐在所の数の２乗値を用いる。ここでは警察官数をあえてコントロールせずに箇所当たりの警察官数などの効果が表れるよう分析を試みたため、交番・駐在所の数には最適点があると考えられるので、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正、ウの場合正、エの場合正、オの場合正である。

③　コントロール変数Ⅰ：前年度検挙率

犯罪者の限界費用を表す指標として、前年度の犯罪検挙率を用いた。犯罪検挙率が

高くなると逮捕される確率が上がり犯罪に対する限界費用が引き上げられることになると考えられるため、予想される符号は、

アの場合負、イの場合負、ウの場合負、エの場合負、オの場合負である。

④　コントロール変数Ⅱ：人口総数

人口の増減に伴う犯罪認知件数の変化を表す指標として、人口総数を用いた。予想される符号は、

アの場合正、イの場合正、ウの場合正、エの場合正、オの場合正である。

⑤　コントロール変数Ⅲ：人口密度

犯罪者の限界費用を表す指標として、可住地面積 $1km^2$ 当たりの人口密度を用いた。人口密度の増加は、一般的には犯罪者にとって他者からの注意を引きやすくなるため犯罪に対する限界費用が引き上げられることになるが、犯罪種別によりその影響は異なると考えられるため、予想される符号は、

アの場合負、イの場合負、ウの場合正負不明、エの場合負、オの場合負である。

⑥　コントロール変数Ⅳ：昼夜人口比率

犯罪者の限界費用を表す指標として、昼夜人口比率を用いた。比率が高いことは昼間人口の比率が高いことを意味し、犯罪の限界費用は昼の方が高いと考えられるため、予想される符号は、

アの場合負、イの場合負、ウの場合負、エの場合負、オの場合負である。

⑦　コントロール変数Ⅴ：外国人人口

犯罪者の限界費用を表す指標として、外国人人口を用いた。一般に犯罪に外国人が絡む印象を抱きがちであるが、ここに計上される外国人人口は正当な手続きを踏んで滞在する者であるため問題を起こすと滞在を許可されなくなるという意味で犯罪の限界費用は高いと考えられるため、予想される符号は、

アの場合負、イの場合負、ウの場合負、エの場合負、オの場合負である。

⑧　コントロール変数Ⅵ：就業・通学していない人口

犯罪者の限界費用を表す指標として、就業・通学していない人口を用いた。職を持たない者は、犯罪を行うことの限界費用が低いと考えられるため、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正、ウの場合正、エの場合正、オの場合正である。

⑨　コントロール変数Ⅶ：離婚率

生活困窮による犯罪を表す指標として、離婚率を用いた。生活困窮に左右される犯罪種別は窃盗であり、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正負不明、ウの場合正負不明、エの場合正、オの場合正負不明である。

⑩　コントロール変数Ⅷ：完全失業率

犯罪者の限界費用を表す指標として、完全失業率を用いた。失業者は、犯罪を行うことの限界費用が低いと考えられるため、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正、ウの場合正、エの場合正、オの場合正である。

⑪　コントロール変数Ⅸ：生活保護割合

生活困窮による犯罪を表す指標として、各都道府県における人口千人当たりの生活保護被保護者実人員を用いた。しかしながら生活保護受給は、必要最低限の生活を保障されることで犯罪発生に影響を与えないとの考え方も成り立ち、犯罪種別によりその影響は異なると考えられるため、予想される符号は、

アの場合負、イの場合正負不明、ウの場合正負不明、エの場合負、オの場合正である。

⑫　コントロール変数Ｘ：県民所得

所得による犯罪の機会費用を表す指標として、各都道府県における１人当たり県民所得を用いた。これは豊かさが増すことで犯罪の機会費用が増すという側面を持つ一方、所得平均値が上がるだけで下層との差が大きくなるという点で犯罪の機会費用が元々低い生活困窮者による犯罪誘因を大きくするという側面を持ち、後者の方がより大きく、経済的な犯罪種別により影響を与えると考えられるため、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正負不明、ウの場合正負不明、エの場合正、オの場合正負不明である。

⑬　コントロール変数 XI：空き家数

犯罪の温床となりやすい環境を表す指標として、各都道府県における空き家の数を用いた。空き家が多くなると犯罪の潜在性が上がるため、予想される符号は、

アの場合正、イの場合正、ウの場合正、エの場合正、オの場合正である。

⑭　コントロール変数ⅩⅡ：年度ダミー

年度によるトレンドを除去するため年度ダミーを用いた。

なお、データの出典及び計算方法については付録、基本統計量については表 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
刑法犯認知件数	43855.470	56452.430	4429.000	327262.000
凶悪犯認知件数	195.052	279.963	13.000	1796.000
粗暴犯認知件数	1234.230	1735.844	88.000	11253.000
窃盗犯認知件数	36134.690	46280.420	3239.000	278384.000
風俗犯認知件数	200.928	277.193	14.000	1844.000
警察署・交番・駐在所数	333.292	224.487	112.000	1336.000
(警察署・交番・駐在所数)^2	161424.100	276497.900	12544.000	1784896.000
前年度刑法犯検挙率	39.832	14.123	11.458	79.707
前年度凶悪犯検挙率	83.579	13.332	39.154	128.000
前年度粗暴犯検挙率	79.116	17.605	24.734	208.674
前年度窃盗犯検挙率	36.205	14.093	5.876	78.078
前年度風俗犯検挙率	74.221	22.664	25.185	178.333
人口総数	2698.235	2521.507	585.000	13196.000
人口密度	1368.984	1643.545	247.000	9478.900
昼夜人口割比率	99.129	4.848	84.640	124.240
外国人人口	804.492	534.345	126.000	2512.000
就業・通学していない人口	917437.800	820894.800	182433.000	3974726.000
離婚率	1.816	0.358	0.910	2.940
完全失業率	5.061	1.572	2.020	11.900
生活保護割合	8.866	5.485	1.780	34.880
県民所得	2821.389	436.278	1991.000	4705.000
空き家数	134050.600	134922.200	17020.000	801240.000
観測数		940		

4-3. 交番・駐在所の統廃合の影響に関する実証分析の推計結果

推計結果は、表 2 のとおりである。

表 2 推計結果

被説明変数	刑法犯認知件数	凶悪犯認知件数	粗暴犯認知件数
説明変数	係数 ［標準偏差］	係数 ［標準偏差］	係数 ［標準偏差］
警察署・交番・駐在所数	-104.628 ***	-1.043 ***	-4.735 ***
	[33.389]	[0.249]	[1.345]
(警察署・交番・駐在所数)^2	0.187 ***	0.001 ***	0.009 ***
	[0.035]	[0.000]	[0.001]
前年度検挙率	-121.048 **	-1.620 ***	-11.903 ***
	[51.963]	[0.293]	[1.342]
人口総数	84.510 ***	0.517 ***	3.322 ***
	[11.763]	[0.080]	[0.430]
人口密度	-175.731 ***	-1.148 ***	-1.919 ***
	[19.728]	[0.135]	[0.725]
昼夜人口比率	-8176.699 ***	-60.904 ***	-335.659 ***
	[973.774]	[6.561]	[36.200]
外国人人口	-11.807 ***	-0.112 ***	-1.040 ***
	[3.326]	[0.022]	[0.123]
就業・通学していない人口	0.109 ***	0.001 ***	0.002 ***
	[0.009]	[0.000]	[0.000]
離婚率	-3307.836	-85.330 **	-385.129 *
	[5643.927]	[38.748]	[208.728]
完全失業率	3155.962 **	14.947	-69.337
	[1353.674]	[9.299]	[50.118]
生活保護割合	-1758.725 ***	-4.456 *	-23.122 *
	[356.986]	[2.446]	[13.202]
県民所得	3.455	0.017	0.255 **
	[3.500]	[0.024]	[0.130]
空き家数	-0.006	0.001 ***	0.008 ***
	[0.029]	[0.000]	[0.001]
定数項	783584.300 ***	6065.946 ***	26712.770 ***
	[101029.200]	[684.658]	[3758.818]
決定係数	0.598	0.587	0.712
観測数	940	940	940

***、**、*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	窃盗犯認知件数	風俗犯認知件数
説明変数	係数 ［標準偏差］	係数 ［標準偏差］
警察署・交番・駐在所数	-74.744 **	-0.388 *
	[32.125]	[0.226]
(警察署・交番・駐在所数)^2	0.158 ***	0.001 **
	[0.031]	[0.000]
前年度検挙率	-51.244	-0.764 ***
	[43.122]	[0.178]
人口総数	59.301 ***	0.570 ***
	[10.325]	[0.072]
人口密度	-134.038 ***	-1.152 ***
	[17.342]	[0.121]
昼夜人口比率	-6685.252 ***	-57.364 ***
	[850.411]	[5.942]
外国人人口	-9.369 ***	-0.048 **
	[2.934]	[0.020]
就業・通学していない人口	0.083 ***	0.001 ***
	[0.008]	[0.000]
離婚率	1117.887	7.356
	[4979.363]	[35.081]
完全失業率	3838.467 ***	-20.857 **
	[1194.116]	[8.419]
生活保護割合	-1725.600 ***	10.09 ***
	[315.219]	[2.230]
県民所得	2.083	0.031
	[3.084]	[0.021]
空き家数	-0.045 *	0.002 ***
	[0.026]	[0.000]
定数項	651656.300 ***	5563.152 ***
	[88424.450]	[620.187]
決定係数	0.588	0.690
観測数	940	940

***、**、*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 の推計結果のうち、着目すべきは「警察署・交番・駐在所数」と「(警察署・交番・駐在所数)²」である。警察署・交番・駐在所数を見ると、犯罪類型により有意水準に違いはあるものの、すべて統計学上有意に負の係数が表れている。これは警察署・交番・駐在所数が増えると犯罪認知件数を減少させる傾向があるということである。また、(警察署・交番・駐在所数)² を見ると、犯罪類型により有意水準に違いはあるものの、すべて統計学上有意に正の係数が表れている。これは警察署・交番・駐在所数が増えれば増えるほど犯罪認知件数が減少するわけではないことを示している。ただし抑止力・捜査力の向上となる交番・駐在所数の増は犯罪者の限界費用を引き上げ、犯罪認知件数を減少させるが、その一方で犯罪認知件数が多いところほど交番・駐在所が多く設置されるという説明変数と被説明変数間の同時性の問題が存在するが、本稿においてはこの点の考慮が不十分である。

5. まとめと政策提言

本章では、5-1 節で実証分析から明らかになったことを示した上で、5-2 節でこれまでの政策の評価を行い、これを受けての政策提言を行う。また、本稿で明らかにできなかった課題や研究を通じて感じた課題を 5-3 節に示す。

5-1. まとめ

本稿では、交番・駐在所の統廃合が犯罪発生件数に与える影響について、その統廃合は犯罪発生件数を増加させる影響を与えるがその影響は犯罪類型により異なるとの仮説の下で実証分析を行った。その結果、交番・駐在所の統廃合は犯罪発生件数を増加させる場合があるが、犯罪の発生に対しては交番・駐在所の数が多過ぎても少な過ぎてもよくない、ただし、その影響は犯罪類型により異なるということが明らかとなった。これは事前の仮説どおりの結果となった。

5-2. 政策提言

今回取り上げた交番・駐在所の統廃合という政策は、犯罪増加基調に歯止めをかけるという目的を達成するための方策であり、その点で評価すると、犯罪が増加する場合があり、すべての場合において正しい政策とは言えないことになる。

したがって、交番・駐在所の統廃合を進めるにあたっては、交番・駐在所の数を増やし過ぎても減らし過ぎても犯罪発生件数が増加する場合があることを認識することと、交番・駐在所を統廃合することによる箇所当たりの警察官数の増というプラス効果と存在そのものが抑止効果である交番・駐在所が減少することのマイナス効果の双方を十分勘案する必要があることを提言する。

5-3. 課題

本稿の研究で、交番・駐在所の統廃合の影響は犯罪類型により異なることが明らかになったが、これは犯罪類型により最適な交番・駐在所の数が異なることになることを意味する。どの犯罪類型を重視するかで最適な交番・駐在所の数が異なるが、本研究ではそれを明らかにすることはできなかった。

本稿の研究では犯罪類型ごとに分析を行ったが、そもそも犯罪類型ごとでは計画的、衝動的、怨恨などといった犯罪の性質が混在しており、個別の罪種ごとに分析した方がより正確な結果が得られると考えられるがデータの制約があり本研究では実施することができなかったこと、交番・駐在所の統廃合は昨今の犯罪の夜間発生を抑制することも目的としているが、昼間・夜間別の犯罪発生件数が入手できず、その効果を分析することができなかったこと、いつどこでどのような犯罪が発生したかという犯罪発生地点ごとのデータが入手できれば、GIS を用いて交番・駐在所からの距離などより詳細な分析ができると考えられるが、データの制約で分析することができなかったことなどデータの制約という壁があった。個人情報を伏せた形でデータを活用することは可能であり、活用できるデータの提供が望まれる。

6. 補論

交番・駐在所の統廃合の行われた地域と犯罪発生地点との関係を見るため、鹿児島市における乗り物盗（車・オートバイ・自転車）の発生地点[7]を地図上にプロットし、交番・駐在所の統廃合前後を比較した。具体的には、2013 年（平成 25 年）3 月に実施された鹿児島市内の交番・駐在所の統廃合の影響を、この前後で比較する。ただし、データ参照元の公表期間の制約で 2012 年（平成 24 年）1 月以降のものしか得られなかった。犯罪発生の要因を合わせるため、交番・駐在所の統廃合前として 2012 年（平成 24 年）7 月～11 月における乗り物盗発生を、統廃合後として 2013 年（平成 25 年）7 月～11 月における乗り物盗発生を比較した。乗り物盗の種別ごとの発生件数は表 3 のとおりである。

表 3 交番・駐在所の統廃合前後における乗り物盗の発生件数

		発生件数	（うち施錠無）	[施錠無割合]	交番･駐在所からの平均距離
自転車盗	再編前	728	(502)	[69.0%]	1239.2 m
	再編後	634	(422)	[66.6%]	1444.8 m
バイク盗	再編前	110	−		781.6 m
	再編後	66	−		727.4 m
自動車盗	再編前	7	−		1219.1 m
	再編後	5	−		2015.5 m

[7] 鹿児島県警察本部「犯罪情報マップ」（http://kp-anzenmap.pref.kagoshima.jp/）を参照

次に、交番・駐在所の統廃合前の乗り物盗発生地点を地図上にプロットしたものが図 5-1、統廃合後の乗り物盗発生地点を地図上にプロットしたものが図 5-2 である。図中の丸囲みの地域が、交番・駐在所の統廃合が実施された地域であるが、統廃合の前後を通して、そもそも乗り物盗がほとんど発生していないことが見てとれる。

また、乗り物盗の発生地点と交番・駐在所の位置との関係がより分かるように統廃合前の市街地部分を拡大したものが図 6-1、統廃合後の市街地部分を拡大したものが図 6-2 である。

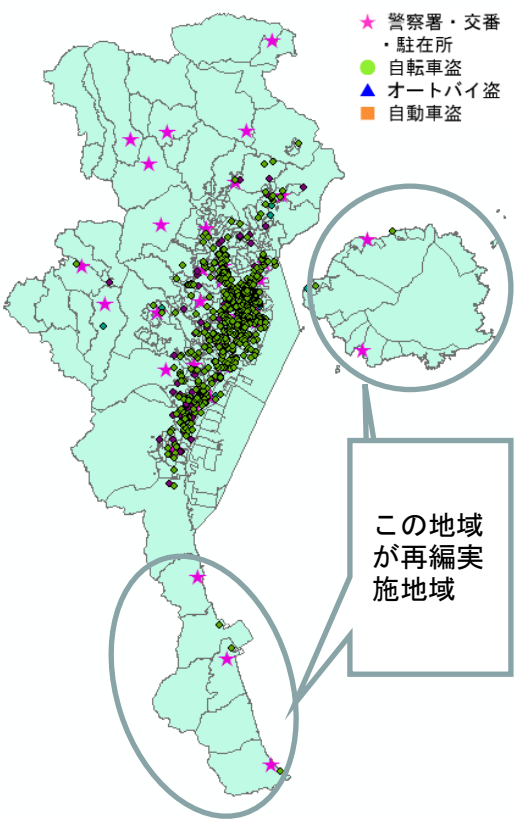


図 5-1　再編前の犯罪発生地点（市全域）

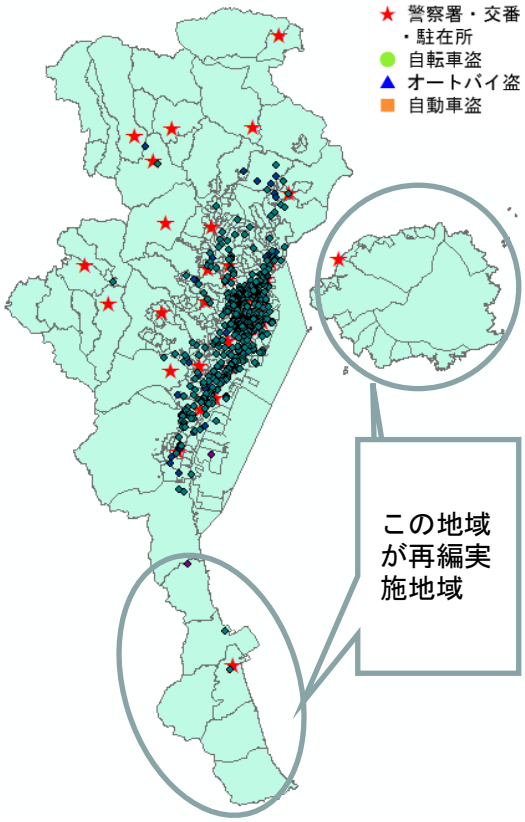


図 5-2　再編後の犯罪発生地点（市全域）

データを入手できた期間が短く、罪種も窃盗犯の中の乗り物盗に限るという極めて限定された条件のため発生件数を統計学的に比較分析することはできないが、このデータから分かることは、乗り物盗の発生に大きく影響していると考えられるのは施錠の有無である。乗り物盗全体に占める施錠無の割合が約 7 割弱となっており、施錠無の乗り物が乗り物盗の発生を誘発している側面が考えられる。また、図 6-1、図 6-2 からは、交番・駐在所のすぐ側でも多く乗り物盗が発生していることが見てとれる。これは、施錠無の場合など極めて短時間での犯行が可能で、かつ、証拠も残りにくいため、交番・駐在所のすぐ側で

あっても多く発生していると考えられる。

鹿児島県警察本部の交番・駐在所再編計画は平成 24 年から始まり平成 31 年までの間に段階的に進めていくもので、今回見た交番・駐在所の再編地域は、この期間の中でも初期の段階であり、まずはもともと犯罪発生率が低いところを選んで統廃合を進めていると推察される。

もっと段階が進んだときの状況を観察することができれば、より精緻な分析ができると思われる。

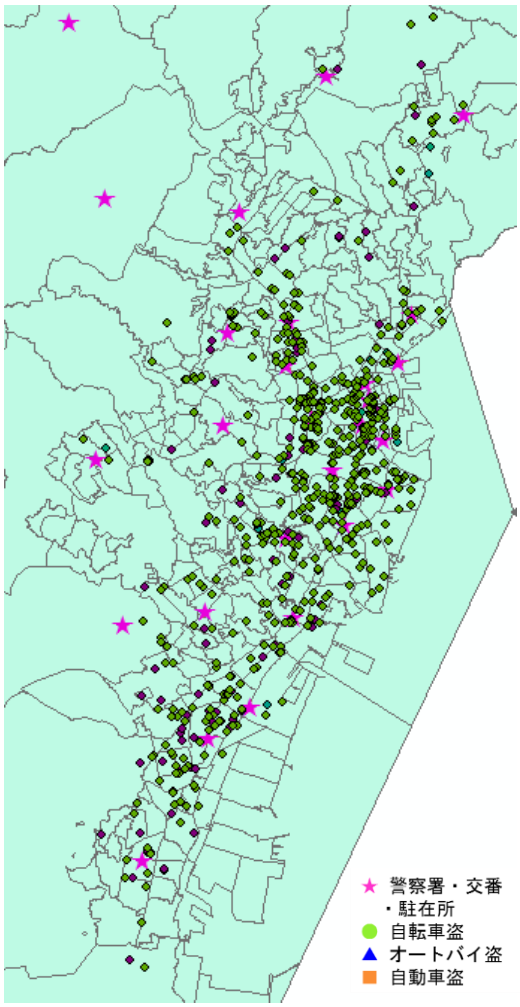


図 6-1　再編前の犯罪発生地点（市街地）

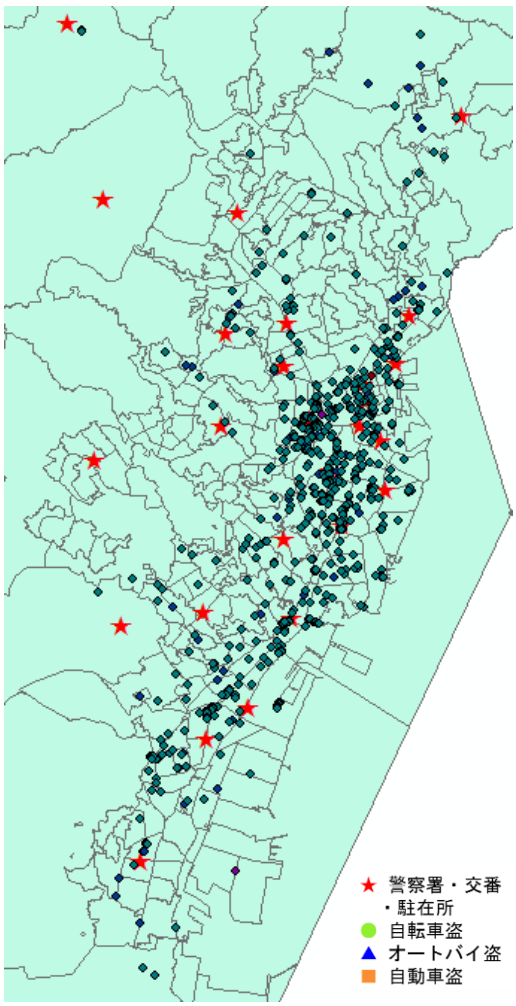


図 6-2　再編後の犯罪発生地点（市街地）

謝辞

本稿の執筆にあたり、福井秀夫教授（プログラムディレクター、副査）、西脇雅人助教授（主査）、安藤至大客員准教授（副査）、三井康壽客員教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導をいただいたほか、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。ここに感謝の意を表します。また、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えていただ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

・大竹文雄、小原美紀(2010)「失業率と犯罪発生率の関係：時系列および都道府県別パネル分析」日本経済研究 No.40、40-65
・沓澤隆司、山鹿久木、水谷徳子、大竹文雄(2007)「犯罪発生の地理的要因と地価への影響に関する分析」日本経済研究 No.56、70-91
・警察庁（2003）「緊急治安対策プログラム」
・鹿児島県警察本部(2011)「鹿児島県警察における地域警察の体制強化に向けた再編整備基本計画」
・鹿児島県警察本部(2012)「鹿児島県警察における地域警察の体制強化に向けた再編整備実施計画」
・スティーブン・D・レヴィット、スティーブン・J・ダブナー著 望月衛訳(2009)『ヤバい経済学（第６刷）』東洋経済新報社
・ロジャー・ミラー、ダニエル・ベンジャミン、ダグラス・ノース著 赤羽隆夫訳(2006)『経済学で現代社会を読む（第 12 刷）』日本経済新聞社
・福井秀夫著(2007)『ケースからはじめよう 法と経済学』日本評論社
・Gary S. BECKER(1968) ”Crime and Punishment: An Economic Approach” Journal of Political Economy, March/April, 169-217
・Steven D. LEVITT(1997) “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime” The American Economic Review, Volume87, Issue3, 270-290
・Steven D. LEVITT(2002) “Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime:Reply“ The American Economic Review, Volume92, No.4, 1244-1250
・Steven D. LEVITT(2004) “Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain the Decline and Six that Do Not” Journal of Economic Perspectives, Volume18, No.1, 163-190

付録：データの出典及び作成方法

データ	出典
犯罪認知件数	警察庁刑事局『犯罪統計』の刑法犯総数（交通業過を除く）の認知件数を利用した。
犯罪検挙率	上記犯罪認知件数と警察庁刑事局『犯罪統計』の刑法犯総数（交通業過を除く）の検挙件数を利用し、犯罪検挙件数／犯罪認知件数で算出した。
警察署・交番・駐在所数	警察庁長官官房『業務資料（平成 21 年までは警察白書，都道府県業務資料）』を利用した。
人口総数	総務省統計局『国勢調査』、『人口推計』の人口を利用した。
人口密度	総務省統計局『国勢調査』、国土交通省国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』の総面積、農林水産省大臣官房『世界農林業センサス林業地域調査』の林野面積、主要湖沼面積を利用し算出された可住地面積と上記人口総数を利用し、人口総数／可住地面積で算出した。（1km² 当たり（人）））
昼夜人口比率	総務省統計局『国勢調査』従業地・通学地集計結果の昼間人口と上記人口総数を利用し、昼間人口／人口総数で算出した。
外国人人口	総務省統計局『国勢調査』外国人人口と上記人口総数を利用し、外国人人口／人口総数で算出した。（人口 10 万人当たり）
就業・通学していない人口	総務省統計局『国勢調査』従業地・通学地集計での従業も通学もしていない人口を利用した。
離婚率	厚生労働省大臣官房『人口動態調査』離婚件数と上記人口総数を利用し、離婚件数／人口総数で算出した。（人口千人当たり）
完全失業率	総務省統計局『国勢調査』完全失業者と労働力人口を利用し、完全失業者数／労働力人口で算出した。
生活保護率	厚生労働省大臣官房『福祉行政報告例-社会福祉行政業務報告-』現に保護を受けた人員と保護停止中の人員を足したものと上記人口総数を利用し、生活保護被保護実人員／人口総数で算出した。（月平均人口千人当たり）
県民所得	内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算』の１人当たり県民所得を利用した。（千円）
空き家数	総務省統計局『住宅・土地統計調査』を利用した。

放置自転車対策としての返還費用増加政策の効果について

＜要旨＞

これまで自治体による放置自転車対策は，駅周辺の駐輪場整備を中心に行われてきた。しかし，駅周辺空間は限られている。自転車の放置行為は人々の選択行動であることから，放置自転車を減少させるには，放置費用をコントロールし放置抑止のインセンティブ付与政策が有効と考えられる。そこで本研究では，返還料値上げ政策や返還場所までの距離といった，自転車を撤去された人々の返還費用の増加が放置自転車台数にどのように影響があるかを理論・実証分析した．その結果，自転車を撤去された人々の返還費用が自転車利用者の放置費用として機能し，放置抑止のインセンティブとして働いていることを確認した．さらに，返還費用増加政策の限界をまとめ，デポジット制や過料等の制定の政策提言を行っている．

キーワード：放置自転車の理論モデル，インセンティブ，負の外部性

2014 年(平成 26 年)2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU13617　　平野　亮

目次

1. はじめに 3
2. 自転車法と自治体の放置自転車対策 4
3. 返還費用増加政策の効果に関する理論分析 5
3. 1 放置自転車の理論モデル 5
3. 2 返還料値上げ政策について 7
4. 返還費用増加政策の効果に関する実証分析 7
4. 1 実証分析の方法と推計モデル 8
4. 2 推計結果 10
5. 考察 11
5. 1 経済学的に最適な状態 11
5. 2 返還費用増加政策の限界 13
6. 政策提言 13
7. おわりに 14
謝辞 15
参考文献 15

1. はじめに

内閣府の調査[1]によれば平成 23 年度時点の駅周辺の放置自転車の台数（各都道府県の市，東京都特別区及び三大都市圏の町村）は合計で 1 日あたり 17.7 万台であり，昭和 56 年の 98.8 万台をピークに減少傾向にある．また，自転車駐輪場の整備台数は昭和 56 年の 133.4 万台から増加の一途たどり，平成 19 年の 437.7 万台をピークに平成 21 年度には 432.1 万台，平成 23 年度では 346.1 万台に減少した．このことから，これまでの放置自転車への主な対策は駐輪場整備であったこと，その駐輪場整備に一定の効果があったことが言える．

放置自転車への自治体（政府）の介入根拠は，放置自転車による歩行スペースの占有や美観を損ねるなどの負の外部性への対処である．これまで駐輪場整備等により一定の効果があったものの，放置自転車は依然無くならず，かつ放置台数そのものをゼロにすることには多大な費用がかかり実現が難しい．特にこれまでの主な対策である駐輪場の整備にその手段を求めるのは，建設費や維持費の問題，駅前のスペースの有効利用等の問題より難しいと言える．また調査等から，駐輪場に空きスペースがあるにもかかわらず放置されるという実態が読み取れる．さらに自治体は常に，費用対効果の高い政策手段を選択する必要に迫られていると言えよう．つまり，放置自転車に対する政策手段を選択する判断材料として，それぞれの駅周辺の特性や政策実行状況をコントロールしつつ，政策を変化させた場合の放置自転車の台数に与える定量的効果を明らかにすることが重要であると言える．

家田・加藤（1995）は大都市郊外部への鉄道駅へのアクセス交通としての自転車利用者の行動原理を，アクセス手段選択と自転車駐輪場場所選択の 2 段階選択として捉えたモデルを分析している．

唐渡・八田・佐々木（2012）においては，違法駐輪に対する自治体の政策手段として駐輪場の整備台数，駐輪場の料金，撤去率を変数として，駐輪場選択問題に注目した．違法駐輪台数割合比率データに基づいた推定モデルを提案し，撤去頻度を増加させると放置自転車台数が減少することを分析している．

これまでの論文は放置自転車台数等を被説明変数とし，駐輪場の整備，撤去活動の頻度を変数として推計しているが，自転車利用者の放置費用としての機能があるはずである返還料，撤去自転車保管場所までの距離等を考慮している論文はこれまでにない．放置自転車の問題は，自転車利用者の合法駐輪かあるいは放置かの選択行動であると考えられる．さらに，経済学の十大原則には「人々は様々なインセンティブ（誘因）に反応する」[2]とある．法と経済学の観点からは，自転車利用者の放置費用をコントロールし，放置抑止のインセンティブ付与する政策の効果を分析し，政策実行に役立てることが重要であると考えられる．

そこで本研究では，自治体の制御可能な政策が駅周辺の放置自転車台数に与える影響について，駅単位で集計されたデータを利用して分析を行う．自転車利用者の合法駐輪か放

[1] 内閣府「平成 23 年度　駅周辺における放置自転車の実態調査の集計結果」
[2] N・グレゴリー・マンキュー（2013）10-12 参照.

置かの選択を，Becker（1968）が提唱した犯罪行動モデルと同様に決定されることを仮定とし，駅ごとの放置自転車台数のクロスセクションデータを用いて，自転車を撤去された人々が支払う返還費用が，自転車利用者の放置費用として機能しているかを実証分析により検証する．ここでの「放置自転車」とは，各自治体の定める「放置禁止区域に自転車駐車場以外の場所におかれている自転車であって，当該自転車の利用者が当該自転車を離れて直ちに移動することができない状態にあるもの[3]」 を言う．自治体が放置自転車対策としてコントロール可能な政策とは，駐輪場の整備，撤去活動，返還料の設定などになる．

本研究では，第 2 章で放置自転車対策の根拠となる法律，自治体の政策について述べる．第 3 章では放置自転車の理論分析について，第 4 章では実証分析について述べている．結果，返還費用の増加には放置自転車減少効果があることが分かった．第 5 章では，理論分析と実証分析の結果から放置自転車対策としての返還費用増加政策について考察を述べており，第 6 章ではその考察より政策提言を行っている．最後に第 7 章では，論文の総括と今後の課題について述べている．

2. 自転車法と自治体の放置自転車対策

放置自転車に関する法律は昭和 55 年に公布（昭和 56 年施行，平成 5 年に改正）された「自転車の安全利用の促進及び自転車等の駐車対策の総合的推進に関する法律」（以下「自転車法」という.）である．自転車法の第一条には，「この法律は，自転車に係る道路交通環境の整備及び交通安全活動の推進，自転車の安全性の確保，自転車等の駐車対策の総合的推進等に関し必要な措置を定め，もつて自転車の交通に係る事故の防止と交通の円滑化並びに駅前広場等の良好な環境の確保及びその機能の低下の防止を図り，あわせて自転車等の利用者の利便の増進に資することを目的とする.」とある．自転車法に定められてある各自治体に委ねられている主な政策についてまとめると，放置禁止区域を設定し放置自転車を撤去すること，駅前に公共の自転車駐車場の整備をすること，撤去した放置自転車の返還料を設定することの 3 つが挙げられる．さらに，自転車法は放置自転車対策の主体は市区町村などの基礎自治体であるとしている．言い換えるならば，撤去活動，駐輪場整備，返還料の設定についてはすべて市区町村の判断に任されているということである．

自治体の放置自転車対策の中でこれまで最も重要でかつ対策の基盤となるのが撤去活動と駐輪場整備であった．撤去活動については自転車法が施行されたことで可能になった自治体の放置自転車対策の肝である．撤去活動を行うには，まず駅周辺等の放置自転車の状況を確認し，駐輪場の整備などのインフラ整備を行わなければならない．その後，地元住民や関係者と調整し放置禁止区域を条例にて指定してから撤去活動が行える．

前述の内閣府の調査によると，撤去した自転車は全国平均約 92 日間保管所で保管される．駅ごとに，自治体内に数か所ある保管所が指定されており，保管場所が撤去自転車の返還場所となる．持ち主が返還を受けに来た場合，返還料として 1 台あたり全国平均で約 1,596

[3] 自転車法第五条 6 項

円を徴収する．保管日数を越えても保管所に自転車の持ち主が返還を受けに来なかった場合は処分または売却される．

3. 返還費用増加政策の効果に関する理論分析

本章では，法と経済学の観点から合理的な自転車利用者に与える放置費用の放置抑制効果について分析する．3.1 節では一般的な犯罪モデルを基に自転車の放置モデルを経済理論で示し，3.2 節では足立区で行われた返還料値上げ政策の効果について経済理論分析を行う．

3. 1 放置自転車の理論モデル

放置自転車問題は，犯罪に似た要素が多い．犯罪と経済学の分析としては Becker（1968）の理論モデルが有名であり，放置自転車についても，佐伯（2010）や唐渡・八田・佐々木（2012）で述べられているとおり，Becker の理論モデルに従うと考えられる．以下その理論を簡単に紹介する．

犯罪行為を経済学的に分析する際には，人々は合理的に効用を最大化しようとするという考え方が基礎になる．つまり，犯罪発生は犯罪行為の費用と便益に応じるものであり，犯罪を抑止するインセンティブに反応するということである．このことは犯罪捜査の厳しさ，有罪判決の可能性，刑罰の重さが犯罪発生に影響を及ぼしていることを示している．犯罪行為の費用とは，犯罪が発覚することのよって受ける損失である．犯罪が発覚し捕まり罰せられる確率が上がれば，犯罪の期待効用は減少することとなる．また罰をより厳しいものにすることによっても犯罪の期待効用を減少させ犯罪を抑止することになるであろう．この Becker の理論を定式化したものが次の式である[4]．

$E[U] = p\,U(Y - f) + (1 - p)\,U(Y)$

U：主体の不確実性下での効用関数
p：逮捕され有罪となる主観的確率
f：有罪の判決を受けたときの刑罰の貨幣等価物
Y：犯罪からの利益
E：期待値を表す演算子
$E[U]>0$ であれば主体は犯罪を行う．

この式を基に放置自転車の理論モデルを考える．返還場所まで行き返還料を支払い，返還を受ける一連の手間は，自転車利用者が放置を選択し撤去された自転車を取り戻すための費用であり，返還費用として考えることができる．注意が必要なのは，返還システムの性質を考慮することである．自転車を撤去された時に，合理的な人々は，自転車の主観的価値が返還費用よりも低い場合には自転車を手放すという費用を選択する．この時の放置

[4] 秋葉弘哉 （1993）32-36 参照．

費用は，自転車の主観的価値のみになる．よって，合理的な自転車利用者は，返還費用と自転車の主観的価値のいずれか低い方を選択し，放置費用とすることになる．このことを踏まえ放置自転車問題に当てはめると次の式になる．

E[U]＝pU(Y－min｛f，V｝)+(1－p)U (Y)
U：主体の不確実性下での効用関数
p：撤去確率（撤去頻度）
f：返還費用（＝返還料，返還場所までの距離など）
V：自転車の主観的価値
Y：放置による利益
E：期待値を表す演算子
E[U]>駐輪場に止めたときの期待効用　であれば主体は放置を行う．

すなわち，自転車利用者による放置自転車の台数は図 1 が示す通り，放置費用と撤去確率 p との関数として示される．

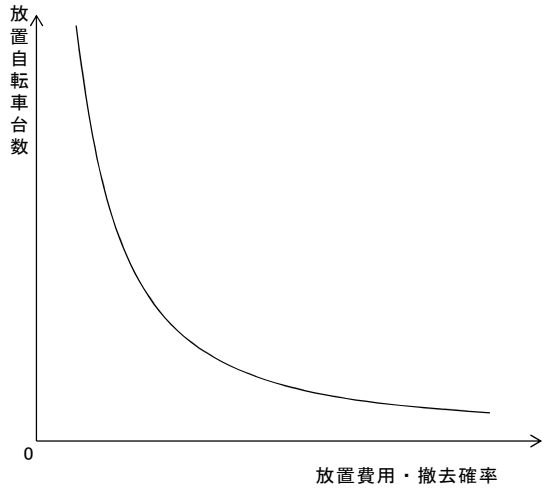


図１　放置自転車台数と放置費用・撤去確率との関係

経済学の十大原理には「合理的な人々は限界原理に基づいて行動する」[5]とある．ここで合理的な自転車利用者は自転車の放置から得られる限界便益と放置に要する限界費用に直面していることになる．限界便益は放置して撤去されないことによる期待利得であり，限界費用は期待放置費用となる．したがって，期待利得が期待放置費用を上回る場合に放置を選択する．期待利得は人により異なるが，仮に同一だとしたとき，図 2 のように限界便益曲線 MB と限界費用曲線 MC が交差する点まで放置を選ぶこととなる．

[5] N・グレゴリー・マンキュー(2013)8-9 参照.

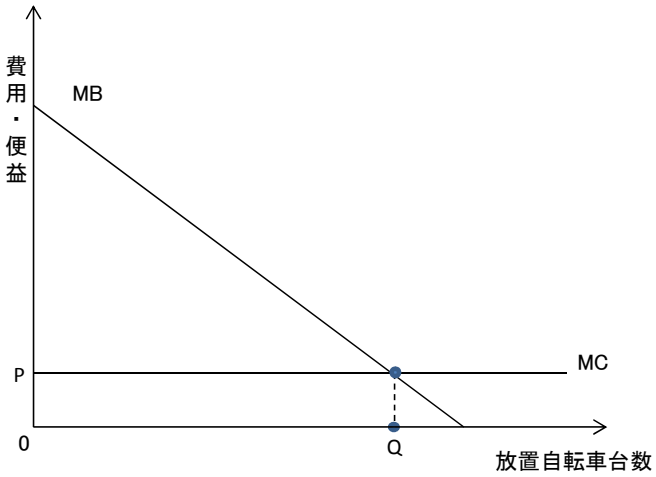


図2　自転車利用者が直面する限界便益･限界費用曲線

3. 2 返還料値上げ政策について

東京都足立区では，平成 22 年に条例[6]を改正し平成 23 年度より撤去された自転車の返還料を 2,000 円から 3,000 円へと値上げした．これまでの理論分析を踏まえると，この返還料値上げ政策は返還費用を増加させる政策である．もし自転車を撤去された人の返還費用が自転車利用者の放置費用として機能しているのであれば，人々に放置抑止のインセンティブを与え，図 3 のように限界費用曲線 MC が上昇し，放置自転車台数は減少するはずである．

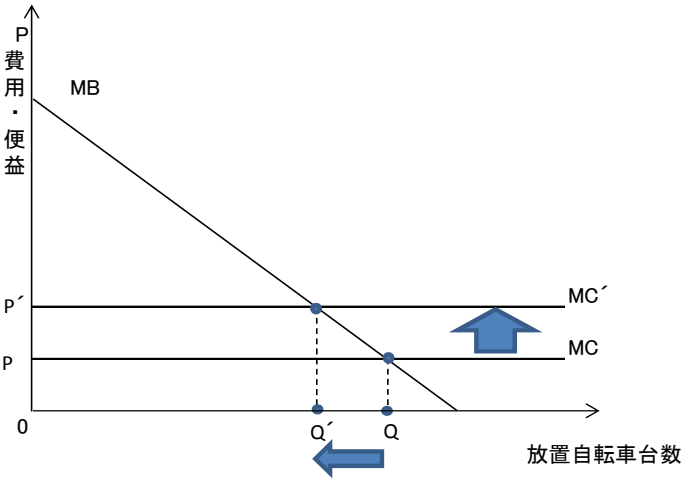


図3 足立区の返還料値上げ政策により自転車利用者が
直面する限界便益･限界費用曲線への影響

4. 返還費用増加政策の効果に関する実証分析

本章では，自転車を撤去された人々の返還費用が自転車利用者の放置費用として機能し，

[6] 足立区自転車等の駐車秩序及び自転車等駐車場の整備に関する条例

その返還費用の増加による放置自転車台数減少効果があることを示した前章の理論分析を検証するために実証分析を行う．

4.1 実証分析の方法と推計モデル

実証分析は，政策の対象となったトリートメントグループと，コントロールグループそれぞれの事前と事後の差を推定する Difference in Difference 分析（以下「DID 分析」という．）を行う．本研究では，平成 23 年度より返還料の値上げを行った足立区内の駅をトリートメントグループとし，隣接する荒川区内，北区内の駅をコントロールグループとした．放置自転車の台数は，人々による，合法駐輪するか放置するかの選択の積み重ねであり，返還費用増加の効果を図るには，その地域の自転車利用性向や，自転車の価格，周辺住民や駅の特性等に大きく左右される．そのため，似ている地域あるいは同一地域での比較，トレンドの変化を除去することが必要である．つまり単純横断的な OLS 分析よりも，返還料の効果についは同一近似地域の DID 分析が適当であると言える．使用するデータは，東京都発行の「駅周辺の放置自転車の現況と対策」と，各区から提供されたデータの平成 21～24 年度分を用いる．分析に用いた推定モデルは下記のものである．

ln（放置自転車台数／100 台）
$= \alpha + \beta_1$（ln（撤去日数））$+ \beta_2$（ln（駐輪場整備台数））$+ \beta_3$（ln（乗入台数））$+ \beta_4$（返還場所までの距離）$+ \beta_5$（トリートメントグループダミー）$+ \beta_6$（政策後ダミー）$+ \beta_7$ （トリートメントグループダミー＊政策後ダミー） $+ \beta_8$（各沿線ダミー）$+ \varepsilon_1$（誤差項）

被説明変数は放置自転車台数／100 台の対数値を用いる．今回用いるデータは，放置自転車 100 台以下を 0 台として評価されるため，推計を行う上で 0 台として評価されている駅については 100 台として修正し，100 台を下限値としてトービットモデルでの推計を行う．

説明変数については以下のとおりである．

① ln（撤去日数）
各駅における撤去頻度として，各駅の 1 年間の撤去日数を用いる．データは足立区・荒川区・北区から提供された．撤去頻度の上昇が放置を選択する人の減少への効果があるとすれば符号は負となる．

② ln（駐輪場台数）
環境的要因として，各駅周辺の駐輪場の整備台数を用いる．前述の「駅周辺の放置自転車の現況と対策」の数値を用いている．駐輪場の整備が十分であると，放置を選択する人の減少効果があると予想されるので符号は負となる．本来であればその料金や距離についても環境的要因の変数にすべきであるが，データの制約より今回は変数に入れていない．

③ ln（乗入台数）

機会的要因として，各駅周辺の自転車利用人口をコントロールするための説明変数である．前述の「駅周辺の放置自転車の現況と対策」の数値を用いている．自転車利用人口が多ければ，放置される可能性のある自転車台数が増えるので，符号は正となるはずである．

④ 返還場所までの距離（100m）

各駅からその駅で撤去された場合の返還場所までの歩行距離[7]である．返還場所までの距離が遠ければ，返還を受ける際にかける手間が多く，自転車を撤去された人の返還費用が上昇すると言える．この返還費用が自転車利用者の放置費用として機能しているのであれば，返還場所までの距離の上昇は放置を選択する人を減少させ，符号は負となる．

⑤ トリートメントグループダミー

返還料の値上げ政策を行った足立区内の駅を 1，それ以外の駅については 0 とするダミー変数である．

⑥ 政策後ダミー

足立区では平成 23 年より返還料値上げ政策を行っている．その前後のタイムダミーとして，3 区のすべての駅の平成 23，24 年度のデータは 1，平成 21，22 年度のデータについては 0 となるようなダミー変数である．

⑦ 交差項（トリートメントグループダミー＊政策後ダミー）

DID 分析で返還料の値上げ政策効果を計るための交差項である．返還料が放置費用として機能しているのであれば，放置抑止のインセンティブとなり，符号は負となる．

⑧ 各沿線ダミー

沿線住民の特性等をコントロールするための変数であり，各路線の駅であれば 1 それ以外であれば 0 となるダミー変数．路線は，埼京線，山手線，京浜東北線，東武スカイツリー線，舎人ライナー線の 5 沿線である．

以上の説明変数の基本統計量は表 1 のとおりである．

[7] Google マップにより検索した歩行最短距離を利用している．

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(撤去日数)	148	0.161	0.463	0.000	2.221
ln(駐輪場台数)	148	4.626	1.089	0.693	5.886
ln(乗入台数)	148	6.824	1.353	3.912	9.586
返還場所までの距離(100m)	148	19.710	13.812	1.400	64.800
トリートメントグループダミー	148	0.595	0.493	0	1
政策後ダミー	148	0.500	0.502	0	1
トリートメントグループダミー＊政策後ダミー	148	0.297	0.459	0	1
埼京線ダミー	148	0.676	0.252	0	1
山手線ダミー	148	0.081	0.274	0	1
京浜東北線ダミー	148	0.122	0.280	0	1
東武スカイツリー線ダミー	148	0.189	0.393	0	1
舎人ライナー線ダミー	148	0.351	0.479	0	1

表1 基本統計量

4.2 推計結果

推計モデルの推計結果を表 2 に掲げる.

被説明変数:ln(放置自転車台数/100台)

	推定値 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]
ln(撤去日数)	−0.249 [0.244]	−0.022 [0.022]
ln(駐輪場台数)	−0.165 [0.356]	−0.014 [0.031]
ln(乗入台数)	1.281 *** [0.315]	0.112 *** [0.033]
返還場所までの距離(100m)	−0.049 *** [0.020]	−0.004 *** [0.014]
トリートメントグループダミー	−0.505 [0.571]	−0.044 [0.048]
政策後ダミー	−0.416 * [0.244]	−0.036 [0.023]
トリートメントグループダミー＊政策後ダミー	−0.991 * [0.503]	−0.086 ** [0.043]
埼京線ダミー	−0.438 [0.324]	0.038 [0.312]
山手線ダミー	−2.128 *** [0.440]	−0.185 *** [0.042]
京浜東北線ダミー	1.067 *** [0.333]	0.093 ** [0.038]
東武スカイツリー線ダミー	0.222 [0.345]	0.019 [0.031]
舎人ライナー線ダミー	1.497 *** [0.372]	0.130 *** [0.030]
定数項	−6.533 *** [1.039]	
観測数	148	
自由度調整済決定係数	0.558	

※***, **, *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 推計結果

ⅰ．ln（撤去日数）

限界効果の係数の符号は負であるが統計的に有意ではない.

ⅱ．ln（駐輪場台数）

限界効果の係数の符号は負であるが統計的に有意ではない.

ⅲ．ln（乗入台数）

限界効果の係数の符号は１％の水準で統計的に有意に正であり，予想どおりの結果である．駅周辺への自転車乗入台数が 1%増えると放置自転車台数が 11.2%増えるという結果である. 例えば足立区の北千住駅は平成 22 年度の乗入台数が 3,762 台で放置自転車台数が 162 台であるが，他の条件が一定であれば乗入台数が 3,800 台に増えると，放置自転車が 178 台になることになる.

ⅳ．返還場所までの距離（100m）

限界効果の係数の符号は１％の水準で統計的に有意に負であり，予想どおりの結果である．100m遠くなるごとに 0.4%放置自転車台数減少効果があるという結果である.

ⅴ．交差項（トリートメントグループダミー＊政策後ダミー）

限界効果の係数の符号は 5%の水準で統計的に有意に負であり，予想どおりの結果である．足立区の返還料値上げ政策は，8.6%の放置自転車台数減少効果があるという結果である.

推計結果の説明変数が示す傾向は予想どおりの結果が得られた．これらの結果から，自転車を撤去された人の返還費用は自転車利用者の放置費用として機能しており，その返還費用の増加により，人々が放置抑止のインセンティブに反応していること分かった．つまり，駅周辺の自転車利用者が駐輪場に駐輪をするか，あるいは周辺に放置するかは犯罪と同様に選択行動であり，人々の選択行動をコントロールするような，放置抑止のインセンティブ付与政策がより確実な効果があることが分かった.

5. 考察

第 3 章の理論分析，第 4 章の実証分析によって，自転車を撤去された人々の返還費用は自転車利用者の放置費用として機能し，その増加政策が人々に負のインセンティブを与え，放置抑止に確実な効果があることが分かった．それでは，各自治体が目指すべき政策は，返還費用増加による放置自転車の駆逐であるだろうか．経済学的に考えるとそうではない．5.1 節では，経済学的な最適な状態はどういう状態なのかを考察し，5.2 節では返還費用増加政策の限界を考察する.

5. 1 経済学的に最適な状態

前述のとおり，合理的な自転車利用者は，放置による限界放置便益 MB と放置による限界費用 MC に直面している．駐輪場台数や撤去頻度を所与とし，自転車利用者が直面する

限界放置費用がゼロと仮定すると，すべての人々は放置選び，放置自転車台数は図 4 のようにQ1となる．この時には，社会的放置費用 SMC として，放置自転車による負の外部性が発生してしまうため，図 4 のように死荷重が存在してしまう．

ここで経済学的に最適な放置自転車台数は，限界放置便益曲線 MB と社会的放置費用曲線 SMC との交点の放置自転車台数である Q*ということになる．つまり，各自治体が目指すべき政策は，図 5 のように，返還費用増加などの政策により私的放置費用 MC´を上方シフトさせ，放置自転車の負の外部性を完全に内部化させる理想的な状態を実現させることである．

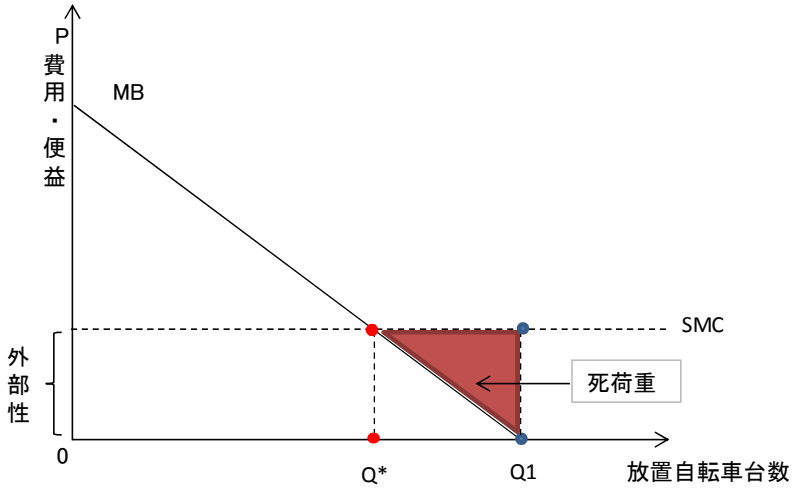


図4　放置費用がゼロだった場合

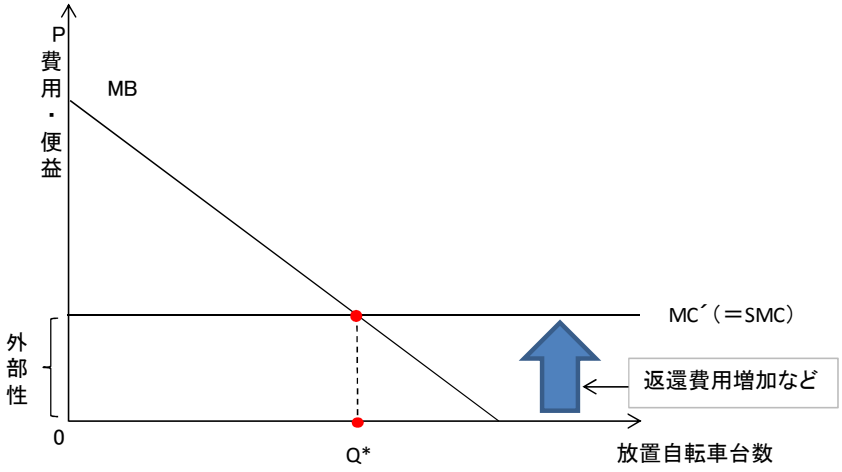


図5　最適な政策

本論文の実証分析では，返還料，返還場所までの距離などの返還費用が私的放置費用曲線を上方へシフトする要因となっていることが分かった．しかしながら，どの程度が最適なのかについては，放置自転車の便益と外部性の計測をしていないことから本研究では分

析しておらず（図 6），今後も放置自転車問題を分析する上で必要な課題とも言える．

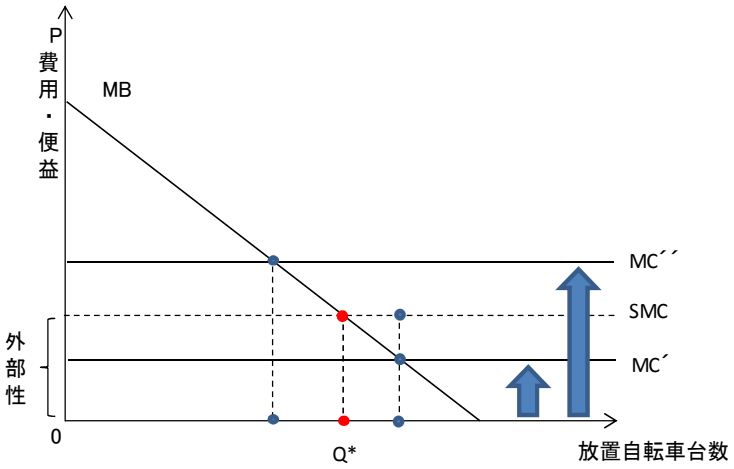


図6　最適水準は未分析

5. 2 返還費用増加政策の限界

自転車を撤去された人々の返還費用は，放置自転車による負の外部性を内部化させる手段の一つであることが分かったが，返還費用はその性質が故の限界がある．返還費用が自転車利用者の放置費用として機能するのは，あくまで自転車の主観的価値 V が返還費用 f を上回る自転車利用者に対してである．言い換えると，返還費用増加は自転車の主観的価値 V が返還費用 f を下回る自転車利用者が増加し，自転車利用の時点で返還を受けるつもりがない人が増えることも意味する．つまり，返還費用を増加させ続けるとそのうちに返還費用が放置費用として機能しなくなることが考えられる．

自治体の目指すべき政策は放置自転車の負の外部性を最適に内部化させる理想的な状態を実現させることである．推測になるが，放置自転車の負の外部性は放置場所や駅の性質によって異なると考えられる．例えば点字ブロック上，狭い歩道，駅利用者が多い駅などは負の外部性が大きいと考えられる．このことから，負の外部性を適切に内部化させるためには，場所や駅の性質によって異なるような私的放置費用曲線 MC´を設定しなければならない．しかしながら現状では，返還料は自治体ごとに一律に設定されており，駅ごとや放置禁止区域内でも場所によって異なるわけではなく，撤去頻度で対応している．

これらは，返還料はあくまで返還時に自治体が負担する返還・保管費用を徴収する目的のものであり，罰則としての法的意味合いを持っていないことによる限界ともいえる．

6. 政策提言

本章では，これまで得られた分析結果や考察を基に政策提言を行う．

放置自転車には犯罪の行動選択モデルと同様に，人々の選択をコントロールすることが有効であり，放置費用をコントロールし放置抑止のインセンティブ付与政策を行うべきで

ある．これまでの各自治体の放置自転車対策は駐輪場整備，撤去活動を主な政策としてきたが，返還料等の人々の支払う返還費用は放置費用として機能し，放置自転車による負の外部性を内部化させる 1 つの手段であり確実な効果が得られるため，返還料の値上げ等の返還費用増加政策も併用勘案し，放置自転車対策を設計すべきである．

しかし，現行の返還料の値上げ等，返還費用での対応では放置費用としての機能することに限界があると予想される。そこで 2 つの方法でこの限界に対処できると考える．

まず 1 つ目は，自転車の主観的価値 V が返還費用 f を上回る自転車利用者を減らさないために，返還費用増加政策だけでなく，自転車の主観的価値 V を増加させる政策を併せて行うことである．例えば，自転車の購入時等にデポジットをとる政策である．このことにより人々の自転車の主観的価値を一定以上に保つことができる．返還費用とデポジットの関係を調整すれば，自転車を撤去された人々は返還を選択することとなる．デポジットの存在により返還費用がすべての人に放置費用として機能することとなる．

2 つ目は，すべての人々にとって放置費用として機能するような罰則を設定する，つまり放置自転車による負の外部性に対しては，過料等の罰則設定が有効と言える．それに対し返還料は，放置自転車による負の外部性を内部化させるためではなく，自転車法に定めのある，自治体の負担する返還・保管費用の徴収という目的に則り機能させることを考えると，撤去自転車の保管日数に応じた費用徴収等が適当と言える．当然，この 2 つの政策の実現のためには取締りの主体である自治体による住民の自転車の管理把握が必要となり，社会的費用が増加することも考慮しなければならない．

7. おわりに

本研究では，自転車を撤去された人々の返還費用増加が，自転車利用者の放置費用を増加させ，放置抑止のインセンティブを与える政策が確実に機能することを明らかにし，また返還費用の限界についても述べた．しかし，放置自転車台数の最適水準は分析できていない．放置場所や駅ごとに負の外部性の大きさが異なるはずで，最適水準は各々違うと考えられる．そのことを踏まえると，同じ自治体内の放置禁止区域内でも点字ブロックのある歩道や駅利用人数の多い駅に対する放置は罰則を重くするなど，場所により重さの違う最適な放置費用設定が適当と言える．そのためには，駅ごとや場所ごとの外部性の計測等，今後さらなる研究が必要であり課題と言える．

謝辞

本論文の執筆にあたり，福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター），主査を担当してくださった西脇雅人助教授，副査を担当してくださった安藤至大客員准教授，三井康壽客員教授をはじめ，まちづくりプログラムの教員の皆様には，ご多忙の中，熱心な指導をいただきましたこと，また各種データの照会等に関して，内閣府，東京都，足立区，荒川区，北区等の放置自転車対策担当の皆様より多大なる御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の皆様，研究機会を与えていただいた派遣元であるつくば市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

Becker, Gary(1968) “Crime and Punishment: An Economic Approach,” The Journal of Political Economy 76pp.169-217

家田仁・加藤浩徳（1995）「大都市郊外駅へのアクセス交通における自転車利用者行動の分析」,「都市計画．別冊，都市計画論文集」，pp. 643-648

唐渡広志， 八田達夫， and 佐々木芙美子（2012） 「違法駐輪に対する政策効果分析」

佐伯和彦(2009)「駅前放置自転車の撤去効果に関する実証分析」

N・グレゴリー・マンキュー（2013）「マンキュー経済学 I ミクロ編（第 3 版）」東洋経済新報社

秋葉弘哉（1993）「犯罪の経済学」多賀出版

東京都青少年・治安対策本部（2010）「平成 21 年度調査 駅前放置自転車の現況と対策」

東京都青少年・治安対策本部（2011）「平成 22 年度調査 駅前放置自転車の現況と対策」

東京都青少年・治安対策本部（2012）「平成 23 年度調査 駅前放置自転車の現況と対策」

東京都青少年・治安対策本部（2013）「平成 24 年度調査 駅前放置自転車の現況と対策」

内閣府政策統括官（共生社会政策担当）付交通安全対策担当（2012）「駅周辺における放置自転車の実態調査の集計結果」

財団法人自転車駐車場整備センター（2009）「駅前自転車駐車総合対策マニュアル」

公立小中学校の施設整備の費用負担に関する考察

- 公共施設整備協力金を事例として -

＜要旨＞

1990 年代後半から始まった都心回帰現象によって、東京都江東区では、深刻な小学校・保育所不足に陥った。これを受けて、江東区は、マンション建設事業者に対して、事前届出及び区長意見の通知制度や公共施設整備協力金などを制定して、学校などの公共公益施設の整備とマンション建設との調整を図り、住環境の整備に努めている。

本稿では、公共施設整備協力金が市場に及ぼす影響について考察し、公共施設整備協力金が、協力金の対象となるマンションの価格を上昇させて、江東区の地価を下落させていることを示した。これは、公共施設整備協力金の負担がマンション建設事業者だけではなく、マンション購入者・土地所有者にも及び、また、公共施設整備協力金が土地の有効利用を妨げることを示唆するものである。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13618　　松吉　宏子

目次

1. はじめに 1

2. 江東区における都心回帰と政策の概要 3

2.1 江東区における集合住宅の歴史 3

2.2 江東区における課題と政策 4

3. 公立小中学校整備に関する考察 6

3.1 小中学校の整備について 6

3.2 特別区における学校施設の整備について 7

3.3 特別区の財源と学校施設の整備における問題点 8

4. 公共施設整備協力金が市場に与える影響に関する理論分析 9

5. 公共施設整備協力金が市場に与える影響に関する実証分析 11

5.1 公共施設整備協力金が分譲マンション価格に与える影響に関する実証分析 ... 11

5.1.1 使用するデータ及び分析の概要 11

5.1.2 推定モデル及び変数の説明 11

5.1.3 推定結果 14

5.2 公共施設整備協力金が地価に与える影響に関する実証分析 14

5.2.1 使用するデータ及び分析の概要 14

5.2.2 推定モデル及び変数の説明 15

5.2.3 推定結果 16

6. 考察 16

7. まとめと政策提言 17

謝　辞 18

参考文献 18

1. はじめに

減少を続けていた東京都心部の人口は、1990 年代後半から回復傾向を見せ始め、都心回帰現象がみられるようになった。都心回帰現象が進んだ背景には、建築基準法の一部改正に代表されるような規制緩和、バブル景気崩壊を発端として企業の不動産処分が促されたこと、地価の下落による住宅価格の下落や低金利政策により、住宅が取得しやすくなったこと等を受けて、都心部でマンションが急増したことが要因として挙げられる。

都心回帰の担い手について、小泉ら（2011）は、江東区豊洲地区の超高層マンションを事例として、東京都心湾岸部における住宅取得について研究し、都心マンションには、以前より都心居住者層とされてきた単身世帯や夫婦共働きで子がいないＤＩＮＫｓ世帯等の小規模世帯だけではなく、従来は郊外へ転出するとされていたファミリー世帯や郊外の持ち家を売却して転居してきた中高年層等、多様な世帯が混在していることを明らかにしている。都心回帰現象は、公共施設の不足や町会・自治会加入率の低下に見られるような既存コミュニティと新規住民との調和といった様々な行政課題を突き付けている。

このような流れのなか、1990 年代後半以降、東京都区部のなかでも多くの分譲マンションが供給された江東区では、マンション急増地域における小学校、保育所等の公共公益施設不足の解消が重要な政策課題となった。これを受けて、同区では、2002 年以降、要綱や条例を定めてマンションを建設する事業者に対して協力を求めるとともに、公共施設の整備を図り、良好な住環境の整備に尽力している。

現在、公共施設整備の観点から同区が事業者に協力を求めている政策は、小学校等の公共公益施設の整備の状況とマンション建設との調和を図ることを目的として、土地取引等の前に建設計画の提出を求める「事前届出及び区長意見の通知制度」及びマンション等の建設により必要となる公共施設への受入対策を講じるための費用の確保を目的とする「公共施設整備協力金」の 2 つに大別される。

このうち、公共施設整備協力金は、指導要綱に基づき、マンション等を建設する事業者に対して、世帯用住戸 1 戸当たり 125 万円の負担を要請するものであるが、指導要綱に基づき、開発事業者に対して基盤整備の一部を負担させる負担金制度は、郊外開発が活発化した 1960 年代後半から全国的に見られたと言われている。

宅地指導要綱の意義と問題点については、広瀬（1973）が詳しいが、法令と比較した場合の長所としては、法で定められた基準のみではその目的を達成できない場合に、都市の実情に合わせて指導要綱にて補完できるといった柔軟性や、議会の承認等を経ないために制定までの時間を短縮することが可能であり、社会的問題に即応できるといったような点が挙げられる[1]。しかしその一方で、宅地開発指導要綱には問題点も多いと言われている。問題点としては、法令の委任を受けたものではなく、また議会の議決を受けたものでもないことか

[1] 負担金制度は、行政が実施した社会資本整備に伴う利益を内部化するという観点から、その意義が説明されることが多い。広瀬（1973）は、宅地開発指導要綱の効果として開発抑制的効果、都市環境形成上の効果、財政的効果を挙げている。

ら法的根拠が乏しいために、指導要綱だけでは実効性を担保することが難しく[2]、また訴訟等によって覆される恐れがあり安定性に欠けること、根拠が不明確になりがちで過剰な規制を強いる危険性があること等が挙げられる[3]。

宅地開発指導要綱は、一時1000を超える団体において制定されていたが、負担金制度は、高度経済成長及びバブル景気の終焉により、開発負担金の宅地価格への転嫁が難しくなり、法的規制力のない指導要綱に対して難色を示す事業者が現れ、訴訟が提起されたことや、建設省・自治省から地方自治体に対して、基準の緩和や負担金の見直し等を求める通達が出されたこと等を受けて、廃止する自治体が多くなったと言われている。

第 3 章において示すとおり、市町村には、義務教育学校の設置義務があり[4]、現実に財源確保という問題に迫られている。しかし、これまで見てきたとおり、指導要綱及びそれに基づく負担金制度は、財源確保という点からは有効であったとしても、その安定性には疑問を持たざるを得ない。これに加えて、本稿では、公共施設整備協力金が市場に与える影響を考察することにより、公共施設整備協力金の更なる問題点を明らかにしたいと考えている[5]。本稿の目的は、公共施設整備協力金を財源とすることの意味と問題点を明らかにし、小中学校の整備の在り方や最適な財源に関する検討の必要性を提示することである。

本稿では、公共施設整備協力金が市場に与える影響として、公共施設整備協力金が、マンション価格に転嫁されることによりマンション価格を上昇させるとともに、土地市場において需要の減少が起き土地価格を下落させるという仮説を立て、マンションが急増している東京都の湾岸地域における分譲マンション価格、及び、それらの地域の行政区である江東区・港区・中央区の地価を対象とした実証分析を行い、公共施設整備協力金開始後に江東区のマンション価格は上昇し、地価は下落していることを明らかにした。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第 2 章において江東区の集合住宅の歴史的変遷を辿るとともに、都心回帰から生じた公共公益施設不足に対して、江東区が取り組んできた政策を整理する。第 3 章では、学校の在り方について簡単に考察したのち、公立小中学校の施設の整備に関する費用の負担とその財源に焦点を当て現行制度を整理し、特別区が直面している問題を明らかにする。第 4 章では、公共施設整備協力金が分譲マンション市場及び土地市場に与える影響を理論的に分析し、公共施設整備協力金を財源とすることの意味と問題点を明らかにする。第 5 章では、前章の仮説に基づいて公共施設整備協力金が市場に与える影響を実証分析し、その影響を定量的に把握することを目指す。第 6 章及び第 7 章では分析結果に対する考察と政策提言を行う。

---

[2] 広瀬（1973）によれば、行政側は、指導要綱を法的許可処分などと絡めることで実効性を担保しており、指導要綱は、実質的には法的規制と同等の効力を持つと説明している。
[3] この記述は、八田（1994）及び広瀬（1973）を参考にしている。
[4] 学校教育法第 38 条による。
[5] 本稿では、指導要綱による負担金制度が有する法的な問題点や負担水準の適正性といった問題点は、議論の対象から除く。

2.　江東区における都心回帰と政策の概要[6]

第 2 章では、江東区における集合住宅の建設に関する歴史について変遷を辿るとともに、集合住宅の増加に伴って発生した行政的な課題について、同区が取り組んできた内容を説明する。

2.1　江東区における集合住宅の歴史

江東区における集合住宅は、1960 年代後半に増加が始まったとされている。これは、1959 年に制定された「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律」によって、工場の新増設が制限されたことに加えて、1967 年「公害対策基本法」及び 1969 年「東京都公害防止条例」により、企業に対し、公害を減少させるための負担が求められるようになったことが契機となって、大規模な工場が江東区外へ流出して、その跡地の大部分が公営の集合住宅に転用されたことに起因している。なお、港湾埋立地で集合住宅の建設が始まったのもこの時期である。

この動きに対し、無秩序な開発を防止するとともに公共施設整備を進める観点から、江東区は、1973 年「開発行為及び中高層住宅建築物の建設等に関する指導要綱」を定め、事業者に対して行政指導を開始し、同時に公共施設整備協力金の要請を開始した。

その後のオイルショックの影響により、集合住宅の建設は一時的に勢いを失ったが、1977 年頃には民間供給を中心に復調し、民間が主体となって供給されるマンションが、建設計画戸数に対し 80%を超えるようになった。

しかし、バブル景気により地価や建築工事価格が急騰すると、業務・商業系の建物の建設が活発化するようになり、反対に、住宅の建設は落ち込んだ。増加を続けていた人口も 1988 年を境に減少に転じ、1993 年には、公共施設整備協力金も廃止されるに至っている。

ところが、区内の人口は、1998 年に再び増加に転じている。これは、都心回帰現象の余波としてみることができるが、江東区でこのような人口の増加が起きた要因は、江東区内の土地が、都心に近接しているにもかかわらず比較的安価であり、かつ未利用地が多く存在していたこと、江東区は明治以降工業地帯として発展したため建築規制の緩い準工地域が多く、大規模マンションの立地に適していたことなどが起因し、マンションの建設が再び急増したためだと言われている。

江東区における人口推移は、図 1 に示すとおりである。増加傾向にあった人口は、1988 年を境に減少するが、1998 年に再び増加に転じ、現在まで急激に増加し続けている。

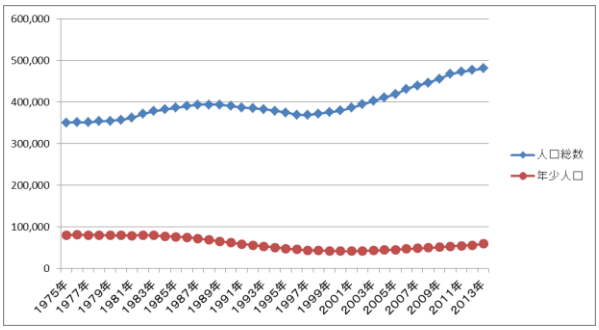


図 1　江東区人口推移[7]

[6] 本章の記述は、江東区都市整備部に提供して頂いた各種資料及び江東区ホームページを参照している。
[7] 江東区「人口統計」より筆者作成。人口総数には外国人登録人口を含む。

なお、江東区の人口総数は、1998 年 1 月現在には 37 万 2 千人であったが、2013 年 1 月には 48 万人にまで増えており、小中学校や保育所等を必要とする年少人口（０～１４歳）についても、1990 年代後半から急激に増加している。

2.2　江東区における課題と政策

1998 年から始まった人口増加により、江東区では、小学校や保育所等の公共公益施設の不足、一部地域でのマンションの乱立による近隣とのトラブル、新規住民の町会への加入率の低下等が問題となったことから、2001 年 9 月「江東区マンション急増対策本部」を設置した。そして、翌年、学校等の受入が困難な地域を指定して、その地域でのマンション建設中止または延期を求めるとともに、マンション建設事業者に対して公共施設整備協力金を求めることを柱とする「江東区マンション等の建設に関する指導要綱」を制定した。

公共施設整備協力金は、現在、同要綱第 13 条において定められているが、まず、第 12 条第 1 項では、事業者は、公共施設への円滑な受入のため、建設時期、計画戸数、規模、通学する学校等の調整及び児童等の出現率について対策に協力するものとされ、第 2 項において、区長は、マンション等を建設する事業者に対して、公共施設用地の提供、公共施設の整備、民設民営による公共施設整備等について協力を求めるとしている。そして、第 13 条において、区長は、マンション等の建設により必要となる公共施設への受入等の対策を講じるため、事業者に対して公共施設整備協力金を求めるとし、その対象は世帯用住戸が 30 戸以上の場合であり、金額は「125 万円/戸×（世帯用住戸数―29 戸）」と定められている[8]。なお、事業者から前条第 2 項に定める協力があった場合には、その金額を減じることができるとされている。

次に、公共施設整備協力金の納入状況を表 1 に示す。指導要綱第 12 条第 2 項において定められている用地や施設の提供を選択する事業者もいるが、2012 年度までに約 99 億円が納入されていることがわかる。納入された公共施設整備協力金は、公共施設建設基金に積み立てられ、マンション急増によって必要となった学校や保育所などの公共施設の整備のために主に使用されている[9]。

表 1　公共施設整備協力金納入状況

年度（決算）	納入額（千円）
2003年度	212,500
2004年度	1,459,802
2005年度	1,366,297
2006年度	853,745
2007年度	623,750
2008年度	529,090
2009年度	1,524,805
2010年度	741,972
2011年度	795,312
2012年度	1,792,672

出典：江東区提供資料により筆者作成

これらの政策は、受入困難地域におけるマンションの建設抑制などの一定の効果を生んだものの、引き続き、マンション急増による人口の増加が予断を許さない状況にあったことや、子どもの教育環境等を守るという区の姿勢をより明確にするために、2004 年 1 月に「江東区マンション建設計画の調整に関する条例」が 4 年間の時限立法として施行された。この条

[8] 世帯用住戸とは、専用面積（ベランダ、バルコニー等の面積を除く。）が 40 ㎡以上の住戸を指す。
[9] 公共施設整備協力金の使用用途は江東区へのヒアリングによる。

例は、①建設事業の届出の義務付け、②公共公益施設受入困難地区の指定、③協力に応じない事業者への勧告・公表が柱となっている。これら詳細を見ていくと、建設事業の届出の義務付けとは、公共公益施設受入困難地区以外の地区において、マンションを建設する事業者に対して、土地取引等を行う前に、建設計画の届出を義務付け、区長は、届出のあった計画に対して公共公益施設の整備への協力や計画の変更等の意見を通知することできる制度(以下、「事前届出及び区長意見の通知制度」とする。）であり、公共公益施設とは、教育施設及び児童福祉施設等とされている。また、公共公益施設受入困難地区の指定とは、区長が公共公益施設の受入れが困難な地区をあらかじめ指定し、ファミリータイプのマンションの建設を行わないようにマンション建設事業者に対して協力を求める制度（以下、「受入困難地区指定制度」とする。）であり、緊急避難的にファミリーマンションの建設を抑制することを目的としていた。

「江東区マンション建設計画の調整に関する条例」失効に伴い、2008 年 1 月「江東区マンション建設計画の事前届出等に関する条例」が施行された。主な改正点は、受入困難地区の指定が解除されたことにあるが、公共公益施設の整備状況とマンション建設との調和を図るために、事前届出及び区長意見の通知制度の適用が全区域に拡大された。本条例は、①建設事業の届出の義務付け、②公共公益施設整備への協力、③建設時期の延期・入居時期の変更、④協力に応じない事業者への勧告・公表を主な柱としており、2012 年 3 月に条例の期限を迎えたものの、引き続き、公共施設整備とマンション建設計画の調整を図ることが望ましいと考えられた結果、有効期限は廃止されて現在も継続されている。

次いで、昨今の協議の状況に関して触れておく。区と事業者との協議の状況について、江東区都市整備住宅課に対するヒアリングを行ったところによると、制度が事業者に浸透してきたこともあって、事前の相談の段階で区と事業者との調整が進むようになっており、事業者に対しマンションの建設時期の延期を求めた事例はないとのことである。また、近年、同区が事業者に要請していることは、学校の受入準備の観点から、マンションの入居を年度初（4 月）に合わせるといった内容である。

なお、公共施設整備協力金は、指導要綱によって、マンション等を建設する事業者に対し要請されるものであるため、もしその支払いを行政側が事業者に強制するとすれば、行政指導を超えるとして違法性が認められる恐れがある。したがって、その支払いは事業者の意思に基づいて任意に行われるはずであり、支払いを拒否する事業者が出現する可能性も考えられなくはない。しかし、区によれは、公共施設整備協力金についても、制度導入当初こそ慎重な姿勢を見せる事業者がいたものの、その後は順調に納入されているということである。この点に関して、事業者数社へヒアリングを実施したところによると、将来的な事業運営を見据えて行政側と良好な関係を維持したい、調整にかかる時間的または金銭的な損失を回避したいなどの理由により応諾しているとのことである。

ところで、学校や保育所などの公共公益施設不足に直面した江東区が実施してきた政策は、当然のことながら事業者に協力を求めるものだけではない。区では事業者に対して協力を求

める一方で、豊洲北小、有明小中学校等の新校の建設、既存学校の増築、特別教室から普通教室への転用、通学区域の変更といった公立小中学校の整備を進めているほか、保育所、学童クラブ開設等による待機児童の解消に向けても取り組みを継続しており、今後も新校の建設などが予定されている。

このようにして、江東区では行政と事業者との協力のもとまちづくりが行われて、より良い住環境の整備が進められている。

3. 公立小中学校整備に関する考察

公共施設整備協力金は、主にマンション建設による人口増加により必要となった学校や保育所等の公共施設の整備のために使用されているが、本章以降では、公立小中学校の施設の整備に焦点を当てて論じることとする。本章では、まず、公立小中学校について経済学的な見地から考察を行い、整備主体と費用負担の在り方について検討する。そして、次に、公立小中学校の施設の整備に関し、特別区が抱える財政的な問題点を明らかにする。

3.1 小中学校の整備について

2013 年 5 月現在、全国に 21131 校ある小学校のうち私立学校は 221 校となっており、小学校の大半は国公立学校である。これは、私立学校数が最も多い東京都に限定しても同様であり、国公立学校の割合は 95%を超える[10]。

ここでは、まず、学校教育が政府によって供給される経済学的な根拠について考察する。市場に任せておいては社会的に望ましい状態が達成されないことを市場の失敗と呼び、市場の失敗としては、外部性、公共財、取引費用、情報の非対称、不完全競争が挙げられる。このうち公共財は、非排除性、非競合性を兼ね備えた財であるためにフリーライドが発生し、市場に任せておいては資源配分の効率性を達成することはできないとされている。

現在、政府や地方公共団体は、外交・国防・警察・道路・公園等の様々なサービスを供給しているが、経済学的な意味での純粋公共財は、排除性及び競合性を持たない財であると定義されるため、政府や地方自治体が供給する財がすべて純粋公共財にあたる訳ではない。学校教育もまた純粋公共財にはあたらないため、これを政府や地方自治体による供給の根拠とすることはできない。

しかし、義務教育において児童生徒に教えられる基礎的な計算や言語は、国民相互のコミュニケーションや社会全体の基盤として役立つと考えられるため、教育は外部性を有すると考えることができる。また、所得にかかわらず全国民に平等な教育機会を付与するといった公平性や、義務教育を価値財と位置づけることによる需要の強制といった観点からも政府の関与が認められる。ただし、これらの理由は、政府や地方自治体が直接供給することの根拠

[10] 平成 25 年度学校基本調査。

となる訳ではなく、私立学校補助や児童に対する奨学金制度、バウチャー制度によって、目的を達することは可能であると考えられる。したがって、教育サービスの供給は、より効率的に、質の良いサービスを供給できる主体が担うべきであると考えらえられる。

ところで、藤井（1983）は、受益者負担の理論から、公共サービスの利益を特定の個人に帰着する利益と住民全体に拡がっていく利益の２つに分けて、前者については受益者負担を、後者については租税収入を充てることを提示している。現在、国または地方公共団体の設置する学校における義務教育については、授業料を徴収しないと定められているが[11]、学校教育が純粋公共財でないことを踏まえれば料金を徴収することも可能である。したがって、受益者負担分を授業料と考え、教育サービスの消費者に負担を求めることも可能であると考えられる[12]。

3.2　特別区における学校施設の整備について

特別区における費用の負担を明らかにするために、まず、公立小中学校の施設の整備について、国と地方との費用の負担割合について概観する。

公立小中学校の整備は、市町村の事務であるとされているが、市町村が、公立の小中学校等において教室不足を解消するために校舎や屋内運動場（体育館）等を新築または増築する場合には、「（資格面積（㎡）×建築単価（円／㎡）＋事務費）×負担割合」という基準に基づいて、国がその費用の一部を負担することになっており、その負担割合は、原則として１／2 である。したがって、地方は、費用の総額から国庫補助を差し引いた残額を負担することとなる。なお、地方交付税交付団体であれば、地方債の元利償還金の一定割合は、地方交付税算定の際に基準財政需要額に算入される仕組みとなっている。

次に、特別区における学校施設の整備について、その負担割合の概略を図 2 にて示す。国庫補助の考え方は一般的な市町村と同様であるため、特別区は、費用の総額から国庫補助を差し引いた残額を負担するが、都と特別区の間に特別区財政調整制度が敷かれている点が一般的な市町村とは大きく異なる点であり、施設の整備費用の一部が、特別区財政調整交付金算定の基準財政需要額に繰入れられることとなっている。

特別区財政調整制度[13]は、都と特別区の間には一般の都道府県と市町村の間とは異なる事務配分の特例があり、一般的には市が処理する事務の一部、例えば上下水道、消防等を都が担っていることから、都区間において財源を配分する必要があること、また特別区相互間の財源偏在を調整することを目的とした制度である。

---

[11] 教育基本法第 5 条、学校教育法第 6 条による。

[12] 結城（2012）は、憲法が定める義務教育の無償性について論じ、義務教育が無償の理由として、義務教育制度は、（中略）国家権力が就学ないし教育を子ども・親に義務付けるものであるから、この義務強制の反面としてこれを無償とするのは当然であるとしている。また、私立学校の授業料有償についてもその根拠を明らかにしている。

[13] 本稿における特別区財政調整制度の記述は、特別区町会ホームページ中の特別区財政調整制度の概要（http://www.tokyo23city-kuchokai.jp/seido/gaiyo.html）を引用している。

特別区財政調整制度のもとでは、本来市町村税とされている固定資産税、特別土地保有税及び市町村民税法人分の 3 つが都税として位置づけられており、この調整三税の総額に条例で定める割合を乗じた額を総額として、基準財政需要額が基準財政収入額を超える区に対し、特別区財政調整交付金が交付される[14]。

学校の施設の整備に関し基準財政需要額に算定されるのは、実際にかかる費用から国庫補助裏の 75%にあたる起債分を控除した部分である。特別区は、地方負担分について、一般財源、起債、基金を組み合わせて調達することとなっており[15]、それぞれの割合は、特別区が財政状態や世代間の公平性の観点を考慮して決定する仕組みとなっている。

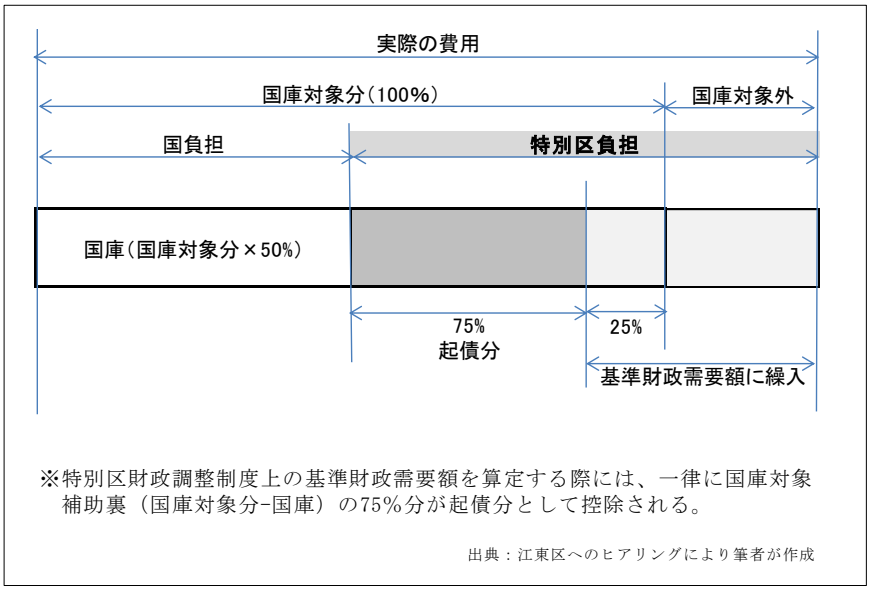


図２　特別区における小中学校の施設整備に関する負担

3.3　特別区の財源と学校施設の整備における問題点

東京都心で供給されているマンション敷地の従前の用途は、駐車場や空地等の低未利用地の占める割合が高いとされており、江東区の場合も同様である。このように低未利用地がマンションへと転用されて土地の高度利用が進み、また同時に街路、公園、学校などの地方公共財の整備が進めば、その地域に対する魅力が上昇し需要が増加するため、地価は上昇するものと考えられる[16]。したがって、学校の整備費用は、固定資産税で賄うことが望ましく、受益と負担の原則にも一致すると考えられる。しかし、特別区財政調整制度のもとでは、本来市町村税とされている固定資産税は、直接的には特別区の歳入にはならない。したがって、特別区では、地方公共財の整備に対するインセンティブが、固定資産税収を得られる市町村

[14] 2014 年 2 月現在、交付金の総額は、調整三税の収入額×55%とされている。
[15] 起債分は制度上の割合であり、実際の起債額とは一致しない。また、交付金は一般財源である。
[16] 金本（1997）では、資本化仮説を根拠として、開放地域、小地域、同質性、自由参入、歪みのない価格体系といった条件のもとで、地方公共財の便益はすべて地価に帰着すると考えられることを説明している。

と比較して相対的に小さくなりがちで、また整備時においては、起債額を極力圧縮しておく必要性に迫られていると考えることができる。

4. 公共施設整備協力金が市場に与える影響に関する理論分析

本章では、公共施設整備協力金が市場に与える影響について、分譲マンション市場及び土地市場について考察する。

公共施設整備協力金は、供給者に対し 1 戸あたりの負担額を定めたものであるので、生産者の限界費用の増加をもたらすという点において、市場に与える影響は、売り手に対する従量税と等しいと考えられる。

具体的に、公共施設整備協力金が分譲マンション市場[17]について与える影響を考察すると、公共施設整備協力金により、マンション供給事業者の限界費用は 1 戸あたり 125 万円増加するため、マンション市場（図 3）において、供給曲線はS_0からS_1へ上方シフトする。これにより、取引量は減少し、市場価格はP^*からP_bへ上昇する。しかし、この時、売り手価格は下落して、生産者利潤は減少し、マンションを販売する事業者が土地から得られる限界便益は減少する。これは土地の生産性の低下を意味する。

ところで、マンションを販売する事業者の多くは、土地を仕入れマンションを建設し販売する。この点に着目すると、マンション市場の供給者は、同時に土地市場の消費者でもある。ここで、マンションに対する土地需要を図 4、マンション以外の用途に対する土地需要を図 5、これらを水平に足し合わせた土地市場を図 6 として示すと、公共施設整備協力金を負担しなければいけないマンション事業者は、土地に対する付け値を下落させると考えられるため、土地の需要曲線は、図 4 においてD_{M0}からD_{M1}へ移動する。これによって、土地市場（図 6）の市場価格は、P_0からP_1へ下落する。土地価格の下落は、土地消費者、つまりマンション供給業者にとって限界費用の減少を意味するため、マンション市場（図 3）において供給曲線は、S_1からS_2へ土地価格下落分だけ下方シフトする。

これらが同時に発生することにより、公共施設整備協力金は、マンション市場において価格をP^*からP^{**}へ上昇させ取引量を減少させるとともに、土地市場において価格をP_0からP_1へ下落させると考えられる。

なお、マンション事業者へのヒアリングでは、マンション価格への転嫁ではなく、土地を仕入れる際に土地価格から公共施設整備協力金分を割り引くと回答した事業者もあるが、この場合においてもマンション市場及び土地市場に与える影響は本仮説と整合する。なぜなら、マンション事業者が、土地に対する付け値を公共施設整備協力金分相当額割り引いたとしても、公共施設整備協力金がなければマンションに使用されていた土地が、マンション以外の

[17] 本章では、ファミリータイプの分譲マンションを指して、マンションとする。なお、本稿では分譲マンションについてのみ検証しているが、公共施設整備協力金は、賃貸マンションを供給する事業者にとっても同様に限界費用の増加をもたらすと考えられ、賃貸価格は上昇すると予想される。

用途に転用されることにより、土地の市場価格の下落幅は公共施設整備協力金相当額よりも小さくならざるを得ず、マンション市場においては、必然的に供給曲線の上方シフトが発生するためである。

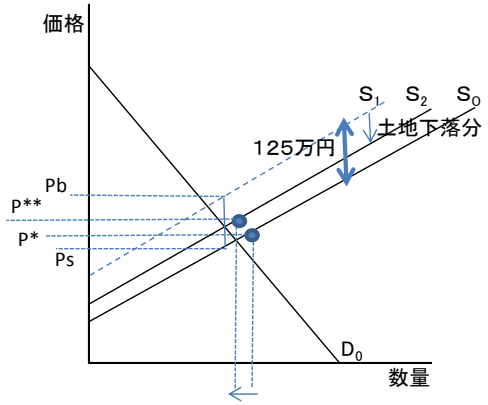


図3 マンション市場

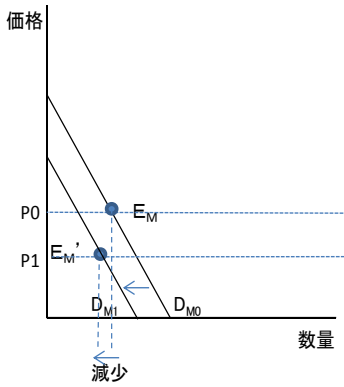


図4 マンションに対する土地の需要

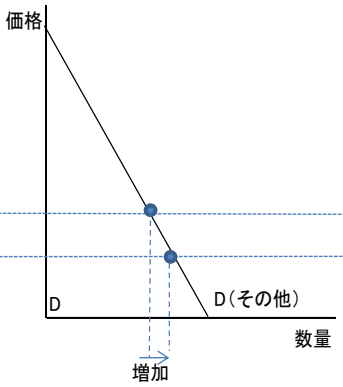


図5 マンション以外の用途に対する土地の需要

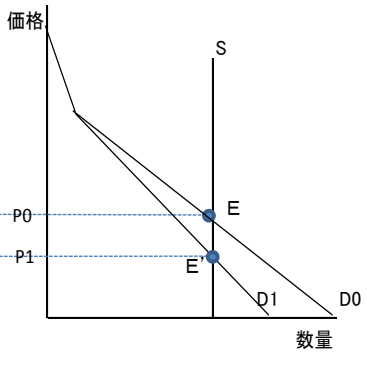


図6 土 地 市 場

本章では、以上のように、公共施設整備協力金がマンション価格を上昇させ、土地価格を下落させるという 2 つの仮説を導いた。この 2 つの仮説が正しかった場合、公共施設整備協力金の負担は、マンション供給事業者だけでなく、マンション購入者及び土地所有者にも及ぶことが明らかになる。また、公共施設整備協力金は地価を下落させることにより、土地を手放そうと考えている者にとって退出障壁として機能し、低未利用地からマンション用地への転用を阻むとともに、ファミリーマンションではなくワンルームマンションや商業施設へと計画が変更されるなどの土地利用の変化をもたらすことを示唆していると言える。つまり、公共施設整備協力金は、土地の最有効利用を妨げる制度であるとも考えられる。

5. 公共施設整備協力金が市場に与える影響に関する実証分析

前章では、公共施設整備協力金が、分譲マンション市場の供給曲線及び土地市場の需要曲線に変化をもたらすと仮定し、公共施設整備協力金が市場に与える影響を理論的に分析した。第5章では、前章に基づき、マンション価格の上昇を「仮説１」、土地価格の下落を「仮説２」として、実証分析にて、その影響を明らかにする。

5.1 公共施設整備協力金が分譲マンション価格に与える影響に関する実証分析

江東区で人口増加が再開した1998年から2012年までに東京都内で分譲されたマンションのデータを用いて、仮説１に基づき、公共施設整備協力金が分譲マンション価格に与える影響を定量的に分析する。

5.1.1 使用するデータ及び分析の概要

使用するデータは、有限会社リッツ総合研究所の新築分譲マンションデータマップである。このデータには、ファミリータイプのマンションだけでなく、いわゆるワンルームマンションも含まれているが、江東区では、専用面積（ベランダ、バルコニー等の面積を除く。）が40 ㎡以上の住戸を世帯用住戸、40 ㎡未満をワンルーム住戸としており、世帯用住戸が30戸以上のマンションのみが公共施設整備協力金の対象となるため、マンションの平均面積が40 ㎡以上、マンションの総戸数が30戸以上のデータのみを抽出し、分析の対象とする[18]。

分析には、政策評価に適しているといわれるDifference-in-Difference分析（ＤＩＤ分析）を用いる。ＤＩＤ分析は、政策の影響が及ぶグループをトリートメントグループ、政策の影響が及ばないグループをコントロールグループに設定し、2つのグループ間の差を比較することにより、政策の効果を測定するものである。本稿では、公共施設整備協力金が実施されている江東区のなかから湾岸地域（豊洲・有明・枝川・潮見・辰巳・東雲）に立地するマンションをトリートメントグループ、江東区と同様に、低利用地から住宅地への転換が進んでいる中央区・港区の湾岸地域（晴海・勝どき・月島・佃・海岸・芝浦・港南）をコントロールグループに設定し、公共施設整備協力金がマンション価格に与える影響をモデル１及びモデル２にて推定する。

5.1.2 推定モデル及び変数の説明

推定モデルは次のとおりである。

モデル１

$$MP_{it} = \beta_1 KW_i + \beta_2 (KW_i \times AF_t) + \beta_3 YE_t + \Sigma \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

[18] 使用したデータは、分譲されたマンション（期別）の平均面積、平均価格等を収集したものであり、1つのマンションにワンルーム住戸と世帯用住戸が混在している場合があるため、総戸数が30戸以上であっても必ずしも協力金の対象となる訳ではない。

モデル２

$$MP_{it} = \beta_4 (KW_i \times AF_t \times PB_t) + \beta_5 (KW_i \times AF_t \times PO_t) + \beta_6 (KW_i \times AF_t \times PA_t) + \beta_7 YE_t + \Sigma \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

モデルに使用した変数については、次のとおりである。

①MP_{it}：マンション価格

被説明変数であるマンション価格は、当該マンションの平均坪単価であり、分譲総金額を分譲面積（専用面積）で除して計算されている。単位は万円である。

②KW_i：江東区ダミー

トリートメントグループを表すダミー変数であり、マンションが公共施設整備協力金の負担がある江東区に立地する場合には１、それ以外の場合には０をとる。

③AF_t：政策後ダミー

公共施設整備協力金開始前後を表すダミー変数であり、マンション販売年が、協力金開始（2002 年）の翌年（2003 年）以降であれば１、2002 年以前であれば０をとる。

④$KW_i \times AF_t$：交差項

江東区ダミー×政策後ダミーで表される交差項は、マンションが江東区に立地し、公共施設整備協力金開始後に販売されていれば１をとることとなる。

なお、江東区では 2002 年から 2003 年までは指導要綱にて、2004 年 1 月から 2007 年 12 月までの間は条例にて、受入困難地区指定制度を設定していた。モデル１の推定結果には受入困難地区指定制度の効果が含まれていると考えられることから、モデル２においては、受入困難地区指定制度中（要綱）、制度中（条例）、制度廃止後を表すダミー変数を追加して、これらの変数を、江東区ダミーと政策後ダミーの交差項（ＫＷ×ＡＦ）に乗じることにより、公共施設整備協力金が市場に及ぼす影響を推定する。すなわち、ＫＷ×ＡＦ×ＰＡの交差項が、受入困難地区指定制度の効果を除いた上で、公共施設整備協力金がマンション価格に与える影響を示す。

⑤PB_t：受入困難地区指定制度前ダミー

受入地区指定制度中ダミーを基準としており、要綱で受入困難地区指定制度が定められていた時期を表す。マンション販売年が 2003 年及び 2004 年であれば 1、それ以外であれば 0 をとる。

⑥PO_t：受入困難地区指定制度中ダミー

条例で受入困難地区指定制度が定められていた時期を表すダミー変数であり、マンション販売年が、2004 年の翌年から 2007 年の翌年までであれば 1、それ以外であれば 0 をとる。

⑦PA_t：受入困難地区指定制度廃止後ダミー

受入困難地区指定制度中ダミーを基準としており、マンション販売年が 2009 年以降であれば 1、それ以外であれば 0 をとる。

⑧YE_t：年次ダミー

マンションが販売された年次を表すダミー変数であり、1998 年を基準とする。

⑨X_{kit}：その他のコントロール変数

・大手デベロッパー供給ダミー

メジャーセブンを構成する大手デベロッパー7 社（住友不動産株式会社、株式会社大京、東急不動産株式会社、東京建物株式会社、野村不動産株式会社、三井不動産レジデンシャル株式会社、三菱地所レジデンス株式会社）が事業主に含まれれば 1、事業主に大手 7 社が入っていなければ 0 をとる。なお、事業主が大手 7 社の親会社にあたる三井不動産株式会社、三菱地所株式会社である場合についても同様に 1 をとる。マンションのブランド力を表しており、予想される符号は正である。

・スーパーゼネコンダミー

スーパーゼネコン 5 社（株式会社大林組、清水建設株式会社、鹿島建設株式会社、大成建設株式会社、株式会社竹中工務店）により施工されていれば 1、施工会社にスーパーゼネコンが入っていなければ 0 をとる。予想される符号は正である。

・タワーマンションダミー

マンションが 20 階以上の高層マンションである場合に 1 をとるダミー変数である。タワーマンションには、眺望の良さだけでなく地域のランドマークとしての価値があるとされるため、予想される符号は正である。

・徒歩時間

最寄駅までの徒歩時間であり、単位は分である。予想される符号は負である。

・中央区ダミー

中央区に立地する場合には 1、それ以外の場合には 0 をとるダミー変数である。推定式には江東区ダミーと中央区ダミーが含まれるため、港区が基準となる。

その他、β_1～β_7及びγ_kは係数、ε_{it}は誤差項を示す。

基本統計量は、表 2 に示すとおりである。

表２　基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
マンション価格(坪単価)	533	231.913	49.175	129.5	517.8
江東区ダミー	533	0.426	0.495	0	1
政策後ダミー	533	0.739	0.439	0	1
受入困難地域指定制度前ダミー	533	0.235	0.424	0	1
受入困難地区指定制度中ダミー	533	0.257	0.437	0	1
受入困難地区指定制度廃止後ダミー	533	0.248	0.432	0	1
大手デベロッパー供給ダミー	533	0.452	0.498	0	1
スーパーゼネコンダミー	533	0.355	0.479	0	1
タワーマンションダミー	533	0.642	0.480	0	1
最寄駅までの時間	533	7.792	4.295	1	20

5.1.3　推定結果

推定結果は、表 3 に示すとおりである。

表３　推定結果

被説明変数:マンション価格(坪単価)				
説明変数	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
江東区ダミー	−65.808	6.489 ***	−65.922	6.576 ***
交差項(江東区ダミー×政策後ダミー)	15.314	6.505 **		
交差項×受入困難地域指定制度前ダミー			14.861	9.154
交差項×受入困難地区指定制度中ダミー			16.728	7.955 **
交差項×受入困難地区指定制度廃止後ダミー			14.164	7.991 *
大手デベロッパー供給ダミー	12.199	3.076 ***	12.435	3.203 ***
スーパーゼネコンダミー	20.376	3.385 ***	20.304	3.449 ***
タワーマンションダミー	24.323	3.834 ***	24.308	3.845 ***
最寄駅までの時間	−2.690	0.369 ***	−2.682	0.372 ***
中央区ダミー	−14.268	4.501 ***	−14.443	4.734 ***
年次ダミー省略				
定数項	282.681	8.546 ***	282.699	8.667 ***
自由度調整済決定係数	0.629		0.627	
観測数	533		533	

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

モデル 1 では、公共施設整備協力金がマンション価格を上昇させたことが、5%水準で統計的に有意に示された。また、モデル 2 においても、江東区ダミー×政策後ダミー×受入困難地区指定制度廃止後ダミーの係数は正となっており、価格の上昇は、10%水準で統計的に有意となっている。なお、モデル 2 においては、公共施設整備協力金開始直後には価格の上昇は統計的には有意とはなっていないが、江東区ダミー×政策後ダミー×受入困難地区指定制度中ダミーでは、価格の上昇が大きく示されている。これは、条例による受入困難地区指定制度がマンション急増地区の供給を抑制したことが、市場に対して大きなインパクトを与えたものと考えられる。なお、推定結果については、政策効果を表す交差項の係数が大きすぎると考えられるが、帰無仮説 $\beta_2=5$ または帰無仮説 $\beta_6=5$ と仮定した場合においても 10%水準で有意には離れていない。

5.2　公共施設整備協力金が地価に与える影響に関する実証分析

次に、仮説 2 に基づき、公共施設整備協力金が地価に与える影響を推定する。

5.2.1　使用するデータ及び分析の概要

使用するデータは 1998 年から 2013 年までの公示地価のパネルデータであり、仮説 1 にて分析した地域の行政区である江東区・中央区・港区を分析の対象としている。地価ポイント毎に異なる立地の魅力など、個体固有の観測できない要因を排除するために、固定効果モ

デルにて分析を行う。

5.2.2　推定モデル及び変数の説明

推定モデルは次のとおりである。

モデル１

$\ln LP_{it} = \alpha_1 + \beta_8 (KW \times AF)_{it} + \beta_9 DI_{it} + \beta_{10} YE_t + \varepsilon_{it}$

モデル２

$\ln LP_{it} = \alpha_2 + \beta_{11} (KW \times AF \times PB)_{it} + \beta_{12} (KW \times AF \times PO)_{it} + \beta_{13} (KW \times AF \times PA)_{it}$
$+ \beta_{14} DI_{it} + \beta_{15} YE_t + \varepsilon_{it}$

モデルに使用した変数については、次のとおりである。

①$\ln LP_{it}$：ln 地価

被説明変数である地価は、公示地価の対数値である。

②DI_{it}:最寄駅までの距離

地価ポイントから最寄駅までの距離を表し、単位はメートルである。鉄道の延伸が行われたため、時間を通じての変化が観察された。予想される符号は負である。

③YE_t:年次ダミー

年次を表すダミー変数であり、1998 年を基準とする。

なお、KW、AF、PB、PO、PA は仮説１と同様の考え方に基づいており、江東区ダミー政策後ダミー、受入困難地区指定制度前ダミー、受入困難地区指定制度中ダミー、受入困難地区指定制度廃止後ダミーを表している。

その他、$\alpha_1 \sim \alpha_2$は定数項、$\beta_8 \sim \beta_{15}$は係数、ε_{it}は誤差項を表す。

基本統計量は、表４に示すとおりである。

表４　基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
地価	3118	2346808	3673938	217000	39000000
ln地価	3118	14.064	1.004	12.288	17.479
江東区ダミー	3118	0.264	0.441	0	1
政策後ダミー	3118	0.719	0.450	0	1
受入困難地域指定制度前ダミー	3118	0.144	0.351	0	1
受入困難地区指定制度中ダミー	3118	0.272	0.445	0	1
受入困難地区指定制度廃止後ダミー	3118	0.303	0.460	0	1
最寄駅までの距離	3118	396.4064	332.7751	0	1600

5.2.3　推定結果

推定結果は、表 5 に示すとおりである。

表５　推定結果

被説明変数:ln地価				
説明変数	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
交差項(江東区ダミー×政策後ダミー)	−0.099	0.009 ***		
交差項×受入困難地域指定制度前ダミー			0.010	0.013
交差項×受入困難地区指定制度中ダミー			−0.137	0.011 ***
交差項×受入困難地区指定制度廃止後ダミー			−0.131	0.011 ***
最寄駅までの距離	−0.0002	0.000 ***	−0.0002	0.000 ***
年次ダミー省略				
定数項	14.261	0.013 ***	14.263	0.012 ***
決定係数	0.638		0.656	
観測数	3118		3118	

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

モデル１では、公共施設整備協力金により地価が下落することが 1%水準で統計的に有意に示された。また、モデル２においては、公共施設整備協力金開始直後は、統計的には有意でないものの地価は上昇傾向にあると推定されたが、その後、江東区の地価は 13%程度低くなっていることが、1%水準で統計的に有意となった。これは、受入困難地区指定制度廃止後についても同様であり、以上の推定結果より、公共施設整備協力金が土地価格を下落させることが明らかになったといえる。

6.　考察

前章において、公共施設整備協力金は、マンションの価格を上昇させ、かつ地価の下落をもたらすことが明らかになった。これにより、公共施設整備協力金は、マンション建設事業者だけでなく、マンション購入者及び土地の所有者に対しても負担を課すことが明らかになったが、公共施設整備協力金により土地の価格が割り引かれるということは、新しく建設されるマンションに起因して必要となる公共施設の費用の一部が、江東区外へ転出し公共施設の便益を受けることができない土地売却者にも負担させられていることを示すものであり、問題が大きいと考えられる。

また、公共施設整備協力金により土地の価格が下落したことは、公共施設整備協力金によりファミリータイプのマンションを建設しようとする土地需要が減り、ファミリーマンション用地として利用されるべきであった土地が、ワンルームマンションや商業施設等の他用途へ転用されること、また、公共施設整備協力金が、老朽化した建物や未利用地がマンション用地に転用されることを阻害することを示唆しており、公共施設整備協力金は、土地の有効利用を妨げる制度であると考えることもできる。

7. まとめと政策提言

江東区で実施されている公共施設整備協力金と類似した制度が、2013 年 11 月東京都中央区においても導入された。中央区で開始された開発協力金制度は、世帯用住宅の戸数（従前居住者が居住する世帯用住宅の戸数は除く。）が 10 戸以上の共同住宅を計画する開発事業に対し、開発協力金を求める制度であり、その負担は、「100 万円×（世帯用住宅の戸数－9 戸）」とされている[19]。対象規模や負担金額は、江東区とは相違があるものの、学校整備の問題は江東区特有の問題ではなく、また地方自治体が講じ得る手段についても選択肢は限定的であることを端的に表しているといえる。

本研究によれば、学校施設の整備について、固定資産税収を持たない特別区が財源確保を必要とすることは当然の帰結であるといえ、しかし、財源確保のために江東区がマンションに課した公共施設整備協力金については、問題を内在する制度であることが明らかになった。

資本化仮説によれば学校整備の便益は土地に帰属する。地方公共財の最適な供給水準を達成するためにも受益と負担を対応させることが重要であり、固定資産税を得る主体が学校整備を実施すべきであると考えられる。

また、公共施設整備協力金について、本稿では混雑税としての見地からの考察を行ってはいないが、公共施設整備協力金が混雑税として正当化され得るためには、それによって建設される施設が既存の住民による不足ではないことが証明され、かつ金額の適正性が証明されなければならない。また、混雑税として課すのであれば、３０戸未満のマンションを対象外とする理由はなく、公共施設への負荷の程度に合わせて負担額が決定されるような制度とすべきである。いずれにしても、学校整備による利益が整備主体に還元される制度としなければ、新規参入者にのみ過大な負担を要求する可能性が高いことから、受益と負担の一致を図ることが望まれ、そのためにも、学校整備の財源は固定資産税とすべきであると考えられる。

本稿では、公共施設整備協力金が市場に与える影響に焦点を当てて分析を行ったが、他の財源による調達またはその財源が市場等に与える影響については検討することができなかった。特別区が直面している財政的な問題も含めて、今後検討が進められることを期待したい。

[19] 中央区の開発協力金の使途は、教育施設の整備に係る事業、防災対策に係る事業とされている。

謝　辞

本稿の執筆にあたり、中川雅之教授（主査）、西脇雅人助教授（副査）、安念潤司教授（副査）から丁寧かつ熱心なご指導を頂きました。また、福井秀夫教授（プログラムディレクター）、岡本薫教授、安藤至大准教授、橋本和彦助教授をはじめ、知財・まちづくりプログラムの教員の皆様からも大変貴重なご意見を頂きました。ここに記し、深くお礼申し上げます。

また、1 年間を共に過ごした知財・まちづくりプログラムの同期の皆様、本学において研究の機会を与えていただいた派遣元にも感謝申し上げます。

なお、本稿は、筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における内容・見解に関する誤りは、すべて筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献

金本 良嗣（1997）『都市経済学』東洋経済新報社

小泉 諒 , 西山 弘泰 , 久保 倫子 , 久木元 美琴 , 川口 太郎（2011）「東京都心湾岸部における住宅取得の新たな展開 : 江東区豊洲地区の超高層マンションを事例として」『地理学評論』84(6), 592-609

加世田 尚子 , 坪本 裕之 , 若林 芳樹（2004）「東京都江東区におけるバブル期以降のマンション急増の背景とその影響」『総合都市研究』(84), 25-42

江東区都市整備部住宅課（2012）「江東区マンション建設計画の事前届出等に関する条例及び江東区マンション等の建設に関する条例について」『自治体法務研究』 (28), 60-66

江東区『マンション実態調査報告書（平成 21 年 3 月）』

末冨 芳 (2012)「義務教育の基盤としての教育財政制度改革」『教育學研究』 79(2), 156-169

八田 達夫（1994）『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社

橋本 博之（2012）『行政判例ノート』弘文堂

広瀬 良一（1973）「宅地開発指導要綱の意義と問題点」『建築年報 1973』,569-574

肥田野 登（1992）「ヘドニック・アプロ-チによる社会資本整備便益の計測とその展開」『土木学会論文集』 449/IV-17, 37-46

福井 秀夫（2004）「教育バウチャー実施を」『日本経済新聞 2004 年 11 月 8 日』

藤井 勝也（1983）「公共財の提供と宅地開発指導要綱--受益者負担の理論の検討を通して」『阪南論集 社会科学編』 19(2), 93-104

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もちいた分析」『都市住宅学』 (60), 3-7

結城 忠 (2012)「義務教育を受ける権利と義務教育の無償性」『白鴎大学教育学部論集』6(1), 51-65

鉄道と道路の連続立体交差事業による
周辺市街地への影響について

＜要旨＞

鉄道と道路の連続立体交差事業は、都市における踏切渋滞や踏切事故による経済的な損失を解消するだけでなく、鉄道による地域の分断を解消し、市街地の発展を促す効果もあるとされている。しかし、現行の事業評価制度では連続立体交差事業の効果の一部である踏切渋滞や踏切事故の解消による効果しか定量評価されておらず、市街地の発展を促す効果については定性的な評価にとどまっている。市街地の発展を促す効果が考慮されにくい現行制度では、連続立体交差事業の実施が社会的な最適水準より過少となることが考えられる。また、地下化のメリットである環境改善効果が適切に評価されず、高架化と地下化の便益に差異が生じなくなることで、物理的な支障等の例外を除き、一般的に事業費の小さい高架化ばかりが選択されてしまっているとも考えられる。そこで連続立体交差事業による周辺市街地の地価の変動に着目し、連続立体交差事業の周辺市街地への影響について分析を行った。分析の結果、連続立体交差事業による周辺市街地への影響が確認され、現行制度では連続立体交差事業が過少供給となり、また例外を除き、高架化ばかりが選択されてしまい、社会的余剰が最大化されていない可能性を明らかにした。

以上の考察を踏まえ、本研究では、連続立体交差事業について、踏切渋滞や踏切事故の解消による効果だけでなく、市街地の発展を促す効果も含む社会的な便益による定量評価手法を現行制度に追加するよう提言している。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13619　　宮野　義康

目次

1. はじめに 3

2. 連続立体交差事業に関する概要 4
2.1 事業の定義 4
2.2 事業の効果 5
2.3 成立と沿革 5

3. 連続立体交差事業における制度の課題 8
3.1 事業評価における課題 8
3.2 過少供給の問題 9
3.3 構造選択の問題 9

4. 連続立体交差事業による市街地への影響に関する実証分析方法 11
4.1 分析の目的 11
4.2 分析対象と方法 12
4.3 推計モデルと基本統計量 14

5. 連続立体交差事業による周辺市街地への影響に関する実証分析結果と考察 17
5.1 高架化の実証分析 17
5.2 地下化の実証分析 18
5.3 高架化と地下化の考察 18

6. 政策提言 20

7. おわりに 20

1. はじめに

鉄道と道路の連続立体交差事業は、鉄道を高架化もしくは地下化することにより複数の鉄道と道路の平面交差を一挙に解消する事業である。事業の効果としては、踏切による自動車渋滞や事故の解消、鉄道による市街地分断の解消等があり、都市交通の円滑化だけでなく、市街地の一体化を促進する効果も期待される。我が国の近代における発展は鉄道を始めとする交通網の発達によるところが大きいが、一方では交通網の発達に伴って鉄道と道路の平面交差による弊害も生じている。連続立体交差事業は、鉄道によるアクセシビリティ―向上の効果を損ねることなく、踏切渋滞や事故、そして地域の分断を解消する市街地の大改造系計画であると言える。連続した区間で行われるため道路交通や市街地に対する効果が大きい反面、事業費も大きくなる傾向があり、効率性及び透明性の観点から客観的な指標で事業評価が行える費用便益分析[1]が導入されている。しかし、費用便益分析では連続立体交差事業の効果の一部である踏切渋滞や事故の解消等の道路に関する便益しか扱われておらず、市街地を一体化させる効果については定性的な評価にとどまっており、全ての効果が適切に評価されているとは言い難い状況である。

連続立体交差事業による市街地への影響に関する先行研究として、次のような研究が挙げられる。山岸ら(1993)は、北海道帯広市を対象に路線地価を用いて、高架化による駅裏解消の効果があることを指摘している。小林ら(2003)は、パーソントリップ調査を用いて、高架化によりゾーン間の所要時間短縮量が駅裏側で特に大きいことを示し、高架化が駅裏側の都市活動を活発にする効果があることを指摘している。山本(2004)は、現行の事業評価制度の問題点を整理し、現行制度では環境改善や市街地の一体化の効果が適切に評価されないため、地下化が選ばれず高架化が優先的に選択されていることを指摘している。平山ら(2007)は、沿線住民へのアンケートによる高架下空間に対する住民の意識を調査しており、高架化に対しては多くの住民は市街地が一体化することを高く評価しているが、高架化により発生する日照や通風の悪化、景観破壊、高架下空間に響く騒音等の負の効果が発生することも指摘している。原(2003)は、高架化が行われている西日本の 38 都市について駅表と駅裏の地価を比較することで、高架化による駅裏解消の効果を示している。

これまでの研究では、高架化による周辺市街地への影響について論じているものが多い。周辺市街地の地価の変動に着目し、ヘドニック・アプローチを用いて定量化を図っているが、景気等によるマクロ的な変動や併せて行われる市街地再開発事業等の影響が除去されていない推計となっている。地下化については、環境改善等の効果の存在を指摘している

[1]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（連続立体交差事業編）」。
当マニュアルによる費用便益分析は国庫補助の新規採択及び事後評価、再評価の基準となっており、財政的に国庫補助に頼らざるを得ない地方公共団体は当マニュアルの影響を強く受けていた。2010 年に創設された社会資本整備総合交付金への移行に際し、当マニュアルによる費用便益分析は事後評価の指標という性格を強め、事業の実施については地方自治の観点から地方公共団体の判断にゆだねられる形となった。しかし、現在においても地方公共団体は事業の決定に際し、当マニュアルによる費用便益分析を実施しており、未だ影響が強く残っている。

ものの、定量的な分析は行なわれていない。

そこで本研究では、高架化及び地下化の周辺市街地への影響に着目し、周辺市街地への影響が考慮されにくい現行の事業評価制度では、連続立体交差事業が社会的な最適水準より過少となることや、物理的な支障等の例外を除き、高架化ばかりが選択されることを理論分析にて示している。また、連続立体交差事業による周辺市街地の地価への影響について、市街地再開発事業等の影響を除去した上で、DID（Difference-in-Difference）推定量を用いてヘドニック・アプローチにより実証分析を行った。その結果、連続立体交差事業による周辺市街地への影響が地価に帰着していることが確認された。また、地下化の場合の周辺市街地の地価上昇は高架化よりも大きく、地下化による環境改善等の効果の存在が明らかとなった。更に地下化による純便益[2]が高架化を上回る場合があり、物理的な支障等の例外以外にも、地下化が選択されることが社会的に望ましい場合があることを示した。

本稿の構成については次の通りである。第 2 章では連続立体交差事業の概要を示し、第 3 章では現行の事業評価制度の課題を理論分析により指摘している。第 4 章、第 5 章では高架化と地下化の事例を用いた実証分析を行い、第 6 章では理論分析及び実証分析から得られた結果をもとに具体的な政策を提言し、第 7 章では今後の課題について考察している。

2. 連続立体交差事業に関する概要

本章では、連続立体交差事業の定義や効果について整理し、その成立と沿革についての概要を示す。

2.1 事業の定義

鉄道と道路の連続立体交差事業は、都市部における道路整備の一環として行われる街路事業である。道路と鉄道との交差部において、鉄道を高架化または地下化することで、多数の踏切を一挙に除去し、踏切渋滞や踏切事故の解消により都市交通の円滑化を図る事業であると国土交通省では定義している。また、鉄道により分断された市街地の一体化を促進する効果もあるとしている。連続立体交差事業は、線路の高架化や地下化等の鉄道工事が中心であるため、鉄道事業者が主体の事業のように見られがちであるが、道路交通の円滑化の目的で道路側を立体交差する代わりに鉄道側を高架化または地下化する事業である。そのため都道府県や政令指定都市等の地方公共団体が事業主体となり、都市計画事業として実施している。つまり連続立体交差事業とは鉄道により発生する踏切渋滞や事故、そして地域の分断等の周辺市街地への負の外部性を解消するために、地方公共団体が実施する事業であるということができる。

[2] 純便益とは便益から費用を引いたものである。

2.2 事業の効果

連続立体交差事業により鉄道と道路が立体交差され、踏切解消による自動車渋滞や事故の解消などの道路交通の円滑化の効果が期待される。また、鉄道により分断されていた市街地がつながり、消防等緊急活動の円滑化が図られ、地域の連帯的活動も活発になると言われている。連続立体交差事業で高架化された場合には、既存市街地を高架構造物が縦断することとなり、景観や日照等環境が悪化すると言われている。一方、地下化は、景観や日照の問題が解消するだけでなく列車騒音もなくなる等環境改善効果が高いとされている。図 2-1 に連続立体交差事業による効果を示す[3]。本研究では、連続立体交差事業による効果を「道路便益」、「市街化便益」、「高架橋の負の外部性」と分類し定義することとする。これら 3 つの効果が技術的外部性として周辺市街地に発生し、地域の魅力を向上させると考えられる。キャピタリゼーション仮説を前提とした場合、連続立体交差事業の影響により周辺市街地の地価が上昇することとなる。

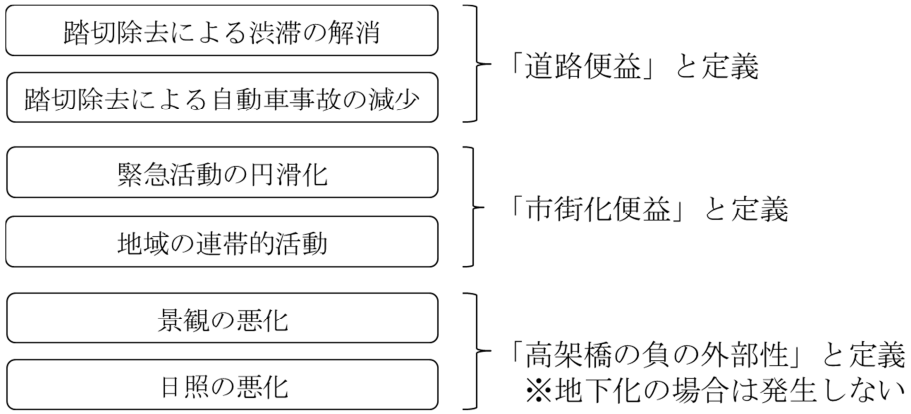


図 2-1 連続立体交差事業による効果

2.3 成立と沿革

連続立体交差事業は、1969 年（昭和 44 年）の制度創設以来、これまでに 140 を超える事業が行われてきている。連続立体交差事業とはすなわち道路と鉄道の平面交差による支障を解消する事業であるが、その概念は制度創設よりも以前の鉄道の創成期から始まっている。

我が国の鉄道は、1872 年（明治 5 年）に東京新橋から横浜桜木町間で始まった。その後、1888 年（明治 21 年）に旧都市計画法の前身にあたる「東京市区改正条例」が公布され、1890 年代に「東京市区改正設計」に基づいた東京付近の鉄道網の整備が急激に行われた。しかし、新橋上野間はまだ連絡されておらず、現在のような環状となっていなかった。新橋上野間に鉄道を建設するにあたり、東京市区改正委員会は鉄道と道路の平面交差は道路

[3]連続立体交差事業の効果については山本(2004)が詳しい。

交通に支障を及ぼすため、地平鉄道は認めず、地中線（地下）もしくは高架線とすべきであるという考え方を示した。これは現在の連続立体交差事業の概念となんら変わるものではない。その後、都心部における鉄道新線は、高架方式により建設されていくこととなる。1914 年（大正 3 年）になると自動車の国内生産が始まり、自動車交通が次第に増加するにつれ、道路と鉄道の平面交差は障害とされ、既設の鉄道について立体交差化の検討が始まる。1923 年（大正 12 年）の関東大震災により当時の主要な交通機関であった路面電車が壊滅的な打撃を受け、代替手段として自動車が使われるようになり、より一層道路と鉄道の平面交差が深刻な問題となっていく。道路と鉄道の平面交差による支障を効率的に解消していくために、1940 年（昭和 15 年）に内務省と鉄道省により「道路と鉄道との交差方式並びに費用負担に関する内務・鉄道両省協定」が締結され、道路を立体交差化させる単独立体交差事業[4]の制度が確立された。その後、戦後復興に伴い、自動車交通が更に増加し、踏切渋滞や踏切事故が社会問題となる。1956 年（昭和 31 年）に建設省と日本国有鉄道により「道路と鉄道の交差に関する建設省・日本国有鉄道協定」が締結されるが、日本国有鉄道と道路との立体交差のみが対象であり、民鉄路線は含まれておらず、個々の協議によって費用負担等が定められていた。1969 年（昭和 44 年）に運輸省と建設省により「都市における道路と鉄道との連続立体交差化に関する協定」が締結され、道路側を立体交差する単独立体交差事業だけでなく、鉄道を高架化もしくは地下化することで複数の道路と連続して立体交差する連続立体交差事業についての制度が創設された。民鉄路線も対象として含められるようになり、また、環境保全の見地から地下化することも行われるようになった。この頃から土地区画整理事業や市街地再開発事業との一体整備による効果が言われるようになり、面的に整備するケースが増えていく。2007 年（平成 19 年）には国土交通省により「都市における道路と鉄道との連続立体交差化に関する要綱（以下、「連続立体交差事業の要綱」とする。）」及び「都市における道路と鉄道との連続立体交差化に関する細目（以下、「連続立体交差事業の細目」とする。）」が制定され、現在に至っている。現在までの連続立体交差事業の事業総延長と踏切除去の実績は図 2-2 に示す通り[5]、2007 年（平成 19 年）時点で事業総延長が 438km に及び、約 1,400 箇所の踏切除却が行われた。しかし、未だ緊急に対策が必要な踏切[6]は約 1960 箇所もあり、現在も多くの事業が実施中である。図 2-3 は全国で行われてきた連続立体交差事業の実績を高架化と地下化に分けて表したグラフ[7]であるが、圧倒的に高架化の件数が多く、地下化は 11 件と 1 割にも満たない状況である。表 2-1 は地下化がされた事由についてまとめたものである[8]が、物理的な支障や他事業

[4] 鉄道と道路との平面交差を解消するため、道路をオーバーパスもしくはアンダーパスして立体交差する方式のことを指す。
[5]国土交通省「全国の連続立体交差事業の実績」より。
[6]ピーク時間の遮断時間が 40 分／時以上の開かずの踏切や自動車と歩行者の交通量が多く、渋滞や歩行者の滞留が多く発生している踏切、歩道が狭隘な踏切と国土交通省では定義している。
[7]国土交通省「連続立体交差事業の実績（H22 年度末時点）」より加工。
[8]神奈川県(2011),「3 つの交差方式に関する検討調査結果」より加工。

との兼ね合い等例外を除けば、地下化は実施されておらず、一般的に費用の小さいとされている高架化が優先的に選択されている。

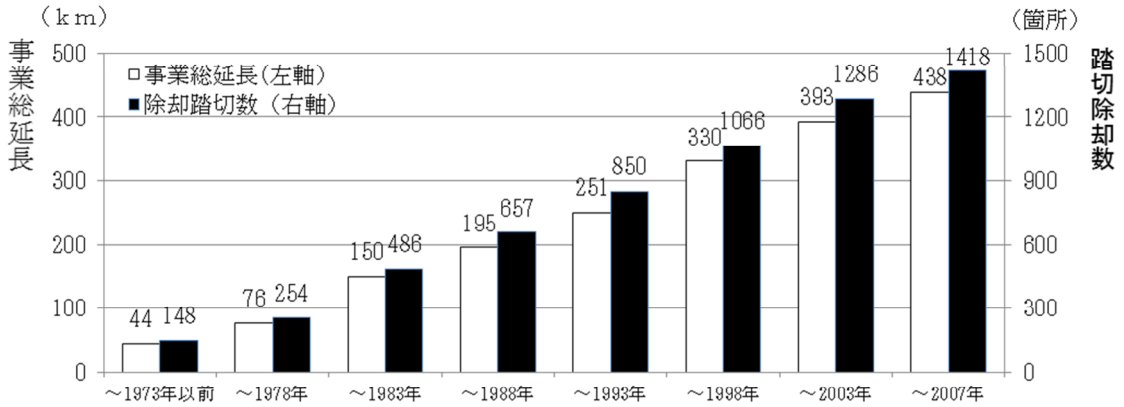


図 2-2　連続立体交差事業の事業総延長と除去踏切数

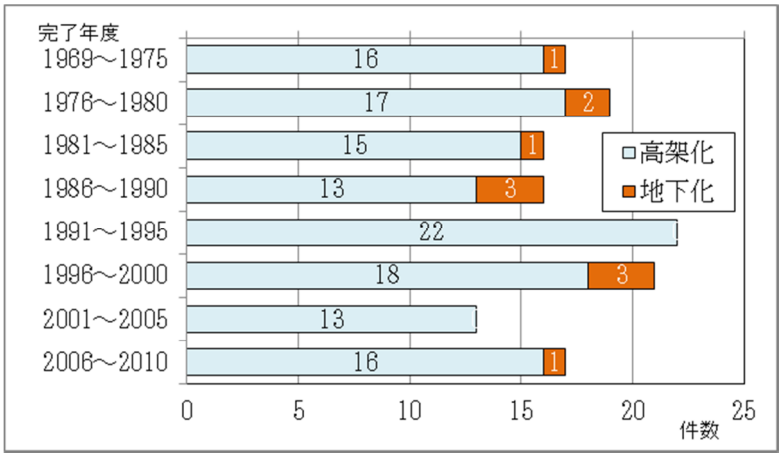


図 2-3　連続立体交差事業の実績（高架化及び地下化別）

表 2-1　地下化が採用された事由

①既に高架化された鉄道や道路等の構造物との交差（物理的な支障）
・小田急小田原線（代々木上原駅～梅ヶ丘駅）高架である京王井の頭線との交差
・京急大師線（京急川崎駅～小島新田駅）
・東急目黒線（不動前駅～洗足駅）
②複々線化（線増）等のため広範囲の用地取得が必要となり、周辺への影響が大きい
・小田急小田原線（代々木上原駅～梅ヶ丘駅）高架である京王井の頭線との交差
・京王線（笹塚駅～つつじヶ丘駅）
・京王線、京王相模原線（調布駅付近）
③事業費が高架化と同等又は地下化の方が安価
・西武新宿線（野方駅～中井駅付近）
④文化財等の景観保全
・京阪本線（東福寺駅～三条駅）
・京成本線（京成八幡駅周辺）
⑤都市計画道路事業とあわせた渋滞解消（上部空間を都市計画道路に活用）
・京阪本線（東福寺駅～三条駅）

3. 連続立体交差事業における制度の課題

本章では、連続立体交差事業の現在の制度について整理し、理論的側面から分析を行い、その課題について考察する。

3.1 事業評価における課題

連続立体交差事業は都道府県や政令指定都市等といった地方公共団体が事業主体となり、都市計画事業として行われる。事業費の費用負担については、「連続立体交差事業の要綱」及び「連続立体交差事業の細目」により定められている。高架化の場合、鉄道事業者の負担は 4 つの地域地区に応じて、原則 15%、10%、7%、4%としており、これは鉄道事業者が得られる高架下貸付益額等とされ、残りは地方公共団体の負担とされている。過去の実績に基づき定められており、鉄道事業者と地方公共団体が受益に応じて費用負担するという制度設計になっている。しかし、地下化については実施事例も少ないということで、鉄道事業者と地方公共団体の費用負担は、その都度の協議にて決定するとされている。また、鉄道跡地の利用についても高架化では、「連続立体交差事業の細目」にて高架下貸付可能区域の 15%を地方公共団体が公租公課相当額で鉄道事業者より賃貸できると定めているが、地下化についてはその都度の協議とされている。「連続立体交差事業の要綱」や「連続立体交差事業の細目」でルール化されている高架化に比べて、地下化については費用負担や鉄道跡地の活用等が鉄道事業者と地方公共団体との協議により決定しなければならず、地下化は高架化に比べて取引費用が大きな事業であると言える。

次に事業評価制度については、連続立体交差事業の効率性及びその実施過程の透明性の観点から、費用便益分析マニュアルが策定されており、事業主体である地方公共団体はこのマニュアルに従い、費用便益分析を行っている。しかし、マニュアルで対象としている便益は連続立体交差事業により発生する効果のうち、先に定義した「道路便益」[9]のみであり、「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」に該当する効果については、定量化が困難との理由から定性的な評価にとどまっている。費用便益分析マニュアルにおいて対象としている便益と費用について表 3-1 に示す。定量的に評価される「道路便益」と定性的に評価される「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」がどのような重みで評価されているのかは不明確であると言える。定性評価という曖昧な基準であるため、連続立体交差事業による周辺市街地への影響は過小に評価されてしまうことが考えられる。また、物理的支障等の例外を除き、高架化ばかりが選択されている事実は、地下化の環境改善等の効果が適切に評価されておらず、事業費の大小で事業が決定されていることを裏付けているとも言える。

[9] 費用便益分析マニュアルでは、便益として踏切解消による移動時間短縮効果と走行経費減少効果、交通事故減少効果を対象としており、交通量の増減予測や事故実績等により算出している。

表 3-1　費用便益分析マニュアルにおける対象便益と対象費用

対象便益 踏切解消による ・移動時間短縮便益（移動時間の短縮×時間価値） ・走行経費減少便益（走行距離の短縮×走行経費） ・交通事故減少便益（交通事故の減少×損害額） 対象費用 ・連続立体交差事業に要する費用 ・関連道路の整備及び維持管理に関する費用

3.2　過少供給の問題

連続立体交差事業により「道路便益」と「市街化便益」、そして高架化の場合は「高架橋の負の外部性」が発生することは前章で述べた通りである。そこで、現行制度のように「道路便益」のみしか考慮されない場合と、「市街化便益」も含めた社会全体の便益（以下、「社会的便益」とする。）が考慮される場合の連続立体交差事業の供給数の決定についてのモデルを図 3-1 に示す。「道路便益」のみしか考慮されない場合には、連続立体交差事業はQ_Aまでしか供給されないのに対し、「社会的便益」が考慮される場合にはQ_Bまで供給され、これが社会的に最適な供給水準となる。つまり現行制度において、「道路便益」が概ね正しく算出されていると仮定すると、「道路便益」のみしか考慮されない事業評価では、連続立体交差事業は社会的に望ましい水準よりも過少供給となり、死荷重が発生することとなる。

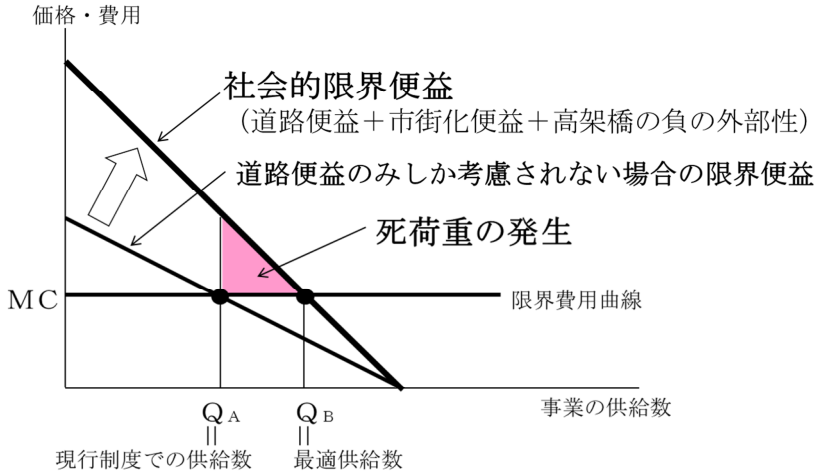


図 3-1　連続立体交差事業の供給数の決定モデル

3.3　構造選択の問題

連続立体交差事業には、高架化と地下化の 2 種類の構造がある。高架化及び地下化はそれぞれに特徴があり、どちらがより優れた構造であるのかは一概に判断することはできない。地下化は高架化に比べて環境改善等の効果が大きいが、一般的に高架化よりも事業費が大きいとされている。しかし、現行の費用便益分析マニュアルでは、対象の便益を「道

路便益」のみとしているため、地下化のメリットである環境改善等の効果が評価されず、高架化と地下化の便益には差異がなくなる。そのため、費用の大小で判断されることとなり、費用の大きい地下化は物理的な支障等の例外を除き選択されず、高架化ばかりが供給されることとなる。そこで、高架化と地下化について「社会的便益」で評価された場合の便益モデルを図 3-2 に示す。高架化の場合は、「道路便益」B_Rに「市街化便益」B_Cが加わり、「高架橋の負の外部性」B_Nにより便益が減少し、高架化の限界費用との交点で供給数が決定されると考える。一方、地下化の場合は、「高架橋の負の外部性」B_Nが発生しないため、高架化よりも大きな限界便益となるが、限界費用も高架化より大きい。高架化と地下化を比較した場合、どちらの社会的余剰が大きいかは一概には言えず、その事業により異なることとなる。ただし、地下化による便益の増加分が地下化による費用の増加分を上回った場合には、図 3-3 に示す通り、地下化の純便益が高架化よりも大きくなる事業が発生する。つまり地下化の純便益が大きい事業は地下化されることが、高架化の純便益が大きい事業は高架化されることが社会的余剰を最大化することとなる。「道路便益」だけでなく、「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」も適切に評価されていれば、高架化だけでなく地下化も選択される場合があるということである。しかし、現行の事業評価制度では物理的支障等の例外を除き、高架化ばかりが選択されている。これは現在の事業評価制度では、高架化と地下化の選択については、地下化のメリットである環境改善効果が適切に評価されておらず、事業費の大小により決まってしまっていることを裏付けている。また、地下化は鉄道事業者と地方公共団体との費用負担や鉄道跡地の活用についてルール化がされていないため、その都度の協議が必要であり、高架化よりも取引費用が大きくなることを考慮すれば、より地下化が選択されることはなくなると言える。

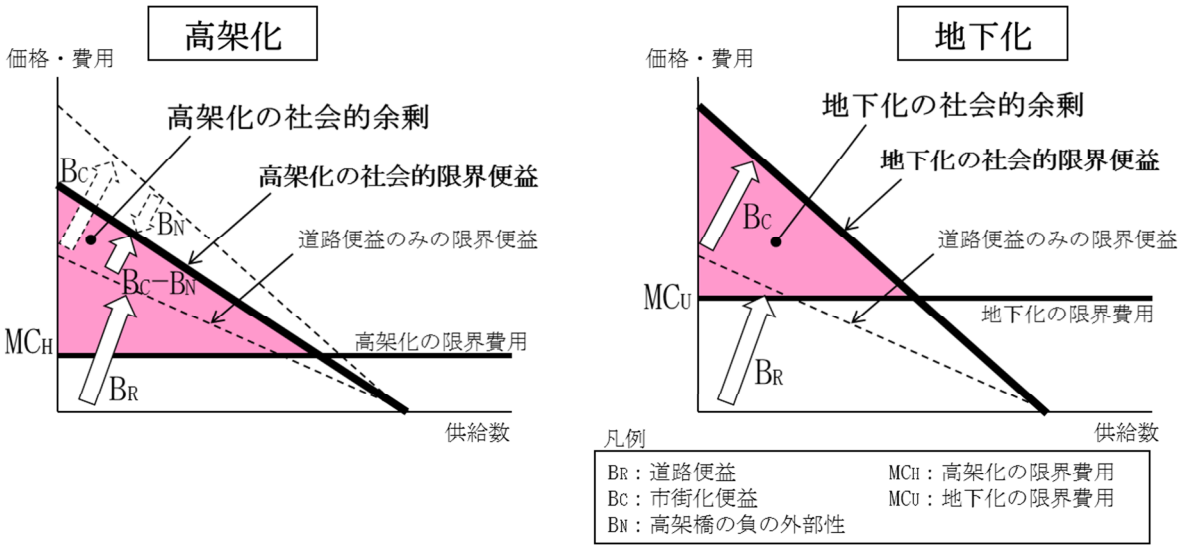


図 3-2　「社会的便益」で評価した場合の高架化と地下化の便益モデル

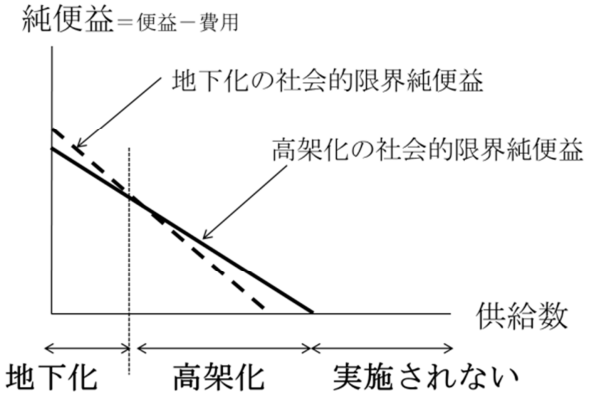


図 3-3　「社会的便益」を考慮した場合の高架化と地下化の純便益モデル

4.　連続立体交差事業による市街地への影響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の結果に基づき、連続立体交差事業の市街地への影響に関する実証分析の目的や対象、方法、推計モデルについて述べる。

4.1　分析の目的

前章では連続立体交差事業の事業評価制度について、2 つの問題があることを明らかにした。1 つ目は、「道路便益」のみで「市街化便益」が定量的に考慮されていない現行の事業評価制度では連続立体交差事業が社会的に望ましい水準より過少供給になるということである。例えば、踏切渋滞や事故が発生している鉄道と道路の平面交差があるが、深刻な状況となっているものは少なく、一方で鉄道の分断により市街地の発展が著しく阻害されているような地域について考える。この場合、連続立体交差事業により大きな「市街化便益」が期待できる反面、「道路便益」はそれほど大きくならないため、現行制度では費用対効果が小さくなり、事業化されにくくなることが考えられる。2 つ目としては、「道路便益」のみで高架化と地下化といった構造を比較すると物理的支障等の例外を除き、高架化ばかりが選択され、社会的余剰が最大化されない場合があると考えられる。郊外部においては都心部に比べて「市街化便益」や「高架橋の負の外部性」の割合は「道路便益」より小さく、地下化と高架化の便益の差が費用の差を上回ることはないと思われ、現行制度でも問題はないと考えられる。しかし、高度に発展した市街地においては、地下化のメリットである環境改善効果による便益が大きく、地下化の純便益が高架化を上回る場合が考えられる。その場合は地下化が選択されることが社会的に望ましくなるが、現行制度では例外を除き、高架化が選択されてしまうことはこれまで述べた通りである。

連続立体交差事業の現行制度により 2 つの問題が発生することはこれまで論じてきたが、この 2 つの問題については次に示す 3 つの仮説の成立を前提としている。

仮説 1　「市街化便益」が存在する。
（「道路便益」を上回る「社会的便益」が発生している。）
仮説 2　地下化の「社会的便益」が高架化よりも大きい。
仮説 3　地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回る場合がある。
（地下化の純便益が高架化を上回る場合がある。）
そこで、実証分析ではこれらの仮説を証明することを目的とする。

4.2　分析対象と方法

分析対象は、高架化の事例としてはＪＲ中央線連続立体交差事業（三鷹駅～立川駅間）を、地下化の事例としては京王線調布駅付近連続立体交差事業（柴崎駅～西調布駅間、調布駅～京王多摩川駅）を対象とする。それぞれの事業の概要を表 4-1 に示す。地価及び土地に関する情報については、国土数値情報サービス[10]を利用している。地価調査地点からの最寄駅や東京駅までの距離については、座標情報により ArcGIS[11]を用いて計測している。連続立体交差事業の周辺市街地への影響については、キャピタリゼーション仮説を前提としたヘドニック・アプローチにより、連続立体交差事業の影響を受ける前後の地価関数の変化を観察することとする。なお、単純に影響を受ける前後の地価の比較では、連続立体交差事業の影響なのか、それとも景気等のマクロ的な影響による変化なのか判別できないという問題がある。そこで DID 推定量を用いて景気等の影響を除去し、地価の変動を計測することとする。DID 推定量は、同様のトレンドを持ったグループについて、政策（連続立体交差事業）の影響を受けたグループ（トリートメントグループ）と政策の影響を受けなかったグループ（コントロールグループ）に分類し、政策前後でそれらを比較することにより、景気等のマクロ的な影響を除去することができる手法である。トリートメントグループには高架化もしくは地下化の対象区間の沿線 1km[12]の範囲を、コントロールグループには政策を受ける前のトレンドが同様な地域に位置する西武池袋線と西武新宿線で連続立体交差事業や市街地再開発事業等が行われていない区間[13]の沿線 1km を範囲として設定した。連続立体交差事業の影響が発生する時期としては、都市計画決定から工事着手の間としている。これは供用開始前に開発実現度の可能性が高まるに伴ってその効果が地価上昇として表れるという社会資本整備の特徴[14]に基づいている。

DID 推計量において注意しなければならないことは、他の事業等の影響が除去できている

10 国土交通省による国土数値情報を提供するサービスで「地価公示」データを利用している。
11 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である。
12 山岸ら(1993)では、高架化による地価の上昇が現れるのは沿線 1km 圏までであると指摘している。また川崎(2012)でも、新駅等の社会資本整備による地価上効果は徒歩 15 分圏(1km 圏)までのエリアであることを指摘している。
13 西武池袋線は新秋津駅～ひばりヶ丘駅、西武新宿線は小平駅～武蔵関駅としている。
14 山村ら(1994)では、鉄道整備による地価のアナウンスメント効果について論じている。

かである。連続立体交差事業は同時期に市街地再開発事業や土地区画整理事業等を行っている場合が多く、それらの効果を除去しなければ図 4-1 に示す通り、市街地再開発事業等の影響が含まれ、過大推計されてしまう。そこで各々の事例において連続立体交差事業と市街地再開発事業等を時系列で整理したものを図 4-2 及び図 4-3 に示す。まず JR 中央線の事例であるが、武蔵境駅では市街地再開発事業が連続立体交差事業の工事着工よりも早い時期に行われている。社会資本整備の特徴を考慮し、連続立体交差事業の影響が発生する以前に市街地再開発事業のほとんどの効果が地価に帰着していると仮定すると、武蔵境駅での地価の変動が市街地再開発事業等の影響を除去した連続立体交差事業による地価の変動と近似することができる。同様に京王線の事例においても、国領駅では市街地再開発事業が連続立体交差事業の工事着工よりも早い時期に行われており、国領駅の地価の変動を連続立体交差事業による地価の変動と近似することができる。

表 4-1　分析対象

分析対象１
ＪＲ中央線連続立体交差化事業（三鷹駅～立川駅間）
事業主体：東京都
構造方式：高架化
事業区間：三鷹駅～立川駅付近13.1km（うち高架化区間9.0ｋｍ）
総事業費：1,789億円
除却踏切：18箇所
経　　緯：1994年　都市計画決定
　　1999年　工事着手
　　2013年　事業完了

分析対象２
京王線調布駅付近連続立体交差事業
柴崎駅～西調布駅間、調布駅～京王多摩川駅）
事業主体：東京都
構造方式：地下化
事業区間：京王線（柴崎駅～西調布駅間）　約2.8km
　　相模原線（調布駅～京王多摩川駅間）　約0.9km
総事業費：1,149億円
除却踏切：18箇所
経　　緯：2002年　都市計画決定
　　2003年　工事着手
　　2014年　事業完了

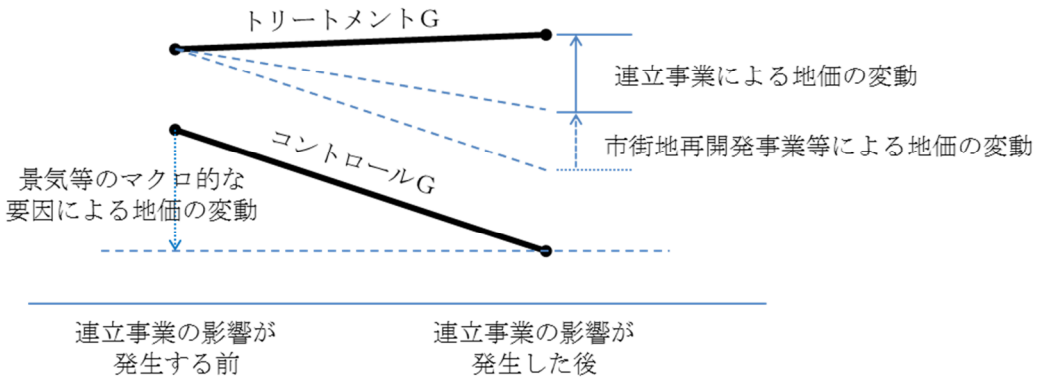


図 4-1　DID 推計量による地価の変動

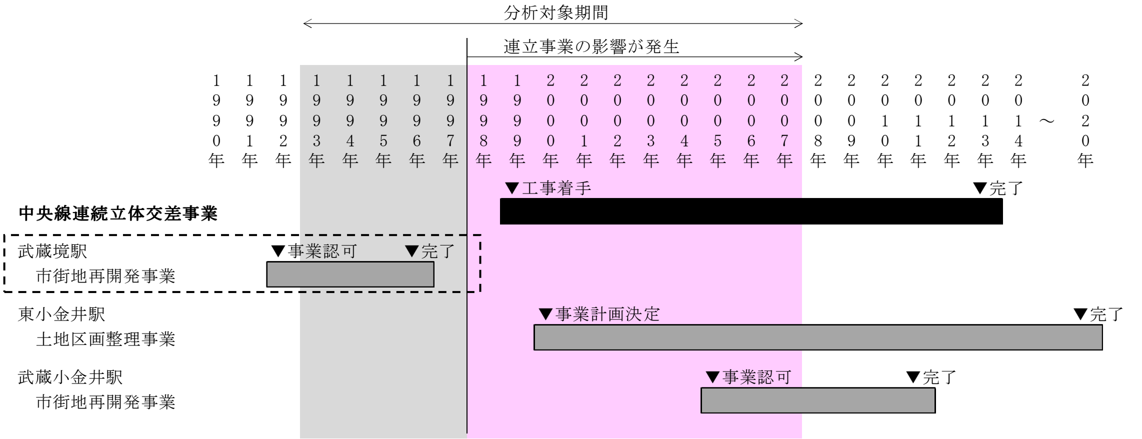


図 4-2　JR 中央線連続立体交差事業と市街地再開発事業等

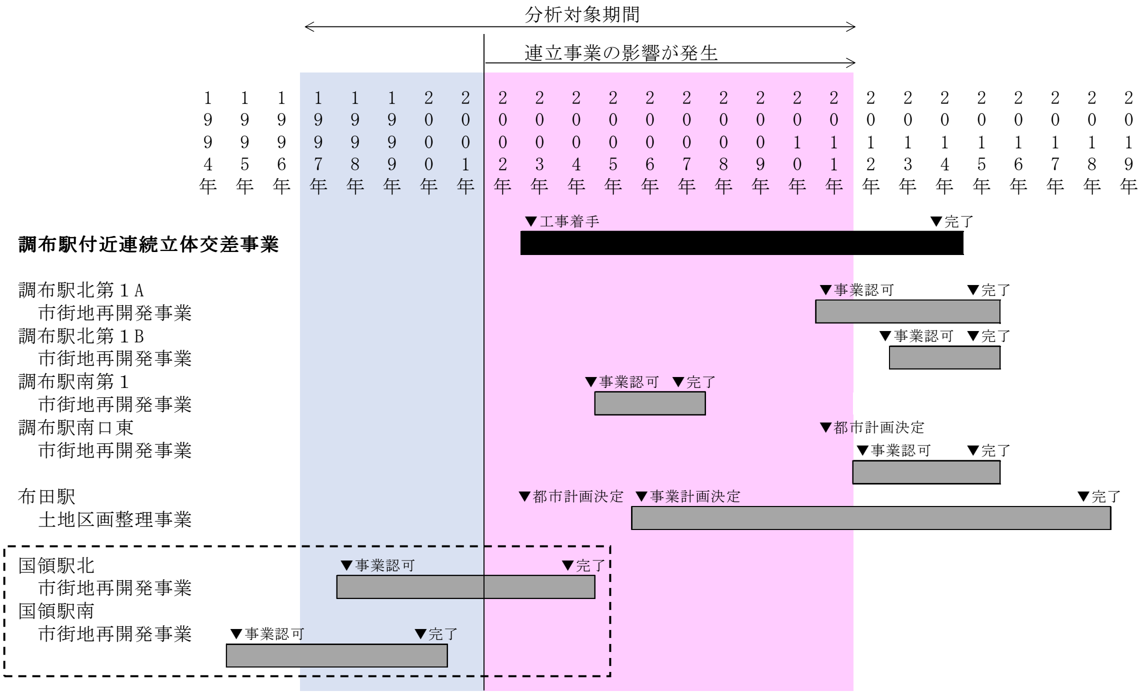


図 4-3　京王線連続立体交差事業と市街地再開発事業等

4.3　推計モデルと基本統計量

4.3.1　高架化についての推計モデルと基本統計量

高架化を採用した JR 中央線連続立体交差事業を対象に、高架化による地価の変動を計測するために次式の推計モデルを用いる。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 TD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 TD_t \times TG_i \times 国立駅ダミー_i$$
$$+\beta_4 TD_t \times TG_i \times 武蔵小金井駅ダミー_i + \beta_5 TD_t \times TG_i \times 東小金井駅ダミー_i$$
$$+\boldsymbol{\beta_6 TD_t} \times \boldsymbol{TG_i} \times \textbf{武蔵境駅ダミー}_i + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \quad ・・・(1)$$

被説明変数$lnLP_{it}$には公示地価（円/㎡）の対数値を用いている。TD_tはタイムダミーであり、連続立体交差事業によって受ける効果を時期によって区別する変数である。工事着工直前の 1998 年以降を 1 とし、それ以前には 0 をとるダミー変数とする。TG_iはトリートメントグループダミーであり、連続立体交差事業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 とし、そうでなければ 0 をとるダミー変数とする。国立駅ダミー等の各駅ダミーは各々の駅を最寄駅とするグループを設定し、そのグループであれば 1 とし、それ以外は 0 をとるダミー変数である。

$TD_t \times TG_i \times$各駅ダミー$_i$はタイムダミーとトリートメントグループと連続立体交差事業の対象区間の各駅ダミーとの交差項である。$TD_t \times TG_i \times$武蔵境駅ダミー$_i$の係数であるβ_6を推計することにより連続立体交差事業による地価の変動を計測することができる。

また、X_iはヘドニック・アプローチにより地価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（㎡）、容積率（%）、最寄駅からの距離（m）、東京駅からの距離（m）、各駅ダミー、地価ポイントが当該市町村に立地する場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である市町村ダミーを採用している。αは定数項、βとγは係数、ε_{it}は誤差項である。なお、使用するデータは 1993 年から 2007 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、住居系地域と商業系地域に分類し、各々推計を行っている。住居系地域とは、第 1 種低層住居専用地域、第 2 種低層住居専用地域、第 1 種中高層住居専用地域、第 2 種中高層住居専用地域、第 1 種住居地域、第 2 種住居地域、準住居地域を対象とし、商業系地域とは、近隣商業地域、商業地域を対象としている。

住居系地域の各変数の基本統計量は表 4-2 の通り、商業系地域の各変数の基本統計量は表 4-3 の通りである。

表 4-2　住居系地域における基本統計量（JR 中央線連続立体交差事業）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ｌｎ（公示地価）	12.678	0.259	11.983	13.554
タイムダミー	0.679	0.467	0	1
トリートメントグループダミー	0.423	0.494	0	1
国立駅ダミー	0.045	0.207	0	1
武蔵小金井駅ダミー	0.085	0.280	0	1
東小金井駅ダミー	0.048	0.214	0	1
武蔵境駅ダミー	0.050	0.218	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国立駅ダミー	0.031	0.172	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵小金井駅ダミー	0.056	0.230	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×東小金井駅ダミー	0.033	0.178	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵境駅ダミー	0.037	0.188	0	1
敷地面積	176	56	71	489
容積率	105	44	60	200
最寄駅からの距離	664	286	144	1383
東京駅までの距離	23457	3280	18009	31411
上記以外の駅ダミー	省略			
市町村ダミー	省略			

表 4-3　商業系地域における基本統計量（JR 中央線連続立体交差事業）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ｌｎ（公示地価）	13.267	0.521	12.476	15.088
タイムダミー	0.729	0.445	0	1
トリートメントグループダミー	0.623	0.486	0	1
国立駅ダミー	0.000	0.000	0	0
武蔵小金井駅ダミー	0.187	0.390	0	1
東小金井駅ダミー	0.022	0.147	0	0
武蔵境駅ダミー	0.231	0.422	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国立駅ダミー	0.000	0.000	0	0
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵小金井駅ダミー	0.132	0.339	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×東小金井駅ダミー	0.022	0.147	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵境駅ダミー	0.168	0.375	0	1
敷地面積	260	234	67	980
容積率	360	83	200	500
最寄駅からの距離	280	228	48	896
東京駅までの距離	22218	2735	17921	31555
上記以外の駅ダミー	省略			
市町村ダミー	省略			

4.3.2　地下化についての推計モデル及び基本統計量

地下化を採用した京王線調布駅付近連続立体交差事業を対象として高架化の場合同様に、地下化による地価の変動を計測するために次式の推計モデルを用いて、住居系地域と商業系地域に分類し、各々推計を行っている。

$$lnLP_{it} = \alpha + \beta_1 TD_t + \beta_2 TG_i + \beta_3 TD_t \times TG_i \times \text{調布駅ダミー}_i + \beta_4 TD_t \times TG_i \times \text{布田駅ダミー}_i + \boldsymbol{\beta_5 TD_t \times TG_i \times \text{国領駅ダミー}_i} + \Sigma_k \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_{it} \quad \cdots (2)$$

TD_tについては 2002 年以降を 1 とし、それ以前には 0 をとるダミー変数としている。$TD_t \times TG_i \times$国領駅ダミー$_i$の係数であるβ_5を推計することにより連続立体交差事業が地価に与えた影響を把握することができる。なお、使用するデータは 1997 年から 2011 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いる。

住居系地域の各変数の基本統計量は表 4-4 の通り、商業系地域の各変数の基本統計量は表 4-5 の通りである。

表 4-4　住居系地域における基本統計量（京王線連続立体交差事業）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ｌｎ（公示地価）	12.539	0.219	11.983	13.230
タイムダミー	0.650	0.477	0	1
トリートメントグループダミー	0.240	0.427	0	1
調布駅ダミー	0.066	0.248	0	1
布田駅ダミー	0.026	0.160	0	1
国領駅ダミー	0.053	0.223	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×調布駅ダミー	0.044	0.205	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×布田駅ダミー	0.018	0.131	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国領駅ダミー	0.035	0.184	0	1
敷地面積	176	59	93	396
容積率	100	37	80	200
最寄駅からの距離	656	298	146	1383
東京駅までの距離	21950	2318	18009	26140
上記以外の駅ダミー	省略			
市町村ダミー	省略			

表 4-5　商業系地域における基本統計量（京王線連続立体交差事業）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ｌｎ（公示地価）	13.023	0.396	12.468	14.468
タイムダミー	0.769	0.423	0	1
トリートメントグループダミー	0.256	0.438	0	1
調布駅ダミー	0.096	0.296	0	1
布田駅ダミー	0.064	0.246	0	1
国領駅ダミー	サンプルなし			
タイムダミー×トリートメントグループダミー×調布駅ダミー	0.064	0.246	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×布田駅ダミー	0.064	0.246	0	1
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国領駅ダミー	0.035	0.184	0	1
敷地面積	252	233	77	980
容積率	374	62	300	500
最寄駅からの距離	186	178	30	546
東京駅までの距離	21811	1929	17921	24595
上記以外の駅ダミー	省略			
市町村ダミー	省略			

5.　連続立体交差事業による周辺市街地への影響に関する実証分析結果と考察

本章では、高架化と地下化による地価への影響の推計結果を示すとともに、得られた結果に対して考察を行っている。

5.1　高架化の実証分析

推計式（1）の推計結果を表 5-1 に示す。住居系地域の武蔵境駅を最寄りとする地点では約 5.4%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。商業系地域の武蔵境駅を最寄りとする地点では約 15.4%の地価上昇が見られ、こちらについても統計的に有意な水準であった。武蔵境駅の地価の変動は、概ね連続立体交差事業による地価の変動とみなすことができることは先に述べた通りである。したがって、住居系地域及び商業系地域ともに高架化により周辺地価が上昇することが示された。なお、他の高架化対象区間の駅を最寄りとする地点においても、地価上昇が統計的に有意な水準で確認されているが、市街地再開発事業等の影響を含んでおり、高架化の影響が過大に推計されていると考えられる。

表 5-1　推計式(1)の推計結果

被説明変数：ln(公示地価)	住居系地域			商業系地域		
説明変数	係数		標準誤差	係数		標準誤差
タイムダミー	-0.28378	***	0.00650	-0.64633	***	0.04305
トリートメントグループダミー	0.22929	***	0.02441	0.53792	***	0.19553
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国立駅ダミー	0.06081	**	0.02666			
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵小金井ダミー	0.05392	***	0.01953	0.01308		0.07930
タイムダミー×トリートメントグループダミー×東小金井ダミー	0.07686	***	0.02569			
タイムダミー×トリートメントグループダミー×武蔵境駅ダミー	**0.05404**	**	**0.02652**	**0.15372**	**	**0.07568**
敷地面積	0.00041	***	0.00005	0.00000		0.00007
容積率	0.00094	***	0.00007	0.00289	***	0.00038
最寄駅からの距離	-0.00016	***	0.00001	-0.00059	***	0.00020
東京駅までの距離	-0.00003	***	0.00000	0.00018	*	0.00010
定数項	13.25653	***	0.09146	9.01940	***	1.92030
駅ダミー	省略			省略		
市町村ダミー	省略			省略		
観測数	1,534			273		
調整済み決定係数	0.8509			0.8282		

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

5.2 地下化の実証分析

推計式（2）の推計結果を表 5-2 に示す。住居系地域の国領駅を最寄りとする地点では約 7.6%の地価上昇が見られ、統計的に有意な水準であった。商業系地域においては、国領駅を最寄りとする地点のサンプルがなく推計できなかった。国領駅の地価の変動は、連続立体交差事業による地価の変動とみなすことができる。したがって、住居系地域においては地下化により周辺地価が上昇することが示された。なお、他の地下化対象区間の駅を最寄りとする地点においても地価の上昇が有意な水準で確認されているが、同様の理由で地下化の影響が過大に推計されていると考えられる。

表 5-2 推計式(2)の推計結果

被説明変数：ln(公示地価)	住居系地域		商業系地域	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差
タイムダミー	-0.20497 ***	0.00634	-0.42522 ***	0.02988
トリートメントグループダミー	-0.17488 ***	0.03361		(omitted)
タイムダミー×トリートメントグループダミー×調布駅ダミー	0.08018 ***	0.02043	0.07996 ***	0.06864
タイムダミー×トリートメントグループダミー×布田駅ダミー	0.07328 ***	0.03137		(omitted)
タイムダミー×トリートメントグループダミー×国領駅ダミー	**0.07607 *** **	**0.02263**		**(omitted)**
敷地面積	0.00037 ***	0.00004	0.00144 ***	0.00017
容積率	0.00074 ***	0.00008	0.00575 ***	0.00081
最寄駅からの距離	-0.00017 ***	0.00001	-0.00224 ***	0.00024
東京駅までの距離	-0.00003 ***	0.00000	0.00084 ***	0.00014
定数項	13.44497 ***	0.06095	-2.56209	2.61814
駅ダミー	省略		省略	
市町村ダミー	省略		省略	
観測数	1,142		156	
調整済み決定係数	0.8689		0.9189	

5.3 高架化と地下化の考察

第 4 章で現行制度での費用便益分析では、連続立体交差事業の効果のうち「道路便益」しか対象にしていないことにより 2 つの問題が発生することについて指摘した。1 つ目は、連続立体交差事業が社会的に最適な水準より過少となることである。2 つ目は、物理的支障等の例外を除けば、比較的事業費の安価な高架化ばかりが選択されてしまうということである。どちらも社会的余剰が最大化されていないことが問題となる。そこで、実証分析で推計した表 5-3 に示す高架化及び地下化の地価上昇率を用いて、この 2 つの課題が成立するための必要条件である 3 つの仮説についてケーススタディを行うこととする。

表 5-3 高架化及び地下化における地価上昇率

	高架化		地下化	
住居系地域	5.4%	**	7.6%	***
商業系地域	15.4%	**	―	

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

5.3.1 仮説 1 についてのケーススタディ

仮説 1 は「『市街化便益』が存在する。」である。つまり「道路便益」を上回る「社会的便益」を確認することで、「市街化便益」の存在を明らかにすることとする。そこで、JR 中央線の事例をもとに実証分析で推定した地価上昇率により連続立体交差事業の高架化対象区間の沿線 1km の地価上昇総額を算出すると、割引現在価値[15]に換算して約 5,000 億円[16]となった。すなわち、これが連続立体交差事業の社会的便益額となる。第 3 章で述べたように現行制度における「道路便益」の算定が正しいという仮定のもとで比較すると、国土交通省が公表している現行制度での費用便益分析における「道路便益」は約 2,600 億円[17]であり、多少の誤差は考慮しても概ね連続立体交差事業における「社会的便益」は「道路便益」を平均的に上回っていると考えることができる。両便益の誤差を十分に考慮しても「市街化便益」が存在していると言うことができる。

5.3.2 仮説 2 についてのケーススタディ

仮説 2 は「地下化の「社会的便益」は高架化よりも大きい。」である。実証分析結果である表 5-3 の通り、住居系地域では地下化の地価上昇率は高架化よりも平均的に大きい値を示している。地価上昇総額は連続立体交差事業の「社会的便益」であるので、地下化の「社会的便益」は高架化の「社会的便益」よりも大きいと言うことができる。商業系地域においては、地価上昇率が推計できていないため、仮説 2 の成立は確認できていない。

5.3.3 仮説 3 についてのケーススタディ

仮説 3 は「地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回る場合がある。」である。JR 中央線の事例をもとに地下化をした場合の「社会的便益」の増加分と費用の増加分を比較することとする。実証分析では商業系地域における地下化の地価上昇率が推計できていないため、商業系地域では高架化も地下化も地価上昇に差異はないと仮定し、地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回ることがあるのかについて検証することとする。以上の条件のもとケーススタディを行うと地下化による便益の増加分は、約 1,200 億円程度[18]と

---

15 国土交通省が公表している JR 中央線連続立体交差事業に関する「事業再評価（平成 21 年度事業継続箇所）」の割引率 4%、基準年 2008 年を用いている。

16 地価上昇総額＝平均地価×地価上昇率×土地面積により求められる。住居系地域及び商業系地域ごとに、それぞれ地価上昇総額を求めて足している。平均地価は連続立体交差事業の影響が発生する前年の 1997 年の地価公示データの面積と地価による加重平均とし、地価上昇率は実証分析で推計した値、土地面積は高架化対象区間 9km の沿線 1km の対象エリアに「東京の土地利用平成 19 年多摩・島しょ地域の作成について」の宅地割合及び用途地域割合を乗じた値としている。

17国土交通省が公表している JR 中央線連続立体交差事業に関する「事業再評価（平成 21 年度事業継続箇所）」による便益額。本研究で定義した「道路便益」に該当する。

18地下化による便益の増加分＝平均地価×（地下化の地価上昇率－高架化の地価上昇率）×土地面積により求められる。

なり、費用の増加分の約 1,000 億円[19]を上回っている。誤差を考えると必ずしも便益の増加分が費用の増加分を上回る訳ではないが、平均的には上回っていると言うことはできる。

6. 政策提言

前章では実証分析で推計した高架化及び地下化の地価上昇率を用いたケーススタディによりケーススタディした条件であれば、次の 3 つの仮説が成立することを示した。

仮説 1　「市街化便益」が存在する。

仮説 2　地下化の「社会的便益」は高架化よりも大きい。

仮説 3　地下化による便益の増加分が費用の増加分を上回る場合がある。

これにより第 4 章で理論分析により示した通り、現行制度では連続立体交差事業の社会的余剰が最大化されない可能性が明らかとなった。現行制度では「道路便益」しか定量評価の対象にしないことで連続立体交差事業が社会的に最適な水準より過少になることや事業が実施される場合でも物理的支障等の例外を除けば、高架化ばかりが選択されてしまう。

以上の考察をもとに社会的余剰最大化の観点から連続立体交差事業の事業評価制度の見直しを提言する。現行制度では「道路便益」については費用便益分析により定量評価を行うが、「市街化便益」については定性的な評価にとどまっているため、「道路便益」による影響が非常に強くなってしまう。そこで「道路便益」に「市街化便益」及び「高架橋の負の外部性」も含めた「社会的便益」による定量評価を事業評価制度に追加することで、社会的に最適な事業供給と高架化と地下化の構造選択が実現すると考えられる。「社会的便益」の定量評価の方法については、実証分析で推計した地価上昇率を用いた予測モデルにより地価上昇の予測を行うこととする。メリットとしては、これまで定量的に把握できていなかった市街地への影響が客観的に評価できることや、高架化と地下化のどちらがより社会的余剰を大きくするのかが比較できるようになることである。デメリットとしては、これまで述べてきたように多くの条件下での予測モデルであるということである。そのため、算出された数字を用いた費用便益分析のみで事業決定することには慎重を期する必要があるが、他事例との「社会的便益」の比較や、高架化と地下化の比較等に用いられることは望ましいと言える。

7. おわりに

本研究は、連続立体交差事業による周辺市街地への影響について分析を行ったものである。現行の事業評価制度では、2 つの点で社会的余剰が最大化されないことを示した。1 つ目は一部の便益しか考慮しないことにより連続立体交差事業が社会的な水準より過少となること、2 つ目は現行の事業評価では地下化の環境改善等のメリットが適正に評価されず、

[19]JR 中央線を地下化した場合の費用の増加分は京王線の地下化の 1km あたりの事業費を準用して算出した事業費から高架化の事業費約 1,789 億円を引いている。

物理的支障等の例外を除き、高架化しか選択されないということである。「市街化便益」の定量化が問題であったが、連続立体交差事業対象区間の沿線の地価に着目し、市街地再開発事業等の影響を除去した上で、キャピタリゼーション仮説に基づく、ヘドニック・アプローチにより「社会的便益」の定量化を試みた。ヘドニック・アプローチについては、連続立体交差事業の技術的外部性が地価の上昇分と一致するためには、「small-open の仮定」[20]が成立する必要がある。この妥当性については、交通プロジェクトの評価を中心に、安藤(1984)、森杉(1989)、金本(1992)、大野(1992)によって理論的に示されている。実証的な研究についても、平松・肥田野(1989)、肥田野・林山(1992)によって検討されている。ヘドニック・アプローチは、事業評価を行う際に正確性は一般には保障されないとの指摘もあり、この数字のみを用いて事業決定を行うことには慎重になる必要がある。しかし、これまで定量化が行えていなかった市街地への影響に対する評価や高架化や地下化の構造の決定には、有効な指標となると考えられ、本研究の意義はそこにあるということができる。

引き続き、今後の課題について述べる。本研究は、商業系地域での地下化の地価上昇が確認できていないため、地価ポイント数を増やすかもしくは他の地下化事例を用いて計測する必要がある。また、今回は高架化や地下化といった構造別及び住居系地域や商業系地域といった用途地域別の分類しか行っておらず、予測モデルをより正確なものとするならば、CBD からの距離等都市の条件や高架橋の高さ等の違いによる影響の差異についても計測することが望ましい。よって、本研究による考察は連続立体交差事業についての普遍的な指針ではなく、あくまでも現時点で成しえる範囲での分析であることを付しておく。

謝辞

本稿の執筆にあたり、西脇雅人助教授（主査）、加藤一誠教授（副査）、吉田恭教授（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）、安藤至大准教授、橋本和彦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、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も頂きました。ここに記して感謝の意を表します。

さらに、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えていただいた派遣元及び研究生活を全面的に支えてくれた家族に改めて感謝申し上げます。

なお、本稿における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰属します。また、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

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

参考・引用文献

・山岸隆史・田村亨・桝谷有三・斉藤和夫(1993),「連続立体交差事業による地価への影響分析－帯広市をケーススタディとして」,『土木学会北海道支部・論文報告集』, pp. 886-889
・小林三恵・阿部宏史・谷口守(2003),「JR 倉敷駅周辺の鉄道高架化による都心交通の利便性改善効果の分析」,『土木計画学研究・講演集』, vol28
・山本隆昭(2004),「鉄道と道路の立体交差事業における事業評価の課題と改善方策」,『運輸政策研究』, vol7, pp. 23-33
・平山隆太郎・佐々木葉(2007),「鉄道高架下空間に対する住民の意識に関する研究」,『景観・デザイン研究講演集, No3, pp. 1-6
・原 拓弥(2003),「西日本地方における鉄道高架事業と市街地との関連に関する比較研究」,『高知工科大学修士論文』
・神奈川県(2011),「3 つの交差方式に関する検討調査結果」, pp. 17
・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」,『ゆうちょ資産研究助成論文集』, 第 19 巻, pp. 47-69
・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
・安藤朝夫(1984),「交通施設整備と費用負担の社会的効率性－線形都市計画における解析例」,『土木計画学会・論文集』, vol1, pp. 147-154
・森杉壽芳(1989),「プロジェクト評価に関する最近の話題」,『土木計画学研究・論文集』, vol7, pp. 1-33
・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』, No449/Ⅳ－17, pp. 47-56
・大野栄治(1992),「ランダム効用理論による交通便益の定義とその計測に関する研究」,『京都大学博士論文』
・平松登志樹・肥田野登(1989),「河川環境整備効果の計測手法の比較分析」,『土木計画学研究・論文集』, vol7, pp. 107-114
・肥田野登・林山泰久(1992),「地価指標による都市間交通設備がもたらす便益計測」,『土木計画学研究・論文集』, No. 10, pp. 175-182

指定介護老人福祉施設整備における
ユニット型個室推進の影響に関する研究

＜要旨＞

高齢化が進展している我が国において、高齢者施策は喫緊の課題となっている。その施策のひとつとして、重度の要介護高齢者の終の棲家とも言われている指定介護老人福祉施設の整備が進められている。本稿では、指定介護老人福祉施設のユニット型個室と多床室という居室に着目し、東京都の補助制度で定められている多床室の上限規制が、指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人たちの需要にあっているのかということを、仮に効率的な競争市場において価格が決まり、居住費について実費を徴収することを前提として分析を行った。

分析の結果、多床室の上限規制は申込者の需要と適合していないことが示された。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13620　　森藤　庄司

目次

1. はじめに 1

2. 制度の概要 3
2.1 社会保障と介護保険制度 3
2.1.1 社会保障 3
2.1.2 介護保険制度創設の経過 4
2.2 介護保険制度における費用負担 4
2.3 介護保険制度における指定介護老人福祉施設 5
2.4 指定介護老人福祉施設に関する国の方針および東京都の補助制度 7

3. 理論分析 8
3.1 居住費に関する理論分析 8
3.2 上限規制に関する理論分析 9

4. 実証分析 10
4.1 分析の考え方 10
4.2 分析の方法 10
4.3 使用データ 11
4.4 推計結果と考察 13

5. 政策提言 14

6. おわりに 15

参考文献等

1. はじめに

日本では高齢化が急速に進んでいる。その要因は大きく分けて 2 つある。ひとつは、生活環境の改善や医療技術の進歩等により平均寿命が延伸したため、65 歳以上人口が増加したこと。もうひとつは、少子化の進行により若年人口が減少したことである。図 1 に示すとおり、1950 年には、総人口に占める 65 歳以上の高齢者人口の割合である高齢化率は 5%に満たなかったが、1970 年に高齢化社会の水準とされている 7%、さらに 1994 年には、その倍化水準である 14%を超え、高齢社会と称された。そして、2012 年 10 月 1 日現在では、65 歳以上の高齢者数は 3,079 万人となり、高齢化率は 24.1%となっている[1]。

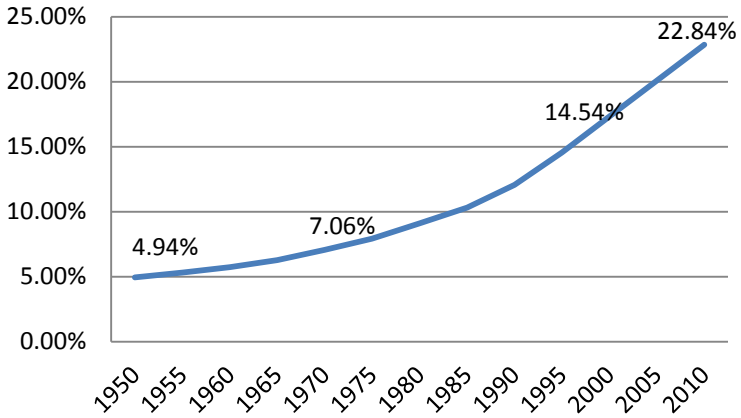


図 1　高齢化率の推移

出典：総務省統計局『国勢調査』より筆者作成

また、先進諸国の高齢化率と比較してみると、日本は 2005 年には 20.2%と最も高い水準となり、世界のどの国もこれまで経験したことのない高齢社会を迎えている。さらに、高齢化の速度についても、高齢化率が 7%を超えてから、その倍の 14%に達するまでの所要年数である倍化年数によって比較すると、日本は、フランス（126 年）やスウェーデン（85 年）、イギリス（46 年）、ドイツ（40 年）よりも早い 24 年で倍化しており、世界に例をみない速度で高齢化が進行している[2]。

こうした高齢化の進展に伴い、介護が必要とされる高齢者の増加、介護期間の長期化など介護ニーズはますます増大した。一方、核家族化の進行、介護する家族の高齢化など、介護が必要な高齢者をめぐる状況も変化していた。そこで、高齢者の介護を社会全体で支え合う仕組みとして、2000 年に介護保険制度が創設された[3]。

介護保険制度におけるサービスは、訪問サービスや通所サービスなどの居宅サービスと指定介護老人福祉施設などの施設サービスに分けることができる。施設サービスの中でも、老人福祉法に規定する特別養護老人ホームで、かつ、介護保険法による都道府県知事の指定を

[1] 内閣府(2013)『平成 25 年版　高齢社会白書』
[2] 内閣府(2013)『平成 25 年版　高齢社会白書』
[3] 厚生労働省(2013)『公的介護保険制度の現状と今後の課題』

受けた施設であって、入所する要介護者に対し、施設サービス計画に基づいて、入浴、排せつ、食事等の介護その他の日常生活上の世話、機能訓練、健康管理及び療養上の世話を行うことを目的とする指定介護老人福祉施設は、2011 年 10 月 1 日時点で、全国で 5,953 施設あり、総定員は 427,634 人となっている[4]。しかし、2009 年 12 月の厚生労働省の調査においては、全国で約 42 万 1 千人[5]の入居待ちをしている申込者が存在しており、現在でも整備が進められている。しかし、指定介護老人福祉施設の整備には多額の費用が必要であり、整備経費を、主な設置主体となっている社会福祉法人[6]のみで負担することは難しく、指定介護老人福祉施設で提供される介護サービスには、公益性があるとして、都道府県や区市町村において補助が行われている。

東京都では、平成 25 年度特別養護老人ホーム等施設整備基本方針を定め、新たに指定介護老人福祉施設を整備する場合、生活の本拠となる居室は、図 2 のような、10 人程度をひとつのユニットとして、当該ユニットの入居者が交流し、共同で日常生活を営むことができる共同生活室が隣接されているユニット型個室とすることを基本としている。また、指定介護老人福祉施設の整備費補助を受ける場合、1 部屋の定員が 2 名から 4 名以下である多床室の整備数には上限を設けており、補助額にもユニット型個室とは、差が設けられている。

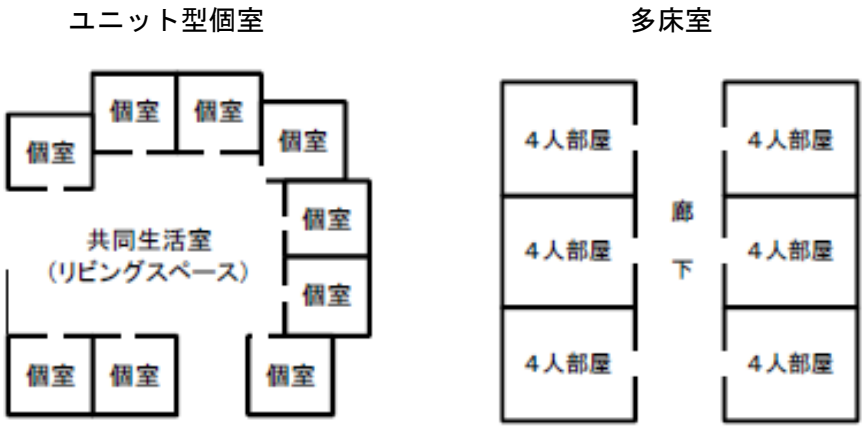


図 2　居室構成のイメージ

出典：厚生労働省『第 28 回社会保障審議会介護保険部会資料』

しかし、多床室の整備数に設けられた上限は、指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人たちの需要に合っていないのではないかと考えたのが本研究のきっかけである。

本稿の位置づけは、仮に競争市場のもとで指定介護老人福祉施設の居住費が決まり、入居者から実費を徴収する場合、指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人の居室の選好を分析することで、指定介護老人福祉施設整備に当たっての基準が、需要に適したものとなっ

[4] 平成 23 年介護サービス施設・事業所調査による。
[5] 厚生労働省(2011)『第 75 回社会保障審議会介護給付費分科会資料』
[6] 平成 23 年介護サービス施設・事業所調査によると総数に占める割合は 9 割超となっている。

ているのかを分析する点にある。具体的には、まず、指定介護老人福祉施設に申込みを行い、入居待ちをしている人のデータから、居室の選好に影響すると考えられる変数を用い、プロビットモデルによる推計を行う。次に、推計された各説明変数の係数と個々の申込者の変数を乗じ、確率の値を作成する。その際に、仮に市場価格で提供された場合の居住費を算出し、作成した変数を入れかえることで、想定市場価格における個々の申込者の居室選好を明らかにした。その結果、多床室の上限規制は、申込者の需要と適合していないことが示された。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第 2 章で介護保険制度と指定介護老人福祉施設の概要と現状について触れ、第 3 章で指定介護老人福祉施設の居住費と多床室の上限規制の 2 点について、経済学的な理論分析を行っている。次に、第 4 章において入居待ちをしている申込者の選好について、本稿で使用するデータの説明を行い、実証分析により検証および考察を行う。その結果を踏まえ、第 5 章で政策提言を行う。そして、最後に第 6 章では、これまでの総括を行い、今後の課題をまとめる。

2. 制度の概要

この章では、介護保険制度の概要や指定介護老人福祉施設の現状を把握し、本稿で取組む課題の前提を明らかにする。そこで、まず社会保障と介護保険制度について整理を行い、次に介護保険制度における費用負担について触れる。そして、介護保険制度における指定介護老人福祉施設の費用負担と現状を明らかにし、最後に指定介護老人福祉施設に関する国の方針と東京都の補助制度について概観する。

2.1 社会保障と介護保険制度[7]

本節では、介護保険が社会保障制度のひとつであることを踏まえ、社会保障と介護保険制度創設の経過について述べる。

2.1.1 社会保障

介護保険制度は社会保障制度のひとつである。社会保障は、国民の生活の安定が損なわれた場合に、国民にすこやかで安心できる生活を保障することを目的として、公的責任で生活を支える給付を行うもの[8]とされている。具体的には、傷病や失業、労働災害、退職などで生活が不安定になった時に、健康保険や年金、社会福祉制度など法律に基づく公的な仕組みを活用して、健やかで安心な生活を保障することである[9]。社会保障は、リスク分散[10]とリスク軽減[11]という 2 つの側面を持っているが、介護保険はリスク分散のための手段と言える。

---

7 小塩(1998)、椋野・田中(2001)を参考にした。
8 社会保障審議会社会保障将来像委員会第一次報告(1993)
9 厚生労働省(2012)『平成 24 年版　厚生労働白書』
10 自分の責任に帰することができない理由によって発生する、さまざまな経済的リスクに対して社会全体で備えること。
11 自分の責任に帰することができない理由によって発生する、さまざまな経済的リスクが実際に発生する可能性そのものを社会全体で引き下げること。

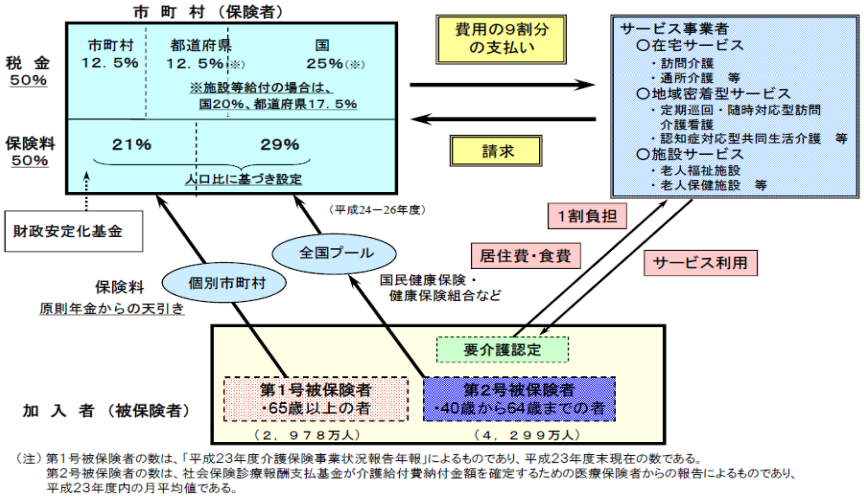
2.1.2　介護保険制度創設の経過

介護保険制度の創設前においても、社会保障のもと、介護サービスは、2 つの制度によって給付されていた。そのひとつは社会福祉制度によるもので、特別養護老人ホームにおける介護サービスが措置制度によって給付されていた。また、老人保健制度において、医療保険対応で老人福祉施設などによる介護サービスを受けることができた。しかし、措置制度においては、公的部門によって、介護サービスを一方的に決められ、利用者は自らの意志によってサービスが選択できなかった[12]。また、異なる 2 つの制度で給付されていたため、サービス内容や費用負担にバランスを欠いていた。よって、施設の選択は、その人の心身の状況ではなく、自己負担額の多寡などによって左右されることも多かった。その状況は、社会的入院[13]を生む理由のひとつとなり、医療資源が医療の必要性のない人に使われているという意味で非効率な使われ方をしているなどの問題があった。

2 つの制度の縦割りの弊害をなくすためには、介護サービスを独立した、ひとつの制度で給付することが必要と考えられ、社会保障制度における社会保険として、2000 年に介護保険制度が創設された。

2.2　介護保険制度における費用負担

介護保険の被保険者は、介護保険法第 9 条により、40 歳以上の者と定められている。図 3 のとおり、被保険者はあらかじめ保険料を拠出し、リスクの発生に備えていることから、サービス費用の 1 割を負担することで、介護保険サービスを利用することができる。残りの 9 割分については、5 割を被保険者から徴収している介護保険料、残りの 5 割は国、都道府県、区市町村が一定割合を負担している。



（注）第1号被保険者の数は、「平成23年度介護保険事業状況報告年報」によるものであり、平成23年度末現在の数である。
第2号被保険者の数は、社会保険診療報酬支払基金が介護給付費納付金額を確定するための医療保険者からの報告によるものであり、平成23年度内の月平均値である。

図 3　介護保険制度の仕組み

出典：厚生労働省『公的介護保険制度の現状と今後の役割』

[12] 内閣府経済社会総合研究所(1996)『介護保険の経済分析』による。
[13] 入院医療の必要ではなく介護の必要などの利用からの入院。

2.3　介護保険制度における指定介護老人福祉施設

従来、指定介護老人福祉施設は、4 人部屋などの多床室主体で整備が行われていたが、居住環境を抜本的に改善し、入居者の尊厳を重視したケアを実現するため、個室・ユニットケアを特徴とする「居住福祉型の介護施設」として積極的な整備を進めることが示され、2003 年度以降に整備する指定介護老人福祉施設については、全室個室・ユニットケアとすることが原則とされた[14]。国は、ユニット型施設の積極的な整備を進め、2014 年度のユニット型施設の入居定員が、総定員数に占める割合を 70%以上とすることを目標としている[15]。

これを踏まえ、指定介護老人福祉施設の利用者負担について概観する。指定介護老人福祉施設は、介護保険法に規定されている施設であることから、介護保険料を漏れなく納付していれば、前述したとおり、介護保険サービスを 1 割負担で受けることができる。現行制度で指定介護老人福祉施設を利用した場合の主な利用者負担の概算は図 4 のとおりである。1 割負担や食費については、所得状況に応じた負担限度額があるため、所得段階 1 から 4 の間で差はあるものの、同じ所得段階においては、ユニット型個室と多床室で金額の差はない。しかし、居住費については、ユニット型個室はプライバシーが確保された居住環境などが評価され、多床室と比べて高い基準額[16]が設定されている。

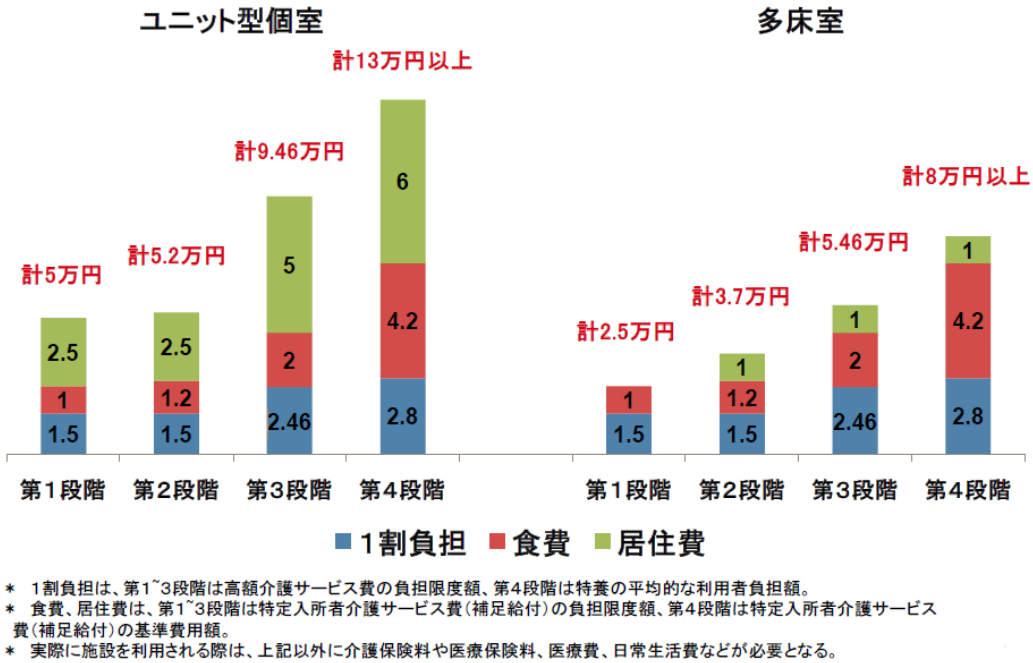


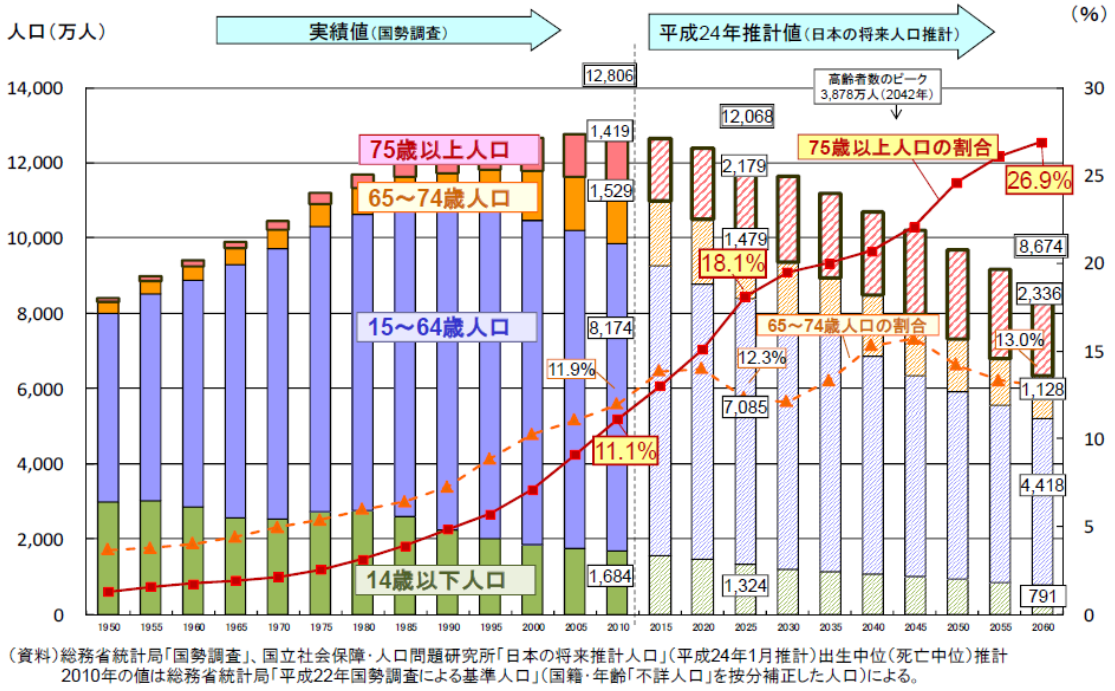
図 4　指定介護老人福祉施設における利用者負担

出典：厚生労働省『第 28 回社会保障審議会介護保険部会資料』

[14] 厚生労働省(2002)『全国厚生労働関係部局長会議資料（老健局）』
[15] 介護保険事業に係る保険給付の円滑な実施を確保するための基本的な指針
[16] 平成 17 年厚生労働省告示第 402 号にて基準額が定められている。

終の棲家とも言われる指定介護老人福祉施設で入居待ちをしている申込者は、2009 年 12 月に厚生労働省が集計した数値では、42 万 1 千人である。今後、65 歳以上の高齢者数は、2025 年には 3,657 万人となり、2042 年にはピークを迎え、3,878 万人となると予測されている。また、図 5 のとおり、75 歳以上の高齢者の全人口に占める割合は増加していき、2055 年には、25%を超える見込みとなっている。日常生活上の世話などを行う指定介護老人福祉施設の需要は今後も高まることが想像でき、2012 年度で 52 万人の利用者数は、現状の年齢階級別のサービス利用状況が続いたと仮定した場合、2025 年度で 1.7 倍の 87 万人が利用すると推測されている[17]。

現行制度のもとでは、増え続ける高齢者が安心して生活できるような介護サービスが受けられ、かつ、居住環境にも配慮された指定介護老人福祉施設を、どのように計画していくかが行政の課題となっていると言える。



（資料）総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」（平成24年1月推計）出生中位（死亡中位）推計
2010年の値は総務省統計局「平成22年国勢調査による基準人口」（国籍・年齢「不詳人口」を按分補正した人口）による。

図 5　75 歳以上の高齢者数の急速な増加

出典：厚生労働省『第 46 回社会保障審議会介護保険部会資料』

[17] 厚生労働省(2013)『第 46 回社会保障審議会介護保険部会資料』

2.4　指定介護老人福祉施設に関する国の方針および東京都の補助制度

指定介護老人福祉施設の入居者の決定は、当初、申込み順とする取扱いがされていたが、省令[18]が 2003 年 8 月 7 日付で改正され、運営事業者は、介護の必要の程度や家族等の状況を勘案し､指定介護老人福祉施設サービスを受ける必要性が高いと認められる入居申込者を優先的に入居させるように努めなければならないこととされた。

また､前述した国のユニット型施設の推進を受け､都道府県でもユニット型施設を推進している。東京都においては、整備費補助制度で、表 1 のとおり基準額の区別化と促進係数[19]を設けることで､整備事業者に対して､ユニット型施設の整備に対するインセンティブを与えるとともに、多床室の整備数には、増加定員の 3 割を上限とする規制を行っている。東京都は､ユニット型推進の立場を堅持しつつも、東京都内において、施設建設に利用できる土地が少なく､用地取得費や建設コストも高いため､指定介護老人福祉施設の整備が困難であり､ユニット型のみの整備では入居申込者の増加に対応しきれないこと。また、現在のユニット型個室の利用者負担では、低所得者が利用することが難しく、東京都の地価・物価等を考慮すると、利用者の居住費負担および事業者の負担は、地方と比べて大きくなること。これらのことから、東京都では、多床室も一定数必要であると考えており、利用者のプライバシーを確保することと、国の指針に則り、ユニット型個室を 70%以上確保することを条件として、ユニット型個室と多床室を合築して整備することを認める方針を示している[20]。また､ユニット型個室は、従来の多床室と比べて居住費が高いことから、整備を進めるに当たっては、介護保険の第 1 号被保険者（65 歳以上の方）の 3 割程度を占める低所得者（利用者負担段階の第 1 段階から第 3 段階）の方の利用者負担能力への配慮が望まれるとしている[21]。これらを踏まえ、東京都は、補助制度において多床室の 3 割上限を設けたと考えられる。よって現行では、指定介護老人福祉施設を整備するに当たっては、居住環境に配慮しつつ､より入居の必要性が高い人が入居できるよう計画することが行政に求められると考えられる。

表 1　東京都の補助制度の概要

出典：東京都『特別養護老人ホーム等整備費補助制度の概要』より筆者作成

	基準単価	促進係数
ユニット型	4,300,000 円	有
多床室	3,483,000 円	無

※多床室の定員数は増加定員の 3 割が上限

[18] 指定介護老人福祉施設の人員、設備及び運営に関する基準
[19] 整備率の低い地域の整備を促進するため、基準単価に最大 1.5 倍の係数を乗じるもの。
[20] 東京都福祉保健局(2010)『大都市の実態に即した介護保険制度のあり方等に関する緊急提言』
[21] 東京都特別養護老人ホーム施設整備等のあり方に関する検討委員会(2011)『特別養護老人ホームの施設整備基準に関する検討結果』

3. 理論分析

この章では、指定介護老人福祉施設整備の居住費と多床室の上限規制の 2 点について、経済学での理論を整理した。

3.1 居住費に関する理論分析

本節では、居住費に関する理論分析を行う。

指定介護老人福祉施設の供給者は、利益を得ることができる価格を付けることができる場合、供給を行う。これは、図 6 の供給曲線S^1として示される。仮に需要曲線がD^1の場合、供給曲線S^1との交点が存在しない。これは、供給者が価格P^1で供給する場合、空きが出るリスクがあることから、供給が行われないことを示している。次に、需要曲線がD^2の場合、供給曲線S^1との交点E^1が均衡点となる。これは、需要が大きく、供給者はP^2という高い価格を付けることが可能であり、$\square P^1P^2E^1A$分の利潤を得ることができるため、供給が行われることになる。しかし、市場に利潤がある限り、新規参入が起こるため、この均衡E^1は短期均衡となる。参入が起こった結果、供給曲線は右方にシフトし、S^2となり、価格はP^1まで下がり、交点E^2が長期均衡となる。これが、正常な市場の状況である。

続いて、指定介護老人福祉施設の整備に対して補助がある場合を考察する。この場合、供給者は補助の分だけ負担が軽減されるため、図 7 のとおり、供給曲線は下方にシフトする。価格が低くなることにより、競争的な市場であれば供給されないような価格での供給が行われる可能性があると言える。

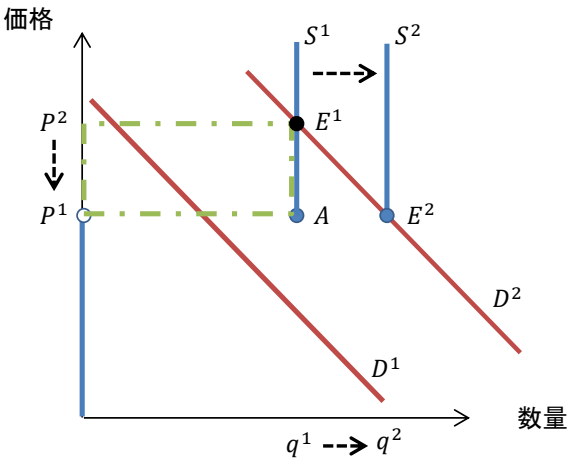


図 6　競争市場の場合

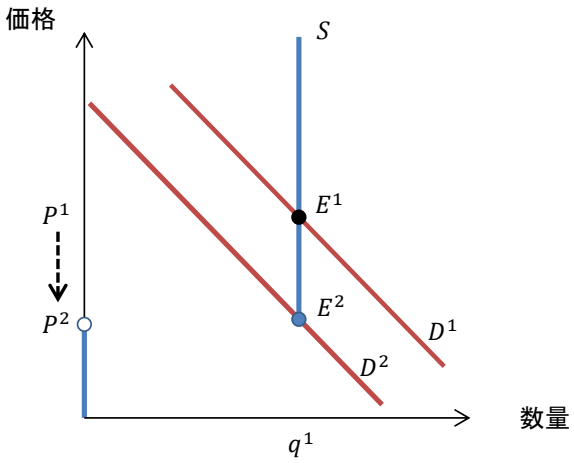


図 7　補助制度を活用した場合

3.2　上限規制に関する理論分析

次に、指定介護老人福祉施設における多床室の整備上限について分析を行う。

東京都で新設される指定介護老人福祉施設の多床室の整備数には、前述したとおり、増加定員の 3 割までとする上限が設けられていることから、仮に多床室を最大限供給するとした場合、供給量は、図 8 のとおり、ユニット型個室 0.7 に対して多床室は 0.3 になる。供給量が制限された結果、価格が上がるところ、基準額により光熱水費相当の居住費とされている多床室では超過需要が発生している。

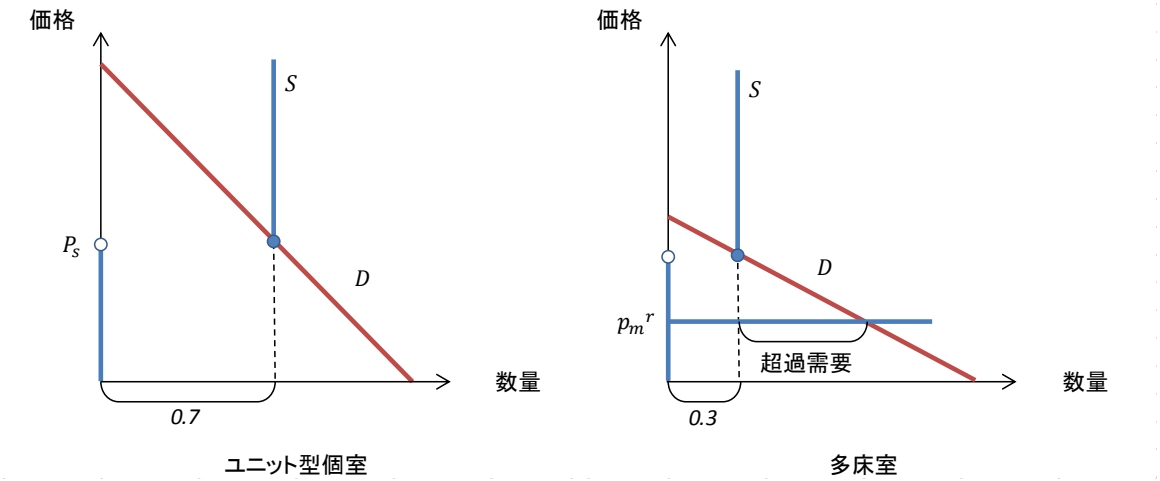


図 8　多床室に 3 割上限がある場合（所得段階 4 段階の人の場合）

仮に供給者が市場調査などを行い、需要を把握したうえで、自由に供給することが可能であれば、図 9 のように、効率的な数量と価格が決まるが、この市場で決まる数量について、実証分析において明らかにしていく。

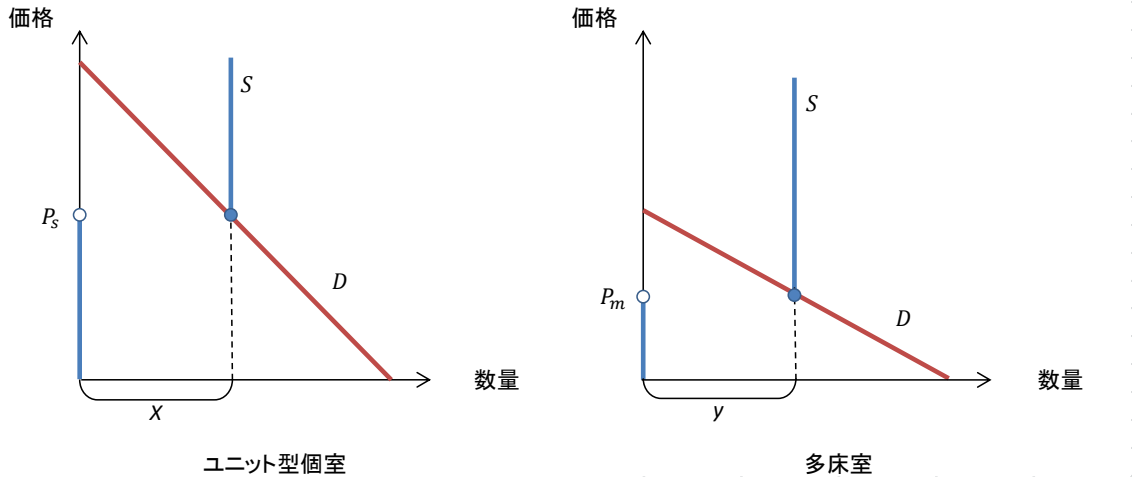


図 9　供給者が自由に供給できる場合

4. 実証分析

本章では、東京都で行われている指定介護老人福祉施設の整備費補助に関して設けられている多床室の上限規制が、入居待ちをしている申込者の需要に合っているのかについて実証分析を行う。

4.1 分析の考え方

本稿では、都内の某地方自治体において、実際に指定介護老人福祉施設に申込みを行い、入居待ちをしている人のデータを用いて、ユニット型個室と多床室のどちらを選好しているのかを分析する。しかし、この居室選好は、基準額などによる影響を受けていることから、競争市場において成立する価格に基づき決められたものとなっていない。よって、本稿では仮に効率的な競争市場での均衡価格であれば、申込者は、どのような居室選好を示すのかを分析する。実証に当たっては、離散選択モデルにおけるプロビットモデルを活用し、分析を行う。プロビットモデルは、変数が 1 または 0 の値をとる 2 項変数が被説明変数になっている場合に、多用される非線形モデルのひとつである。この場合、被説明変数が 1 をとる確率に、説明変数が与える影響を推定できる。また、プロビットモデルは、非線形であることから、予測される確率が 0 と 1 の間に入るという特徴があることから、今回の分析に用いている。

本稿の分析では、プロビットモデルで推計された各説明変数の係数に、個々の申込者の変数を乗じることで、確率の値を示す変数を作成し、関数を用いて確率を導出する。その際に、仮に競争市場であった場合の価格を調査し、変数を作成し入れかえることで、仮に競争市場であった場合において、申込者はどのような選好を示すのかを分析する。

4.2 分析の方法

まず、現状における申込者の居室選好を把握するため、使用データの「多床室選好ダミー」の基本統計量をとる。これにより、基準点として、現状の申込者の需要を把握することができる。

そして、仮に競争市場において居住費が決まった場合に、申込者の居室選好がどのように変化するかを分析するために、以下の推計式により、プロビットモデルの係数を推計する。

＜推計式＞

$$\text{多床室選好ダミー} = \alpha + \beta_1 \text{女性ダミー} + \beta_2 \text{年齢} + \beta_3 \text{要介護度} + \beta_4 \text{所得調整済み価格差（現行）} + \varepsilon$$

プロビットモデルで推計された係数は、被説明変数である「多床室選好ダミー」が 1 をとる確率に対する各説明変数の影響を示している。以下に示す計算式のとおり、この係数を、個々の申込者の各説明変数に乗じることで、確率の値を示す変数を作成する。その際、「所

得調整済み価格差（現行)」については、「所得調整済み価格差（想定)」に入れかえることで、仮に競争市場であった場合の選好を推計する。なお、「所得調整済み価格差（想定)」に必要な数値である想定市場価格については、建設費や備品費などの費用を、定員や償却期間で除すことで算出し、それらを積算することで導出した。

＜計算式＞

$$\text{確率の値} = \text{個々の女性ダミー} \times \beta_1 + \text{個々の年齢} \times \beta_2 + \text{個々の要介護度} \times \beta_3 + \text{所得調整済み価格差（想定）} \times \beta_4 + \text{定数項} \times 1$$

以上の計算式により求めた確率の値を、標準正規分布で評価し、確率を導出する。ここで導かれた確率は、所得調整済み価格差のみをいれかえることで、想定市場価格のもとでの申込者の需要を示していると考えることができる。

そこで、導出した確率について、0.5 以上であれば多床室を選好しているものとして 1、0.5 以下であれば多床室以外を選好しているものとして 0 をとるダミー変数を作成する。しかし、この状況は、ユニット型個室の価格を受けて、ユニット型個室から多床室に選好を変えた人は推計できているが、多床室の価格を受けて、多床室を諦め、申込みを行わないという人は推計できていない。そのため、今回の推計では、申込みを行わないという人を、想定市場価格を受けて、多床室を選好した人のうち、個々が属するそれぞれの所得段階の平均的な収入から、多床室の年間居住費や食費などを差し引き、符号が負となる人と仮定した。

以上の手順で、仮に競争市場であった場合の申込者の居室選好を推計する。

4.3　使用データ

先に示した分析を行うために､都内の某地方自治体における指定介護老人福祉施設の申込者データを使用した。以下で、変数として用いた各データについて示す。

(1)被説明変数

被説明変数として用いるのは、指定介護老人福祉施設に申込みをしている人のうち、多床室を選好していることを示す「多床室選好ダミー」である。これは、申込みをしている居室の種類が多床室の場合に 1、ユニット型個室など多床室以外の居室を選好している場合は 0 としたダミー変数である。なお、データ提供自治体においては、複数の指定介護老人福祉施設への申込みが可能である。よって、多床室とユニット型個室をともに申込んでいるケースもわずかだが確認された。ダミー変数の作成に当たっては、複数施設の申込みを行っている場合、申込みを行っている全ての施設において、多床室を選んで申込みを行っている人を 1 とし、多床室とともにユニット型個室にも申込みをしている人については 0 とした。

⑵説明変数

居室の選好に影響があると考える要因として、以下に示す変数を説明変数とした。

まず、申込者の性別が女性の場合は1、男性の場合は0とした「女性ダミー」である。女性は、男性と比較して平均寿命が長い[22]ことから、終の棲家とされる指定介護老人福祉施設で過ごす時間も長くなると考えられるため、符号が負となり、個室を好む傾向があるのではないかと考え選択した。次に、申込者の「年齢」、「要介護度[23]」を選択した。「年齢」は意識がはっきりしている若い人ほど個室を好む傾向にあり、年齢が上がるほど、多床室を好む傾向があるのではないかと考えられるため、符号は正となると考える。また、「要介護度」は身体状況を示しており、要介護度が低い人ほど自分でできることが多いことから、個室を好む傾向があり、要介護度が上がるほど多床室を選好する傾向があるのではないかと考えられるため、符号は正となると考える。最後に、「所得調整済み価格差（現行）」である。これは、各申込者の属する所得段階[24]の総所得と年金収入の和の平均値を分母とし、現行のユニット型個室の居住費と多床室の居住費の基準額の差をとった数値を分子とした変数である。この変数は、所得段階が低くなるほど、変数が大きくなるため、符号は正となり、所得が低いほど多床室を好む傾向があるのではないかと考えられる。

なお、プロビットモデルの推計の際には用いていないが、「所得調整済み価格差（想定）」を作成した。これは、「所得調整済み価格差（現行）」同様に、各申込者の属する所得段階の総所得と年金収入の和の平均値を分母としているが、分子を補助金等がない場合を想定したユニット型個室の居住費と多床室の居住費の差をとった数値とした変数である。

以下で、プロビットモデルに用いた各変数の基本統計量を表2、相関係数表を表3に示す。

表２　基本統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
多床室選好ダミー	0.636	0.018	0	1
女性ダミー	0.666	0.018	0	1
年齢	84.429	0.278	56	104
要介護度	3.021	0.049	1	5
所得調整済み価格差(現行)	3.288	0.062	1	10
観測数		704		

[22] 厚生労働省 HP に掲載の平成 24 年簡易生命表の概況によると、男性 79.94 年、女性 86.41 年である。
[23] 介護の必要性を示したもの。1 から 5 の数値で示され、数値が大きくなるほど、介護の必要性が高い。
[24] 申込者の世帯における所得状況を示したもの。提供自治体においては、第 1 段階から第 13 段階に分かれており、数値が大きくなるほど、世帯における所得状況は良い。なお、第 1 段階から第 3 段階までが世帯非課税となる。

表 3　相関係数表

	多床室選好ダミー	女性ダミー	年齢	要介護度	所得調整済み価格差(現行)
多床室選好ダミー	1				
女性ダミー	-0.109	1			
年齢	-0.092	0.286	1		
要介護度	0.003	-0.093	0.001	1	
所得調整済み価格差(現行)	0.162	0.286	0.017	-0.080	1

4.4　推計結果と考察

まず、現状における申込者の居室選好を表 4 に示す。

表 4　現状における申込者の居室選好

	観測数	選好割合
ユニット型個室	256	0.364
多床室	448	0.636
計	704	1.000

現状においては、ユニット型個室よりも多床室を選好していることが、指定介護老人福祉施設の申込者のデータから知ることができる。この居室選好は、指定介護老人福祉施設の申込者のうち約 6 割を占めている世帯非課税者の影響が考えられる。現行の価格において、多床室の 3 割制限は申込者の需要に合っていないことがわかる。

続いて、プロビットモデルを用いた推計式による推計結果を表 5 に示す。

表 5　推計結果

被説明変数 多床室選好ダミー	係数	標準偏差	z値
女性ダミー	−0.472 ***	0.118	−3.99
年齢	−0.011	0.007	−1.60
要介護度	0.007	0.038	0.19
所得調整済み価格差(現行)	0.544 ***	0.101	5.40
定数項	1.134 *	0.604	1.88
疑似決定係数		0.0473	
観測数		704	

(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。

「女性ダミー」については、予測していたとおり、符号は負となり、女性はユニット型個室を選好する傾向があることが 1%有意で示された。また、「年齢」の符号は負、「要介護度」の符号は正となったが、統計的な有意性は得られなかった。最後に、「所得調整済み価格差（現行）」は、予測していたとおり、符号は正となり、所得が低いほど多床室を好む傾向があることが 1%有意で示された。この推計結果から、年齢や要介護度などの身体状況などは居室の選好に大きく影響していないことが明らかとなった。これは、居住環境の違いやそこから得られる介護サービスの質の違いなどについて、申込者は、自らの身体状況を踏まえて、評価していないと考えられる。しかし、「女性ダミー」からは、性別によって、今後、指定介護老人福祉施設で過ごす期間を加味して、個室という環境に対して評価がされていると考えられる。また、「所得調整済み価格差（現行）」は、所得段階によるところが大きく、所得状況が居室の選好に対して影響があることが明らかとなった。

さらに、想定市場価格における申込者の居室選好を表 6 に示す。

表 6　想定市場価格における申込者の居室選好

	総観測数	選好割合
ユニット型個室	89	0.497
多床室	90	0.503
申し込まない	525	–
計	704	1.000

想定市場価格における指定介護老人福祉施設の申込者の居室選好を、申込みをやめる人を考慮し推計すると、選好割合はほぼ同数である。想定市場価格となり、ユニット型個室、多床室ともに居住費が上がったことにより、現行価格であれば、ユニット型個室を選好していた申込者のうち 167 人がユニット型個室を諦めており、多床室の想定市場価格を受けて、ユニット型個室を諦めた 167 人を含めた 525 人が申込み自体をやめてしまうと考えられる。これにより、現状による申込者の居室選好と比べて、ユニット型個室の選好割合が高まった。

5. 政策提言

本稿では、指定介護老人福祉施設の申込者の居室選好について、実際に指定介護老人福祉施設に申込みを行っている人のデータを用いて実証分析を行った。その結果、現状における居室選好、想定市場価格における居室選好ともに、東京都が定めている多床室の 3 割上限とは適合していないことが明らかとなった。この分析結果から危惧されることは、現行の制度のまま整備が進むことで、ユニット型個室において効用の低い人の利用が進み、効用が最大化されないのではないかということと、居住費の高いユニット型個室が多く整備されることで、実際の入居において、負担能力という要因が大きくなり、省令で定められている要介護度などを踏まえた優先入居が損なわれてしまうのではないかということである。これらを

踏まえ、本稿の分析から導き出される結論として、東京都は、既に行っている将来のユニット型個室への転換を担保することを前提に、指定介護老人福祉施設の整備費補助を行う際の、多床室の整備数は増加定員の 3 割を上限とするという規制をなくす必要がある。前述したように、東京都は国の示したユニット型個室の目標数値の他、東京都においては、用地取得費や建設費用の高さなどからユニット型のみの整備では入居申込者の増加に対応しきれないこと、さらに、第 1 号被保険者の 3 割を占める低所得者に配慮する必要があることにより、多床室の整備数に 3 割の上限を設定していると考えられる。しかし、第 1 号被保険者には介護の必要性がある人から全くない人まで含まれており、長期的に見れば需要者ではあるが、対象者の把握として最適ではないと考えられる。つまり、この需要者の前提がミスマッチを起こしている原因のひとつと考えられ、これを解決するために、多床室の 3 割上限をなくすことが考えられる。さらに、指定介護老人福祉施設の整備を、利用者の需要を把握した市場に任せ、入居者から居住費の実費を徴収することで、効率性は高まり、より多くの人が適切に利用できるような指定介護老人福祉施設の整備が進むと考えられる。指定介護老人福祉施設には、多くの入居待ちをしている人がいる。新たな受入れ先となる指定介護老人福祉施設を急速に増やすことができない中、限られた資源を有効に活用していくことが求められる。

6. おわりに

本稿では、指定介護老人福祉施設の居住費について、効率性を求め、実費を徴収するという前提に立ち、学術的な見地から分析を行った。その結果、多床室の上限規制は入居待ちをしている申込者の需要と適合していないことが確認された。ただし、今回の分析では、想定市場価格における居住費の算出において、居室の種類別に建設費等を積算することが困難であるため、面積按分を用いて算出を行った。これにより、ユニット型個室のみにある設備等が平均的に評価されるため、多床室の居住費は過大になり、多床室の選好が過少、ユニット型個室の選好が過大に推計されていると考えられる。今後の課題として、想定市場価格の居住費の積算に当たり、詳細なデータを収集して分析を行うことが望まれる。

今後も増加が予想される要介護高齢者対策として、その受け入れ先のひとつである指定介護老人福祉施設の整備は喫緊の課題と言える。指定介護老人福祉施設の居住費に、効率性を求めることに難しさが伴うことは想像に難くない。しかし、地価の高い東京都において、今後も整備を進めるのであれば、需要に応じて多床室を柔軟に活用して増やしていくことも考えられる。また、個人の尊厳を守るために個室が望まれるのであれば、地価の安い郊外にある未利用の公有財産を活用して整備するという手法も、今後、導入についての検討が進むと考えられる。本稿が、このような検討や研究蓄積の一助となれば幸いである。

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、副査)、西脇雅人助教授（主査)、橋本和彦助教授（副査)、前川燿男客員教授（副査）には、問題提起から理論分析、実証分析に渡り貴重な助言並びにご意見をいただいたほか、安藤至大客員准教授、矢崎之浩助教授をはじめ、まちづくりプログラム関係教員の皆様からお忙しい中、大変貴重なご意見をいただきましたことに心より感謝申し上げます。

また、関係自治体からは貴重な研究データや資料を提供いただくとともに、貴重な時間を割いて、制度の理解を深める助言をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

加えて、この１年をともに過ごし、様々な苦楽をともに乗り越え、貴重なアドバイスを頂いたまちづくりプログラムの学生の皆様にも、深く感謝申し上げます。

最後に、貴重な研究機会を与えてくださった派遣元の荒川区と頻繁に温かい励ましとアドバイスをくださった修了生および研究生活を温かく支え、励ましてくれた妻、家族に改めて深く感謝します。

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、本稿の内容は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。

参考文献等

【参考文献】

内閣府経済社会総合研究所(1996)『介護保険の経済分析』

小塩隆士(1998)『社会保障の経済学（第 3 版)』日本評論社

佐藤信人(1999)『介護保険制度－制度としくみー』建帛社

椋野美智子・田中耕太郎(2001)『はじめての社会保障（第 9 版)』有斐閣アルマ

厚生労働省(2012)『平成 24 年版　厚生労働白書』

内閣府(2013)『平成 25 年版　高齢社会白書』

【参考資料】

厚生労働省(2002)『全国厚生労働関係部局長会議資料（老健局)』

厚生労働省(2010)『第 28 回社会保障審議会介護保険部会資料』

東京都福祉保健局(2010)『大都市の実態に即した介護保険制度のあり方等に関する緊急提言』

厚生労働省(2011)『第 75 回社会保障審議会介護給付費分科会資料』

厚生労働省(2013)『公的介護保険制度の現状と今後の役割』

厚生労働省(2013)『第 46 回社会保障審議会介護保険部会資料』

東京都福祉保健局(2013)『特別養護老人ホーム等整備費補助制度の概要』

東京都特別養護老人ホーム施設整備等のあり方に関する検討委員会(2011)『特別養護老人ホームの施設整備基準に関する検討結果』

厚生労働省ウェブページ『平成 24 年簡易生命表の概況』

都市部のごみ焼却施設とその廃熱を利用した温浴施設が周辺地域に与える影響について

＜要旨＞

ごみ焼却施設の設置に際して周辺住民の反対を受けることが多々ある。行政は周辺住民の同意を得るために焼却場の負の外部性を小さくするための手段を講じるが、それに加えて周辺住民に便益を与える施設の設置を行うことがしばしばある。この便益を与える施設として代表的なものが焼却場の熱を利用した温浴施設である。本研究では、特に温浴施設の利用料金に着目し、温浴施設の利用料金が安いほど周辺住民が受ける便益は大きくなり彼らの同意を得る効果が大きくなるという考えのもと、行政が周辺住民へ直接補償できるということを前提とした場合の温浴施設と直接補償という手段の組み合わせが地域に与える影響について理論分析した。その結果、周辺住民の同意を得るという効果だけに捉われるのではなく、市民全体の便益最大化を実現するためには直接補償の額に関わらず温浴施設の総余剰を最大にする利用料金を設定すべきであるとした。また、実証分析において、温浴施設が併設されることにより焼却場の負の外部性による地価の低下の幅が小さく抑えられており温浴施設が周辺に便益を与えていること、さらにはその影響が焼却場の規模や温浴施設の利用料金によって変化することを、地価を用いた分析により明らかにした。これらの分析結果をもとに最後には温浴施設以外の手段も考慮した、市民全体の便益最大化を目的とした焼却場に係る周辺住民との合意形成のプロセスについて政策提言を行った。

2014 年(平成 26 年)2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU13621　　矢口　康亮

目次

１．はじめに 3
２．焼却場に係る温浴施設の概要 4
　２．１．温浴施設が併設される背景 4
　２．２．温浴施設のメリット・デメリット 6
３．焼却場と温浴施設の併設に係る理論分析 7
　３．１．焼却場と温浴施設の費用と便益 7
　３．２．温浴施設の財の性質 8
　３．３．温浴施設の利用料金設定 9
　　３．３．１．周辺住民の同意基準 9
　　３．３．２．地元還元策に係る費用 9
　　３．３．３．周辺住民以外の市民の便益 10
　　３．３．４．市民全体の便益を考慮した温浴施設の料金設定 10
４．焼却場と温浴施設の併設に係る実証分析 11
　４．１．実証方法と利用するデータ 11
　４．２．推計モデル 12
　４．３．基本統計量 13
　４．４．予想される結果 14
　４．５．推計結果 14
　４．６．推計結果の考察 15
５．まとめと政策提言 16
　５．１．周辺住民との合意形成に係る手段の選択手順 17
　５．２．直接補償の額の決定ルール 18
６．おわりに 18

謝辞 19
参考文献 20

１．はじめに

ごみ焼却施設（以下「焼却場」という。）はまちになくてはならない施設である。

廃棄物の処理及び清掃に関する法律において、市町村は区域内から排出される一般廃棄物を処分する義務を負う。廃棄物の処分過程において、廃棄物を衛生的に処理でき、且つ減容化して埋立処分コストを抑えることができる焼却処理は、廃棄物の中間処理として欠かせないものとなっており、その状況は当面変わらないものと考えられる。

このように焼却場はまちになくてはならない施設であるにも関わらず、設置に際して周辺住民の反対を受けることが多々ある。その理由は、焼却場から排出されるかもしれない汚染物質への危惧であったり、臭気の問題であったり、または焼却場の存在そのものに対する負のイメージを忌避するものであったりなど様々である。焼却場は、いわゆる NIMBY（Not In My Back-Yard）現象として知られる嫌悪施設の典型的な例といえる。

そのため、行政は焼却場の設置に際して、周辺住民の同意を得るためのいくつかの手段を講じる。第一に、設置場所としてなるべく周辺住民への影響が小さいところを選定する。たとえば住民がほとんどいないような山奥に設置することは、地方ではしばしば見られることである。しかし、この手段は土地が限られた都市部では困難である。第二に、脱臭装置や白煙除去装置などを設けることで、焼却場が嫌悪される原因となるものを除去することである。さらにはそれら以外にも事前の環境影響評価や設置後の定期的な環境調査などを行い、焼却場がもたらすと考えられるリスクを極力小さくし、周辺住民が嫌悪する要因を解消することに重きを置いた手段を講じる。しかし、それでも周辺住民の同意を得られない場合があり、それらの手段に加えて周辺住民の利益になるような地元還元のための措置を行うことがしばしばある。この地元還元の策として代表的なものが焼却場から排出される熱を利用した温水プールや浴場を備えた温浴施設の併設である。

しかし、この温浴施設の併設は、焼却場の周辺住民の同意を得るための手段として効率的なものとなっているのだろうか。温浴施設の運営について、赤字となっている自治体も少なくない。周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり安すぎる利用料金が設定され、効率的な手段となっていない可能性がある。また、周辺住民の同意を得ることにどの程度寄与しているのであろうか。さらには、多額の費用をかけて温浴施設を設置しなくとも、たとえばその分の費用を周辺住民に直接補償することができるのであれば、その方が効率的とは考えられないだろうか。

先行研究として、松本ら（2002）は市街地にある一般廃棄物中間処理施設の周辺住民にアンケート調査を行い、エネルギー供給を用いた処理施設建設の住民合意形成の可能性を示している。また、肥田野（2011）は東京 23 区の大規模公園や清掃工場を対象としてそれらが不動産価格に与える影響を分析しており、清掃工場からの距離が地価に及ぼす負の影響について、一定の相関性が認められるとしている。

これまでの研究では、アンケートやヒアリング調査による住民意識の観点からの住民合意形成について論じられたものや焼却場そのものが与える負の影響について不動産価格を

用いて研究されたものなどが中心である。

本稿では、温浴施設の併設が焼却場の周辺住民の同意を得るための手段として効率的なものとなっているのかという問題意識のもと、焼却場と温浴施設が周辺に与える影響について理論分析と地価を用いた実証分析を行った。理論分析においては特に温浴施設の利用料金に着目し、温浴施設の利用料金が安いほど周辺住民が同意する効果は大きくなるという考えのもと、温浴施設と周辺住民への直接補償という手段の組み合わせが地域に与える影響について考察した。その結果、周辺住民の同意を得るという効果だけに捉われるのではなく、市民全体の便益最大化を考えた場合に、結局は直接補償の額に関わらず温浴施設の総余剰を最大にするべきであるとした。また、地価を用いた実証分析により、焼却場の500m 圏内において地価の低下がみられるが、温浴施設が併設されているところではその低下の幅が小さく抑えられていることを明らかにした。また、その影響は焼却場の規模や温浴施設の利用料金によって変化することを明らかにした。これらの分析結果をもとに焼却場に係る周辺住民との合意形成のプロセスについて政策提言を行った。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 章では、焼却場に併設される温浴施設の概要と背景を示し、第 3 章では焼却場と温浴施設が与える影響について理論分析を行う。第 4 章では焼却場と温浴施設の併設が周辺にもたらす影響について地価を用いた実証分析を行ったのち、その結果の考察を行う。第 5 章ではそれらの分析から得られた結果をもとに具体的な政策提言を行い、第 6 章において今後の課題について述べる。

なお、本稿において焼却場とは行政が設置する一般廃棄物の焼却施設を指すものとする。

２．焼却場に係る温浴施設の概要

本章では焼却場に温浴施設が併設される背景と現状を整理し、温浴施設がもたらす影響について概要を示す。

２．１．温浴施設が併設される背景

廃棄物の処理及び清掃に関する法律第六条の二において「市町村は、一般廃棄物処理計画に従って、その区域内における一般廃棄物を生活環境の保全上支障が生じないうちに収集し、これを運搬し、及び処分（中略）しなければならない。」と規定されおり、市町村は区域内から出る一般廃棄物を処分する義務を負う。

廃棄物の処分過程において、廃棄物を衛生的に処理でき、且つ減容化して埋立処分コストを抑えることができる焼却処理は、廃棄物の中間処理として欠かせないものとなっており、廃棄物の完全な 100%リサイクルが実現しない限り、その状況は当面変わらないものと考える。

このように、焼却場はまちになくてはならない施設であるが、焼却場を設置する際には必ずといってよいほど周辺住民の反対がある。財団法人日本環境衛生センターがまとめた

自治体を対象にしたアンケート調査[1]によると、焼却施設の新規選定用地に関して 47%の自治体について反対運動があったと回答しており、その形態として、かなりの高い頻度で反対組織の結成や署名運動などの具体的な活動があり、県や国への陳情活動があった例もあるとされている。

人々が反対する理由は、焼却場から排出されるかもしれない汚染物質への危惧であったり、ごみから発せられる臭気の問題であったり、または焼却場の存在そのものに対する負のイメージを忌避するものであったり様々な要因があげられる。多くの人々にとって焼却場はなくてはならない施設であると自覚しつつも自身の住む近くには存在してほしくない、いわゆる NIMBY（Not In My Back-Yard）現象の典型的施設として認識されている。

そのため、行政は焼却場の設置にあたり、住民が少ない山奥を適地に選定したり、臭気が漏れないよう焼却場に脱臭装置や煙突から出る白煙を消すために白煙除去装置を設けたり、施設周辺を生垣で囲って見えなくするようしたりするなど、周囲への影響が小さくなるよう手段を講じる。さらに、行政は事前の環境影響評価や設置後の定期的な環境調査の確約など、周辺住民の不安を解消するための手段を講じる。本来であれば、焼却場からの影響を小さくするこれらの手段によって周辺住民との合意形成を行うことができれば最善である。しかし、土地が限られている都市部において、住民が少ない地域を選定することは難しい。また、脱臭装置を設けたり周囲に生垣を設けたりしたとしても焼却場の存在そのものがもたらす負のイメージを完全に払しょくすることは困難である。そのため、行政は、これらの対策に加えて周辺住民の同意を得るために、地元の利益となる施設の設置や周辺道路の整備などの地元還元策を行うことがしばしばある。行政が住民に行ったアンケート調査[2]によると、自身の集落がごみ処理施設の建設適地と選定された場合に約 46%の人々が地元還元策によっては受け入れを考えても良いと回答している。

このことから分かるように焼却場の設置にあたっては、周辺住民の同意を得るための地元還元策が重要な要素となっているのである。その地元還元策として代表的なものが温水プールや浴場を備えた温浴施設の併設である。この温浴施設は焼却場から排出される熱を利用したもので、棄てられるはずだった熱を再利用できるいわゆるエコの観点からも、水を温める費用を低く抑えることができる施設の運営の観点からもメリットがあるいわれて

[1]財団法人日本環境衛生センターを事務局とする２１世紀の廃棄物を考える懇話会第３分科会における調査（2001）「自治体における政策決定プロセスのあり方－合意形成に重点をおいて－」

[2] 大崎地域広域行政事務組合（2012）「一般廃棄物処理施設整備に係る住民アンケート調査報告書」（http://www.osakikoiki.jp/index_gyoumu.html）

おり、焼却場に温浴施設を併設している自治体も少なくない。表 1 は、全国の地方公共団体等が設置する焼却場の熱利用の内訳である[3]。地方公共団体等が設置する一般廃棄物の焼却施設のうち約 27%に相当する数の施設について焼却場外への熱利用を行っていることが分かる。最近では、焼却場の名称に「ごみ焼却場」や「清掃工場」といった単語を用いずに「熱回収施設」という言葉を冠する焼却場もみられる。

表 1　焼却場の熱利用内訳

用途		施設数	左記の割合
場内	熱利用	973	78%
	発電	313	25%
場外	熱利用	340	27%
	発電	189	15%
利用なし		446	36%
その他		44	4%
全体		1245	100%

焼却場の熱利用について、焼却場から排出される熱エネルギーの利用方法としては、給湯など直接熱を利用する場合と、熱で蒸気を発生させて電気をつくる場合の２つに大別できる。また、それらの利用先として焼却場の内部で利用するか、焼却場の外の施設に供給するかで分けることができる。それらの内訳は表 1 で示しているとおりである。場外熱利用の代表的なものが温浴施設である。通常、スポーツジムの温水プールや浴場は灯油等を燃料としてボイラーを焚いて水を温めるが、焼却場に併設された温浴施設では、その分の熱を焼却場から受け取ることにより賄う。また、表 1 中の場外の発電とは、そこでつくられた電気を電力会社に売却することで、それにより収益を得ることができるものである。

また、地元還元策としての温浴施設に関して、焼却場設置の際の地元還元策にはいくつかある。温浴施設以外にも場外熱利用施設として熱帯植物園の設置などが少数ながらある。また、熱を利用しない施策として、公民館や美術館などの施設の設置や道路拡幅などのほかに、地元自治会に対していわゆる迷惑料を支出することも考えられる。

本稿では地元還元策として代表例である温浴施設に着目して、その効率性について考察する。

２．２．温浴施設のメリット・デメリット

温浴施設のメリットについて、当該施設は周辺住民に便益を与え、周辺住民との合意形成に寄与していると考えられる。松本ら（2002）によると、処理施設建設に伴って温水プール等の設置を希望する住民が一定割合いることが分かる。一般的に行政が温浴施設を設置する目的として、市民の健康増進への寄与や余暇利用施設としてのメリットがあるとされ、当該施設が近くにあることによる利便性に人々はメリットを感じていると推測する。

一方で、温浴施設の併設にはデメリットもある。当然に温浴施設の運営には相応の費用

[3] 環境省が公表する廃棄物処理技術情報一般廃棄物処理実態調査結果平成 23 年度をもとに作成

がかかる。公表されている都内の自治体の温浴施設の収支の状況をみると、1 年間で約 8 千万円の赤字となっていた。また、これとは別に独自に地方公共団体等に対して温浴設備を備えた施設の運営状況を調査したところ、回答いただいた全 38 施設中、約 7 割にあたる 28 施設について、当該団体が支出する年間の維持管理費用が利用料金収入を上回る結果となった。焼却場の熱を利用しているといっても、当然ながら温浴施設の運営には多額の費用がかかり、電気や水道などの光熱水費やその他の費用は当然に必要となる。温浴施設の併設には少なくない費用がかかるのである。

３．焼却場と温浴施設の併設に係る理論分析

この章では前章までに述べた温浴施設の概要をもとに、焼却場の設置と温浴施設を含めた地元還元策が周辺住民合意形成と地域に与える影響についての理論分析を行う。

３．１．焼却場と温浴施設の費用と便益

経済学において、焼却場がもたらすとされる大気汚染や臭気、集落のイメージの低下などの問題は負の外部性[4]といえる。直接の取引関係にない焼却場とその周辺住民について、焼却場が周辺住民に与えるこれらの問題は負の外部性が顕在化したものといえる。

ただし、焼却場の負の外部性は広範囲に際限なく及ぶものではない。汚染物質が含まれるかもしれない煙や臭気は焼却場から遠ざかるほど弱くなり、焼却場の存在に起因する集落のイメージ低下も焼却場が認識されないような離れたエリアにはその影響は及ばないと考えられる。このことから焼却場の負の外部性は限られた範囲の地域に止まることになるといえる。一方で、焼却場は地域に正の影響を及ぼす。これは、当該行政区域内でごみを必ず処分しなければならないということを前提とすると、焼却処理によってごみの衛生的な処分が可能になることや減容化による莫大な埋立コストの削減などを想定している。このことは周辺住民だけでなく当該行政区域の市民全体が受ける大きな便益となるものである。

温浴施設について、当該施設には建設費用や運営のための維持管理費用がかかる。それらの費用は温浴施設を管理する行政が支出することになり、その財源が当該行政区域内からの税金のみとするならば、その費用は広く市民全体で負担することになる。一方で、温浴施設の併設により周辺住民は便益を受ける。この周辺住民に与える便益が大きいほど焼却場設置に係る周辺住民の同意を得る効果が大きいといえる。また、温浴施設による便益は利用料金が安いほど大きくなると考えられる。換言すると、利用料金が安いほど周辺住民の同意を得る効果は大きくなると考えられる。

その効果を考えると温浴施設の利用料金は安ければ安いほどよいのだろうか。

---

4 負の外部性とは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）

３．２．温浴施設の財の性質

前章で述べたとおり多くの温浴施設では費用が収入を上回る状況となっている。これは、行政が周辺住民の同意を得ることを重視して、彼らの便益を大きくしようとするあまり安すぎる価格で温浴施設の利用料金が設定されている可能性を示唆している。このことを温浴施設の財の性質から捉える。

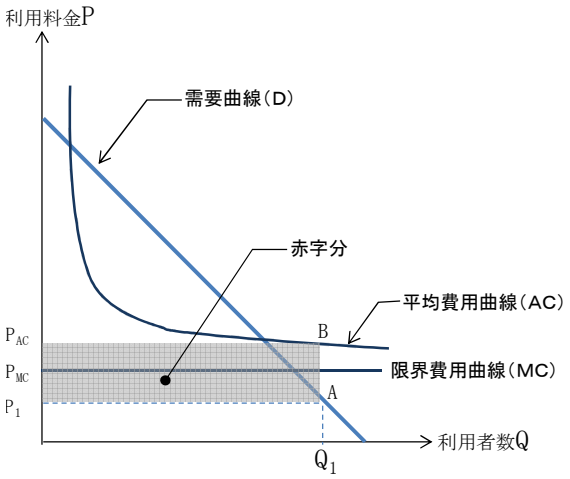


図 1　温浴施設の費用と価格

温浴施設は、一定の供給量までは利用者の人数が増加したとしても追加的に発生する費用はごく小さいと考えられる。温浴施設の性質として、利用者は料金を支払わなければ利用することができないが、料金を支払いさえすれば基本的には何人でも同時に利用することができる。これらの特徴から温浴施設を非競合的で排除性のあるクラブ財として捉えると、それに係る費用と料金の関係は図 1 のように表すことができる。限界費用を一定とすると平均費用は利用者数が増えるにつれて逓減する。仮に、消費者余剰を大きくすることを重要視するあまり利用料金が限界費用を下回る価格 P_1 で設定されていたとすると、図 1 中の P_1ABP_{AC} で囲まれた部分の赤字が発生することになる。この赤字分を行政が事業費として補てんすることになると、その分を税金として市民全体で負担することになる。この場合、温浴施設の効率性を考えると利用料金は上げるべきではないだろうか。

そのことを考えたときに、このような性質を持つ財の場合、利用料金を限界費用と一致する価格 P_{MC} で設定すれば余剰を最大にすることができるが、固定費用分の赤字が発生することになる（限界費用価格形成）。そのため、赤字を発生させないように利用料金を平均費用と一致する価格 P_{AC} で定めるとすると、今度は死荷重が生じる（平均費用価格形成）。温浴施設の運営だけを考えるのであれば、これらの価格付けの考えのもと利用料金を設定するべきといえる。しかし、焼却場に併設される温浴施設は、周辺住民に便益を与えて、彼らの同意を得るための手段となっているということも忘れてはならない。その効果を考えなければ温浴施設の利用料金の変化による影響を正確に捉えることはできない。

温浴施設の利用料金が高すぎると周辺住民が受ける便益は小さくなり、彼らの同意を得る効果が小さくなってしまう。その効果が小さすぎると周辺住民は焼却場の設置に同意しない。しかし、利用料金が高い方が温浴施設の赤字が改善される。税金を財源とする行政の支出が小さくなることは市民全体の費用負担が軽減されることを意味する。

反対に利用料金が低すぎると温浴施設の費用が収入を大きく上回ることになり、赤字分を行政支出で補てんすることにより市民全体の費用負担が大きくなる。しかし、この場合に周辺住民が受ける便益は大きくなるので、焼却場の設置について彼らの同意を得やすくなる。

このように温浴施設の利用料金は、周辺住民の同意を得る効果と市民全体の費用負担の大きさについてトレードオフの関係にある。温浴施設の利用料金の価格付けにあたっては、それらの影響と焼却場の負の外部性の影響を考慮して総合的に判断する必要があるといえる。

３．３．温浴施設の利用料金設定

これまで述べてきたことを勘案して温浴施設の料金設定を捉えるには、まず周辺住民が焼却場の設置について、どのような基準で同意するのかということを整理する必要がある。

３．３．１．周辺住民の同意基準

周辺住民はどのような基準を満たしたときに同意するのであろうか。焼却場の設置によって周辺住民が受けるダメージを D とすると、それと同じだけの便益を与えられることによって初めて周辺住民は焼却場の設置に同意するということを前提として考える。その場合に、温浴施設からの便益 u を受けてもなおダメージ D の方が大きければ、行政はその差分を周辺住民に直接補償 m することにより補うものと仮定する。そのときの周辺住民が同意する最低限の基準を次式のとおり表す。

$$D = Ys = u(p) + m \qquad \cdots (1)$$

Ys は行政が周辺住民の同意を得るために行う地元還元策によって当該住民が受ける便益の合計である。その便益 Ys とダメージ D が一致したときに初めて周辺住民は同意する。また、温浴施設がもたらす便益 u は利用料金 p によって変化する。利用料金が安いほど便益 u は大きくなる。行政はこの便益 u を大きくすることを重要視するあまり利用料金 p を安すぎる価格で設定している可能性がある。

なお、当該基準について、実際には周辺住民ひとりひとりの焼却場に対する感じ方は異なると考えられ、その情報を完全に把握することは困難であり、場合によっては十分に基準が満たされないまま焼却場を設置されてしまうケースもあるかもしれない。しかし、論理を進める都合上ここではそれは考えないのものとし、行政は周辺住民の同意を得られなければ焼却場を設置しないことを前提とする。また、便益 u について、周辺住民の中には施設を利用しない者もいるかもしれないが、平均的に周辺住民が受ける便益の大きさと考える。また、直接補償について、実際は行政が個人に対して支出することはなく、実情ではたとえば地元自治会への補償などが考えられるが、ここでは論理を展開していくために行政が周辺住民に対して m を直接支払うことを前提として考える。

３．３．２．地元還元策に係る費用

次に、地元還元策として行政が支出する費用 C について整理する。温浴施設の運営には費用 c がかかるが、利用料金収入 i も見込まれるためそれらの差分が温浴施設に係る収支になる。加えて、行政の支出として周辺住民に対する直接補償 m もかかる。それらを表した

ものが式（2）である。

$$C = c(p) - i(p) + m \qquad \cdots (2)$$

温浴施設に係る費用 c と収入 i は利用料金 p によって変化する。費用 c は利用料金の上昇に伴って減少する。収入 i は利用料金の上昇に対して一定の価格までは増加するが、それ以降は減少していく。それら費用 c と収入 i の差分と周辺住民に対する直接補償 m の和が地元還元策に係る費用 C となる。これは税金として市民全体が負担する費用でもある。

３．３．３．周辺住民以外の市民の便益

周辺住民の同意を得るための手段に係る行政が支出する費用の最小化だけを目的とするのであれば、式（2）の費用 C を最小化する温浴施設の利用料金を設定すればよいということになる。しかし、温浴施設の設置は周辺住民だけに限らず市民全体を対象に他の利用者にも便益を与えることになる。その影響を考慮しなければ、地元還元策が市民全体に与える影響を捉えることはできない。温浴施設の設置によって周辺住民以外の利用者が受ける便益を Ya として次式で表す。

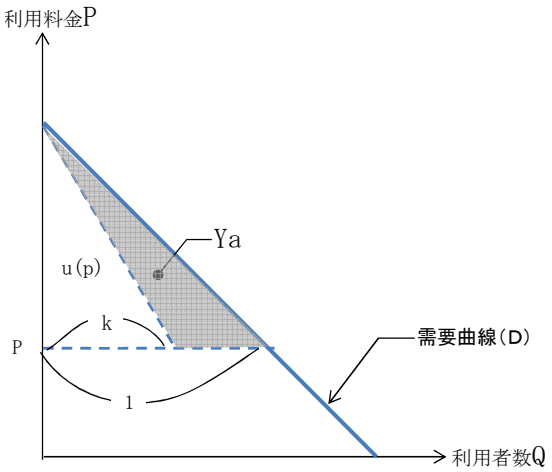


図 2　周辺住民以外の割合

$$Ya = u(p) \times (1 - k)/k \qquad \cdots (3)$$

k は、温浴施設の設置によって市民全体が受ける便益の割合を 1 としたときの周辺住民だけが受ける便益 u の割合を表すもので、0 から 1 までのいずれかの値をとる。図 2 は Ya と周辺住民の便益 u の大きさを表したものである。Ya も利用料金によって変化することになる。

３．３．４．市民全体の便益を考慮した温浴施設の料金設定

これらのことを踏まえて、焼却場の設置によって市民全体が受ける便益を考える。前述したとおり焼却場は直接的に市民全体に大きな便益をもたらす。行政が市民全体の便益の最大化ということを目的とするならば、焼却場が直接的にもたらす便益と負の外部性の影響、地元還元策による市民全体の便益と費用を勘案して、純便益が最大になるよう行動するべきである。それらを踏まえて焼却場の設置による市民全体の便益を V とすると $V = U - D + Ys + Ya - C$ と表すことができる。U は焼却場によって直接的に市民全体にもたらされる便益である。D は焼却場がもたらす負の外部性の大きさを表すものである。Ys＋Ya－C はこれまで述べてきた地元還元策によってもたらされる影響であり、周辺住民が受ける便益 Ya とそれ以外の住民が受ける便益 Ys の和から費用 C を除いたものが地元還元策によってもたらされる市民全体の便益の大きさである。さらに、この市民全体の便益 V の式に前述の式（1）（2）（3）を代入して整理したものが式（4）である。

$$V = U - D + u(p)/k - c(p) + i(p) \qquad \cdots (4)$$

式（4）について、市民全体の便益を考えたときに、地元還元策がもたらす便益と費用を整理すると直接補償 m は相殺されてゼロになる。直接補償 m は市民全体から周辺住民に移行されるだけであるので、全体の便益の大きさには影響しないのである。

これらのことから焼却場による直接的な影響 U と D を所与とすると、温浴施設の総余剰 u(p) / k － c(p) + i(p) を最大にすることで、焼却場による市民全体の便益 V を最大にすることができる。行政が市民全体の便益の最大化を目的とするならば、周辺住民に与える便益の大きさや直接補償の額に捉われずに、結局は温浴施設がもたらす余剰だけを考えて、それを最大化する料金設定を行えばよいということになる。つまり、利用料金は、図 3 のとおり限界費用価格形成に基づき限界費用と一致する価格 P*にするべきといえる。なお、このとき固定費分 P*EAB が赤字となる。

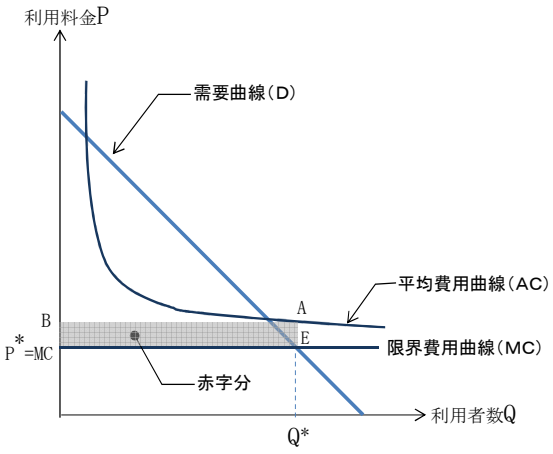


図 3　温浴施設の価格付け

４．焼却場と温浴施設の併設に係る実証分析

本章では、前章の理論分析に基づき、焼却場と温浴施設が周辺にもたらす影響について、分析の対象や方法について説明したのち実証分析を行う。

４．１．実証方法と利用するデータ

実証分析によって次の 2 つのことを検証する。

検証 1 として、温浴施設は周辺住民との合意形成に対してどの程度の効果があるものなのかということを検証する。これは焼却場のダメージ D と温浴施設の便益 u の程度を検証するものである。

検証 2 として、焼却場の規模や温浴施設の規模及び利用料金によってその効果の程度が変化するのかということを検証する。これは温浴施設の便益 u が利用料金 p によって変化する程度を検証することも含む。

これらを検証するために、ヘドニック・アプローチを用いて地価関数を推定する。これは、地方公共財の便益は地代・地価に反映され、土地所有者に帰着されるというキャピタリゼーション仮説（資本化仮説）[5]に基づき、焼却場と温浴施設がもたらす影響は地価に反映されるものと理解して行うものである。

[5] 資本化仮説については金本（1997）が詳しい

分析対象とする焼却場について、本稿は都市部の焼却場に係る研究のため対象は首都圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）において行政が設置する一般廃棄物の焼却施設とした。また、焼却場の負の外部性が及ぶ範囲について、柏原ら（1979）は、焼却場の施設の影響が及ぶ範囲は 400m～500m までの範囲である[6]としていることから、焼却場の負の外部性の影響が及ぶ範囲を半径 500m程とし、500m圏とその外側の地価の違いを分析する。なお、首都圏にある焼却場であっても 500m圏内に地価公示標準地がない施設については除外している。

利用するデータについて、地価を含めた土地に係るデータについては国土数値情報[7]の地価公示データ平成 25 年度分を利用した。焼却場に係るデータに関して、座標情報については同様に国土数値情報 [7] の廃棄物処理施設データを利用し、施設の仕様等についてはごみ焼却施設台帳[8]及び一般廃棄物処理実態調査結果[9]平成 23 年度調査結果を利用した。また、それらのデータをもとに GIS（地理情報システム）[10]を用いて、地価公示標準地から最寄りの焼却施設までの距離と東京駅までの距離を測定した。温浴施設の利用料金等に係るデータについては、各施設のホームページに掲載されている情報をもとに作成した。

４．２．推計モデル

推計は最小二乗推定法（OLS）により行う。まず、検証 1 に係る分析を行うため、焼却場と温浴施設併設の有無の違いによる地価の変動を推計式 1 により推計する。次に、検証 2 に係る分析をするため、推計式 1 に加えて焼却場と温浴施設の規模等の違いによる地価への影響を推計式 2 により推計する。

推計式 1

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

推計式 2

$$lnP_r = \alpha + \beta_1 AD_r + \beta_2 AD_r \times PD_r + \beta_3 AD_r \times FM_r + \beta_4 AD_r \times FE_r + \beta_5 AD_r \times PM_r + \beta_6 AD_r \times PRP_r + \beta_7 AD_r \times PRY_r + \Sigma_\gamma X_{ir} + \varepsilon_r$$

上記の変数の内容については次のとおりである。なお、各変数の添字 r は地価公示地点を表し、α は定数項、β と γ は係数、ε_r は誤差項である。

（1）AD　：500m圏ダミー

焼却場が 500m 圏にあれば 1、それ以外は 0 のダミー変数

---

6 柏原(1979)は、下水処理場や焼却場の周辺住民を対象にアンケート調査を行い、迷惑率と距離の関係を分析した

7 国土数値情報（地価公示データ、廃棄物処理施設データ）国土交通省

8 廃棄物研究財団（2008）『ごみ焼却施設台帳　全連続燃焼方式編　平成 18 年度版』

9 環境省廃棄物処理技術情報「一般廃棄物処理実態調査結果」（http://www.env.go.jp/recycle/waste_tech/ippan/index.html）

10 ESRI 社の ArcGIS を用いて測定した

（2）PD　：温浴施設併設ダミー

最寄焼却場に温浴施設が併設されている場合は 1、それ以外は 0 のダミー変数

（3）FM　：焼却_建物延べ床面積

最寄焼却場の建物延べ床面積（㎡）

（4）FE　：焼却_煙突高

最寄焼却場の煙突の高さ（m）

（5）PM　：温浴_建物面積

最寄焼却場に併設されている温浴施設の建物面積（㎡）

（6）PRP　：温浴_料金（プール）

最寄焼却場に併設されている温浴施設（プール）の利用料金（円）[11]

（7）PRY　：温浴_料金（浴場）

最寄焼却場に併設されている温浴施設（浴場）の利用料金（円）[11]

（8）AD×（2）～（7）の各変数

500m 圏ダミーと各変数の交差項

（9）Xi：地価構成要素

ヘドニック・アプローチの際に用いられる地価への影響をコントロールする主要な地価構成要素の変数。本稿では、地積、利用現況、建物構造、供給施設有無（水道、都市ガス、下水道）、最寄駅距離、用途地域に係る法規制（住居系、工業系、防火系に係るダミー変数）、容積率、東京駅までの距離、東京 23 区ダミーを用いた。

（10）lnP：公示地価（対数）

被説明変数として公示地価の対数を採用している。

４．３．基本統計量

各変数の基本統計量は表 2 のとおりである。

表 2　基本統計量[12]

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
公示地価（対数）	12.609	0.855	8.099	16.476
500m圏ダミー	0.094	0.292	0	1
温浴施設併設ダミー	0.735	0.442	0	1
焼却_建物延床面積	16989.450	8896.669	1855	38796
焼却_煙突高	107.317	42.252	45	210
温浴_建物面積	2036.997	2136.302	0	8500
温浴_料金（プール）	301.110	216.973	0	600
温浴_料金（浴場）	87.949	188.232	0	700
500m圏ダミー×温浴施設併設ダミー	0.067	0.249	0	1
500m圏ダミー×焼却_建物延床面積	1562	5557	0	38796
500m圏ダミー×焼却_煙突高	10.202	34.572	0	210
500m圏ダミー×温浴_建物面積	169.952	788.839	0	8500
500m圏ダミー×温浴_料金（プール）	10.412	71.971	0	700
500m圏ダミー×温浴_料金（浴場）	27.252	108.796	0	600

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
地積	660.022	5431.718	56	126956
利用現況_住宅ダミー	0.858	0.349	0	1
建物_木造ダミー	0.516	0.500	0	1
水道ダミー	0.999	0.033	0	1
都市ガスダミー	0.920	0.272	0	1
下水道ダミー	0.989	0.102	0	1
最寄駅距離	1017.992	877.827	0	7000
法規制_住居系ダミー	0.663	0.473	0	1
法規制_工場系ダミー	0.093	0.291	0	1
法規制_防火系ダミー	0.653	0.476	0	1
容積率	226.015	161.806	0	900
東京駅距離	20682	11216	4290	54970
東京23区ダミー	（省略）			

サンプルサイズ 946

11　一般利用で 2 時間利用した場合の料金とした

12　東京 23 区ダミーについては省略

４．４．予想される結果

推計式1及び推計式2の推計により得られる係数の正負は表 3 のとおりになると予想する。

表 3　予想結果

説明変数名	推計式1 係数	推計式2 係数
500m圏ダミー	負	負
500m圏ダミー ×温浴施設併設ダミー	正	正
500m圏ダミー ×焼却_建物延床面積		負
500m圏ダミー ×焼却_煙突高		負
500m圏ダミー ×温浴_建物面積		正
500m圏ダミー ×温浴_料金（プール）		負
500m圏ダミー ×温浴_料金（浴場）		負

推計式１について、焼却場の周辺の地価は、その外側と比較して低下していると考えられるため、焼却場から 500m 圏にある地価を表す 500m 圏ダミーは、その外側の地価と比較して低い値になると予想する。しかし、温浴施設が併設されている焼却場と併設されていない焼却場を比較すると前者の方が地価の低下の幅が小さいと考えられるので、温浴施設を併設している場合を表す 500m 圏_温浴施設併設ダミーは、500m 圏ダミーと比較して正の値になっていると予想する。

推計式２について、500m 圏内の焼却場の建物延床面積と煙突の高さを表す変数は、面積が大きくなるほど、煙突が高いほど地価は低下すると予想する。これは焼却場の規模が大きいほど周辺に及ぶ負の影響が大きくなると考えるからである。500m 圏内の温浴施設の建物面積を表す変数について、建物面積が大きいほど地価には正の効果を与えると予想する。これは温浴施設の規模が大きいほど設備が充実しており、当該施設がもたらす便益が大きくなると考えるからである。また、同様に温浴施設のプールと浴場の利用料金については、料金が高いほど地価は低下すると予想する。利用料金が安いほど人々は大きな便益を受けているはずである。

４．５．推計結果

推計式１と推計式２の推計結果[13]は表 4 のとおりである。

推計式１について、焼却場から 500m 圏の地価を表す 500m 圏ダミーは、その周辺と比較して 24%地価が低くなっており統計的に有意な結果となっている。一方、そのことと比較して、温浴施設を併設している場合は 22%地価が高くなっており、統計的に有意な結果となっている。焼却場があることにより地価は 24%低下する傾向にあるが、温浴施設を併設することにより、平均的にみると地価の低下が 2%にまで抑えられているということができる。これは、たとえば焼却場の影響がないエリアの地価の平均が 100,000 円だとすると、焼却場の 500m 圏内は 76,000 円となり、温浴施設が併設されているところでは 98,000 円となっているということを示している。

[13] なお、500m圏を 1000mに変えて推計したが、いずれの項目も 10%水準で統計的に有意な結果は得られなかった

推計式2について、焼却場の規模が及ぼす影響について、建物延床面積が1㎡大きくなると地価が0.001%減少し、統計的に有意な結果となっている。一方で煙突が 1m 高くなると地価が0.4%上昇し、統計的に有意な結果となっている。これは煙突が高いほど地価が低下するとした予想と異なるものであるが、考えられるその理由については後述する。

温浴施設の規模等の変化による影響について、温浴施設の建物面積が地価に及ぼす影響を表す係数は0.005%で正の値となっているが、10%水準で統計的に有意とはならなかった。このことから温浴施設の規模を表す建物面積の大きさについて、地価を上昇させる傾向があるかは判断できない。利用料金について、プール料金が 1 円上昇すると地価は 0.09%低下し、統計的に有意な結果となった。浴場料金に係る係数は同様に0.03%で負の値となったが、10%水準で統計的に有意な結果は得られなかった。浴場料金については、この結果からだけでは料金が高いほど地価を低下させる傾向にあるとは判断できないが、プールの利用料金については利用料金が高いほど地価が低下する傾向にあるということができる。

表 4　推計結果

被説明変数:公示地価(対数)						
	推計式1			推計式2		
説明変数名	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
500m圏ダミー	-0.2439	0.0790	***	-0.4518	0.1525	***
500m圏ダミー ×温浴施設併設ダミー	0.2183	0.0957	**	0.5156	0.1674	***
500m圏ダミー ×焼却_建物延床面積				-0.00001	0.00001	*
500m圏ダミー ×焼却_煙突高				0.0041	0.0017	**
500m圏ダミー ×温浴_建物面積				0.00005	0.00003	
500m圏ダミー ×温浴_料金（プール）				-0.0009	0.0004	**
500m圏ダミー ×温浴_料金（浴場）				-0.0003	0.0002	
地積	-0.00001	0.000003	**	-0.00001	0.000003	**
利用現況_住宅ダミー	-0.0725	0.0512		-0.0752	0.0511	
建物_木造ダミー	-0.0327	0.0260		-0.0301	0.0262	
水道ダミー	2.4165	0.1893	***	2.4400	0.1897	***
都市ガスダミー	0.2645	0.0413	***	0.2556	0.0412	***
下水道ダミー	0.5876	0.1696	***	0.5892	0.1696	***
最寄駅距離	-0.0001	0.0000	***	-0.0001	0.0000	***
法規制_住居系ダミー	0.0211	0.0481		0.0096	0.0478	
法規制_工場系ダミー	-0.1900	0.0547	***	-0.1891	0.0542	***
法規制_防火系ダミー	0.1545	0.0337	***	0.1540	0.0338	***
容積率	0.0020	0.0002	***	0.0019	0.0002	***
東京駅距離	0.0000	0.0000	***	0.0000	0.0000	***
東京23区ダミー	省略			省略		
定数項	9.1827	0.0941	***	9.1962	0.0934	***
標本数	946			946		
自由度調整済み決定係数	0.8328			0.8354		

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

４．６．推計結果の考察

ここでは推計から得られた結果について考察する。

推計式1の結果について、焼却場から 500m 圏内の地価が周辺と比較して低くなっていることから、焼却場の設置によって 500m 圏内の地価が低下する傾向にあり、これは焼却場が周辺にもたらす負の外部性の影響といえる。

ただし、温浴施設が併設されている場合、周辺地価の低下の幅は焼却場単独のものと比較して小さく抑えられている。このことから、温浴施設の併設は、焼却場の負の外部性によるダメージの大きさを超える程ではないが、周辺住民に便益を与えているといえる。

推計式 2 の結果について、焼却場の建物延べ床面積が大きいほど地価は低下しており、焼却場の規模が大きいほど周辺に及ぶ負の外部性の影響が大きいと考えられる。一方で、煙突は高いほど地価に正の効果を与える結果となっている。これは予想と異なるものであるが、一般的に煙突が高いほど煙に含まれる汚染物質は希釈され、周辺の地上に付着する

濃度は低くなるとされている。その正の効果が煙突の圧迫感などに由来する負の効果を上回っているためこのような結果になったものと推測する。

温浴施設の建物面積については、統計的に有意な結果とならず、それが周辺にどのような影響を及ぼすかは判断できなかった。この理由としては、建物面積は、プールの大きさや施設の広さを表すものであり、そのことが単純に施設の充実度を示すものではないということが原因と考えられる。

温浴施設の利用料金について、浴場の利用料金は統計的に有意な結果とはならなかったが、係数は負の値となり、プール料金については統計的に有意な結果となり利用料金が高いほど地価が低下するということができる。この違いは両者の価格弾力性の違いによるものと推測する。温浴施設のプールの利用料金について、料金が安いほど人々は大きな便益を受けている傾向にあるといえる。

５．まとめと政策提言

本研究は、焼却場の設置に係る周辺住民との合意形成の手段について、特に温浴施設に着目し、それらが地域に与える影響について分析を行ったものである。第 3 章では、周辺住民が焼却場の設置に同意する基準をもとに、温浴施設と直接補償を前提とした手段の組合せが地域に与える影響について分析した。その結果、市民全体の便益最大化を実現するためには、温浴施設による周辺住民の便益や直接補償の額に捉われるのではなく、温浴施設の総余剰だけを考えて、それを最大にするべきとした。そのためには利用料金は限界費用と一致する価格付けを行うべきとした。実証分析の章では、焼却場と温浴施設が周辺に与える影響について地価関数を用いて分析した。その結果、焼却場の周辺では地価が低下するが、温浴施設が併設されている場合、その低下の幅が小さくなることを示した。また、温浴施設の利用料金が高いほど地価が低下する傾向にあることを示した。これらの実証分析結果は、焼却場の負の外部性が周辺に及んでいること、温浴施設の便益が周辺住民に及んでいること、また、その便益は利用料金が安いほど大きくなるとした理論分析と整合するものである。これらの分析結果に基づき、周辺住民との合意形成に係るプロセスについて政策提言を行う。

なお、ここで今から提示するプロセスは、それをそのまま実務に当てはめて実行するべきであるということを意味するものではない。諸条件を一定とした場合にここで示すプロセスに従うことにより便益最大化を実現できると考えるが、実際は、本稿で示した同意基準のようにすべての周辺住民が合理的な判断のもと行動するとは限らないし、平均的には周辺住民の基準を満たしていたとしてもたったひとりの反対者のために対策が白紙になることもあるかもしれない。ここで示すプロセスはあくまでひとつのモデルである。実際の業務にあたっては、このプロセスの考え方に基づき最大化された場合の便益を算定して、焼却場を設置する際の基準とすることや、実務において得られた結果と比較して成果を評価するための指標として活用することなどを想定している。

５．１．周辺住民との合意形成に係る手段の選択手順

理論分析の章において、周辺住民の同意を得るための手段も含めた焼却場が市民全体にもたらす便益について示した。しかし、その手段について、実際は第 2 章で述べたとおり温浴施設だけではない。熱を利用しない施設や整備により周辺住民に便益をもたらす手段もある。また、温浴施設に利用する分の熱を売却に回して、その利益を補償に充てることも可能である。その利益の大きさによっては温浴施設を併設しない方が効率的な場合もあるかもしれない。

温浴施設に利用した分の熱を売却することによって得られる利益を g とし、このことを第 3 章で示した市民全体の便益 V の式（4）に当てはめると式（5）となる。この総和が、熱売却の利益も考慮した周辺住民の同意に係る手段と焼却場が市民全体にもたらす便益 V の大きさである。この便益 V を最大化するため、U と D を所与とした場合の周辺住民との合意形成に係る手段の選択プロセスとして図 4 のような手順を提案する。この手順に基づいて手段を選択することにより、論理的には温浴施設以外の手段も考慮した焼却場の設置がもたらす便益を最大にすることができる。

$$V = U - D + \max\ \{(u(p)/k - c(p) + i(p)), g\} \quad \cdots (5)$$

【手段の選択手順】

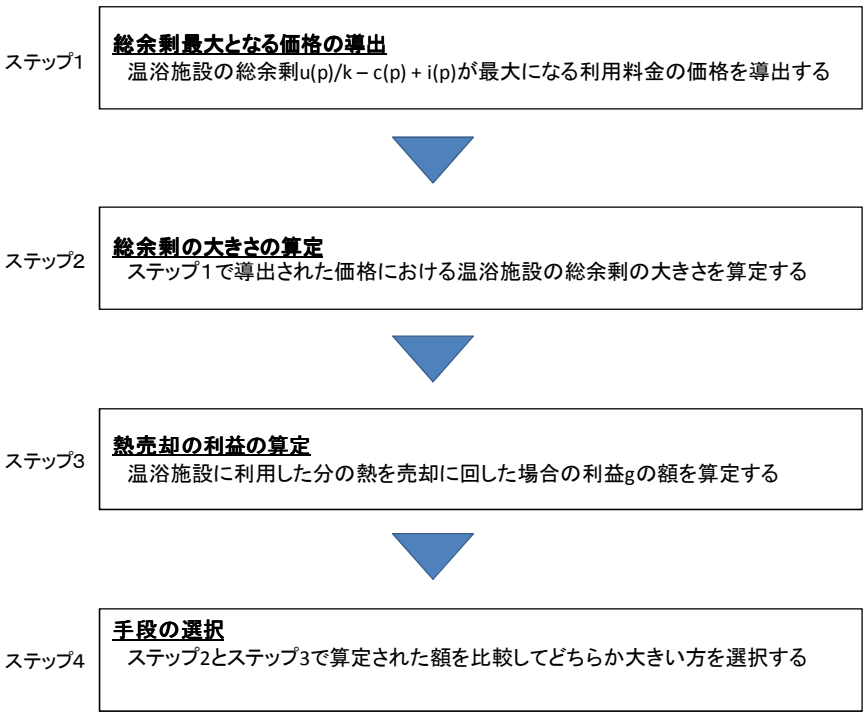


図 4　手段の選択手順

５．２．直接補償の額の決定ルール

本稿で前提としている直接補償について、ここでは市民全体の便益を考えた場合、直接補償の額はそれに影響しないことを示した。しかし、そのことは直接補償をやみくもに支出してよいということを意味するものではない。温浴施設の他に熱を利用しない施設や整備によって周辺住民に便益を与える手段もあるため、直接補償の額はそれらの便益の大きさに依存するはずであり、その影響を加味して直接補償の額を決定するべきである。熱を利用しない施設等によってもたらされる便益を x とすると、直接補償 m は第 3 章で示した周辺住民が同意する基準の式（1）をもとに式（6）で表すことができる。D を所与とすると直接補償 m の額は、温浴施設による周辺住民が受ける便益 u と熱を利用しないその他の施設等の便益 x によって額が決まることになる。このことから直接補償 m の額の決定ルールについて図 5 のように提言する。なお、ここで示した提言は、図 4 と密接に関わっており直接補償の額は図 4 で示したプロセスを経なければ決定することができないものである。

$$m = D - u(p) - x \quad \cdots (6)$$

【直接補償の決定ルール】

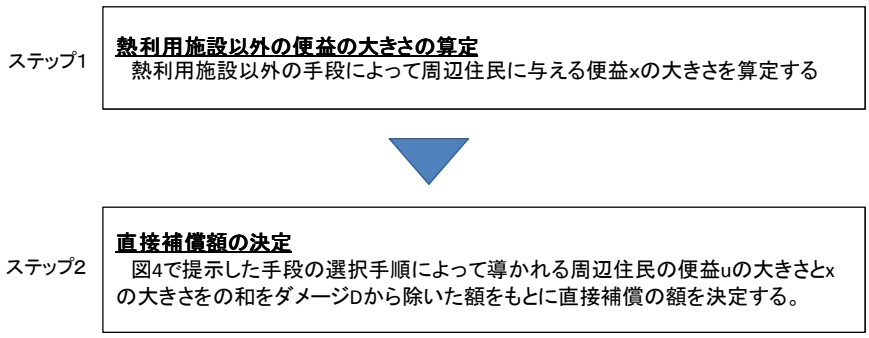


図 5　直接補償の決定ルール

６．おわりに

ここまで焼却場に係る地元還元策として特に温浴施設に着目して、それらが周辺地域に与える影響について分析してきた。しかし、ここで注意すべきは、これまで論じてきたことは、あくまで周辺住民とそれ以外の市民が受ける影響をすべて平均化して捉えたものであるということである。当然、焼却場やそれに係る地元還元策に対しての感じ方は市民ひとりひとり異なるものであると考えられる。また、周辺住民との合意形成に関して、実際の行政と住民との交渉の場において、人々が今回示したような同意基準のように合理的に行動するとは限らない。また、大部分の住民を一定の同意基準で説得できたとしても、たったひとりの反対者のためにその対策が白紙になることもあるだろう。一方で、ひとりの住民の基準が満たされないまま焼却場が設置されてしまうケースもあるかもしれない。また、本稿における周辺住民への直接補償はあくまで論を展開するための前提として捉えたものであり、実際はたとえば地元自治会への補償などが考えられる。

このように実際の業務においては、様々な曖昧さとリスクを抱えながら対応していくことになると考えられ、ここで提言したプロセスをそのまま実務で実行することは想定していない。しかし、周辺住民の同意を得ることを重要視するあまり、その効果だけを捉えて温浴施設を併設することは、市民全体の便益を小さくすることに繋がっている可能性がある。その点において、焼却場とそれに係る地元還元策について、市民全体に与える影響を考察した本稿は一定の意義があると考える。

また、今後のさらなる研究の発展のためには、いくつか課題も残る。焼却場と温浴施設が与える影響について、本稿では周辺住民とその他の市民をそれぞれ平均化して一括りに捉えてきたが、実際はその感じ方や程度に差があると考えられ、それらを複数のパターンごとに分けるなどして分析することも考えられる。また、推計方法について地価公示ではなく、実際の不動産取引価格などを用いることや、より精緻な推計方法を用いることなどが求められる。これらの分析によって、より実態に則した分析が可能になると考える。また、温浴施設の利用料金の設定について、市民全体を一律の利用料金として捉えてきたが、周辺住民とそれ以外の市民とで利用料金を変更する価格差別を行うなど、柔軟な価格設定を行うことで、より総余剰を大きくすることも考えられる。

謝辞

本論文の執筆にあたり西脇雅人助教授（主査）、吉田恭教授（副査）、安藤至大准教授（副査）からは懇切丁寧なご指導を頂き誠にありがとうございました。また、福井秀夫教授（まちづくりプログラムディレクター）、橋本和彦助教授、鶴田大輔准教授をはじめ、諸先生方からも貴重なご意見をいただ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年間をともに過ごしたまちづくりプログラムをはじめとする同期の方々や研究の機会を与えて頂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、家族に改めて感謝します。

なお、本論文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、本論文における見解及び内容に関する誤りについては、すべて筆者の責に帰するものであることを申し添えます。

＜参考文献＞

籠　義樹（2009）,『嫌悪施設の立地問題　環境リスクと公正性』,麗澤大学経済学会叢書

柏原士郎（1991）,『地域施設計画論　立地モデルの手法と応用』鹿島出版会

柏原士郎・石崎広文（1979）,「環境問題を発生させる施設の影響圏についてー地域施設の適正配置に関する研究ー」,『日本建築学会近畿支部研究報告集』pp.265-268

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,pp.47-56

金本良嗣（1997）,『都市経済学』,東洋経済新報社

２１世紀の廃棄物を考える懇話会第３分科会（2001）,「自治体における政策決定プロセスのあり方ー合意形成に重点をおいてー」,財団法人日本環境衛生センター

肥田野登・東京都不動産鑑定士協会研究研修委員会編著（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

福井秀夫（2007）,『ケースからはじめよう　法と経済学』日本評論社

星野貴之・嶋田喜昭・舟渡悦夫（2001）,「異なるごみ焼却施設周辺の住民意識に関する比較分析」,『環境情報科学論文集 15』pp.67-72,一般社団法人環境情報科学センター

松本由紀子・三浦浩之・尾崎平・和田安彦（2002）,「エネルギー供給等の補償による廃棄物処理施設建設での合意形成」,『環境情報科学論文集 16』pp.85-90,一般社団法人環境情報科学センター