２０２１年度
まちづくりプログラム論文集

Master's Thesis

２０２２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

浅野　匡亮 （松戸市役所）	修士（公共政策）	待機児童問題の効率的な解消方法の研究 －松戸市を事例として－	…… 11
麻生　大祐 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	新築時に利用した住宅性能表示制度が既存住宅流通市場の価格に与える影響について	…… 15
伊藤　和也 （川口市役所）	修士（公共政策）	街路樹の管理状況の違いによる周辺地への影響	…… 19
遠藤　誉裕 （海老名市役所）	修士（公共政策）	自治体の再分配政策について ～海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業を例に～	…… 23
貫洞　ちはや （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	総合設計制度の公開空地による影響について - 港区を事例として -	…… 27
黒川　佑人 （清水建設 株式会社）	修士（公共政策）	Park-PFI による公園利用者および周辺地域への影響	…… 31
酒井　邦彦 （長崎県庁）	修士（公共政策）	漁港における放置船舶対策について ～ A 県における漁港管理の現状を事例として～	…… 35
西野　広樹 （衆議院事務局）	修士（公共政策）	選挙制度・選挙行政が若年者の投票行動及び 財政支出に与える影響について	…… 39
西村　紘明 （国土交通省）	修士（公共経済学）	激甚化・頻発化する水害及び宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定が不動産市場に与える影響 －武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害、倉敷市の浸水被害事例を通じて－	…… 43
穂積　勇起 （認定 NPO 法人 フローレンス）	修士（公共経済学）	傾向スコアマッチング法による生活保護受給の就労への影響の分析	…… 47
松下　祐介 （和歌山県庁）	修士（公共政策）	津波防災地域づくり法に基づく津波リスクの公表と区域指定の効果 －和歌山県を事例として－	…… 51

論 文 目 次

浅野　匡亮 （松戸市役所）	修士（公共政策）	待機児童問題の効率的な解消方法の研究 －松戸市を事例として－	…… 55
麻生　大祐 （独立行政法人 住宅金融支援機構）	修士（公共経済学）	新築時に利用した住宅性能表示制度が既存住宅流通市場の価格に与える影響について	…… 83
伊藤　和也 （川口市役所）	修士（公共政策）	街路樹の管理状況の違いによる周辺地への影響	……108
遠藤　誉裕 （海老名市役所）	修士（公共政策）	自治体の再分配政策について ～海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業を例に～	……147
貫洞　ちはや （独立行政法人 都市再生機構）	修士（公共政策）	総合設計制度の公開空地による影響について - 港区を事例として -	……184
黒川　佑人 （清水建設 株式会社）	修士（公共政策）	Park-PFI による公園利用者および周辺地域への影響	……219
酒井　邦彦 （長崎県庁）	修士（公共政策）	漁港における放置船舶対策について ～ A 県における漁港管理の現状を事例として～	……253
西野　広樹 （衆議院事務局）	修士（公共政策）	選挙制度・選挙行政が若年者の投票行動及び 財政支出に与える影響について	……291
西村　紘明 （国土交通省）	修士（公共経済学）	激甚化・頻発化する水害及び宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定が不動産市場に与える影響 －武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害、倉敷市の浸水被害事例を通じて－	……321
穂積　勇起 （認定 NPO 法人 フローレンス）	修士（公共経済学）	傾向スコアマッチング法による生活保護受給の就労への影響の分析	……448
松下　祐介 （和歌山県庁）	修士（公共政策）	津波防災地域づくり法に基づく津波リスクの公表と区域指定の効果 －和歌山県を事例として－	……500

概　　要

待機児童問題の効率的な解消方法の研究

－松戸市を事例として－

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU21701　浅野　匡亮

1　はじめに

政府は待機児童問題を解決すべく、保育所整備を中心とした政策を行い、10 年以上経ったが未だに解決の目途は立っていない。厚生労働省が毎年公表している「保育所等関連状況取りまとめ」では、待機児童数は減少傾向としているが、実際には保育所利用の申し込みをしているにも関わらず、利用できていない児童数は増加傾向である。それは「保留児童（隠れ待機児童）」とも呼ばれており、さらに入所の申し込みや求職活動をあきらめている世帯で「統計的に把握されていない待機児童」も存在すると考えられている。

本稿は経済学的な理論分析を行い、効率性の観点から待機児童問題を解消するため、松戸市を対象として政策を考察、提言することを目的とする。

2　保育所制度の概観及び取り巻く問題

2.1　保育所の役割

日本の保育所は元々働く母親を助けるため、民間の社会事業の一環として始まったと言われており、女性の就業継続という観点や核家族化等の社会的環境の変化に伴って保育ニーズがより高まった。保育所は従来の福祉の役割も未だ根強くある一方で、保護者の仕事と子育ての両立を支える重要な役割を担っている。

2.2　政府の介入の根拠

経済学では「市場の失敗がない場合には、サービス供給は市場に任せることで効率的な資源配分を達成する」ことが知られている。女性の労働市場には雇用の際に「情報の非対称性」という市場の失敗が存在し、保育所の役割を踏まえると保育市場に対する政府の介入は正当化できる。

2.3　保育市場の諸問題

今日までの保育市場に対する政府の介入は保育市場に歪みを生じさせ、政府の失敗と言わざるを得ない状況になっている。

2.3.1　価格規制

2015 年から始まった子ども・子育て新支援制度による認可保育所の保育料は、政府により大枠が定められている。人為的に著しく低い保育料となっているため、認可保育所に申し込みが集中する要因のひとつとなっている。

2.3.2　割当制度

現制度下では保育を受ける必要性の認定等を市町村が行う仕組みがとられている。多くの市町村はポイント制により利用調整を行っているが、必ずしも保育を受ける必要性に応じたものとなっていない。

2.3.3　参入規制

保育サービスの施設保育は認可保育所と認可外保育所に分類される。

認可保育所は、収益構造としては市町村からの補助金収入がほとんどである。私立の設置主体としては社会福祉法人が約 78%で、設置主体によって整備費への補助や税制措置の違いがある。

認可外保育所は、収益構造としては政府からの補助金が少ないため保育料収入がほとんどである。そのため保育費用を賄うための保育料設定となり、認可保育所とは競争上不利な状況に置かれ、実質的な参入規制となっている。

2.3.4　不公平性

保育白書 2021 年版によると保育所に通っている児童のほとんどが認可保育所を利用しており、公費は施設ごとに補助されていることが多い。認可保育所には多くの公費が投入されており、認可利用者と認可外利用者等の間に不公平がある。

2.3.5　高コスト構造

私立認可保育所は、公定価格を基準に委託費等として支払われているため、運営費を反映した保育料となっておらずコスト削減といった経営努力が削がれている。

2.4　保育市場の諸問題が引き起こしている社会的問題

保育市場のこうした諸問題は待機児童問題ひいては保活の激化やキャリア継続が困難となる等の社会的な問題を引き起こし社会的効率性に損失を与えている。

待機児童問題は、厚生労働省の「保育所等関連状況取りまとめ（令和 3 年 4 月 1 日）」によると待機児童数の年齢別の構成割合は 3 歳以上児が 12.4%、1・2 歳児が 79.1%、0 歳児が 8.5%と低年齢児（0 歳から 2 歳）が全体の 87.6%を占めており乳児保育所が足りていないことがわかる。待機児童のほとんどが 1・2 歳児という数値が示すように、育休明けで復帰する世帯の需要が大きいと推測できる。

待機児童問題は「保活の激化」という問題に派生し、保護者は保育の必要性の点数を上げるため勤務時間の調整や保育所に入所しやすい地域に引っ越しをする等の活動を余儀なくされている。実際に待機児童ゼロを達成した市町村へ申し込みが急増し待機児童の再発やフリーライドの問題も懸念される。

さらに育休の抑制という問題にも派生している。入所しやすい 0 歳児から申し込みを始め、0 歳児まで育児休業を予定していたとしても、それをあきらめて職場復帰するという現象が起きている。育休の抑制は 0 歳児から保育所等を利用することにより、保育費用の

高い 0 歳児によって行政コストを増大させる問題となる。

2.5　待機児童問題について

そもそも待機児童とは、「認可保育所に入所を申し込みしたが、入れなかった児童」を指していた。育休中の場合等も待機児童を含めないこととして、範囲が限定された。その結果、認可保育所を利用したくてもできない児童が多くいるにも関わらず、「待機児童ゼロ」と宣言する市町村が出現し、実態と大きく異なる状況となった。

2020 年 4 月 1 日時点で、全国の待機児童者数は 12,439 人とされているが、定義から外れた「保留児童（隠れ待機児童）」は約 7.4 倍の 92,410 人存在している。このうち特に問題だと思われるのが、「特定の保育所等のみ希望している者」で 46,666 人存在し、保留児童の約半数を占めている。

2.6　保育市場の経済学的な分析

保育市場は政府の失敗による諸問題によって、保育市場に歪みをもたらしている。現制度下の認可保育市場の概念図（図 1）を諸問題に照らして分析する。

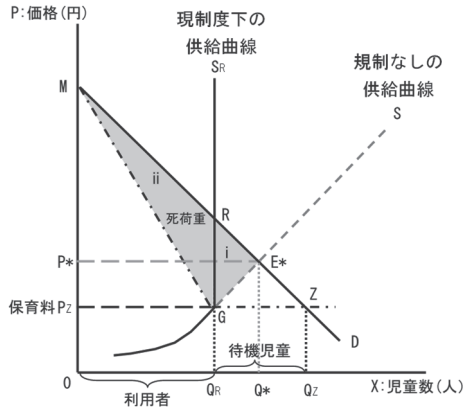


図 1　現制度下の認可保育市場の概念図

規制のない保育市場であれば、「価格による需給調整」が自然に働くようになるという。保育市場への需要増によって既存の保育料が上がり、それが供給不足のシグナルとなって保育所等の新設を誘発し、長期的には供給曲線 S と需要曲線 D との均衡点 E*で価格が P*となる。利用調整の必要もなくなるため、滞りなく保育所等を利用できるようになる。

しかし、現制度下は「価格規制」により利用者が負担する保育料は、補助金によって軽減を受け、人為的に著しく低く設定されている（PZ）。この価格規制下の保育料と需要曲線の交点は Z 点で需要者数は QZ となる。「参入規制」によって供給量が制限され、供給曲線は垂直となり、利用者が QR に留まって第 1 次の死荷重が発生する（ⅰ）。これらの規制により超過需要として待機児童 QZ-QR が発生することになる。さらに「割当制度」により、支払意思額に応じて必ずしも利用できず、利用できたとしても希望した保育所を必ず利用できるわけではない。その結果、価格規制と相まって第 2 次の死荷重が発生する（ⅱ）。

こうした保育市場に対し、政府主導の供給政策は需要に追い付かず、結果的には保留児童を増やし、待機児童問題は解消に至っていない。さらに保育施設の急増により監査等が充分に行えていない状況となっている。

3　松戸市の保育に係わる状況

3.1　利用者負担額（保育料）について

松戸市の利用者負担額は国基準の 8 区分より多く 27 区分となっており、最高上限額は 64,700 円で国基準の 104,000 円より低く、保育料の軽減措置が取られている。特徴的なのは、小規模保育事業は保育所等の 8 割程度に設定されており、園庭の有無等の違いから応益的な側面も持っている。

松戸市へヒアリングを行い、2020 年 4 月 1 日時点の階層区分の利用者状況等について確認した。そこから利用者負担額を推定し、各年齢の平均保育料を加重平均で算出したものが表 1 である。

表 1　松戸市の平均保育料

区分	0 歳児	1 歳児	2 歳児
利用者数	699 人	1,661 人	1,804 人
平均保育料（推定）	41,543 円	38,935 円	33,963 円

3.2　保育に係る公費について

保育に係る公費については、公立認可保育所及び私立認可保育所に分けて児童一人当たりとして算出したものが表 2 である。公立認可保育所は 2020 年度の決算額に基づき算出したものであり、私立認可保育所は公定価格として国が示した見積りであるため算出方法に大きな違いがある。

公立認可保育所の費用については、松戸市の保育事業に係る費用は 3 つに大別される。保育に係る「人件費」、運営費用に係る「保育業務」及び施設関係の「施設維持管理業務」である。単価として算出するため、人件費（退職金除く）を延べ職員数で除し、さらに算出された単価に松戸市の保育士設置基準（0 歳児 3：1、1・2 歳児 5：1）で除した。保育業務及び維持管理業務は利用者（0～5 歳）の延べ人数で除したものである。次に私立認可保育所だが、内閣府で公表されている「子ども・子育て支援新制度における公定価格の試算ソフト（令和 3 年度版）」を使用し、市内の私立認可保育所の定員数から公定価格を推定し平均したものである。同じ認可保育所であるにも関わらず、公費の投入額は公立と比べ 0 歳児で約 1.7 倍、1・2 歳児で約 1.9 倍の差がある。この差は人件費が主な要因である。保育に係る公費は公立と私立ともに約 90％が人件費で構成されており、人件費以外の費用についても公立と私立に大きく差がないこともわかった。

表 2　認可保育所の児童一人当たりの費用及び公定価格

区分		0 歳児	1・2 歳児	構成比
公立	人件費	315,287 円	189,172 円	92.1%
	保育業務	10,106 円	10,106 円	3.7%
	施設維持管理業務	11,388 円	11,388 円	4.2%
	合計	336,782 円	210,667 円	100.0%
私立	人件費相当分	172,970 円	92,225 円	86.6%
	事業費(一般生活費)	10,527 円	10,527 円	6.9%
	管理費	12,735 円	7,308 円	6.5%
	合計	196,232 円	110,060 円	100.0%

3.3　待機児童問題について

松戸市は小規模保育事業を中心に整備し供給政策を行ってきた。その結果、国基準の待機児童はゼロと推移しているが、保留児童は増加傾向にある（図 2)。2020 年の「特定の保育所等のみ希望している者」が 189 人であり、保留児童の約 66%を占めている。

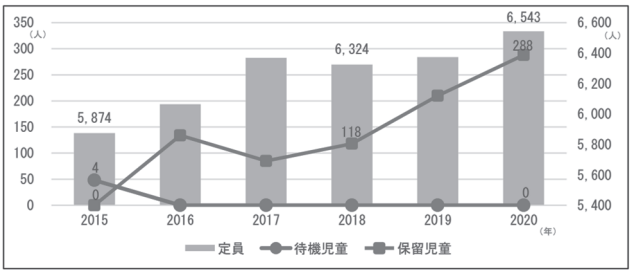


図 2　松戸市の待機児童等の推移（0 歳～5 歳）

3.4　保留児童発生地域の可視化

松戸市においても保留児童のうち「特定の保育所等のみ希望している者」がほとんどであることがわかりこれは「地域における地理的な要因や通常の交通手段の違い、通勤経路等を踏まえて判断する」等の地理的な原因によって発生する。そこで GIS ソフトが搭載するヒートマップ（カーネル密度推定法）機能により、保留児童が発生しやすい地域を推定することとした。

まず需要分布であるが「2015 年『国勢調査』小地域（町丁・字等別）年齢（5 歳階級、4 区分）別、男女別人口のうち乳幼児人口（0～4 歳)」を使用し、その代表点から人口を割り当てて作成した。供給分布は 2021 年 4 月 1 日現在の認可保育所認定こども園・小規模保育所の定員を割り当てて影響範囲であるバンド幅を 1.2km(徒歩 15 分以内)として作成し、それぞれカーネル密度推定法により曲面データ化した(図 3)。

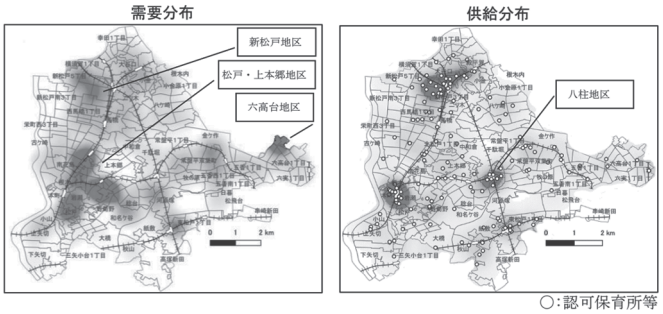


図 3　松戸市保育需給分布

この需給差(需要分布－供給分布)を可視化したものが図 4 である。つまり色が濃い地域には、自宅の近くに保育所等がなく地理的な要因によって認可保育所の利用をあきらめ、保留児童となっている可能性が高いと推定できる。これにより上本郷地区に保留児童が発生しやすいと読み取れる。

充足率については、公共交通機関の沿線で松戸地区や新松戸地区は 100%を超えている保育所が多く、八柱地区や東松戸地区に 100%以下の保育所が多い。

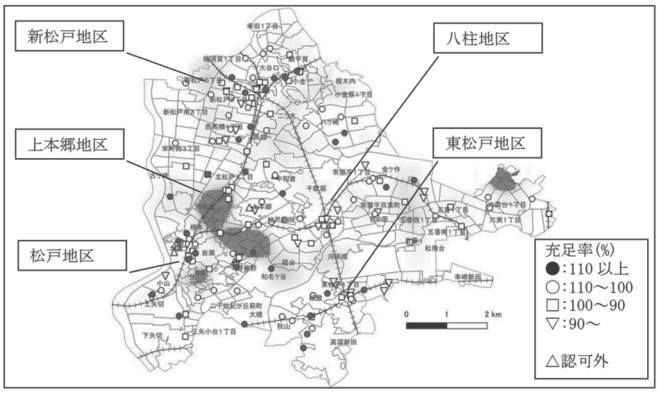


図 4　保留児童が発生しやすい地域（推定）及び充足率別保育所位置図

3.5　松戸市認可保育市場の経済シミュレーション

松戸市の認可保育市場の需給モデルの概念図(図 5)を作成し、経済学的な観点から現状を把握する。需要曲線を導出するために、需要曲線上にある Z 点（現行の平均保育料と需要者の交点）を推定する。Z 点を推定するため潜在的待機児童数を算出しなければならないが、本稿は厚生労働省の「保育を取り巻く状況について（令和 3 年 5 月 26 日)」の 2020 年から利用者数がピークとなる 2025 年の利用率の伸び率等を参考に推計した（表 3)。

表 3　各年齢の潜在的待機児童等の推計結果

区分		0 歳児	1 歳児	2 歳児	0～2 歳児
観測値	a 児童者数(2020.3.31 現在)	3,487 人	3,662 人	3,835 人	10,984 人
	b 利用者数	699 人	1,661 人	1,804 人	4,164 人
	c 利用率(b/a)	20.05%	45.36%	47.04%	37.91%
	d 保留児童(隠れ待機児童)	42 人	115 人	78 人	235 人
推計値	e 見えない待機児童	126 人	345 人	234 人	705 人
	f 潜在的待機児童(d+e)	168 人	460 人	312 人	940 人
	g 需要者数(b+f)	867 人	2,121 人	2,116 人	5,104 人
	h 潜在的待機児童率(f/g)	19.38%	21.69%	14.74%	18.42%
	i 需要者割合(g/a)	24.86%	57.92%	55.18%	46.47%

需要曲線は線形関数を前提とし、需要曲線上にある一点(Z：各年齢の平均保育料と需要者数の交点)からキャリブレーション法によって導出する。また先行研究の清水谷・野口（2004）で示された需要の価格弾力性-1.94 と「東京都保育ニーズ実態調査結果報告書」から推計した-0.81 を使用する。需要曲線 D と参入規制下の供給曲線 SR の交点 R から算出された PR は、価格規制を撤廃した場合に成立する平均保育料である。さらに第 2 次の死荷重による損失額も推計する。

＜需要曲線の導出及び価格規制撤廃後の平均保育料の推計式＞

(1) 需 要 関 数 ： $P=M+b_1X$

(2) 価 格 弾 力 性 ： $\frac{dX}{dP}\frac{P}{X}=\sigma^X=\frac{1}{b_1}\frac{P}{X}$

(3) 傾　　き ： $b_1=\frac{1}{\sigma^X}\frac{P_Z}{Q_Z}$

(4) 切　　片 ： $M=P_Z+b_1Q_Z$

(5) 価格規制撤廃後の平均保育料 ： $P_R=M+b_1Q_R$

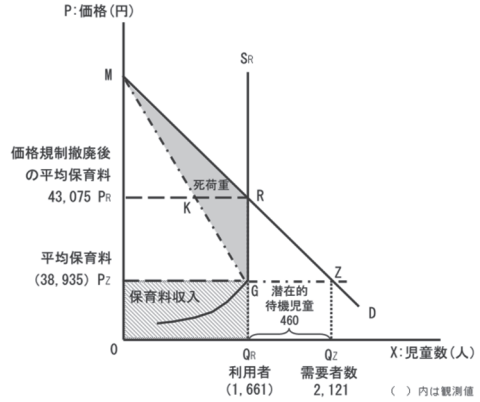


図 5　松戸市の認可保育市場（1 歳児）需給モデル概念図

表 4　シミュレーション結果（価格規制撤廃後の平均保育料等）（月額）

区分		0 歳児	1 歳児	2 歳児	0～2 歳児
現行	平均保育料(P_Z)	41,543 円	38,935 円	33,963 円	－
	保育料収入($\square P_Z0Q_RG$)	29,038,557 円	64,671,035 円	61,269,252 円	154,978,844 円
価格弾力性:−1.94					
	価格規制撤廃後の平均保育料(P_R)	45,743 円	43,075 円	36,459 円	－
	差引額(P_R-P_Z)	4,200 円	4,140 円	2,496 円	－
	増収額($\square P_RP_ZGR$)	2,935,800 円	6,876,540 円	4,502,784 円	14,315,124 円
	死荷重額($\triangle MGR$)	1,467,900 円	3,438,270 円	2,251,392 円	7,157,562 円
価格弾力性:−0.81					
	価格規制撤廃後の平均保育料(P_R)	51,455 円	49,515 円	40,203 円	－
	差引額(P_R-P_Z)	9,912 円	10,580 円	6,240 円	－
	増収額($\square P_RP_ZGR$)	6,928,488 円	17,573,380 円	11,256,960 円	35,758,828 円
	死荷重額($\triangle MGR$)	3,464,244 円	8,786,690 円	5,628,480 円	17,879,414 円

4　政策提言と課題

4.1　政策へのインプリケーション

まず保育料であるが、価格規制下の PZ から価格規制を撤廃し PR まで保育料を引き上げることによって需要者が QZ から QR に減少し待機児童問題を改善することができ、さらに△KGR の死荷重が消失することとなる。しかし、参入規制を撤廃しない限り供給量が制限され利用調整による死荷重△MKR は残ることとなる（図 5)。

次に保育に係る公費は、認可保育所等の費用のほとんどが人件費である（表 2)。費用の削減を考えた場合、保育士の待遇を悪化させると、保育士不足を引き起こす可能性があると考えられるため、保育に係る公費の削減は、まずは公立から私立への移行促進等から考えることが必要である。

最後に充足率が高い（人気のある）保育所は、利便性の高い公共交通機関沿線（特に JR)にあり、順番待ちによる待機児童が発生しないよう需要の平準化を図る必要がある（図 4)。

4.2　政策提言

⑴　価格規制の撤廃

第一に効率性の観点から価格規制の撤廃が必要であると結論付ける。価格規制の撤廃する際に保育料を見直すこととなるが、その方法の一つとして年齢ごとに保育料を設定することである。その場合、0 歳児が一番高い価格設定となるが、保育費用が反映されれば現在の低価格で保育所等に預けようとせず、育休をより長く取得することを選択し育休の抑制も改善できる。また、人気のある（充足率が高い）松戸地区、新松戸地区の保育所等の保育料を高く設定し、需要の集中を平準化する方法のひとつとして考えられる。

⑵　参入規制の撤廃

第二に参入規制となっている認可制度を廃止し、届出制度にすることである。自由な場所に保育所等を設置できる届出制度は、競争を促進する条件のひとつとして考える。

また、実質的な参入規制となっている運営主体によって不公平がある税制と補助金のあり方を見直し、認可保育所と認可外保育所のイコールフッティング（競争の公平化）を図る必要がある。税制については、社会福祉法人の優遇をなくすことが税収増にもつながり適当である。

しかし、認可制度や税制の見直しは、法令の改正等に時間を要し、喫緊の課題を解決する方法も別に考える必要がある。それは現行制度下で保育料の公平化を図ることで、実質的な参入規制を緩和することができる「保育バウチャー」が有効と考えられる。施設補助から利用者への直接補助に切り替えることで選択肢の拡大や保育施設間に競争を生むことができ、さらに前述した補助金による不公平についても改善できると考える。

⑶　公立から私立への移行を促進及び監査員の増

第三に高コストである公立から私立へ移行を促進することで行政コストの削減をするべきである。この移行によって生まれた余剰人員は、まずは実地監査の実施率を向上するための監査員とし、さらに実施率向上とともに競争環境の確保のために必要となる情報も整えることも重要である。保護者が保育所等の正確な情報に基づき選択できる競争環境を整える必要がある。

4.3　課題

今回の研究は効率性を主眼としているため、所得の再分配等の公平性については考察をしていない。実際保育の利用者には所得の格差があり、保育料引き上げの際は、低所得者も保育所を利用し続けられるような補助の調整が必要である。

また、限界費用を算出しておらず、限界費用原理に基づく供給曲線を導出していない。そのため参入規制下で価格規制撤廃後の保育料に留まり、市場原理導入後の均衡保育料まで踏み込んだ分析ができていない。公定価格は平均費用と考えられるため、私立は損益分岐点に近い運営を余儀なくされている可能性は高い。

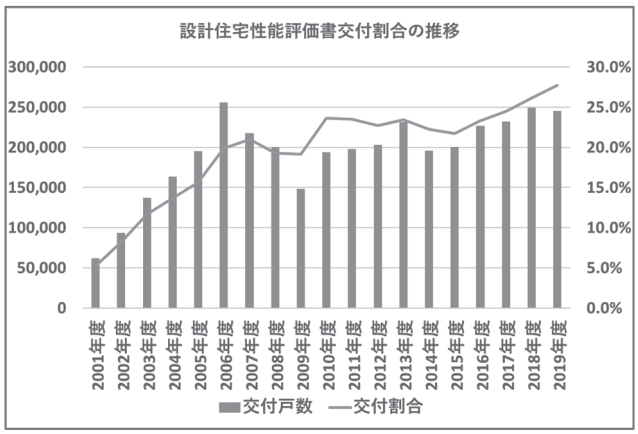
新築時に利用した住宅性能表示制度が既存住宅流通市場の価格に与える影響について

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU21702 麻生 大祐

１．はじめに

住宅市場においては、買い手（消費者）と売り手（施工・販売業者）の間に、特に耐震性、耐久性等の外観では観測できず正確な情報を得づらい住宅の品質等に関して、売り手側が優位の情報の非対称性が存在している。こうした住宅の品質に関する情報の非対称を緩和することを目的として、政府は新築住宅の品質に関して統一的な基準による共通のルールを設け、客観性を持った第三者機関（登録住宅性能評価機関）による評価を行う住宅性能表示制度を 2000 年 10 月より利用は任意の制度として施行した。新築住宅を対象とした住宅性能表示制度においては、設計の段階から耐震性等の外観で判別できない住宅品質についての検証を行っており、その有用性が次第に世間でも認知され、図１のとおり新築住宅における住宅性能評価書の交付割合は年々上昇している。また、現時点では当該制度の開始から 20 年以上が経過しており、新築時に当該制度を利用した住宅が既存住宅として市場に一定数出回り始めている。そこで、 新築時に取得した住宅性能評価書では、外観では観測できない品質についての情報を取得していることから、既存住宅流通市場においても正当に価格を評価してもらうための手段として用いられ、情報の非対称性を緩和し、住宅価格を有意に上げているのではないかと考えた。

新築時に住宅性能表示制度を利用した物件について追跡調査を行い、既存住宅流通市場において、新築時に当該制度を利用したことが、住宅価格にどのような影響を与えているかについて、実証分析を行った論文はまだない。



【図１　住宅性能表示制度の利用率の推移】

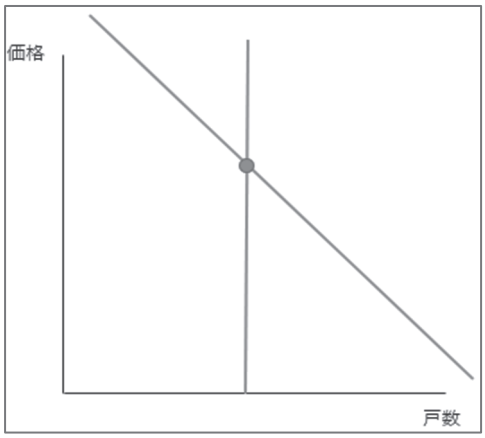
２．住宅性能表示制度が既存住宅流通市場において与える効果について

法と経済学の観点では、適正な競争原理が働いている市場に対して政府が介入することは、結果的に人々の豊かさを損なう結果となる。政府による市場への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。住宅性能表示制度は住宅市場における情報の非対称性（市場の失敗）の対策として創設されたものであるが、当該制度が住宅価格にどのように影響を与えるのかについて、理論的な考察を行う。

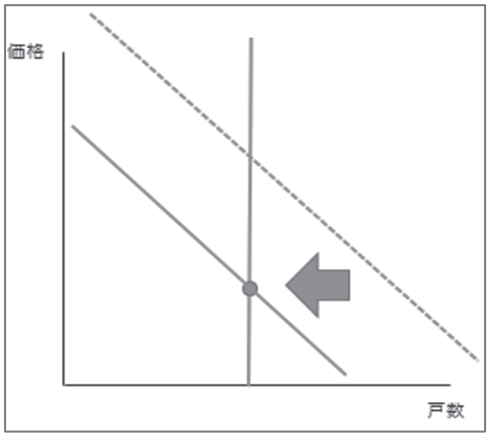
（１）住宅性能表示制度が既存住宅流市場に与える効果

既存住宅流通市場において、仮に、買い手と売り手両方が住宅の品質についての情報を正確に把握していたとする。その場合、市場メカニズムに基づき、需要曲線と供給曲

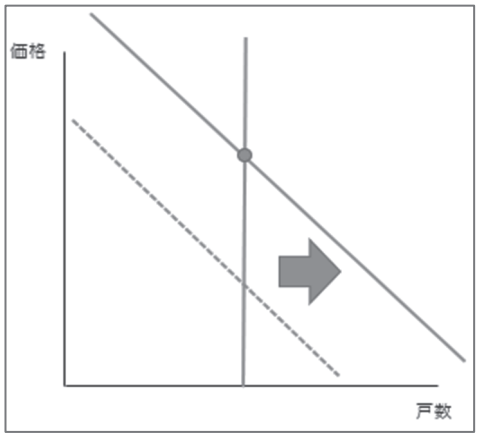
線が交わる点が住宅価格となる（図２）。次に、売り手側のみが住宅の品質について把握し、買い手側は住宅の品質に関する情報を十分に把握していないとする。その場合、粗悪な住宅を掴まされるリスクを買い手側は考慮しなくてはならなくなり、買い手側は付け値を下げることから、需要曲線は左にシフトし、市場価格は下落する（図３）。このような非効率な市場状況においては、市場の失敗が発生していると判断できるため、法と経済学の観点から政府の市場介入が正当化される。 住宅性能表示制度を利用することにより、買い手側は住宅の品質に関する情報を取得することができ、需要曲線を右にシフトさせ、住宅価格を従前の水準に近づけることが期待される（図４）。



【図２　情報の非対称性がない場合】



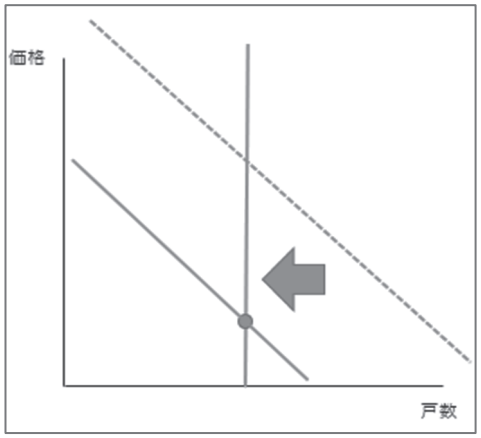
【図３　情報の非対称性が存在する場合】



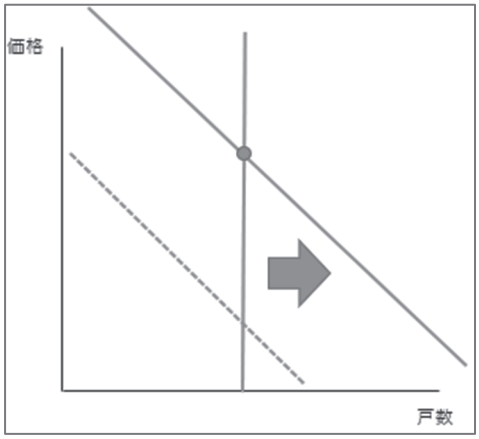
【図４　住宅性能表示制度を利用した場合】

（２）ブランド名が既存住宅流通市場に与える効果

また、情報の非対称性の別の対策として、ブランド名の確立も考えられる。施工･販売業者がブランド名のある大手企業である場合は、買い手側は住宅の品質を知ることができなくても、高品質な住宅であると推測し、住宅に対して高い価格を支払う。一方で、中小企業や零細企業の場合は、買い手側は粗悪な住宅を掴まされるリスクを高く見積もり、需要曲線を大幅に左にシフトさせ、住宅価格を引き下げることとなる（図５）。このような状況に対し、住宅性能表示制度を利用することで、情報の非対称性が緩和され、住宅価格が大幅に上昇することが期待される（図６）。



【図５　売り手が中小企業の場合】



【図６　住宅性能表示制度を利用した場合】

３．既存住宅流通市場における実証分析

住宅性能表示制度が与える影響について多角的な検証を行うため、以下の三つの仮説を設定し、実証分析を行うこととした。

【仮説１】新築時に住宅性能表示制度を利用することは、既存住宅流通市場においても情報の非対称性の緩和の役割を果たし、住宅価格を有意に上げるのではないか。

【仮説２】施工・販売業者が大手企業の場合は、既にブランド名が情報の非対称性の緩和の役割を果たしているため、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果は薄まるのではないか。

【仮説３】建築基準法の改正後は、厳しくなった建築基準法が、情報の非対称性に係るリスクを軽減させる。従って、建築基準法が改正された後の物件における住宅性能表示制度の価格上昇の効果は、改正前と比べると薄まるのではないか。

【推計方法】 最小二乗法（OLS）により推計を行った。

【データ内容】

東京 23 区内の 2011 年 4 月から 2021 年 3 月までに販売された中古マンションのデータを分析の対象とした。

【分析結果】

（住宅価格）	Coef		Std.Err
成約2011年ダミー	-1901.41	***	71.9096
成約2012年ダミー	-1963.514	***	65.81179
成約2013年ダミー	-1700.443	***	60.89012
成約2014年ダミー	-1351.763	***	57.78036
成約2015年ダミー	-935.8082	***	53.88221
成約2016年ダミー	-876.8945	***	49.43285
成約2017年ダミー	-592.0342	***	46.96116
成約2018年ダミー	-447.5368	***	44.39302
成約2019年ダミー	-237.7863	***	43.61982
葛飾区ダミー	-4430.601	***	105.7937
江戸川区ダミー	-4123.72	***	107.2822
江東区ダミー	-3452.168	***	89.87687
港区ダミー	-704.4005	***	90.70803
荒川区ダミー	-3705.05	***	110.9882
渋谷区ダミー	-674.141	***	95.92152
新宿区ダミー	-1529.876	***	89.79577
杉並区ダミー	-2331.778	***	96.8695
世田谷区ダミー	-2017.784	***	89.21541
足立区ダミー	-4708.797	***	110.3708
台東区ダミー	-2652.182	***	98.77909
太田区ダミー	-3142.607	***	94.31546
中央区ダミー	-2173.591	***	90.45329
中野区ダミー	-2462.754	***	103.4004
板橋区ダミー	-3906.428	***	95.77966
品川区ダミー	-1779.456	***	90.50096
文京区ダミー	-1721.795	***	92.75091
豊島区ダミー	-1918.414	***	92.74
墨田区ダミー	-3672.564	***	100.6558
北区ダミー	-3721.348	***	105.8213
目黒区ダミー	-1231.306	***	98.70838
練馬区ダミー	-3582.293	***	96.45295
性能表示利用ダミー	194.0797	***	38.64696
徒歩時間	-100.7149	***	2.806473
専有面積	95.07488	***	0.5824696
商業系地域ダミー	214.6768	***	24.52999
大手企業ダミー	381.1121	***	25.31362
階数	43.17196	***	2.100818
総階数	-13.2165	***	1.682413
築年数	-74.28502	***	6.143393
建築基準法改正後ダミー	263.3937	***	47.54726
交差項１（性能表示利用ダミー	-92.12903	**	46.25702
交差項２（性能表示利用ダミー	-77.7697		52.18366

※ ***は１%、**は５%の統計的有意であることを示す。

【考察】

①分析結果の「性能表示利用ダミー」のとおり、新築時に住宅性能表示制度を利用することによって、既存住宅流通市場に

おいても、有意１％未満で価格が上昇することがわかった。住宅性能表示制度にはスクリーニング効果もあると考えられる。

②分析結果の「交差項１（性能表示利用ダミー×大手企業ダミー）」のとおり、大手企業が住宅性能表示制度を利用する場合、有意５％未満で数値はマイナスとなった。大手企業の場合は、既にブランド名が一定の情報の非対称性の緩和の役割を果たしており、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果が薄まっていると考えられる。ただし、交差項におけるマイナス額（約 92 万円）は、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果（約 194 万円）を下回っていることから、大手企業においても当該制度を利用することによる、一定の価格上昇の効果（約 102 万円）はあると考えられる。

③分析結果の「交差項２（性能表示利用ダミー×建築基準法改正後ダミー）」のとおり、耐震構造計算書偽装問題による建築基準法改正後の物件について、住宅性能表示制度を利用した場合、価格が有意水準まで下落するという結果は得られなかった。建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える影響について、緊密な関連性は見られなかった。

４．まとめと政策提言

（１）住宅性能表示制度の役割

①住宅性能表示制度は将来に渡りスクリーニング効果も有している。

②ブランド名は住宅性能表示制度における情報の非対称性緩和の役割を一部代替する。

③建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について、緊密な関連性は見られない。

（２）政策提言

①必須項目の一部改定

今後は住宅性能表示制度の利用について経済的メリットがあることを認識し、コストを抑えた上で積極的に活用することが期待される。今後の当該制度の利用促進のため、申請手続きのコスト等を回避するために必須項目を見直した上で絞り、任意項目に変更するなど、より簡素化を図ることが必要ではないかと考える。

②住宅性能評価書に履歴情報を付加する制度の創設

新築時に住宅性能評価書を取得すれば、将来住居を売却する際にも住宅価格が上昇する可能性がある旨、今回の実証分析にて示した。

しかし、一般的に住宅性能評価書は、将来の物件の売買を目的につくられたものではなく、既存住宅流通市場において、購入後の住宅履歴に関する情報については依然売り手側が優位の情報の非対称性がある。

従って、購入後のリフォームや改修の履歴等の住宅の維持・管理に関する情報を、当初作成した住宅性能評価書に客観性を持った第三者機関（登録住宅性能評価機関等）から、直接追記してもらえる制度を創設することによって、低いコストで、情報の非対称性の緩和に資する、精度の高い住宅性能に関する情報を維持するための手段とすることができるのではないかと考える。

街路樹の管理状況の違いによる周辺地への影響

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21703　伊藤　和也

１．はじめに

街路樹は一般的に道路敷地内の公共用地に植えられた樹木のことを指す。街路樹は美観効果、都市環境改善・保全機能及び緑陰空間の提供といった人々の暮らしを豊かにする正の機能を多く備えている反面、落葉や虫害及び標識等の視認性の低下といった負の要素も備えている。負の要素が表面化することにより、街路樹管理者は街路樹の枝を切り詰め、樹冠を小さく抑制する傾向にある。樹冠を小さく管理することにより、落葉量の減少や標識等の視認性の向上への効果が期待できるが、美観が損なわれ、緑陰空間は減少するため、現状では街路樹の持つ機能を最大限活かせているとは言えない。

本研究では、東京都杉並区及び葛飾区を対象とし、街路樹の有無や管理状況の違いが周辺地へ与える影響について、住宅賃料価格を基に、以下の三点の実証分析を実施した。

① 街路樹の有無は沿道物件の住宅賃料へ影響をおよぼすか。
② 街路樹路線からの距離に応じ、住宅賃料は変動しているか。
③ 樹冠が小さく劣化した街路樹の更新は、周辺住宅賃料に影響をおよぼすか。

実証分析により得られた結果に基づき考察し、政策提言を行うものである。

２．街路樹政策の現状

街路樹の法的な位置づけとしては、1952 年に制定された現行道路法の第 2 条第 2 項に規定される「道路の附属物」である。道路管理者が街路樹管理者を兼ねている自治体も多く、その場合は必然的に、道路管理者は安全・円滑な道路交通を優先的に考えざるを得ない。たとえ、街路樹を切り詰めることが街路樹の機能を阻害してしまっているとしても、そのような管理を実行せざるを得ない状況である。

３．街路樹の効果の実証分析

3.1　分析の手法

資本化仮説に基づくヘドニック・アプローチにより、街路樹が周辺の住宅賃料に与える影響について分析する。なお、ヘドニック・アプローチを用いて街路樹のもたらす便益の全てを地価や住宅賃料で評価できるとは限らないが、ここでは、一定範囲内への便益に着目して分析を試みることとしたい。

3.2　使用データ

研究で使用するデータはレインズデータ、国土数値情報、各管理者提供の街路樹データである。これらデータを加工し、説明変数を作成した。主要なデータについて以下に示す。

⑴　街路樹路線データ

各街路樹管理者より提供を受けた街路樹の位置情報を示す GIS ポイントデータを使用した。Google ストリートビューを活用し、実際の街路樹の位置関係及び本数と整合性が取れないものについては筆者が補正処理を実施した。街路樹に関する必要情報は、位置情報、樹種名、植樹時期、樹冠サイズの四点である。樹冠サイズの分類は Google ストリートビューにより街路樹の状態を確認し、樹冠の大きさで S・M・L に分類した。分類後、ポイントデータ上をラインデータで結ぶことにより、樹冠サイズごとの街路樹路線データを作成した。



図１　ケヤキの様子　左：樹冠 S　右：樹冠 L

⑵　道路幅員

レインズポイントが面している道路について、各自治体の道路台帳及び Google ストリートビューを用いて整理した。複数の道路に接している場合は、物件の玄関部分が接道している道路を対象として整理した。

⑶　街路樹路線からの距離

作成した街路樹路線データからレインズポイントが何mの距離帯に属しているのかを判別するダミー変数を作成した。距離帯は20m以内、20～100m、100～300m、300～500mで設定した。

3.3　実証分析

⑴　分析１

分析１では、路線沿道の住宅賃料に対する街路樹の影響を推計する。街路樹政策は広義には道路政策の一部と言ってよいため、道路機能を表す変数として道路幅員を採用する。そして、街路樹路線への接道ダミーと道路幅員の交差項を導入し、道路幅員と街路樹管理状況（樹冠の大きさ）や街路樹の関係を分析する。

推計式１

log成約賃料価格　＝　β_0+$\beta_{(1\sim3)}$（接道（樹冠S・M・L））
+β_4（道路幅員）
+$\beta_{(5\sim7)}$（道路幅員×接道（樹冠S･M･L））
+β_8（築年数）
+β_9（所在階）+β_{10}（床面積）
+β_{11}（地上階層）+β_{12}（建蔽率）
+β_{13}（容積率）+β_{14}（最寄駅までの距離）
+$\beta_{(15\sim)}$（各町丁目ダミー）+ϵ

表１　変数一覧（分析１）

変数名	説明
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数
接道（樹冠S）	物件が街路樹路線（樹冠S）に面していれば1とするダミー
接道（樹冠M）	物件が街路樹路線（樹冠M）に面していれば1とするダミー
接道（樹冠L）	物件が街路樹路線（樹冠L）に面していれば1とするダミー
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）
道路幅員×接道（樹冠S）	道路幅員と接道（樹冠S）の交差項
道路幅員×接道（樹冠M）	道路幅員と接道（樹冠M）の交差項
道路幅員×接道（樹冠L）	道路幅員と接道（樹冠L）の交差項
築年数	物件の築年数（年）
所在階	物件の所在階（階）
床面積	使用部分の床面積（㎡）
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）
建蔽率	物件のある場所の指定建蔽率（%）
容積率	物件のある場所の指定容積率（%）
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）

表２　推計結果（分析１）

被説明変数	杉並区 log成約賃料価格	葛飾区 log成約賃料価格
接道（樹冠S）	0.0327	0.115*
	(0.0417)	(0.0674)
接道（樹冠L）	0.174***	0.0887
	(0.0370)	(0.0583)
道路幅員	0.00317***	0.00260***
	(0.00109)	(0.000995)
道路幅員×接道（樹冠S）	-0.00326	-0.00444
	(0.00207)	(0.00393)
道路幅員×接道（樹冠L）	-0.00582***	-0.00647*
	(0.00152)	(0.00358)
観測数	6,142	1,946
決定係数	0.859	0.891

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は杉並区2018年、葛飾区2020年である。

⑵　分析２

分析２では、街路樹管理の差異がもたらす広域の影響を推計する。街路樹路線から500mまでの距離を4つの距離帯で区分することで、街路樹の効果を距離ごとに観察する。

推計式２

log成約賃料価格　＝　β_0
+$\beta_{(1\sim4)}$（樹冠S（20m・20～100m・100～300m・300～500m））
+$\beta_{(5\sim8)}$（樹冠M（20m・20～100m・100～300m・300～500m））
+$\beta_{(9\sim12)}$（樹冠L（20m・20～100m・100～300m・300～500m））
+β_{13}（道路幅員）+β_{14}（築年数）
+β_{15}（所在階）+β_{16}（床面積）
+β_{17}（地上階層）+β_{18}（建蔽率）
+β_{19}（容積率）
+β_{20}（最寄駅までの距離）
+$\beta_{(21\sim)}$（各町丁目ダミー）+ϵ

表３　変数一覧（分析２）

変数名	説明
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数
樹冠S20m	物件が街路樹路線（樹冠S）から20m以内にあれば１とするダミー
樹冠S20__100m	物件が街路樹路線（樹冠S）から20～100mにあれば１とするダミー
樹冠S100__300m	物件が街路樹路線（樹冠S）から100～300mにあれば１とするダミー
樹冠S300__500m	物件が街路樹路線（樹冠S）から300～500mにあれば１とするダミー
樹冠M20m	物件が街路樹路線（樹冠M）から20m以内にあれば１とするダミー
樹冠M20__100m	物件が街路樹路線（樹冠M）から20～100mにあれば１とするダミー
樹冠M100__300m	物件が街路樹路線（樹冠M）から100～300mにあれば１とするダミー
樹冠M300__500m	物件が街路樹路線（樹冠M）から300～500mにあれば１とするダミー
樹冠L20m	物件が街路樹路線（樹冠L）から20m以内にあれば１とするダミー
樹冠L20__100m	物件が街路樹路線（樹冠L）から20～100mにあれば１とするダミー
樹冠L100__300m	物件が街路樹路線（樹冠L）から100～300mにあれば１とするダミー
樹冠L300__500m	物件が街路樹路線（樹冠L）から300～500mにあれば１とするダミー
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）
築年数	物件の築年数（年）
所在階	物件の所在階（階）
床面積	使用部分の床面積（㎡）
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）
建蔽率	物件のある場所の指定建蔽率（%）
容積率	物件のある場所の指定容積率（%）
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）

表４　推計結果（分析２）

被説明変数	杉並区 log成約賃料価格	葛飾区 log成約賃料価格
樹冠S20m	-0.0231*	0.0758***
	(0.0128)	(0.0224)
樹冠S20__100m	-0.0371***	0.0269**
	(0.00985)	(0.0115)
樹冠S100__300m	-0.0129	0.0295***
	(0.00864)	(0.0104)
樹冠S300__500m	-0.0403***	0.0148*
	(0.00758)	(0.00834)
樹冠L20m	0.0960***	0.0203
	(0.0150)	(0.0232)
樹冠L20__100m	0.0449***	-0.00491
	(0.0105)	(0.0145)
樹冠L100__300m	0.0229***	-0.00628
	(0.00798)	(0.0112)
樹冠L300__500m	0.0269***	-0.00787
	(0.00671)	(0.00997)
観測数	6,142	1,946
決定係数	0.860	0.892

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は杉並区2018年、葛飾区2020年である。

⑶　分析３

分析３では、街路樹路線の一定区間における植替えの影響を推計する。対象は、2011～2015 年の間に植替えが実施された路線のうち、植替え前の既存街路樹の樹冠の大きさを Google ストリートビューにおいて確認できた路線である。植替え前後の住宅賃料を比較するために、2010 年と 2016 年のレインズデータを使用し、対象路線から 500m以内のデータを抽出しサンプルとした。作成したダミー変数と 2016 年のデータであることを示す年次ダミーの交差項の比較により、植替え前後の住宅賃料の推移を観察する。

推計式３

log 成約賃料価格　＝　β_0+β_1（年次 2016）
+$\beta_{(2\sim4)}$（植替え路線（20m・20～100m・100～300m））
+$\beta_{(5\sim7)}$（植替え路線（20m・20～100m・100～300m）×2016）
+β_8（道路幅員）+β_9（築年数）
+β_{10}（所在階）+β_{11}（床面積）
+β_{12}（地上階層）
+β_{13}（最寄駅までの距離）
+$\beta_{(14\sim)}$（各町丁目ダミー）+ϵ

表５　変数一覧（分析３）

変数名	説明
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数
年次2016	2016年度のデータであれば 1とするダミー
植替え路線20m	物件が植替え路線から20m以内にあれば1とするダミー
植替え路線20__100m	物件が植替え路線から20～100mにあれば1とするダミー
植替え路線100__300m	物件が植替え路線から100～300mにあれば1とするダミー
植替え路線20m×2016	植替え路線20mと年次2016の交差項
植替え路線20__100m×2016	植替え路線20__100mと年次2016の交差項
植替え路線100__300m×2016	植替え路線100__300mと年次2016の交差項
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）
築年数	物件の築年数（年）
所在階	物件の所在階（階）
床面積	使用部分の床面積（㎡）
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）

表６　推計結果（分析３）

	杉並区	葛飾区
被説明変数	log成約賃料価格	log成約賃料価格
年次2016	-0.0847***	-0.111***
	(0.0134)	(0.0289)
植替え路線20m	-0.0650	0.0388
	(0.0397)	(0.166)
植替え路線20__100m	-0.0474	-0.0387
	(0.0317)	(0.0457)
植替え路線100__300m	-0.0662***	-0.0268
	(0.0166)	(0.0374)
植替え路線20m×2016	0.0204	-0.0816
	(0.0406)	(0.180)
植替え路線20__100m×2016	-0.000861	0.102**
	(0.0357)	(0.0509)
植替え路線100__300m×2016	0.0421**	0.0651
	(0.0200)	(0.0405)
観測数	559	383
決定係数	0.924	0.751

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は2010年、2016年である。

3.4　考察

⑴　分析１

街路樹の管理状況（樹冠サイズ）については、ＳとＬに着目し考察を進める。分析１の推計結果（表２）の解釈を容易にするために、ダミー（接道（樹冠○））の係数を切片、交差項（接道（樹冠○）×道路幅員）の係数を傾きとするグラフを作成し考察する。図２は杉並区のグラフである。

街路樹がない場合、道路幅員の増加と共に係数（住宅賃料）が増加傾向にあることが分かる。逆に街路樹がある場合（樹冠Ｓ・Ｌ）は、道路幅員の増加と共に係数が減少傾向にあることが分かる。これは、街路樹の存在により歩道有効幅員の減少、道路標識の視認性の低下等の道路機能の低下が見込まれることが要因と考える。

幅員の広い道路（30m以上）においては街路樹がない方が好まれる傾向にあるのが分かる。幅員の広い道路において街路樹がない方が好まれる理由としては、道路幅員が広くなるにつれて落葉量の多い樹種が植樹される可能性が増え、沿道住民としては、落葉による負の影響を被るリスクが増えるため、街路樹がない方が好まれる結果になったと考える。幅員 30m未満の道路においては、樹冠Ｓが低水準であることから、街路樹の管理状況によっては街路樹がない方が好まれることが分かる。

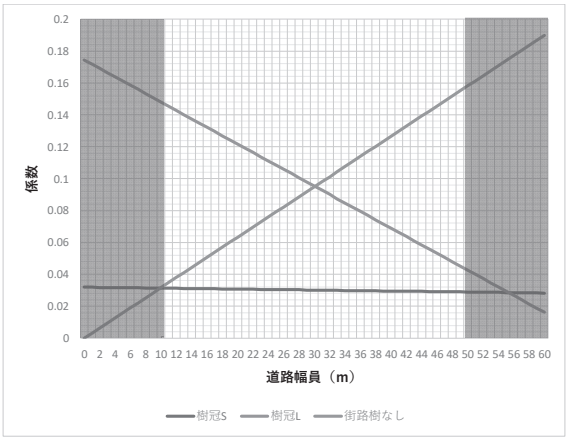


図２　分析１推計結果（杉並区）

⑵　分析２

分析２の推計結果は表４の通りである。樹冠Ｓ・Ｌの結果のうち統計的に有意となった結果を散布図上に展開した図３をもとに考察する。

距離ごとの係数を比較すると、どの路線の結果にお

いても街路樹路線から 20m未満の近接地が最も住宅賃料が大きくなり、20m以上離れると大きく減衰していることが分かる。

本来、街路樹路線から 20m未満の近接地では落葉や虫害等の負の効果が多くなり、賃料の低下が考えられるが、逆の現象が起きていることが分かる。このような結果となった要因としては、「街路樹の効果」を推計する上で、「道路機能」の効果を排除しきれていないことが要因として考えられる。街路樹路線においては、植樹帯や歩道の整備が伴うことから一般的な街路を形成する 4mや 6mの道路よりも広くなるため、道路機能上は有利となる可能性が高い。

20m以上の広域地について考えると、樹冠 L と S とで推計結果に差が確認できるものの、距離ごとの係数の比較においてはいずれの結果も±0.02～0.04 で推移しており、距離による影響力の差が大きくないことが分かる。

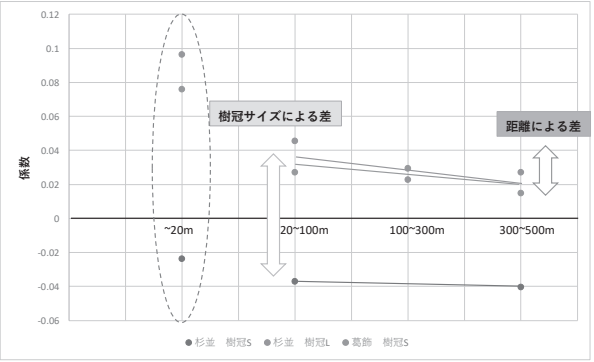


図３　分析２推計結果の整理

⑶　分析３

分析３の推計結果は表６の通りである。統計的に有意になった結果を比較すると杉並区の対象路線から 100～300mの位置に属する物件において、植替え前（2010 年）は符号がマイナスであったが、植替え後（2016 年）にはプラスに転じていることが分かる。しかし分析２より、街路樹の効果は広域地への影響が小さいという結果を示しており、この結果が植替え政策の効果を示していると断定できない。また、20m未満の近接地においてはいずれの結果も有意な結果を示せていない。20m未満の説明変数のサンプル数が杉並区では 29、葛飾区では 10 と非常に少ないことから有意な結果が表れなかったと考えられる。

４．政策提言

⑴　街路樹政策の見直し

実証分析の結果より、沿道住民にとって、管理の内容によっては寧ろ街路樹が無い方が良いという路線も存在することが分かった。そのため、街路樹が無い方が好まれる路線を見極め、管理する街路樹を厳選し、厳選した街路樹を丁寧に管理することを促進するべきである。街路樹の更新を図る際は、その路線には街路樹が求められているのか否かを調査・分析し決定することにより、効率的に沿道に便益を享受することができる。なお、路線によっては街路樹の有無による影響が小さい可能性があるため、調査に要する費用と得られる便益を比較し実行する必要がある。

⑵　街路樹管理マニュアルの作成、更新

本研究では、街路樹の量や質、地域性や道路機能等の様々な要因により、街路樹の与える影響は異なる結果となった。すなわち、街路樹管理マニュアル作成時には街路樹の与える影響を正しく把握して作成するべきである。更新に際しては、街路樹の与える影響は街の変化に合わせ流動的であるため、作成後もモニタリングを継続的に実施し、調整することが重要である。

⑶　計画的な街路樹の植替え

葛飾区では既に実践しているが、街路樹の計画的な植替えを検討するべきである。樹種、街路樹周辺環境等の様々な要因により劣化の度合いは異なるが、台風や突風による倒木等の予測できるリスクを未然に抑制するためにも、数年後を見据えた計画が必要になる。1984 年の「東京都緑の倍増計画」より 30 年以上が経過し、植樹後 40 年程度の街路樹が多く存在する今だからこそ、計画性のある街路樹政策が求められる。

⑷　街路樹データの整理

GIS を活用していない管理者は紙の道路台帳への書き込みや、Excel の表を使った管理方法がとられている。GIS データとして整理し、街路樹に関する様々なデータと紐付けて、一元的に管理をしていくことが大切である。

街路樹データの整理によって、維持管理業務が円滑になることはもちろん、街路樹の効果について分析・政策検証に活用が可能となり、街路樹に関する研究が進展すると思われる。

自治体の再分配政策について～海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業を例に～

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU21704　遠藤　誉裕

1 はじめに

ひとり親世帯では収入が少なく、子育てと仕事の両立が難しく給与や待遇面が充実していない。生別世帯では養育費が支払われない等の問題により困窮していると思われる。国はこれらひとり親に対し児童扶養手当を支給することで福祉の増進を図っている。海老名市では一定条件を満たしたひとり親に対し、独自に家賃補助を行っている。1978 年から行われている本政策は、対象者や助成額の細かな変更はあるものの、海老名市のひとり親世帯の生活の下支えとなってきた。しかしながら、制度発足から 40 年以上が経過し、制度開始当初と現在では対象者を取り巻く環境やニーズは大きく変化している。現行制度の有効性について政策評価を行い、現在の環境やニーズに即した形でしかるべき改善を行うことは重要な政策課題であると言える。

2 海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業の概要について

海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業(以下「家賃助成」という。)は、国や県からの補助のない自治体独自の政策として行われている。現在はひとり親家庭等の生活の安定と自立を支援し、福祉の増進を図ることを目的としている。2021 年度の事業では対象は母子家庭、父子家庭等のひとり親を対象として以下の6つの条件を満たした者が家賃助成を受給できる。

・海老名市に現に居住している者
・居住する民間賃貸住宅の賃借料を月額 7,000 円以上支払っている者。ただし、当該住宅の賃貸人が対象者と同居している親族(2親等以内)である場合を除く
・海老名市ひとり親家庭等の医療費助成に関する条例第4条に規定する所得の制限に該当しない者
・家賃助成以外の市の家賃補助を受けていない者
・対象者と同居する者が、家賃助成以外の市の家賃補助を受けていないこと
・生活保護法(昭和25年法律第144号)による保護を受けている者は対象者としない 。

3 政策評価について

ミクロ経済学によれば、家賃助成には効率化政策と再分配政策という2つの側面がある。効率化政策とは、市場の失敗を取り除くことで市場の効率化を図るための政策である。再分配政策とは、著しい不平等が生じた場合に、政府がその解消のために行う政策である。

3.1 効率化政策としての家賃助成

家賃助成制度は、賃貸市場において深刻な情報の非対称性が存在する場合、市場の効率化に役立つ可能性がある。多くの場合、賃貸人の所得水準や支払い能力について、家主と賃貸人の間には情報の非対称性が存在する。取引前における当事者間の情報の非対称性がもたらす問題は逆選択と呼ばれ、円滑な取引の阻害や良質な財・サービスの供給阻害といった問題が起きるとされる。賃貸市場での逆選択がもたらす最大の問題として、家主による入居差別が挙げられる。もし賃貸市場においてひとり親世帯への入居差別が起きているようであれば、政府による家賃助成は家主による入居差別を緩和し市場の効率性を高める効果がある。

3.2 再分配政策としての家賃助成

著しい不平等が生じた際に、所得の再分配政策を行いそれを是正することも政府の役割である。海老名市の家賃助成の対象は経済的に困窮していると考えられるひとり親世帯であることから、家賃助成制度には所得再分配政策という一面もある。

再分配政策による政策介入が適切かどうかの判断基準は公平性である。公平性については人々の価値観に依存する難しい問題であり、効率性とはトレードオフの関係にある。これをどのように比較衡量するかが政策の選択には重要になる。また、応能原則の考えも重要になる。

海老名市の家賃助成はひとり親のうち、持ち家居住者と賃貸居住者の生活水準が同じであっても、賃貸居住者は一律に困窮している者とみなされ、助成対象としていることから集団再分配の一面を持っていると考えられる。

八田(2008)は集団再分配政策には無駄が多く、非効率でもあり、貧しい人を選別し、それらの人に集中的に再分配する個人再分配方式は、機会の均等化をより有効に達成することができるとしている。目指すべき方式は個人再分配であるといえよう。

3.3 家賃助成の費用と弊害について

家賃助成政策を実施するための費用には、助成金額に加えて政策実施に伴う様々な弊害も含まれる。しばしば、政策によって人々のインセンティブが変化し、意図せざる結果をもたらすことがある。このため、これらの費用を考慮したうえで、政策が政策目的を効果的に達成できているか検証する必要がある。

家賃助成制度を導入することの費用として、第一に就労イン

センティブの阻害が考えられる。家賃助成の受給条件に所得制限が設けられていることから、その制限水準を超えて所得を得ようというインセンティブを阻害する。結果として、仮に家賃助成制度がなければ供給されていたであろう労働力が失われ、市場の効率性が損なわれる可能性がある。 第二に、家賃助成は賃貸市場における特定物件の賃料を引き上げてしまう可能性がある。助成を受けたひとり親世帯の賃貸需要が増加するため、政策によりひとり親が良く利用する間取りの賃貸物件では、家賃助成のない市町村と比べて賃料が上昇するといった賃貸市場への影響が考えられる。市場の失敗がないにも関わらず、家賃助成が賃料を引き上げていた場合、家賃助成によって市場の効率性が妨げられているとみなすことができる。第三に、行政側のモニタリングコストが挙げられる。現実では、本来受給対象ではないひとり親世帯が、情報を秘匿し不正に家賃助成を受給するケースもある。こうした不正受給が出来きてしまう制度では公平性が担保されない。行政は、様々な方法で不正受給が起こらないようモニタリングを実施しているが、このモニタリングにかかる行政職員のマンパワーも家賃助成政策を実施する上での費用であるとみなすことができよう。そのため、どの程度の自治体のモニタリングコストがかかっているのかも重要な政策評価の論点である。

3.4 家賃助成の方法について

家賃助成の方法には現物給付と現金給付がある。現物給付には、提供される公営住宅が低質であると、本当に必要な消費者しか利用しないため不正が起きないと考えられる。一方で公営住宅よりも低水準の家に住むことによって節約できる可能性を奪ってしまうことは非効率でもある。現金給付であればこの非効率は解消される。しかし、仮に節約したお金をその他の財に充てることは、納税者の理解が得られにくい。また、消費者が合理的な判断ができずに補助の全額を他の用途に使ってしまうことも考えられる。現金給付は現物給付に比べると効率の良い給付方法ではあるが、モラルハザードを防ぐ制度設計が重要となる。

また、金本(1993)は公共政策の内なぜ住宅に補助し、その他の財については補助すべきでないのか説明できなければ、家賃助成を正当化できないとしている。

ひとり親世帯への家賃以外の補助については、実態を調査し、費用対効果の高い助成を検討する必要がある。

4 検証及び調査結果

4.1 賃貸市場における入居差別について

賃貸市場において、ひとり親世帯が情報の非対称性のために差別的な待遇がなされているのか、また仮に差別的な待遇が行われている場合、現行の家賃助成がどの程度その問題の緩和に役立っているのか、賃貸仲介事業者へ電話によるヒアリング調査を実施した。ヒアリング調査は 2021 年 12 月に実施し、全国賃貸住宅新聞の 2021 賃貸仲介件数ランキングで上位にランクインしている事業者を対象に協力を依頼し、海老名支店若しくは海老名に隣接する市の支店4社からヒアリングすることができた。

賃貸仲介業者へのヒアリング結果からは、ひとり親という属性での逆選択は確認できなかった。

4.2 公平性について

4.2.1 家賃助成の対象者について

公平性の視点から家賃助成制度の評価を行うにあたり、まず家賃助成制度で想定される助成対象者を明確にする必要がある。家賃助成の対象者から生活保護受給者を対象外としていることから、現行の制度で想定される助成対象者は、生活保護制度で対象とする生活困窮水準ではないが困窮していると思われる者であるといえる。

第一に挙げられるのは、生活保護を受けるべき水準にあるが生活保護を受けていない人たちである。このような人たちは生活保護を受けることを恥と思っていたり、貧困者のレッテルつまりスティグマ(貧困の恥辱)を避けるため、又は生活保護の申請における資力調査のうちの扶養調査があることから生活保護を受給せずに生活している人たちである。現行の生活保護制度には課題があるといえる。家賃助成は現行の生活保護制度の次善の策として位置付けることも可能であろうが、給付金額は生活保護と比べて少額であり有効な政策であるとは言い難い。まずは生活保護制度の改善を行うべきであり、上記のような人々を想定して家賃助成制度を設計することは適当ではないと考えられる。

第二に、かつて生活保護を受給していた者で就労により定期的な収入によって生活保護が廃止になったものの、失職又は失職後に貯蓄も尽いて再び生活保護の申請に至る経過の者である。しかしながら、このような人たちは継続した就労が出来ず生活の安定と自立が出来ないという根源的な問題を抱えていると考えられる。したがって、少額の家賃助成では生活の安定と自立を達成することは難しく、家賃助成ではなく再び生活保護を受給しながら生活を立て直すよう誘導すべきであると考えられる。

第三に、就労をしているが生活保護水準以下の所得の人たちが挙げられる。生活保護受給額の方が月額所得は上回るが、扶養親族による援助や養育費の受け取りがあると生活保護水準とならない可能性の者である。

以上のことから、海老名市の家賃助成制度で想定すべき助成対象は、第三で挙げた者であると言えよう。

4.2.2 児童扶養手当制度に準拠している問題について

ひとり親世帯は大別して死別世帯と生別世帯に分けられる 。生別世帯では元配偶者は生存しており民法 877 条にあるとおり子を扶養する責任がある。私的扶養の義務が果たされてなお生活に困窮し、ひとり親世帯が他の世帯よりも特別に保証をしなければならない理由があるとき、公的扶養として所得補助を行うことや所得税額の控除などを検討する必要があると考えられる。また、昭和 35 年 4 月 21 日の第 34 回国会参議院社会労働委員会においても①偽装離婚あるいは協議離婚による当事者の意思によって事由が作られる問題がある。②生別ひとり親世帯には、子どもの父親又は母親は存在し扶養責任を負っている。③生別ひとり親世帯の把握が非常に困難で事実婚の問題がある。の3点が議論されている。これらの問題は児童扶養手当制度の発足時から挙げられ、現在においても解消されていない。不正に公的扶助を得ることが可能なこの制度に準じて追加的に補助を行うことには公平・公正さに問題がある。

また児童扶養手当受給者の中でも所得に格差があるにもかかわらず、賃貸住宅居住という点のみで分配を行うことは貧しい人たちだけに集中的に分配していない。一律に手当を支給することは対象者の困窮度を正確に把握できないことから、それに応じた再分配が行われず公平な再分配政策とは言い難い。

4.3 家賃助成の弊害と費用について

4.3.1 就労インセンティブの阻害効果について

(1)児童扶養手当受給者の所得制限限度額に対する所得分布

家賃助成を受給することで助成を受けた金額分、労働を抑制することが考えられる。

海老名市から平成 29 年度～令和2年度の児童扶養手当受給者情報の提供を受け、各受給者の所得制限限度額に対する控除後所得の割合を分布図(図1)にした。図中の所得額／限度額100%の線を境に左側は児童扶養手当の支給を受けることが出来る世帯、右側では支給を受けることが出来ない世帯を表している。仮に、家賃助成制度が就労を阻害しているのであれば、限度額に対し所得額が 100%未満付近に分布が集中するはず(バンチングが起きる)であるが、分布図からはそういった傾向は読み取れない。

(2)就労インセンティブの阻害効果について

家賃助成政策が受給者の就労所得向上を抑制させてはいないかプロビットモデルにより推計した。

データは海老名市の児童扶養手当受給者データ及び家賃助成対象者リストから生活保護受給者、扶養義務者と同居している受給者、県外から転入した受給者、受給初年度受給者、養育費受取受給者、所得超過者を除いたものを使用した。

＜推計式＞

Y=G(β0＋β1 家賃助成ダミー＋β2(控除後所得／限度額割合ダミー)＋β3 交差項[家賃助成ダミー×控除後所得／限度額割合ダミー]＋β4(コントロール変数)＋ε)

Y＝0…翌年度所得制限内

Y＝1…翌年度所得超過

コントロール変数:扶養人数、老人扶養人数、特定扶養人数、支給対象児童数

表 1 推計結果

変数名	限界効果	標準誤差	P 値
家賃助成ダミー	0.0012601	0.0168577	0.94
（中略）			
家賃ダミー×控除後所得／限度額10%未満	0.000236	0.0424387	0.802
家賃ダミー×控除後所得／限度額20%未満	-0.0132394	0.0375131	0.995
家賃ダミー×控除後所得／限度額30%未満	-0.0200902	0.0180022	0.597
家賃ダミー×控除後所得／限度額40%未満	0.9824665	0.0097648	0.29
家賃ダミー×控除後所得／限度額50%未満	0.018074 ***	0.00253	0
家賃ダミー×控除後所得／限度額60%未満	-0.0094249	0.0369076	0.544
家賃ダミー×控除後所得／限度額70%未満	0.0109202	0.0180915	0.669
家賃ダミー×控除後所得／限度額80%未満	-0.0030334	0.0308553	0.681
家賃ダミー×控除後所得／限度額90%未満	-0.0035878	0.0203647	0.888
扶養人数	0.0273215	0.0051278	0.485
老人扶養人数	-0.0085029 *	0.0150982	0.063
特定扶養人数	0.003831	0.0065914	0.195
支給対象児童数	0.0038742	0.0062867	0.543

***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に優位であることを示す

表 1 の推計結果からは、家賃助成を受給することによる所得超過を抑制する効果は統計的に有意な結果は得られなかった。7,000 円という少額の助成では効果が確認できなかったと考えられる。

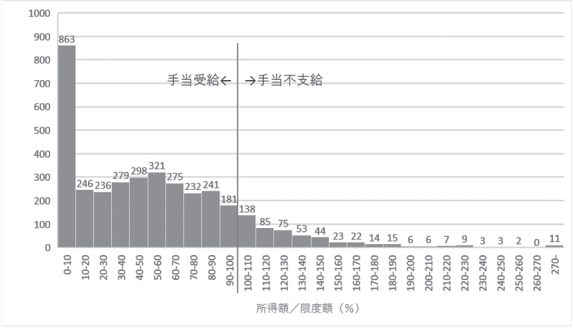


図1 H29-R2 所得額／限度額 分布表

4.3.2 賃貸市場への介入効果について

家賃助成制度が海老名市の賃貸市場に影響を及ぼしている

かを最小二乗法による以下の推計式で確認する。

＜推計式＞

賃料＝β0＋β1 海老名市ダミー＋β2 各間取りダミー＋β3 交差項[海老名市ダミー×各間取りダミー]＋β4(コントロール変数)＋ε

交差項:ワンルーム、1K、1DK、1LDK、2DK、2LDK、3DKとの交差項

コントロール変数:最寄り駅までの時間(分)、礼金、敷金、管理費又は共益費、所在階、築年数

表 2 推計結果

変数名	係数	標準誤差	t 値	P 値
海老名市ダミー	2800.232	2239.282	1.25	0.212
（中略）				
ワンルームダミー	-30799.08 ***	7821.206	-3.94	0
1Kダミー	-30025.02 ***	7798.804	-3.85	0
1DKダミー	-17783.9 **	7924.084	-2.24	0.025
1SDKダミー	5945.619	8587.851	0.69	0.489
1LDKダミー	-7347.498	8237.528	-0.89	0.373
1SLDKダミー	-19935.82 **	9270.068	-2.15	0.032
2Kダミー	-11508.01	7966.357	-1.44	0.149
2DKダミー	-6861.457	7850.891	-0.87	0.382
2LDKダミー	269.0303	8024.241	0.03	0.973
2SLDKダミー	13593.05	9023.259	1.51	0.132
3DKダミー	-1350.61	8002.24	-0.17	0.866
3Kダミー	-3293.354	8981.614	-0.37	0.714
3LDKダミー	8820.295	8053.065	1.1	0.274
４DKダミー	15180.85	10933.71	1.39	0.165
４SLDKダミー	88994.57 ***	11280.91	7.89	0
海老名市ダミー×ワンルームダミー	3763.637	2611.249	1.44	0.15
海老名市ダミー×1Kダミー	5633.432 **	2371.431	2.38	0.018
海老名市ダミー×1DKダミー	-1787.391	3889.213	-0.46	0.646
海老名市ダミー×1LDKダミー	-6450.839 *	3685.882	-1.75	0.08
海老名市ダミー×2DKダミー	-4656.857 *	2773.612	-1.68	0.094
海老名市ダミー×2LDKダミー	-4150.634	3424.705	-1.21	0.226
海老名市ダミー×3DKダミー	-2955.565	3248.496	-0.91	0.363
定数項	85877.96 ***	7854.916	10.93	0

*** ** *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 2 の結果から 1K、1LDK、2DK の間取りの交差項で有意な結果が得られた。座間市に比べ、海老名市では1Kで約 8,400 円高く、1LDK、2DK ではそれぞれ約 3,600 円、約 1,800 円低かった。また、その他のひとり親以外の世帯も選択する可能性のある間取りでは両市の間に有意な差異は確認できなかった。家賃助成を行うことで賃貸価格を引き上げると思われた賃貸市場への効果はみられなかった。ただし、ここでの推定結果の留意点として、両市の間の賃料の差異は、家賃助成の有無だけでなく、海老名市と座間市のそのほかの差異も反映されているため、推定結果には大きな誤差が含まれる可能性がある。

4.3.3 自治体のモニタリングコストについて

家賃助成は児童扶養手当法に準じているため、家賃助成と児童扶養手当の不正受給の監視はほぼ同時に行われている。そのため、児童扶養手当の不正受給に関する事例をもとに、家賃助成に対するモニタリングコストについて考察を進める。

発覚事由は元受給者と関係のある者からの事実婚の疑いの情報提供のほか、ひとり親で生計を維持しているはずの者が妊娠し母子手帳の交付を受けるとき、転居確認においての3パターンであるが、いずれも不正受給調査の契機であり、不正受給であることを受給者が認めるまでには調査コストが生じている。

いずれのパターンにおいても自治体と受給者間に情報の非対称性があるためで、受給者が速やかに申し出ていれば本来不要なコストである。モニタリングをやめて不正受給を容認してしまうと制度への信頼性が損なわれてしまうことから現状ではモニタリングを継続せざるを得ないが、収入算定される養育費の受け取りについては自己申告のため客観的な資料等による確認が出来ず不正が起きている可能性を否定できないため発覚している事実婚は氷山の一角と考えられる。

4.4 ひとり親の相談事例から見えるニーズ

相談事例からはアスペルガー症候群の疑いがあり就労を継続できない、児童の不登校により安定した就労が困難といった問題を抱えており、世帯ごとに抱える問題は異なる。ひとり親世帯の福祉の増進には助成金を支給する以外にも、このようなニーズに手厚く支援することも考えられる。

5 政策提言

事業実施における効率性や公平性等の視点から政策を分析した結果、事業を積極的に継続すべきとは言い難く、家賃助成とは異なるアプローチで支援することが有効であるという結論を得た。現行の家賃助成に代えて、ひとり親への就労支援や児童支援として不登校対策の充実が必要である。

5.1 就労支援について

生活困窮者自立支援制度は一定の効果がある制度と考えられるが、現在の支援員数は潜在的な需要が不足していると思われる。海老名市の就労支援員への聞き取り調査では、相談者の急増により十分な相談時間の確保が難しいという実態も明らかになった。支援員との長く深いつながりにより問題を解決していくことが求められることから支援員の増員がひとり親への手厚い支援のためにも必要であると考えられる。

5.2 不登校対策について

小中学校における不登校児童生徒数が年々増加傾向にあるが、SC 及び SSW の配置状況はまだまだ芳しくない。海老名市でもSSWは SC に比べると人員不足の状況にある。文部科学省が掲載する SSW の活動事例からは不登校児童を抱える世帯への対策として有効な効果がうかがえる。ひとり親世帯の児童支援として、SSW の増員も公共部門の重要な役割と考えられる。

総合設計制度の公開空地による影響
―港区を事例として―

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21705　貫洞　ちはや

１. はじめに

総合設計制度が 1970 年に創設されてから、約 50 年が経過し、公開空間の使用の仕方に変化が出てきている。そもそも総合設計制度は、市街地に建築が密集し、公共的な空間が乏しいことから、建築物の周囲に一定の公開空地を確保するという目的で設けられた制度であるというのが、一つの理由としてあげられる。

我が国では、人口減少時代を迎え、それに伴い空き地等の増加や、まちのにぎわいの喪失が発生、震災等の自然災害が頻発している。そのため、都市の安全性と向上が強く求められている。これらの課題について、公民一体となって課題解決を図り、エリアの価値向上等を指向する取組が図られ、公開空地の利用の仕方も官民連携によりに賑わい創出を生み出してきている。

このような公開空地が、どの形状により外部性があるのかを定量的に研究していきたい。

２. １総合設計制度の概要

総合設計制度は、建築基準法第 59 条の 2 の規定に基づき制定され、一定規模以上の敷地面積及び一定割合以上の空地を有する建築計画について、その容積及び高さ等を緩和する基準を設けている。建築計画敷地の大規模化による土地の有効かつ合理的な利用の促進並びに公共的な空地空間の確保による市街地環境の整備改善等を図ることを目的として創設されたものである。

東京都では、2021 年現在 758 物件が、総合設計制度の許可を受け、これにより公開空地面積を 200 ヘクタール創出している。

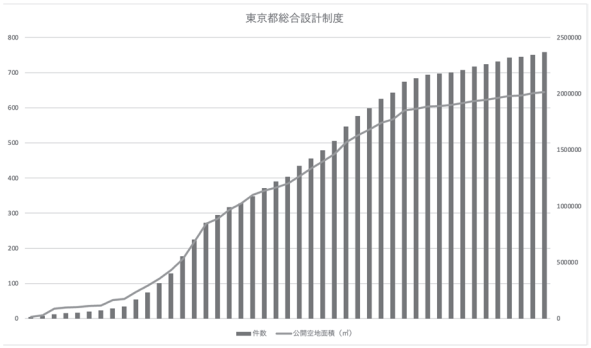


図１　東京都総合設計制度許可数

２. ２公開空地の概要

計画建築物の敷地内の空地又は開放空間のうち、日常一般に公開される部分で、公開空地の規模・形状の基準に適合する帯状 又は一団の形態を成すものをいう。

公開空地の管理者が、公開空地の使用方法として、賑わい活動を許可した使用、オープンカフェやキッチンカーなどを官民連携で空地の活用している。もう一つの役割として、防災・安全の確保ということで、災害時の帰宅困難者対策や安全確保の面でも空地の利用を図っている。また、環境面では、地域冷暖房やコージェネレーション施設を設け、建物から排出される二酸化炭素を抑える努力を行っている。

公開空地の管理に関しては、基本的にはマンションの管理組合やビル所有者が管理を行う。その管理者が、特定行政庁に 3 年に一度公開空等の報告書を提出することでモンタリングを行っている。

２. ３東京都「公開空地等のみどりづくり指針」の概要

東京都は、公開空地等において、みどりのネットワークの形成や快適性・安全性・景観など、価値のより一層の向上させるため、平成 19 年 7 月に「公開空地等のみどりづくり指針」を定め運用を行っている。

3.1 公開空地が周辺地域に与える影響の理論分析

容積率規制とは、敷地面積に対する建築物の延床面積の割合に対する規制である。容積率規制の目的は、第一に公共施設整備に対する負荷（インフラの負荷）の制御、第二に周辺環境の確保の二点であるとされる。

容積率緩和制度とは、建築基準法、都市計画法等、用途地域における容積率制限は、公共施設に対する負荷を調整するとともに、建物による空間占有度を抑制することを通じて市街地環境を確保するために定められていると言う基本認識である。有効な空地の確保等による市街地環境の整備・改善への貢献に応じて、用途地域による容積率の緩和が可能である制度である。

総合設計制度は公開空地を創出することにより、容積率アップを許容する制度である。容積率アップにより割増された外部不経済と空地が生み出されたことで、相殺されるというのが建前である。しかし、創出された公開空地が設置場所や形状によってはその機能を充分に発揮できない可能性もある。これを踏まえて、実証分析の結果を考察していきたい。

3.2問題意識

以上を踏まえて、以下問題意識を二つあげ分析をしていきたい。

①総合設計制度による公開空地の形状が周辺へ与える効果

②平成 19 年に新しく導入された「公開空地等みどりづくり指針」がどのような効果があったのかを測る。

4.実証分析方法

一つ目は、周辺地域への与える効果として、ヘドニックアプローチを用いて実証分析を行う。公開空地の形状により、周辺へどのような効果を与えているかを測定する。なお、政策実施などの効果測定方法としてはDID分析を用いることが考えられるが、総合設計制度の建物の竣工する年度が異なるため難しい。そのため公示地価 2007 年から 2021 年までのパネルデータを作成し、固定効果モデルにより推定を行い、政策実施の効果を抽出した。

二つ目は、公開空地に多数の人がいろいろなところから訪れ利用することから、公開空地への人の流れが大きいことにより、そこの公開空地を利用する便益が上がるとして、流動人口を使用し固定効果モデルにより推定を行う。

分析対象としては、東京都における総合設計制度許可実績一覧表より、港区の 2007 年から 2021 年の許可実績一覧表で実際に建設している 33 物件を対象とする。

ヘドニックアプローチでは、被説明変数公示地価を使用し、Arc GIS で港区の総合設計制度と結合する。

流動人口では、内閣府の RESAS の流動人口 250 メッシュを使用する。総合設計制度許可物件のポイントより、250 メッシュの流動人口 2013 年 3 月から 2021 年 9 月までの流動人口データを物件と紐付けし、パネルデータを作成する。

5.公開空地が周辺地域に与える影響の実証分析

推計式１（ヘドニックアプローチ）

$$
\begin{aligned}
\text{地価} = {} & \beta 0 + \beta 1\ \text{距離} + \beta 2\ \text{開口比率} + \beta 3\ \text{奥行比率} \\
& + \beta 4\ \text{前面道路} + \beta 5\ \text{敷地面積} + \beta 6\ \text{建築面積} \\
& + \beta 7\ \text{延床面積} + \beta 8\ \text{容積率 UP 率} + \beta 9\ \text{高さ} \\
& + \beta 10\ \text{公開空地面積} + \beta 11\ \text{有効公開空地} \\
& + \beta 12\ \text{商業地域ダミー} + \beta 13\ \text{住宅地域ダミ} \\
& + \beta 14\ \text{形状ダミー} + \beta 15\ \text{ベンチダミー} \\
& + \beta 16\ \text{テーブルダミー} + \beta 17\ \text{緑（大木）ダミー} \\
& + \beta 18\ \text{緑（中木）ダミー} + \beta 19\ \text{緑（小木）ダミー} \\
& + \beta 20\ \text{道路段差ダミー} + \beta 21\ \text{通路貫通ダミー} \\
& + \beta 22\ \text{通路歩道ダミー} + \beta 23\ \text{屋上緑化ダミー}
\end{aligned}
$$

＋β24 壁面緑化ダミー＋β25 チェーンダミー

＋β26 地域活動ダミー＋β27 オフィスダミー×新基準ダミー

＋β28 タワーマンションダミー×新基準ダミー＋U

表１　推定結果１

固定効果				
サンプル数	1063			
R-sq	0.3102			
被説明変数	地価			
説明変数	係数	標準偏差	t値	有意水準
距離	226823.2	0	4.55	***
開口比率	-5156895	0.068	-1.83	*
奥行比率	-4788590	0.001	-3.42	***
前面道路	267833.3	0	5.95	***
容積率UP率	7662.454	0.009	2.6	***
公開空地面積	-1117.88	0.261	-1.12	
有効公開空地面積	-912.042	0.158	-1.41	
ベンチダミー	-588023.1	0.465	-0.73	
テーブルダミー	-5894741	0	-4.61	***
緑（大木）ダミー	-1208430	0.431	-0.79	
緑（中木）ダミー	4821969	0	5.01	***
緑（小木）ダミー	1801619	0.029	2.19	**
道路段差ダミー	-3915910	0	-6.54	***
敷地内通路（貫通）ダミー	-2483414	0.018	-2.37	**
敷地内通路（歩道）ダミー	-3161904	0	-4.15	***
屋上緑化ダミー	2207901	0.001	3.41	***
壁面緑化ダミー	-1810570	0.009	-2.61	***
外周部チェーンダミー	-1466661	0.018	-2.38	**
地域活動ダミー	7524567	0	7.72	***
距離50~100×容積率UP	-4004.336	0.247	-1.16	
距離50~100×公開空地面積	1827.426	0.348	0.94	
距離50~100×有効公開空地面積	-936.3987	0.467	-0.73	
オフィスD×新基準	2464965	0.18	1.34	
タワマンD×新基準	6116316	0.004	2.85	***
cons	-87500000	0	-3.66	

＊Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

問題意識①としては、分析結果からも比較的不特定多数の人に使用される通路や、その場に人が溜まってしまうベンチ・テーブルなどは、周辺へは外部不経済を発生していることが考えられる。緑化に注目し、緑化（大木）（中木）（小木）・屋上緑化・壁面緑化の平均値×係数を合計してみると、＋285 万円となる。緑化（大木）、壁面緑化はマイナスの数値が出たが、合計すると緑化は環境・景観上周辺へ外部経済を発生していることが考えられる。

問題意識②としては、オフィスに関しては、有意水準にならなかったものの、タワーマンションに関して、導入された指針は外部経済を発生していることが考えられる。

推計式２（流動人口）

流動人口　＝β0＋β1 周辺の流動人口＋β2 敷地面積

＋β3 建築面積＋β4 延床面積＋β5 容積率 UP 率

＋β6 高さ＋β7 公開空地面積＋β8 有効公開空地

＋β9 商業地域ダミー＋β10 住宅地域ダミー

＋β11 形状ダミー＋β12 ベンチダミー

＋β13 テーブルダミー＋β14 緑（大木）ダミー

＋β15 緑（中木）ダミー＋β16 緑（小木）ダミー

＋β17 道路段差ダミー＋β18 通路貫通ダミー

＋β19 通路歩道ダミー＋β20 屋上緑化ダミー

＋β21 壁面緑化ダミー＋β22 外周部チェーンダミー

＋β23 地域活動ダミー＋β24 オフィスダミー×新基準ダミー

＋β25 タワーマンションダミー×新基準ダミー

＋β26 各月ダミー＋U

表２　推定結果２

サンプル数	3201			
R-sq	0.3878			
被説明変数	流動人口			
説明変数	係数	標準偏差	t値	有意水準
周囲の流動人口	1.07484	0	37.35	***
容積率UP率	2.198901	0.629	0.48	
公開空地面積	-20.75382	0.015	-2.44	**
有効公開空地面積	13.63635	0.024	2.27	**
敷地形状ダミー	-4977.699	0	-4.12	***
ベンチダミー	14905.98	0.01	2.58	***
テーブルダミー	338.8574	0.948	0.07	
緑（大木）ダミー	11387.35	0.004	2.89	***
緑（中木）ダミー	-18015.55	0.009	-2.61	***
緑（小木）ダミー	40767.95	0.039	2.07	***
道路段差ダミー	-14829.04	0.009	-2.61	***
敷地内通路（貫通）ダミー	-35473.65	0.031	-2.16	***
敷地内通路（歩道）ダミー	8974.127	0	3.6	***
屋上緑化ダミー	-2475.516	0.197	-1.29	
壁面緑化ダミー	-22075.1	0.012	-2.53	***
外周部チェーンダミー	-5555.863	0.007	-2.71	***
地域活動ダミー	22374.76	0.06	1.88	*
完成ダミー	4047.152	0.195	1.29	
各月ダミー	省略			
オフィスD×新基準	-510.0356	0.722	-0.36	
タワマンD×新基準	-42.50458	0.896	-0.13	
_cons	5159.374	0.024	2.25	**

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

問題意識①としては、流動人口でも同様にプラスの面とマイナスの面がありことが分析によりわかった。流動人口では、景観的（緑化等）な要素が人の動きを平均×係数で全て足し合わせると、10519 人となり、人の流動を発生させている結果となる。

問題意識②としては、流動人口では、容積率 UP 率の数値は有意水準とならなかったが、公開空地面積に関しては、人の動きを減少させる働きと示された。

６. 両分析の比較

公開空地の形状（ベンチ、テーブル、緑、道路段差、通路、外周部チェーン、地域活動）により、公示地価・流動人口両方が、プラスの面の

緑・地域活動と、マイナスの面の道路段差・貫通通路・壁面緑化・外周部チェーンが発生してるのが、今回の分析結果より定量的にわかった。

外部経済を発生させているのは、景観的な要素では緑（小木）である。同様に、地域活動、神社、子供施設（保育園、教育相談所）などが挙げられる。これらはこれからも積極的に取り入れていくべき要素と考えられる。

表３　比較表

公開空地の形状	予想	地価公示	流動人口
敷地形状ダミー	正	ー	負
ベンチダミー	正	負	正
テーブルダミー	負	負	正
緑（大木）ダミー	正	負	正
緑（中木）ダミー	正	正	負
緑（小木）ダミー	正	正	正
道路段差ダミー	負	負	負
敷地内通路（貫通）ダミー	正	負	負
敷地内通路（歩道）ダミー	負	負	正
屋上緑化ダミー	正	正	負
壁面緑化ダミー	正	負	負
外周部チェーンダミー	負	負	負
地域活動ダミー	正	正	正

外部不経済を発生させている要素としては、道路段差、敷地内貫通、外周部チェーン等がある。外部チェーンの要素について取り上げると、公開空地が公開されていないところがあり、本来の公開空地の役割を果たしていない。公開されていないと言うことは、外周部チェーンがあることで、人が入りにくくなり、周辺地域への効果も下げていることが考えられる。

また、「公開空地等みどりづくり指針」はタワーマンションで、外部経済があると結果が出ている。

7. 政策提言

本研究では、総合設計制度の公開空地による影響について、公示地価と流動人口に与える効果を分析し、公開空地の形状について、定量的に測ることを目的とする基礎研究である。

提言①　公開空地を指導する際、定量的な基準も指針に取り組む。

今回公開空地の形状について、正の要素も負の要素もあることが数値的にわかった。公開空地を創出する際、このような定量的な根拠を基準に、周辺への環境、サービス、景観など、地域にあった公開空地を創出すると良いと考えられる。よって、総合設計制度の要領へ定量的な基準を取り込むことは良い政策である。

また公開されていない空地の指導について、公開空地が公開されているということが基本的な要素である。この基本的な要素の確保の是非を特定行政庁がモニタリングして、建築基準法の適正な執行について指導をする必要がある。

提言②　公開空地に関する一括したデータ管理。

公開空地を定量的に測り、管理をしていくのであれば、一括したデータ管理を行なった方が良いと考える。このデータを使用すれば、地図上でも管理ができ、色々な分析データの基礎データを作成することが可能となる。

8. おわりに

本研究に残された課題は、「公開空地等みどりづくり指針」について、タワーマンションでは指針が有効にはたらいているというデータが示されたが、推定結果の信頼性についての検討が必要である。特に、因果関係については、今回分析しきれていない。今回は東京都の指針ということと、港区という一部で良い影響が出たが、他の区や地域でも、今後定量的な検討を行い、プラスの影響が出るのであれば、全国の特定行政庁でも取り入れるべき指針だと考えられる。また、オフィスでは今回は優位水準が示されなかったが、用途地域別に検討を行うことも今後考えられる。

Park-PFI による公園利用者および周辺地域への影響

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21706　黒川　佑人

1. はじめに

1-1. 研究の背景

ライフスタイルや価値観が変わる中で、人々の豊かな暮らしを実現するために都市公園の魅力を高めることが期待される。2017 年 6 月に「公募設置管理制度」（以下「P-PFI」という）が創設された。これからの時代、官民連携により都市公園の魅力を高め、柔軟にマネジメントする視点が求められる。

1-2. 研究の目的

P-PFI は、新たな都市公園の整備、管理、運営手法である。都市公園の空間・サービスの水準が向上するため、都市公園の便益増進に繋がるものと考える。都市公園の便益の受益者は、公園利用者、周辺地域の住民や事業者である。そこで、本研究では、受益者それぞれの便益を、流動人口と成約賃料に着目した実証分析と公園管理者である地方自治体へのアンケート調査、ヒアリング調査より把握し明らかとする。また、上述のアンケート調査等を通して、事業効果の高い制度活用のために各事例の取組みから一般化できるものを導出し、指針化に向けて検討する。二つの視点より今後の制度活用に関しての政策提言を行う。

1-3. 先行研究

P-PFI 等に関する研究では、塩見ら（2021）は、サウンディングや公募の導入事例に着目し、事例を通じてその利用実態を明らかとし、地方創生に資する都市公園の役割を示している。ヘドニック・アプローチに基づく公園便益の分析はすでに数多くの研究が進められており、肥田野（1986）や藤田ら（1995）、中本（2016）などによる研究があるが、いずれも従来型の都市公園を対象としている。P-PFI を対象として公園便益を把握した研究は見られない。

1-4. 研究の構成

本研究の構成は以下の通りとする。第 2 章では、P-PFI の制度概要や現状を整理する。第 3 章では、P-PFI による流動人口への影響について実証分析を試みる。第 4 章では、P-PFI による成約賃料への影響について実証分析を試みる。第 5 章では、アンケート調査等より P-PFI による便益把握行う。また、各事例の取組みから一般化できるものの導出を試みる。第 6 章では、第 2 章から第 5 章で得られた結果と考察を基に政策提言を行い、今後の研究課題を整理する。

2. Park-PFI の現状

2-1. Park-PFI の制度概要

P-PFI とは、都市公園において、飲食店、売店などの公園利用者の利便の向上に資する公園施設である公募対象公園施設の設置と、当該施設から生ずる収益を活用してその周辺の園路、広場等の特定公園施設の整備、改修等を一体的に行う事業者を、公募により選定する仕組みである。公募を経て選定された事業者は設置する公募対象公園施設から得られる収益を特定公園施設の整備等に還元することを条件に、事業者には法の特例措置が適用される。具体的には、事業期間の上限 10 年間が最長 20 年間に、公募対象公園施設の建蔽率が上限 2%に対し 10%を上限に上乗せできる等の特例措置の枠組みが整備された。

2-2. Park-PFI の現状

P-PFI は、2021 年 4 月 28 日時点で、整備済みの都市公園（以下、「P-PFI 整備済公園」）が 28 箇所、公募設置等指針公表済み整備開始前の都市公園（以下、「P-PFI 推進中公園」）が 36 箇所、公募設置等指針公表予定の都市公園が 107 箇所ある。全国の都市公園は 111,525 箇所である。官民連携により都市公園を柔軟にマネジメントする視点が求められている社会的背景を踏まえると、今後の更なる全国的な制度活用が期待される。そのため、P-PFI の事業効果を把握し、各事例において公園利用者や周辺地域の住民や事業者の便益を明らかにすることが求められる。また、P-PFI はフレキシビリティの高い制度であり、各事例の特徴に応じて案件組成がなされている。一方で、「都市公園の質の向上に向けた Park-PFI の活用ガイドライン」（以下「ガイドライン」という）等といった限られた指針があるほかには、PFI 法に基づく PFI 事業と比較して厳密なルールが少ない。事業効果を更に高めるための検討が必要となる。

3. 実証分析(1)Park-PFI による流動人口への影響

3-1. 分析の方法

P-PFI により、公園を含む地域の流動人口が増加するため、公園利用者および周辺地域の便益増進に繋がるという仮説を検証する。P-PFI 整備済公園と月毎の流動人口でパネルデータを作成。整備前後の影響を分析する。P-PFI は制度創設後間もなく直近に供用開始した事例が多い。また、新型コロナウィルスが流動人口に与える影響が非常に大きく、他変数で影響をコントロールすることが難しいことが確認できた。影響を平準化し分析における前提条件を同様とするため 2019 年 12 月以降に供用開始された公園を分析対象とした。流動人口データの提供がある全国の 500m メッシュデータと、政令市および東京 23 区のみの 250m メッシュデータを使用した。P-PFI は多様な公園種別や公園立地において事業実施されている。各事例を一様に比較した場合、流動人口への影響を捉え切れない可能性がある。公園の立地性に応じて条件設定をしてそれぞれ同様の推定式で分析した。①全ての P-PFI 整備済公園（500m メッシュ 24 公園、250m メッシュ 6 公園）、②大都市[1)]かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済公園（500m メッシュ 5 公園、250m メッシュ 5 公園）、③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園（500m メッシュ 19 公園、250m メッシュ該当 1 公園のためパネルデータ作成不可）の 3 つとした。

3-2. 使用データと変数の説明

流動人口データは、内閣府が提供する地域経済分析システム（RESAS）の休日データを使用した。公園位置は国土数値情報より把握した。大規模な公園の場合、複数メッシュデータが存在するため、P-PFI 事業実施区域のデータを使用した。分析の対象期間は 2016 年 1 月～2021 年 9 月とした。

3-3. 推定式

P-PFI による都市公園の空間・サービス水準の向上が流動人口に与える影響について、変量効果モデルを用いて分析する。

$$流動人口=\beta_0+\beta_1（P\text{-}PFI\ 整備ダミー）+\beta_{2\sim25}（年次\times季節ダミー）+\varepsilon$$

3-4. 推定結果と考察

P-PFI 整備ダミーに着目すると、①全ての P-PFI 整備済公園では、500mメッシュはマイナス、250mメッシュはプラスであったが、それぞれ有意な結果が確認できなかった。②大都市かつ中心市街地立地の P-PFI 整備済公園では、500mメッシュはマイナスであったが有意な結果が確認できなかった。250mメッシュは1%有意水準でプラスであった。③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園では、500mメッシュは5%有意水準でプラスであった（図表 1, 2）。大都市かつ中心市街地の立地では、周辺に集客施設が多数存在するため流動人口の分散効果が高い。集客施設による影響が強いため、500mメッシュでは結果がマイナスになったと考えられる。一方、公園周辺の 250mメッシュでは、集客施設の影響が低減する。P-PFI の事業効果により、整備後に流動人口がプラスになったと考えられる。中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園では、周辺の集客施設の少なさがプラスとなった要因である可能性が考えられる。P-PFI による事業効果が、大都市かつ中心市街地の立地と比較して広範囲に及ぶことが影響している。流動人口の増加は公園利用者の増加とも捉えられる。公園利用者の増加は、公園を利用することに利用者が価値を感じているためであり、公園利用者の便益が増進していると考えらえれる。また、流動人口の増加は、公園の集客性が高まると捉えられる。周辺地域も含めてにぎわいが創出され、回遊性が向上する。公園周辺の店舗等の利用者増加も見込まれ、周辺地域の成約賃料が上昇する。不動産価値が高まり、周辺地域の住民や事業者の便益が増進すると考えらえる。以上より、P-PFI による公園を含む地域の流動人口増加は、公園立地により事業効果の影響範囲が異なる。公園利用者および周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がる影響範囲も異なることが確認された。

図表 1　500mメッシュデータの推定結果

流動人口	条件設定	500mメッシュ		
		係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	①	-16.889	80.496	
	②	-6.490	230.238	
	③	126.451	53.272 **	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表 2　250mメッシュデータの推定結果

流動人口	条件設定	250mメッシュ		
		係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	①	28.353	50.303	
	②	188.804	56.239 ***	
	③	※1公園のみ該当のためパネルデータ作成不可		

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

4. 実証分析(2)Park-PFI による成約賃料への影響

4-1. 分析の方法

P-PFI により、にぎわいが創出され周辺地域の成約賃料が上昇し、不動産価値が高まり周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がるという仮説を検証する。トリートメントグループを P-PFI 整備済公園、コントロールグループを類似した条件であると想定できる P-PFI 推進中で未整備の公園と設定する。各公園から半径 500m範囲内にあるレインズデータに基づく業務・商業系の成約賃料単価を被説明変数として実証分析を行う。P-PFI は住宅地にある遊具が設置されている街区公園での実施が少ない傾向が確認できた。住宅の成約賃料に与える影響は少ないと考え、業務・商業系の成約賃料とした。公園からの半径設定はヘドニック・アプローチの先行研究を踏まえ、不動産価格への有意な影響があると想定できる半径 500m範囲内とした。また、本研究第 3 章と同様、各事例を一様に比較した場合、成約賃料への影響を捉え切れない可能性がある。公園の立地性に応じて条件設定をしてそれぞれ同様の推定式で分析した。①全ての P-PFI 整備済公園および P-PFI 推進中公園（以下「P-PFI 整備済＋推進中公園」という）、②大都市かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園、③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園の 3 つとした。実証分析(1)流動人口の推定結果から、P-PFI による流動人口増加が確認された。流動人口の増加は、回遊性が向上したとも考えられる。実証分析(1)の結果を踏まえた、条件設定①の推定では、物件所在階が 1 階のウォークイン物件に 5%有意水準でプラスの結果が確認できた。更に不特定多数の利用が見込める公募対象公園施設の用途が飲食系の公園が 5%有意水準、複合系の公園が 10%有意水準でプラスの結果が確認できた。左記推定結果より、条件設定②,③では、物件所在階が 1 階もしくは 2 階、公募対象公園施設の用途が飲食系もしくは複合系の公園に対象を絞って分析した。

4-2. 使用データと変数の説明

公園データは、国土数値情報より ArcGIS に取り込んだ。物件データは、公益財団法人東日本不動産流通機構から提供を受けたレインズデータに基づき、成約賃料単価、町丁目、成約年度、築年数（成約年から建築年を差引いて算出）、使用部分面積、地上階層、所在階を使用した。明らかに誤入力と思われるものやデータに欠落があるものは対象から除外した。用途地域、建蔽率、容積率は国土数値情報のデータ、人口密度は総務省統計局のデータを使用した。分析のため、東京大学空間情報科学研究センター（CSIS）の共同研究利用システム（JoRAS）の「号レベルアドレスマッチングサービス」を利用。レインズデータの成約物件の所在地に座標を付して、ArcGIS に取り込み、各データと空間結合した。

4-3. 推定式

P-PFI による都市公園の空間・サービス水準の向上が成約賃料に与える影響について、ヘドニック・アプローチによる最小二乗法を用いて、分析する。

$$\text{成約賃料単価} = \beta_0 + \beta_1(\text{P-PFI 整備ダミー}) + \beta_2(\text{公募対象公園施設 飲食系ダミー}) + \beta_3(\text{公募対象公園施設 文化・スポーツ系ダミー}) + \beta_4(\text{公募対象公園施設 宿泊系ダミー}) + \beta_5(\text{公募対象公園施設 複合系ダミー}) + \beta_6(\text{公園面積}) + \beta_7(\text{人口密度}) + \beta_8(\text{最寄り駅徒歩時間}) + \beta_9(\text{使用部分面積}) + \beta_{10}(\text{築年数}) + \beta_{11}(\text{建物地上階層}) + \beta_{12}(\text{所在階}) + \beta_{13}(\text{所在階ダミー}) + \beta_{14}(\text{商業系用途地域ダミー}) + \beta_{15}(\text{住宅系用途地域ダミー}) + \beta_{16}(\text{工業系用途地域ダミー}) + \beta_{17}(\text{建蔽率}) + \beta_{18}(\text{容積率}) \beta_{19\sim28}(\text{成約年ダミー}) + \beta_{29\sim54}(\text{地域ダミー}) + \varepsilon$$

4-4. 推定結果と考察

P-PFI 整備ダミーに着目すると、①P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーはマイナスであったが、有意な結果は確認できなかった（図表 3）。②大都市かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーが 10%有意水準でプラスに有意となった（図表 4）。P-PFI により集客性が高まることで、物件所在階が 1 階または 2 階のウォークイン物件の成約賃料が上昇したと考えられる。不動産価値が高まることが期待できるため、周辺地域の住民および事業者の便益は増進していると捉えられる。③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーはプラスであったが、有意な結果は確認できなかった（図表 5）。本研究の分析では有意な結果を確認できなかったが、事例の蓄積を踏まえた分析において、成約賃料が上昇する可能性も考えられる。以上より、P-PFI により大都市かつ中心市街地に立地する公募対象公園施設の用途が飲食系もしくは複合系の公園においては、公園より半径 500m範囲内で

ウォークイン物件の成約賃料の上昇が確認できた。当該条件下においては、不動産価値が高まるため、周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がる。

図表 3　条件設定①の推定結果

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	-1,667.201	1,027.025	
公募対象公園施設 飲食系ダミー	8,444.805	4,154.859 **	
公募対象公園施設 複合系ダミー	10,378.810	5,593.939 *	
公園面積	-0.011	0.008	
人口密度	-0.149	1.431	
最寄り駅徒歩時間	443.741	36.848 ***	
使用部分面積	-9.723	1.875 ***	
築年数	62.067	33.713 *	
建物地上階層	-25.133	9.329 ***	
所在階	-516.804	46.759 ***	
所在階ダミー	980.001	323.626 ***	
建蔽率	275.210	268.302	
容積率	9.367	0.977 ***	
定数項	-30,771.800	21,723.530	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表 4　条件設定②の推定結果

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	2,130.424	1,109.923 *	
公募対象公園施設 飲食系ダミー	4,135.161	1,753.853 **	
公園面積	0.008	0.006	
人口密度	-0.076	0.074	
最寄り駅徒歩時間	-39.507	33.669	
使用部分面積	-2.473	1.573	
築年数	72.877	33.698 **	
建物地上階層	12.780	6.905 *	
建蔽率	-36.267	13.929 ***	
容積率	8.929	1.155 ***	
定数項	-957.613	1,463.082	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表 5　条件設定③の推定結果

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	4,362.491	3,316.801	
公募対象公園施設 飲食系ダミー	2,834.309	2,861.431	
公園面積	0.009	0.023	
人口密度	0.709	0.661	
最寄り駅徒歩時間	1,222.352	320.036 ***	
使用部分面積	-20.010	14.145	
築年数	353.939	321.939	
建物地上階層	217.921	53.894 ***	
建蔽率	1,234.410	499.072 **	
容積率	23.577	10.900 **	
定数項	-104,706.100	42,310.650 **	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

5. Park-PFI による公園便益把握と各事例の取組み把握

5-1. アンケート調査方法

P-PFI による公園利用者および周辺地域の住民や事業者の便益を把握するためアンケート調査を実施する。全国の P-PFI 整備済公園を対象に公園管理者である地方自治体に対して 2021 年 11 月中旬～2022 年 1 月上旬に実施した。P-PFI 整備済み公園 28 箇所の公園管理者に依頼し、26 箇所の公園管理者より回答を得た（回収率 92.9%）。併せて、各事例における取組みから、事業効果を高めるために一般化できるものの導出を検討した。調査内容は、達成できた政策効果、整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情、従来型の都市公園と比較した場合の P-PFI 活用メリット、特定公園施設の管理運営の方法等とした。また、補足調査として、アンケート調査で回答を得た公園管理者に対し、ヒアリング調査を実施した。

5-2. アンケート調査結果(1)公園便益の把握と考察

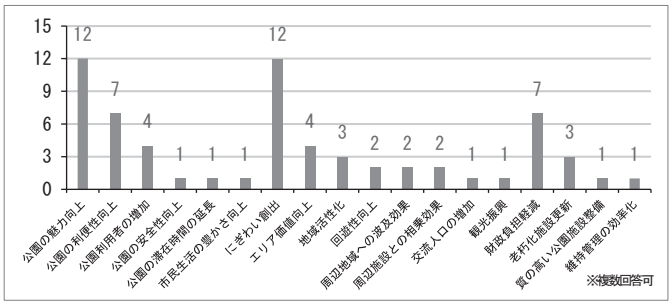
①達成できた政策効果

公園の魅力向上、公園の利便性向上、公園利用者の増加、公園の安全性向上、公園滞在時間の延長、市民生活の豊かさ向上の回答より、公園利用者の便益増進を確認した。また、にぎわい創出、エリア価値向上、地域活性化、回遊性向上、周辺地域への波及効果、交流人口の増加の回答から周辺地域の便益増進を確認した。実証分析では現れなかった公園利用者および周辺地域の住民や事業者それぞれの具体的な便益増進を公園管理者より確認した（図表 6）。ヒアリング調査では、公園利用者の増加だけでなく、利用者属性が若年層やファミリー層等への広がりを確認できた。

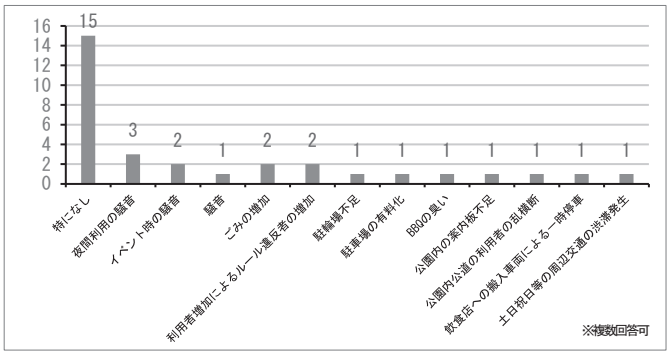
②公園整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情等

特になしの回答が最も多い結果となった。少ない事例からではあるが苦情等を確認（図表 7）。その場合にも地方自治体と事業者が協議の上、対応していることがヒアリング調査で確認できた。P-PFI による公園利用者や周辺地域の住民や事業者への負の外部性は少なく、増進された便益の方が上回ると考えられる。

図表 6　達成できた政策効果



図表 7　公園整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情等



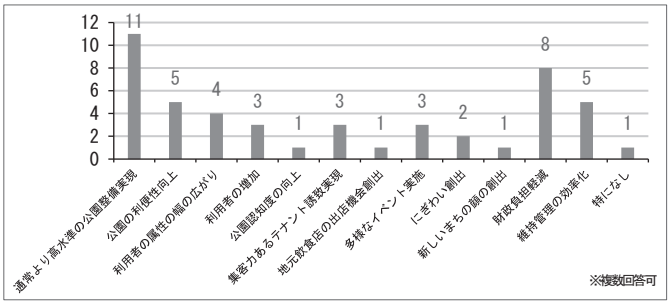
公園利用者の便益増進の具体的項目より、本来都市公園に期待される機能である、レクリエーション機能、環境改善機能が、P-PFI により向上していると考えられる。藤田ら（1995）は、公園のレクリエーション機能、環境改善機能が不動産価格に反映されるとしている。アンケート調査結果からも不動産価格が高まる可能性が考えられる。

5-3. アンケート調査結果(2)各事例の取組み把握と考察

①自治体が管理運営する従来型公園と比較した制度活用メリット

通常、地方自治体が整備する標準仕様に比べて整備水準が高い公園整備実現、公園の利便性向上、財政負担軽減の回答が多いことが確認された（図表 8）。実施事例より制度目的が達成されていることが分かる。P-PFI の事業実施可能な公園への導入効果は期待できる。

図表 8　従来型公園と比較した制度活用のメリット



②公募対象公園施設、特定公園施設、P-PFI 事業区域外の管理運営

公園の一部が P-PFI 事業区域の 19 公園では、特定公園施設および P-PFI 区域外（以下、「収益施設以外」）を P-PFI 事業者が管理運営する公園は全体に対し 29%であった。ガイドラインでは、特定公園施設の管理運営は、公募対象公園施設の事業者が基本とすることで、一体となった質の高い維持管理を促し、公園利用者の利便の向上を図ることが望ましいとしている。しかし、実状は地方自治体の裁量に委ねられている状況である。収益施設外の管理運営を P-PFI 事業

者が実施するには、1)維持管理業務委託契約の締結、2)別途の管理許可、3) 地方自治法に基づく指定管理のいずれかの方法を取ることとなる。収益施設外をP-PFI 事業者とは別事業者が管理運営する場合、事業区域が明確に分かれる。清掃や警備等を両方の区域でそれぞれ実施する場合もあるため、効率化が図れる工夫の余地はある。公園内の一部はP-PFI の導入により事業者の創意工夫が発揮されて効率的な管理運営が実施できている。しかしながら、公園全体では非効率な管理運営となっている可能性も考えられる。一方で、P-PFI 事業者が公園全体を管理運営する場合、収益事業の管理運営ノウハウはあっても、広場や植栽等の管理運営ノウハウが乏しいことが考えられる。また、収益施設外の管理運営期間が公募対象公園施設の運営期間と異なり、長期的な継続性が担保されず効率化が図れない可能性もある。P-PFI を活用しつつ公園全体を効率的かつ魅力的に管理運営する最適な方法は、各事例の特徴に応じて異なる。具体的事例の取組みより水平展開できるものを導出し情報の共有化を図る必要がある。

5-4. 事例分析と考察

事例① 愛知県豊田市「鞍ヶ池公園」

鞍ヶ池公園は約95ha の大規模公園である。公募実施において、P-PFI、指定管理、DBO＋管理運営、自主事業を組合せて一括公募し、公園全体の管理運営と事業者選定方法の効率化のための工夫を図っている。また、P-PFI 事業区域場所に関して、マーケットサウンディングによって自治体の政策目的が達成できる水準と、事業者の事業実現が見込める水準の調整を図り事業実現した。検討段階当初、地方自治体は公園内の未利用地活用を企図したが、事業者より事業実現が見込めないことを確認。事業区域を公園内の集客性の高い場所に設定した。仮に地方自治体だけで公園再整備した場合、事業効果の低い投資をした可能性もある。双方合意できる合理的な役割分担の事前調整が重要であることを確認した。

事例② 東京都渋谷区「北谷公園」

北谷公園は約960 ㎡の小規模公園である。小規模公園では、再整備に際し、従前公園機能の継承が課題となりP-PFI 実施が難しい傾向にある。しかし、区が整備方針を決定する前に、従前公園機能である駐輪場等の要否検討の社会実験を実施。違法駐輪が増加せず周辺施設で賄えることを確認。従前機能の継承を条件とせず公園全面再整備を決定した。公園全体をP-PFI 事業者による提案に基づき再整備し、効率的な管理運営を実現。小規模公園においても取組み次第で、事業実施が可能であることを確認した。

6. まとめ

6-1. 考察

＜P-PFI による公園の便益増進＞

実証分析(1)流動人口の推定結果では、大都市かつ中心市街地の立地では公園を含む250mメッシュで流動人口がプラス（＋約189 人/月）、中心市街地以外の立地では公園を含む500mメッシュの流動人口がプラス（＋約126 人/月）となった。P-PFI により公園利用者および周辺地域の住民や事業者ともに便益増進が確認された。実証分析(2)成約賃料の推定結果では、P-PFI により大都市かつ中心市街地に立地し、公募対象公園施設が飲食系もしくは複合系の公園では、500m範囲内においてウォークイン物件の成約賃料が上昇（＋約2,130 円/月・㎡）。周辺地域の住民や事業者の便益増進が確認できた。アンケート調査等より、公園利用者と周辺地域の住民や事業者それぞれの具体的な便益増進を確認。一方、負の外部性として少ない事例ではあるが騒音等を確認。部分的に周辺地域の住民や事業者の便益を減退している。しかしながら、実証分析及びアンケート調査等の結果を踏まえると周辺地域の住民や事業者の便益増進は負の外部性を上回るものであると考えられる。なお、P-PFI による公園利用者の便益増進は確実である。中本（2016）は、小規模公園は商業系用途地域では公園という土地利用の硬直化により土地利用再編を阻害し、広範囲において地価を下落させていることを明らかとしている。本研究の実証分析やアンケート調査の結果より、土地利用の硬直化は変わらないが、P-PFI により空間・サービス水準が向上し、周辺地域の不動産価値を高める可能性があることを確認。P-PFI 導入可能性がある場合には積極的な制度活用を図るべきと考える。

＜P-PFI の事業効果を更に高める方策＞

費用負担回避動機を持つ地方自治体と利潤動機を持つ事業者の対立構造がある。マーケットサウンディングにより双方の意向調整を図り、合理的な役割分担を地域実状に応じて設定することが、事業効果を高める事業実現には重要である。なお、マーケットサウンディングは、意向を示すことが事業者自らの事業性を高めるため、参画にインセンティブを感じる。しかし、P-PFI の事業者選定の公募は総合評価方式で提案が評価される。価格評価の比重が高くなれば、事業者としてはコストをかけて検討した提案が必ずしも高い評価とならない可能性もある。そのため、事業者がマーケットサウンディング段階から参画し、検討を深めた魅力的な提案をすることにインセンティブがある評価方式を検討すべきと考える。

6-2. 政策提言

提言① 個別事業の便益把握

P-PFI 整備後の管理運営段階において補助金交付に見合う便益の有無を個別事業毎に把握するべきである。交付対象は公共性の高いものに限る必要がある。交付の決定には、地方自治体、客観的な視点を有する第三者等による公共性を判断する組織体や基準等を設けて判断をするべきと考える。

提言② 公園便益増進に資する提案の評価が高まる評価方式検討

公平性を担保しつつ、公園便益増進に資する提案の評価が高まる評価方式を検討すべきと考える。多段階方式等、事業者選定方式の幅広い検討が求められる。

提言③ 実施事例フォローアップと継続した情報発信

公園全体としての管理運営体制の指針化が求められる。まずは導入事例フォローアップや事例蓄積が必要となる。水平展開できる個別事例の取組みやノウハウの情報発信を国が継続して実施し、更なる情報共有化を図るべきである。

6-3. 今後の課題

制度創設後間もないため、今後は更なる事例蓄積を踏まえた実証分析や調査が行われる必要がある。

注釈

1) 東京23 区、横浜市、大阪市、名古屋市、札幌市、福岡市とした

主な参考文献

塩見一三男, 三浦大和, 小松亜紀子, 金岡省吾（2021）「サウンディング型市場調査や公募の活用実態からみた都市公園と地方創生との関係」『ランドスケープ研究』84 巻 5 号, p505-510

肥田野登, 平本和弘（1986）「資産価値による中規模都市公園の整備効果の計測」『都市計画論文集』21 巻, p409-414

藤田壮, 盛岡通（1995）「ヘドニック価格法を用いた公園緑地の環境価値評価に関する研究」『環境システム研究』23 巻, p64-72

中本アンドルー（2016）「住居系地域との比較による商業系地域における小規模公園による地価への影響」『政策研究大学大学院修士論文』

漁港における放置船舶対策について
～A 県における漁港管理の現状を事例として～

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21707　酒井　邦彦

1　はじめに～研究の目的及び背景～

漁港管理の課題には，漁港区域内に，破損するなどして利用されなくなった船舶（以下「放置廃船」という。）や正当な権原に基づかずに係留等させている船舶[1]（以下「不法占用船」という。また，「放置廃船」と「不法占用船」を合わせて以下「放置船舶」という。）が存在し，漁業への支障や景観の悪化を招くということがある。本研究では，人々は費用と便益を比較して合理的に意思決定を行う，すなわち，人々はインセンティブに反応する経済人である[2]といったミクロ経済学における基本的な考え方に基づき，放置船舶対策に課題を持つ A 県管理漁港[3]における放置状況の実態，制度の運用実態を観察し，分析を行うことで政策提言につなげる。

2　漁港における放置船舶の外部性及び関連制度について

2.1　放置船舶の負の外部性

漁港における放置船舶は，周囲に負の外部性をもたらす。具体的には，漁業への支障（漁港施設の利用阻害や航行への影響，油の流出による漁業被害等），災害時（津波，台風，高潮等）の二次被害の助長，環境，景観への悪影響が主なものである。また，近年では，放置船舶が犯罪に利用されるケースも発覚してきている[4]。

2.2　漁港における放置船舶対策手続きについて

2.2.1　放置禁止区域の指定及び係留等許可施設の指定について

漁港漁場整備法第 39 条第 5 項第 2 号では，船舶や自動車等の放置，又は投棄を規制する方法として，漁港区域内で漁港管理者が指定した区域に船舶等の管理者が指定した物件を捨て，又は放置することを禁止している。一方で，管理条例で，漁船以外の船舶の係留を許可する施設を指定することによって，漁船と漁船以外の船舶を整然とすみわけ，維持管理の適正化を図るという制度設計になっている。

2.2.2　監督処分について

漁港管理者は，船舶等を放置禁止物件として指定した場合には，違反者に対して，船舶の移転若しくは除却を命じることができる。

2.2.3　行政による撤去について

放置船舶の撤去までの対応としては，所有者が判明している場合は行政代執行法による行政代執行の手続き（実施コストの高さが指摘されている[5]。），所有者が不明な場合は簡易代執行の手続き（漁港漁場整備法第 39 条の 2 第 4 項から第 11 項）が想定されている。

2.2.4　罰則規定について

放置禁止区域に船舶を捨て，又は放置する行為については，漁港漁場整備法第 46 条 1 項 3 号で 30 万円以下の罰金が定められている。

2.2.5　所有者特定手続きについて

放置船舶については，漁港管理者が放置船舶を発見した場合，所有者確知作業を行うことになる。プレジャーボートの場合，船体に打刻されている船体識別番号又は船舶番号をもとに日本小型船舶機構へ照会を行うことによって，漁船の場合，船体に表示された漁船登録番号をもとに都道府県の担当部局へ照会を行うことによって，それぞれ所有者の情報を入手することができる。

3　放置船舶発生に関する理論分析

本章では，漁港における放置船舶問題が発生する原因について，人々は自らの効用を最大化するように行動する経済人であるというミクロ経済学の人間像に則り，放置船舶問題にかかわる人々が持つインセンティブの視点から分析を試みる。

3.1　犯罪の意思決定についての理論の紹介[6]

経済学者のベッカーは，人々は違法行為が生み出す期待効用を計算して違法行為を行うとした。

このベッカーの理論を定式化すると以下の通りとなる。

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

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

犯罪を行わない場合の効用を U(0)とし，U(0)＝0 とする。この場合，有罪になる確率 p が大きく（1 に近く），かつ刑罰が十分に大きい（f＞Y）場合，E[U]<0 となるため犯罪を犯すことは合理的な選択とは言えない。しかしながら，p が十分に小さい，または刑罰が小さすぎる（f＜Y）場合，E[U]>0 となり犯罪を行う方が期待効用は大きくなるため，犯罪が行われる。

3.2　放置船舶問題についての検討

3.1 で示した理論を土台として，放置船舶の問題においては，違反者にとって，何が放置の利益，或いは刑罰なのかを整理すると，表 1 のとおりである。

表 1　違反者の考慮要素まとめ

放置船舶の性質	利益 Y	刑罰費用 f	主観的確率 p
不法占用船	保管費用の節約	①行政代執行が実施された場合に請求される撤去に要した費用 ②法令違反の罰金及び過料 ③共同利用者等からの非難	f が課される主観的確率
放置廃船	処分費用の節約	同上	同上

利益 Y の含意

放置廃船に対しては，処分費用よりも一定高額な預託金を徴収しておくデポジット制度が有効である。

利益 Y と刑罰費用 f の含意

放置廃船の場合，処分費用の節約が違反者の利益なので，代執行で処分費用を請求するだけでは，違反者にとって適正に処分することと投棄することの利得は無差別となるかもしれず，法令違反として罰則及び過料も併せて科す必要性が高い。

主観的確率 p の含意（仮説 1 及び仮説 2 からの推論）

行政代執行という手段によった現行の義務履行確保制度の下では，重大性が明白かつ緊急的な負の外部性を生じさせるような放置船舶にのみ実行性のある対応がなされ，その他，多くの放置船舶（一定の負の外部性を持つ）は有効な対策が取られずに放置されてしまう。また，発生場所の傾向としては，低利用の港の低利用な施設で放置が発生しやすいと推論できる。

4　自治体における放置船舶発生状況及び対策の実態について～A 県を事例に～

本章では，第 3 章で考察した内容に関し，4.1 において，最小二乗法による放置船舶が発生しやすい港の傾向の分析を行う。また，4.2 において，ヒアリング等による現場実態の整理，課題の分析を行う。

4.1　放置船舶が発生しやすい港の傾向についての実証分析

ここでは，A 県が管理する漁港を対象に，放置船舶が発生しやすい港の特徴について実証分析を行う。

4.1.1　使用するデータ及び推定式

分析の基礎となるデータは，A 県から提供を受けた A 県が管理する漁港における放置船舶の発生状況に関するデータ，漁港漁場整備法第 36 条の 2 によって漁港管理者が調製することになっている漁港台帳のデータ及び漁港の港勢調査のデータ[7]を使用した。

被説明変数，説明変数及び推定式は表 2 のとおりである。

---

[1] 正当な権原に基づかずに係留等させている船舶とは，公共用水域やその周辺の陸域において継続的に係留等されている船舶のうち，法律，条例等に基づき水域管理者により認められた施設や区域以外の場所に，正当な権原に基づかずに係留等されている船舶のこと，または，水域管理者の認めた施設や区域に係留されているが，施設使用許可等の手続きを経ずに不正に係留している船舶のことをいう。

[2] [N・グレゴリー・マンキュー・足立英之ほか編，2014]P10

[3] 本稿においては、匿名を前提にヒアリング等を行っており、検証可能性が犠牲になることを承知の上、特定を避ける観点から A 県と表記している。

[4] 2020 年 3 月 1 日日本経済新聞「『放置船』全国 7 万隻　目立つ所有者不明，犯罪悪用も」https://www.nikkei.com/article/DGXMZO56067050W0A220C2SHJ000/においては，放置船舶が覚醒剤の運搬に利用された事例やロシアに違法に転売された放置船舶（漁船）が日本近海での密漁に利用された可能性が指摘されている。

[5] [福井秀夫，1996]211 頁参照

[6] [秋葉弘哉，1993]33～41 頁の記載を参考としている。

[7] 漁港の利用状況等の実態を明らかにし，漁港行政及び水産基盤整備事業の実施に必要な基礎資料とするため，漁港の利用状況等について，国が都道府県からの報告を取りまとめた資料

表 2　使用するデータ一覧

変数	影響予想	選定理由
放置船率（%） 分子：港毎の放置船舶数 分母：港毎の利用船舶数（プレジャーボート隻数＋漁船隻数）		被説明変数
1日あたりの利用船舶数（隻）	負	一日あたりの利用者が多いほど，人の目があり，かつ，利用の妨げになりやすい。 刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を上昇させる要素と予想
漁港施設用地面積当たりの 漁協組合員数 （人/100 ㎡）	正	漁港施設の広さに対する利用者の数が多いほど利用の競合性が高まり，放置行為の負の外部性が大きいことが予想される。 刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を上昇させる要素と予想
処分場のない離島地域ダミー変数	正	船舶の処分場のない港では処分の際に輸送費用がかかるため，利益 Y を上昇させる要素と予想。
漁協組合員の増減率（%）	負	漁協組合員の減少が大きい港では，負の外部性の影響を受ける人が少なくなると考えられるため刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を低下させる要素と予想
推定式		
放置船率＝ $\alpha + \beta_1$(1日あたりの利用船舶数)$+\beta_2$(面積当たりの組合員数)$+\beta_3$(離島（処分場なし）ダミー)$+\beta_4$(組合員の増減率)$+\varepsilon$ ※αは定数項，$\beta 1 \sim \beta 6$はパラメータ，εは誤差項を表す。		

4.1.2　推定結果と考察

推定結果は，表に 3 示す通りである。

表 3 推定結果

被説明変数	放置船率（%）				
説明変数	係数	標準偏差	T 値	P 値	有意水準
1 日あたりの利用船舶数（隻）	−0.0444933	0.0207574	−2.14	0.038	**
漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数（人/100 ㎡）	−8.344921	5.332234	−1.56	0.125	
処分場のない離島地域ダミー変数	12.36821	5.742989	2.15	0.037	**
漁協組合員の増減率（%）	0.024975	0.1251455	0.20	0.843	
*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1					

1 日あたりの利用船舶数が 1 隻増加すると放置船舶率が約 0.04%下がることが 5%の有意水準で示された。また，漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数(人/100 ㎡)については，推定された係数の P 値が 0.125 であるため統計的に有意な結果であるとは言えないが，係数の符号については予想と一致した。処分場のない離島にある漁港の場合は，放置船舶率が約 12%増加することが 5%の有意水準で示された。処分場のない離島においては，処分の際に輸送費用が余計に発生する。これは，処分場のない離島においては，輸送費用の分だけ利益 Y が大きく放置が発生しやすいということを意味する。これらの結果から，以下のような政策的含意が得られる。

政策的含意
- 低利用化が進んだ港においては放置船舶が発生しやすい傾向にある。
- 放置船舶対策として，デポジット制を検討する場合は，輸送費用も加味するべきである。

4.2　放置船舶対策の実態調査に基づく課題の整理(A 県を事例として)

以下においては，A 県における放置船舶の態様，対策の実施状況についての実態調査をもとに，課題を抽出していく。

4.2.1 所有者確知状況及び課題

今回，放置廃船は，そもそも，所有者を特定するための手掛かりがある船舶が全体の半数以下だった。また，相続，転売，住所の変更等によって，所有者の特定が困難になる場合があることが判明した。さらに，転売に関しては，エンジン等の有価物のみをとり去り，故意に船体を放置するような悪質な違反者が存在していた。このことからは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 所有権が移転したという言い逃れを防止，所有者特定のコストを下げるために，船舶の名義変更等の手続きについて確実に行うように所有者に動機づける仕組みが必要である。
- 現在の登録制度においては，公的機関への登録番号が塗りつぶされる等の行為があった場合，比較的容易に追跡を免れることが可能であり，実態としても所有者不明の割合が大きいため，そもそも放置がされないような動機づけの必要性が高い。

4.2.2　行政指導の実施状況とその効果

4.2.2.1　行政指導の実施状況

令和元年 12 月から令和 2 年 12 月までの一年間で，A 県が行った是正措置の状況は，以下のような特徴があった。
- 過去に発生した放置物件の所有者特定に時間を要している。
- 所有者が判明している物件に対しては，ほとんどの場合，何らかの指導が複数回継続されていると推察される。

4.2.2.2　行政指導の効果

放置廃船数の推移をみると，行政指導の効果は限定的であることがわかる。図 1 は平成 27 年に記録を取り始めてからの A 県管理漁港における放置廃船の推移である。平成 27 年からの現在までの推移を観察すると，放置廃船数は増加傾向にある。この傾向を踏まえると，放置廃船の発生抑制・是正に対する行政指導の効果は十分とは言えない[8]。

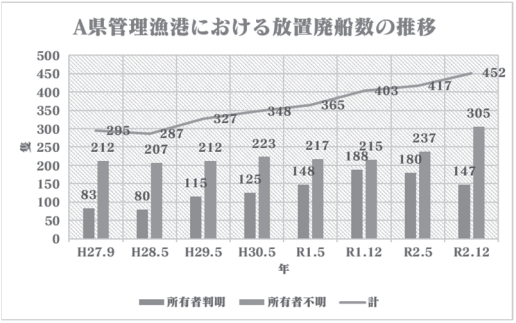


図 1　A 県管理漁港における放置廃船数の推移（A 県提供データをもとに筆者作成）

4.2.2.3　小括

4.2.2.1 及び 4.2.2.2 から，以下の政策課題・含意が得られる。

政策的課題・含意
- 漁港管理者による行政指導は繰り返されているが，抑止効果は限定的であり，有効な対策へ移行するように行政のインセンティブ対策が必要である。

4.2.3　A 県における監督処分・簡易代執行・行政代執行等の実態

4.2.3.1　実施状況

A 県においては，これまで監督処分や行政代執行がなされたことはなかった。全国的にも平成 30 年時点において，約 2.2 万隻の放置艇（プレジャーボートのみが調査対象）が存在しているが，平成 28 年から平成 31 年の間に行政代執行がなされたのは，3 隻にとどまっている[9]。所有者不明の場合に用いられる簡易代執行に関する手続きについても，A 県ではこれまでに 1 件（3 隻），全国でも平成 28 年から平成 31 年にかけての実施件数は 12 件（32 隻）となっている。

4.2.3.2　行政代執行等が行われない理由・問題点の考察

4.2.3.2.1　行政が撤去を行う判断基準

行政は，一般的には，撤去を行った時の利得と撤去を行わなかった場合の利得を比べて行動する。A 県が内部で取り決めている撤去に関する基本的な考え方は以下の通りであった。

撤去を行う場合
- 油が流出し，漁業に被害を及ぼす場合
- 沈没により，周囲の船舶の航行に障害が発生する場合

撤去を行う場合の考え
- 所有者不明の場合は県で対応する。
- 所有者判明の場合は所有者に指導を行い，応じない場合は県が代行して引き上げ，費用を請求する。

この考え方からは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 行政が撤去に踏み切る物件は，負の外部性の重大性が明白で緊急性を要する物に限られている[10]。
- 行政で撤去が行われる場合も行政代執行や簡易代執行といった個別法で用意された手続きはとられず，より権力性の低い方法（費用徴収面で不利）がとられがちである。

4.2.3.2.2　放置物件の状況

A 県が撤去に踏み切る基準は，相当程度高いことが判明した。では，

[8] 漁協関係者へのヒアリングによれば，「漁師さんの中には，気性の激しい方も少なくはない，行政から多少うるさく言われても聞く耳を持たない場合も大いにあるでしょう，海保が出てくれば一番効く。」，「多少うるさく言われても，それ以上の罰則がなければ増えるばっかりでしょうね。」という意見もあった。

[9] ［国土交通省、水産省，2021］

[10] A 県への聞き取りによれば，現場の心理として，基準に該当するような場合は，違法状況を放置したほうが，漁業被害等で管理者責任を問われかねないので，撤去に踏み切る強い動機が生じるそうである。

実際の放置状況はどのような態様だろうか。まず，放置物件の代表的なものは，単体では比較的影響が小さいと思われる小型の和船タイプが７割を占めていた[11]。また，放置船舶が存在する施設について整理すると約 75%が陸域に放置されている一方，不法占用船舶については，約 80%が水域に放置されていた。A 県の基準では，陸域への放置に対しては，実効性を持った対応は基本的にはなされない。しかしながら，陸域の放置物件についても，景観，環境，施設の利用に対して一定の負の外部性を生じさせており[12]，違法状態を放置することは社会的な厚生を損ない続けることになる。

4.2.3.2.3　小括

調査の結果からは，行政が撤去に踏み切る物件は，違反を放置すれば，むしろ，行政にとって不都合が生じるレベルの負の外部性を生み出す物件に限られていた。一方で，その他多くの物件については，それらが一定の負の外部性を発生させていたとしても，指導の継続以外に有効な手立てを講じることができていないことが判明した。これらのことからは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 放置船舶対策についても，少なくとも所有者が判明しており，利用もされているような船舶については，指導と代執行の中間的な措置として，執行罰といった経済的な是正手段の導入について検討の余地がある。

4.2.3.2.4　執行手続きにおける諸課題

4.2.3.2.4.1　対策の優先順位付けの必要性

A 県のように違反の件数が大きくなってしまった段階においては，現場の職員としては，新規に発生した物件に対して，近隣にその物件と同等程度かより大きな負の外部性を有する物件が未解決のまま放置或いは投棄されている場合には，指導以上の強気な対応をとることは難しい[13]。実際の指導現場としても，違反者からは，別の放置事例を引き合いに出す[14]という手痛い反論を受ける場合がしばしばあるという。また，ブローカーと呼ばれる，不要となった船舶を安く引き取り，エンジン等金目の物だけ売り払い，船体を放置する悪質な者に対してさえ，罰則は科されておらず形骸化している。これらの状況からは以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 行政指導に終始しないように，対策について一定の優先順位を組織で共有するために外部性の評価を行い，かつ，罰則適用も含めて必要な対応にコミットさせるように行政のインセンティブ対策も合わせて行うことが必要である。

4.2.3.2.4.2　行政代執行の手続きの難しさと執行体制

A 県の業務執行体制について，基本的に，県内の各地域に１名の担当者が配置され，1～13 港を管理しており，港が少ない地域は，道路，河川，港湾といった別の施設の管理業務を掛け持ちしている。また，一年ごとに，漁港担当から道路担当や河川担当へローテーションする体制となっており，許認可業務，各種照会対応業務，苦情処理，行政指導といったいわゆる日常業務に対応するので手一杯[15]で，人員は，基本的には減らされる一方とのことであった。このような，業務実施体制においては，平均的な現場職員にとっては，より簡易な手続きで済ませ，一年間，前任のように指導を継続し次の担当に引き渡す方が良いと考えることが合理的であるように思われる。

政策的課題・含意
- 放置船舶の問題の場合，先送りにすることで負の外部性及びそれを解消する費用が大きくなり，より非効率な事態を招く。
- 代執行等難しい手続きを日常業務とするような執行体制の整備も検討の余地がある。

4.2.3.2.4.3　簡易代執行における違反者を過失なく確知できない場合

A 県において，簡易代執行になかなか踏み切れない理由として，放置船舶も一応は誰かの財産である可能性があり，廃棄物として，簡単に一掃してしまうことは憚られるとの意見が聞かれた[16]。そうなると簡易代執行の手続きを検討することになるが，要件である「過失がなくて当該措置を命ずべき者を確知することができないとき」について，コンセンサスがないため，代執行の手続きに移りにくいという現場の課題も見えてきた。以上のヒアリング事例からは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 廃棄物か有価物かの判断について一定の基準を設けることで，効率的な対応が進む可能性がある。
- 所有者確知作業について，十分条件を規定することで効率的な対応が行われる可能性がある。

4.2.3.2.4.4　類似制度との比較

自動車と船舶関係の制度を比較したところ、目立つ相違点としては，保管場所の確保，税制，処分費用預託制度の有無であった。保管場所の確保制度については，船舶が未然に放置されることを防ぐ，負の外部性予防の観点から小型船舶，漁船についても検討の余地があろう自動車制度の比較からは以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
- 保管場所の確保を所有者に義務付けることは放置を未然に防止するうえで導入を検討する余地がある。

5　政策提言について。

5.1　政策的課題・含意の整理

第 4 章までの議論を再整理すると以下のような政策的課題・含意を抽出できたといえるだろう。本章においてはこれらに対応する改善策の提言を行っていきたい。

政策的課題・含意①

放置廃船対策としては，デポジット制度が有効であり，かつ所有者不明のケースが多いことから必要性も高い。なお，デポジット金については輸送費用も加味することが望ましい。

政策的課題・含意②

代執行といった執行コストの大きい手段に加えて，より簡易に負の外部性に対応できる経済的手段の検討が必要である。

政策的課題・含意③

船舶の名義変更等の手続きについて確実に行うように所有者に動機づける仕組みが必要である。

政策的課題・含意④

行政指導の繰り返しに代表される対応の先送り，安易な手段への逃避から，実効性のある対策にコミットするように，執行コストを下げるとともに行政のインセンティブの改善が必要である。

政策的課題・含意⑤

放置廃船対策については，代執行時の処分費用の請求に加えて罰金等を科すことも重要である。

政策的課題・含意⑥

自動車に関する制度と比較した際，不法占用船舶の未然防止策が不十分といえるかもしれない。

政策的課題・含意⑦

低利用化が進んだ港においては放置船舶が発生しやすい傾向にある。

5.2　政策的課題・含意①に対する提言～デポジット制度の導入～

放置廃船について，違反者にとって放置の利益は適法に処分する場合に発生する処分費用であることから，事前に処分費用を上回るデポジット金を徴収しておき，適法な処分がなされた場合に，返金するような仕組みにしておけば，適法に処分する方が放置（投棄）するよりもお得な状況が生まれ金銭的インセンティブが働くため，放置廃船の問題は相当程度解決するだろう。

5.3　政策的課題・含意②及び③に対する提言～課徴金（執行罰）制度の導入～

行政代執行よりも簡易な手続きとして，執行罰の導入を検討するべきである。この際，違反者の特定コストを下げ，無責任な転売を防止する観点から，執行罰を科す相手は，登録名義人でよいとするべきである。また，執行罰の導入の際に重要なことは，①できるだけ徴収コストを抑える（素直に支払ってもらうようにする）ことと②無資力者に対する実効性の確保である。①については，強制金を支払わない場合は，船舶の登録の取り消しや船舶検査を受けられなくする，免許を失効させるといったペナルティを合わせて導入することで一定の効果があげられるだろう。②について問題が生じるのは，主に放置廃船の場合であると思われる。放置廃船に対する効果は限定的であることが予想されるため，放置廃船対策としてはデポジット制の導入を合わせて行う必要

[11] A 県担当者としても，どこまででも行けそうなザ漁船といったものを堂々と捨てる人はそういない。県内の漁港の大半は，5mあるかないかという船外機をつけるような小型船舶の番号と漁船番号の両方持っている小さいやつが大部分という認識であった。

[12] A 県ヒアリングによれば，陸域についても，漁業者や近隣住民から景観悪化，利用阻害といった苦情があるそうである。また，漁協ヒアリングでも，陸域に存在することで，邪魔，景観悪化，地域に悪いうわさが立ち魅力が下がる，すぐに沈没はせずとも，台風時の避難の邪魔や二次被害（管理不全の船舶のロープが切れて周囲の船舶に損傷を与えるなど）の恐れに心配の声があった。

[13] [福井秀夫，1996]210 頁参照

[14] A 県出先機関へのヒアリングによれば，指導の現場でよくある違反者の反応として「なんで俺から指導するんだ。」，「あっちにも放置されてるだろうが。」ということがあげられた。

[15] [北村喜宣，2008]156 頁では，行政にとって監督処分は日常業務ではないプラスアルファの仕事という指摘もある。

[16] 現状，統一された基準がないまま出先機関職員によって判断されているため判断に差がみられる。

性が高いといえよう。

5.4 政策的課題・含意④及び⑤に対する提言～行政のインセンティブ対策と執行コストの削減～

行政指導の繰り返しに代表される対応の先送り，安易な手段への逃避から刑事罰の適用も含めた実効性のある対策に行政の行動をコミットさせるためにインセンティブ対策と執行コストの削減が必要である。

5.4.1 違反状況・対策状況の公表

行政が気にする要素として，議会での追及，監査での指摘[17]，マスコミからの非難があげられることにあまり異論はないと思われる。現状，議会での指摘を受けることはあるものの熱心な行政指導というアリバイを主張することで乗り切られている[18]。監査においても，指導を継続している段階であれば，監査資料に載らないので，監査時に担当者が口を滑らせない限り指摘事項に上がることは稀だろう。このような事態を打破するには，行政上の義務履行確保について，義務違反の実態，外部性の評価，指導から代執行等の是正手段の発動状況に至るまで情報公開を義務付けることが有効である[19]。加えて，違反者の氏名住所も公表[20]するようにすれば，違反の抑止効果も一定程度望めるだろう。

5.4.2 義務履行確保に関する専門部署の創設

今回の実態調査で，対策の先送りが非効率な状態を招く一因となっている面もあることが見えてきた。先行研究では，行政にとっては許認可等が日常業務であり行政処分はプラスアルファの仕事であること[21]や，国と地方自治体で比べると地元との利害関係の薄い国のほうが代執行に踏み切りやすい可能性があること[22]，出先機関と本庁で比べると出先機関のほうが違反者との距離が近く癒着関係が形成されやすい[23]ことが指摘されている。このようなことを踏まえれば，行政の義務履行確保に関する業務を日常業務とする部署を本庁に設置し，粛々と執行できる体制を検討するべきであろう。

5.4.3 所有者確知作業の合理化・明確化

漁港における放置船舶問題においても所有者不明土地問題のように所有者確知作業の明確化を図ることは有益であろう。放置船舶，特に所有者不明の場合は，残存価値も低いことから財産権の保護という意味では土地よりも低くても差し支えないと思われるし，所有者特定作業に過大な資源が投入されることは非効率である。具体的な作業としては，①漁船原簿又は小型船舶番号等による所有者情報の請求②地元漁協への情報提供の請求③所有者と思料される者に対する所有者を特定するための書面の送付等をとること，といった程度で十分である。

5.4.4 対策の手順及び優先順位の明確化

A 県のように違反物件の数が多くなった段階においては，外部性の程度等を一定程度考慮して，撤去についての優先順位・告発の方針を決めておくことも効率的な外部性解消，行政の動機づけの点から意義があるだろう。漁港という限られた空間かつ利用者のほとんどが漁協という集団に所属する場所で刑事罰が適用される事態が生じれば，一挙に情報が共有され，利用者のほとんどが有罪となる主観的確率 p を上昇させるかもしれない。この点において，漁港においては，刑事罰による一罰百戒効果は大きい可能性がある。そこで，最低でも，いわゆるブローカーや複数の船舶を放置している違反者など誰の目にも悪質性が高いと判断できる違反者は，直ちに刑事告発を行うべきである。そのほかについては，漁港管理者において撤去の命令が発動されてもなお，違法状態が解消されず，行政での撤去に踏み切る前段階で告発を行うということにすれば，捜査機関の理解も得られやすいだろう[24]。次に，効率的な外部性対応として，外部性の大きさを一定考慮して優先順位を設けることは有効であろう。この際，漁港における放置船舶については表 4 のような特徴がある。これを踏まえると以下のような優先順に順位をつけて機械的に対応することが平均的には効率が良いと考える。

①まずは，外部性も大きく，後回しにすればかえって外部性が大きくなりやすい水域の物件について優先的に対応検討する。②水域の中でも台風等災害時の避難港と指定されている港は優先順位が高い。③陸域については，魚市場等多くの人に影響がある場所から対策をとる方が効率的である，影響の大きさとしては，近傍地価の高い所から対策をとった方が効率的である可能性がある。④他の条件が同じであれば，費用の内部化の観点から所有者判明の物件から対応を行う。

表 4 優先順位の検討

外部性	内容	主な発生場所	特徴
漁業への支障，被害	例：油の流出による漁業被害，沈没による航行障害等，施設の占領による利便性低下	主に水域 船揚げ場等よく使う施設も苦情が出やすい。	・漁港機能，財産への侵害が大きい。 ・水域にある物件は，先送りにし沈没させると外部性も対応コストも大きくなる。
災害の 2 次被害	台風時の沈没，他の船舶への危害，避難の邪魔	水域	・災害時の避難関係について，生命・財産への影響が大きい。 ・水域にある物件は，先送りにし沈没させると外部性も対応コストも大きくなる。
景観・環境への影響	景観の悪化，地域の魅力低下	その他陸域	・不特定多数に薄く広く外部性が及ぶ場合があり，影響を受ける人の多さにより外部性の総量が決まる。

5.4.5 廃棄物認定基準の策定

所有者不明になるような状態で放置しているような物件については，訴訟リスクも相当低いであろうから，具体的には，①船体の荒廃，船内滞留水，ビルジ等の発生状況，船体の破損状況についての確認（高知県事例），②撤去指示書等貼付け後，1 月以上経過（三重県：自動車の事例）程度の判断基準を現場においてチェックリストで確認し，現場権限で廃棄物認定を行えばそれで十分であると思われる。

5.5 政策的課題・含意⑥に対する提言～購入時の保管場所確保の義務付け～

不法占用船舶の未然防止策としては，自動車の制度に倣って，船舶の購入時に保管場所の確保を義務付けることが有効と思われる。具体的には現行の登録制度を改善し具体的な保管場所を確認資料とともに登録させることにすればよい。

5.6 政策的課題・含意⑦に対する提言～低利用化の解消による放置船舶の抑制～

低未利用の状況となり，漁業活動だけの利用方法では，競合性が低下した場所では，放置等違反行為が行われやすいことが示唆された。競合性の低下は，当該施設が漁港施設としての用途に限ればニーズが乏しくなってしまった場所で起きやすい。そのような場所については，行政が管理コストをかけるよりも，より有効（少なくとも船舶の放置場所としてよりは）に使える者に払い下げ，所有権設定することや，占用許可を出すことが効率的であろう。しかしながら，現場のインセンティブの問題として，自身が漁港施設として公費を投じて建設した用地等について，漁港施設としての利用価値が低下したことを進んで認めて，払い下げ等の手続きに踏み切る動機が無いかもしれない。また，漁港施設に既得権を持つ漁業者も乗り気にはならないだろう。今後，長期的には，有効利用や漁港の統廃合に関する一定の基準を設け，より有効利用できる者に資源が配分される仕組みについて検討が必要と思われる。

参考文献

・N・グレゴリー・マンキュー・足立英之ほか編.（2014）.「マンキュー経済学ーミクロ編ー」. 東洋経済新報社.
・秋葉弘哉.（1993）.「犯罪の経済学」. 多賀出版株式会社.
・阿部泰隆.（1999）.「行政の法システム（下）［新版］」. 有斐閣.
・阿部泰隆.（2003）.「政策法学講座」. 第一法規.
・宇那木正寛.（2018）.「水域管理三法による放置艇等に対する代執行 ： その実務と課題（上）（下）」自治実務セミナー670・672 号. 第一法規.
・北村喜宣.（2008）.「行政法の実効性確保」. 有斐閣
・国土交通省，水産省.（2021）.「プレジャーボートの放置艇対策の今後の対応について」
・小松只幸.（2006）.「プレジャーボート放置・投棄艇抑制システムに関する提案」.
・塩野宏.（2015）.「行政法 I［第 6 版］行政法総論」. 有斐閣.
・水産庁.（2017）.「プレジャーボートの適正な係留・保管推進マニュアル（平成 28 年度改訂版）」.
・成田佳奈子.（2011）.「放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察」 .
・福井秀夫.（1996）.「行政代執行制度の課題」 公法研究 58 号. 有斐閣.
・福井秀夫.（2007）.「ケースから始めよう法と経済学」. 日本評論社.

[17] A 県においては，未収金に関する包括外部監査の後に未収金対応の専門部局が創設されている。

[18] A 県議会においては，「所有者がわかっているところには文書を送っていると。だけど，文書をいつまで送り続けるおつもりなのか」といった委員の発言に対して，「所有者が判明しております船につきましては，文書で催促をすること，あと，お住まいにお伺いして面談で直接要請をするということも今後やっていくつもり」といったやり取りがあった。

[19] ［福井秀夫，1996］215 頁参照

[20] 和歌山県プレジャーボートの係留保管の適正化に関する条例第 15 条では、撤去等を命じられたものが従わなかった場合氏名等を公表できる旨の規定がある。

[21] 脚注 15 参照

[22] ［福井秀夫，1996］212 頁参照

[23] ［北村喜宣，2008］165 頁参照

[24] A 県へのヒアリングによれば，平成 28 年から年に一度捜査機関も含めた協議会を開催しているが，捜査機関に対して管理者から告発方針等について具体的な意思を示すことができていないとのことであり，捜査機関も納得できる（丸投げではない）告発に関する協力依頼を行うことがスムーズに対策を進める上では重要だろう。

選挙制度・選挙行政が若年者の投票行動及び財政支出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
MJU21708　西野 広樹

はじめに

本稿の目的は、若年者の投票率が低いことによって、財政支出に影響が出ているかを明らかにするとともに、有権者の投票コストを低減させる選挙制度や選挙行政を分析することで、投票コストが割高な若年者の投票率向上に向けた方策を探ることである。

1　背景

地方議会選挙の投票率は、直近の平成31年の統一地方選挙において、都道府県議会議員選挙 44.02%、市区町村議会議員選挙45.16%となっており、半数以上が棄権している。中でも、20歳代、30歳代の若年者は、65歳以上の高齢者と比較して格段に投票率が低迷している。

1.1　合理的投票者モデル

合理的な有権者は、R＝P×B－C＋Dという数理モデルによって、投票行動を決めているとされる。このモデルは、ある有権者が２つの政党の間で争われる選挙において、投票に参加することで得られると期待される効用（R）は、「自分の１票が選挙結果に影響する確率（P）」と「自分の支持する候補者が当選した場合と他の候補者が当選した場合の効用の差（B）」を掛け合わせた値と「選挙への参加そのものから得られる満足感（D）」の和から、投票参加にかかるコスト（C）を差し引いたものである。

投票参加にかかるコストは、投票所に赴いて投票するという行為に関わるコスト（機会コスト）と投票先を決めるための情報収集・判断に関するコスト（情報コスト）の２つのタイプに大別できる。

1.2　選挙制度

1.2.1　選挙制度の分類

選挙制度には、多様な種類が存在する。そのうち、選挙区定数を基準にすると、１選挙区から議員１名を選出する小選挙区制と、複数の議員を選出する大選挙区制に分類できる。また、議席決定方法については、定数Mの選挙区において得票順にM番目までの候補者に議席を与える多数制と、得票に比例するように議席を配分する比例代表制とに区分できる。

1.2.2　我が国の地方議会選挙の特色

我が国の市区町村議会議員選挙の特色は、どの市区町村も大選挙区制を採用しているものの、各市区町村の人口規模や政令指定都市（以下、「指定都市」という。）であるか否かによって、選挙区定数は大きく異なる点である。とりわけ中核市や特別区の一部では、かなりの大定数区となっている。指定都市以外の市区町村は、原則として市区町村全域を１つの選挙区域として実施され、千葉県船橋市や東京都世田谷区などでは定数50名に上っている。指定都市においては、行政区の区域をもって選挙区とすることとされており、選挙区ごとの定数では、３～７名の選挙区が全体の６割以上を占めている 。

1.2.3　選挙制度と選挙結果・投票率

選挙制度に多様性があるのは、選挙が果たす役割について２つの考え方があることに起因する。多数制である小選挙区制は、選挙は「民意の集約」を図ることに主眼が置かれ、議会の過半数を獲得する多数党が現れやすくなる。他方、比例代表制や完全連記式を採らない大選挙区制の場合は、選挙は「民意の反映」のための手段であり、多様な民意に基づく多党制になりやすい。

小選挙区単純多数制と比例代表制を比較した場合、先進民主主義諸国を対象とした研究では、比例代表制を採用している国において投票率が高い傾向にあるとされ、蒲島・境家（2020）では、その理由として、比例代表制では、有権者が自分の投票の影響力を相対的に高く評価すること及び政党による動員活動が全国規模でより活発に行われる点に求めている。

他方で、比例代表制の下で起こりやすい多党制は、各党の違いを理解するための認知的コストの上昇を招き、投票率を押し下げる可能性も指摘されている。

2　問題意識

若年者の投票率が低いことの要因として、若年者は機会費用を含め、投票コストが高いことが考えられる。また、蒲島・境家（2020）では、加齢に伴い、政治参加を促す資源・動機・動員の機会により恵まれるようになるとしているほか、Denny and Doyle（2008）やStrate et al.（1989）では、年齢は認知能力や認知資源にも影響を与えると指摘している。

諸外国の中には、若年者と高齢者の投票率の差がほぼ無い国もある中で、我が国は差が大きい。

若年者の低投票率の問題として、若年者と高齢者の政策選好が異なる場合に、選挙を通じて、投票率の高い高齢者の政策選好が政策に反映されやすい傾向があるのではないか、また、世代間の投票率の格差が選挙制度や選挙行政によって拡大しているのではないか、という２点に焦点をあてる。

2.1　世代間の政策選好の違いと財政支出規模の決定要因

2.1.1　世代間の政策選好の違い

我が国の有権者は、全世代が一様に同じ選好を有しているわけではなく、各世代が自らの世代に短期的に効用をもたらす政策を支持することが明らかになっている。政府や選挙に関する意識調査結果から

は、若年者は少子化対策や教育への関心が高い一方で、高齢化対策等への関心は低く、高齢者は高齢化対策等への関心は高い一方で、少子化対策や教育への関心は低いことが示されている。

2.1.2　先行研究

少子化対策や教育、高齢化対策にかかる財政支出の規模の決定要因として、有権者の年齢構成等に着目したものとして、井上・大重・中神（2007）、Ohtake and Sano（2010）、知野・杉野（2002）、新倉（2017）等がある。

井上・大重・中神（2007）は、65 歳以上人口比率と学校教育費について検証を行い、各年度において高齢化が進むと学校教育費が減少していることを確認した。

Ohtake and Sano（2010）は、昭和 50 年から平成 17 年までの都道府県パネルデータを用いた検証を行い、1980 年代以前には、高齢者比率と義務教育費は正の相関関係を持っていたが、1990 年代以降には、高齢者比率の上昇が義務教育費支出の引き下げにつながることを確認した。

知野・杉野（2002）は、被説明変数に高齢者入院医療費を置き、説明変数に性別・人口といった人口学的要因に関する変数を用いて検証を行ったが、人口学的要因である女性比率や 80 歳以上の人口比率は統計的に有意ではないとしている。

新倉（2017）は、衆議院議員総選挙の年代別投票率の結果を用いて、出産育児及び教育支出に与える影響を実証分析し、民生費における児童福祉費及び学童保育設置率については、世代間の投票率の格差が縮小することで増加させることを明らかにした。

2.2　選挙制度・選挙行政に関する定性分析

2.2.1　我が国の投票環境

我が国では、1990 年代後半以降、投票環境における制約を取り除くための制度変更が行われてきた一方で、投票参加の制約が増すような変化も起きている。

平成 10 年の公職選挙法改正において、投票終了時刻が従来の 18 時から 20 時に延長され、平成 15 年の改正では、期日前投票制度が創設された。また、平成 28 年には、居住する市区町村の有権者であれば誰でも投票可能な共通投票所の設置を認める等の改正が行われた。

直近の令和３年の衆議院議員総選挙では、期日前投票所は 5,940 か所、共通投票所は 68 か所と前回より増加した。期日前投票所については、多くの有権者が利用する商業施設や大学等への設置やバス等に投票箱を乗せ、商業施設等を巡回する移動期日前投票所（巡回投票所）といった取組みも増加している。

他方で、衆議院議員総選挙における投票所数は、平成 12 年をピークに減少の一途を辿り、直近の令和３年では、ピーク時から約 7,000 か所減の 4 万 6,466 か所となっている。加えて、投票終了時刻を繰り上げる投票所の割合は増えている。

投票所数は投票率に影響を与えることが確認されている。松林（2016）は、３回の衆議院議員総選挙における 34 都府県の市町村パネルデータを用いた分析から、１万人あたり投票所数が１つ増えると投票率は 0.17 ポイント上昇することを明らかにした。また、期日前投票所の数についても、松林（2017）は、衆議院議員総選挙における市区町村パネルデータを用い、期日前投票所数の増加により投票率が上昇する可能性があることを示し、期日前投票制度が普段は投票に行かない人々の参加を促した可能性が高いという解釈を導けると指摘した。

2.2.2　諸外国の事例

諸外国の中には、オーストラリアやスウェーデンのように若年者と高齢者の投票率の差がほとんど無い国や、エストニアのように若年者の利用が見込まれるインターネット投票の導入に踏み切った国もある。

オーストラリアでは、厳格な罰則適用を伴う義務投票制度を導入している。正当かつ十分な理由なしに棄権したとされた場合には罰金が科されることもある。加えて、不在者投票の一環として郵便投票制度があるほか、病院・介護施設などへの移動式投票所の設置や視覚障がい者が利用できる電話による投票も認められているなど、誰であっても投票しやすい環境を整備していることが、世代を問わず高投票率となっていることの一因とされる。

スウェーデンでは、政治に対して影響を与えることができるという意識が根強いことや学校において現実の政治に触れる機会が多く設けられていることが、若年者の高投票率の要因とされているほか、国政選挙と地方議会選挙が同じ日に行われることや期日前投票制度が利用しやすいことによって、機会コストが低いことも指摘されている。

エストニアでは、過去 11 回の選挙でインターネット投票が行われており、着実に利用者が増加している。インターネット投票には、詐偽投票（なりすまし）や投票干渉等といった懸念もあるが、同国では、後から何度でもインターネットによる再投票が認められており、また、選挙日当日の紙による投票で上書きすることも可能とすることで、投票環境の公正さを担保している。

3　実証分析

前述した問題意識に基づき、「若年者の投票率と高齢者の投票率との格差が小さくなることで、世代間で優先順位が大きく異なる政策に関する支出に影響を及ぼすのではないか（仮説１）」、加えて、「人口規模の大きい市区に見られる、１つの選挙区定数が数十人にもなる選挙制度が、有権者とりわけ若年者の情報コストを上げている結果、棄権が増加するのではないか（仮説２）」との２つの仮説を立て、分析を行う。

3.1　分析の概要

仮説１については、世代間で優先順位が大きく異

なる少子化対策や教育、高齢化対策にかかる各都道府県の支出について、若年者と高齢者の投票率の格差が前回の選挙と比較して改善したことの影響を見ることとする（分析１）。

仮説２については、選挙区定数が大きく変わる指定都市への移行に着目し、各年代の投票率に与える影響について、実証分析を行う（分析２）。

３.２　分析の留意点

（分析１）

少子化対策や教育、高齢化対策にかかる財政支出は、地方自治体を通じて支出される割合が高い一方で、年代別投票率については、地方選挙の世代ごとの投票率のデータが公開されていないため、代理変数として、強い正の相関がある国政選挙の世代ごとの投票率を用いる。国政選挙と地方選挙では、選挙の争点や報道の情報量に違いがあり、各世代の投票行動や選挙を経て選出される議会構成も異なってくるため、分析の正確性には限界がある。

（分析２）

社会情勢や有権者の政策選好が大きく異なることを避けるため、指定都市への移行が比較的活発に行われていた平成 15 年以降の 10 年間の事例に限定して、分析を行った。しかし、その期間においても全国に８都市しか例がなく、その上、年代別投票率のデータの提供を受けられた例は５件に留まったことから、サンプル数は十分とは言えない。

また、指定都市へ移行した都市を処置群とし、コントロール群として、人口規模が比較的近い都市をサンプルとして扱っているが、その中には、平成 14 年以前からの指定都市や中核市、特別区が含まれており、自治体が有する権限に違いがある。

３.３　分析対象と使用するデータ

（分析１）

教育費、民生費における児童福祉費及び老人福祉費については、総務省の「地方財政統計年報」の「目的別歳出決算」より用いている。これらの支出については、人口規模による影響を取り除くため、教育費及び児童福祉費は、各都道府県の 14 歳以下人口で除し、老人福祉費は、各都道府県の 65 歳以上人口で除した。人口に関するデータは、総務省の「人口推計」の「都道府県，年齢（３区分），男女別人口－総人口，日本人人口（各年 10 月１日現在)」より用いた。

投票率に関するデータは、「衆議院議員総選挙における年代別投票率（抽出）の推移」及び「参議院議員通常選挙における年代別投票率（抽出）の推移」に掲載されている年齢別投票率の都道府県別データを、総務省自治行政局選挙部に照会することで入手している。これは各 47 都道府県から、標準的な投票率を示している１市１区１町１村を抽出し、まとめた 188 投票区の投票率で構成されている。なお、今回入手できたのは、平成 16 年度以降の選挙に関してのみである。

（分析２）

指定都市移行年を跨ぐ２回の市議会議員選挙の年代別投票率については、各市の選挙管理委員会事務局に照会することで入手している。また、コントロール群となる既存指定都市や一部の中核市及び特別区については、処置群と同時期に行われた２回の市区議会議員選挙の年代別投票率のデータを、各市区のウェブサイトから取得したほか、一般に公表されていない市区では、各市区の選挙管理委員会事務局に照会することで入手している。

その他、天候による影響をコントロールするために、気象庁の「過去の気象データ検索」から、天候データを取得した 。

３.４　推計式

（分析１の推定式）

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + (\textit{コントロール変数}) + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

モデル式

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（衆院選）

X：世代間投票率格差改善ダミー（衆院選）

参考式１

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（参院選）

X：世代間投票率格差改善ダミー（参院選）

参考式２

Y：モデル式と同じ

X：世代間投票率格差指標（衆院選）

参考式３

Y：参考式１と同じ

X：世代間投票率格差指標（参院選）

（分析２の推定式）

$$Y_{it} = \alpha + \beta \textit{移行ダミー}_{it} + (\textit{コントロール変数}) + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

モデル式

Y：自治体別の 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳代、70 歳以上の各年代投票率

参考式

Y：投票区別の各年代投票率

３.５　推計結果と考察

（分析１）モデル式のみ

変数名	児童福祉費割合	教育費割合	老人福祉費割合
世代間投票率格差改善ダミー	.0857462*	-.0081527	-.014023
	(.0500348)	(.3444201)	(.0814309)
決定係数	0.6878	0.1102	0.5216
観測数	188	188	188

（分析２）モデル式のみ

変数名	20 歳代	30 歳代	40 歳代
移行ダミー	8.280342***	10.83914***	6.280755*
	(2.610289)	(2.620603)	(3.221845)
雨天ダミー	-3.339143	-4.35302	-2.571378
	(2.982002)	(2.993785)	(3.680645)
決定係数	0.5483	0.6778	0.5134
観測数	48	48	48
変数名	50 歳代	60 歳代	70 歳以上

移行ダミー	7.176628** (2.579173)	6.916992** (2.624124)	4.432438 (2.634029)
雨天ダミー	-2.384268 (2.946456)	-1.251587 (2.997807)	-3.264986 (3.009123)
決定係数	0.5786	0.5213	0.2458
観測数	48	48	48

注1）***、**、*印は1％、5％、10%水準で有意であることを示す。括弧内の数値はロバスト標準誤差。
2）その他の変数は掲載を省略

（分析1）

児童福祉費を被説明変数とした推定については、モデル式において10%水準ではあるが世代間投票率格差改善ダミーの係数がプラスに有意であり、また、参考式3においても5％水準でプラスに有意であったことから、若年者と高齢者の投票率の格差が縮小し、小さくなるほど、若年者にとって優先順位が高い少子化対策に関する支出の割合が増加する（＝仮説1が支持される）と考えられる。ただし、参考式では、統計的な有意性を確認することができないものもあり、頑健性の高い分析とは言い難いことに留意が必要である。

教育費を被説明変数とした推定については、モデル式及び参考式全てにおいて統計的な有意性を確認することができなかった。教育費は、人件費の占める割合が大きく、人件費の規模決定要因となる教員の雇用数は、学級編成や児童数に依存する部分が大きく、裁量の余地が少ないことが原因と考えられる。

老人福祉費を被説明変数とした推定については、統計的な有意性は確認することができなかった。その理由として、先行研究で示されたように、高齢化対策にかかる支出は、人口構成による影響を受けにくいものである可能性が考えられる。

（分析2）

20 歳代及び 30 歳代の投票率において、移行ダミーの係数は1％水準でプラスに有意であり、40 歳代から 60 歳代にかけても5％水準や 10%水準でプラスに有意であった。係数の大きさを比較すると 30 歳代、次いで 20 歳代、以下 50 歳代、40 歳代、60 歳代の順に大きくなっていることから、指定都市移行によって選挙区定数が大幅に減少することで、若年者ほど投票率が上昇する（＝仮説2が支持される）と考えられる。

4　政策提言

【中核市等の人口規模の大きい自治体の議会選における選挙区分割の実施】

分析2より、議会定数が数十人に上る自治体については、選挙区を分割し、個々の選挙区から選出される議員を少なくすることで、若年者の投票参加が促される可能性があると考える。

今回の実証分析では、「理想的な選挙区定数」を導けていないため、どの程度の人口規模を有する自治体が、幾つの選挙区を設置すべきかについては示すべきではないと考えるが、少なくとも、今回の分析でサンプルとして用いた中核市や一部の特別区のような指定都市に準じる人口規模を有する自治体については、例えば支所レベルで選挙区を設置し、1つの選挙区から選出される議員を少なくすることが、特に若年者の投票率を向上させる観点からは望ましい。

【インターネット投票の導入などの投票環境の整備】

期日前投票所や共通投票所は拡充しているが、「いつでも・どこでも・誰であっても」投票できる環境になっているとは言い難い。

投票所に向かうという機会コストを極小化し得るには、エストニアで導入されたように、我が国でもインターネット投票を利用できるようにすることが最善であると考える。我が国でも、既に実証実験が行われており、総務省の有識者研究会においても、技術・運用面のハードルはクリアできるとしている。

選挙の公正性確保については、エストニアのように投票のやり直しを認めることのほか、不正に対する罰則強化で対処すべきと考える。

そのほか、ＳＮＳで若年者に投票を呼びかける運動が、直近の令和3年の衆議院議員総選挙での 10 歳代の投票率上昇に寄与したとの指摘もあり、若年者が普段から利用するＳＮＳ等のインターネットを活用して情報発信・提供を行うことで、全ての有権者、特に若年者の情報コストを低減させられると考える。

おわりに

地方議会選挙レベルでの投票に関するデータが開示されることで、投票環境と投票行動・政策の偏りの間の因果関係の検証がより進むものと思われる。実証分析の精緻化については、今後の課題となる。

参考文献

井上智夫・大重斉・中神康博（2007）「高齢化は教育費に影響するか？―日本の義務教育の場合―」中神康博・Taejong Kim 編『教育の政治経済分析―日本・韓国における学校選択と教育財政の課題―』シーエーピー出版 pp.207-49

蒲島郁夫・境家史郎（2020）『政治参加論』東京大学出版会

知野哲朗・杉野誠（2002）「高齢者入院医療費の格差とその経済的含意」一橋大学経済研究所 Discussion Paper 100

新倉純樹（2017）「世代間政治力格差と財政運営」同志社大学博士論文（甲）第 875 号

松林哲也（2016）「投票環境と投票率」『選挙研究』第 32 巻第 1 号 pp.47-60

松林哲也（2017）「期日前投票制度と投票率」『選挙研究』第 33 巻第 2 号 pp.58-72

Denny, Kevin and Orla Doyle（2008）“Political Interest, Cognitive Ability and Personality: Determinants of Voter Turnout in Britain” British Journal of Political Science 38（2）,pp.291-310

Ohtake, F., and Sano, S.（2010）“The Effects of Demographic Change on Public Education in Japan” In T. Ito and A. Rose (eds.) The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia, pp.193-219, The University of Chicago Press.

Strate, John M., Charles J. Parrish, Charles D. Elder, and Coit Ford（1989）“Life Span Civic Development and Voting Participation” American Political Science Review 83（2）,pp.443-464　ほか

激甚化・頻発化する水害及び宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定が不動産市場に与える影響
－武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害、倉敷市の浸水被害事例を通じて－

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21709　西村　紘明

1．はじめに

近年、気候変動の影響により、水害の激甚化・頻発化が見込まれている。着実に進められてきた治水整備の他、浸水想定区域指定等のリスク情報提供政策がこれまでに措置されてきた。2020 年には宅建業法施行規則改正により、不動産取引時にハザードマップにおける取引対象物件の所在地の説明が義務化された。このようなリスク情報提供政策によりリスク明示をしてきたにも関わらず、災害リスクエリアでの不動産需要高騰や人口集中等も見られる。先行研究では、浸水履歴及び既に明示されたリスクに対し不動産価格は下落する一方、浸水想定区域公表等のリスク情報提供政策は不動産価格に影響を与えない可能性が一定程度確かめられている。

しかし、令和元年東日本台風で発生したタワーマンションの脆弱性が露呈する先例のない浸水被害事例をはじめ、激甚化・頻発化する近年の水害も踏まえつつ、水害直後に「被害エリア」と「被害を免れたエリア」を比較し、「リスクが顕在化せず被害を免れた事実」に市場がどのように反応したのかを研究対象としたもの、「宅建業法施行規則改正による水害リスクの説明義務化」という新たなリスク情報提供政策の効果について研究されたものは存在しない。

本稿では、不動産取引データ等を用い、令和元年東日本台風による「川崎市の武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害事例」及び平成 30 年 7 月豪雨による「倉敷市の浸水被害事例」を通じ、近年の激甚化・頻発化する水害の影響及びリスク情報提供政策の効果について、総合的に点検・検証することにより、ハード政策ではなくソフト政策面から、今後更に必要となる水害への対応策に資することを目的としている。

2．近年の水害とその対応の現状

近年の水害を踏まえ、2015 年水防法改正では、洪水に係る浸水想定区域について、河川整備の基本となる降雨（以下、「L1」という。）を前提とした区域から、想定し得る最大規模の降雨（以下、「L2」という。）を前提とした区域に拡充する等の改正が行われ、今般、宅地建物取引業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日施行）により不動産取引時の水害リスクの説明も義務化された。

現在の保険制度の水災リスクについては、建物所在地の河川からの距離や地形、治水整備状況等により地域毎に高低が生じ、細かい単位での料率設定に必要なデータが不十分であること等から、全国一律の保険料率に設定されている。精緻なリスク設定ができていない現在の保険制度では、高リスクの者には割安、低リスクの者には割高となっているとの指摘もある。

一方、現在の浸水想定区域図では、未完成堤防や弱点箇所が考慮されていない場合の他、同じ浸水深での浸水の起こりやすさが比較困難であったり、ハザードマップが部局毎に公表されている場合もある等、リスク情報やその提供方法にも改善の余地があり、内外水統合型浸水ハザード情報図や多段階浸水想定区域図等によるリスク情報の精緻化・適正化の取組が進められており、保険制度との連携も求められている。

3．浸水リスクエリアへの人口集中

浸水リスクのある不動産の所有者（売り手）は浸水リスクについて熟知し、完全なリスク情報を持っている一方、買い手は情報を持っていないとすると、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在する。本来、リスクエリアでは人々が居住することを避けようとするので不動産需要は下がるが、情報の非対称性が存在する場合には、リスクを知らない買い手は安全だと思って取引に入るため、リスクエリアの不動産が多く供給される可能性がある。すると、リスクエリアで人口集中等による災害時の行政コスト増大等に繋がるため、リスク情報提供政策による情報の非対称性解消が必要となる。

一方、リスク情報提供政策により情報の非対称性が解消された場合や、昔からリスクが既に周知されている等そもそも情報の非対称性が存在しない場合でも、リスクを過小評価する買い手が取引に入り、リスクエリアの人口が増える可能性もある。また、被災時の政府支援を期待し、リスクを承知の上で、リスクエリアに居住する買い手も一定数存在する。さらに、水災リスクの精緻な反映ができていない現在の保険制度下では、リスクに対して保険料が割安であるため、リスクエリアに居住し続ける者もいると考えられる。

したがって、リスクエリアへの人口集中による災害時の事後対応コスト軽減のため、適切な水害対策や保険加入等の自助努力を促す必要があり、情報の非対称性解消やリスク評価の認知バイアスを修正すべく、リスク情報提供政策が引き続き求められる。そこで、これまでのリスク情報提供政策（浸水想定区域公表・不動産取引時の水害リスク説明）の効果と、近年の水害が市場に与える影響について、下の 2 つの仮説（表 1）を設定し、実証分析を行う。

表 1　仮説

仮説	内容
1	水害の発生に市場は反応し、不動産価格は下落する。
2	リスク情報提供政策（水害リスクの説明義務化・浸水想定区域の公表）に市場は十分に反応せず、不動産価格は下落しない。

4．実証分析

（1）実証分析の方法と使用データ

ヘドニックアプローチにより推定した。使用したデータは、国土数値情報の地価（地価公示及び都道府県地価調査）[注1)]、L2 浸水想定区域図及び用途地域と、レインズデータ[注2)]である。倉敷市では地価による分析を行った。地価は、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）及び水害（2018 年 7 月）の影響等を分析するため、水害後 3 年間と水害前 3 年間を合わせた 6 年間を分析対象とした（観測数 1061）。地価は、毎年同一地点に関して調査しているため、パネルデータを作成し、固定効果モデルによる分析を行った（モデル式中の δ_i は固定効果である）。川崎市では、被災タワーマンションが存する中原区のマンション取引（最も古い 1991 年から入手時点で最新の 2021 年 9 月まで）の成約価格を使用した（観測数 7193）。

（2）実証

①実証分析 1

倉敷市において、「被害エリア」と「浸水想定区域内であるが被害

を免れたエリア」の地価の水害による影響を分析した。「被害エリア内ダミー」及び「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー」を作成[注3]し（図1）、モデル式1により推計した。説明変数一覧（表2）は次のとおりである。

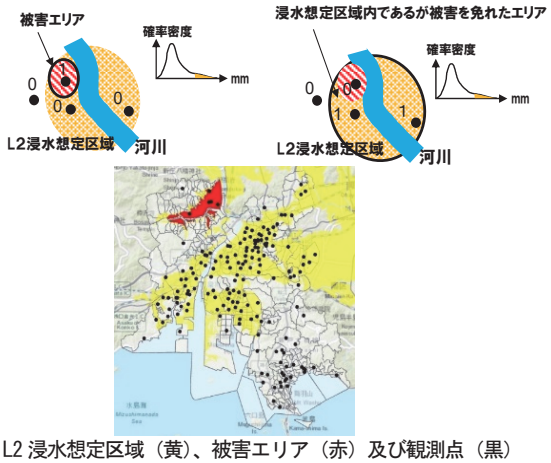


図1　L2 浸水想定区域（黄）、被害エリア（赤）及び観測点（黒）

表2　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 地価(円/m²)	倉敷市内の 2016 年から 2021 年までの地価公示(1 月 1 日)・都道府県地価調査(7 月 1 日)の対数値(円/m2)。	A
被害エリア内ダミー	被害エリア内にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	AB
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー	L2 浸水想定区域内で被害を免れたエリア内にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー(2016～2021 年)	1 年ごとに分類したダミー変数	A

出典 A　国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
出典 B　Arcgis で作成した被害エリアの shape ファイルと国土数値情報(地価公示データ・都道府県地価調査データ)を空間結合

（モデル式1）

$$ln\,地価_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{5}\beta_k\left(\begin{matrix}浸水想定区域内であるが被\\害を免れたエリア内ダミー\end{matrix}\cdot(2022-k)年ダミー\right)_{it}+\sum_{l=1}^{5}\beta_{l+5}(被害エリア内ダミー\cdot(2022-l)年ダミー)_{it}+\sum_{m=1}^{5}\beta_{m+10}(2022-m)年ダミー_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

②実証分析２

L2 浸水想定区域公表（2017 年 4 月 19 日）の影響について分析した。2005 年 6 月 6 日に L1 浸水想定区域[注4]が公表されているため、「L2 浸水想定区域内であるが L1 浸水想定区域外」であれば L2 浸水想定区域公表の影響を受けるとして 1、そうでない場合は 0 をとる「L2 浸水想定区域政策効果ダミー」を作成し（図 2）、モデル式 2 により推計した。

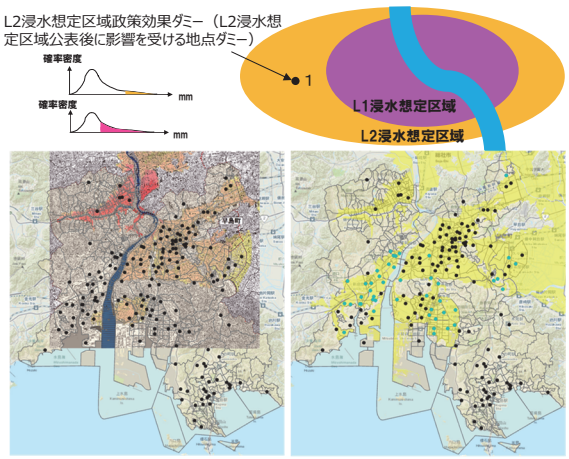


図2　L2 浸水想定区域政策効果ダミーの考え方
左下ではL1 浸水想定区域、黒丸で観測点を、右下では黄色でL2 浸水想定区域、水色の丸でL2 浸水想定区域政策効果ダミー、黒丸でその他の観測点を表す。

（モデル式2）

$$ln\,地価_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{4}\beta_k(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\cdot(2022-k)年ダミー)_{it}+\beta_5(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times 2017年7月1日ダミー)_{it}+\beta_6(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times 2017年1月1日ダミー)_{it}+\sum_{l=1}^{4}\beta_{l+6}(2022-l)年ダミー_{it}+\beta_{l1}2017年7月1日ダミー_{it}+\beta_{l2}2017年1月1日ダミー_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

②実証分析３

武蔵小杉駅周辺の浸水で被災したタワーマンション（パークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー（以下、「SFT」））では、地下電気設備冠水によりエレベーター・給水設備等のライフラインが一定期間使用不能となった。中原区の全てのマンションと SFT の平均成約 m^2 単価の推移（図 3）より、SFT の成約単価は水害後に下落しているように見える。本稿では、SFT だけでなく、L2 浸水想定区域内で浸水リスクがあったものの被害を免れた他のタワーマンションの成約価格に着目し、水害の影響を分析する。水害以前から存し、中原区に存するマンションの中で突出した高さとなる地上 30 階以上であれば、SFT と同程度の規模以上（図 4）の「タワーマンション」として整理の上、タワーマンションダミーを作成し（表 3）、水害以降の取引時点を水害後ダミーとして変数を作成の上、モデル式 3 により推計[注5]した。説明変数（表 4）は次のとおりである。

表3　タワーマンション一覧

ダミー変数	タワーマンション名	階数
SFT	パークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー	48
TM1	エクラスタワー武蔵小杉	39
TM 2	ザ・コスギタワー	49
TM 3	シティタワー武蔵小杉	53
TM 4	パークシティ武蔵小杉 ザ ガーデン タワーズウエスト	53
TM 5	パークシティ武蔵小杉ザ・ガーデン タワーズイースト	53
TM 6	パークシティ武蔵小杉ザグランドウイングタワー	38
TM 7	パークシティ武蔵小杉ミッドスカイタワー	59
TM 8	プラウドタワー武蔵小杉	45
TM 9	リエトコート武蔵小杉イーストタワー	45
TM 10	リエトコート武蔵小杉ザ・クラッシィタワー	45

表4　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 価格(円)	川崎市中原区の 1991 年から 2021 年 9 月までの既存マンション取引の成約価格の対数値(円)	A
SFT ダミー	被災したパークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー(SFT)あれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	A
TM1 から TM10	SFT と同程度の規模以上と整理したタワーマンション	
水害後ダミー	取引時点が水害後(2019 年 10 月 13 日以降)である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー(1991～2021 年)	1 年ごとに分類したダミー変数。ただし、2019 年は水害発生(10 月 13 日)の前後で、ダミー変数を分けて作成している。	A
ln 専有面積	専有面積の対数値	A
ln 築年数	築年数の対数値	A
ln 所在階	所在階の対数値	A
バルコニーの向きダミー	バルコニーの向きが北東、東、南、西又は北西であれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数をそれぞれ 5 つ作成している。	A
用途地域ダミー	用途地域が第一種中高層住居専用地域、第一種住居地域又は商業地域であれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数をそれぞれ 3 つ作成している。	AB
その他個別マンションダミー	取引データにある 586 棟のマンションのうち、タワーマンション(SFT 及び TM1 から 10)以外のマンションのそれぞれに個別に作成したダミー変数	A

出典 A　レインズデータ
出典 B　国土数値情報の shape ファイルとレインズデータを Arcgis で空間結合

（モデル式3）

$$ln価格_{it}=\beta_0+\beta_1(\text{SFT ダミー}\times\text{水害後ダミー})_{it}+\sum_k\beta_k\,\text{SFT ダミー}\times\text{年次ダミー}_{kit}+\sum_{l=1}^{10}\alpha_l\text{TM}_l\cdot\text{水害後ダミー}_{it}+\sum_{l=1}^{10}\gamma_l\text{TM}_l\sum_k\text{年次ダミー}_{kit}+\delta_1\text{SFT ダミー}+\sum_{l=1}^{10}\delta_{l+1}\text{TM}_l+\sum_k\theta_k\text{年次ダミー}_{kit}+\beta_m ln\text{専有面積}_{it}+\beta_{m+1}ln\text{築年数}_{it}+\beta_{m+2}ln\text{所在階}_{it}+\sum_p\beta_p\text{バルコニーの向きダミー}_{it}+\sum_q\beta_q\text{用途地域ダミー}_{it}+\sum_r\beta_r\text{個別マンションダミー}_{it}+\varepsilon_{it}$$

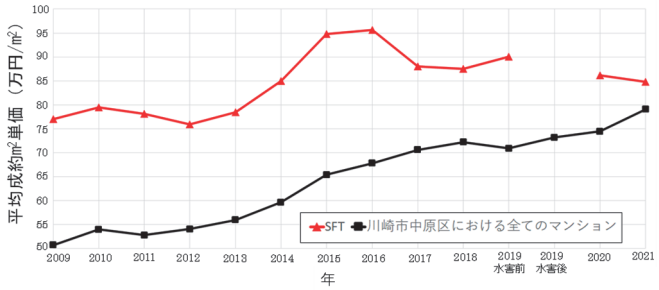


図３　川崎市中原区の全マンションと *SFT* の比較

レインズデータより筆者作成。2019 年水害後は SFT の取引が確認されなかったため不連続。

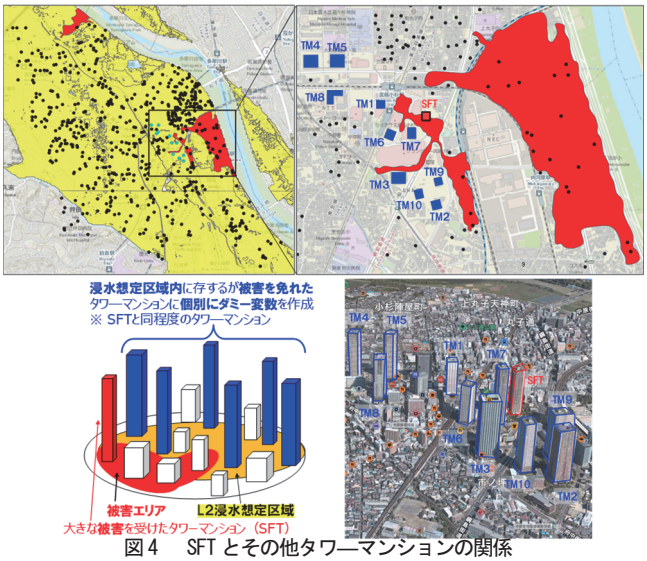


図４　SFT とその他タワーマンションの関係

黄色は L2 浸水想定区域、赤色は被害エリア、黒は観測点を示す。

（３）分析結果

推計結果 1（表 5）より、被害エリアでは、水害後に有意水準 1%で地価が下落し、仮説 1 が支持された。なお、水害直後 2019 年に大きく下落し、その後回復しているため、水害直後には大きな影響があったものの、時の経過とともにその影響が小さくなる傾向が認められた。一方、浸水想定区域内でリスクがあったものの被害を免れたエリアでは、水害後、有意水準 1%で地価上昇が認められ、プラスのサプライズが起きたと考えられる。被害を免れたことを契機としたプラスのサプライズにより、水害後に不動産需要が高まったならば、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）以降の政策効果を表す「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2021 年ダミー」の係数が有意水準 1%で正であることから、政策効果は必ずしも認められず、仮説 2 が支持された。ただし、不動産取引時のリスク説明は情報の非対称性解消や認知バイアスの修正等に一定の効果はあると考えられ、政策を全否定するものではない。

浸水想定区域公表によるリスク情報提供は、地価を下落させる可能性があるが、推計結果 2（表 6）より、「公表後の各年次ダミー」と「L2 浸水想定区域政策効果ダミー」の交差項の係数は有意に負でないため、政策効果は必ずしも認められず、仮説 2 は支持された。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域公表は一定の意義はあり、政策を全否定するものではない。

推計結果 3（表 7）、から、被災した SFT に加え、浸水被害を免れた過半数のタワーマンション（TM1、TM4、TM5、TM6、TM7 及び TM8）について、水害後、有意に成約価格が下落していることが確認された[注6]。SFT の浸水被害事例によってタワーマンションの脆弱性が露呈したこと等により、被害を受けなかったタワーマンションの取引において、浸水リスクが考慮され、成約価格が下落したと考えられ、仮説 1 が支持された。また、水害後に成約価格が下落したタワーマンションの立地と内水ハザードマップの浸水想定区域を比較すると、成約価格が下落したほぼ全てのタワーマンションが内水ハザードマップの浸水想定区域内に立地し、逆に、水害後に成約価格の下落が認められなかった全てのタワーマンションが内水ハザードマップの浸水想定区域外に立地している（図 5）。不動産取引に入る一般的な市場参加者にとっては、浸水の原因が内水であれ外水であれ、「浸水リスク」と総合的に捉えることが自然である等という仮定から、SFT の浸水被害により影響を受けたと考えられるトリ

表５　推計結果１

被説明変数:*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2021 年ダミー	0.089441	0.004548	19.67
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2020 年ダミー	0.075529	0.004548	16.61
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2019 年ダミー	0.057939	0.004548	12.74
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2018 年ダミー	0.039301	0.004553	8.63
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2017 年ダミー	0.020439	0.004553	4.49
被害エリア内ダミー×2021 年ダミー	-0.11934	0.013112	-9.1
被害エリア内ダミー×2020 年ダミー	-0.1326	0.013112	-10.11
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.15751	0.013112	-12.01
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	0.015856	0.013112	1.21
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	0.010042	0.013112	0.77
2021 年ダミー	-0.06459	0.003694	-17.48
2020 年ダミー	-0.05271	0.003694	-14.27
2019 年ダミー	-0.04233	0.003694	11.46
2018 年ダミー	-0.0312	0.003694	-8.45
2017 年ダミー	-0.01744	0.003694	-4.72
定数項	10.77554	0.00151	135.1
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.5791		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表６　推計結果２

被説明変数:*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2021 年ダミー	0.00017359	0.0074312	0.23
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2020 年ダミー	-0.0001935	0.0074312	-0.03
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2019 年ダミー	0.0014904	0.0074312	0.2
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2018 年ダミー	-0.0018059	0.0074535	-0.24
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年 7/1 ダミー	-0.0034847	0.0106511	-0.33
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年 1/1 ダミー	0.0021016	0.0086278	0.24
2021 年ダミー	-0.0111967	0.0037516	-2.98
2020 年ダミー	-0.0081839	0.0037516	-2.18
2019 年ダミー	-0.010296	0.0037516	-2.74
2018 年ダミー	-0.0053106	0.0037563	-1.41
2017 年7月1日ダミー	-0.0050813	0.0052667	-0.96
2017 年1月1日ダミー	-0.0038552	0.0043965	-0.88
定数項	10.77596	0.0023026	4679.9
観測数	1061		
決定係数(*within*)	0.0181		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表７　推計結果３

被説明変数:*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×水害後ダミー	-0.0817466	0.0330073	-2.48
SFT×2019 年 1/1～10/12 ダミー	0.0074321	0.0303173	0.25
SFT×2018 年ダミー	-0.0090674	0.027148	-0.33
SFT×2017 年ダミー	0.0029407	0.0267635	0.11
TM1×水害後ダミー	-0.1146321	0.0249106	-4.60
TM1×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.1078589	0.0237399	-4.54
TM1×2018 年ダミー	-0.0234612	0.0362417	-0.65
TM1×2017 年ダミー	-0.0283316	0.0145485	-1.95
TM2×水害後ダミー	0.0289393	0.021668	1.34
TM2×2019 年 1/1～10/12 ダミー	0.0148627	0.0211944	0.70
TM2×2018 年ダミー	0.0124435	0.0166543	0.75
TM2×2017 年ダミー	0.030617	0.020733	1.48
TM3×水害後ダミー	-0.0089327	0.0103782	-0.86
TM3×2019 年 1/1～10/12 ダミー	0.0087417	0.0187557	0.47
TM3×2018 年ダミー	0.0232449	0.0195921	1.19
TM3×2017 年ダミー	-0.0152433	0.0117159	-1.30
TM4×水害後ダミー	-0.0642963	0.0269828	-2.38
TM4×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0593251	0.0276786	-2.14
TM5×水害後ダミー	-0.057603	0.0215823	-2.67
TM5×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0209682	0.0217268	-0.97
TM6×水害後ダミー	-0.0748837	0.0317667	-2.36
TM6×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0310912	0.032562	-0.95
TM6×2018 年ダミー	-0.0415852	0.0325487	-1.28
TM6×2017 年ダミー	-0.0662606	0.0319549	-2.07
TM7×水害後ダミー	-0.0536528	0.0299625	-1.79
TM7×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.037642	0.0305665	-1.23
TM7×2018 年ダミー	-0.0271111	0.0310346	-0.87
TM7×2017 年ダミー	0.0079825	0.0311505	0.26
TM8×水害後ダミー	-0.0557675	0.0188197	-2.96
TM8×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0258749	0.018141	-1.43
TM8×2018 年ダミー	-0.0558119	0.0201929	-2.76
TM8×2017 年ダミー	-0.0173718	0.0196227	-0.89
TM9×水害後ダミー	-0.0163073	0.0223131	-0.73
TM9×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0450706	0.0137533	-3.28
TM9×2018 年ダミー	-0.0548752	0.0314208	-1.75
TM9×2017 年ダミー	0.0068222	0.020459	0.33
TM10×水害後ダミー	-0.0440944	0.0174221	-2.53
TM10×2019 年 1/1～10/12 ダミー	-0.0499716	0.0212467	-2.35
TM10×2018 年ダミー	-0.0768681	0.0157701	-4.87
TM10×2017 年ダミー	-0.0506363	0.0162713	-3.11
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9772		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、各タワーマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、各タワーマンションダミー、水害後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

ートメントグループ作成に際し、「内水ハザードマップの浸水想定区域」を考慮しなかった。しかし、水害後に成約価格が下落したほぼすべてのタワーマンションが内水ハザードマップの浸水想定区域内に存していることから、タワーマンションの買い手が、内水氾濫による SFT の被害事例等を受け、外水氾濫による浸水リスクだけではなく、内水氾濫による浸水リスクも考慮して取引を行ったため、成約価格が下落した可能性がある。なお、2022 年 1 月 21 日に実施した川崎市への聞き取り調査において、「令和元年東日本台風後、市民から水害等に関する出前講座[注 7]の要請が徐々に高まってきていると感じる。」との定性的な回答を得ており、川崎市において浸水リスクへの危機意識が醸成されつつあると考えられ、この実証結果とも一定程度整合している。

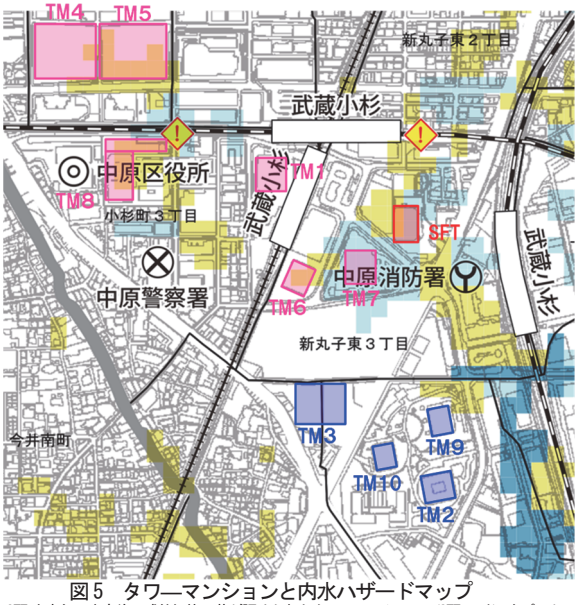


図５　タワーマンションと内水ハザードマップ
SFT を赤色、水害後に成約価格下落が認められたタワーマンション（SFT 以外）をピンク色、水害後の成約価格下落が認められなかったタワーマンションを青色で表示。川崎市中原区の内水ハザードマップに分析対象としたタワーマンションを表示し、筆者作成。

５．政策提言と今後の課題

（１）政策提言

本研究により、政策によりリスク情報を事前に提供しても反応しなかった市場が、実際の水害に直面すれば、被害を免れた場所であっても、敏感に反応することが明らかとなった。したがって、水害が実際に起こる前に人々に危機回避的行動を促すよう、現実感を伴うリスク情報提供が求められる。

このため、現在進められている浸水想定区域図の精緻化・適正化の取組強化のため、係る取組を水防法に位置付け、弱点箇所や浸水履歴も浸水想定区域図と併せて明示して公表するとともに、宅建業法施行規則改正による浸水履歴箇所の説明義務化、既存住宅価格査定マニュアルや不動産鑑定評価基準の見直しによる不動産価格への水害リスクの精緻な反映等も必要である。

さらに、災害時の政府救済を期待し保険加入等の自助努力を怠る者への保険加入の強制や、リスク評価に認知バイアス（楽観主義的バイアス）がある者のバイアス修正に資する防災教育や価値財としての保険加入の推奨等も併せて必要である。

（２）今後の課題

リスクが顕在化せず被害を免れたエリア又はタワーマンションについて、倉敷市では水害後の地価上昇が認められ、川崎市では水害後の成約価格下落が認められたように、一方では被害を免れた安心感からプラスのサプライズが生じ、一方では危機感からマイナスのサプライズが生じたと考えられる。これについては、地価は不動産鑑定士による評価である一方、レインズデータは実際の成約価格である等用いたデータの性質に差異があること、現在の浸水想定区域図の性能に課題があり、本来ならば低リスクであるはずのエリアが高リスクと表示されていたところ、水害リスクが顕在化しなかったことでリスクの低さが明らかとなったこと等様々な可能性が考えられる。このような 2 つの市場の反応の違いについて、本稿では考察を深めることができなかったため、今後も研究が必要である。

また、本稿では、不動産価格変動の観点から、水害の影響と情報提供政策の効果について、点検・検証等を行ったが、結果として、どのようにリスク情報を伝えれば、人々が危機回避的な行動をとるようになるのか等、リスクコミュニケーションの観点からは、考察を深めることができなかった。現在取り組まれているリスク情報の精緻化・適正化の取組が実効性を持つよう、適切な情報提供の仕方等について、今後研究を深める必要がある。

なお、本稿は筆者の個人的な見解を示したものであり、所属機関等の見解を示すものではないことを申し添える。

＜謝辞＞
国土交通省、川崎市、宅地建物取引業者の方々より情報提供にご協力頂くとともに、東日本不動産流通機構、東京大学空間情報科学センターから研究に必要となる貴重な情報等をご提供頂いた。ここに感謝の意を表する。なお、本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No.1134）の成果の一部であることを申し添える。

＜主な参考文献＞
・齊藤誠、中川雅之（2012）『人間行動から考える地震リスクのマネジメント』、勁草書房、pp.105-131
・斎藤良太（2005）「首都圏における浸水危険性の地価等への影響」、季刊住宅土地経済 2005 年秋季号、pp.19-27
・寺本雅子、西澤諒亮、市川 温、立川康人、椎葉充晴（2008）「地価分析を用いた水災害リスクに対する住民意識の評価に関する研究」、水工学論文集、Vol. 52、pp.457-462
・森英高、西村洋紀、谷口守（2016）「水害リスク情報提示が地価の変動に与える影響－「地先の安全度マップ」を活用して－」、公益社団法人日本都市計画学会都市計画報告集 No.14、pp.276-280
・山崎福寿、中川雅之（2001）『経済学で考える　人口減少時代の住宅土地問題』、東洋経済新報社、p.48
・山本勲（2019）『実証分析のための計量経済学　正しい手法と結果の読み方』、中央経済社、p.90 及び p.182
・Weinstein, N. D. 1980 Unrealistic optimism about future life events. Journal of Personality and Social Psychology, 39(5), 806–820

＜補注＞
注 1）上杉・浅見（2013）「社会的混合の観点からみた居住者属性による近隣効果に関するヘドニック分析-東京都区部における所得階層分布に着目して-」、都市計画論文集 Vol.48 No3、pp.663–668、において、公示地価と都道府県地価調査を併用している。
注 2）Real Estate Information Network System（不動産流通標準情報システム）。宅地建物取引業法（昭和二十七年法律第百七十六号）第 34 条の 2 第 5 項～第 7 項等の規定による。登録項目は約 500 項目あり、所在地（番地名等）、成約年月日、成約価格、専有面積、建物階数、所在階、バルコニーの向き、築年月、建物構造等がある。
注 3）被害エリアは、国土地理院の「平成 30 年 7 月豪雨による倉敷市真備町周辺浸水推定段彩図」を Arcgis に取り込み、筆者が shape ファイルを作成した。
注 4）L1 浸水想定区域図は、国土数値情報において提供されていなかったため、現時点において国土交通省が公表している最新の L1 浸水想定区域図を ArcGIS に取り込み、筆者自ら shape ファイルを作成した。
注 5）表 3 に掲げたタワーマンションの他、表 4 で「その他個別マンションダミー」と示しているとおり、取引データに含まれる全てのマンション（586 棟）に個別にダミー変数を作成の上モデル式に含めているため、固定効果モデルと同様に、時間によって変わらない固有な要因をコントロールしている。山本（2019）によれば、固有効果を明示的に考慮した推定として最もシンプルなものは経済主体毎のダミー変数を作成し、推定式に含めて最小二乗法で推定する方法であり、多くのダミー変数を作成することは大変であるが、この方法と同じ結果は、固定効果モデルの推定という方法で得ることができるとされている。
注 6）TM10 は、水害前にも下落傾向があるため、水害による下落とは判断しなかった。また、宅地建物取引事業者 4 名（S 氏、M 氏、F 氏、T 氏）への聞き取り調査の結果、「水害リスクの説明義務化よりは、実際の水害の発生の方が市場に影響を与えていると感じる。」という旨の回答を得ており、水害の影響と解する方がその回答結果とも整合的である（S 氏及び M 氏（2021 年 11 月 17 日実施）、F 氏（2021 年 11 月 19 日実施）、T 氏（2021 年 12 月 27 日実施））。なお、宅建業法施行規則改正後ダミー（取引時点が 2020 年 8 月 28 日以降であれば 1、それ以外の場合は 0 をとるダミー）を作成の上実証分析を行い、当該ダミーと、SFT 及び各タワーマンションダミーの交差項の係数についての確認も別途行っている。実証の結果、TM4 及び TM7 等が有意ではなくなり、有意な価格の下落が認められるタワーマンションが少なくなった。したがって、宅建業法施行規則改正の影響で有意に価格が下落したと解するよりも、水害の影響で下落したと解する方が、説明性が高い。この実証結果については、本稿では割愛しているが、ご要望があれば提供させていただく。
注 7）市職員等が市政情報を市民の要請に応じ説明するもの

傾向スコアマッチング法による生活保護受給の就労への影響の分析

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21710　穂積 勇起

第 1 章 はじめに

生活保護の被保護世帯数や予算規模は 90 年代後半以降一貫して上昇し続けている。政府の対策として行われていることは就労による自立の促進であるが、就労率や就労による保護廃止は増えておらず実態としてはうまく機能しているようには思われない。

この被保護世帯の就労について、制度上の課題として挙げられるのが限界税率である。しかし、一方で実際に生活保護制度が被保護世帯の就労に負の影響を与えているのかという点は必ずしも明らかではない。

したがって、本研究では生活保護の受給が就労に与える影響についての実証分析を行う。この生活保護制度の就労への影響を明らかにすることは、2003 年以降の政府の方針として一貫して行われてきた自立支援の成果が十分に出ているかどうかを検証することであり、今後の政策がどうあるべきかについての示唆を与えるものである。この点が、本研究の貢献であると考える。

第 2 章 生活保護制度の位置づけと現状

生活保護制度は憲法第 25 条の「すべて国民は、健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する」という規定の理念に基づくものとされている。生活保護の被保護世帯数は 2021 年時点で約 164 万世帯、予算規模は約 3.8 兆円であり、90 年代後半以降上昇傾向にある。この世帯数の急増と予算額の拡大は、今後少子高齢化がさらに進むことが確実視されている我が国においては制度の持続可能性に影響がありうる危機的な状況である。

この状況に対して政府において進められているのは就労による自立の促進である。この傾向が強まった契機とされるのは 2003 年の社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」の報告書であり、この後も 2007 年 12 月の「福祉から雇用へ」推進 5 か年計画や、2011 年の社会保障・税一体改革、さらには 2014 年 1 月の生活保護法の一部改正など、この傾向は続いており現在にまで至っている。

第 3 章 被保護世帯の自立の実態と課題

この結果として被保護世帯の就労状況はどのように変化したのだろうか。2000 年以降の被保護世帯の就労やそれによる保護廃止に関する統計を見る限り、実態としては十分に機能しているようには思われない。就労している被保護世帯の数は横ばいであり、かつ世帯数に対する保護廃止の割合の傾向にもほぼ変動はない。近年の被保護世帯数の推移を見ると一般的に就労が可能とされる「母子世帯」や「その他の世帯」の数はやや減少にあるものの、この減少はあくまで新規の保護開始の世帯数の大幅な減少という形で実現されているに過ぎない。

被保護世帯の就労について、制度上の課題として挙げられるのが限界税率である。就労した場合に非常に高い限界税率に直面することから、被保護世帯には就労できるにしてもそれを隠して就労を控え、生活保護にとどまるというモラルハザードの生まれる余地が存在する。

一方で、実際に生活保護制度が被保護世帯の就労に負の影響を与えているのかという点は必ずしも明らかではない。林(2021)は被保護者調査の個票データから被保護世帯の就労状況を分析し、勤労控除の上限額付近で就労を留める世帯がいることは確認しつつも、それ以上に多くの世帯がより限界税率が高くなる 5 万円以上の勤労所得を得ていることを明らかにしている。また、就労による自立が進んでいないにせよ、生活保護が就労を抑制しているのではなく、元々就労不可もしくは困難な者が生活保護を受給しているだけということも考えられる。

この問題意識に立ち、本研究では生活保護の受給が就労に与える影響についての実証分析を行うこととした。分析に先だっての仮説は「生活保護の就労への負の影響は現状も依然として問題は解消しておらず、本来働くことのできる者も就労を抑制しているのではないか」というものである。近年の勤労控除の上限額改定等を考慮したとしてもその影響はわずかであり、限界税率の課題はいまだ健在であると考えるためである。

第 4 章 実証分析

生活保護による影響を分析するにあたって、課題となるのはどのようにこれを明らかにするかという点である。生活保護を受給するかどうかはあくまで申請に基づくものでランダム割当ではないし、所得等の何らかの条件に合致する世帯に対して自動的に適用されるものでもない。したがって、単に受給している世帯と受給していない世帯を比較したところで、それぞれのグループの世帯構成や学歴、年収など様々な属性で大きく異なっていることから、その違いが生活保護制度によるものであるとは言えない。政策の効果を明らかにするためには生活保護の受給以外の属性をできる限り揃えた上で、この両者を比較する必要がある。

実験的に政策の効果を厳密に明らかにするための最良の方法は RCT であるとされるが、現実的には困難である。この状況において擬似的に RCT に近い状態を作ることで因果関係に迫ろうという一つの解決策が傾向スコアマッチングである。傾向スコアとは、処置群に割り付けられる確率であり、本研究では生活保護を受給開始する確率である。この値が同じ程度の者同士をそれぞれ抽出することで様々な属性の影響を排除することができるため、この抽出した両者での効果の比較することで政策の因果関係について明らかにすることができる。

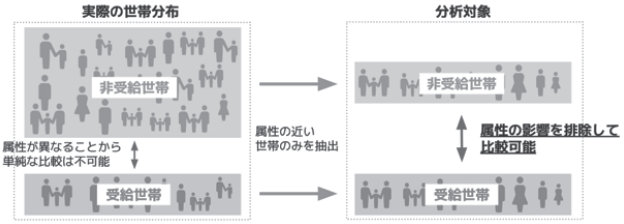


図 1 傾向スコアによる両群の比較のイメージ

本研究では、分析の手法としてこの傾向スコアマッチング法を用いる。さらに、本研究ではこの手法にパネルデータを用いることによって、長期での影響も明らかにすることとする。

分析の手順について、Caliendo and Kopeing(2008)は傾向スコアマッチングを行う際の標準的なステップについて図２のように整理しており、本研究もこれにならうこととする。

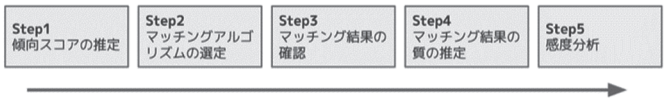


図２ 傾向スコアマッチングのステップ

分析に用いるデータは慶應義塾大学から提供を受けた「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の 2009～2019 年分のパネルデータで、総レコード数は 64,230 件、世帯数としては 10,700 件である。

分析１：世帯の勤労所得

[Step1] 傾向スコアの推定

最初に行うのはロジスティック回帰分析である。この分析の処置変数は生活保護を受給開始するかどうかを表すダミー変数であり、この分析から傾向スコア(生活保護を受給開始する確率)を推定した。

この結果に対して、傾向スコアマッチングにおいてその前提とされている「強く無視できる割り当て条件」を満たしているかについて、c 統計量による適合度で確認を行った。c 統計量は回帰分析の結果として得られる予測確率によって描かれた ROC 曲線の下側の面積(AUC)を指しており、数値が 1 に近いほど適合度が高いとされる。星野・岡田(2006)によれば「0.8 以上であることが医学系の論文誌ではスタンダード」とされ、上記の回帰分析で値は「0.8493」であり、傾向スコアマッチングを行うにあたっての前提条件はクリアしていると言える。

[Step2] マッチングアルゴリズムの選定

次にマッチングアルゴリズムの選定である。マッチングには複数のアルゴリズムが存在するが、Caliendo and Kopeing(2008)によればどのアルゴリズムが望ましいのかについての統一的な見解はないことから、本研究では Nearest Neighbor(NN)マッチング、Kernel マッチング、Radius マッチングの３つのアルゴリズムのそれぞれを用いて分析の一部を行い、その結果を比較して、最も適合するアルゴリズムで全体の分析を行う。

[Step3] マッチング結果の検証

Step1 で推定した傾向スコアと Step2 で選定したアルゴリズムによって、マッチング結果の検証を行った。まず、各アルゴリズムで平均処置効果の一部を推定したところ、t 値についてはいずれの結果も２以上となっており、いずれのアルゴリズムを用いても処置効果は有意なものとなった。

次に、マッチング前後で処置群と比較群の間でどの程度バイアスが減少したのかについて、それぞれのアルゴリズムで比較を行った。本研究における推定においては、NN でもっとも良い結果が得られた。

マッチング前には平均 38.8%存在していたバイアスが 6.9%にまで縮小された。ただし、Caliendo and Kopeing(2008)によれば 3～5%以下でバランス条件を満たすとされ、この水準には至っていない。カイ２乗値はマッチング前では処置群と比較群との間に 0.000 と統計的に有意な差が存在していたが、マッチング後ではその差が有意ではなくなっている。各変数のマッチング前後でのバイアスの変化を示したのが図３である。

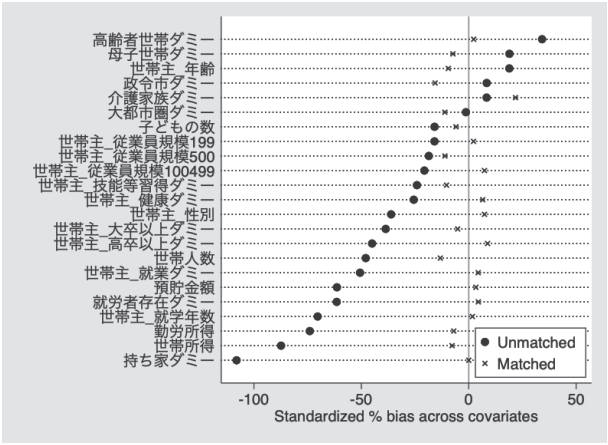


図３ 各変数のバイアスの変化（NN マッチング）

[Step4] 平均処置効果の推定

Step3 で行ったマッチング結果の検証に基づき、最もバイアスが縮小できた NN マッチングのアルゴリズムを用いて平均処置効果の推定を行った。この推定結果を整理したのが表１である。

表１ 平均処置効果（対数化勤労所得）の期間での推移

期間	レコード数		処置効果			S.E.	T-stat
	処置群	比較群	処置群	比較群	差異		
1	93	43,227	-0.686826871	-0.066847445	-0.619979426	0.294007337	2.11
2	81	37,114	-0.913421129	0.349341828	-1.26276296	0.339432262	3.72
3	68	31,606	-0.824290174	0.381574389	-1.20586456	0.444634258	2.71
4	61	26,441	-0.526659043	0.466736965	-0.993396009	0.499232782	1.99
5	52	21,618	-0.801973843	0.563656183	-1.36563003	0.543871587	2.51
6	42	17,183	-0.78943592	0.805005743	-1.59444166	0.661413376	2.41
7	31	12,988	-0.477826126	1.45780631	-1.93563244	0.630053998	3.07
8	20	9,079	-0.713211596	1.09534845	-1.80856005	0.970621028	1.86
9	15	5,804	-0.916105398	0.91662	-1.8327254	1.20786889	1.52
10	6	2,777	-2.35233665	1.7854375	-4.13777415	1.70325497	2.43

「期間」の欄の「1」が１年後の変化を表しており、「レコード数」は推定に用いたレコードの数、「処置効果」は対数化した勤労所得の変化である。なお、期間が増えるごとにレコード数が減少しているのは全ての世帯が取得したデータの期間中の全ての年に回答しているわけではなためである。年を経るごとに処置群と比較群のどちらもレコード数は減少していくが、いずれの期間においても t 値は１以上となっている。

上記の推定結果の推移をプロットしたのが図４である。処置群の勤労所得は受給前と比較して翌年には減少、その後時間が経過してもほぼ横ばいの傾向にある。一方の比較群では多少の上下はありつつも全体としては上昇傾向にある。なお、プロットの上下の線は 95%信頼区間を表すエラーバーである。期間が増えるごとに標準誤差は増えていることから両群の信頼区間が重なる領域は増えていく傾向にある。

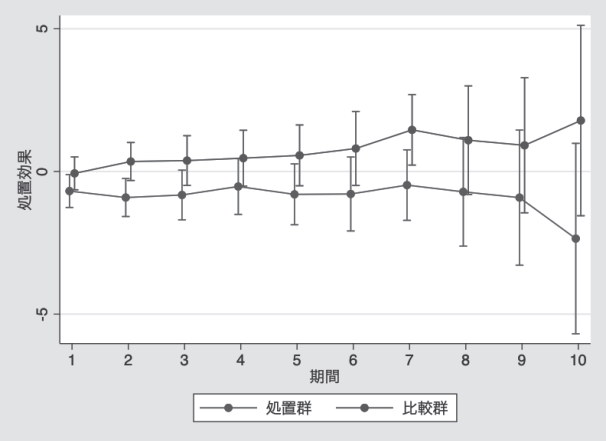


図 4 平均処置効果（対数化勤労所得）の期間での推移

[Step5] 感度分析

最後に、頑健性の検証のための感度分析を行った。傾向スコアマッチングによる処置効果の推定は Step1 で算定された傾向スコアに依存するため、この回帰分析で推定結果に影響を及ぼす変数が含まれない場合にはバイアスが生じるおそれがある。したがって、どの程度の変数の漏れがある場合に結果が有意でなくなるのかを確認することが感度分析を行う意味である。

1〜3 年後の推定結果に対する感度分析の結果が表 2 である。信頼区間の符号が変わる地点を網掛けにしている。1 年後では γ 1.3 で 95%信頼区間から外れることから、オッズ比 1.3 以上の観測されない要因が存在する場合には帰無仮説が棄却できなくなることを意味する。同様に 2 年後では γ 1.8、3 年後は γ 1.2 となっている。

表 2 感度分析の結果

	1 年後		2 年後		3 年後	
Gamma	95% 信頼区間		95% 信頼区間		95% 信頼区間	
1	-0.6304130	-0.0239890	-2.5146300	-0.2076920	-2.3978900	-0.0528880
1.1	-0.7135450	-0.0000003	-2.6416000	-0.1587930	-2.4507800	-0.0117970
1.2	-0.8835450	-0.0000003	-2.7424000	-0.1135130	-2.6256700	0.0072770
1.3	-1.0417500	0.0201570	-2.7860800	-0.0674990	-2.7698300	0.0428330
1.4	-1.1648900	0.0436170	-2.8314000	-0.0460140	-2.8176000	0.1341040
1.5	-1.3535600	0.0656990	-2.8933500	-0.0000003	-2.8643200	0.2268540
1.6	-1.7097300	0.0725660	-2.9444400	-0.0000003	-2.9541500	0.2752710
1.7	-1.9607500	0.0958330	-2.9937700	-0.0000003	-2.9969800	0.3564860
1.8	-2.2961400	0.1438700	-2.9969800	0.0018370	-3.0331300	0.5060510
1.9	-2.4172800	0.1807370	-3.0473400	0.0197830	-3.0798700	0.6365320
2	-2.4883700	0.2051340	-3.0879800	0.0360150	-3.0879100	0.6844850

小川(2014)は「大きさについて判断する方法として、他の共変量が処置変数への割り当てに与える影響との比較がしばしばなされる」としている。同様の考え方に沿うとオッズ比 1.2 程度の変数としては「世帯主_性別」(約 1.2)や「大都市圏ダミー」(約 1.14)などが該当し、これらと同等程度以下に観測できない要因が存在しない場合には統計的に有意であると判断できる。

分析 2：月次での平均労働日数

分析 1 では対数化した勤労所得の変化によって生活保護の就労に与える影響について推定してきた。ただし、単一の指標の変化のみでは必ずしも実態を明らかにはできない可能性があることから、「分析 2」として同様の分析手法を用いて世帯の就労に関する別の指標でも処置効果の推定を行うこととした。指標として用いるのは、各世帯の世帯主の月次の平均労働日数である。この推定結果を整理したのが表 3 である。

表 3 平均処置効果（平均労働日数）の期間での推移

期間	レコード数		処置効果			S.E.	T-stat
	処置群	比較群	処置群	比較群	差異		
1	87	42,332	-2.31034483	-0.24137931	-2.06896552	1.26185716	1.64
2	77	36,344	-2.62337662	-0.454545455	-2.16883117	1.39880938	-1.55
3	64	30,938	-2.59375	1.03125	-3.625	1.58754373	-2.28
4	58	25,903	-2.65517241	0.396551724	-3.05172414	1.94341046	-1.57
5	51	21,182	-2.66666667	0.764705882	-3.43137255	2.07146213	-1.66
6	42	16,856	-3.23809524	0.976190476	-4.21428571	2.5821549	-1.63
7	31	12,732	-2.93548387	2.51612903	-5.4516129	2.76879946	-1.97
8	19	8,896	-5.73684211	-0.368421053	-5.36842105	3.82134099	-1.4
9	15	5,693	-4.13333333	-3.53333333	-0.6	4.03995914	-0.15
10	6	2,716	-15.8333333	1.33333333	-17.1666667	4.97382035	-3.45

この推移をプロットしたのが図 5 である。結果としては、勤労所得の変化と同様に処置群と比較群には有意な差が生じている。そして、その差は期間を経たとしても縮小することはなく、むしろ経るごとに開いていく傾向にある。なお、9 年目のプロットでは例外的に両群の処置効果がほぼ同じ値となっているが、t 値が極めて低くなっていることから有意な結果であるとは言い難い。

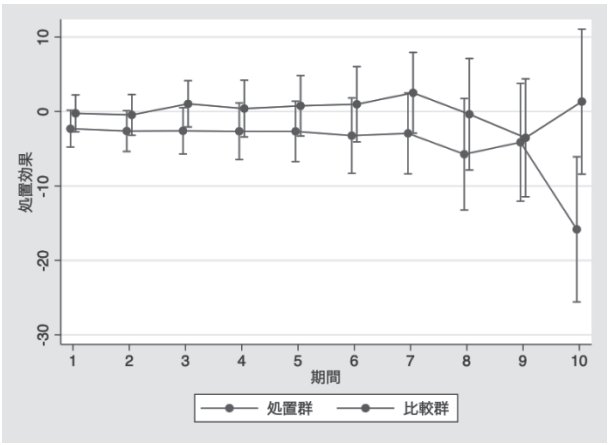


図 5 平均処置効果（平均労働日数）の期間での推移

結果の考察

分析 1 と 2 の結果、どちらの場合にも両群の平均処置効果には統計的に有意な差が生じている結果となった。また、その差は期間を経たとしても解消することはない。つまり、生活保護を受給することによって、その世帯は家族構成や性別、居住地域などの属性が同等の世帯と比較して就労を控えるようになるということである。この分析結果は、本研究にて提示した「本来働くことのできる者も就労を抑制しているのではないか」という仮説を支持するものである。

なお、この就労への負の影響によってどの程度の損失があると推計されるのだろうか。この点を明らかにするために、実数での勤労所得の変化について同様の分析を行い、処置群と比較群との期間ごとの差額をプロットしたのが図 6 である。中央の直線は最小二乗法によって結果の線形トレンドを示したもので切片は「-46.1」、傾きは「-6.51」である。つまり、生活保護を受給しはじめた

1 年後には平均的に勤労所得が 46.1 万円減少し、その後も 6.5 万円ずつ減り続けるということである。

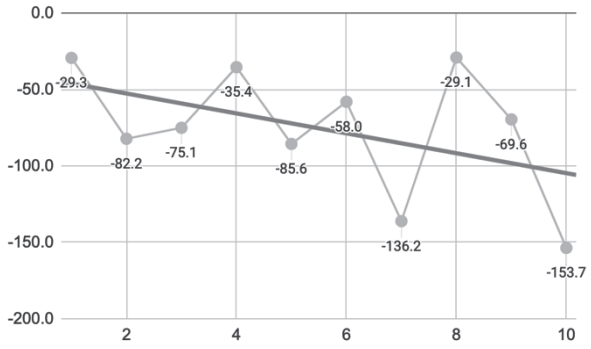


図 6　平均処置効果（実数勤労所得の期間での推移）

この影響を受けるのが被保護世帯のうち就労している世帯(約 26 万世帯)とすると、推定の損失は約 1,200 億円／年である(受給期間は考慮していないため、これを含めればさらに損失額はさらに増えることになる)。

被保護世帯の勤労所得が増えればその分だけ生活扶助費の支出を抑制できる。この損失額は生活扶助費全体の年間予算(1.2 兆円)の 10%に相当する規模であり、この規模感は今後追加的に就労インセンティブを喚起する政策にどの程度投資するべきかを検討するにあたっての判断材料の一つとなろう。

第 5 章　政策提言

この実証結果を受けて、より就労インセンティブを高めるためにはどうすれば良いかという視点から、3 つの政策提言を行う。

① 勤労控除の拡大

まず、勤労控除の基礎控除額の拡大である。2013 年に控除額の上限は増額されたものの、8,000 円から 1,5000 円と微々たるものである。一方、平均の最低生活費は単身世帯でも「10.5 万円」であり、この増額によって影響のある範囲で勤労を増やすことが保護廃止に繋がるとは到底思われない。各世帯の最低生活費を勤労所得によって賄える程度までは勤労インセンティブを削がない程度の限界税率に抑えることが求められる。

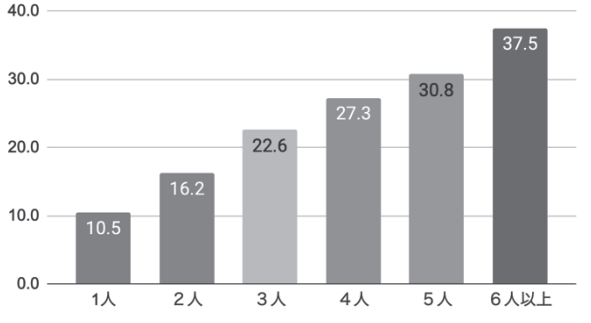


図 7　世帯人数あたりの平均最低生活費（2019）

② 就労自立給付金の拡大

次に、就労自立給付金の算定率と算定範囲、上限額の拡大である。この制度は生活保護からの脱却のインセンティブや脱却直後の負担の軽減を目的として 2014 年に導入されたが、算定率は 10%、算定期間も直近 6 ヶ月と 1 ヶ月分の勤労所得にも満たない程度の規模感である。

脱却直後には税・社会保険料等の負担が新たに生じることから、同様の勤労所得を得ていたとしても可処分所得は減ることになる。制度の悪用を抑止するために何らかの上限は設けるべきであるが、半年や 1 年など新たな生活が軌道に乗るまでは受給時と同等程度の可処分所得が確保できるような設計となるべきで、そのためには算定率と算定期間、上限額を拡大させる必要がある。

③ 給付付き税額控除（負の所得税）

最後に、給付つき税額控除である。給付つき税額控除は一定の所得額を上回る中・高所得者からは現状どおり所得税を徴収するが、一方で一定額を下回る低所得者からは税を徴収せず、逆に還付金を給付する制度である。

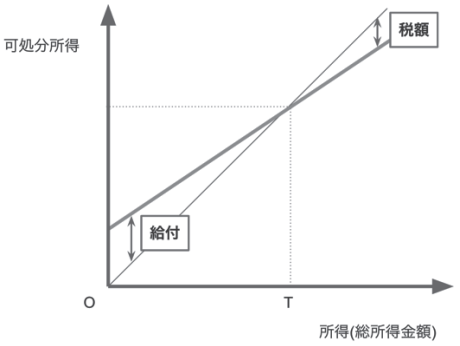


図 8　給付つき税額控除のイメージ

導入の効果として期待できるのは、1 点目に挙げた勤労控除の拡大と同様に就労インセンティブを与えるということである。既存の生活保護と比較して段階的に限界税率が設定されることによって、被保護世帯は多く働けばより可処分所得が増やせるようになる。

もう 1 つの効果は、資産テスト等を介さず勤労所得を判断基準として給付を行うことから、低所得者に対して素早く自動的に対応できるセーフティネットとしての役割が期待できるという点である。八田(2020)は新型コロナウイルスの感染拡大のような事態に生じる所得の減少に対して既存の生活保護制度では迅速性に欠けるとして、給付つき税額控除の導入を提案している。鈴木（2021）も 2020 年に行われた特別定額給付金を契機として生じたベーシックインカム導入の議論を踏まえ、その実現可能性の高い代替策としてこの制度を挙げている。

第 6 章　終わりに

生活保護は「健康で文化的な最低限度の生活」という憲法上の権利を保障するという位置づけであり、その重要性は現代においても揺るぎないものである。一方で、「生活を保障するとともに、その自立を助長する」とあるように、生活の保障のみを目的とするものではなく一時的に保護を受けた者も将来的には改めて自立して生活を営めるようになることを目指している。

特に 2003 年以降、政府は「利用しやすく自立しやすい制度へ」という方向性を掲げて就労等による自立支援を促してきた。そして、その一環として勤労控除の増額や就労自立給付金の創設などが打ち出してきたわけであるが、依然として現行の制度は就労インセンティブを削いでいる、すなわち本来就労できる者も就労していないもしくは就労を控えていることが示唆される。政策提言に挙げたような改善策によって、早急に対応が求められる。

津波防災地域づくり法に基づく津波リスクの公表と区域指定の効果
－和歌山県を事例として－

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21711　松下　祐介

1. はじめに

津波リスクは、海沿いの地域の中でも津波到達時間が異なり、リアス式海岸のような入り組んだ海岸と直線的な海岸平野とでは想定される津波高が異なる。このような津波リスクの情報は公共財と考えられ、住民が防災対策や居住地の選択を行う際に重要であり、行政による正確で過不足のない情報提供が求められる。

東日本大震災をうけ、平成 23 年 12 月に津波防災地域づくり法が施行された。その中で、都道府県知事は津波浸水想定区域図の公表が義務化され、さらに津波が発生した場合に住民の生命または身体に危害が生じるおそれがある区域を津波災害警戒区域として指定することができることとなった。

本研究では、東日本大震災及び津波リスクの公表と区域指定の効果を検証するため、和歌山県における地価及び人口を対象として実証分析を行う。

2. 津波災害警戒区域の指定状況

令和 3 年 8 月末時点での全国の津波災害警戒区域（イエローゾーン）の指定状況は、約 4 割にあたる市町村において指定が完了している。

指定が進んでいない理由については、第 42 回国土交通省政策評価会において取りまとめられており、地価下落等の懸念、地元住民への制度説明、市町村との調整が主な理由となっている。

3. 実証分析の方法

東日本大震災、津波防災地域づくり法に基づく津波リスク公表、区域指定のそれぞれの効果を分析するために和歌山県の地価、人口増減を対象として下記の 3 つの分析を行う。なお、地点ごとの時間を通じて変化しない固有効果を除去した上で、時間によって変わる要因を評価するために、公示地価データ及び人口データをパネルデータとして使用し、固定効果モデルにて分析を行う。

＜地価の分析＞

実証分析１：震災後、政策後（津波リスク公表、区域指定）の津波区域内の地価への影響を分析

実証分析２：より詳細に津波到達時間別地域の地価の経年変化(H21～H30)を分析

＜人口の分析＞

実証分析３：震災後、政策後の人口増減について津波区域内の人口の経年変化(H22～R3)を分析

3.2. 実証分析を行う上での条件整理

和歌山県において、津波浸水想定区域図の公表は平成 25 年 3 月に公表され、津波災害警戒区域指定は平成 28 年 4 月に実施されている（和歌山市を除く）。

また、和歌山県における津波到達時間別地域は図 1 のとおりである。津波区域を津波到達時間別に 4 つに分け、それぞれダミー変数を作成し、津波到達時間別地域ごとの効果の分析を行う。

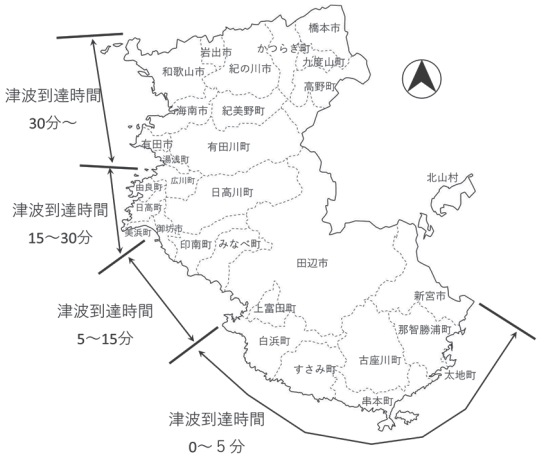


図1　津波到達時間別地域の分け方

4. 地価の分析

＜使用するデータ＞

分析対象地域は和歌山県とし、国土数値情報の平成 21 年度から平成 30 年度までの公示地価データのうち利用状況が住宅のものを使用する。和歌山県内で全 112 地点となっており、うち津波区域内にあるのは 39 地点である。津波浸水想定区域データは、和歌山県防災ＧＩＳデータ掲載にて公開されている南海トラフの巨大地震による浸水想定データを使用する。

4.1. 実証分析１

和歌山県内の公示地価データ(パネルデータ)を被説明

変数とし、津波到達時間ダミーと事象後ダミーの交差項を作成し説明変数とし、固定効果モデルにて分析する。

＜実証分析１　推計モデル＞

$Y_{it}=\beta_0+\beta_{1\sim13i}\cdot d_{1\sim13it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$

Y_{it}：**ln公示地価**（和歌山県　平成21年～平成30年）

d_{1it}：**年次ダミー**（平成22年～平成30年）

d_{2it}：**津波到達時間（0～5分）ダミー**　×　**東日本大震災後ダミー**

d_{3it}：**津波到達時間（5～15分）ダミー**　×　**東日本大震災後ダミー**

d_{4it}：**津波到達時間（15～30分）ダミー**　×　**東日本大震災後ダミー**

d_{5it}：**津波到達時間（30分～）ダミー**　×　**東日本大震災後ダミー**

d_{6it}：**津波到達時間（0～5分）ダミー**　×　**津波浸水想定図公表後ダミー**

⋮　⋮　⋮

d_{9it}：**津波到達時間（30分～）ダミー**　×　**津波浸水想定図公表後ダミー**

d_{10it}：**津波到達時間（0～5分）ダミー**　×　**区域指定後ダミー**

⋮　⋮　⋮

d_{13it}：**津波到達時間（30分～）ダミー**　×　**区域指定後ダミー**

i:公示地価のポイント　t:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜推計結果及び考察＞

実証分析１の推計結果は表１のとおりである。津波リスク公表後及び区域指定後は、津波リスク公表前及び区域指定前と比較し、ほぼ全域において 10%以下の水準で有意に下落しているという結果となった。

表1　推計結果(実証分析1)

被説明変数：log 公示地価公示価格(円/㎡)

説明変数		係数	標準誤差
年次ダミー		（省略）	（省略）
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ	× 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.0682885 ***	0.0141818
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ	× 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.0392716 **	0.0190937
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ	× 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.008554	0.0212034
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ	× 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	0.0064759	0.0104653
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ	× 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	-0.0687294 ***	0.0161356
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ	× 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	-0.0472415 **	0.0191832
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ	× 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	-0.0456981 **	0.021284
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ	× 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	-0.0089121	0.0108404
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ	× 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.0542977 ***	0.0175767
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ	× 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.048986 **	0.0192487
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ	× 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.0656921 ***	0.0213431
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ	× 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.01857 *	0.0111505
定数項		10.83422 ***	0.0042789
	サンプル数		995
	自由度修正済決定係数		0.8656

***，**，*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。

しかし、これらの結果については、それぞれの事象後ダミーは事象後をまとめて １としており、事象前後の平均値の比較についての係数となっている。その場合、図２の地価１のような事象による効果がない場合についても係数が負の値となると考えられる。効果がある場合は、図２の地価２のように事象前後の一時的な下落の変化があると考え、さらに経年変化の分析を行う。

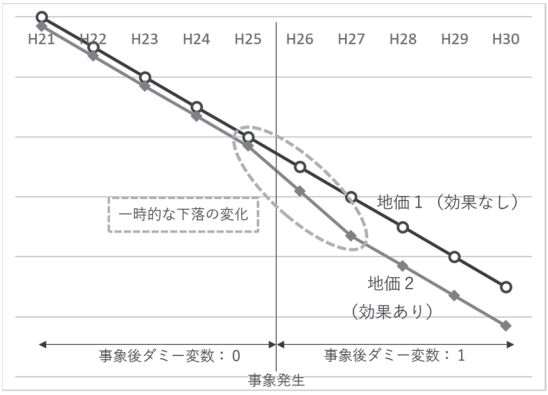


図2　事象による効果のイメージ図

4.2.　実証分析２

より詳細に地価の経年変化を分析するため、和歌山県内の公示地価データ（パネルデータ）を被説明変数とし、津波到達時間ダミーと年次ダミーの交差項を作成し、固定効果モデルにて分析する。

実証分析１は、各津波到達時間別地域のトレンドをコントロールできていないと考えられることから、実証分析２では推計結果をグラフで表し、事象による効果がある場合は事象前後の一時的な下落の変化があると考え分析を行う。その上で、その変化について検定による定量的な考察も行う。

＜実証分析２　推計モデル＞

$Y_{it}=\beta_0+\beta_{1i}\cdot d_{1it}+\beta_{2i}\cdot d_{2it}+\beta_{3i}\cdot d_{3it}+\beta_{4i}\cdot d_{4it}+\beta_{5i}\cdot d_{5it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$

Y_{it}：**ln公示地価**　（和歌山県　平成21年～平成30年）

d_{1it}：**年次ダミー**（平成22年～平成30年）

d_{2it}：**津波到達時間（0～5分）ダミー**　×　**年次ダミー**

d_{3it}：**津波到達時間（5～15分）ダミー**　×　**年次ダミー**

d_{4it}：**津波到達時間（15～30分）ダミー**　×　**年次ダミー**

d_{5it}：**津波到達時間（30分～）ダミー**　×　**年次ダミー**

i:公示地価のポイント　t:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜推計結果及び考察＞

実証分析２の推計結果は表２のとおりである。津波到達時間 0～5 分ダミーと平成 24 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 5～15 分ダミーと平成 25 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 15～30 分ダミーと平成 28 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 30 分～ダミーと年次ダミーとの交差項の係数はすべての年次について有意な値とならなかった。

さらに、震災、津波リスク公表、区域指定によって効果がある場合は事象前後の一時的な下落の変化があると考え、年次ダミーと各津波到達時間別ダミーとの交差項の係数を図３のとおりグラフ化し、考察を行う。

津波到達時間 0～5 分地域は震災後の平成 24 年から下落が大きくなり、折れ線の傾きが大きくなっているように見受けられ、その係数は 10%以下の水準で有意である。一方で、リスク公表後、区域指定後については、下落に大きな変化はないように見受けられる。津波到達時間 15～30 分地域はリスク公表後の平成 26 年から下落が大きくなっているように見受けられ、係数が 10%以下の水準で有意になるのは平成 28 年からである。一方で、区域指定後は下落に大きな変化はないように見受けられる。なお、津波到達時間 30 分以上地域はいずれの

年次でも 10%以下の水準で係数が有意な結果とならなかった。

表2　推計結果（実証分析2）

被説明変数：log 公示地価公示価格(円/㎡)		
説明変数	係数	標準誤差
年次ダミー	（省略）	（省略）
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	0.0007865	0.0216425
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	-0.0124163	0.0216425
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0505812 **	0.0216545
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0967361 ***	0.0223916
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.1126642 ***	0.0241468
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.1493773 ***	0.025407
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.168113 ***	0.025361
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1907639 ***	0.0253554
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.2022162 ***	0.0253603
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	-0.0200647	0.0296759
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	-0.0302206	0.0296759
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0485269	0.0296846
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0638395 **	0.0297492
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.0789641 ***	0.0298022
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.1074172 ***	0.0298892
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.124311 ***	0.02985
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1472218 ***	0.0298453
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.157573 ***	0.0298495
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	0.0063096	0.0329664
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	0.0043409	0.0329664
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0007924	0.0329743
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0095149	0.0330324
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.0253487	0.0330802
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.0516578	0.0331586
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.0759672 **	0.0331233
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1066633 ***	0.033119
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.1263978 ***	0.0331228
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×年次ダミー	（省略）	（省略）
定数項	10.83421 ***	0.0043063
サンプル数		995
自由度修正済決定係数		0.868

***，**，*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。

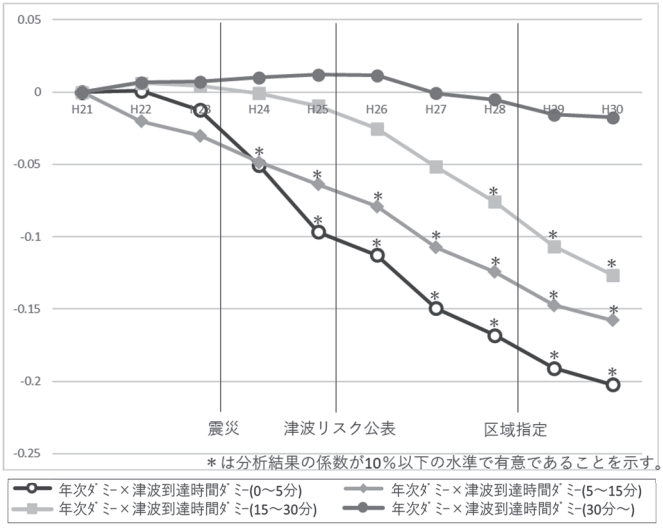


図3　年次ダミーと各津波到達時間別ダミーとの交差項の係数の推移

＜実証分析結果の係数の差の検定＞

さらに事象前後の一時的な下落の変化を定量的に検定する。震災、津波リスク公表、区域指定について、それぞれの前後の一定期間の係数の差について、その差が前後で等しいという帰無仮説の検定を行った。事象の前後の期間の差については、表３上のように設定した。

表3　係数の差の検定結果

期間の差の設定	前	後
東日本大震災前後	H22－H23	H23－H24
津波リスク公表前後	H24－H25	H25－H28
区域指定前後	H26－H28	H28－H30

	津波到達時間 0～5分	津波到達時間 5～15分	津波到達時間 15～30分	津波到達時間 30分～
東日本大震災前後	0.5059	0.8741	0.9558	0.9355
津波リスク公表前後	0.7313	0.705	0.5755	0.6295
区域指定前後	0.6521	0.8159	0.9974	0.8779

検定の結果は表３下のとおりである。津波到達時間別のすべての地域において、東日本大震災、津波リスク公表、区域指定のすべての事象の効果は通常の 10%以下の水準で統計的に有意な結果とならなかった。そのうえで、各津波到達時間別にそれぞれの事象ごとの検定結果の値を比較すると、津波到達時間 0～5 分の地域では、他の事象と比べると東日本大震災後は一時的な下落の変化があった可能性がありうると考えられる。また、津波到達時間 15～30 分及び津波到達時間 30 分～の地域では、他の事象と比べると津波リスク公表後は一時的な下落の変化に影響があった可能性がありうると考えられる。

5. 人口の分析

＜使用するデータ＞

和歌山県南部の３町（すさみ町、串本町、那智勝浦町）から提供いただいた住民基本台帳データ（H21～R3）を元に１年ごとの町丁目別人口増減データを作成した。町丁目全域が津波浸水想定区域内または区域外のものを対象とした。町丁目数全 103 地域のうち、津波浸水想定区域内 47 地域、区域外 56 地域である。

5.1. 実証分析３

町丁目別人口増減（前年からの人口増減）を被説明変数とし、年次ダミーと津波区域ダミー及びその他ダミーとの交差項を作成し、固定効果モデルにて分析する。

＜実証分析３　推計モデル＞

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_{1i}\cdot d_{1it}+\beta_{2i}\cdot d_{2it}+\beta_{3i}\cdot d_{3it}+\beta_{4i}\cdot d_{4it}+\beta_{5i}\cdot d_{5it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

Y_{it}：町丁目別人口増減（平成22年～令和3年の前年からの人口増減（すさみ町、串本町、那智勝浦町））

d_{1it}：年次ダミー（平成23年～令和3年）

d_{2it}：津波浸水想定区域ダミー　×　年次ダミー

d_{3it}：串本町ダミー　×　年次ダミー

d_{4it}：那智勝浦町ダミー　×　年次ダミー

d_{5it}：都市計画区域ダミー　×　年次ダミー

i:各町丁目　t:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜推計結果及び考察＞

実証分析３の結果について、各係数の値をグラフ化したものが図４である。津波浸水想定区域ダミーと年次ダミーとの交差項の係数を東日本大震災が発生した平成

23 年前後で比較すると、震災前の平成 23 年は、係数の値が-2.71 であり、10%以下の水準で有意ではない値であったが、震災 2 年後の平成 25 年は、係数の値が-8.32 と大きく減少しており、かつ 10%以下の水準で有意な値となっている。よって、東日本大震災による人口減少への影響があった可能性がありうると考える。一方で、その後の津波リスク公表、区域指定の政策については政策前後で大きな係数の値の変化がないと見受けられる。また、那智勝浦町ダミーと年次ダミーとの交差項の係数を紀伊半島大水害が発生した平成 23 年前後で比較すると、水害前の平成 23 年は、係数の値が 1.49 であり、10%以下の水準で有意でない値であったが、水害 3 年後の平成 26 年は係数の値が-5.52 と大きく減少し、かつ 10%以下の水準で有意な値となっている。よって、紀伊半島大水害 による人口減少への影響があった可能性がありうると考える。

以上より、人口増減については、移転先の選択等の様々な制約があるため、効果が次の年にすぐに表れるということは考えにくく、2,3 年のスパンで考えると、東日本大震災震災、紀伊半島大水害によって人口減少に影響があった可能性がありうると考えられる。一方で、津波リスクの公表や区域指定といった政策による効果は見受けられなかった。

表4　推計結果(実証分析3)

被説明変数：和歌山県すさみ町、那智勝浦町、串本町における1年ごとの町丁目人口増減

説明変数	係数	標準誤差
年次ﾀﾞﾐｰ	(省略)	(省略)
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	-2.710589	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	-2.985503	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	-8.320382 ***	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	-10.24326 ***	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	-9.590844 ***	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	-7.420375 **	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	-8.199298 ***	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	-6.544813 **	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	-11.17009 ***	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	-5.72914 *	3.161716
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	-9.242855 ***	3.161716
串本町ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	(省略)	(省略)
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	1.490373	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	-6.345293 **	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	-1.35693	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	-5.524155 *	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	-4.92986 *	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	-5.259587 *	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	-5.808803 **	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	-7.940302 ***	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	-6.267185 **	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	-7.165245 **	2.83863
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	-5.12835 *	2.83863
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	(省略)	(省略)
定数項	-1.417476	0.8685023
	サンプル数	1236
	自由度修正済決定係数	0.0975

***，**，*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。

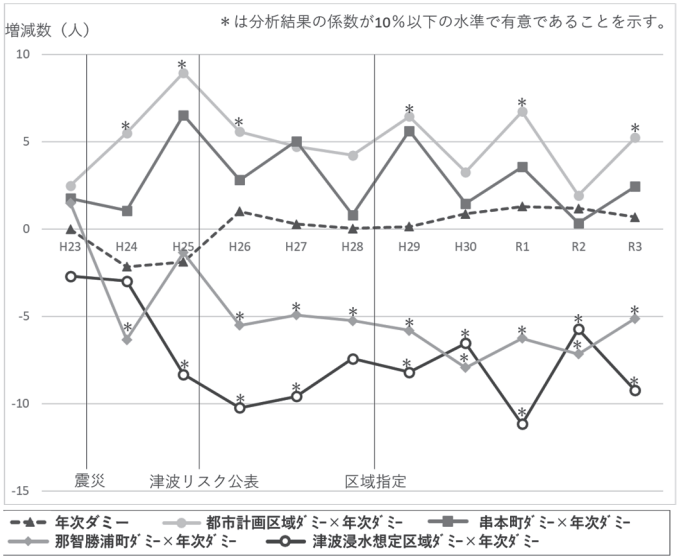


図4　各係数の推移

6. 実証分析結果の考察まとめ

以上の結果をまとめると、津波到達時間 0～5 分地域では、震災により地価及び人口に影響があり、津波到達時間 15～30 分地域では、津波リスクの公表により地価に影響があった可能性があると考えられる。一方で、区域指定の影響はみられなかった。

結果から考えられることとして、津波リスクが高い地域は、元々リスクが認識されており、震災の報道等によってリスクがより具体化され、地価及び人口に影響があった可能性があると考察し、津波リスクがそれほど高くない地域の中には、津波リスクの公表により地価が下落した可能性がある地域がある一方で、影響がみられない地域もあり、そのような地域では津波リスクの周知が不十分であると考えられ、よりいっそうの津波リスク公表方法の充実が求められる。また、区域指定（イエローゾーン）による地価への影響はみられないと考えられる。

7. 政策提言

①区域指定の促進、義務化

地価の下落は起こらない可能性が高いと考えられるため、区域指定を義務化し、津波警戒体制整備を推進。

②津波リスク公表方法の充実

津波リスク周知の標識を日常的に目につきやすく具体的に容易に認識できるような公表方法とする。

8. 今後の課題

分析の範囲を全国に広げることや、被説明変数を地価の変化としたり、公示地価ではなくレインズデータ等の取引データを用いることで、より詳細かつ正確な分析と幅広い考察が可能になると考えられる。

論　　文

待機児童問題の効率的な解消方法の研究

－松戸市を事例として－

＜要旨＞

待機児童問題は、1990 年代前半から認識し始められたが未だに解決に至っていない。少子化といわれているが、なぜ待機児童が生まれてしまうのか。こうした問題に対し政府は受け皿を増やす等して供給政策を中心に行ってきたが、政府主導の供給政策は需要に追い付かず、結果的には隠れ待機児童と呼ばれる保留児童を増やしている。さらに統計的に把握されていない待機児童も存在するとされ、これらを合わせて潜在的待機児童と言い、国基準の待機児童には含めないとしている。また保育市場に対する政府の介入は、価格規制や参入規制といった規制を始め、割当制度という保育所の入所する際に行われる利用調整にまで至り、保育市場に非効率な状況をもたらしている。

本稿は保育市場における諸問題について経済学的な理論分析を行い、保育・子育て事業に注力してきた松戸市を対象に、効率性の観点から潜在的待機児童を含めた待機児童問題の解消方法について研究することを目的としている。

理論分析等の結果、松戸市は国基準の待機児童はゼロとしながらも著しく低く設定された保育料（価格規制）や参入規制によって潜在的待機児童は 940 人も存在すると推定され、割当制度により死荷重の損失額は年額で 8 千 5 百万円以上の可能性があると推計された。また価格規制を撤廃した場合の年齢ごとの保育料を算出し、現行の保育料は最大で 1 万円程度低く設定されていることや保育に係る公費について公立認可保育所は私立認可保育所の約 1.8 倍程度あることもわかった。

理論分析等の結果を踏まえ、価格規制の撤廃、参入規制の撤廃、公立から私立への移行促進等を提言した。

2022 年（令和 4 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21701　浅野　匡亮

目次

1　はじめに 57
2　保育所制度の概観及び取り巻く問題..... 58
2.1　保育所の役割..... 58
2.2　政府の介入の根拠..... 59
2.3　保育市場の諸問題..... 59
2.3.1　価格規制..... 60
2.3.2　割当制度..... 61
2.3.3　参入規制..... 62
2.3.4　不公平性..... 63
2.3.5　高コスト構造..... 64
2.4　保育市場の諸問題が引き起こしている社会的問題..... 65
2.5　待機児童問題について..... 66
2.6　保育市場の経済学的な分析..... 68
3　松戸市の保育に係わる状況..... 70
3.1　利用者負担額（保育料）について..... 70
3.2　保育に係る公費について..... 72
3.3　待機児童問題について..... 73
3.4　保留児童発生地域の可視化..... 74
3.5　松戸市認可保育市場の経済シミュレーション..... 75
4　政策提言と課題 78
4.1　政策へのインプリケーション..... 78
4.2　政策提言 79
4.3　課題 81
謝辞 81
参考文献等 81

1　はじめに

政府は待機児童問題を解決すべく、2001 年に「待機児童ゼロ作戦」、2008 年に「新待機児童ゼロ作戦」、さらに 2013 年「待機児童解消加速化プラン」により対策を講じてきた。保育所整備を中心とした政策を行い、10 年以上経ったが未だに解決の目途は立っていない。厚生労働省が毎年公表している「保育所等関連状況取りまとめ」では、待機児童数は減少傾向としているが、実際には保育所利用の申し込みをしているにも関わらず、利用できていない児童数は増加傾向である。それは「保留児童（隠れ待機児童）」とも呼ばれており、さらに入所の申し込みや求職活動をあきらめている世帯で「見えない待機児童[1)]」も存在すると考えられている。早くから八代（2000）が指摘している需要の顕在化によるイタチごっこの状況は変わっていない。

今日までの保育所整備に頼った政策では根本的な解決となっておらず、これからより深刻となる少子化を踏まえると、保育所制度そのものを見直さなければならない。しかし、政府は 2020 年に「新子育て安心プラン」を公表。「新子育て安心プラン」では、4 年間で約 14 万人の保育の受け皿を整備するほか、①地域の特性に応じた支援、②魅力向上を通じた保育士の確保、③地域のあらゆる子育て資源の活用を柱としたものであり、さらに保育所等の整備を進めようとしている。

そこで本稿は経済学的な理論分析を行い、効率性の観点から現行の保育所制度の問題を改善するため、松戸市を対象として政策を考察、提言することを目的とする。

本稿の構成は、まず 2 章で現行の保育所制度の概観及び取り巻く問題について説明し、3 章では松戸市の保育状況について GIS を用いた需給の可視化や経済シミュレーションによる理論分析等を行い、4 章ではその結果を踏まえ、政策を提言する。

なお、先行研究では八代（2000）は、保育サービスの充実とともに(需要の)顕在化する可能性が大きいことを指摘しており、さらに保育所制度の様々な問題点を示唆して利用者への直接補助方式により認可・認可外の保育所間の格差を是正し、公私の対等な立場での競争を生かす改革が求められるとしている。

清水谷・野口（2004）は、都心から 30km 圏内の市区町村を対象に行った調査データを元に保育市場における均衡保育料、価格弾力性及び潜在的な保育需要者数を推計した。保育サービス市場における価格弾力性は高く（2.0 程度)、需要をコントロールできる可能性があるとしている。

八田（2019）は、保育所制度の経済学的に理想的な条件を提示しながら、待機児童問題について現実的改革案を提言している。①認可保育所の設置目的の不明確さを改め、再分配目的では十分な補助を行う一方、女性の労働参加阻害要因を除去する目的ではそれより低い補助を与える。②利用者が自由な選択をできるよう、行政は情報公開の確保に全力を尽くす。③中・高所得者は、保育コストをなるべく反映した保育料とし、保育料を引き上

1) 鈴木（2018）59 頁。

げるべきであるとしている。

鈴木（2020）は、東京都が 2017 年に実施した子育て世代への大規模調査のデータを元に潜在的待機児童や均衡保育料を算出している。東京都においても一人当たりの保育費用に対して、著しく低く設定された保育料によって超過需要（待機児童）が生じている。待機児童問題の解消について、供給政策（保育所の整備）は効率性の観点から問題が多いとしており、価格政策（保育料引上げ）や需要政策（育休関連の対策）による影響について分析している。

先行研究は東京都を中心に分析をされているが、東京都近郊のベッドタウンで中核市以下の都市部に着目して分析した研究は筆者が調べた限り見当たらない。一般的にこうした都市部は都心への通勤も多く共働き世帯も多いと考えられ、その分保育ニーズも高いと推測できる。そのため松戸市のような東京都近郊のベッドタウンを対象とした分析も重要であると考える。

2　保育所制度の概観及び取り巻く問題

2.1　保育所の役割

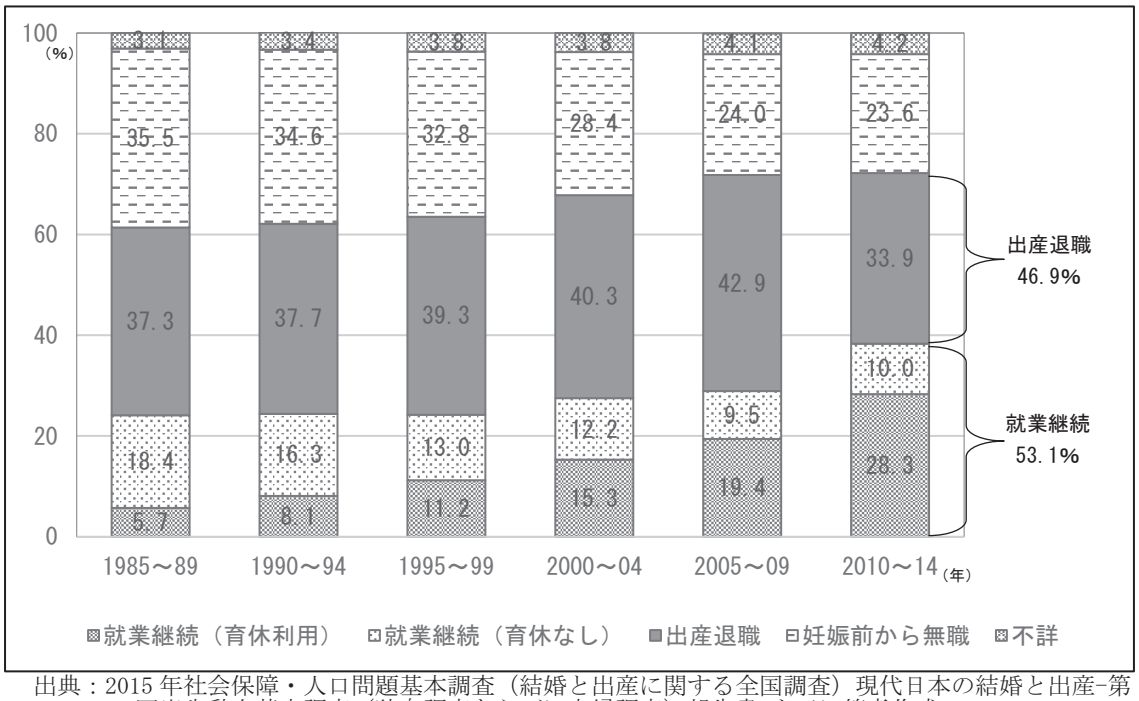
日本の保育所（当時は託児所）は元々働く母親を助けるため、民間の社会事業の一環として始まったと言われており、その後 1947 年に公布された「児童福祉法」によって児童福祉施設の一つとして位置づけられた。1986 年に施行された「雇用の分野における男女の均等な機会及び待遇の確保等に関する法律（男女雇用機会均等法）」や 1992 年に施行された「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関わる法律（育児・介護休業法）」によって女性の就業や家庭と仕事の両立する目的の法律が整備され、1990 年代には共働き世帯が専業主婦世帯を逆転した[2)]。

女性の就業継続という観点においても数値の変化に表れている。国立社会保障・人口問題研究所が 2016 年に公表した「第 15 回出生動向基本調査（夫婦調査）」（図 1）によると、第 1 子出産前後に女性が就業を継続する割合は年々上昇しており、最近の数値では 53.1%と半数を超えている。就業を継続している者の状況を見ると、育児休業制度を利用して就業を継続している者の割合が 28.3%と上昇していることが分かる。一方で、第 1 子出産を機に離職する女性の割合はなお 46.9%あり、就業を継続する割合は上昇しているものの、離職を選択し、就業の継続をあきらめる女性の割合も約半数いるという状況である。

また虐待問題、母子家庭の増加や核家族化等の社会的環境の変化に伴って保育ニーズがより高まった。保育所は従来の福祉の役割も未だ根強くある一方で、保護者の仕事と子育ての両立を支える重要な役割を担っている。

---

2) 独立行政法人労働政策研究・研修機構によると 1997 年には共働き世帯は 949 万世帯、専業主婦世帯は 921 万世帯となり、以降共働き世帯は増加傾向にある。



出典：2015 年社会保障・人口問題基本調査（結婚と出産に関する全国調査）現代日本の結婚と出産-第 15 回出生動向基本調査（独身調査ならびに夫婦調査）報告書-を元に筆者作成。

図 1　第 1 子出産前後の妻の就業変化の状況

2.2　政府の介入の根拠

経済学では「市場の失敗がない場合には、サービス供給は市場に任せることで効率的な資源配分を達成する」ことが知られている。女性の労働市場には雇用の際に「情報の非対称性」という市場の失敗が存在しているため、今日の保育所の役割を踏まえると保育市場に対する政府の介入は正当化できる。

八田（2008）によると、女性は結婚や出産を機に会社を辞めてしまう可能性が高いため、企業にとっては教育投資の収益率が男性よりも低いという問題を抱えているという。そのため、企業には男性の方を雇う経済的なインセンティブがあり、採用に関して男女差別が起きてしまう。このような統計的差別は「情報の非対称性」に基づいたものである。採用時点で結婚や出産を機に辞める女性と辞めない女性を区別できるのであれば、男性と同じように雇うこととなるが、そのような区別は不可能であるため、その結果、企業は働き続ける女性を雇うことをあきらめて、途中で辞めることを前提とした賃金体系（職制）を女性に用意する場合がある。高い賃金なら働き続けるつもりだった女性までインセンティブが削がれ、早期退職を選び逆選択という無駄が起きる。保育所制度は女性の労働市場に潜む情報の非対称性による逆選択の度合いを少なくし、女性の就労における差別を減らすことで結果的に効率性を改善することができる。

2.3　保育市場の諸問題

保育サービスは女性の労働市場における効率性を改善することが期待され、政府主導の

保育所政策によって女性の就業継続はある程度の改善が見られた。しかし、結果として今日までの政府の介入は保育市場に歪みを生じさせ、政府の失敗と言わざるを得ない状況になっている。

鈴木（2008）は現行の保育所制度に 5 つの問題を例に挙げている。第一に価格規制である。認可保育所の保育料は、応能負担を原則としており供給コストよりも低い価格に規制され、超過需要が発生している。第二に割当制度である。超過需要により利用調整が行なわれているが、市場原理であれば支払意思額の高い人から希望する保育所を利用できるところ、必ずしも希望どおりとならず死荷重という損失が発生している。第三に参入規制である。認可保育所と認可外保育所の補助金に大きな差があり、認可外保育所は競争上の著しい不利を余儀なくされ、実質的な参入規制により競争が促進されていない。第四に不公平性である。認可保育所の利用者とそれ以外の人に投入されている公費に差が生じており、不公平が生じている。第五に高コスト構造である。認可保育所については、割当によって競争を行うことなく利用者を確保できることから、経営努力が削がれ人件費等の高コスト構造が維持されており、効率化やサービス向上が図られていないという。以上の 5 つの問題を次節で定性的に考察していく。

2.3.1　価格規制

2015 年から始まった子ども・子育て新支援制度（以下「支援制度」という。）による認可保育所の保育料は、政府により大枠が定められている。「保育サービスの安定的な提供の観点から、保育の実施につき児童福祉施設の設備及び運営に関する基準の維持するための費用を公費で負担」すること。「財源構成は、概ね、保護者の保育料と公費が 2：8」としており、「保護者が支払う保育料については、各市町村において、家計に与える影響を考慮して保育の実施に係る児童の年齢等に応じて定めることとしている。」

それを具体化するように保育料は、子ども・子育て支援法（以下「支援法」という。）第 27 条第 3 項第 2 号により「政令で定める額を限度として当該教育・保育給付認定保護者の属する世帯の所得の状況その他の事情を勘案して市町村が定める額」とされている。認可保育所の保育料は市町村が決めることができるが、自由に価格を設定しているわけではない。それは同条の「世帯の所得の状況」をうけ、支援法施行令第 4 条により世帯ごとの所得割課税額に応じて上限額があり、表 1 のように応能的な負担が原則となっている。したがって公定価格[3)]（表 2）すら反映した料金を設定できず、人為的に著しく低い保育料となっているため、認可保育所に申し込みが集中する要因のひとつとなっている。

3) 支援制度では、子ども一人当たりの保育に必要な月額費用を公定価格と呼んでいる。「教育・保育に通常要する費用の額」を踏まえて「内閣総理大臣が定める基準により算定した費用の額」とされている。市町村は、この公定価格に基づき委託費等として事業者へ支払っている。

表 1　利用者負担額表（3 号認定：3 歳未満）

区分 （推定年収）	利用者負担（月額）	
	保育標準時間	保育短時間
生活保護世帯及び市町村市民税非課税世帯 （約 260 万円未満）	0 円	0 円
所得割課税額 48,600 円未満 （約 330 万円未満）	19,500 円 ［9,000 円］	19,300 円 ［9,000 円］
所得割課税額 57,700 円未満［77,101 円未満］ （約 360 万円未満）	30,000 円 ［9,000 円］	29,600 円 ［9,000 円］
所得割課税額 97,000 円未満 （約 470 万円未満）	30,000 円	29,600 円
所得割課税額 169,000 円未満 （約 640 万円未満）	44,500 円	43,900 円
所得割課税額 301,000 円未満 （約 930 万円未満）	61,000 円	60,100 円
所得割課税額 397,000 円未満 （約 1,130 万円未満）	80,000 円	78,800 円
所得割課税額 397,000 円以上 （約 1,130 万円以上）	104,000 円	102,400 円

多子カウント年齢制限なし

多子カウント年齢制限あり（小学校就学前）

［　］書きは、ひとり親世帯、在宅障害児（者）のいる世帯、その他の世帯（生活保護法に定める要保護者等特に困窮している市町村の長が認めた世帯）の額。

表 2　保育士配置基準と公定価格

区分	保育所 （定員　90 人）	小規模保育（A 型） （定員　13 人～19 人）
職員数	0　歳　児　3：1 1・2 歳児　6：1	保育所配置基準＋1 名
公定価格（月額）	0　歳　児　210,330 円 1・2 歳児　126,910 円	0　歳　児　261,410 円 1・2 歳児　177,690 円

※20/100 地域（東京都等）の保育標準時間認定保育所における基本単価

2.3.2　割当制度

支援制度は保育施設の事業者と利用者の当事者間の契約に委ねており、直接契約を原則としている（図 2）。市町村の責務は保育提供のための利用者補助や保育施設への給付を支出することである。しかし、このような仕組みは保育サービスが無制限に利用され、多大な公費を必要となる可能性もあることから、保育を受ける必要性の認定は市町村が行う仕組みがとられており[4]、実態は直接契約となっていない。多くの市町村は支援法施行規則に準じポイント制を採用して利用調整を行っているが、ポイントが同点だった場合の優先順位を別途定めている。優先順位は市町村によって異なるが、世帯の収入が低い方が優先される等[5]、必ずしも保育を受ける必要性に応じたものとなっていない。

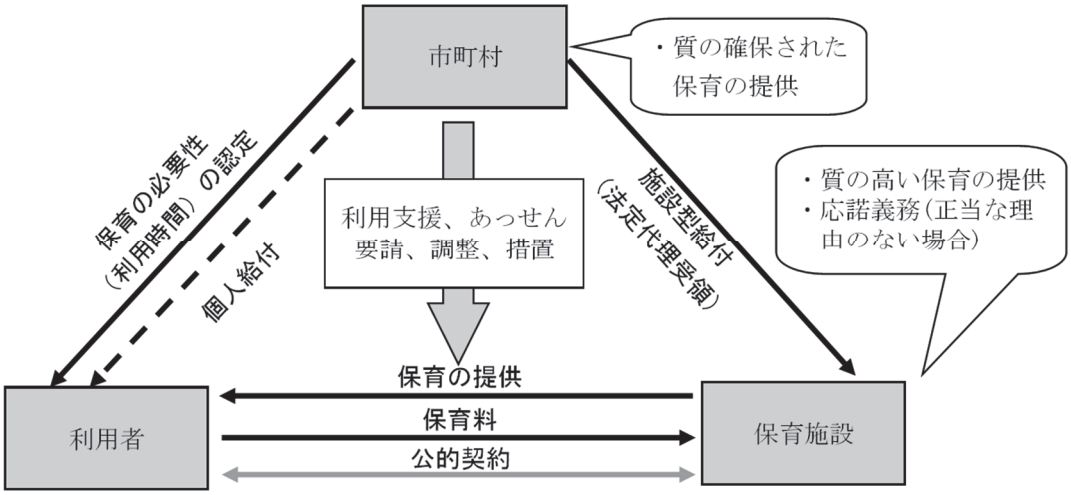
また山口（2019）によると、保育所の利用調整は、母親就業増があまり見込まれない家

4)　2021 保育白書（全国保育団体連絡会・保育研究所編）77 頁。

5)　習志野市（令和 3 年度保育所等の入所申込み）等。

庭を優先する一方で、母親就業増が期待できる家庭の保育所利用を遠ざけてしまっている可能性があるとしている。保育所を利用しやすくなることで、子どもの預け先が祖父母から保育所に変わるだけで、公的な保育が私的な保育を押し出してしまうクラウディングアウトが起こっている。そうした家庭の母親は既にフルタイムで働いている可能性があるため、保育所を利用しても母親就業が増えない。保育の利用調整は、保育を本当に必要とする家庭に届けられていない可能性が高いと結論づけている。

また認定には1、2ヶ月程度の時間を要し利用する施設・事業がいつ頃決まるのかによって、復帰時期にも大きく影響するため企業側、利用者側の両者に多くの問題をはらんでいる。



出典：平成 26 年 10 月　内閣府こども・子育て支援新制度施行準備室「子ども・子育て支援新制度について」を元に筆者作成。

図 2　子ども・子育て新支援制度の利用手続き

2.3.3　参入規制

保育サービスは大分類として施設保育と在宅保育に分けることができるが、保育サービスのほとんどが施設保育である。さらに施設保育は国によって認可されている施設と認可されていない施設（認可外）に分類される。

認可保育所は第二種社会福祉事業の児童福祉施設であり、児童福祉法に基づき国からの設置認可が出された保育所である。国基準の人員配置や設備基準等の一定の基準を満たし、収益構造としては市町村からの補助金収入がほとんどである。私立の設置主体としては社会福祉法人が約 78%であり、株式会社は約 16%[6]に過ぎない。それは設置主体によって整備費への補助や税制措置の違い（表 3）によるものと考えられる。

認可外保育所は認可保育所と異なり、児童福祉施設に該当しないが都道府県知事に対して設置届けを提出する義務があり、監査を受けて認可外保育施設指導監督基準に則った運

[6] 2021 保育白書 313 頁。

営を行っている。収益構造としては政府からの補助金が少ないため保育料収入がほとんどである。そのため保育費用を賄うための保育料設定となり、認可保育所とは競争上不利な状況に置かれ、実質的な参入規制となっている。認可外保育所は利用調整から漏れた児童によって一時的に増えたとしても、保育料が低く設定されている認可保育所へ転園する希望者は多く、特に毎年 4 月には転園が原因となり著しく児童が減少するため経営は安定しないという。同じく認可外保育所として位置づけられている 2016 年から始まった内閣府主導の企業主導型保育事業や 2000 年前半から始まった東京都認証保育所や横浜保育室等の地方単独保育事業においては保育料の軽減に加えて補助金もあるため、その他の認可外保育所はますます競争上不利な状況に追い込まれている。

表 3　税制上の主な取り扱いについて

区分		認可保育所・地域型保育事業			企業主導型保育	認可外保育所
		社会福祉法人	株式会社	個人		
国税（所得税）	寄附金控除	○	―	―	―	―
	簡易証明制度	○	―	―	―	―
国税（法人税）	寄附金控除	○	―	―	―	―
	簡易証明制度	○	―	―	―	―
	登録免許税	○	―	―	―	―
	相続税・贈与税（用途非課税）	○	―	―	―	―
	相続税（人的非課税）	○	―	―	―	―
国税（関税）	脱脂粉乳	○	○	○	○	―
地方税	固定資産税	○	○	○	○	―
	都市計画税	○	○	○	○	―
	事業所税	○	○	○	○	―
	不動産取得税	○	○	○	―	―

※○は非課税である。

出典：内閣府　子ども・子育て支援新制度説明会【都道府県等説明会】資料（平成 29 年 3 月 14 日）「子ども・子育て支援新制度に係る税制上の主な取り扱いについて」を元に筆者作成

2.3.4　不公平性

「国民生活基礎調査」によると、保育所に通っている児童の 94%は認可保育所を利用しており、残りの 6%は認可外保育所の利用者である[7)]。公費は利用者への直接の補助よりも施設ごとに補助されていることが多く、認可保育所には多くの公費が投入されている。さらに認可保育所の保育料は応能負担により所得に応じて軽減を受けているため、保育費用との差額は公費で賄われているということである。自ら認可外保育所の独自のサービスを希望している者は別だが、利用調整によって漏れ認可保育所と同じサービスを期待してい

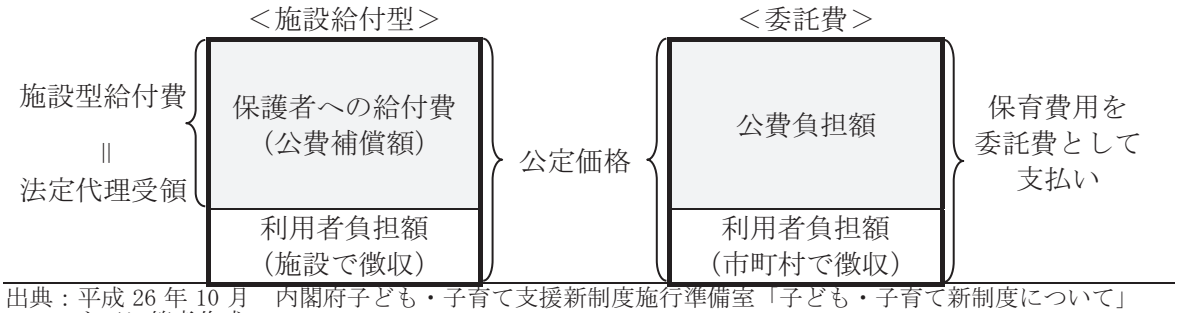
7)　国民生活基礎調査「乳幼児数、保育者等の状況（複数回答）・父母の就業状況・乳幼児の年齢（各歳）別」。

る認可外保育所の利用者とは不公平があるといえる。

2.3.5　高コスト構造

私立認可保育所は、公定価格を基準に委託費等（図 3）として支払われているため、運営費を反映した保育料となっておらずコスト削減といった経営努力が削がれている。

支援制度から始まった公定価格は基本単価に含まれている人件費や管理費等の算出方法は内閣府等からの通知等で明らかになっておらず、不明瞭なものとなっている。内閣府告示「特定教育・保育、特別利用保育、特別利用教育、特定地域型保育、特別利用地域型、特定利用地域型保育及び特例保育に要する費用の額の算定に関する基準等」（2021 年 3 月 31 日）について基本分単価額は示されているものの、その内訳である人件費等の額は別表によりようやく推定することができる。一方で、内閣府等通知「令和 3 年度における私立保育所の運営に要する費用について」（2021 年 3 月 31 日）では、基本分単価の中に含まれている管理費と事業費の額が示されているが、この通知によると管理費（補修費等）や事業費（保育材料費等）は全国一律とされており、実態と相違がある可能性は高い。



出典：平成 26 年 10 月　内閣府子ども・子育て支援新制度施行準備室「子ども・子育て新制度について」を元に筆者作成。

図 3　公定価格について

保育費用については多くの先行研究でも問題視されており福田（2000）では、年齢別の児童一人当たり保育所運営コストが国基準の年齢別保育単価に比例すると仮定して 0 歳児一人当たり月額保育所運営コストを自治体規模別に試算した（[公営]0 歳児：346 千円、1・2 歳児：205 千円、[民営]0 歳児：223 千円、1・2 歳児：132 千円）。さらに被説明変数を公民別に 0 歳児一人当たり運営コストとし、説明変数には実際の保育士数と国基準の保育士数との比、常勤の保育士の平均年齢さらに地域の消費者物価指数を加え、0 歳児換算児童数を重みとして回帰分析を行った。公営、民営とも保育士の配置と年齢が保育所運営コストに有意に影響しているとし、公営保育所の配置基準だけを手厚くする理由はないとして、早急な是正を求めている。

算出方法については示されていないが、児童一人当たりの費用を公表している自治体もある。保育士配置基準が影響しているためか、低年齢ほど費用が高くなっている（表 4）。

表 4　公表している自治体の児童一人当たりの保育費用[8)]

区分	0 歳児	1 歳児	2 歳児
板橋区	約 435,000 円	約 221,000 円	約 202,000 円
江東区	390,000 円	210,000 円	190,000 円
目黒区	456,431 円	286,260 円	247,533 円

2.4　保育市場の諸問題が引き起こしている社会的問題

保育市場のこうした諸問題は待機児童問題ひいては保活の激化やキャリア継続が困難となる等の社会的な問題を引き起こし、社会的効率性に損失を与えている。

待機児童問題は、1990 年代前半から認識し始められたが未だに解決に至っていない。少子化といわれているが、なぜ待機児童が生まれてしまうのか。厚生労働省の「保育所等関連状況取りまとめ（令和 3 年 4 月 1 日）」によると、保育所の定員充足率は 90.9%であり保育所は全国的に見て足りているということになる。しかし、待機児童数を年齢別の構成割合で見ると 3 歳以上児は 12.4%、1・2 歳児は 79.1%、0 歳児は 8.5%と低年齢児（0 歳から 2 歳）が全体の 87.6%を占めており乳児保育所が足りていないことがわかる。3 歳児からは幼稚園か保育所等の選択肢はあるが、低年齢児はほぼ保育所しかない。利用率は 40.3%に過ぎず、後述する女性の就業率と照らしてみると潜在需要があると思われる。待機児童のほとんどが 1・2 歳児という数値が示すように、育休明けで復帰する世帯の需要が大きいと推測できる。

厚生労働省の「保育を取り巻く状況について（令和 3 年 5 月 26 日）」によると 2019 年の女性の就業率は 77.7%であり、2025 年には 82%を目標としている（第 2 期まち・ひと・しごと創生総合戦略）。少子化は進んでいるものの、都市部では潜在需要はまだあるとみることはできる。一方で人口減少の影響により、定員割れを起こし保育所の運営が困難な状況の市町村もあるという。これは近い将来に都市部でも起こりうると考えられ、今までのようにスプロール現象にも似た受け皿を作る政策だけでは「空き保育所」が顕在化してくるだろう。

現在の都市部に在住する子育て世代にとっては、待機児童問題により派生した「保活の激化」という問題を抱えている。保活とは「子どもを保育所に入れるために保護者が行う活動」の造語である。活動内容としては地域の保育所や待機児童に関する情報集め、保育の必要性の点数を上げるため保育所の時間の都合に合わせて保護者の勤務時間を調整することや保育所に入所しやすい地域に引っ越しをすること等である。実際に待機児童ゼロを達成した市町村へ申し込みが急増し待機児童の再発やフリーライドの問題[9)]も懸念される。また鈴木唯・鈴木紫（2020）によると、「保活」に取り組む子育て世帯の間では、10

8) 板橋区：「板橋区内保育園パーフェクトデータ」、江東区：「令和 2 年 4 月からの保育料の改定について」、目黒区：「令和 4 年度保育施設利用のご案内」より。

9) 八田（2019）112 頁、鈴木（2018）121 頁。

月の認可保育所への申し込みに間に合うように出産し、翌年度の認可保育所の申し込みを行い、0歳児のうちに自治体の認可外保育所に申し込んで内定を得るもしくは実際に預けて加点を得るのが「保活」の定石とされているという。そのため東京23区を中心に待機児童の深刻な地域では4月～9月生まれの割合が高く、1月～3月生まれが敬遠されている傾向にあると結論づけている。このように「保活」は取引費用[10]の増大も懸念される。

さらに育休の抑制という問題にも派生している。原則として、0歳児の母親は子どもが1歳児に達するまで、育児休業を取得することができる。しかし、1歳児から保育所に申し込みをしたとしてもすでに埋まっているため、入所しやすい0歳児から申し込みを始め、0歳児まで育児休業を予定していたとしても、それをあきらめて職場復帰するという現象が起きている。「東京都保育ニーズ実態調査結果報告書（平成30年5月）」によると、育児休業の取得期間を1年以上希望していた者は68.1%いたが、実際に1年以上取得した者は51.3%と減少し、希望した期間より短い取得となっている。短い期間となった理由としては「育休を希望期間分取得すると、取得後に保育所に入れなくなると思ったため」が64.9%と半数以上を占めている。育休の抑制は希望した1歳児以降の職場復帰ではなく、0歳児から保育所等を利用することにより、保育費用の高い0歳児によって行政コストを増大させる問題となる。

2.5　待機児童問題について

そもそも待機児童とは、「認可保育所に入所を申し込みしたが、入れなかった児童」を指していた。支援制度が実施された2015年には、認可化移行運営費支援事業や育休中の場合等も待機児童を含めないこととして、範囲が限定された。その結果、認可保育所を利用したくてもできない児童が多くいるにも関わらず、「待機児童ゼロ」と宣言する市町村が出現し、実態と大きく異なる状況となった。2017年には育休中の取り扱いが大きく変わり、復職の意思がある場合は待機児童に含めること等が盛り込まれたが、地方単独事業等の利用者は待機児童に含まれず、待機児童の取り扱いの基準も自治体に委ねられている部分も多いため不明確のままとなった。厚生労働省は2019年4月の待機児童調査にあたり、待機児童の定義を示す「保育所等利用待機児童調査要領」（表 5）を変更した。

2020年4月1日時点[11]で、全国の待機児童者数は12,439人とされているが、この定義から外れた「保留児童（隠れ待機児童）」は約7.4倍の92,410人存在している。このうち特に問題だと思われるのが、「特定の保育所等のみ希望している者」で46,666人存在し、保留児童の約半数を占めている。保育の実施は公的責任（児童福祉法第24条第1項）としながらも、支援制度では実質的には通うのが難しい地域にある保育所なら空いているが、本人の都合により利用していないという私的責任にすることによって待機児童にしないということである。

---

10) 経済学では契約上の費用の他に契約の過程で負担する費用を含めて取引費用としている。

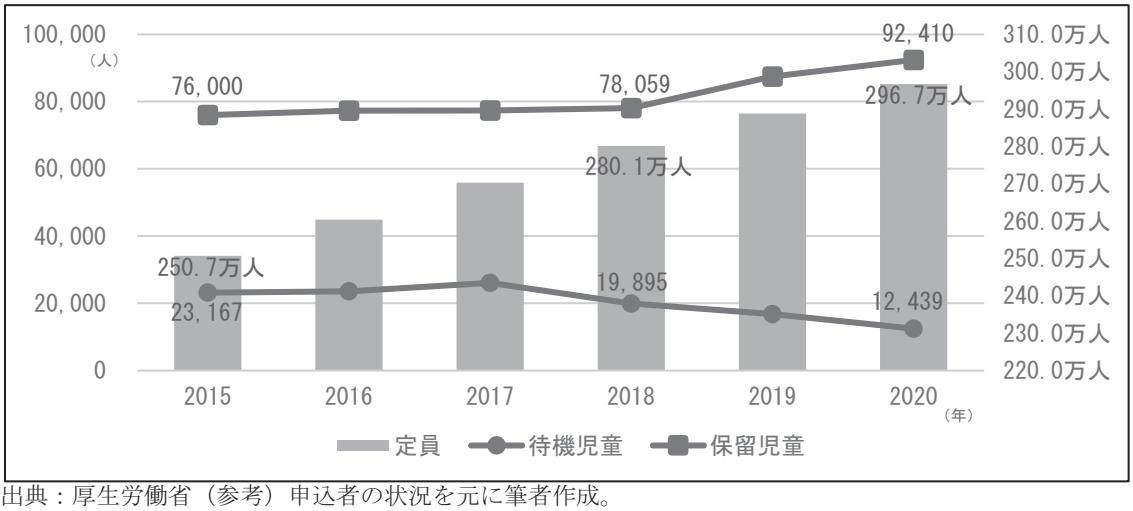
11) 厚生労働省「(参考) 申込者の状況（令和2年4月1日)」より。

供給（定員増）によって「需要の顕在化」を表しているかのように、年々保留児童が増加している（図 4）。地理的な需給ギャップが原因であれば、不足している地域に保育所等を作ることで解決すると思われるが、少子化が進む中で不足している地域にただ保育所等を作ればよいというわけではないため全国的には課題のままとなっている。

表 5　保育所等利用待機児童数調査の「待機児童に含めないもの」について

項目		具体的内容
Ⅰ	国による補助の対象となる施設・事業で保育されている者	①認可化移行運営費支援事業を受けている認可外保育所を利用。 ②幼稚園の一時預かり事業、預かり保育を利用。 ③企業主導型保育事業を利用。
Ⅱ	特定の保育所等のみ希望している者	①「他に利用可能な保育所」の判断については地域における地理的な要因や通常の交通手段の違い、通勤経路等を踏まえて判断する。 ※ 他に利用可能な保育所等とは、以下に該当するもの ・ 開所時間が保護者の需要に応えている ・ 立地条件が登園するのに無理がない等 ② 申請書に記載された希望園等によって一律に判断するのではなく、他に利用可能な保育所等の情報の提供を行うとともに、保護者の意向を丁寧に確認する。
Ⅲ	求職活動を休止している者	○ 保護者が求職活動を行っておらず、「保育の必要性」が認められない状況にあることを確認する。
Ⅳ	育児休業中の者	○ 育児休業中の保護者について、入園できたときに復職することを、入園保留通知発出後や 4 月 1 日時点などにおいて継続的に確認し、復職に関する確認ができる場合には、待機児童数に含める。 ただし、それが確認できない場合には、待機児童数に含めない。
Ⅴ	地方単独保育施策を利用している者	○ 地方公共団体が一定の施設等基準に基づき運営費支援等を行っている単独保育施策(保育所、小規模保育事業、家庭的保育事業、居宅訪問型保育事業他)を対象とする。

出典：厚生労働省子ども家庭局保育課長通知（子保発 0316 第 1 号–2020 年 3 月 16 日）「保育所等利用待機児童児童調査について」を元に筆者作成。



出典：厚生労働省（参考）申込者の状況を元に筆者作成。

図 4　全国の待機児童等の推移

また、待機児童は統計上把握されていない待機児童も存在すると言われている。それは、初めから認可保育所の利用をあきらめている世帯や入所できる保育所があれば就労しようと考えている世帯等の待機児童である。こうした待機児童を「見えない待機児童」とし、保留児童と見えない待機児童を合わせて「潜在的待機児童」と呼ぶ。待機児童問題は、この潜在的待機児童を含めて対策をしなければならないと考える。

2.6　保育市場の経済学的な分析

保育市場は政府の失敗による諸問題によって、保育市場に歪みをもたらしている。現制度下の認可保育市場の概念図（図 5）を諸問題に照らして分析する。

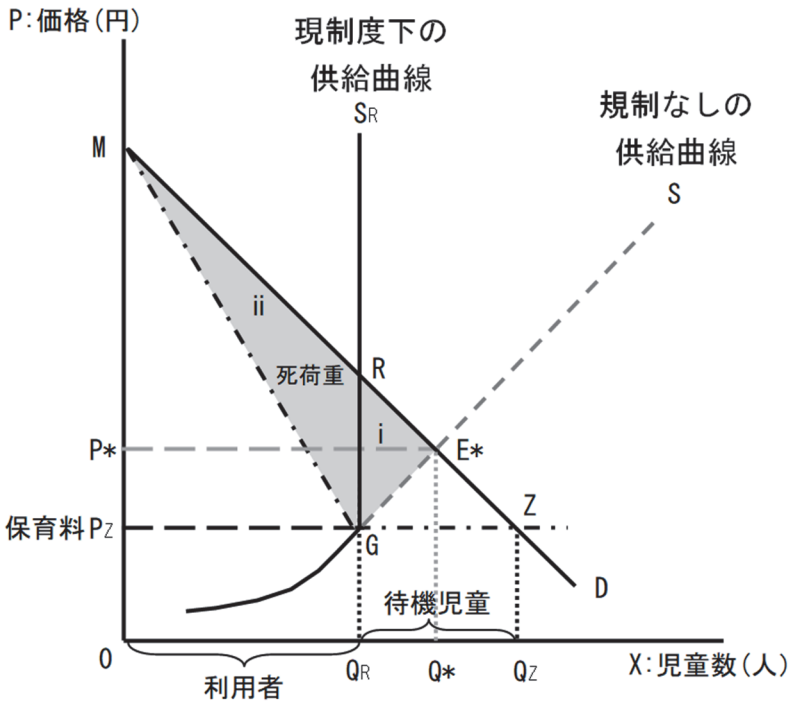


図 5　現制度下の認可保育市場の概念図

規制のない保育市場であれば、「価格による需給調整」が自然に働くようになるという[12)]。保育市場への需要増によって既存の保育料が上がり、それが供給不足のシグナルとなって保育所等の新設を誘発し、長期的には供給曲線 S と需要曲線 D との均衡点 E*で価格が P*となる。利用調整の必要もなくなるため、滞りなく保育所等を利用できるようになる。

しかし、現制度下は「価格規制」により利用者が負担する保育料は、補助金によって軽減を受け、人為的に著しく低く設定されている（P_Z）。この価格規制下の保育料と需要曲線の交点は Z 点で需要者数は Q_Z となる。「参入規制」によって供給量が制限され、供給曲線は

12)　鈴木（2018）232 頁。

垂直となり利用者が Q_R に留まって、第 1 次の死荷重が発生する（ⅰ）[13]。これらの規制により超過需要として待機児童 Q_Z-Q_R が発生することになる。さらに「割当制度」により、支払意思額に応じて必ずしも利用できず、利用できたとしても希望した保育所を必ず利用できるわけではない。その結果、価格規制と相まって第 2 次の死荷重が発生する（ⅱ）[14]。

こうした保育市場に対し、待機児童問題が喫緊の課題として政府は受け皿を増やす等して供給政策を中心に行ってきた。厚生労働省は 2018 年に待機児童解消加速化プランの集計結果を公表し、2013 年度から 2017 年度末までの 5 年間で約 53.5 万人の保育の受け皿を確保し、目標は達成したとしている。また、東京都や横浜市等でも地方単独事業による保育所を積極的に増やしてきた。こういった政府主導の供給政策は需要に追い付かず、結果的には保留児童を増やし、待機児童問題は解消に至っていない。さらに保育施設の急増により監査等が充分に行えていない状況となっている。厚生労働省が公表している「令和元年度児童福祉行政指導監査等の実施状況報告」のうち監査の実施率は、全国平均で認可保育所 82.3%（実地：62.5%）、地域型保育事業 73.7%（実地：60.9%）と法令で義務付けられているにもかかわらず、100%となっていない。また「令和元年度認可外保育施設の現況取りまとめ」で公表した認可外保育所の立入調査は 74.3%である。表 6 のように監査の実施内容は最低基準のもので当然に順守されていなければならないものであるが、実施率で明らかなように、すべての保育所等の安全が確保されているかどうかの検査ができていない。今日までの供給政策だけでは、前述したとおり需要を顕在化させ、さらに安全が確保されていない可能性もあること等、社会的コストを増加させる恐れもあるため非効率であると言える。

表 6　施設別の監査の実施主体等

区分	種別	実施主体	実施頻度	実施内容
認可	保育所	都道府県等	1 年に 1 回以上、実地につき検査させなければならない（児童福祉法施行令第 38 条）	児童福祉施設に配置する従業者及びその員数、居室の床面積等（児童福祉法第 45 条）
	地域型保育事業	市町村	1 年に 1 回以上、実地につき検査させなければならない（児童福祉法施行令第 35 条の 4）	家庭的保育事業等に従事する者及びその員数等（児童福祉法第 34 条の 16）
認可外	保育所	都道府県等	年 1 回以上行うことが原則（認可外保育施設指導監督の指針）	適正な保育内容及び環境の確認

次に需要政策であるが、各自治体では認可保育所への需要を抑制するような政策がとら

13) 八田（2008）163 頁、164 頁。

14) 八田（2008）は「ランダム配分効果」という現象が死荷重をもたらしているとしている。

れている。江戸川区では「乳児期は、できるだけ家庭的な雰囲気と深い愛情のもとで育てる」という考えから、0歳児を保育ママ制度により保育ママの自宅で預かることにより費用が高い0歳児保育のコスト削減にも貢献している。また横浜市の「保育コンシェルジュ」は就学前の児童の預け先に関する保護者の相談に応じ、必ずしも認可保育所（フルタイム）の利用が必要でない保護者へ一時預かり事業や幼稚園預かり保育の保育サービス等について情報を提供しサービスとニーズのミスマッチを軽減している。また杉並区は「子育て応援券」を発行しベビーシッターにも利用できる等補助制度の見直しを図っている。しかし、需要政策によって各自治体の待機児童問題が解消されたとは言えず応急措置と考えられる。

以上のことから今までのような政策では待機児童問題ですら解消できないことがわかる。保育市場は抜本的に改善が必要な市場であり、八代（2000）、鈴木（2008）のいうように、保育市場に市場原理を導入することが根本的に解決する方法と考える。前述したとおり市場メカニズムによって需要増加、価格上昇、供給増加、価格下落という価格を通じて需要と供給が均衡する構造となり、自然と需給バランスが働くことで待機児童も解消され、割当制度による利用調整も不要となり、死荷重の損失もなくなる。

市場原理導入のためには、第一に価格の自由化である。認可保育所においても保育費用を反映した保育料にすること等、保育料の引き上げによって株式会社やNPO法人等の民間からも供給が促進される。第二に参入規制の撤廃である。補助のあり方や税制の見直し等により認可保育所と認可外保育所のイコールフッティング（競争の公平化）を図り、市場を統合することである。

本稿はこうした現制度下の保育市場において、効率性の観点から待機児童問題の解消方法について研究する。次章では先行研究では分析されておらず、支援制度が始まって以降、地域子育支援拠点事業や利用者支援事業等を中心に保育・子育て事業に注力してきた松戸市を事例に保育料、保育に係る公費及び待機児童問題についてGISを用いた分析や経済シミュレーションを行い考察することとする。

3　松戸市の保育に係わる状況

3.1　利用者負担額（保育料）について

松戸市の利用者負担額は国基準の8区分より多く27区分（表 7）となっており、最高上限額は64,700円で国基準の104,000円より低く、保育料の軽減措置が取られている。しかし、これは松戸市だけでなく全国的な傾向で2021年度県庁所在地・指定都市・中核市保育料（3 号認定）では、20 区分程度設けていることが多く、最高上限額は 46,300 円（金沢市）～91,200 円（京都市）といずれも国基準より低く設定している。特徴的なのは、小規模保育事業は保育所等の 8 割程度に設定されており、園庭の有無等の違いから応益的な側面も持っている。

表 7　松戸市　令和 3 年度　利用者負担額表（3 号認定用）

児童の属する世帯の階層区分		利用者負担額（月額）円		児童の属する世帯の階層区分		利用者負担額（月額）円	
階層区分	定義	保育所等	小規模保育事業	階層区分	定義	保育所等	小規模保育事業
1A	生活保護法による被保護世帯（単給世帯を含む）	0	0	11	109,000 円以上 111,000 円未満	31,500	25,200
1B	非課税世帯（ひとり親世帯等）	0	0	12	111,000 円以上 123,000 円未満	35,800	28,600
2B	非課税世帯	0	0	13	123,000 円以上 135,000 円未満	36,600	29,200
2	均等割額のみ（所得割額は 0 円）	7,600	6,000	14	135,000 円以上 157,000 円未満	42,600	34,000
3	市民税所得割額が 24,300 円	9,200	7,300	15	157,000 円以上 169,000 円未満	44,500	35,600
4	24,300 円以上 48,600 円未満	10,800	8,600	16	169,000 円以上 191,000 円未満	48,100	38,400
5	48,600 円以上 51,000 円未満	13,900	11,100	17	191,000 円以上 213,000 円未満	51,300	41,000
6-1	51,000 円以上 57,700 円未満	15,400	12,300	18	213,000 円以上 235,000 円未満	55,900	44,700
6-2	57,700 円以上 60,700 円未満	15,400	12,300	19	235,000 円以上 257,000 円未満	57,000	45,600
7	60,700 円以上 72,800 円未満	18,300	14,600	20	257,000 円以上 279,000 円未満	58,500	46,800
8-1	72,800 円以上 77,101 円未満	23,300	18,600	21	279,000 円以上 301,000 円未満	59,600	47,600
8-2	77,101 円以上 84,900 円未満	23,300	18,600	22	301,000 円以上 397,000 円未満	63,200	50,500
9	84,900 円以上 97,000 円未満	24,400	19,500	23	397,000 円以上	64,700	51,700
10	97,000 円以上 109,000 円未満	28,900	23,100				

※第 2 子の利用者負担額は省略

松戸市へヒアリングを行い、2020 年 4 月 1 日時点の階層区分の利用者状況等について確認した。そこから利用者負担額を推定し、各年齢の平均保育料を加重平均で算出したものが表 8 である。低年齢の方が平均保育料は高く、年収の高い世帯の割合が多いということがわかる（図 6）。育児休業を 1 年以内に切り上げ正規職員としてキャリア継続を望む傾向の可能性があると考えられる。

表 8　松戸市の平均保育料

区分	0 歳児	1 歳児	2 歳児
利用者数	699 人	1,661 人	1,804 人
平均保育料（推定）	41,543 円	38,935 円	33,963 円

※平均保育料は、多子カウント等の軽減措置を考慮していない。

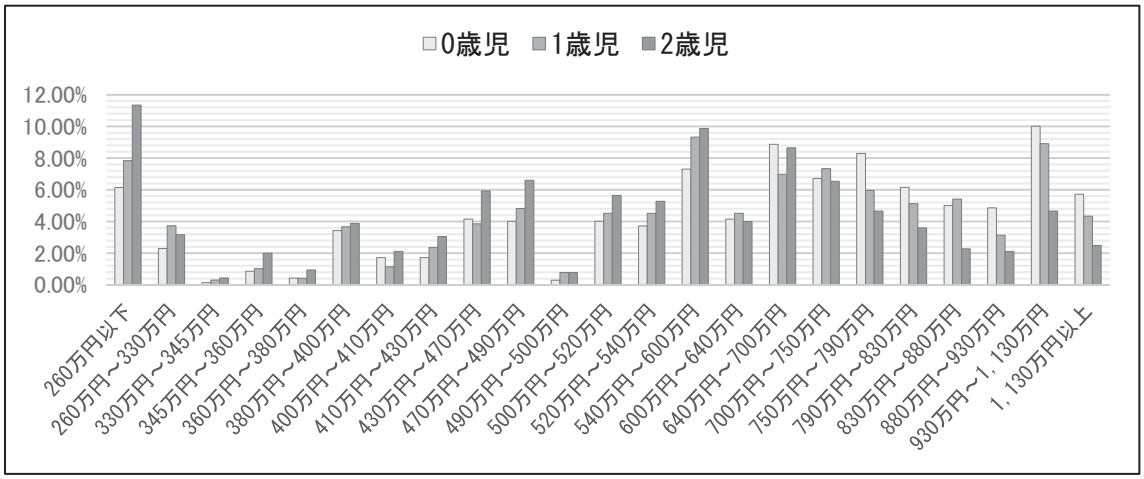


図 6　年齢別所得者層（推定）

3.2　保育に係る公費について

保育に係る公費については、公立認可保育所及び私立認可保育所に分けて児童一人当たりとして算出したものが表 9 である。公立認可保育所は 2020 年度の決算額に基づき算出したものであり、私立認可保育所は公定価格として国が示した見積りであるため算出方法に大きな違いがある。

まず公立認可保育所の費用については、公定価格（基本分単価＝事務費（人件費、管理費）＋事業費）と比較するため整備費等は含めずに算出する。松戸市の保育事業に係る費用は 3 つに大別される。保育に係る「人件費」、運営費用に係る「保育業務」及び施設関係の「施設維持管理業務」である。単価として算出するため、人件費（退職金除く）を延べ職員数で除し、さらに算出された単価に松戸市の保育士設置基準（0 歳児 3：1、1・2 歳児 5：1）で除した。保育業務及び維持管理業務は利用者（0～5 歳）の延べ人数で除したものである。

次に私立認可保育所だが、内閣府で公表されている「子ども・子育て支援新制度における公定価格の試算ソフト（令和 3 年度版）」を使用し、市内の私立認可保育所の定員数から公定価格を推定し平均したものである。同じ認可保育所であるにも関わらず、公費の投入額は公立と比べ 0 歳児で約 1.7 倍、1・2 歳児で約 1.9 倍の差がある。この差は人件費が主な要因である。公立保育所の保育士は公務員であり、年数に従い昇給することとなる。しかし、民間の保育所はキャリアアップしにくい組織体制として問題を抱えており、保育士不足もその待遇の悪さが要因とされている。東京都がまとめた「平成 30 年度東京都保育士実態調査報告書」によると、運営主体別の職場への改善希望事項（複数回答）では「給与・賞与等の改善」が 65.7%であり、退職意向理由（複数回答）では、「給料が安い」が 68.7%といずれも 1 位であり待遇改善が課題[15)]となっている。さらに公立認可保育所は保

15)　その改善措置として 2017 年度から公定価格に処遇改善等加算Ⅰ（その施設の職員の平均勤続年数に応じた加算率）及び処遇改善等加算Ⅱ（技能・経験に応じた保育士等の処遇改善の仕組み）が創設された。

育士や非常勤職員を配置や雇用した分だけ計上することとなるが、公定価格になると基本分単価として所長と配置基準上保育士だけであり、休憩保育士 1 人の配置は、定員 90 人以下の施設に限定されている。

保育に係る公費は公立と私立ともに約 90%が人件費で構成されており、人件費以外の費用についても公立と私立に大きく差がないこともわかった。

表 9　認可保育所の児童一人当たりの費用及び公定価格

区分		0 歳児	1・2 歳児	構成比
公立	人件費	315,287 円	189,172 円	92.1%
	保育業務	10,106 円	10,106 円	3.7%
	施設維持管理業務	11,388 円	11,388 円	4.2%
	合計	336,782 円	210,667 円	100.0%
私立	人件費相当分	172,970 円	92,225 円	86.6%
	事業費(一般生活費)[16]	10,527 円	10,527 円	6.9%
	管理費[17]	12,735 円	7,308 円	6.5%
	合計	196,232 円	110,060 円	100.0%

3.3　待機児童問題について

松戸市は支援制度が始まって以降、小規模保育事業を中心に整備し供給政策を行ってきた。定員は 2015 年には 5,874 人だったが、2020 年には 6,543 人となっており 669 人分増やした。その結果、国基準の待機児童はゼロと推移しているが、保留児童は増加傾向にある（図　7)。2020 年の「特定の保育所等のみ希望している者」が 189 人であり、保留児童の約 66%を占めている。

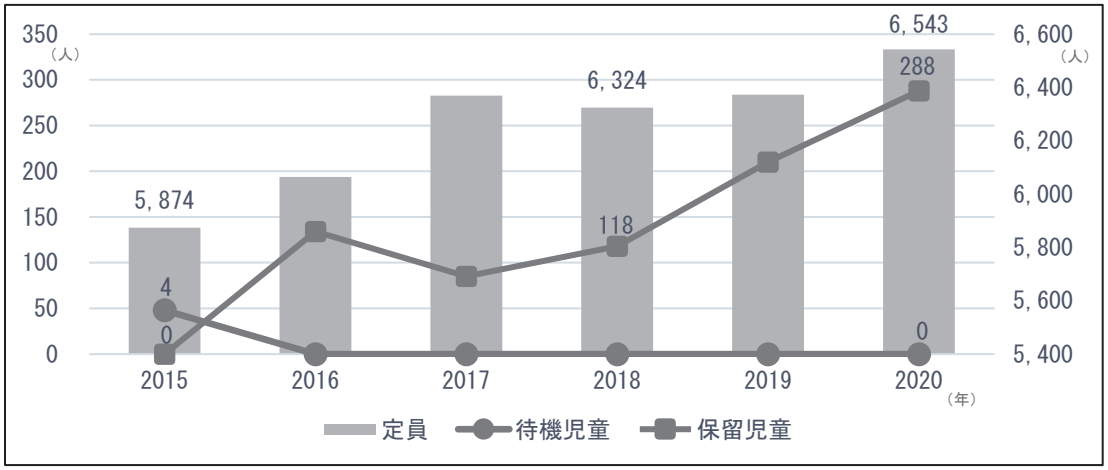


図 7　松戸市の待機児童等の推移（0 歳～5 歳）

[16] 事業費（一般生活費）は、主に保育材料費、給食材料費及び光熱水費等である。
[17] 管理費は主に旅費、保健衛生費及び補修費等である。

3.4　保留児童発生地域の可視化

前節では松戸市においても保留児童のうち「特定の保育所等のみ希望している者」がほとんどであることがわかり、これは「地域における地理的な要因や通常の交通手段の違い、通勤経路等を踏まえて判断する」等の地理的な原因によって発生する。世田谷区の「保育サービス利用者アンケート調査」によると、施設を選ぶ際に重視したこと／最も重視することは、「家に近い（52.9%）」が一番多く、保育所は自宅からの近さのニーズが高い。そこで、宮澤・若林（2019）が江東区を事例に保育の需要・供給の分布を地図化した方法を参考にする。GIS ソフトが搭載するヒートマップ（カーネル密度推定法）機能により、点分布データを曲面データとして推定できる。0 歳から 2 歳の乳幼児人口の需要分布や保育所の位置と定員から供給分布のデータを作成した上で、両者の差（ラスタ演算）をとることで需給の差を可視化し、保留児童が発生しやすい地域を推定する。

まず需要分布であるが、「2015 年『国勢調査』小地域（町丁・字等別）年齢（5 歳階級、4 区分）別、男女別人口のうち乳幼児人口（0～4 歳）」を使用し、その代表点から人口を割り当てて作成した。次に供給分布は、2021 年 4 月 1 日現在の認可保育所・認定こども園・小規模保育所の定員を割り当てて、影響範囲であるバンド幅を 1.2km（徒歩 15 分以内）として作成し、それぞれカーネル密度推定法により曲面データ化した（図 8）。

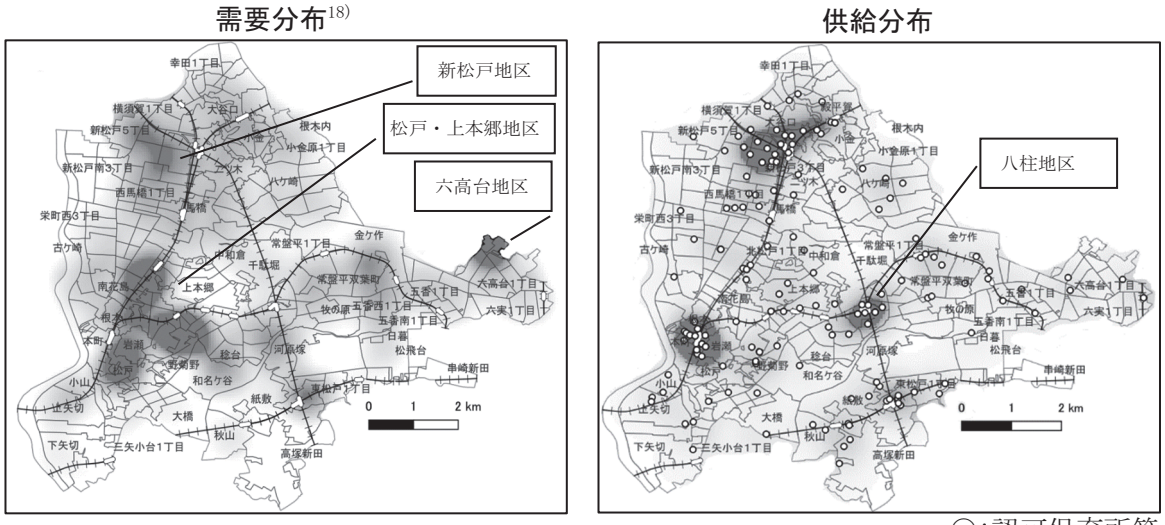


図 8　松戸市保育需給分布

需要は中心市街地の松戸地区から上本郷地区、北部の新松戸地区や東部の六高台地区に多いことがわかる。特に松戸地区を中心に JR 常磐線や新京成線の沿線の広範囲に需要があり、子育て世代は公共交通機関を重要としていることが読み取れる。

[18)] 0～4 歳のデータのため、5 分の 3 を乗じて 0～2 歳とした。すべての世帯が必要としているわけではないが、人口を潜在的需要として考えることとした。

供給は乗換駅（松戸駅、新松戸駅、新八柱駅）を中心に整備し、松戸地区や八柱地区は駅に集中する一方で新松戸地区は広範囲に整備されている。これにより八柱地区はやや供給過多であることが読み取れる。

この需給差（需要分布－供給分布）を可視化したものが図 9 である。つまり色が濃い地域には、自宅の近くに保育所等がなく地理的な要因によって認可保育所の利用をあきらめ、保留児童となっている可能性が高いと推定できる。これにより上本郷地区に保留児童が発生しやすいと読み取れる。

充足率[19]については、公共交通機関の沿線で松戸地区や新松戸地区は 100%を超えている保育所が多く、八柱地区や東松戸地区に 100%以下の保育所が多い。

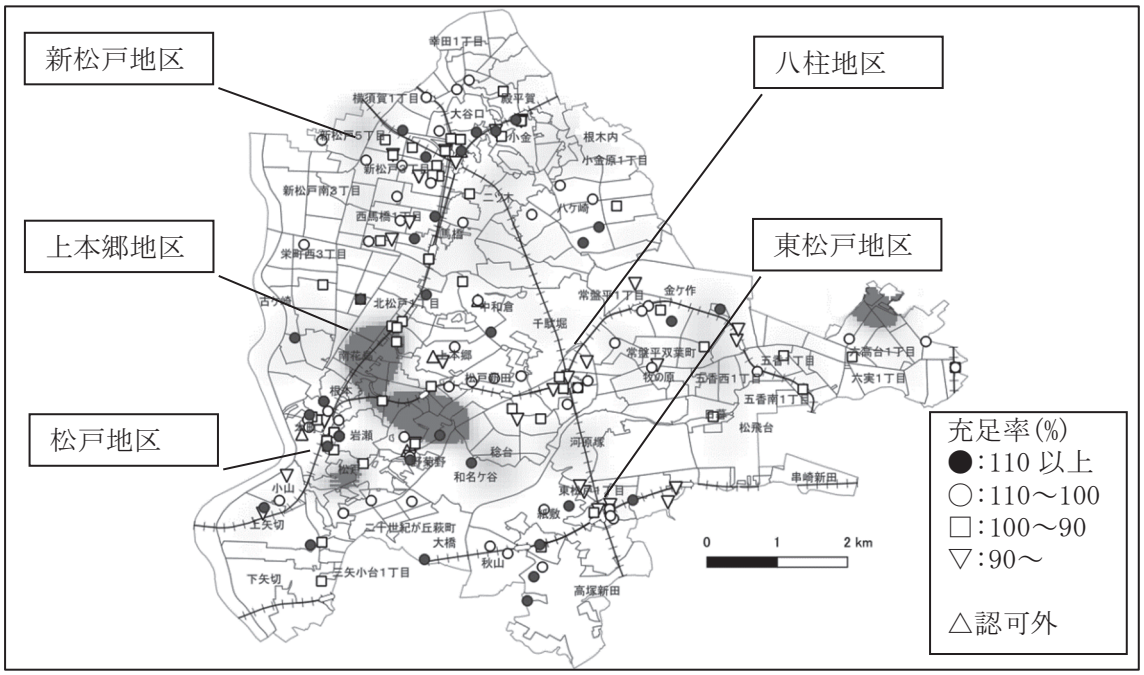


図 9　保留児童が発生しやすい地域（推定）及び充足率別保育所位置図

3.5　松戸市認可保育市場の経済シミュレーション

松戸市の認可保育市場の需給モデルの概念図（図 10）を作成し、経済学的な観点から現状を把握する。まずは需要曲線を導出するために、需要曲線上にある Z 点（現行の平均保育料と需要者の交点）を推定する。Z 点を推定するため潜在的待機児童数を算出しなければならないが、先行研究の多くは仮想市場評価法（CVM）を採用して、保育サービス需要（需要者割合）を推計することによって潜在的待機児童数を割り出している。しかし、CVM はあらかじめ提示する価格帯を決める必要があり、提示する価格帯は調査主体が恣意的に決めるため、純粋な顧客視点での価格調査を行えないデメリットがある。0 歳児の需要者割合も 40%超と推計され 1・2 歳児より需要者割合が高いとしているが、1・2 歳児と

19)　2020 年～2021 年の充足率の平均。

違い 0 歳児の認可保育所を希望する保護者が直面している機会費用は、育児休業手当と保育料を足したものとなる場合もある。つまり価格をシグナルとして反応する合理的な需要者であれば、必然と 0 歳児の方が 1・2 歳児の需要者割合より低くなると考えられる。そこで本稿は厚生労働省の「保育を取り巻く状況について（令和 3 年 5 月 26 日）」の 2020 年から利用者数がピークとなる 2025 年の利用率の伸び率や「新待機児童ゼロ作戦に基づくニーズ調査＜調査結果＞（平成 21 年 2 月）」の潜在サービズニーズ量推計【0〜2 歳】認可保育所利用意向 45.2%を参考に推計した（表 10）。

表 10　各年齢の潜在的待機児童等の推計結果

区分		0 歳児	1 歳児	2 歳児	0〜2 歳児
観測値	a 児童者数(2020.3.31 現在)	3,487 人	3,662 人	3,835 人	10,984 人
	b 利用者数	699 人	1,661 人	1,804 人	4,164 人
	c 利用率(b/a)	20.05%	45.36%	47.04%	37.91%
	d 保留児童(隠れ待機児童)	42 人	115 人	78 人	235 人
推計値	e 見えない待機児童	126 人	345 人	234 人	705 人
	f 潜在的待機児童(d+e)	168 人	460 人	312 人	940 人
	g 需要者数(b+f)	867 人	2,121 人	2,116 人	5,104 人
	h 潜在的待機児童率(f/g)	19.38%	21.69%	14.74%	18.42%
	i 需要者割合(g/a)	24.86%	57.92%	55.18%	46.47%

※図 10 中の Q_R=b、Q_Z=g

需要曲線は線形関数[20]を前提とし、需要曲線上にある一点（Z[21]：平均保育料(P_Z)＝38,935 円、需要者数(Q_Z)＝2,121 人）からキャリブレーション法によって導出する。また先行研究の清水谷・野口（2004）で示された需要の価格弾力性-1.94 と「東京都保育ニーズ実態調査結果報告書」から推計した-0.81[22]を使用する。導出された需要曲線 D と参入規制下の供給曲線 S_R の交点 R から算出された P_R は、価格規制を撤廃した場合に成立する平均保育料[23]である。さらに図 5 で示した第 2 次の死荷重についても損失額を推計する。

---

20) 価格に応じて需要の価格弾力性も異なるが、先行研究の清水谷・野口（2004）と同じく基準点から導出する線形関数を採用した。

21) 各年齢に Z 点はあるが、文中のものは 1 歳児のものである。

22) 調査時の平均保育料：28,300 円、保育ニーズ：64.3%を基準に引き上げ額に応じて保育ニーズの変化量を算出している。

23) ここでいう価格規制撤廃後の平均保育料とは、前提として女性の労働市場に潜む市場の失敗を考慮し、政府からの補助後の保育料である。

＜需要曲線の導出及び価格規制撤廃後の平均保育料の推計式＞

⑴ 需 要 関 数 ： $P=M+b_1X$

⑵ 価 格 弾 力 性 ： $\frac{dX}{dP}\frac{P}{X}=\sigma^X=\frac{1}{b_1}\frac{P}{X}$

⑶ 傾 き ： $b_1=\frac{1}{\sigma^X}\frac{P_Z}{Q_Z}$

⑷ 切 片 ： $M=P_Z+b_1Q_Z$

⑸ 価格規制撤廃後の平均保育料 ： $P_R=M+b_1Q_R$

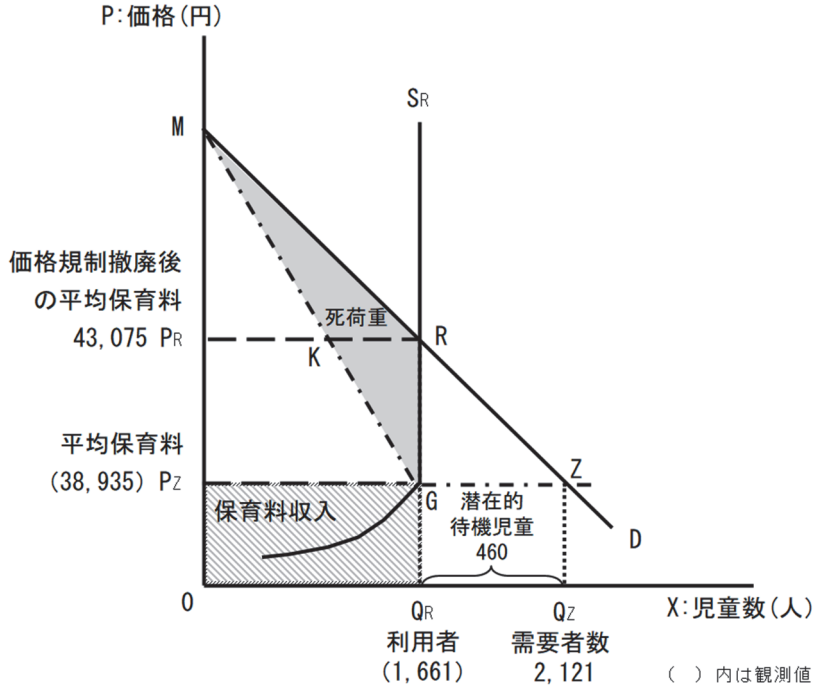


図 10 松戸市の認可保育市場（1 歳児）需給モデル概念図

表 11 は各年齢の経済シミュレーションによって得られた結果である。次章ではこの得られた結果から政策的インプリケーションを導くこととする。

表 11　シミュレーション結果（価格規制撤廃後の平均保育料等）（月額）

区分		0 歳児	1 歳児	2 歳児	0～2 歳児
現行	平均保育料(P_Z)	41,543 円	38,935 円	33,963 円	－
	保育料収入（□P_Z0Q_RG）	29,038,557 円	64,671,035 円	61,269,252 円	154,978,844 円
価格弾力性:-1.94					
	価格規制撤廃後の平均保育料(P_R)	45,743 円	43,075 円	36,459 円	－
	差引額(P_R-P_Z)	4,200 円	4,140 円	2,496 円	－
	増収額（□P_RP_ZGR）	2,935,800 円	6,876,540 円	4,502,784 円	14,315,124 円
	死荷重額（△MGR）	1,467,900 円	3,438,270 円	2,251,392 円	7,157,562 円
価格弾力性:-0.81					
	価格規制撤廃後の平均保育料(P_R)	51,455 円	49,515 円	40,203 円	－
	差引額(P_R-P_Z)	9,912 円	10,580 円	6,240 円	－
	増収額（□P_RP_ZGR）	6,928,488 円	17,573,380 円	11,256,960 円	35,758,828 円
	死荷重額（△MGR）	3,464,244 円	8,786,690 円	5,628,480 円	17,879,414 円

4　政策提言と課題

4.1　政策へのインプリケーション

前章までの結果を踏まえ、政策へのインプリケーションを導出する。

まず保育料であるが、価格規制下の P_Z から価格規制を撤廃し P_R まで保育料を引き上げることによって需要者が Q_Z から Q_R に減少し待機児童問題を改善することができ、さらに△KGR の死荷重が消失することとなる。しかし、参入規制を撤廃しない限り供給量が制限され利用調整による死荷重△MKR は残ることとなる（図 10)。

引き上げ額は 0 歳児と 1 歳児のほぼ同じものの、2 歳児はそれより低い。これは松戸市の場合、2 歳児は低所得者層が多く現行の応能負担による影響である。需要の価格弾力性は -1.94 を仮定した場合、保育料の増収額（月額）は 14,315,124 円で、年間では 171,781,488 円となる。-0.81 を仮定した場合は月額 35,758,828 円であり、年額では 429,105,936 円となる（表 11)。

次に保育に係る公費は、認可保育所等の費用のほとんどが人件費である（表 9)。費用の削減を考えた場合、配置の見直しによって公立認可保育所は削減できる余地はあるが、私立認可保育所は配置の見直しや給与等の削減は違う問題を引き起こす。内閣府調査の「令和元年度幼稚園・保育所・認定こども園等経営実態調査（令和元年 11 月 26 日)」によると、私立認可保育所においても公定価格の人員配置以上に配置していることが多く、実態は配置に余裕があるわけではない。さらに前述したとおり給料の安さから保育士を退職す

る場合が多く、令和2年賃金構造基本統計調査によると374.5万円（平均年齢37.6歳）であり、全産業は549.2万円（平均年齢42歳）と給与自体は高いわけではなく、平均年齢からも早期退職が読み取れる。そのため保育士の待遇を悪化させると、保育士不足を引き起こす可能性があると考えられる。保育に係る公費の削減は、まずは公立から私立への移行促進等から考えることが必要である。

最後に充足率が高い（人気のある）保育所は、利便性の高い公共交通機関沿線（特にJR)にあり、順番待ちによる待機児童が発生しないよう需要の平準化を図る必要がある（図 9)。

4.2　政策提言

待機児童問題を効率的に解消する方法として価格規制を撤廃、さらに参入規制を撤廃し、利用者は自由に保育サービスを選択できる競争環境の確保が必要である。以上のことを踏まえ、3つに分けて政策提言を示す。

⑴　価格規制の撤廃

第一に効率性の観点から価格規制の撤廃が必要であると結論付ける。価格規制の撤廃する際に保育料を見直すこととなるが、その方法の一つとして年齢ごとに保育料を設定することである。現行の松戸市の保育料は 3 歳未満と一律に設定されているが、児童一人当たりの費用や公定価格が年齢ごとに差があるのであれば、実際の保育費用（限界費用）も年齢ごとに差がある可能性もある。保育費用が年齢ごとにそれぞれ違うのであれば、それを反映した保育料にすべきである。なぜなら競争市場では、費用を反映した価格付けとなるはずであり、そうすることで民間からの参入促進にもつながり、効率性の観点から望ましいためである。その場合、0 歳児が一番高い価格設定となるが、保育費用が反映されれば現在の低価格で保育所等に預けようとせず、育休をより長く取得することを選択し、育休の抑制も改善できる。また、充足率が高い（人気のある）松戸地区、新松戸地区の保育所等の保育料を高く設定し、逆に八柱地区や東松戸地区は低く設定することで需要の集中を平準化する方法のひとつとして考えられる。

⑵　参入規制の撤廃

第二に参入規制となっている認可制度を廃止し、届出制度にすることである。自由な場所に保育所等を設置できる届出制度は、競争を促進する条件のひとつとして考える。まず競争市場は次の2つの特徴を持っており、「市場に多数の売り手と買い手が存在すること」と「供給される財の同質性」である[24)]。また、この2つの競争する条件に加え、完全競争市場を特徴づけると考えられる3番目の条件がある。それは「参入・退出の自由」である。この3つ目の条件は、長期の均衡を実現するときには、強力に作用す

[24)] N・グレゴリー・マンキュー（2013）405頁

るとされている。価格規制の撤廃と同時にこの参入規制を撤廃することで、保育市場に競争を促進[25]することができると考えられる。

また、実質的な参入規制となっている運営主体によって不公平がある税制と補助金のあり方を見直し、認可保育所と認可外保育所のイコールフッティング（競争の公平化）を図る必要がある。税制については、社会福祉法人の優遇をなくすことが税収増にもつながり適当である。

しかし、認可制度や税制の見直しは、法令の改正等に時間を要し、喫緊の課題を解決する方法も別に考える必要がある。それは現行制度下で保育料の公平化を図ることで、実質的な参入規制を緩和することができ、八代（2000）、鈴木（2018）、八田（2019）等の多くの先行研究で言われている「保育バウチャー」が有効と考えられる。施設補助から利用者への直接補助に切り替えることで選択肢の拡大や保育施設間に競争を生むことができ、さらに前述した補助金による不公平についても改善できると考える。保育所等は利用者に選ばれなければ公費（補助金）を得ることができず、質や保育料等の経営努力をしなければならなくなる。

需要の価格弾力性を-0.81と仮定した場合、保育料の引き上げによって生まれた財源は年間約430,000,000円であり、認可外保育所の保育料は月額80,000円とすると認可保育所との引き上げ後の0歳児の保育料との差は約30,000円であるため延べ14,000人分の財源が確保できたことになる[26]。もちろん、これほどの需要者はいないため整備等の補助等、さらなる公平化への財源にも使用することができる。

⑶　公立から私立への移行を促進及び監査員の増

第三に高コストである公立から私立へ移行を促進することで行政コストの削減をするべきである。この移行によって生まれた余剰人員は、まずは実地監査の実施率を向上するための監査員とし、さらに実施率向上とともに競争環境の確保のために必要となる情報も整えることも重要である。より効率的な市場とするためには情報の非対称性をできるだけ回避する必要がある。直接、保育サービスを受けるのは児童であり、保護者と保育所等の間には情報の非対称性があるという[27]。バウチャー制度のスウェーデンの成功事例では保護者から利用している保育所の実態調査結果を情報公開し、情報の非対称性を回避したことで奏功したという[28]。つまり国が定めた最低基準の情報だけでは競争の促進及びバウチャー制度の導入のためには足りないと思われる。松戸市も公金が投入さ

---

25) 乳幼児を連れた通所は自宅から遠く離れた保育所ほど困難であるため、市場が地理的に分断されがちになり、保育所間の競争が働きにくい。この問題を解消するには、流山市が注力している送迎ステーションが参考になる。松戸市も同様に取り組みを行ったが、現在までの成果は限定的(保育所送迎は廃止し、幼稚園のみ)である。

26) 条件はあるが松戸市の地方単独事業として認可外保育所の利用者へ月額上限21,800円の助成は行っている。

27) 駒村（2012）。

28) 伊藤（2016）。

れているすべての私立認可保育所等に対して、認可基準に適合した施設運営がされているかの書面による監査を行っている。それに加えて保育所等の独自サービスを現場の聞き取りやホームページの情報等をチェックし、保護者が保育所等の正確な情報に基づき選択できる競争環境を整える必要がある。

4.3　課題

今回の研究は効率性を主眼としているため、所得の再分配等の公平性については考察をしていない。実際、保育の利用者には所得の格差があり、保育料引き上げの際は、低所得者も保育所を利用し続けられるような補助の調整が必要である。

また、限界費用を算出しておらず、限界費用原理に基づく供給曲線を導出していない。そのため参入規制下で価格規制撤廃後の保育料に留まっており、市場原理導入後の均衡保育料まで踏み込んだ分析ができていない。公定価格は平均費用と考えられるため、私立認可保育所は損益分岐点に近い運営を余儀なくされている可能性は高い。限界費用を算出することで安定的な運営費用がわかり、保育士の待遇改善や確保につながると考えられる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、主査・副査の先生方から丁寧かつ厚意あるご指導いただいたこと、まちづくりプログラムの関係教員方からは様々な視点で大変貴重なご意見をいただきました。心より御礼申し上げます。

また、ご多忙な業務の中、保育に関する情報を提供していただいた松戸市保育課の皆様にも深く感謝申し上げます。

最後に、本学での研究の機会を与えてくださった派遣元や元所属長に厚く感謝申し上げるとともに、まちづくりプログラム同期の皆様及び研究生活を支えてくれた妻、そして本研究をするきっかけとなった息子と娘にも感謝したいと思います。なお、本稿は、個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではありません。また、本稿における見解及び内容に関する誤り等は、全て筆者の責任であることを申し添えます。

参考文献等

1. 八代尚宏（2000）「福祉の規制改革」、八代尚宏編『社会的規制の経済分析』日本経済新聞社
2. 鈴木亘（2008）「保育制度への市場原理導入の効果に関する厚生分析」季刊社会保障研究 Vol.44 No.14
3. 八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅰ-市場の失敗と政府の失敗への対策』東洋経済新報社
4. 清水谷諭/野口晴子（2004）『介護・保育サービス市場の経済分析』東洋経済新報社

5. 白石小百合/鈴木亘/八代尚宏（2003）「保育サービス供給の経済分析-認可・認可外保育所の比較-」
6. 鈴木亘（2018）『経済学者、待機児童ゼロに挑む』新潮社
7. 八田達夫（2019）『待機児童対策-保育の充実と女性活躍の両立のために』日本評論社
8. 周燕飛・大石亜希子（2003）「保育サービスの潜在需要と均衡価格」季刊家計経済研究 No.60
9. 全国保育団体連絡会・保育研究所編（2021）『2021 保育白書』
10. 宮澤仁/若林芳（2019）「保育サービスの需給バランスと政策課題-GIS を用いた可視化から考える」
11. 大嶽広展（2021）『最新　保育サービス業界の動向とカラクリがよ～くわかる本[第 4 版]』秀和システム
12. 八代尚宏（1999）『少子・高齢化の経済学 ： 市場重視の構造改革』東洋経済新報社
13. 福田素生（2000）「保育サービスの供給について-費用面からの検討を中心に」『季刊社会保障研究』Vol.36,No.1,pp.90-101
14. 鈴木唯/鈴木紫（2020）「待機児童問題と出生月の偏り」武蔵大学経済学会
15. 鈴木亘（2020）「仮想市場評価法による東京都の潜在的待機児童数の推計」『学習院大学経済論集』第 56 巻　第 3・4 合併号
16. 鈴木亘（2020）「認可保育の割当制度に関する厚生分析-東京都のケース-」社会保障研究 Vol.5 No.1
17. 鈴木亘（2012）「財源不足下でも待機児童解消と弱者支援が両立可能な保育制度改革～制度設計とマイクロ・シミュレーション」『学習院大学経済論集』第 48 巻第 4 号
18. 山口慎太郎（2019）「保育政策の意図せざる帰結」『日本労働研究雑誌』707,pp.21-34
19. 駒村浩平（2012）「学者に聞け!視点争点 幼保一体化で潜在的な待機児童解消」エコノミスト 90(1),pp.58-59
20. 伊藤博之（2016）「経済学で解く！ なぜ待機児童は増え続けるのか? ： 0 歳児 1 人当たり月額 40 万円、多額の税金投入の実態とは」President 54(25),pp.86-91
21. 板橋区私立保育園園長会「板橋区内保育園パーフェクトデータ」http://hoiku.net/hoiku_guide2020/hoiku_guide_20（2022 年 1 月 28 日閲覧）
22. 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



新築時に利用した住宅性能表示制度が
既存住宅流通市場の価格に与える影響について

＜要旨＞

住宅性能表示制度は、住宅の品質に関して統一的な基準による共通のルールを設け、客観性を持った第三者機関（登録住宅性能評価機関）による評価を行う制度であり、耐震性、耐久性等の外観では観測できず正確な情報を得づらい住宅の品質に関して、売り手が優位の情報の非対称性の問題を改善することが期待されている。

本稿は、新築時に住宅性能表示制度を利用することが、既存住宅流通市場においても、情報の非対称性の緩和の役割を果たしているのか、また、住宅価格にどのように影響を与えているのかという観点から、東京 23 区内の中古マンション販売データを元に分析を行ったものである。実証分析に際しては、施工・販売事業者が大手企業かどうか、物件が建築基準法改正以後のものかどうかといった違いに注目しつつ、分析を行った。

分析の結果、新築時に住宅性能表示制度を利用することで、既存住宅流通市場においても、住宅価格を有意に上昇させていることが判明した。また、当該制度の利用による住宅価格の上昇の効果は、中小企業を中心に見られた。住宅性能表示制度と建築基準法の改正については、緊密な関連性は見られず、建築確認の厳格化は当該制度の役割を奪うものではなく、建築基準法では建築物が最低限の基準を満たしているかどうかを判定し、当該制度はそれよりさらに詳細な性能について検証を行うという役割分担が現状行われていることが分かった。

これらを踏まえ、住宅性能表示制度及び建築基準法が、情報の非対称性の緩和の役割を今後に渡り果たし続けるための、審査機関が審査能力を効率的に高めていくための制度についての考察や、さらなる住宅性能表示制度の利用促進に向けた、必須項目の一部改正や住宅性能評価書に履歴情報を付加する制度の創設等について提案した。

2022 年（令和 4 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21702　　麻生　大祐

＜目次＞

第１章 はじめに……86
１．１．研究の背景……86
１．２．論文の構成……88

第２章 既存住宅流通市場における情報の非対称性……88
２．１．逆選択の問題……88
２．２．売り手側における逆選択の問題への対策……88
２．３．買い手側における逆選択の問題への対策……89

第３章 住宅性能表示制度の概要について……89
３．１．住宅性能表示制度の概要……89
３．２．日本住宅性能表示基準……91
３．３．指定住宅紛争処理機関……92

第４章 住宅性能表示制度が既存住宅流通市場において与える効果について……92
４．１．住宅性能表示制度が既存住宅流通市場に与える効果……93
４．２．ブランド名が既存住宅流通市場に与える効果……94

第５章 既存住宅流通市場における実証分析……96
５．１．分析内容とその手法について……96
５．１．１．仮説について……96
５．１．２．データ内容……96
５．１．３．推定式及び説明変数……97
５．２．分析結果……97
５．２．１．仮説１における実証分析の結果と結論……99
５．２．２．仮説２における実証分析の結果と結論……99
５．２．３．仮説３における実証分析の結果と結論……100
５．２．４．仮説３の結果を踏まえた今後の住宅性能表示制度の在り方について……100
５．２．５．効率的な審査制度についての考察……101

第６章 まとめと政策提言……104
６．１．住宅性能表示制度の既存住宅流通市場における役割について……104
６．２．政策提言……105

【謝辞】 ……106

【参考文献】 ……106

第１章 はじめに

１．１．研究の背景

既存住宅流通市場においては、買い手（消費者）と売り手（施工・販売業者）の間に、特に耐震性、耐久性等の外観では観測できず正確な情報を得づらい住宅の品質等に関して、売り手が優位の情報の非対称性が存在している。「中川（2007）[1]」によると、「住宅の売り手と買い手の問で、住宅の売り手はその品質を熟知しているが、住宅の買い手が手に入れることのできる情報は、住宅の規模、利便性、外観などに限られ、住宅の耐震性能、耐久性能などについては、正確な情報を得ることができない。」とされ、既存住宅流通市場において、住宅の品質に関して売り手が優位となる情報の非対称が発生していることが明らかとなっている。また、「井出（2004）[2]」においても、「住宅は、物件ごとに質が異なり、購入決定時点で購入者が物件の質を完全に把握できないという性質をもつ。」としており、住宅市場においては売り手と買い手の間で、住宅の性能に関して情報の非対称性が存在することを指摘している。

こうした住宅の品質に関する情報の非対称を緩和することを目的として、政府は新築住宅の品質に関して統一的な基準による共通のルールを設け、客観性を持った第三者機関（登録住宅性能評価機関）による評価を行う住宅性能表示制度を 2000 年 10 月より、利用は任意の制度として施行した。また、既存住宅においても、住宅の性能や現況について、統一的な基準によって登録住宅性能評価機関により評価を行う、既存住宅を対象とした住宅性能表示制度を 2002 年 12 月から施行した。

新築住宅を対象とした住宅性能表示制度においては、設計の段階から耐震性等の外観で判別できない住宅品質についての検証を行っており、その有用性が次第に世間でも認知され、図 1 のとおり住宅性能評価書の交付割合は年々上昇している。令和元年度における年間交付戸数は 245,156 件で、新築住宅全体のうち約 27.7%を占めている[3]。

「藤澤、中西、中井(2004)[4]」及び「梅田（2009）[5]」では、当該制度の利用が住宅の品質に関する情報の非対称性を緩和し、新築マンションにおける住宅価格を有意に上げることを実証している。

---

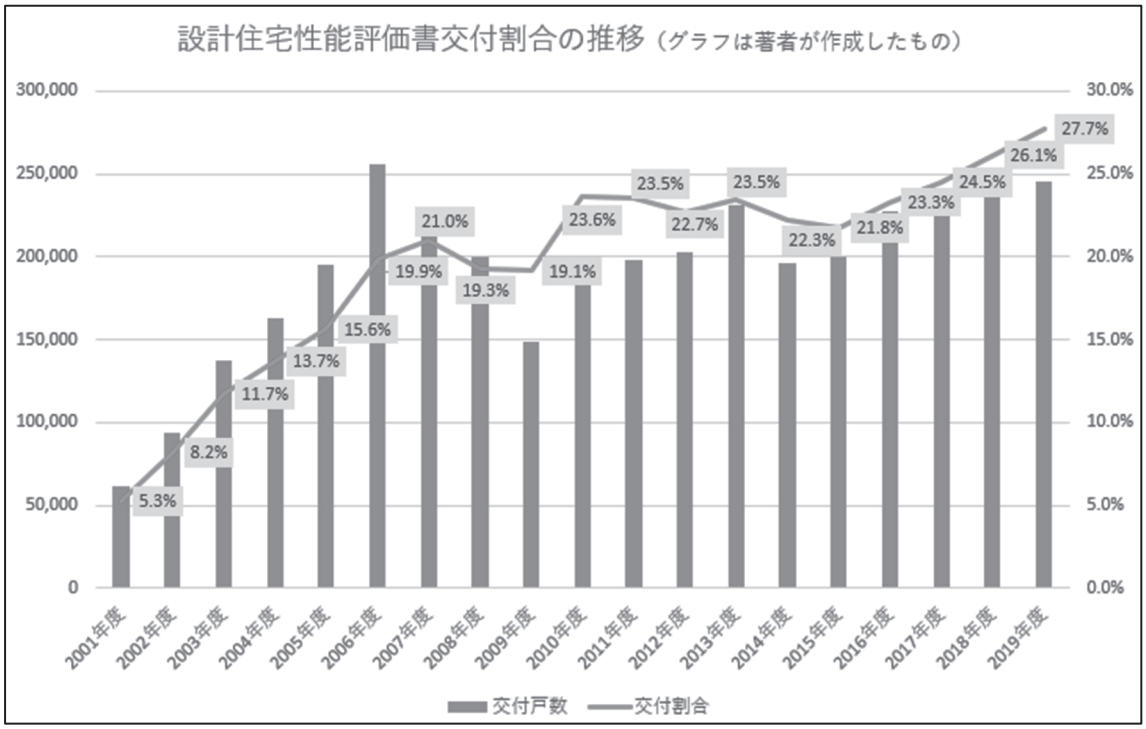
[1] 中川雅之（2007）『情報の非対称性問題と既存住宅流通市場』（日本不動産学会誌第 21 巻 第２号）

[2] 井出多加子（2004）『情報の非対称性と住宅市場の活性化』（都市住宅学 44 号）

[3] 数値は一般社団法人$住宅性能評価・表示協会ホームページから引用。

[4] 藤澤美恵子、中西正彦、中井検裕（2004）『住宅性能表示制度が分譲マンション価格に与える影響と役割』（都市住宅学 47 号）

[5] 梅田（2009）「住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について」『平成 21 年度政策研究大学院大学まちづくりプログラム論文集』



【図１】新築住宅における住宅性能表示制度（設計住宅性能評価書）の利用率の推移[6]

なお、既存住宅を対象とした住宅性能表示制度においては、目視等で判別が可能な住宅の品質の評価が中心となっており、令和元年度での当該制度の受付件数は年間で 283 件と、殆ど世間では普及していないのが実情である[7]。

今般、新築住宅を対象とした住宅性能表示制度が開始されて 20 年以上が経過したことから、新築時に住宅性能表示制度を利用した住宅が既存住宅として市場に次第に出回わり始めている。既存住宅を対象とした住宅性能表示制度が殆ど普及していないのに対し、新築住宅を対象とした住宅性能表示制度については前述の「藤澤、中西、中井(2004)」、「梅田（2009)」のとおり、新築マンションにおいて、住宅価格を有意に上げていることが既に実証されており、情報の非対称性の緩和の役割を果たしているものと思われる。そこで、新築時に取得した住宅性能評価書では、外観では観測できない品質についての情報を取得していることから、既存住宅流通市場においても正当に価格を評価してもらうための手段として用いられ、情報の非対称性を緩和し、住宅価格を有意に上げているのではないかと考えた。

新築時に住宅性能表示制度を利用した物件について追跡調査を行い、既存住宅流通市

[6] 数値は一般社団法人住宅性能評価・表示協会ホームページから引用。特に、構造計算偽装問題が発覚した 2005 年度から翌年度の 2006 年度にかけて、交付戸数及び利用率が大きく上昇している。

[7] 数値は国土交通省ホームページから引用。

場において、新築時に当該制度を利用したことが、住宅価格の評価にどのような影響を与えているかについて、実証分析を行った論文はまだない。

１．２．論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。第２章では、既存住宅流通市場における情報の非対称性による逆選択の問題について取り上げた上で、買い手側と売り手側のそれぞれが取りうる対策についての考察を行う。第３章では、住宅性能表示制度の概要について説明を行う。第４章では、住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について、ミクロ経済学の観点から理論的な分析を行う。第５章では、既存住宅流通市場において、推定式に基づき、住宅性能表示制度が住宅価格に与える影響について実証分析を行った上で、その結果についての考察を行う。第６章では、全体のまとめと政策提言について記載する。

第２章 既存住宅流通市場における情報の非対称性

２．１．逆選択の問題

既存住宅流通市場においては、買い手側は購入時に住宅の品質に関して正確な情報を得ることが難しく、売り手側が優位の情報の非対称性が存在している。既存住宅の売買に際して、売り手側のみが住宅の品質等にかかる情報を把握し、買い手側が十分にその品質を把握できていない場合、買い手は物件の購入に際し、粗悪な物件を購入してしまうことへのリスクを考慮しなくてはならなくなり、物件の購入に際して高い価格を支払わなくなる。すると、高いコストを掛けて生産された高品質な住宅について、買い手側はそれを判断することができないため、高品質な住宅は市場から次第に淘汰されてしまい、最終的には粗悪な住宅ばかりが市場に出回って取引されることとなり、結果的に市場全体の縮小、衰退を招く危険性がある。これが情報の非対称性が原因となって既存住宅流通市場において発生しうる逆選択の問題である。

２．２．売り手側における逆選択の問題への対策

前述の逆選択の問題に対応するため、高品質な住宅を供給する売り手側は、自らの住宅が高品質であることの情報を買い手側に送ることで、高い価格で販売することを可能にする。これはミクロ経済学において、「シグナリング」と呼ばれる手法である。例えば、一般的に高品質な物件を供給する事業者は、テレビコマーシャル等の広告に多額の費用をかけることで、シグナリング効果を得ることができる。なぜなら、テレビコマーシャル等の広告に費やした多額の費用を回収するためには、長く市場にコミットしていく必要があり、粗悪な物件を販売してしまったり、内容に虚偽があったりした場合、結果的に売り手側は多額な損失を被るようになるからである。従って、粗悪な物件を販売する悪徳な事業者は、テレビコマーシャルに多額の費用をかけて宣伝を行うことはしないと考えら

れるため、テレビコマーシャルに多額の費用をかけることで、買い手側に自らの販売する物件が良質であることを推測させ、高価格で取引を行うことが可能となるのである。

また、売り手側における逆選択の問題に対する別の戦略としては、「長岡・平尾（1998）[8]」で述べられているように、「ブランド名の確立」が考えられる。ブランド名を確立させるには長い時間と多くの取引の実績が必要であることから、粗悪な住宅を販売する事業者からするとコストが膨大すぎるため、そのような戦略を採択するメリットがないこととなる。一方で、高品質な物件を販売する事業者にとっては、長い時間と多くの取引実績を要するものの、ブランド名を確立することで、他社との区別化を図り、高品質であることの情報を買い手側に送ることができるため、結果的に高価格で取引を行うことが可能になる。

２．３．買い手側における逆選択の問題への対策

また、買い手側も逆選択の問題に対して、「スクリーニング」と呼ばれる手法を用いることで、対策を行うことが可能である。スクリーニングとは、ミクロ経済学において、情報の少ない側が、情報の多い側の情報を引き出すための手法のことを指す。例えば、「岩田（2006）[9]」においては、住宅性能表示制度にはスクリーニング効果が期待されることを指摘している。住宅性能表示制度においては、登録住宅性能評価機関による複数回の現場検査等を受けなければ、評価書を取得できない仕組みとなっており、住宅性能表示制度に定められた品質基準を満たしていなかったり、内容に虚偽があったりする事業者は、当該制度の利用を避けることが想定される。従って、買い手側は住宅を購入するにあたり、住宅性能表示制度の利用を促すことで、粗悪な住宅を掴まされるリスクを軽減させることができ、安心して高価格で良質な住宅を購入することができるのである。

第３章 住宅性能表示制度の概要について

３．１．住宅性能表示制度の概要

住宅性能表示制度は、「住宅の品質確保の促進等に関する法律（品確法）」に基づいて創設された制度であり、良質な住宅を安心して取得できる市場を形成するために、以下の内容を目的としてつくられた制度である。

（１）住宅の性能に関する表示の適正化を図るための共通ルールを設け、消費者による住宅の性能の評価、相互比較を可能にする。

（２）住宅の性能に関する評価を客観的に行う第三者機関を整備した上で、評価結果の信頼

---

[8] 長岡貞男・平尾由紀子（1998）『産業組織の経済学 基礎と応用』日本評論社

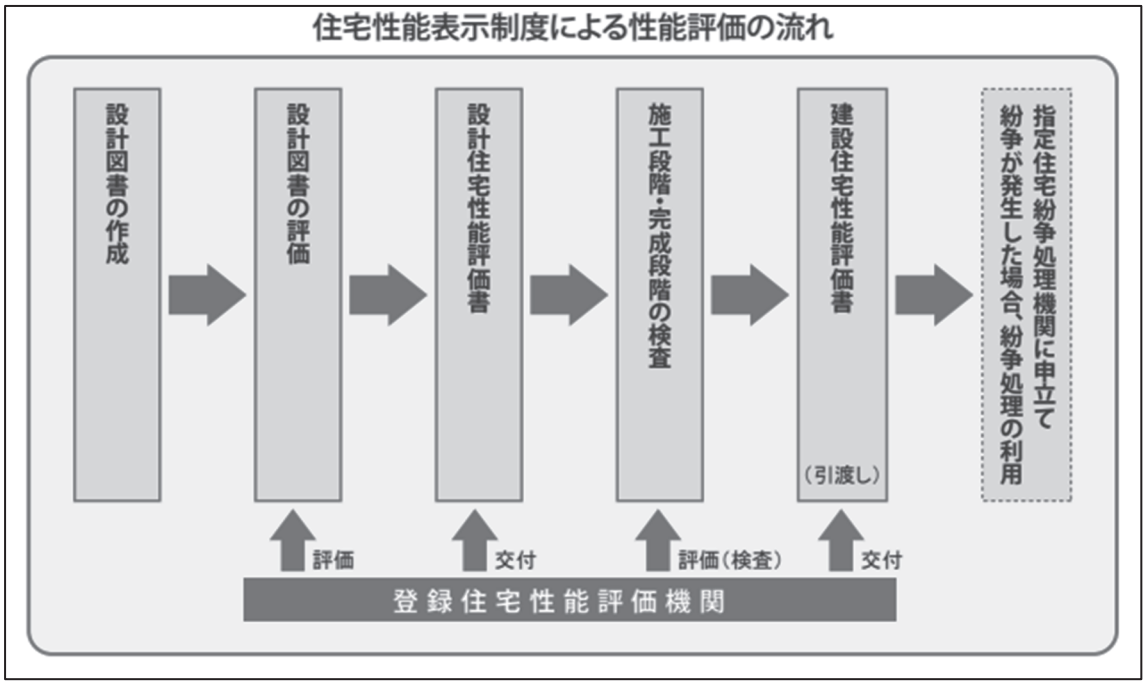
[9] 岩田真一郎（2006）『建築物の安全を確保せよ－逆選択問題への対応策－』（日本不動産 学会誌第 20 巻第１号）

性を確保する。

(3)住宅性能評価書に表示された住宅の性能は契約内容とされることを原則とし、表示された性能を実現する。

住宅における情報の非対称性を緩和するための代表的な制度としては、住宅性能表示制度の他に、建築基準法がある。しかし、建築基準法は建築物が最低限の基準を満たしているかどうかの判定をするための制度であり、各戸で比較するための詳細な情報については考慮されていない。一方、住宅性能表示制度においては、建築基準法よりも詳細な検査[10]を行った上で、住宅性能にかかる基準を等級により数値化することで、各戸での比較を可能にしている。

また、新築住宅における住宅性能表示制度で交付される評価書においては、図2のフロー図のとおり、設計の段階で交付が行われる「設計住宅性能評価書」と、施工段階・完成段階で、実際に建築物を検査し、確認した上で交付が行われる「建設住宅性能評価書」の2種類に分かれている。



【図2　住宅性能表示制度による性能評価の流れ[11]】

[10] 例えば、壁量については建築基準法では考慮されない準耐力壁についても確認を行い、積雪や建物重量についても詳細に検査を行う。

[11] フロー図は一般社団法人住宅性能評価・表示協会発行のパンフレット「新築住宅の住宅性能表示制度ガイド」から引用。

３．２．日本住宅性能表示基準

日本住宅性能表示基準においては、表１のとおり、10 項目にわたる住宅の性能について客観的な基準を設け、住宅性能にかかる事項を等級により数値化することで、各戸での比較を可能にしている。

【表１　日本住宅性能表示基準について[12]】

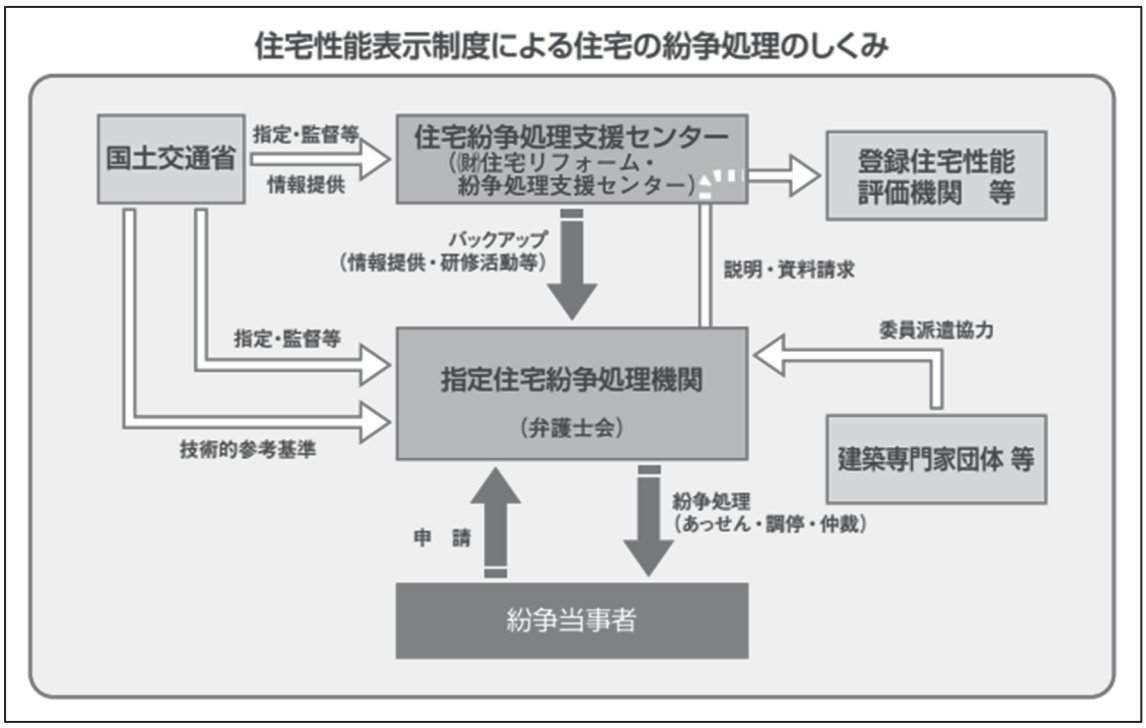
	項目	性能表示事項
1	構造の安定に関すること	耐震等級（構造躯体の倒壊等防止） 耐震等級（構造躯体の損傷防止） 耐風等級（構造躯体の倒壊等防止及び損傷防止） その他（地震に対する構造躯体の倒壊等防止及び損傷防止） 耐積雪等級（構造躯体の倒壊等防止及び損傷防止） 地盤又は杭の許容支持力等及びその設定方法 基礎の構造方法及び形式等
2	火災時の安全に関すること	感知警報装置設置等級（自住戸火災時） 感知警報装置設置等級（他住戸等火災時） 避難安全対策（他住戸等火災時・共用廊下） 脱出対策（火災時） 耐火等級（延焼のおそれのある部分（開口部）） 耐火等級（延焼のおそれのある部分（開口部以外）） 耐火等級（界壁及び界床）
3	劣化の軽減に関すること	劣化対策等級（構造躯体等）
4	維持管理・更新への配慮に関すること	維持管理対策等級（専用配管） 維持管理対策等級（共用配管） 更新対策(共用排水管） 更新対策（住戸専用部）
5	温熱環境に関すること	省エネルギー対策等級
6	空気環境に関すること	ホルムアルデヒド対策（内装及び天井裏等） 換気対策 室内空気中の化学物質の濃度等
7	光・視環境に関すること	単純開口率 方位別開口比
8	音環境に関すること	重量床衝撃音対策 軽量床衝撃音対策 透過損失等級（界壁） 透過損失等級（外壁開口部）
9	高齢者等への配慮に関すること	高齢者等配慮対策等級（専用部分） 高齢者等配慮対策等級（共用部分）
10	防犯に関すること	開口部の侵入防止対策

[12] 国土交通省告示の日本住宅性能表示基準における別表１を参照の上、著者が作成したもの。

こうした事項については、評価のための技術が確立されていて広く利用できること、設計段階で評価することが可能であること、外見からは判断しづらい事項を優先すること、居住者が容易に変更できる設備機器などは原則として対象としないこと、客観的な評価が難しい事項は対象としないこと等の考え方に基づき、設定されている。

３．３．指定住宅紛争処理機関

前述の図２における建設住宅性能評価書まで交付された住宅については、図３のとおり、国土交通大臣が指定する指定住宅紛争処理機関に紛争処理を申請することができる。指定住宅紛争処理機関は、裁判によらず住宅の紛争を円滑・迅速に処理するための機関であり、建設住宅性能評価書が交付された住宅の紛争であれば、住宅性能評価書の記載内容だけでなく、請負契約・売買契約に関する当事者間の紛争の処理も取り扱う。また、紛争処理の申請手数料は、１件あたり１万円となっている。



【図３　住宅性能表示制度による住宅の紛争処理のしくみ[13]】

第４章 住宅性能表示制度が既存住宅流通市場において与える効果について

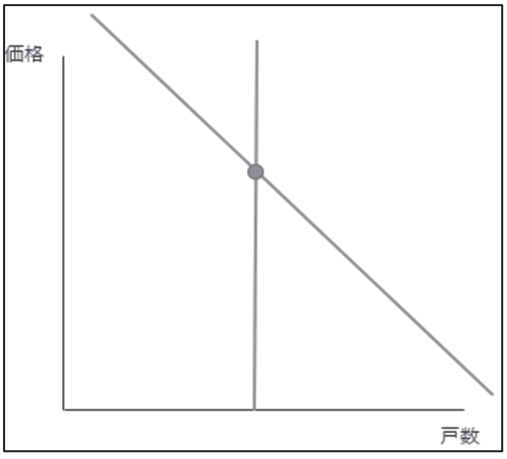
[13] 図は一般社団法人$住宅性能評価・表示協会発行のパンフレット「新築住宅の住宅性能表示制度ガイド」から引用。

法と経済学の観点では、既に適正な競争原理が働いている市場に対して政府が介入することは、結果的に人々の豊かさを損なう結果となる。政府による市場への介入が正当化されるのは、いわゆる「市場の失敗[14]」がある場合に限られる。住宅性能表示制度は前述のとおり、住宅市場における情報の非対称性（市場の失敗）の対策として創設されたものであるが、当該制度が住宅価格にどのように影響を与えるのかについて、ミクロ経済学の観点から考察を行う。

４．１．住宅性能表示制度が既存住宅流通市場に与える効果

既存住宅流通市場において、仮に、買い手と売り手両方が住宅の品質についての情報を正確に把握していたとする。その場合、市場メカニズムに基づき、需要曲線と供給曲線が交わる点が住宅価格となる（図４）。次に、売り手側のみが住宅の品質について把握し、買い手側は住宅の品質に関する情報を十分に把握していないとする。その場合、粗悪な住宅を掴まされるリスクを買い手側は考慮しなくてはならなくなり、買い手側は付け値を下げることから、需要曲線は左にシフトし、市場価格は下落する（図５）。このような非効率な市場状況においては、「市場の失敗」が発生しているため、法と経済学の観点から、政府の市場介入が正当化される。

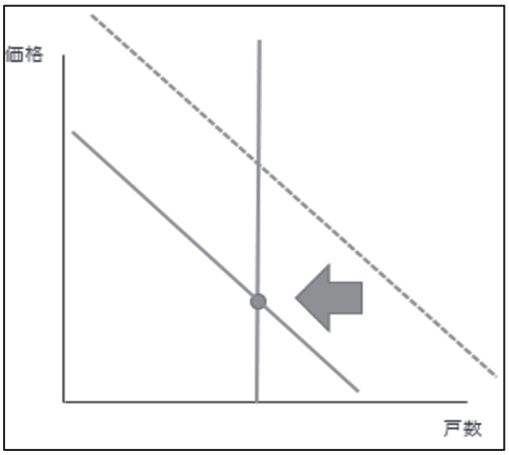
住宅性能表示制度を利用することにより、買い手側は住宅の品質に関する情報を取得することができ、需要曲線を右にシフトさせ、住宅価格を従前の水準に近づけることが期待できる（図６）。



【図４　情報の非対称性がない場合】

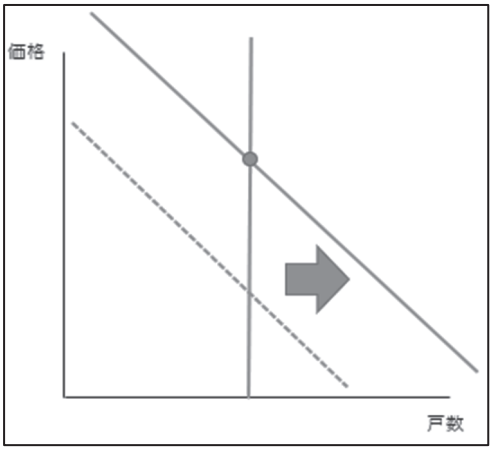
買い手と売り手両方が住宅の品質についての情報を正確に把握している状態。

[14] 「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」及び「N・グレゴリー・マンキュー（2013）『マンキュー経済学Ｉミクロ編（第３版）』（足立英之ほか訳）東洋経済新報社」が詳しい。ここでいう市場の失敗とは①公共財、②外部性、③取引費用、④情報の非対称性、⑤独占・寡占・独占的競争の５つを指す。



【図５　情報の非対称性が存在する場合】

売り手側のみが住宅の品質について把握し、買い手側は住宅の品質に関する情報を十分に把握していない場合、買い手側は粗悪な住宅を掴まされるリスクを見積もるため、需要曲線は左にシフトし、市場価格は下落する。



【図６　住宅性能表示制度を利用した場合】

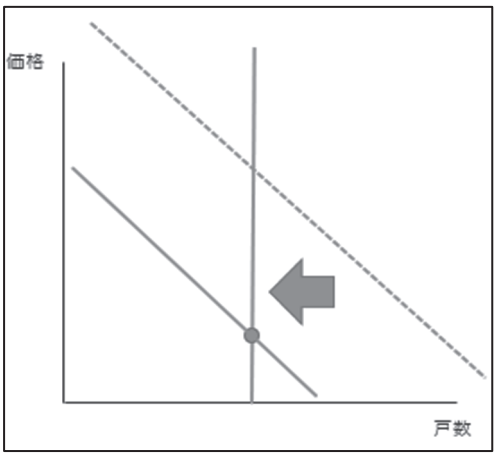
住宅性能表示制度を利用することより、買い手側は住宅の品質に関する情報を取得することができ、需要曲線を右にシフトさせ、住宅価格を従前（図４）の水準に近づけることが期待できる。

４．２．ブランド名が既存住宅流通市場に与える効果

既存住宅流通市場において、情報の非対称性によって発生しえる逆選択の問題に対する売り手側の戦略の一つとして、ブランド名の確立が有用であることを「２．２．売り手側における逆選択の問題への対策」にて記載した。施工・販売業者がブランド名のある大手企業である場合は、買い手側は住宅の品質を知ることができなくても、高品質な住宅であると推測し、住宅に対して高い価格を支払う。

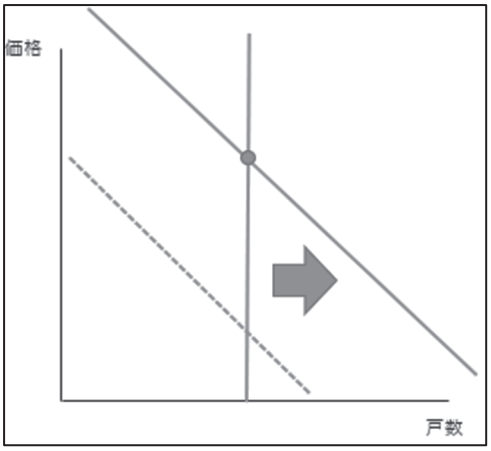
一方で、中小企業や零細企業の場合は、買い手側は粗悪な住宅を掴まされるリスクを高く見積もり、需要曲線を大幅に左側にシフトさせ、住宅価格を引き下げることとなる（図７）。

このような状況に対し、住宅性能表示制度を利用することで、情報の非対称性が緩和され、住宅価格が大幅に上昇することが期待される（図８）。



【図７　施工・販売業者が中小企業や零細企業である場合】

施工・販売業者が中小企業や零細企業である場合、買い手側は粗悪な住宅を掴まされるリスクを高く見積もるため、需要曲線は大幅に左にシフトし、市場価格は下落する。



【図８　住宅性能表示制度を利用した場合】

住宅性能表示制度を利用することで、情報の非対称性が緩和され、住宅価格が大幅に上昇することが期待される。

第５章 既存住宅流通市場における実証分析

５．１．分析内容とその手法について

前章のとおり、住宅性能表示制度においては、住宅の品質に関して情報の非対称性を緩和させ、住宅価格の上昇をもたらすことが期待される。本節においては、前章における住宅価格の理論分析を踏まえたうえで、住宅性能表示制度が与える影響について多角的な検証を図るために、以下の三つの仮説を設定した上で実証分析を行う。

５．１．１．仮説について

本節では多角的な検証を行うにあたり、以下の三つの仮説を設定し、実証分析を行うこととした。

（１）仮説１：新築時に住宅性能表示制度を利用することは、既存住宅流通市場においても情報の非対称性の緩和の役割を果たし、住宅価格を有意に上げているのではないか。

（２）仮説２：施工・販売業者が大手企業[15]の場合は、既にブランド名が情報の非対称性の緩和の役割を果たしているため、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果は薄まるのではないか。

（３）仮説３：建築基準法の改正後[16]は、厳しくなった建築基準法が、情報の非対称性に係るリスクを軽減させる。従って、建築基準法が改正された後の物件における住宅性能表示制度の価格上昇の効果は、改正前と比べると薄まるのではないか。

５．１．２．データ内容

中古マンションのデータについては、レインズデータにおける東京 23 区内の 2011 年４月から 2021 年３月までの中古マンションの販売データを活用した。また、住宅性能表示制度の利用有無及び施工・販売業者のデータについては、株式会社リクルート発行の住宅情報誌[17]を用いて 2000 年４月から 2010 年３月までの間に新築として販売されたマンションを対象にデータの収集を行った。その後、前述の中古マンションの販売データと、新築マンションの住宅性能表示制度の利用有無及び施工・販売業者のデータについて、マ

---

[15] 大手企業の定義・・・メジャーセブン（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）による販売ないし、スーパーゼネコン（鹿島建設株式会社、清水建設株式会社、大成建設株式会社、株式会社大林組、株式会社竹中工務店）が施工したマンションとする。

[16] 今回の分析においては、耐震構造計算書偽装問題による建築基準法の改正後（2007 年度～）とする。

[17] 株式会社リクルート「Suumo 新築マンション」、「住宅情報 STYLE」、「住宅情報」

ンション名をキーとして両データの結合を行った。その後、結合できたデータを元に実証分析を行った。

５．１．３．推定式及び説明変数

(１)推定モデル式

ln（住宅価格）　＝α0 ＋α1 成約年ダミー＋α2 東京 23 区各区ダミー
＋α3 性能表示利用ダミー＋α4 徒歩時間＋α5 専有面積
＋α6 商業系地域ダミー＋α7 大手企業ダミー＋α8 階数
＋α9 総階数＋α10 築年数＋α11 建築基準法改正後ダミー
＋α12 交差項１（性能表示利用ダミー×大手企業ダミー）
＋α13 交差項２(性能表示利用ダミー×建築基準法改正後ダミー)
＋ε

(２)説明変数

説明変数の概要については表２のとおりである。

【表２　説明変数】

説明変数	内容
成約年ダミー	物件の成約年度ダミー。基準年度は2020年度。 2011年～2019年の計９変数。
東京23区各区ダミー	東京23区の各区ダミー。基準区は千代田区。 千代田区を除く計22変数。
性能表示利用ダミー	新築時に住宅性能表示制度を利用した場合に１をとるダミー変数。
徒歩時間	最寄り駅までの徒歩時間（分）。
専有面積	専有面積（㎡）。
商業系地域ダミー	商業地域、近隣商業地域の場合に１をとるダミー変数。
大手企業ダミー	大手企業の場合に１をとるダミー変数。
階数	成約物件の階数。
総階数	成約物件の総階数。
築年数	築年数。新築年月から中古売買の成約日までの年月を元に算出。
建築基準法改正後ダミー	新築年月が建築基準法改正後（2007年度～）である場合に１をとるダミー変数。

５．２．　分析結果

前述の条件における分析結果は表３のとおりであった。

【表３（***は１％、**は５％の統計的有意であることを示す。）】

（住宅価格）	Coef	t 値		Std.Err
成約2011年ダミー	-1901.41	-26.44	***	71.9096
成約2012年ダミー	-1963.514	-29.84	***	65.81179
成約2013年ダミー	-1700.443	-27.93	***	60.89012
成約2014年ダミー	-1351.763	-23.39	***	57.78036
成約2015年ダミー	-935.8082	-17.37	***	53.88221
成約2016年ダミー	-876.8945	-17.74	***	49.43285
成約2017年ダミー	-592.0342	-12.61	***	46.96116
成約2018年ダミー	-447.5368	-10.08	***	44.39302
成約2019年ダミー	-237.7863	-5.45	***	43.61982
葛飾区ダミー	-4430.601	-41.88	***	105.7937
江戸川区ダミー	-4123.72	-38.44	***	107.2822
江東区ダミー	-3452.168	-38.41	***	89.87687
港区ダミー	-704.4005	-7.77	***	90.70803
荒川区ダミー	-3705.05	-33.38	***	110.9882
渋谷区ダミー	-674.141	-7.03	***	95.92152
新宿区ダミー	-1529.876	-17.04	***	89.79577
杉並区ダミー	-2331.778	-24.07	***	96.8695
世田谷区ダミー	-2017.784	-22.62	***	89.21541
足立区ダミー	-4708.797	-42.66	***	110.3708
台東区ダミー	-2652.182	-26.85	***	98.77909
太田区ダミー	-3142.607	-33.32	***	94.31546
中央区ダミー	-2173.591	-24.03	***	90.45329
中野区ダミー	-2462.754	-23.82	***	103.4004
板橋区ダミー	-3906.428	-40.79	***	95.77966
品川区ダミー	-1779.456	-19.66	***	90.50096
文京区ダミー	-1721.795	-18.56	***	92.75091
豊島区ダミー	-1918.414	-20.69	***	92.74
墨田区ダミー	-3672.564	-36.49	***	100.6558
北区ダミー	-3721.348	-35.17	***	105.8213
目黒区ダミー	-1231.306	-12.47	***	98.70838
練馬区ダミー	-3582.293	-37.14	***	96.45295
性能表示利用ダミー	194.0797	5.02	***	38.64696
徒歩時間	-100.7149	-35.89	***	2.806473
専有面積	95.07488	163.23	***	0.5824696
商業系地域ダミー	214.6768	8.75	***	24.52999
大手企業ダミー	381.1121	15.06	***	25.31362
階数	43.17196	20.55	***	2.100818
総階数	-13.2165	-7.86	***	1.682413
築年数	-74.28502	-12.09	***	6.143393
建築基準法改正後ダミー	263.3937	5.54	***	47.54726
交差項１（性能表示利用ダミー×大手企業ダミー）	-92.12903	-1.99	**	46.25702
交差項２（性能表示利用ダミー×建築基準法改正後ダミー）	-77.7697	-1.49		52.18366

５．２．１．仮説１における実証分析の結果と結論

仮説１の「新築時に住宅性能表示制度を利用することは、既存住宅流通市場においても情報の非対称性の緩和の役割を果たし、住宅価格を有意に上げているのではないか。」について、分析結果及び結論について以下のとおりとなった。

(１)分析結果

表３の性能表示利用ダミーのとおり、新築時に住宅性能表示制度を利用することによって、既存住宅流通市場においても、有意１％未満で価格が上昇することがわかった。

新築時に住宅性能表示制度を利用することが、既存住宅として売買を行う際も情報の非対称性を緩和させる役割を果たし、住宅価格を有意に上げていると考えられる。

また、当該制度を利用することによって、約 194 万円[18]の住宅価格が上昇しており、当該制度の利用に際して掛かる検査費用を大きく上回る結果となった。これは、住宅の品質に自信のない事業者はそもそも当該制度の利用を避け、住宅の品質に自信があり、品質の周知をしたいと考える事業者が中心となって当該制度を利用しようとするため、当該制度を利用する物件にはコストを掛けた高品質な住宅が自然と集約し、スクリーニングの効果も生じていることが原因と考えられる。

(２)結論

新築時に住宅性能表示制度を利用することで、既存住宅流通市場においても住宅価格は有意に上昇する。また、住宅性能表示制度にはスクリーニング効果もあると考えられる。

５．２．２．仮説２における実証分析の結果と結論

仮説２の「施工・販売業者が大手企業の場合は、既にブランド名が情報の非対称性の緩和の役割を果たしているため、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果は薄まるのではないか。」について、分析結果及び結論は以下のとおりとなった。

(１)分析結果

表３の交差項１（性能表示利用ダミー×大手企業ダミー）のとおり、大手企業が住宅性能表示制度を利用する場合、有意５％未満で価格がマイナスとなった。大手企業の場合は、既にブランド名が一定の情報の非対称性の緩和の役割を果たしており、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果が薄まっているものと考えられる。

ただし、交差項におけるマイナス額（約 92 万円）は、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果（約 194 万円）を下回っていることから、大手企業においても当該制度を利用することによる、一定の価格上昇の効果（約 102 万円）はあると考えら

[18] 対象データ全体の住宅平均価格（約 5,235 万円）の 3.7%相当。

れる。

(2)結論

大手企業の場合は、既にブランド名が一定の情報の非対称性の緩和の役割を果たしており、住宅性能表示制度利用による価格上昇の効果が薄まっている可能性がある。しかし、大手企業においても、住宅性能表示制度を利用することによる一定の価格上昇の効果はあると考えられる。

5．2．3．仮説3における実証分析の結果と結論

仮説3の「建築基準法の改正後は、厳しくなった建築基準法が、情報の非対称性に係るリスクを軽減させる。従って、建築基準法が改正された後の物件における住宅性能表示制度の価格上昇の効果は、改正前と比べると薄まるのではないか。」について、分析結果及び結論は以下のとおりとなった。

(1)分析結果

表3の交差項2（性能表示利用ダミー×建築基準法改正後ダミー）のとおり、耐震構造計算書偽装問題による建築基準法改正後の物件について、住宅性能表示制度を利用した場合、交差項の符号はマイナスとはなったものの、有意水準まで価格が下落するという結果は得られなかった。

建築基準法の改正によって、違法建築を防止するための構造計算適合性判定導入等のチェック制度の厳格化が行われた。しかし、チェック制度の厳格化が行われても、住宅性能にかかる基準を等級により数値化し、各戸での比較を可能にしている住宅性能表示制度の役割が建築基準法により代替されたわけではない。あくまで建築基準法は、建築物が最低限の基準を満たしているかどうかの判定をするための制度であり、各戸での住宅性能に関する比較を可能にしているのは住宅性能表示制度である。

従って、建築確認の厳格化は、住宅性能表示制度の役割を奪うものではなく、建築基準法は建築物の最低基準について、住宅性能表示制度はそれよりさらに詳細な性能について検証を行うという役割分担が、現状行われているものと考えられる。

(2)結論

建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える影響について、緊密な関連性は見られなかった。

5．2．4．仮説3の結果を踏まえた今後の住宅性能表示制度の在り方について

前述の仮説3で示されたとおり、建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える影響について、緊密な関連性は見られなかった。住宅性能表示制度においては、建

築基準法よりもさらに高度な住宅性能について検証を行い、各戸での住宅性能に関する比較を可能にするという役割分担が行われているものと思われる。実際に、住宅性能表示制度における耐震等級や劣化対策等級等について、最も低い等級である等級１が、建築基準法と同水準と定義されている。従って、より精密な検査が求められるはずの当該制度において、最低限の基準違反ですら見逃してしまうことは問題があると言える。

しかし、今般の住宅の品質における欠陥や違法建築物の問題というのは、偽装・隠蔽の手口が無数にあり、それが国民（消費者）の生命、健康、財産に重大な影響を及ぼすものであっても、巧妙に隠された偽装や欠陥を見抜くためには、非常に高度な技術、審査能力が求められる。

住宅市場における情報の非対称性の対策として、前述のとおり、建築基準法や住宅性能表示制度が存在しているが、偽装の手口が多様化していく中で、審査機関において十分に高度な審査を行うためのマンパワーを確保しきれなくなると、欠陥住宅の割合が増え、建築基準法、ましてやそれ以上に高度な検証を行っているはずの住宅性能表示制度の信憑性は大きく失墜し、最終的には情報の非対称性緩和の役割を果たせなくなる危険性も考えられる。

したがって、建築基準法及び住宅性能表示制度の運用において、可能な限り低いコストで、審査能力、検査の技術を効率的に高めていくための、技術革新が行われる仕組みを、併せて考察することが必要であると考える。

５．２．５．効率的な審査制度についての考察

審査機関の審査能力、検査の技術を効率的に高めるための具体的な方策としては、以下の三つが考えられる。

(１)審査機関が一次的な責任を負い、その際は無過失責任を負うこととする。

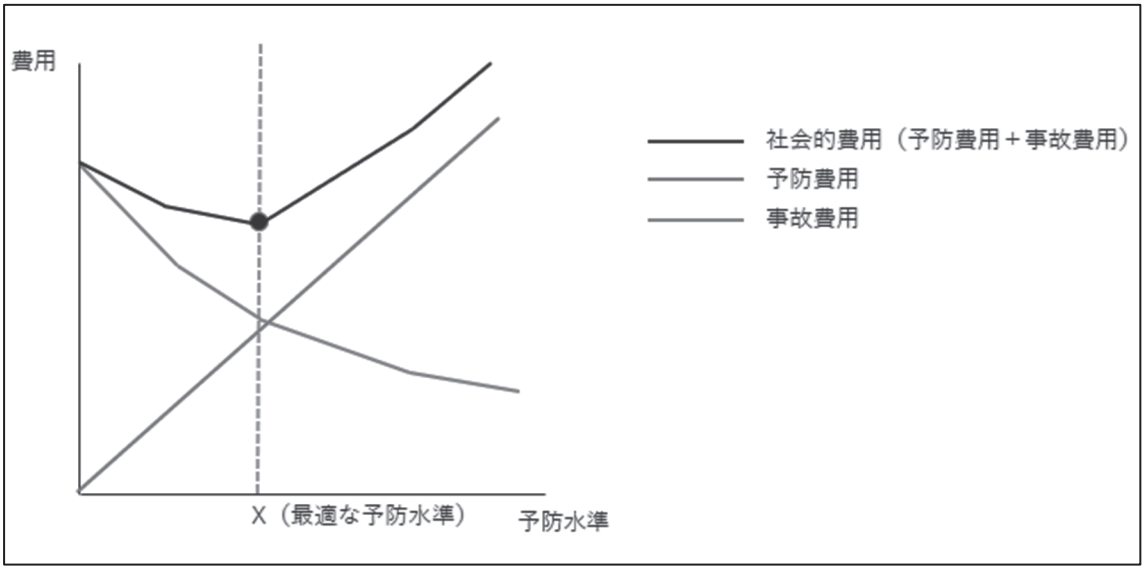
故意に偽装が行われた欠陥住宅等について、最終的に厳罰を科されるべきなのは、根本的な発生原因であり、実際に偽装を行った設計者や施工者であることに違いはない。

しかし、欠陥や違法建築物を防止するためのコスト最小化における考察に関しては「カラブレイジの損害負担ルール[19]」の考え方が役に立つ。当該ルールでは、予防費用、事故費用及び運用費用の三つの費用の合計を最小化することを目標としている。予防費用とは、事故を防止するためにかかる費用であり、建築物の性能を精査するための検査費用などがこれに該当する。事故費用は、違法建築が発覚したこと等による被害者の期待損害額である。運用費用は、裁判や弁護士費用等、制度を運用していく際にかかる費用である。これらの費用の合計を最小化させることが、当該ルールの目的である。

---

[19] カラブレイジの損害負担ルールを踏まえた違法建築物の社会的費用の最小化に関する先行研究については、「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」が詳しい。

図９は、単純化のため運用費用については割愛しているものの、横軸を予防水準、縦軸を費用としたグラフである。予防水準を上げると、当然予防費用も上昇する。一方で、予防水準が上がると、欠陥住宅の割合は減っていくので、事故費用は減少していく。この予防費用と事故費用の合計が社会的費用であり、社会的費用が最小となる点（図９においてはX）が、最も効率的な予防水準と判断できる。



【図９　最適な予防水準について（図は著者が作成したもの）】

そして、今回の分析において重要なのは、この社会的費用を最小化させるためには、誰に注意義務を課すのが最も適切か、つまり、誰が最安価損害回避者なのかという問題である。

主な関係者としては、施主、設計者、施工者、審査機関が考えられる。施主に関しては、事故の発生原因そのものに成りえる上に、技術的知識に関しては無知であり、注意義務を課す対象としては不適格である。施工者に関しても、事故の発生原因そのものに成りえる上に、設計者と比較すると、欠陥や違法建築物を見抜くための技術的知識は、一部の大手企業を除き持ち合わせていないため、注意義務を課す対象として不適格である。従って、設計者もしくは審査機関に注意義務を課すのが妥当であると考えられる。

しかし、設計者は法令に照らしながら一つ一つ確認して設計図の作成業務を行っているため、例えば過失によって一部の構造を誤る場合等については、最安価損害回避者となる可能性があるものの、審査機関と比べると事故の発生原因そのものに成りえる危険性がある。また、設計者については能力が千差万別であり、審査機関と比較するとモニタリングのコストが膨大である上に、多くが零細な事業者である設計者よりも、審査機関の方が支払い能力に優れている。加えて、設計者に責任を負わせることは、審査機関が厳正に検査をするインセンティブを奪うといったモラルハザードが生じる危険性を孕んでいる。

従って、最安価損害回避者は審査機関であり、審査機関に注意義務を課し、第一次責任を負わせる[20]ことで、社会的費用は最小化できると考えられる。

また、その際は審査機関に自賠責保険の加入を義務付けた上で[21]、無過失責任[22]とすることが有用であると考える。無過失責任とすることにより、

①審査機関の間で、過失責任の場合よりも一件でも違法建築を減らそうとする強いインセンティブが働き、審査の効率化や違法建築を発見するための技術革新が行われる。

②過失かどうかを判断するための弁護士費用や裁判等の膨大な運用費用をカットできる。

といったメリットがあり、社会的費用の極小化という目的に合致する。

（2）公共団体は民間の審査機関の賠償金の肩代わりをしない。また、審査機関に自賠責保険の加入を義務付け、実績に応じた変動保険料制度を設ける。

過去の判例[23]においては、民間の審査機関が違法建築、欠陥を発見できなかった場合においても、国家賠償法上の要件を満たせば、公共団体が賠償責任を負うべき旨示されている。財力のある公共団体が民間の審査機関に代わって賠償金を支払うことは、被害者の救済にはなっても、審査機関が厳正に検査を行うインセンティブを大きく奪ってしまう。

また、公共団体に頼らずとも、審査機関に保険加入を義務付けることにより、被害者の損害を補填することは可能である。当然ながら、保険の加入に際し、民間の保険会社が審査機関に対してモニタリング等を行うことについては大きなコストがかかってくるため、保険加入を義務化させる際には、強制加入に伴うコスト面についての考察・検証は不可欠である。しかし、公共団体が審査機関のモニタリングを行うよりも、市場原理が働き、利害関係のある民間の保険会社が審査機関のモニタリングを行う方が効率的にモニタリングを行える可能性は高いと考えられる。

また、保険加入の義務化と併せて、審査機関の過去の実績に応じた変動保険料制度を

---

[20] 瑕疵担保責任により施工者等が全責任を負うケースにおいても、現場施工の不具合等でなければ、無条件で瑕疵担保責任者から審査機関に対しての求償を認めること等により対応を行う。

[21] 審査機関が一時的な請求先となり、有事の際には保険会社が支払いを行い、その後、故意に偽装が行われていた場合等は設計者や施工者に請求を行う。

[22] 無過失責任よりも過失責任の方が望ましいと判断されるケースとしては、「予防の双方性」が存在する場合が挙げられる。被害者（消費者）にも違法建築を避けるための努力の余地が存在する場合は、審査機関に無過失責任を負わせるのではなく、各当事者に対して最適な予防水準を法的に設定することにより、社会的費用は最小化される。しかし、違法建築物においては、情報の非対称性が大きく、消費者が住宅の欠陥を見抜くための知識を身につけることは困難であるため、現状「予防の双方性」はなく、審査機関に「予防の一方性」があると考えるのが妥当と思料した。

[23] 最高裁 2005 年 6 月 24 日決定判タ 1187 号 150 頁、横浜地裁 2005 年 11 月 30 日判決判例自治 277 号 31 頁

設けることで、市場メカニズムが働き、不適格な審査機関が淘汰される、効率的な市場を形成できると考える。

なお、公共団体による賠償金の肩代わりを防ぐ方法としては、過去の最高裁判所の判決の変更は現実的ではないため、立法論の観点から、制定法を改正する等の手段が考えられる。

(3)報奨金制度の創設

確信犯的に行われた疑いのある違法建築の設計等について、審査機関が発見し、情報を提供し、それを元に被疑者が検挙された場合に、状況に応じて発見した審査機関に公費で一定の報奨金を支払う制度[24]を創設することで、違法建築を見抜く技術を高めるインセンティブをより強く与えることができると考える。

第6章 まとめと政策提言

これまで述べてきたとおり、既存住宅流通市場において、住宅性能表示制度がどのように住宅価格に影響を与えているかという点について、施工・販売事業者が大手企業かどうか、物件が建築基準法の改正以後のものかどうかといった違いも踏まえた上で、分析を行った。

本節においては、これらの分析をまとめた上で、政策提言を行う。

6．1．住宅性能表示制度の既存住宅流通市場における役割について

(1)住宅性能表示制度は将来に渡りスクリーニング効果も有している

新築時に住宅性能表示制度を利用することにより、既存住宅として売買を行う際にも、情報の非対称性が緩和され、住宅価格が上昇することがわかった。住宅性能表示制度においては、将来に渡ってスクリーニング効果も有していることが判明した。

(2)ブランド名は住宅性能表示制度における情報の非対称性緩和の役割を一部代替する

ブランド名のある大手企業の場合は、ブランド名が一定の情報の非対称性の緩和の役割を既に果たしていることから、住宅性能表示制度を利用することによる価格上昇の効果は薄まることがわかった。しかし、ブランド名のある大手企業の場合においても、住宅性能表示制度を利用することによる一定の価格上昇の効果は認められた。

(3)建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について、緊密な関連

---

[24] 公費で報奨金を支払うその他の事例としては、拳銃110番報酬制度、指名手配犯の懸賞広告制度、特殊詐欺事件（オレオレ詐欺等）の捜査協力者への報奨金制度等があげられる。

性は見られない

建築基準法の改正と住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について、緊密な関連性は見られなかった。建築基準法は建築物の最低基準について、住宅性能表示制度はそれよりさらに詳細な性能について検証を行うという役割分担が、現状行われているものと考えられる。

また、両制度が今後も、情報の非対称性の対策として効果的に機能していくためには、審査機関の審査技術を効率的に高めるための仕組みが必要である。そのためには、「審査機関が一次的な責任を負い、また、その際は無過失責任を負う」、「公共団体は審査機関の賠償金の肩代わりをせず、審査機関に自賠責保険の加入を義務付け、市場メカニズムが働くよう変動保険料制度を設ける」、「報奨金制度の創設」といった対策が考えられる。

６．２．政策提言

以上を踏まえ、次のとおり政策提案を行う。

(１)必須項目の一部改定

今回の分析により、住宅性能表示制度の利用が、既存住宅流通市場においても、住宅価格に一定の価格上昇の効果をもたらすことが判明した。今後は当該制度の利用について経済的メリットがあることを認識し、コストを抑えた上で積極的に活用することが期待される。

住宅性能表示制度は利用が任意の制度であるが、現在、構造の安定に関すること、劣化の軽減に関すること、維持管理・更新への配慮に関すること、温熱環境に関すること等の一部の項目については、社会的なニーズが高いという理由により、住宅性能表示制度において、検査を受けなければならない必須項目とされている。

必須項目については消費者の関心、ニーズが高いものの、例えば、検査が必須とされている耐震等級や劣化対策等級の事項において、等級１は「建築基準法が定める対策」と定義されており、建築基準法と確認・検査内容が重複しており、高い耐震性や耐久性を望まない人々（例えば、バリアフリー性能や音環境等を重視する人々）にとっては、余分なコストをかけてしまうこととなる[25]。また、例えば、共同住宅における「耐震等級（構造躯体の倒壊等防止）」については、検査を必須としているものの、最低等級である等級１の割合が８割超[26]を占めている。

---

[25] 建築確認と住宅性能表示制度により、二度同じ確認を行うことで耐震偽装等の違反を発見する確率を高めることができるが、同じ検査項目に二重のコストがかかっているため、コスト最小化の観点からは非効率な状態である。コスト最小化の観点からは、将来的には、建築確認のみで最低限の基準違反について十分な対策を行えるようにした上で、確認・検査内容の重複を減らしていくことが望ましい。

[26] 数値は一般社団法人住宅性能評価・表示協会ホームページから引用。令和元年度において、共同住宅における「耐震等級（構造躯体の倒壊等防止）」の等級１の割合は 81.7%。

従って、今後の住宅性能表示制度の利用促進のため、申請手続きのコスト等を回避するために必須項目を見直した上で絞り、任意項目に変更するなど、より簡素化を図ることが必要ではないかと考える。

(2)住宅性能評価書に履歴情報を付加する制度の創設

新築時に住宅性能評価書を取得すれば、将来的に住居を売却する際にも住宅価格が上昇する可能性がある旨を今回の分析にて実証した。

しかし、一般的に住宅性能評価書は、将来の物件の売買を目的につくられたものではなく、購入後の住宅履歴に関する情報については、既存住宅流通市場において、依然売り手側が優位の情報の非対称性がある。

従って、購入後のリフォームや改修の履歴等の住宅の維持・管理に関する情報を、当初作成した住宅性能評価書に客観性を持った第三者機関（登録住宅性能評価機関等）から、直接追記してもらえる制度[27]を創設することによって、低いコストで、情報の非対称性の緩和に資する、精度の高い住宅性能に関する情報を維持するための手段とすることができるのではないかと考える。

当該制度を創設し、利用を任意とすることで、「将来物件を販売するかも知れない」と考える人々にとって、安心してリフォームや改修等を行いつつ、精度の高い、住宅性能に係る情報を維持するための有効な手段とすることができる。

【謝辞】

本稿の執筆にあたり、政策研究大学院大学まちづくりプログラムの関係教員からは、ご多忙の中、数々の貴重なご意見をいただきましたこと御礼申し上げます。また、政策研究大学院大学にて貴重な研究の機会を与えていただいた派遣元に感謝申し上げるとともに、日々の研究生活を支えてくれた妻に改めて深く感謝の意を表します。

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、本稿における見解および内容に関する誤り等は、全て筆者の責任であることを併せて申し添えます。

【参考文献】

・井出多加子（2004）『情報の非対称性と住宅市場の活性化』（都市住宅学 44 号）

---

[27] 住宅履歴情報を紐づける制度として、国が推奨する住宅履歴情報集積システムである「いえかるて」が存在する。しかし、現状「いえかるて」を利用しているのは、「いえかるて」の利用が義務付けられている長期優良住宅が中心であり、世間での認知度は未だに低い状況である。「いえかるて」利用に際して掛かる書類の電子化や管理に係るコストが利用率を引き下げているため、住宅性能評価書に直接追記する制度の方が、利用に際してのコストが低いと判断した。今後、「いえかるて」の利用コストが下がり、世間に普及した場合は、「いえかるて」の利用により代替することについて検討の余地があると考える。

・伊藤弘（2004）『既存住宅の性能表示制度について』（都市住宅学 44 号）
・岩田真一郎（2006）『建築物の安全を確保せよ－逆選択問題への対応策－』（日本不動産学会誌第 20 巻第 1 号）
・梅田利孝（2009）『住宅性能表示制度が住宅価格に与える効果について』（政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文）
・瀬下博之(2014)『建築確認の瑕疵を巡る事例分析及び制度設計に関する諸考察』（日本不動産学会誌第 27 巻第 4 号）
・高井宏之（2004）『住宅性能表示制度(共同住宅)に関する需要者の受容と評価の実態』（都市住宅学 47 号）
・富田裕（2014）『耐震強度偽装事件その他の建築確認取消事例から見る建築確認制度改善策』（日本不動産学会誌第 27 巻第 4 号）
・中川雅之（2007）『情報の非対称性問題と既存住宅流通市場』（日本不動産学会誌第 21 巻第 2 号）
・中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』日本評論社
・長岡貞男・平尾由紀子（1998）『産業組織の経済学 基礎と応用』日本評論社
・野上雅浩（2008）『住宅瑕疵担保履行法における供託と保険の選択に係る経済分析』（政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文）
・八田達夫（1997）『住宅の経済学』日本経済新聞社
・八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅰ－市場の失敗と政府の失敗への対策』東洋経済新報社
・福井秀夫（2007）『ケースからはじめよう 法と経済学』日本評論社
・福井秀夫（2012）『不動産市場における「市場の失敗」と「政府の失敗」』（日本不動産学会誌第２６巻第 1 号）
・藤澤美恵子、中西正彦、中井検裕（2004）『住宅性能表示制度が分譲マンション価格に与える影響と役割』（都市住宅学 47 号）
・N・グレゴリー・マンキュー（2013）『マンキュー経済学Ⅰミクロ編（第 3 版）』（足立英之ほか訳）東洋経済新報社

街路樹の管理状況の違いによる周辺地への影響

＜要　旨＞

街路樹は一般的に道路敷地内の公共用地に植えられた樹木のことを指す。街路樹は美観効果、都市環境改善・保全機能及び緑陰空間の提供といった人々の暮らしを豊かにする正の機能を多く備えている反面、落葉や虫害及び標識等の視認性の低下といった負の要素も備えている。負の要素が表面化することにより、街路樹管理者は街路樹の枝を切り詰め、樹冠を小さく抑制する傾向にある。樹冠を小さく管理することにより、落葉量の減少や標識等の視認性の向上への効果が期待できるが、美観が損なわれ、緑陰空間は減少するため、現状では街路樹の持つ機能を最大限活かせているとは言えない。また、街路樹の管理は街路樹管理者が行っているが、街路樹は道路と密接に関わる存在であるため、道路管理者の意思決定が街路樹管理に影響を与えていることも無視できない。安全・円滑な道路交通が優先的に考えられるため、街路樹の正の機能を損ねる管理であっても実行されてしまう状況である。

本研究では、東京都杉並区及び葛飾区を対象とし、街路樹の有無や管理状況の違いが周辺地へ与える影響について、住宅賃料価格を基に、以下の三点の実証分析を実施した。

⑴　街路樹の有無は沿道物件の住宅賃料へ影響をおよぼすか。

⑵　街路樹路線からの距離に応じ、住宅賃料は変動しているか。

⑶　樹冠が小さく劣化した街路樹の更新は、周辺住宅賃料に影響をおよぼすか。

分析に際して、道路幅員を加味することにより、道路管理者の意思決定を考慮できるよう努めた。各分析結果としては、⑴街路樹が無い方が好まれる路線や街路樹の有無による住宅賃料への影響がない路線も存在する、⑵街路樹の住宅賃料への影響は広域へは広がりにくい、⑶街路樹による影響と断定できる結果が得られなかった、以上の結果を示した。

分析結果を踏まえ、どのような街路樹を植えるかではなく、街路樹が求められている路線なのかを調査した上で植樹政策を実行するべきであることや、街路樹の維持管理の円滑化を図り、街路樹政策の検証・分析を容易に行うために GIS を活用した街路樹管理の促進等を提言とした。

2022 年（令和 4 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21703　伊藤　和也

目次

第１章　はじめに.....110
1.1 研究の背景.....110
1.2 先行研究.....111
1.3 研究の目的.....111
1.4 研究の構成.....112
第２章　街路樹政策の現状.....112
2.1 東京都における街路樹政策の現状.....112
2.2 道路機能と街路樹の関係性.....115
2.3 街路樹管理者へのアンケート及びヒアリング調査.....115
2.4 諸外国の街路樹政策.....117
2.4.1 シンガポール.....118
2.4.2 ドイツ.....118
2.4.3 フランス.....118
2.5 諸外国と日本（東京都）の比較.....119
第３章　街路樹の効果.....120
3.1 経済学の視点から見た街路樹.....120
3.1.1 正の外部性.....120
3.1.2 負の外部性.....121
3.2 問題意識と仮説.....122
第４章　街路樹の効果の実証分析（ヘドニック・アプローチ分析）.....123
4.1 分析方法.....123
4.2 使用データ.....124
4.3 説明変数の作成.....129
4.4 実証分析.....130
4.5 推計結果と考察.....136
4.5.1 分析１の推計結果と考察.....136
4.5.2 分析２の推計結果と考察.....138
4.5.3 分析３の推計結果と考察.....143
第５章　まとめ.....144
5.1 政策提言.....144
5.2 今後の課題.....145
謝辞.....146
参考文献.....146

第１章　はじめに

1.1 研究の背景

街路樹は一般的に道路敷地内の公共用地に植えられた樹木のことを指す。街路樹は環境保全や美しい景観を創出する役目も果たしており、多くの外部経済効果を兼ね備えている。また、近年、地球温暖化やヒートアイランド現象により都市部の気温が上昇し、熱中症の増加等都市部に暮らす人々の健康に悪影響をおよぼしている。街路樹は直射日光を遮り、道路を利用する人々へ日陰を提供するという役割をもつことから、悪影響を緩和する役割ももつだろう。しかし、日本の街路樹には枝が切り詰められ樹冠[1]が小さく抑制される傾向が見られ、街路樹の持つ機能を最大限活かせているとは言い難い。

街路樹は法的にみれば、1952 年に制定された現行道路法の第 2 条第 2 項に規定される「道路の附属物」である。道路法令の歴史を振り返ると、1919 年に制定された旧道路法では、道路構造を規定する法令が地方道路を対象とする「道路構造令」と都市市街地の道路を対象とした「街路構造令」に分かれていたが、1958 年に道路構造令に一本化された経緯がある[2]。廃止された街路構造令は、街路（市内及び市に準ずべき地域内における道路）の等級と幅員、11ｍ以上の幅員を有する道路において車道と歩道と明確に区別するべきこと等を指示している。さらには、第 13 条において街路の緑化、植栽に関して積極的な姿勢を打ち出し、遊歩道や交通上支障のない歩道への植栽を義務付けている[3]。以上のように、街路は単なる道路ではなく都市の生活空間として位置づけられており、街路構造令は豊かな都市区間を創り出す法的根拠として機能していた。現行の道路構造令は地方と都市の区別が無く、街路という規定も無いことから、道路機能だけに着目している印象を受ける。しかし、街路樹が「道路の附属物」であるが故、多くの自治体において道路管理者が管理している。必然的に、道路管理者は道路機能を優先的に考えざるを得ず、その結果として先に述べたような「切り詰められた街路樹」を生み出してしまっている。

東京都は、明治 7 年に銀座通りにクロマツやサクラを植えたことを皮切りに、徐々にその本数を増やしてきた。その後、関東大震災や戦災により街路樹の多くが失われた時期もあったが、1984 年に「東京都緑の倍増計画」、2007 年に「街路樹の充実事業（街路樹 100 万本計画）」を経て[4]、現在は都内全体で約 100 万本の街路樹が管理されている。街路樹の総量

---

[1] 樹冠：樹木の幹の上部にあって、枝葉によって構成された塊の形姿を指す。

[2] 国土交通省　現行道路構造令改正の経緯，2022 年 1 月 20 日閲覧。
https://www.mlit.go.jp/road/sign/pdf/kouzourei_full.pdf

[3] 国土交通省 HP より　都市計画における並木道と街路樹の思想，2022 年 1 月 20 日閲覧。
https://www.mlit.go.jp/road/ir/kihon/sankou2-2.pdf

[4] 東京都建設局　街路樹の歴史，2022 年 1 月 20 日閲覧。
https://www.kensetsu.metro.tokyo.lg.jp/jigyo/park/ryokuka/hyoushi/hyoushi4/index.html

が増え、人々にとって街路樹がより身近な存在になった一方で、落葉や虫害といった街路樹の抱える外部不経済効果も表面化し、街路樹が負の対象として扱われることも増えた。

前述の通り、街路樹は外部経済効果と外部不経済効果を併せ持っており、本論文においては、街路樹の持つそれらの効果を管理者の管理状況を基に整理することにより、街路樹が周辺に与える影響を分析する。

1.2 先行研究

都市の緑地に関する研究は都市計画、都市工学及び土木工学の分野に散見される。肥田野ら（1997）による研究では緑地や建築物の見え方による外部経済効果をビデオカメラで撮影した画像を基に指標化し、ヘドニック・アプローチ分析により地価で評価している。谷田（2021）は都市の緑地を緑地、街路樹、生け垣に分類したものを量的効果に着目し、住宅・店舗家賃を用いたヘドニック・アプローチ分析により緑地の持つ外部性の効果を示している。松本（2018）は都市における緑地を市民が入ることができる緑地と市民が入ることができない緑地に分類し、緑地がもつ外部性の効果を地価を用いたヘドニック・アプローチ分析することにより、緑地に入ることができるか否かで外部性の効果が異なることを示している。

また、藤崎（2000）による研究で街路樹の剪定[5]方法の差を周辺住民がどのように感じるのかアンケート調査を実施し、結果をもとに考察している。結果としては、強剪定[6]よりも自然生長仕立て[7]とした方が景観面等の評価を高める上、落葉等に対する苦情も減らすことができると分析している。

このように、都市における緑地が持つ外部性の効果を分析した研究や、街路樹の管理状況についてアンケート調査を用いて分析した研究は存在するが、街路樹の管理状況による外部性の効果について経済学的アプローチから分析を行った研究は存在しない。

1.3 研究の目的

本研究では、街路樹が持つ外部経済効果と外部不経済効果について街路樹の有無や管理状況（樹冠部分の大きさ）の違いに着目し、街路樹路線周辺の住宅賃料に与える影響を明らかにする。自治体が作成した街路樹管理データを基とし、樹冠の大きさを客観的に評価した定量的な分析を行うことで、今後の街路樹政策を継続的に評価、実施していくための一助とすることを目的としている。

---

[5] 剪定：樹木本来の目的や機能に沿うよう樹木の枝を取り除く作業のこと。

[6] 強剪定：数年以上経過した太枝を切る剪定方法で、余分な小枝の発生等の原因となる。

[7] 自然生長仕立て：樹種ごとの樹形特性を生かし、できるだけ自然な成長となるような剪定方法。

1.4 研究の構成

本研究の構成は以下の通りである。
まず、第２章では、東京都及び諸外国の街路樹政策の現状を整理する。第３章では、街路樹の経済学的な位置付けを示し、そこから生じる問題意識にもとづき仮説を設定する。第４章では、第３章で設定した仮説について定量的な実証分析を試み、得られた分析結果を吟味する。第５章では、本研究に基づく政策提言および今後の研究課題について述べる。

第２章　街路樹政策の現状

2.1 東京都における街路樹政策の現状

現在、東京都内全体で約 100 万本の街路樹が管理されている。図１に示す東京都の街路樹本数の推移を見ると、2000 年代前半までは約 50 万本であった街路樹が 2006 年度より事業開始された「街路樹の倍増計画（街路樹 100 万本計画）」によって急増し、現在に至ることがわかる。

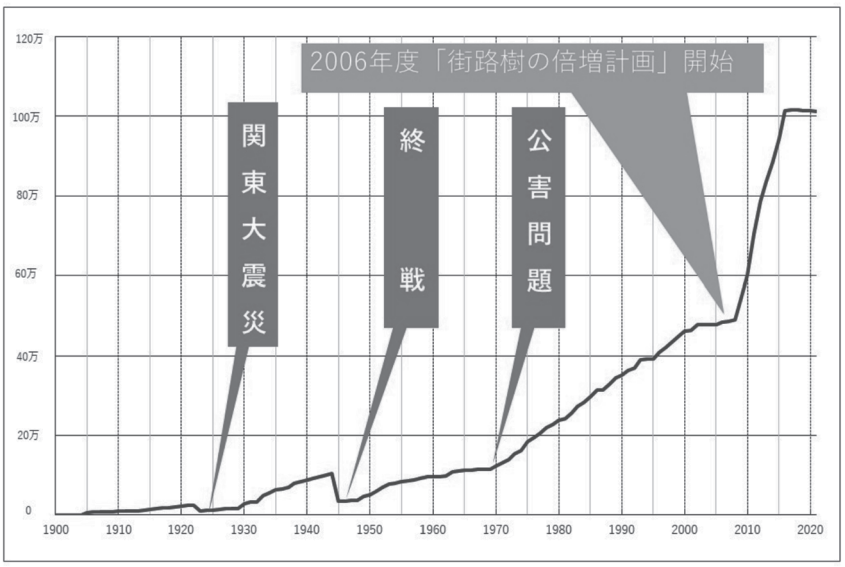


図１　東京都の街路樹本数の推移[8]

しかし、実際の政策[9]は、既存の街路樹路線の高木と高木の間に中木を植樹し街路樹の総

[8] 出典：東京都建設局 HP，2022 年 1 月 20 日閲覧。
https://www.kensetsu.metro.tokyo.lg.jp/jigyo/park/ryokuka/hyoushi/hyoushi5/index.html

[9] 藤井英二郎著（2019）『街路樹が都市をつくる―東京五輪マラソンコースを歩いて』岩波書店及び管理者へのヒアリングを実施。

量を増やすものであり、緑陰空間の確保を街路樹へ期待するのであれば、不十分な政策と言わざるを得ない。また、車道を走行するドライバーの視点で考えると、沿道街路樹の樹種が統一されていると、視線を走行方向へ誘導し安全性を高める効果が期待できるが、様々な種類の中木が植えられることで、その効果を阻害しているといえる。

表 1 は、都内街路樹を樹種別に示したものである。2000 年と 2020 年を比較すると、先に述べた「街路樹 100 万本計画」の効果により街路樹の合計量が約 2 倍となっていることが分かる。また、近年はハナミズキの数量が増えており、その理由としては樹勢が弱く急激に大きくならないため、管理しやすい樹種であることがあげられる。逆に、プラタナス類は急激に数を減らしている。プラタナス類は世界各地の都市でも街路樹として馴染みがあり、日本でも昭和 40 年代に盛んに植えられたが、近年、無理な剪定が継続的に行われたことにより傷んだ樹木が目立つ。また、葉が大きいことから歩車道においてスリップ事故の原因となり得ることも数を減らしている要因だと推察される。2020 年の東京都において、最も街路樹として使われている樹種はハナミズキであるが、ハナミズキは他の高木樹種と比べ成木時でも樹高や樹冠が小さく、緑陰空間の確保という観点では不十分な樹種といえる。

表 1　都内街路樹樹種別数量[10]（2000 年・2020 年）

	2000年			2020年		
順位	樹種名	本数	%	樹種名	本数	%
1	イチョウ	65,083	14.5	ハナミズキ	62,731	6.2
2	プラタナス類	42,067	9.4	イチョウ	60,523	6.0
3	ハナミズキ	41,189	9.2	サクラ類	43,925	4.3
4	トウカエデ	36,392	8.1	トウカエデ	36,046	3.6
5	サクラ類	33,210	7.4	ケヤキ	29,747	2.9
6	ケヤキ	27,906	6.2	プラタナス類	23,777	2.3
7	クスノキ	18,958	4.2	クスノキ	18,889	1.9
8	エンジュ類	17,020	3.8	マテバシイ	16,876	1.7
9	マテバシイ	14,370	3.2	ヤマモモ	13,587	1.3
10	ヤマモモ	11,578	2.6	コブシ	11,888	1.2
	上位10種合計	307,773	68.6	上位10種合計	317,989	31.3
	街路樹合計	448,503		街路樹合計	1,014,614	

次に、図 2 は都内特別区ごとの街路樹本数を示している。最も多くの街路樹を管理しているのが約 6 万本を管理する江戸川区であり、最も少ないのが中野区となっている。特別区内でも地域の特性やまちづくり方針、道路機能の状況等によって街路樹が身近なものであるかどうか差がある。

[10] 東京都建設局「街路樹マップ―TOKYO 道路のみどり 2020－2021」及び「TOKYO 街路樹マップ 2000」を基に筆者作成

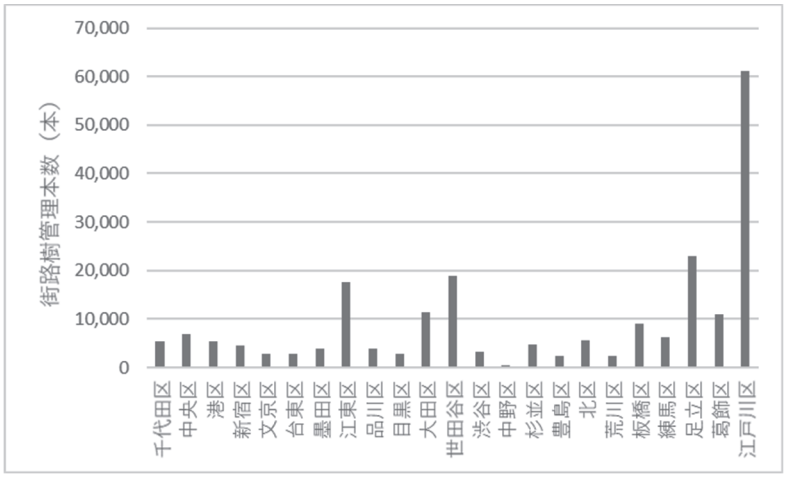


図２　管理街路樹本数（平成 29 年度末時点）[11]

街路樹管理に要するコストとして、近年の人件費（造園工）の推移を見ると、図３のように年々増加傾向にある。一定水準の管理を実践するためには、人件費の上昇と共に街路樹管理費も増額していく必要がある。しかし、多種多様な業務に経費が生じる行政としては、街路樹管理費に割くことができる費用は限られており、管理者としては割り当てられた予算内で実践可能な管理を行っている状況である。

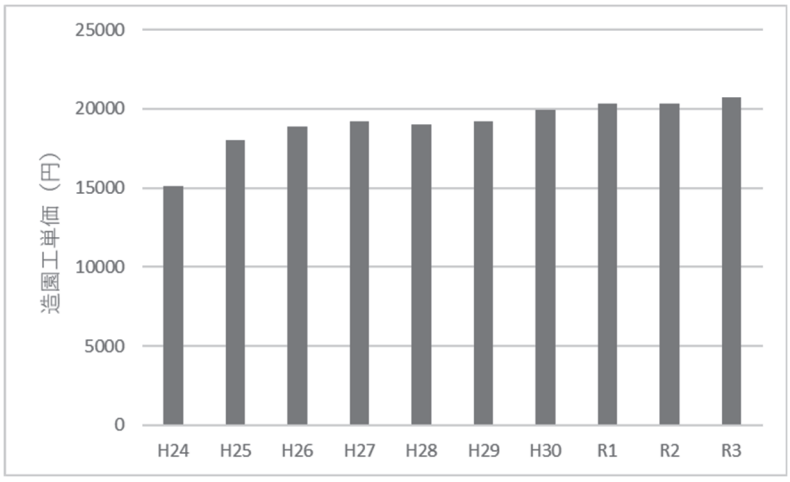


図３　人件費（造園工）の推移[12]

[11] 一般社団法人東京都造園緑化業協会「平成 30 年度版　東京都緑化白書」を基に筆者作成。なお、世田谷区の数値は誤記と考え、世田谷区「平成 28 年度世田谷区みどりの資源調査」による数値を記載。

[12] 埼玉県土木工事設計単価表を基に筆者作成

2.2 道路機能と街路樹の関係性

街路樹は道路敷地内の公共用地に植えられた樹木であるため、道路機能と街路樹は密接に関わっている。街路樹の樹種選定、維持管理等のあらゆる決定に道路機能が影響している。以下では、シチュエーションごとに道路機能と街路樹の関係を述べる。

道路計画時には現道の状況、交通量等から車線数や標準断面等を計画するが、その中には道路幅員や歩道幅員及び街路樹を設ける植樹帯についても含まれる。そのため、この時点で街路樹の有無や植樹可能な街路樹の大きさが決まってくるため、街路樹を植えた場合の周辺環境への影響等を想定しておく必要がある。また、街路樹については成木時の大きさで計画する必要があり、計画している植栽基盤に見合わない大きさの街路樹が植樹されると、道路機能や周辺住環境を損なう可能性が高まる。

樹種選定には、植樹帯や道路幅員に合う街路樹を選定する必要がある。以前は街路樹には落葉樹が中心に植えられており、東京都街路樹管理規程[13]においても植栽する街路樹として挙げられている樹種はいずれも落葉樹である。現在は周辺環境や道路環境に応じて、落葉樹と常緑樹を使い分けている。

街路樹の維持管理は、幹や枝葉が建築限界[14]ラインに収まることが前提であり、そのために剪定される。しかし、決まった範囲内に抑えられていたとしても、道路標識等に枝葉が被り視認性の低下が生じる場合は、街路樹管理者により樹冠サイズをより小さく施される。樹冠を小さくしてしまうことは、景観の悪化や緑陰空間の減少等、本来街路樹の持つ正の効果だったものが負の効果へと転じる要素である。また、道路幅員や歩道幅員が広いことにより、沿道建築物との距離を保つことができるようになるため、樹冠を大きくしやすくなるという側面や、維持管理作業時に交通機能に影響を与えにくくなるという側面も持つ。

2.3 街路樹管理者へのアンケート及びヒアリング調査

本研究において対象行政区とした各街路樹管理者に対しアンケート及びヒアリング調査を実施した。アンケート調査の目的としては、各街路樹管理者に管理方針や方法に違いがないかを把握するために実施した。また、ヒアリング調査においては現場担当者が感じる問題点や街路樹管理に対する考えについて、アンケート調査の不足部を補うために実施した。

調査対象とした管理者は表２の通りである。本研究の対象とした街路樹管理者はいずれも道路管理者を兼ねている。一般的に街路樹管理者は道路管理者又は公園管理者を兼ねているケースが多い。

---

[13] https://www.reiki.metro.tokyo.lg.jp/reiki/reiki_honbun/g101RG00001504.html#joubun-toc-span

[14] 建築限界：道路構造令第 12 条に規定される道路や線路に建築物（街路樹含む）を設置してはならないクリアランスのことである。車道側はH4.5m、歩道側はH2.5mとなる。

表２　アンケート及びヒアリング調査対象

行政区	道路の種類	担当課
杉並区	区道	杉並区　都市整備部　杉並土木事務所　管理係
	都道	東京都　第三建設事務所　補修課　街路樹担当
葛飾区	区道	葛飾区　都市整備部　道路補修課　街路樹係
	都道	東京都　第五建設事務所　補修課　街路樹担当

アンケート調査の結果（一部抜粋）は表３と表４の通りであり、前者は都道管理者への結果を、後者は区道管理者への結果を示している。各都道管理者の回答を比較すると項目すべてにわたって共通点が多く、同じ東京都管轄の部署間で管理方針や管理方法に差がみられない。他方、都道は複数の行政区を跨って整備されている幹線道路を中心としており、都道管理者は一定のエリア内の街路樹を管理している。そのため、管理方針が事務所間で異なると同一路線でも管理方針が異なることになるため、街路樹管理の差異をなくすことは重要である。

表３　都道管理者のアンケート結果（一部抜粋）

	質問内容	第三建設事務所（杉並）	第五建設事務所（葛飾）
1	担当職員数（工事担当除く）	3	3
2	剪定頻度	特定の樹種は年２回（夏冬）	特定の樹種は年２回（夏冬）
		その他樹種は２～３年に一度	その他は適宜実施
3	行政の落葉清掃	委託で年７回実施	委託で年８回実施
4	植替えの際の住民との協議	区の広報への掲示等	町会への説明実施
5	要望で最も多いものは何か	剪定による落葉抑制要望、害鳥獣や害虫の駆除要望	剪定による視認性の確保、落葉抑制要望
6	落葉に関する要望	年５０件程度	年４０件程度
7	落葉抑制目的の強剪定の有無	一部路線で実施	一部路線で実施
8	要望の多い樹種等	春は常緑樹、秋は落葉樹	ケヤキ、エンジュなど
9	植替え計画の有無	なし	なし

表４　区道管理者のアンケート結果（一部抜粋）

	質問内容	杉並区	葛飾区
1	担当職員数（工事担当除く）	1	3
2	剪定頻度	年１回	落葉樹は概ね秋の落葉期に１回
3	行政の落葉清掃	区道の落葉に関して実施している	剪定等も含む地域担当として委託
4	植替えの際の住民との協議	状況に応じて協議や説明を行う場合もある	桜路線は検討会実施
5	要望で最も多いものは何か	剪定	除草（次いで落葉清掃、私的植栽、剪定など）
6	落葉に関する要望	年１０～２０件程度	年６０件程度
7	落葉抑制目的の強剪定の有無	実施していない	一部路線で実施
8	要望の多い樹種等	ケヤキ、サクラ	桜等、枝張りが大きく葉が多い樹
9	植替え計画の有無	なし	桜路線のみ計画あり

各区道管理者を比較すると、落葉に対する要望が葛飾区の方が３倍近く多いことが分かる。葛飾区が管理している街路樹は杉並区の約２倍（図２より）であり、その分区民からの要望も多いと考えられる。剪定回数は区道管理者が年に１回なのに対し、都道管理者は年に２回実施しており、これは管理している街路樹の樹種や樹高、また、管理者の財政面による差であると思われる。また、葛飾区では古くなったサクラの更新事業を随時実施している。葛飾区が管理するサクラは約 2,000 本あり、その多くが植樹後 40 年程度経過しているものである。管理者へのヒアリングによると、「サクラの寿命は 50～60 年程度であるものの、年間 200 本更新しても事業完了までに 10 年掛かってしまう計算であるため、早い段階から更新作業に取り掛かっている」とのことである。

各管理者へのヒアリングでは、業者へ委託している剪定作業等への立ち合いにおいて違いがあることがわかった。街路樹担当者が不足しているため現場の確認が実施できず、検査が写真検査中心になってしまう。剪定業者としては弱く剪定したことによる手戻りを無くすため、強めに剪定してしまい、結果的に過度な剪定の要因の一つとなっている。現場確認不足を補うため、剪定作業前の見本剪定の実施や現場の巡回を強化している管理者もいるが、担当者が不足しており、日常業務以外の業務を遂行する十分な時間がないという意見も聞かれた。また、本研究の対象とした街路樹管理者は、道路管理者の立場も加味した街路樹管理を実践する必要があり、「街路樹の樹冠を大きくし景観維持に努めたいと考えているものの、車道や歩道での円滑で安全な交通が最優先事項であり、道路交通に支障が生じるのであれば、強めに剪定することも考える。」という意見や、「道路管理上強剪定することはやむを得ないが、樹冠が小さくても樹冠が小さくても樹の呼吸による外気温の低下等の効果は多少あるため、伐採等のコストを考えると残した方が良いと考えている」という意見もあった。

2.4 諸外国の街路樹政策

景観先進国である諸外国の街路樹政策と日本（東京都）の街路樹政策の現状を比較する。景観先進国として、シンガポール、ドイツ及びフランスにおける街路樹政策を事例として取り上げる。

シンガポールの街路樹政策については中島（1993）[15]を、ドイツ、フランスの街路樹政策については藤井英二郎らの著書『街路樹は問いかける　温暖化に負けない〈緑〉のインフラ』[16]を参考に述べる。

---

[15] 中島（1993）「ガーデン・シティ政策からみたシンガポールの緑」

[16] 藤井英二郎・海老澤清也・當内匡・水眞洋子著（2021）『街路樹は問いかける　温暖化に負けない〈緑〉のインフラ』岩波書店

2.4.1 シンガポール

1960 年代のシンガポールは人口 200 万人余りで、国土面積も小さく、とくに発達した産業や特別の資源も有していなかった。そのため、国家繁栄のためには外国からの観光客や企業に選ばれる国である必要があった。そこで着目したのが緑化政策であり、東南アジアにおけるオアシスを目指し、1960 年代よりリー・クアンユウ首相の指導により緑豊かな美しい街並みを創出するべく緑化政策に着手した。

年間を通して高温多湿のシンガポールは、道路の多くを常緑広葉樹の街路樹で覆うことにより、年間を通して直射光を遮る工夫をしている。樹種はシンガポール原産のものに限定せず、高温多湿の気候でも健康状態を維持でき、緑陰空間を確保しやすいよう枝葉の大きく生長する樹種を選定している。また、四季の変化の乏しいシンガポールでは、落葉樹ではなく、年間を通した緑陰空間の確保が期待できる常緑樹が多く採用されている。

2.4.2 ドイツ

古くからドイツのハンブルク市は、街路樹政策をリードしてきている。ハンブルク市では効率的に街路樹を管理するために、1998 年に独自のデジタル街路樹調査システムを導入し、現場で調査員がタブレット端末に直接入力できるようになった。このシステムはドイツ国内のみならず、スイス等の隣国にも普及している。このシステムによって街路樹一本一本をデータベース化し、管理の優先順位を設けることにより、日本で行われている路線一律の剪定ではなく、きめ細やかな管理を実践している。また、ドイツではアーボリストという樹木管理担当の市職員が多く存在する。アーボリストは日本における樹木医と市職員の中間的な位置付けであり、街路樹の診断と治療だけでなく、計画や植栽にも関わり、都市樹木全般を取り扱っている。このアーボリストがハンブルク市では約 20 名在籍し各々の担当エリアの街路樹の健康状態や植栽工事状況などを把握している。

2.4.3 フランス

フランスでは都市によって街づくりの特性が異なる。パリ市の特性はその歴史にあるが、歴史ある都市ならではの困難も抱えている。パリ市には歴史ある建築物が多く存在することから、新規建築と維持・保全に厳しいルールが敷かれている。また、人口密度や建蔽率が高いことから、慢性的な土地不足の状態であり、都市整備の自由度は極めて小さい。当然、街路樹を新規で植栽する空間はほとんどなく、樹冠を広くとれるだけの植樹帯も不足している状態であるが、近年実施されている脱自動車政策に伴い車道から遊歩道や植樹帯に転換することで、街路樹の本数を確実に増やしている。また、パリ市においてもアーボリストによる街路樹管理を実践している。

2.5 諸外国と日本（東京都）の比較

景観先進国（シンガポール、ドイツ、フランス）と日本（東京都）の街路樹政策の現状を比較し、まとめたものが表５である。わが国の街路樹政策は街路樹に求められる「美しい景観の形成」や「緑陰空間の確保」の観点で評価すると、最大限機能が発揮できていない現状である。また、両要素に通じて言えるのが、強剪定実施による樹冠の縮小化を防ぐことができれば、景観、緑陰において改善を図ることが可能と思われる。次章以降では、街路樹の樹冠の大きさの違いに着目し実証分析を実施することで、街路樹の外部性の大きさを評価し、結果を基に政策的な提言に繋げることとする。

表５　諸外国と日本の街路樹政策の比較

	シンガポール	ドイツ	フランス	日本
景観	△	○	○	×
	常緑樹のため単調な色彩となりやすい	不適切な剪定が行われず、美しい景観を保っている	歴史ある街並みに合う街路樹が選定されている	強剪定により、景観悪化
緑陰	○	○	△	×
	一年中緑陰確保	一本単位できめ細かい整備を実施	樹冠を広くとるための植樹帯が不足	・緑陰が少ない街路樹の増加 ・強剪定による樹冠縮小
管理体系	○	○	○	×
	常緑樹が多く、落葉が少ないため管理コストが抑制	アーボリストを多数配置	アーボリストを多数配置	管理担当者、管理費不足

第３章　街路樹の効果

3.1 経済学の視点から見た街路樹

前章より、街路樹管理者が指摘するのは、美しい都市景観の形成、都市環境改善・保全機能及び緑陰空間の提供であり、これは、街路樹が周辺への影響をおよぼしており、まさに正の外部性といえる。そして、落葉や虫害・鳥害については外部不経済であり、しかも、影響を受ける範囲は極めて限定的である。

3.1.1 正の外部性

⑴ 美しい都市景観の形成

街路樹の存在により、都市のコンクリートとアスファルトによる無機質な配色に彩が寄与される。また、モンスーン地帯の日本では四季の変化があるため、街路樹として植えられたイチョウやサクラ等の落葉樹は季節ごとに表情を変え、見る者を楽しませる効果が考えられる。葛飾区のサクラの更新事業をはじめ、サクラのように寿命が短く管理し辛い樹木が街路樹として管理されているのは、何よりその都市景観に与える美観効果に期待しているからに他ならない。

⑵ 都市環境改善・保全機能

街路樹をはじめとする緑は、水分の蒸散作用による気象の緩和や二酸化炭素の吸収・固定による地球温暖化防止など都市環境改善・保全機能の役割を担っている。しかし、これらの効果を都市に暮らす人々が認知するのは困難であり、具体的な効果を実感しにくい。

⑶ 緑陰空間の提供

近年、地球温暖化やヒートアイランド現象により都市部の気温が高まっているものの、日本においては街路樹の持つ緑陰効果が軽視されている現状である。そのため、強剪定し樹冠を小さくする、樹幹の大きくならない樹種を採用する等の政策がとられている実情である。年間を通して高温であるシンガポールでは、道路空間において直射光を遮る対策は必要不可欠であるため、街路樹に期待する効果は大きい。近年の研究[17]では、アスファルト地表面上で日向と緑陰とで 10℃以上の温度差が生じることが確認されており、またその効果には樹の樹冠部分の状態により差が生じると確認されている。

[17] 淑敏（2011）「熱画像を用いたケヤキの緑陰効果の評価」

3.1.2 負の外部性

街路樹の持つ外部不経済効果として、落葉、虫害・鳥害及び道路阻害が挙げられる。

⑴ 落葉

落葉樹は秋から冬にかけ、常緑樹は晩春に盛んに落葉する。街路樹管理者へ寄せられる要望の中でも、落葉に関する要望が多く、広葉樹の落葉が盛んな秋期には定期的な路面清掃を実施する等の対策を講じている。街路樹管理者による落葉清掃以外の沿道住民による自主的な清掃にも助けられている部分は大きいが、沿道住民の高齢化により、街路樹管理者への負担増加や、より落葉を抑えた剪定（強剪定）の要望を受ける等の問題が生じている。

⑵ 虫害[18]・鳥害[19]

樹木における虫害は多様であり、発生のしやすさに違いはあるが、少なからずその影響は一様に存在する。中でも東京都内でも多く管理されている樹種であるサクラを例に挙げると、サクラには約 600 種の昆虫が集まると言われており[20]、一般的にも虫害の印象が強い。葛飾区ではサクラが、河川敷等の住宅地への影響が少ない場所だけでなく市街地でも管理されているため、虫害への対応が求められることになる。

また、近年ではムクドリを中心として鳥害が都市部でも問題化している。ねぐらを作られることで騒音や糞害の原因となるため、ディストレスコールや発砲音などの音や光を利用することで追い払う等、管理者は対応に追われている。街路樹のねぐらにおいては剪定し、枝葉を短くすることも対策の一つと言える。

⑶ 道路阻害[21]

街路樹が道路敷地内の樹木であるがために生じる負の効果が、街路樹の維持管理作業時の道路阻害である。街路樹の維持管理作業時には道路交通機能が少なからず損なわれる。街路樹の剪定作業に着目すると、剪定方法は様々であり現場の状況や樹高によって作業方法が異なる。作業員が樹に登り剪定する場合もあれば、脚立や高所作業車を活用する方法もある。必要に応じて、歩道の通行止めや歩道側の車線を使用して作業が実施される。多くの高木で構成される路線の場合、作業に数日間要し、その間道路阻害が継続して発生する可能性もある。道路幅員が狭く、車線数が少ない道路においては、選定作業による道路阻害の影響

---

18 社団法人日本造園建設業協会『街路樹剪定ハンドブック』３病虫害の頁を参考としている。

19 鳥種別生態と防除の概要：ムクドリ 中央農業総合研究センター鳥獣害研究室，2022 年 2 月 5 日閲覧。https://www.naro.affrc.go.jp/org/narc/chougai/wildlife/starling_v33.pdf

20 小川雄一（2013）『樹木医が教える緑化樹木辞典』誠文堂新光社　257-269 頁

21 川口市建設部公園課へのヒアリング及び社団法人日本造園建設業協会『街路樹剪定ハンドブック』を参考としている。

はより大きくなる。

3.2 問題意識と仮説

前述した街路樹の正負の外部性の性質を踏まえると、次のような問題意識が考えられる。

⑴ 街路樹の有無は沿道物件の住宅賃料へ影響をおよぼすか。
⑵ 街路樹路線からの距離に応じ、住宅賃料は変動しているか。

地域における様々な価値が地価に反映されるという資本化仮説に基づき考えると、街路樹には正負の外部性の性質があるため、「正の効果＞負の効果」であれば地価（住宅賃料）が上昇し、「負の効果＞正の効果」であれば地価（住宅賃料）が下落すると考えられる。また、後者の場合は、街路樹のない路線の沿道物件の賃料が高いということも考えられる。以上を踏まえ、問題意識⑴にもとづく仮説は以下のようになる。

仮説１： 街路樹のある道路は、街路樹の無い道路と比べて沿道賃貸住宅の賃料が高くなる。

同様に、問題意識⑵について考える。街路樹の外部性の性質を効果の与える影響範囲ごとに分類すると図４のようになる。ここからは、街路樹近接地には負の効果、広域には正の効果をもたらすことが予想される。また、全ての街路樹が広域に正の効果をもたらすのではなく、管理状況が悪いと却って負の効果の要因になり得る。一般的に樹冠の大きい街路樹の方が小さい街路樹と比べ景観が美しいと考え、街路樹の管理状況すなわち、問題意識⑵にもとづく仮説は、以下のようになる。

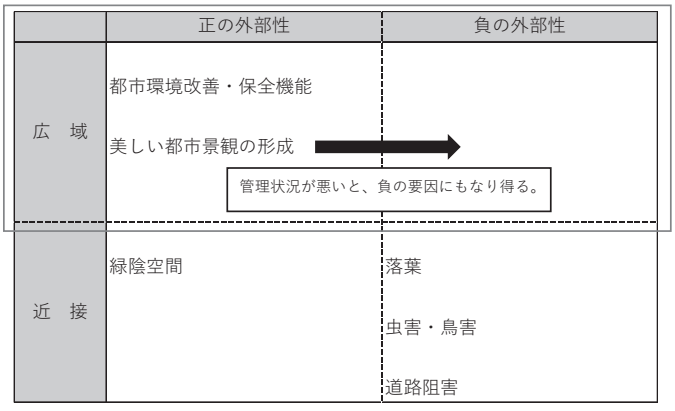


図４　街路樹の効果の影響範囲の整理

仮説２： 樹冠が大きい街路樹路線では離れた距離にも正の影響を与えるが、樹冠が小さい街路樹路線は景観が悪化し、離れた距離には負の影響を与える。



図５[22]　街路樹の樹冠の大きさの違い（ケヤキ　左：樹冠大　右：樹冠小）

最後に、計画的に街路樹の更新を実施した際の政策効果について考える。街路樹は植樹後一定期間が経過すると劣化し、樹木の病気や倒木等のリスクが増加する。また街路樹管理者としても、樹木が大きく生長し道路機能へ支障が出る場合は強剪定等を実施せざるを得なくなる。通常は、樹木単位で更新しているところだが、中には路線単位で一斉に更新している路線も存在する。街路樹が一斉に更新されることで街の雰囲気が一新される効果も期待でき、資本化仮説に基づき考えると、その政策効果は地価（住宅賃料）に反映されることになる。以上を踏まえ、仮説としては以下のようになる。

仮説３：　樹冠が小さく劣化した街路樹から更新することにより、周辺の賃料が高まる。

以上の仮説１～３について、次章で分析を行う。

第４章　街路樹の効果の実証分析（ヘドニック・アプローチ分析）

4.1 分析方法

本章では資本化仮説[23]に基づき、ヘドニック・アプローチを用いて、街路樹が周辺の住宅賃料に与える影響を仮説に沿って分析する。本研究の分析対象として、東京都杉並区及び葛飾区を選定した。選定根拠としては、①普段の街路樹管理業務において、GIS データを活用していること、②東京都内であり、現地に赴いての調査が容易に行えることの二点である。

もっとも、街路樹のもたらす環境改善や環境保全機能といった便益の全てを地価や住宅

[22] 出典：Google ストリートビュー

[23] 中川雅之（2008）187 頁

賃料で評価できるとは限らないが、ここでは、一定範囲内への便益に着目して分析を試みることとしたい。

4.2 使用データ

研究で使用するデータはレインズデータ、国土数値情報、各管理者提供の街路樹データである。各データの説明は以下の通りである。

〈レインズデータ〉

公益財団法人東日本不動産流通機構から提供を受けたレインズデータの賃貸マンションの家賃データを被説明変数として使用している。また、各物件のデータとして町丁目、成約年度、築年数[24]、使用部分面積、地上階層、所在階を使用している。

レインズデータを ArcGIS で取り扱うにあたり、谷謙二研究室（埼玉大学教育学部人文地理学）の「Yahoo!ジオコーダ API を使ったジオコーディングと地図化」により、物件の住所データに座標を付したデータを作成している。ジオコーディングの精度向上を図るために、所在地データの「番地」「番」「号」を削除し、必要に応じ「—」に変換した。また所在地データに不足が生じていた場合は、可能な範囲で物件名等から所在地を追加した。

各管理者提供の街路樹データが、杉並区が 2019 年、葛飾区が 2021 年のデータであるため、レインズデータとしてはそれぞれ 2018 年、2020 年のデータを使用した。

また、以下の項目のいずれかに該当するデータは分析精度の確保のため分析対象から除外している。

・成約賃料が 10,000 円以下の物件
・100,000 円/㎡以上の賃料データ
・使用部分面積が 2 坪以下の物件（6.6 ㎡）
・築年月、使用部分面積、地上階層、所在階が未記入の物件

〈国土数値情報〉

各レインズポイントの最寄駅からの距離、建蔽率、容積率を把握するために使用している。

〈各管理者提供の街路樹 GIS データ〉

研究に先立ち、葛飾区街路樹管理者より街路樹の位置情報を示す GIS データの提供を受けた。杉並区の街路樹 GIS データはオープンデータであるため、杉並区 HP 内の「すぎナビ」より街路樹の SHAPE 形式データをダウンロード[25]し使用した。また都道街路樹 GIS デ

[24] 築年数は成約年から建築年差し引いて算出している。
[25] ダウンロード日：2021 年 9 月 17 日

ータについては、東京都建設局公園緑地部より提供を受けた。提供を受けた GIS データはいずれもポイントデータであり、街路樹の位置を示している。東京都建設局より提供を受けた GIS データは道路台帳を基に街路樹の位置をポイントしたデータであり、実際の街路樹の位置関係及び本数と整合性が取れなかったため、Google ストリートビューを基に筆者が補正処理を実施した。また、国道管理者からデータ提供を受けなかったため、同様の処理によりデータを作成した。

街路樹データに紐づけされている情報は管理者によって異なる情報であったため、筆者により、統一化された情報への補正を実施した。

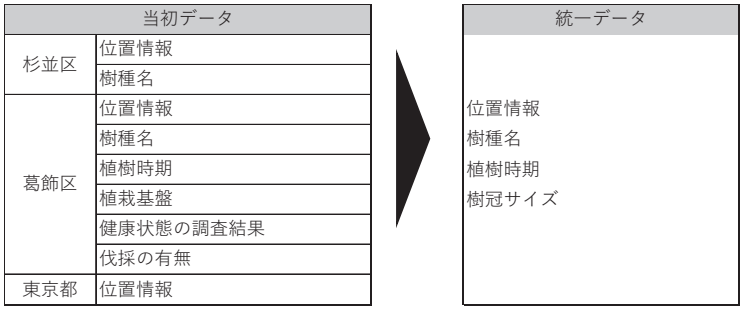


図 6　データ補正のイメージ

樹種名、植樹時期の入力に際し、東京都の発行する「街路樹マップ[26]」を利用した。樹種名は Google ストリートビューにより現況を確認しつつ、街路樹マップに記載された樹種名を入力した。植樹時期は、複数の街路樹マップを見比べ、対象路線が記録されているか否かで、初めて記録された年度の前年を植樹年と判断し入力した[27]。

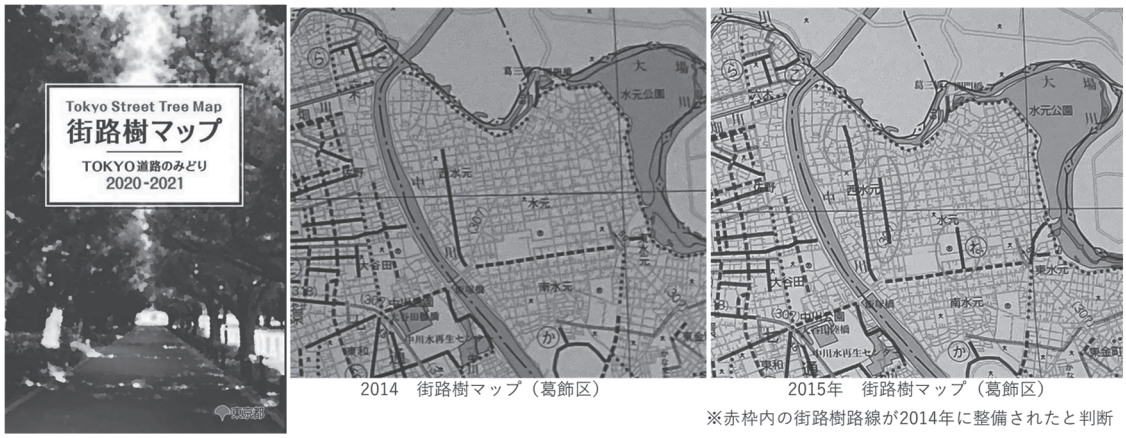


図 7　左：街路樹マップ（2020 年版）　中央、右：街路樹マップによる比較

[26] 街路樹マップは東京都建設局が発行しており、1980 年代から発行されなかった数年を除き、ほぼ毎年度発行されている。過去年度分は既に購入できないため、本研究においては、東京都立図書館に所蔵されているものを利用している。

[27] 街路樹マップの整理は発行年度の前年夏季頃実施されるため、原則としてその時点で整備完了している街路樹が掲載されることになるため。

樹冠サイズは、6〜10 月頃の街路樹の様子を Google ストリートビューにより確認し、街路樹の樹冠が大きく胴ぶき[28]が無ければ L サイズ、強剪定され胴ぶきが目立つのであれば S サイズ、植樹して間もないものや樹冠の大きさを L か S で判断できないものは M サイズとして分類した。



図 8　樹冠 S サイズの様子（Google ストリートビュー）
（左：葛飾区内ケヤキ　2017 年 9 月　右：葛飾区内イチョウ　2017 年 9 月）



図 9　樹冠 L サイズの様子（Google ストリートビュー）
（左：葛飾区内サクラ　2017 年 8 月　右：杉並区内ケヤキ　2018 年 7 月）

樹冠サイズ分類作業後、樹冠サイズごとにポイントデータ上をラインデータで結ぶことにより、樹冠サイズごとの街路樹路線データを作成した。なお、同一路線が様々な樹種で構成され、樹冠サイズの異なる樹木が混ざっている場合は、その路線を主に構成している樹種

[28] 胴ぶき：樹木の衰退が原因で幹から肥田が発生するもので、放置すると美観の悪化や樹木の劣化の原因となる。

を代表樹種とし、街路樹路線データを作成した。



図 10　杉並区　街路樹 GIS データの整理



図 11　葛飾区　街路樹 GIS データの整理



図 12　街路樹路線データの作成

4.3 説明変数の作成

使用データを加工し、実証分析で使用する変数を作成した。それぞれの作成方法は以下の通りである。

⑴ 道路幅員

レインズポイントが面している道路について、各自治体の道路台帳及びGoogleストリートビューを用いて整理した。複数の道路に接している場合は、物件の玄関部分が接道している道路を対象として整理した。なお、分析に道路幅員を加味する意図としては、街路樹管理に道路管理者としての意思決定が反映されていると判断したためである[29]。

⑵ 街路樹路線からの距離

作成した街路樹路線データからレインズポイントが何mの距離帯に属しているのかを判別するダミー変数を作成した。距離帯は20m以内、20～100m、100～300m、300～500mで設定し、図13のように作成した。

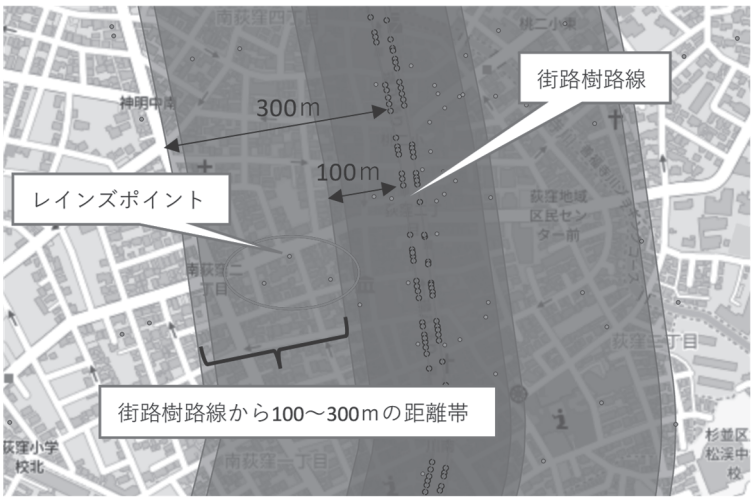


図13　街路樹からの距離の整理

⑶ その他説明変数

最寄り駅からの距離、建蔽率、容積率については国土数値情報の公表データを活用し、ArcGISを使ってレインズデータと空間結合し作成した。その際、最寄り駅からの距離を算出した。

[29] 2.2 道路機能と街路樹の関係性及び2.3 街路樹管理者へのアンケート及びヒアリング調査より

4.4 実証分析

本章では仮説に基づいて、整理したデータを用いた実証分析を行う。各推計式、変数及び基本統計量は以下の通りである。

⑴ 分析 1

分析 1 では、路線沿道の住宅賃料に対する街路樹の影響を推計する。街路樹政策は広義には道路政策の一部と言ってよいため、道路機能を表す変数として道路幅員を採用する。そして、街路樹路線への接道ダミーと道路幅員の交差項を導入し、道路幅員と街路樹管理状況（樹冠の大きさ）や街路樹の関係を分析する。

推計式 1

$$
\begin{aligned}
\log\text{成約賃料価格} \quad = \quad & \beta_0 + \beta_{(1\sim3)}(\text{接道（樹冠 S・M・L)}) + \beta_4(\text{道路幅員}) \\
& + \beta_{(5\sim7)}(\text{道路幅員}\times\text{接道（樹冠 S・M・L)}) + \beta_8(\text{築年数}) \\
& + \beta_9(\text{所在階}) + \beta_{10}(\text{床面積}) + \beta_{11}(\text{地上階層}) \\
& + \beta_{12}(\text{建蔽率}) + \beta_{13}(\text{容積率}) + \beta_{14}(\text{最寄駅までの距離}) \\
& + \beta_{(15\sim)}(\text{各町丁目ダミー}) + \epsilon
\end{aligned}
$$

表 6　使用する変数の説明と出典（分析 1 ）

変数名	説明	出典
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数	A
接道（樹冠S）	物件が街路樹路線（樹冠S）に面していれば1とするダミー	B
接道（樹冠M）	物件が街路樹路線（樹冠M）に面していれば1とするダミー	B
接道（樹冠L）	物件が街路樹路線（樹冠L）に面していれば1とするダミー	B
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）	B・C
道路幅員×接道（樹冠S）	道路幅員と接道（樹冠S）の交差項	B・C
道路幅員×接道（樹冠M）	道路幅員と接道（樹冠M）の交差項	B・C
道路幅員×接道（樹冠L）	道路幅員と接道（樹冠L）の交差項	B・C
築年数	物件の築年数（年）	A
所在階	物件の所在階（階）	A
床面積	使用部分の床面積（㎡）	A
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）	A
建蔽率	物件のある場所の指定建蔽率（%）	D
容積率	物件のある場所の指定容積率（%）	D
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）	D

【出典】 A：レインズデータ　B：各管理者（街路樹管理者）　C:各自治体（自治体の道路台帳）　D:国土数値情報

表７　基本統計量／杉並区（分析１）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	6,142	11.27974	0.3518842	9.3147	14.31629
接道（樹冠S）	6,142	0.0434712	0.2039319	0	1
接道（樹冠M）	6,142	0.0450993	0.2075389	0	1
接道（樹冠L）	6,142	0.028818	0.1673083	0	1
道路幅員	6,142	7.104319	7.580072	1.8	50
道路幅員×接道（樹冠S）	6,142	0.9818186	4.734028	0	25
道路幅員×接道（樹冠M）	6,142	0.9202833	4.475383	0	47
道路幅員×接道（樹冠L）	6,142	1.02684	6.285558	0	50
築年数	6,142	23.2999	13.1488	0	81
所在階	6,142	2.363562	1.608537	1	14
床面積	6,142	29.2522	14.58523	7	163
階層	6,142	3.718333	2.314005	1	16
建蔽率	6,142	61.80723	12.53648	30	80
容積率	6,142	208.3735	111.5734	60	600
最寄り駅までの距離	6,142	552.4786	313.8455	10.88105	1625.842

表８　基本統計量／葛飾区（分析１）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	1,946	11.12386	0.29355	9.615806	12.61154
接道（樹冠S）	1,946	0.0138746	0.1170006	0	1
接道（樹冠M）	1,946	0.1397739	0.3468414	0	1
接道（樹冠L）	1,946	0.0133607	0.1148434	0	1
道路幅員	1,946	7.533428	4.769829	1.81	26.4
道路幅員×接道（樹冠S）	1,946	0.2306372	2.074256	0	25
道路幅員×接道（樹冠M）	1,946	1.891285	5.170708	0	26.4
道路幅員×接道（樹冠L）	1,946	0.2234687	2.096681	0	25
築年数	1,946	21.05344	14.66424	0	66
所在階	1,946	2.409558	1.708979	1	27
床面積	1,946	31.6141	14.51269	8.26	174.26
階層	1,946	3.82631	2.49063	1	37
建蔽率	1,946	63.40185	8.642567	50	80
容積率	1,946	249.2549	94.92635	150	500
最寄り駅までの距離	1,946	561.7895	378.0843	22.42855	2449.979

⑵　分析２

分析２では、街路樹管理の差異がもたらす広域の影響を推計する。街路樹路線から 500m までの距離を４つの距離帯で区分することで、街路樹の効果を距離ごとに観察する。

推計式２

$$
\begin{aligned}
\log 成約賃料価格 \quad = \quad & \beta_0 \\
& + \beta_{(1\sim4)}（樹冠\ S（20m・20〜100m・100〜300m・300〜500m））\\
& + \beta_{(5\sim8)}（樹冠\ M（20m・20〜100m・100〜300m・300〜500m））\\
& + \beta_{(9\sim12)}（樹冠\ L（20m・20〜100m・100〜300m・300〜500m））\\
& + \beta_{13}（道路幅員）+ \beta_{14}（築年数）+ \beta_{15}（所在階）+ \beta_{16}（床面積）\\
& + \beta_{17}（地上階層）+ \beta_{18}（建蔽率）+ \beta_{19}（容積率）\\
& + \beta_{20}（最寄駅までの距離）+ \beta_{(21\sim)}（各町丁目ダミー）+ \epsilon
\end{aligned}
$$

表９　使用する変数の説明と出典（分析２）

変数名	説明	出典
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数	A
樹冠S20m	物件が街路樹路線（樹冠S）から20m以内にあれば１とするダミー	B
樹冠S20__100m	物件が街路樹路線（樹冠S）から20〜100mにあれば１とするダミー	B
樹冠S100__300m	物件が街路樹路線（樹冠S）から100〜300mにあれば１とするダミー	B
樹冠S300__500m	物件が街路樹路線（樹冠S）から300〜500mにあれば１とするダミー	B
樹冠M20m	物件が街路樹路線（樹冠M）から20m以内にあれば１とするダミー	B
樹冠M20__100m	物件が街路樹路線（樹冠M）から20〜100mにあれば１とするダミー	B
樹冠M100__300m	物件が街路樹路線（樹冠M）から100〜300mにあれば１とするダミー	B
樹冠M300__500m	物件が街路樹路線（樹冠M）から300〜500mにあれば１とするダミー	B
樹冠L20m	物件が街路樹路線（樹冠L）から20m以内にあれば１とするダミー	B
樹冠L20__100m	物件が街路樹路線（樹冠L）から20〜100mにあれば１とするダミー	B
樹冠L100__300m	物件が街路樹路線（樹冠L）から100〜300mにあれば１とするダミー	B
樹冠L300__500m	物件が街路樹路線（樹冠L）から300〜500mにあれば１とするダミー	B
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）	C
築年数	物件の築年数（年）	A
所在階	物件の所在階（階）	A
床面積	使用部分の床面積（㎡）	A
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）	A
建蔽率	物件のある場所の指定建蔽率（%）	D
容積率	物件のある場所の指定容積率（%）	D
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）	D

【出典】A：レインズデータ　B：各管理者（街路樹管理者）　C:各自治体(自治体の道路台帳)　D:国土数値情報

表 10　基本統計量／杉並区（分析２）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	6,142	11.27974	0.3518842	9.3147	14.31629
樹冠S20m	6,142	0.0477043	0.2131573	0	1
樹冠S20__100m	6,142	0.1180397	0.3226814	0	1
樹冠S100__300m	6,142	0.2297297	0.4206932	0	1
樹冠S300__500m	6,142	0.1639531	0.3702632	0	1
樹冠M20m	6,142	0.0718007	0.2581787	0	1
樹冠M20__100m	6,142	0.2014002	0.401079	0	1
樹冠M100__300m	6,142	0.3702377	0.4829076	0	1
樹冠M300__500m	6,142	0.2338001	0.423281	0	1
樹冠L20m	6,142	0.0325627	0.1775035	0	1
樹冠L20__100m	6,142	0.0708238	0.2565512	0	1
樹冠L100__300m	6,142	0.1499512	0.3570526	0	1
樹冠L300__500m	6,142	0.1805601	0.3846846	0	1
道路幅員	6,142	7.104319	7.580072	1.8	50
築年数	6,142	23.2999	13.1488	0	81
所在階	6,142	2.363562	1.608537	1	14
床面積	6,142	29.2522	14.58523	7	163
地上階層	6,142	3.718333	2.314005	1	16
建蔽率	6,142	61.80723	12.53648	30	80
容積率	6,142	208.3735	111.5734	60	600
最寄り駅までの距離	6,142	552.4786	313.8455	10.88105	1625.842

表 11　基本統計量／葛飾区（分析２）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	1,946	11.12386	0.29355	9.615806	12.61154
樹冠S20m	1,946	0.0215827	0.145354	0	1
樹冠S20__100m	1,946	0.1243577	0.330074	0	1
樹冠S100__300m	1,946	0.3514902	0.4775584	0	1
樹冠S300__500m	1,946	0.3540596	0.4783503	0	1
樹冠M20m	1,946	0.1428571	0.3500171	0	1
樹冠M20__100m	1,946	0.4655704	0.4989414	0	1
樹冠M100__300m	1,946	0.5996917	0.4900867	0	1
樹冠M300__500m	1,946	0.303186	0.4597531	0	1
樹冠L20m	1,946	0.0174717	0.1310546	0	1
樹冠L20__100m	1,946	0.0832477	0.2763272	0	1
樹冠L100__300m	1,946	0.4244604	0.4943879	0	1
樹冠L300__500m	1,946	0.2857143	0.4518701	0	1
道路幅員	1,946	7.533428	4.769829	1.81	26.4
築年数	1,946	21.05344	14.66424	0	66
所在階	1,946	2.409558	1.708979	1	27
床面積	1,946	31.6141	14.51269	8.26	174.26
地上階層	1,946	3.82631	2.49063	1	37
建蔽率	1,946	63.40185	8.642567	50	80
容積率	1,946	249.2549	94.92635	150	500
最寄り駅までの距離	1,946	561.7895	378.0843	22.42855	2449.979

⑶　分析３

分析３では、街路樹路線の一定区間における植替えの影響を推計する。対象は、2011～2015 年の間に植替えが実施された路線のうち、植替え前の既存街路樹の樹冠の大きさをGoogle ストリートビューにおいて確認できた路線である。具体的には井の頭通り（杉並区）、川の手通り（葛飾区）及び蔵前橋通り（葛飾区）の３路線の一部とした。植替え前後の住宅賃料を比較するために、2010 年と 2016 年のレインズデータを使用し、対象路線から 500m 以内のデータを抽出しサンプルとした。対象路線からの距離を示すダミー変数の作成方法は分析２で用いた方法と同様である（4.4 説明変数の作成　〈街路樹路線からの距離〉と同様）。作成したダミー変数と 2016 年のデータであることを示す年次ダミーの交差項を作成することにより、2010 年と 2016 年の住宅賃料の推移を観察する。

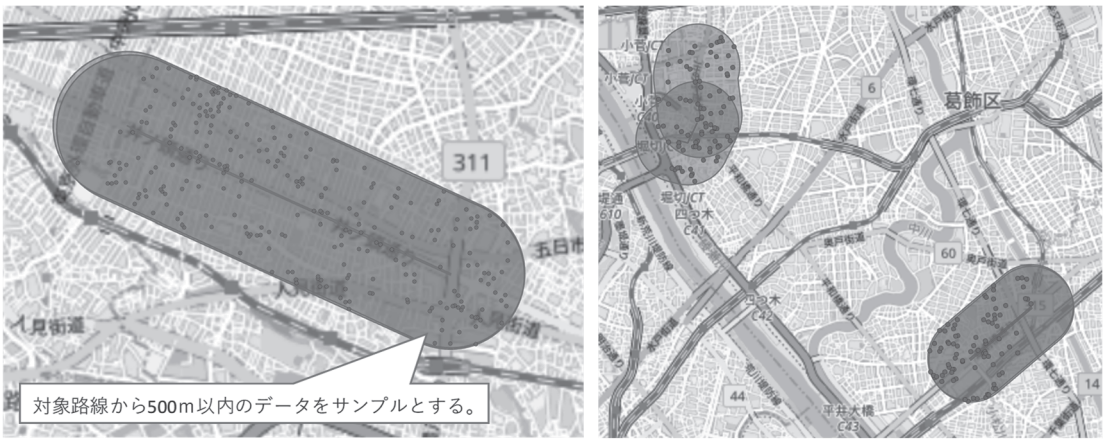


図 14　データの整理（分析３）

推計式３

log 成約賃料価格　＝　$\beta_0+\beta_1$（年次 2016）
$+\beta_{(2\sim4)}$（植替え路線（20m・20～100m・100～300m））
$+\beta_{(5\sim7)}$（植替え路線（20m・20～100m・100～300m）×2016）
$+\beta_8$（道路幅員）$+\beta_9$（築年数）$+\beta_{10}$（所在階）$+\beta_{11}$（床面積）
$+\beta_{12}$（地上階層）$+\beta_{13}$（最寄駅までの距離）
$+\beta_{(14\sim)}$（各町丁目ダミー）$+\epsilon$

表 12　使用する変数の説明と出典（分析３）

変数名	説明	出典
log成約賃料価格	成約賃料価格の対数	A
年次2016	2016年度のデータであれば 1とするダミー	A
植替え路線20m	物件が植替え路線から20m以内にあれば1とするダミー	B
植替え路線20__100m	物件が植替え路線から20～100mにあれば1とするダミー	B
植替え路線100__300m	物件が植替え路線から100～300mにあれば1とするダミー	B
植替え路線20m×2016	植替え路線20mと年次2016の交差項	B
植替え路線20__100m×2016	植替え路線20__100mと年次2016の交差項	B
植替え路線100__300m×2016	植替え路線100__300mと年次2016の交差項	B
道路幅員	物件が面している道路の道路幅員（m）	C
築年数	物件の築年数（年）	A
所在階	物件の所在階（階）	A
床面積	使用部分の床面積（㎡）	A
地上階層	建物の地上階層（何階建てか）（階）	A
最寄り駅までの距離	物件の最寄り駅までの直線距離（m）	D

【出典】A：レインズデータ　B：各管理者（街路樹管理者）　C:各自治体（自治体の道路台帳）　D:国土数値情報

表 13　基本統計量／杉並区（分析３）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	559	11.34281	0.3520832	10.57132	12.46844
年次2016	559	0.588551	0.492537	0	1
植替え路線20m	559	0.0697674	0.2549829	0	1
植替え路線20__100m	559	0.0751342	0.2638438	0	1
植替え路線100__300m	559	0.4221825	0.4943497	0	1
植替え路線20m×2016	559	0.0518784	0.22198	0	1
植替え路線20__100m×2016	559	0.0483005	0.2145926	0	1
植替え路線100__300m×2016	559	0.234347	0.4239694	0	1
道路幅員	559	6.929374	5.375623	2	25
築年数	559	22.47227	10.53049	3	51
所在階	559	2.36136	1.744939	1	11
床面積	559	32.94454	15.43104	13	98
地上階層	559	3.658318	2.756465	1	14
最寄り駅までの距離	559	688.1463	230.7228	150.4846	1246.136

表 14　基本統計量／葛飾区（分析３）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
log成約賃料価格	383	11.13379	0.2980028	10.12663	13.35348
年次2016	383	0.6605744	0.4741337	0	1
植替え路線20m	383	0.0287206	0.1672387	0	1
植替え路線20__100m	383	0.1879896	0.3912149	0	1
植替え路線100__300m	383	0.383812	0.4869491	0	1
植替え路線20m×2016	383	0.0261097	0.15967	0	1
植替え路線20__100m×2016	383	0.1227154	0.3285394	0	1
植替え路線100__300m×2016	383	0.2454308	0.4309052	0	1
道路幅員	383	6.784726	4.121566	1.82	25
築年数	383	22.32376	12.50025	4	66
所在階	383	2.29765	1.548575	1	13
床面積	383	31.64601	13.93506	11.55	75.53
地上階層	383	3.548303	2.273715	1	14
最寄り駅までの距離	383	666.3763	354.7931	29.39238	1440.867

4.5 推計結果と考察

4.5.1 分析 1 の推計結果と考察

分析 1 の推計結果は表 15 の通りである。街路樹の管理状況（樹冠サイズ）については、S と L に着目し考察を進める。分析結果の解釈を容易にするために、ダミー（接道（樹冠○））の係数を切片、交差項（接道（樹冠○）×道路幅員）の係数を傾きとするグラフ（図 15・16）を作成し考察する。

グラフの右側の着色部分は現況の道路幅員の最大値（杉並区内 50m、葛飾区内 26m）を示しており、左側の着色部分は街路樹路線に管理上最低限求められる道路幅員[30]として 10m以下の部分を示している。すなわち、着色部分の道路幅員は現実的に街路樹路線になり得ないものとして、考察の対象から除外する。

街路樹がない場合、両区とも道路幅員の増加と共に係数（住宅賃料）が増加傾向にあることが分かる。逆に街路樹がある場合（樹冠 S・L）は、道路幅員の増加と共に係数が減少傾向にあることが分かる。これは、街路樹の存在により歩道有効幅員の減少、道路標識の視認性の低下等の道路機能の低下が見込まれることが要因と考える。

杉並区のグラフを見ると、幅員の広い道路（30m以上）においては街路樹がない方が好まれる傾向にあるのが分かる[31]。幅員の広い道路において街路樹がない方が好まれる理由としては、道路幅員が広くなるにつれて落葉量の多い樹種が植樹される可能性が増えることが要因だと考える。街路樹管理者は植樹する樹種の選択を行っており、道路幅員が広いとケヤキやイチョウといった落葉量の多い高木を植えることが可能になる。対して、道路幅員が狭い場合は、ヤマモモやハナミズキといった管理が比較的容易な樹種を植えざるを得ない。沿道住民としては、落葉による負の影響を被るリスクが増えるため、街路樹がない方が好まれる結果になったと考える。幅員 30m未満の道路においては、樹冠 S が低水準であることから、街路樹の管理状況によっては街路樹がない方が好まれることが分かる。なお、本分析で示された街路樹の有無による住宅賃料への影響（樹冠 L と街路樹なしの差）は最大でも杉並区で 12%（幅員 10m）、最小では 0%（幅員 30m）となっており、路線によっては影響がないことが分かる。

葛飾区において、樹冠 S の方が樹冠 L よりも好まれる結果となっており、杉並区の結果と対照的であるが、全体的なグラフの形状は酷似している。自治体の特性や街路樹周辺の環境の違いにより、樹冠の大きさによる差において異なる結果が生じたが、分析 1 の本旨であ

---

[30] 街路樹を設ける場合、通常、植樹帯または植栽マスが必要になり、それらは歩道に配されるのが一般的である。研究対象の杉並区・葛飾区の街路樹路線の道路幅員を調査したところ、稀に 10m以下の道路幅員である場合もあるが、大多数が 10m以上の道路幅員を有していることから筆者が設定した数値である。

[31] 葛飾区においても同様の傾向はあるものの、着色部分内の現実的に存在しない道路幅員で起きている。

る街路樹の有無の差は示せていると考える。

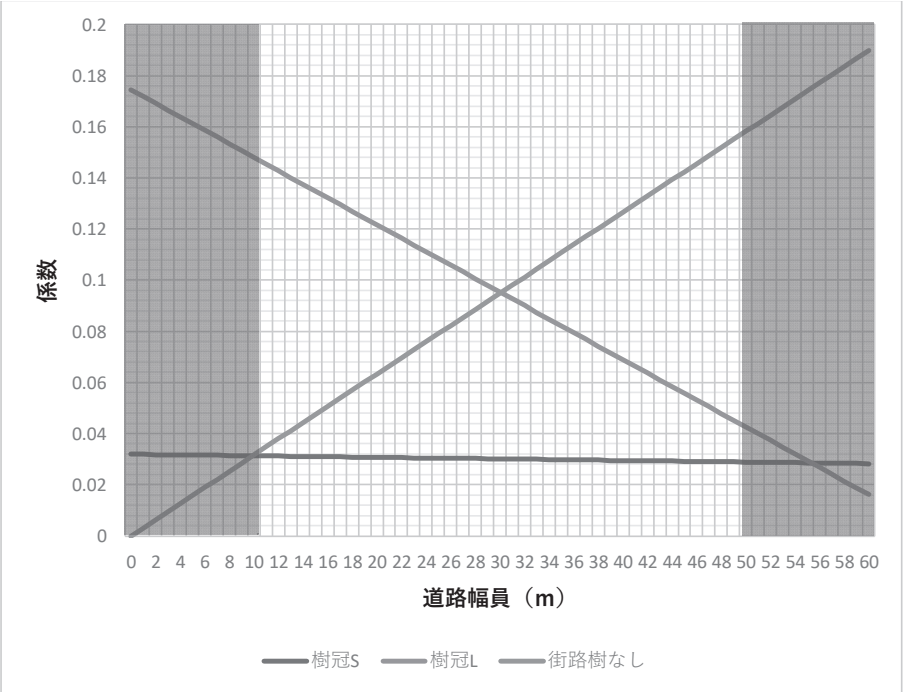


図 15　分析 1 推計結果（杉並区）

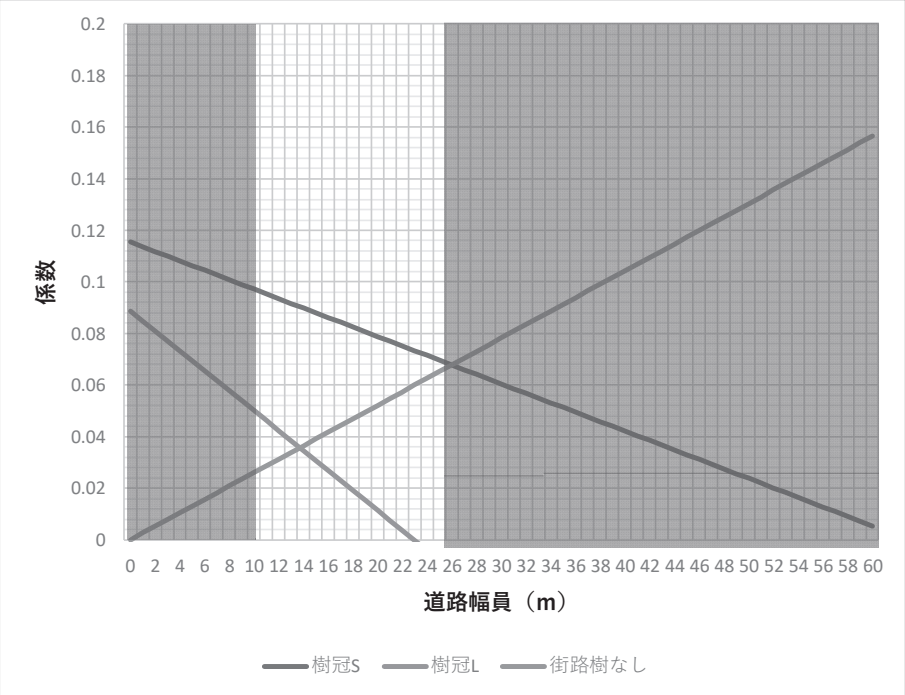


図 16　分析 1 推計結果（葛飾区）

表 15　推計結果（分析 1 ）

被説明変数	杉並区 log成約賃料価格	葛飾区 log成約賃料価格
接道（樹冠S）	0.0327	0.115*
	(0.0417)	(0.0674)
接道（樹冠M）	0.0832***	0.0445**
	(0.0281)	(0.0206)
接道（樹冠L）	0.174***	0.0887
	(0.0370)	(0.0583)
道路幅員	0.00317***	0.00260***
	(0.00109)	(0.000995)
道路幅員×接道（樹冠S）	-0.00326	-0.00444
	(0.00207)	(0.00393)
道路幅員×接道（樹冠M）	-0.00680***	-0.00376**
	(0.00167)	(0.00169)
道路幅員×接道（樹冠L）	-0.00582***	-0.00647*
	(0.00152)	(0.00358)
築年数	-0.00756***	-0.00809***
	(0.000142)	(0.000187)
所在階	0.0109***	0.00924***
	(0.00154)	(0.00207)
床面積	0.0204***	0.0174***
	(0.000132)	(0.000191)
地上階層	0.0104***	0.00656***
	(0.00140)	(0.00169)
建蔽率	-0.000685**	0.00107*
	(0.000336)	(0.000625)
容積率	7.85e-05*	-0.000129**
	(4.20e-05)	(6.40e-05)
最寄り駅までの距離	-9.01e-05***	-6.74e-05***
	(1.23e-05)	(2.18e-05)
定数項	10.97***	10.46***
	(0.0356)	(0.123)
※町丁目ダミー省略		
観測数	6,142	1,946
決定係数	0.859	0.891

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は杉並区2018年、葛飾区2020年である。

4.5.2 分析 2 の推計結果と考察

分析 2 の推計結果は表 16 の通りである。分析 1 と同様に樹冠サイズ S と L に着目すると、葛飾区の樹冠 L において統計的に有意な結果が得られていない。よって考察としては、⑴　街路樹管理の違いが広域範囲に影響を与えているかどうか、⑵　葛飾区の樹冠 L において統計的に有意な結果が得られなかった理由、以上二点について述べる。

⑴　街路樹管理の違いが広域範囲に影響を与えているかに関する考察

樹冠 S・L の結果のうち統計的に有意となった結果を散布図上に展開した図 17 をもとに考察する。

樹冠 S・L 共に統計的に有意な結果が得られた杉並区の結果に着目すると、樹冠 L ではプラス、樹冠 S ではマイナスの結果を示しており、その点において仮説通りとなっている。距離ごとの係数を比較すると、どの路線の結果においても街路樹路線から 20m未満の近接地が最も住宅賃料が大きくなり、20m以上離れると大きく減衰していることが分かる。そこで、20m未満の近接地と、20m以上の広域地とで分けて考察する。

本来、街路樹路線から 20m未満の近接地では落葉や虫害等の負の効果が多くなり、賃料の低下が考えられるが、逆の現象が起きていることが分かる。このような結果となった要因としては、「街路樹の効果」を推計する上で、「道路機能」の効果を排除しきれていないことが要因として考えられる。研究対象としている杉並区、葛飾区における街路樹管理者はいずれも道路管理者を兼ねており、街路樹の管理方針に道路管理者としての意思決定が反映されていると思われる[32]。

本研究においては、説明変数として「道路幅員」を加えることにより、道路機能のコントロールを試みている。しかし、変数（道路幅員）を除いた推計結果と比較してみると、その結果にほとんど影響がないことが分かる（図 18)。したがって、道路機能のコントロールが充分にできておらず、近接地において街路樹ではなく、道路機能の効果[33]が表れ、住宅賃料を押し上げる結果になったと考える。

20m以上の広域地について考えると、樹冠 L と S とで推計結果に差が確認できるものの、距離ごとの係数の比較においてはいずれの結果も ±0.02～0.04 で推移しており、距離による影響力の差が大きくないことが分かる。したがって、街路樹による効果は路線沿道に位置していない物件においては、効果がほとんどないと言える。沿道物件における評価は、分析２の手法では道路機能との区別が困難であったため、分析 1 の手法で判断する必要がある。

---

[32] 第２章　2.2 街路樹管理者へのアンケート及びヒアリング調査　において、「車道や歩道での円滑で安全な交通が最優先される事項」とのヒアリング結果がある。

[33] 街路樹路線においては、植樹帯や歩道の整備が伴うことから、おおよそ 10m程度の幅員は最低限必要になる。すなわち、街路樹路線は一般的な街路を形成している 4mや 6mという幅員よりも広く、街路樹路線に面していれば必ず道路幅員が広いという効果により、20m未満の近接地で住宅賃料が高まっている可能性がある。

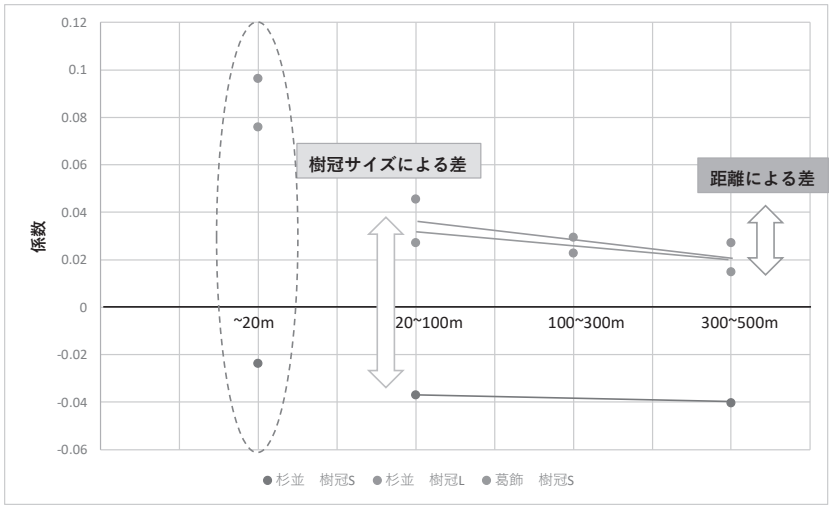


図 17　分析 2 推計結果の整理

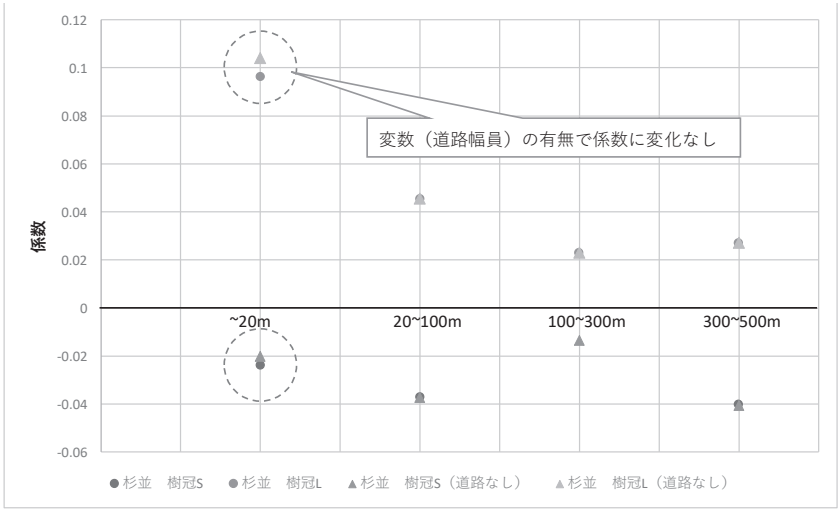


図 18　道路機能のコントロールに関しての整理

⑵　葛飾区の樹冠Ｌにおいて統計的に有意な結果が得られなかった理由に関する考察

葛飾区の樹冠 Ｌ において統計的に有意な結果が得られなかった理由としては、街路樹の分布による影響、樹冠 Ｌ を構成している樹種による影響の二点が考えられる。杉並区において樹冠Ｓ・Ｌ共に統計的に有意な結果が得られているため、杉並区の状況と比較し考察する。

まず街路樹の分布による影響について考える。杉並区は街路樹の整備されていない地域も点在しており、区内の主要な街路樹は都道のような幹線道路か区の管理する河川敷や緑道の緑化が中心に整備されており、街路樹路線ごとの整備区間は長いが、総量は少ない。他方、葛飾区は幹線道路や区内に複数整備されている桜並木を中心とした整備であるが、細かい街路に対して比較的管理しやすいヤマモモやハナミズキを多数設けており、区内全域に街路樹路線が張り巡らされている。以上の両区の違いを踏まえ考察すると、杉並区では街路樹量が少なく希少であるため、街路樹がもたらす美しい景観（正の外部性）の作用を強く受け、樹冠Ｌがプラスに、樹冠Ｓがマイナスに賃料が反応するが、葛飾区では街路樹が区内全域に広がっていることにより街路樹の景観への作用が弱く、樹冠 Ｌ が有意にならなかったのだと考える。

続いて、樹冠Ｌを構成している樹種による影響について考える。両区の樹冠Ｌにおける樹種の比率を比較すると図 19 のようになる。

両区の樹冠 Ｌ を構成する樹種は杉並区ではケヤキ、葛飾区ではサクラが多くの割合を占めている。特に葛飾区におけるサクラはＬ全体の 80%に及ぶ。サクラ類には 600 種に近い昆虫が集まると言われており、一般的にその虫害の印象が強い。また、寿命が 50～60 年程度と短く、葛飾区のサクラの殆どは植樹後 40 年程度が経過している状況である。葛飾区では区内の約 2,000 本のサクラの更新計画を実施中であるものの、更新が未だの樹木が多く残っている。

以上より、葛飾区においてサクラの劣化や負の効果により樹冠 Ｌ 路線＝サクラ路線への選好が下がり（影響力が低下し)、統計的に有意な結果が得られなかったのではないかと考える。

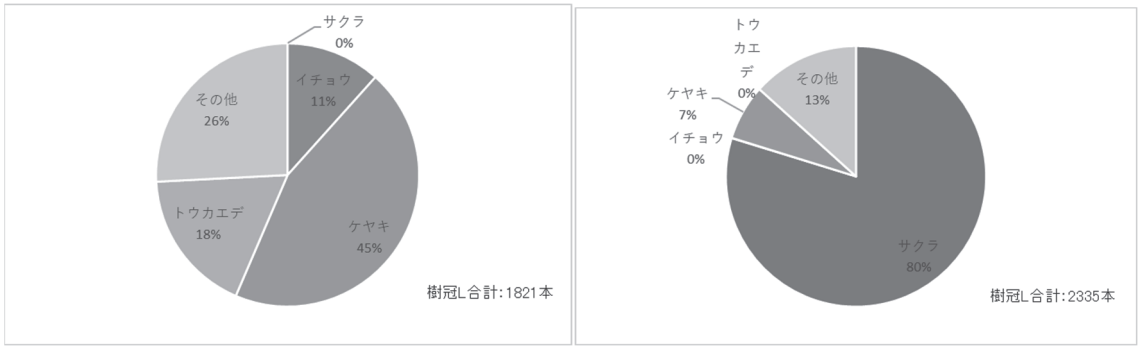


図 19　樹冠Ｌ街路樹の樹種別比率（左：杉並区　右：葛飾区）

表 16　推計結果（分析２）

被説明変数	杉並区 log成約賃料価格	葛飾区 log成約賃料価格
樹冠S20m	-0.0231*	0.0758***
	(0.0128)	(0.0224)
樹冠S20__100m	-0.0371***	0.0269**
	(0.00985)	(0.0115)
樹冠S100__300m	-0.0129	0.0295***
	(0.00864)	(0.0104)
樹冠S300__500m	-0.0403***	0.0148*
	(0.00758)	(0.00834)
樹冠M20m	-0.0237**	0.00610
	(0.0119)	(0.0106)
樹冠M20__100m	-0.00578	-0.0175**
	(0.0101)	(0.00860)
樹冠M100__300m	-0.00663	-0.0159*
	(0.00917)	(0.00869)
樹冠M300__500m	-0.00278	-0.00760
	(0.00802)	(0.00723)
樹冠L20m	0.0960***	0.0203
	(0.0150)	(0.0232)
樹冠L20__100m	0.0449***	-0.00491
	(0.0105)	(0.0145)
樹冠L100__300m	0.0229***	-0.00628
	(0.00798)	(0.0112)
樹冠L300__500m	0.0269***	-0.00787
	(0.00671)	(0.00997)
道路幅員	0.000556*	0.00104
	(0.000333)	(0.000731)
築年数	-0.00748***	-0.00814***
	(0.000142)	(0.000188)
所在階	0.0105***	0.00875***
	(0.00154)	(0.00205)
床面積	0.0205***	0.0174***
	(0.000132)	(0.000192)
地上階層	0.0116***	0.00701***
	(0.00140)	(0.00167)
建蔽率	-0.000469	0.00140**
	(0.000337)	(0.000607)
容積率	2.33e-05	-0.000194***
	(4.33e-05)	(6.40e-05)
最寄り駅までの距離	-0.000106***	-8.33e-05***
	(1.28e-05)	(2.21e-05)
定数項	11.02***	10.49***
	(0.0377)	(0.122)
※町丁目ダミー省略		
観測数	6,142	1,946
決定係数	0.860	0.892

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は杉並区2018年、葛飾区2020年である。

4.5.3 分析 3 の推計結果と考察

分析 3 の推計結果は表 17 の通りである。統計的に有意になった結果を比較すると杉並区の対象路線から 100～300ｍの位置に属する物件において、植替え前（2010 年）は符号がマイナスであったが、植替え後（2016 年）にはプラスに転じていることがわかる。しかし分析 2 より、街路樹の効果は広域地への影響が小さいという結果を示しており、この結果が植替え政策の効果を示していると断定できない。また、20ｍ未満の近接地においてはいずれの結果も有意な結果を示せていない。20ｍ未満の説明変数のサンプル数が杉並区では 29、葛飾区では 10 と非常に少ないことから有意な結果が表れなかったと考えられる。

表 17　推計結果（分析 3）

	杉並区	葛飾区
被説明変数	log成約賃料価格	log成約賃料価格
年次2016	-0.0847***	-0.111***
	(0.0134)	(0.0289)
植替え路線20m	-0.0650	0.0388
	(0.0397)	(0.166)
植替え路線20__100m	-0.0474	-0.0387
	(0.0317)	(0.0457)
植替え路線100__300m	-0.0662***	-0.0268
	(0.0166)	(0.0374)
植替え路線20m × 2016	0.0204	-0.0816
	(0.0406)	(0.180)
植替え路線20__100m×2016	-0.000861	0.102**
	(0.0357)	(0.0509)
植替え路線100__300m×2016	0.0421**	0.0651
	(0.0200)	(0.0405)
道路幅員	0.00284***	0.00105
	(0.00106)	(0.00252)
築年数	-0.00716***	-0.00701***
	(0.000430)	(0.000733)
所在階	0.0190***	0.0154**
	(0.00379)	(0.00723)
床面積	0.0203***	0.0162***
	(0.000331)	(0.000706)
地上階層	-0.00241	0.000746
	(0.00300)	(0.00569)
最寄り駅までの距離	1.05e-05	9.72e-05
	(4.13e-05)	(7.94e-05)
定数項	10.80***	10.83***
	(0.0574)	(0.165)
※町丁目ダミー省略		
観測数	559	383
決定係数	0.924	0.751

()の数値は標準誤差 有意水準は *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 である。
各区の年次は2010年、2016年である。

第５章　まとめ

5.1 政策提言

前章の分析・考察を踏まえ街路樹管理者に対し政策を提言する。

⑴ 街路樹政策の見直し

劣化した街路樹を撤去した際の街路樹管理者の選択肢としては、植替えるという選択肢が無難で選択しやすい考えであると思われる。しかし実証分析の結果より、沿道住民にとって、管理の内容によっては寧ろ街路樹が無い方が良いという路線も存在することが分かった。そのため、街路樹が無い方が好まれる路線を見極め、管理する街路樹を厳選し、厳選した街路樹を丁寧に管理することを促進するべきである。街路樹の更新を図る際は、その路線には街路樹が求められているのか否かを調査・分析し決定することにより、効率的に沿道に便益を享受することができる。なお、路線によっては街路樹の有無による影響が小さい可能性があるため、調査に要する費用と得られる便益を比較し実行する必要がある。

⑵ 街路樹管理マニュアルの作成、更新

本研究では杉並区と葛飾区における街路樹の影響を分析したが、街路樹の量や質、地域性や道路機能等の様々な要因により、街路樹の与える影響は異なる結果となった。すなわち、街路樹管理マニュアル作成時には街路樹の与える影響を正しく把握して作成するべきである。更新に際しては、街路樹の与える影響は街の変化に合わせ流動的であるため、マニュアル作成後もモニタリングを継続的に実施し、微調整することが重要である。

また、多くの自治体が各々の街路樹管理マニュアルを作成していない。地域ごとの統一的な街路樹の管理方針を示す意味で早急に作成する必要があると考える。

⑶ 計画的な街路樹の植替え

葛飾区では既に実践しているが、街路樹の計画的な植替えを検討するべきである。葛飾区へのヒアリングによると、サクラの推定寿命から逆算し、植樹後 40 年程度経過した段階で徐々に更新を図っている。樹種、街路樹周辺環境等の様々な要因により劣化の度合いは異なるが、台風や突風による倒木等の予測できるリスクを未然に抑制するためにも、数年後を見据えた計画が必要になる。1984 年の「東京都緑の倍増計画」より 30 年以上が経過し、植樹後 40 年程度の街路樹が多く存在する今だからこそ、計画性のある街路樹政策が求められる。

⑷ 街路樹データの整理

本研究を進めるにあたり、関東近郊の主要市区の街路樹管理者に電子データ（GIS）を業務に活用しているか確認したが、確認した 26 管理者のうち GIS を活用していると答えたの

は 4 管理者（15.3%）であった。GIS を活用していない管理者は紙の道路台帳への書き込みや、Excel の表を使った管理方法がとられていたが、GIS を用いれば道路台帳を取り込み、台帳上で表を展開することができ、今回資料提供を受けた杉並区や葛飾区のデータは明瞭に整理されていた。街路樹についてのデータは、樹種、樹高、樹冠や幹回りの樹の基本情報だけでなく植樹時期、街路樹診断情報、植樹マスの大きさなど様々な関連データと紐付けて、GIS データとして整理し、一元的に管理をしていくことが大切である。

街路樹データの整理によって、維持管理業務が円滑になることはもちろん、街路樹の効果について分析・政策検証に活用が可能となり、街路樹に関する研究が進展すると思われる。

5.2 今後の課題

本研究における今後の課題として二点挙げる。

⑴ 内生性の存在

街路樹の管理状況を決定する上で、地価やその街の特性が干渉している可能性が排除しきれていない。そのため、それらの要素が実証分析の結果に影響を与える可能性がある。本研究では道路管理者の意思決定が影響していると考え、道路幅員を変数に用いたが、地域ブランドや地区計画等他の要素が街路樹管理に影響を与えていることも考えられるため、今後の研究においては考慮する必要がある。

⑵ 管理部局による違い・管理者による違い

本研究で対象とした杉並区・葛飾区は区道・都道ともに管理者が道路部局であった。東京都に限っても、公園部局が管理している自治体もあるため、道路交通に対する考え方等も異なり分析結果が異なる可能性がある。

また本研究では行政区域間の違いを比較したが、同じ行政区域内であっても国道・都道・区道で管理者は異なる。各管理者は各々独自に管理している現状であり、管理者ごとの比較を行うことでより精度の高い研究が行えると思われる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、主査・副査の先生方をはじめ、まちづくりプログラムの関係教員の皆様から示唆に富んだ大変貴重なご意見をいただきました。ここに深く感謝申し上げます。

また、業務ご多忙にも関わらずアンケート・ヒアリング調査にご協力いただきました自治体の担当職員の皆様に心から感謝いたします。

さらに、本学にて研究の機会を与えて頂いた派遣元と、貴重な社会人学生としての一年間を共に過ごし、苦楽を共にした同期の皆様には改めて感謝申し上げます。最後に、日々献身的なサポートをしてくれた妻、家族に感謝申し上げます。

本研究は、東京大学 CSIS 共同研究（No.1136）の成果の一部で あることを申し添えます。なお、本稿における見解及び内容の誤り等については、全て筆者に帰するものです。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

・一般社団法人東京都造園緑化業協会「平成 30 年度版　東京都緑化白書」
・小川雄一（2013）『樹木医が教える緑化樹木辞典』誠文堂新光社
・社団法人日本造園建設業協会『街路樹剪定ハンドブック』
・淑敏・日置佳之・太田垣亮（2011）「熱画像を用いたケヤキの緑陰効果の評価」『日緑工誌』37(1)，245-248 頁
・谷田家菜（2021）「東京都心部の緑地及び緑化の外部性―「みどりの実態調査」における緑被地分布データを用いた分析―」『日本不動産学会誌』Vol.35，No.1, 118-126 頁
・中川雅之（2008）『公共経済学と都市政策』日本評論社
・中島直子（1993）「ガーデン・シティ政策からみたシンガポールの緑」『お茶の水地理』第 34 号，21-30 頁
・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論文集』457-462 頁
・藤井英二郎（2019）『街路樹が都市をつくる―東京五輪マラソンコースを歩いて』岩波書店
・藤井英二郎・海老澤清也・當内匡・水眞洋子著（2021）『街路樹は問いかける　温暖化に負けない〈緑〉のインフラ』岩波書店
・藤崎健一郎・津久井敦士・勝野武彦（2000）「剪定方法の異 なる街路樹 に対する住民意識の差異」『J. JILA』 63 (5)，679-682 頁
・松本晃子（2018）「東京郊外における緑地の類型別の地価に与える影響について」政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文



自治体の再分配政策について

～海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業を例に～

【要旨】

海老名市ではひとり親を対象とした家賃助成という再分配政策が実施されている。再分配政策における国と地方自体の役割分担の伝統的な議論では底辺への競争の懸念があるため国の役割とされる。しかし、役割分担については住民の地方自治体間の自由な移動が想定としてあるため現実的とは言えない。また、再分配政策の分類として個人再分配と集団再分配の２つに大別した場合、集団再分配は他の再分配政策と重複するなど極めて無駄の多い方法との考えもあるが、現実にこのような政策は海老名市以外の一部自治体でも行われている。

海老名市の家賃助成政策は制度開始から 40 年以上が経過している。政策対象の生活環境やニーズも制度開始時から変化しているため、改めて現在の家賃助成の有効性について政策評価を行う必要がある。ミクロ経済学によれば、効率化政策と再分配政策という２つの側面がある。これらはトレードオフの関係にあり、どのように比較衡量するかが政策の選択には重要になる。政策の有効性を判断するにあたり、それぞれの側面から評価基準を整理し、分析及び考察した。

効率化政策では自治体による介入の根拠はなかった。再分配政策では、政策介入が適切かどうかの判断基準は公平性によるところであるが、児童扶養手当制度に準じた問題及び困窮度に応じた分配に問題が生じていた。また、政策実施に伴う労働市場、賃貸市場への弊害は認められなかったものの、公平性を担保するための行政コストは生じており、総じて積極的に事業継続をすべきとは言い難い評価となった。

家賃助成には現物給付と現金給付がある。しかし、補助に当たっては、住宅に対する補助は必要であり、その他の財については補助すべきでないという正当性が必要である。家賃補助以外の補助の必要性については、まず実態を調査する必要があり、そのうえで、費用対効果の高い助成を検討すべきである。

ひとり親の相談事例からは、就労を継続できない者へのサポートや不登校児童を抱えることから安定した就労が困難な者へのサポートの必要性が確認された。

本研究の調査結果を踏まえ、現行の家賃助成に代えて、ひとり親への就労支援や児童支援として不登校対策の充実が必要であるとする政策提言を行った。

2022 年 2 月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU21704　遠藤　誉裕

目次

1　はじめに 149
2　海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業の概要について 150
3　政策評価について 151
　3．1　効率化政策としての家賃助成 151
　3．2　再分配政策としての家賃助成 152
　3．3　家賃助成の費用と弊害について 152
　3．4　家賃助成の方法について 153
4　検証及び調査結果 155
　4．1　賃貸市場における入居差別について 155
　4．2　公平性について 157
　4．2．1　家賃助成の対象者について 157
　4．2．2　児童扶養手当制度に準拠している問題について 158
　4．3　家賃助成の弊害と費用について 159
　4．3．1　就労インセンティブの阻害効果について 159
　4．3．2　賃貸市場への介入効果について 161
　4．3．3　自治体のモニタリングコストについて 162
　4．4　ひとり親の相談事例から見えるニーズ 165
5　政策提言 168
　5．1　就労支援について 168
　5．2　不登校対策について 172
6　おわりに 176
謝辞 176
参考・引用文献 177

1　はじめに

厚生労働省の国民生活基礎調査によると、2019(令和元)年 6 月 6 日現在における全国の世帯総数は 5178 万 5 千世帯となっている。世帯構造をみると、「単独世帯」が 1490 万 7 千世帯(全世帯の 28.8%)で最も多く、次いで「夫婦と未婚の子のみの世帯」が 1471 万 8 千世帯(同 28.4%)、「夫婦のみの世帯」が 1263 万 9 千世帯(同 24.4%)、「ひとり親と未婚の子のみの世帯」が 361 万 6 千世帯(同 7.0%)となっており、子育て世帯では 5 世帯に 1 世帯の割合がひとり親世帯となっている。また、各種世帯の 1 世帯当たり平均稼働所得金額をみると、「児童のいる世帯」が 686.8 万円、「母子世帯」では 231.1 万円となっている。[1]

ひとり親世帯でも母子世帯は父子世帯と比較し平均年間就労収入が著しく低い。2016 年に行った厚生労働省の調査によると、前者の平均年間就労収入が 200 万円であることに対し、後者は 398 万円と倍近い差が生じている。また、同じ就労形態であっても、母子世帯と父子世帯には隔たりがある。母子世帯では、調査対象となった 1,244 人中、正規の職員・従業員は 544 人で平均年間就労収入は 305 万円、パート・アルバイト等の非正規就労は 552 人で平均年間就労収入は 133 万円であった。一方の父子世帯では、調査対象となった 244 人中、正規の職員・従業員は 176 人で平均年間就労収入は 428 万円、パート・アルバイト等の非正規就労は 14 人で平均年間就労収入は 190 万円であった。また、仕事内容の面でも、専門的・技術的職業に就いている母子は 942 人中 250 人で約 26%、父子では 115 人中 43 人で約 37%となっており、母子世帯は専門的・技術的能力を要する職業に就くことが出来ず、就労収入も低い傾向となっていると考えられる。

また、生活の基盤となる住居の状況でも父子世帯と母子世帯には大きな差が存在する。調査対象となった母子家庭 2,060 世帯のうち持ち家は 720 世帯（35%）で、そのうち本人名義は 313 世帯（15.2%）であったのに対して、父子家庭では調査対象の総数 405 世帯のうち 276 世帯（68.1%）で、うち本人名義は 200 世帯（49.4%）であった。[2]

このようにひとり親世帯、特に母子世帯では収入が少なく、子育てと仕事の両立が難しく給与や待遇面が充実しておらず、生別世帯では養育費が支払われない等の問題により困窮していると思われる。国はこれらひとり親に対し児童扶養手当を支給することで福祉の増進を図っている。

こうした背景から、海老名市では一定条件を満たしたひとり親に対し市独自に家賃補助を行っている。その目的は家賃助成をすることにより、ひとり親の生活の安定と自立を支援し、福祉の増進を図るとしている[3]。1978 年(昭和 53)から行われている本政策は、対象者や助成額の細かな変更はあるものの、海老名市のひとり親世帯の生活の下支えとなって

---

[1] 厚生労働省「令和元年国民生活基礎調査の概況」

[2] 厚生労働省「平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査結果報告」

[3] 海老名市ひとり親家庭等家賃助成要綱

きた。しかしながら、制度発足から40年以上が経過し、制度開始当初と現在では対象者を取り巻く環境やニーズは大きく変化している。現行制度の有効性について政策評価を行い、現在の環境やニーズに即した形でしかるべき改善を行うことは重要な政策課題であると言える。

本研究は、海老名市独自のひとり親世帯への家賃助成制度について、事業実施における効率性や公平性等の視点から政策評価を行った。分析の結果、事業を積極的に継続すべきとは言い難く、家賃助成とは異なるアプローチで支援することが有効であるという結論を得た。最後に、本研究の調査結果を踏まえ、現行の家賃助成に代えて、ひとり親への就労支援や児童支援として不登校対策の充実が必要であるとする政策提言を行った。

2　海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業の概要について

海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業（以下「家賃助成」という。）は1978年(昭和53)から実施されている事業で国や県からの補助のない自治体独自の政策として行われている。現在はひとり親家庭等の生活の安定と自立を支援し、福祉の増進を図ることを目的としている。2021年度の事業では対象は母子家庭、父子家庭等のひとり親を対象として以下の6つの条件を満たした者が家賃助成を受給できる。

・海老名市に現に居住している者
・居住する民間賃貸住宅の賃借料を月額7,000円以上支払っている者。ただし、当該住宅の賃貸人が対象者と同居している親族（2親等以内）である場合を除く
・海老名市ひとり親家庭等の医療費助成に関する条例第4条に規定する所得の制限に該当しない者
・家賃助成以外の市の家賃補助を受けていない者
・対象者と同居する者が、家賃助成以外の市の家賃補助を受けていないこと
・生活保護法（昭和２５年法律第１４４号）による保護を受けている者は対象者としない[4]。

2017（H29）年度までは予算科目が「補助金」として管理され、対象者は毎年申請し、その申請に対して補助金を支払う方式だったが、2018（H30）年度からは予算科目を「扶助費」へ変更し、その他にも以下の事項が変更された。給付実績は表1のとおりで、2022（R3）年度は助成額が5,000円に減額されている。

・新規申請の翌年以降は現況届で資格確認を行う。
・支払は年3回（1･5･9月）
・公営住宅居住者を対象から除外
・児童年齢制限も20歳から18歳へ変更
・家賃下限条件（20,000円）を廃止

[4] 3と同じ。

・家賃額階層ごとの段階的な支給金額（表２）から一律 7,000 円の支給へ変更

表１　家賃助成給付実績

年度	執行額（円）	対象者数	助成額
2016（H28）	20,994,000	272	表２の支給金額
2017（H29）	20,380,000	274	表２の支給金額
2018（H30）	16,471,000[5]	270	7,000 円
2019（R1）	22,505,000	274	7,000 円
2020（R2）	23,107,000	269	7,000 円

表２　家賃額階層ごとの段階的な支給金額

家賃額（月額）	助成額（月額）
20,001～23,000 円	3,000 円
23,001～24,000 円	4,000 円
24,001～25,000 円	5,000 円
25,001～26,000 円	6,000 円
26,001～27,000 円	7,000 円

３　政策評価について

海老名市の家賃助成事業は、市内の公営住宅が県内他市町村と比べても少ないことから、生活の基盤となる住居への補助が始まり今日に至ると考えられる。しかしながら、制度開始から 40 年以上が経過し政策の対象者の生活環境、困窮状況も変化したと考えられるため、改めて現在の家賃助成の有効性について政策評価を行う必要がある。

ミクロ経済学によれば、家賃助成には効率化政策と再分配政策という２つの側面がある。効率化政策とは、市場の失敗を取り除くことで市場の効率化を図るための政策である。再分配政策とは、著しい不平等が生じた場合に、政府がその解消のために行う政策である。以下では、家賃助成制度のそれぞれの側面について整理し、政策の有効性を判断するうえでの評価基準について述べる。

３．１　効率化政策としての家賃助成

家賃助成制度は、賃貸市場において深刻な情報の非対称性が存在する場合、市場の効率化に役立つ可能性がある。多くの場合、賃貸人の所得水準や支払い能力について、家主と

[5] 2018（H30）年度は支払い方法が変更となり 1～3 月分の支給が翌年度支払いとなったため執行額が前年度に比べ少なくなっている。

賃貸人の間には情報の非対称性が存在する。取引前における当事者間の情報の非対称性がもたらす問題は逆選択と呼ばれ、円滑な取引の阻害や良質な財・サービスの供給阻害といった問題が起きるとされる。賃貸市場での逆選択がもたらす最大の問題として、家主による入居差別が挙げられる。家主がひとり親世帯とは低所得であり安定した職に就いていない人々であると判断し、毎月きちんと家賃が支払われない可能性を考慮して入居を拒否するようなことがあれば、ひとり親の中でも安定した職に就き、安定した収入がある世帯も市場から排除されることになり、非効率を招くことになる。もし賃貸市場においてひとり親世帯への入居差別が起きているようであれば、政府による家賃助成は家主による入居差別を緩和し市場の効率性を高める効果がある。

３．２　再分配政策としての家賃助成

著しい不平等が生じた際に、所得の再分配政策を行いそれを是正することも政府の役割である。海老名市の家賃助成の対象は経済的に困窮していると考えられるひとり親世帯であることから、家賃助成制度には所得再分配政策という一面もある。

再分配政策による政策介入が適切かどうかの判断基準は公平性である。駒村ほか(2015)によると、公平性については人々の価値観に依存する難しい問題であり、効率性とはトレードオフの関係にある。トレードオフをどのように比較衡量するかが政策の選択には重要になるとしている。税制の公平を評価する方法の一つに応能原則がある。これはどれだけの負担ができるかに応じて課税されるべきというものである。家賃助成に置き換えて考えると、どれだけ困窮しているかに応じてどのくらい助成されるべきと考えられる。これを実現するには助成対象者の困窮の程度を把握する必要がある。

八田（2008）によると、所得再分配の方法には個々人の生活水準を基準とした個人への再分配と個人の生活水準以外の基準に基づく集団への再分配に分けられる。集団再分配政策の弱点は世の中で最も貧しい人たちだけに集中的に再分配する機能がなく、最も豊か人だけに負担を求める機能もないこと、個人再分配と比べて費用対効果が小さい方式であること、又同じ生活水準の人に等しい恩恵をもたらさないという問題があるとしている。

海老名市の家賃助成は、ひとり親のうち持ち家居住者と賃貸居住者の生活水準が同じであっても、賃貸居住者は一律に困窮している者とみなされ、助成対象としていることから集団再分配の一面を持っていると考えられる。

また、八田（2008）は集団再分配政策には無駄が多く、非効率でもあり、貧しい人を選別し、それらの人に集中的に再分配する個人再分配方式は、機会の均等化をより有効に達成することができるとしている。目指すべき方式は個人再分配であるといえよう。

３．３　家賃助成の費用と弊害について

家賃助成政策を実施するための費用には、助成金額に加えて政策実施に伴う様々な弊害も含まれる。しばしば、政策によって人々のインセンティブが変化し、意図せざる結果を

もたらすことがある。このため、これらの費用を考慮したうえで、政策が政策目的を効果的に達成できているか検証する必要がある。

家賃助成制度を導入することの費用として、第一に就労インセンティブの阻害が考えられる。家賃助成の受給条件に所得制限が設けられていることから、その制限水準を超えて所得を得ようというインセンティブを阻害する。結果として、仮に家賃助成制度がなければ供給されていたであろう労働力が失われ、市場の効率性が損なわれる可能性がある。[6]

第二に、家賃助成は賃貸市場における特定物件の賃料を引き上げてしまう可能性がある。助成を受けたひとり親世帯の賃貸需要が増加するため、政策によりひとり親が良く利用する間取りの賃貸物件では、家賃助成のない市町村と比べて賃料が上昇するといった賃貸市場への影響が考えられる。市場の失敗がないにも関わらず、家賃助成が賃料を引き上げていた場合、家賃助成によって市場の効率性が妨げられているとみなすことができる。

第三に、行政側のモニタリングコストが挙げられる。現実では、本来受給対象ではないひとり親世帯が、情報を秘匿し不正に家賃助成を受給するケースもある。こうした不正受給が出来きてしまう制度では公平性が担保されない。行政は、様々な方法で不正受給が起こらないようモニタリングを実施しているが、このモニタリングにかかる行政職員のマンパワーも家賃助成政策を実施する上での費用であるとみなすことができよう。そのため、どの程度の自治体のモニタリングコストがかかっているのかも重要な政策評価の論点である。

3．4　家賃助成の方法について

家賃助成の方法には現物給付（公営住宅の供給）と現金給付（バウチャーを含む）がある。ひとり親における現物給付と現金給付の長所と短所を表3にまとめた。現物給付には、提供される公営住宅が低質であると、本当に必要な消費者しか利用しないため不正が起きないと考えられる。一方で公営住宅よりも低水準の家に住むことによって節約できる可能性を奪ってしまうことは非効率でもある。現金給付であればこの非効率は解消される。しかし、仮に節約したお金をその他の財に充てることは、納税者の理解が得られにくい。また、消費者が合理的な判断ができずに補助の全額を他の用途に使ってしまうことも考えられる。現金給付は現物給付に比べると効率の良い給付方法ではあるが、モラルハザードを防ぐ制度設計が重要となる。

また、金本(1993)によれば、公営住宅では所得制限は存在するが、大都市圏では倍率が

---

[6] 実際には家賃助成の受給条件は児童扶養手当(令和2年度の児童1人のとき全部支給：43,160円、一部支給：10,180～43,150円)や、ひとり親医療費助成(保険適用自己負担分を全額公費負担)、JR通勤定期の割引(3割引)、就学援助等のそのほかの公的サービスの受給条件と重複している。このため、家賃助成受給のための所得制限を超えないことで、ひとり親世帯は、それらのその他公的サービスも受けることができる。

高く、くじ引きが行われ、入居できなかった人々の中に入居できた人よりも所得が低い人が存在することから不平等が発生している。このため、現物給付では同程度に貧しい人々は同じ額の補所を受けるべきという水平的公平性の原則が達成されていないとしている。現金給付の方が無駄の少ない方法と考えられるが、公平性の観点から対象者はひとり親だけで良いのか、適切な資源配分となる給付額はどのように設定するのかといったことは課題となる。また、金本(1993)は公共政策の内なぜ住宅に補助し、その他の財については補助すべきでないのか説明できなければ、家賃助成を正当化できないとしている。

ひとり親世帯への家賃以外の補助については、実態を調査し、費用対効果の高い助成を検討する必要がある。現行の家賃以外の補助方法の例として、ひとり親を対象とした訓練給付金がある。自立支援教育訓練給付金では、教育訓練講座の受講料の 6 割を補助している。また、高等職業訓練促進給付金では、養成機関で修業する場合に修業期間中の生活費の負担軽減のため、市町村民税非課税の世帯には 10 万円、課税世帯には約 7 万円の給付金が毎月支給される制度である。これらの補助は資格を取得することが叶えば、その後の就労の安定、所得の向上が見込まれるものであるが、就労しながら又は就労する機会を修業に充てなければ補助を受けることができないため機会費用の高い制度でもある。就労によって本来得られた所得を補填する補助でなければ、資格取得のインセンティブは生まれないだろう。また、資格取得の機会費用の補助があっても、資格取得に魅力を感じず、現状の就労を選好する個人へは別の支援が必要になるであろう。

表 3　ひとり親への家賃助成方法の比較

給付区分	長所	短所
現物給付	・公営住宅が低質であると、本当に必要な人しか利用しないため現金給付だと起きるモラルハザードを防げる。 ・受給者が現金を住宅以外に使ってしまうかの判断力が疑わしい場合に有効である。 ・低質な公営住宅の供給であれば現金給付よりも納税者の理解が得られやすい。	・公営住宅よりも低い水準の家に住むことによって節約できるお金を他に使えない。 ・酒や賭け事にお金をつぎ込まない人にとっては無駄になる。 ・需要に対して供給が不足している。 ・公募があるまで入居できない。 ・小中学生児童には転居に伴う学区変更があると精神的ストレスの影響が考えられる。
現金給付	・公営住宅よりも低い水準の家に住む選択ができ、節約したお金をその他の財に使うことができる。 ・小中学生児童の転居による学区変更がないと環境変化によるストレスを軽減できる。	・住宅以外にお金を使ってしまう可能性がある。 ・上記の可能性を危惧して納税者が納得しない。

4　検証及び調査結果

4．1　賃貸市場における入居差別について

賃貸市場において、ひとり親世帯が情報の非対称性のために差別的な待遇がなされているのか、また仮に差別的な待遇が行われている場合、現行の家賃助成がどの程度その問題の緩和に役立っているのか、賃貸仲介事業者へ電話によるヒアリング調査を実施した。ヒアリング調査は 2021 年 12 月に実施し、全国賃貸住宅新聞の 2021 賃貸仲介件数ランキング[7]で上位にランクインしている事業者を対象に協力を依頼し、海老名支店若しくは海老名に隣接する市の支店 4 社からヒアリングすることができた。結果は表 4 のとおりである。

賃貸仲介業者へのヒアリング結果からは、ひとり親という属性での逆選択は確認できなかった。入居審査においては就労収入による判断や保証会社による審査が条件として挙げられたが、こちらについてもひとり親世帯であるかどうかが審査対象とはなっていない。一般的に保証会社における審査では申込書、身分証明書、収入証明書類（給与明細書・源泉徴収等）の提出が求められる。審査基準については、審査内容の虚偽、無職で収入がない、家賃やクレジットカードに滞納履歴がある、家賃に対して年収が不足している、など保証会社ごとに異なるようであるが [8]、家賃を支払える安定した収入があるかが重要であり、児童手当や児童扶養手当等の就労以外の収入は考慮されていない。所得要件が重視されるならば各種手当の受給についても審査に含まれるはずであるが、そのようにはなっていない。就労収入による判断からは安定した収入だけでなく社会適合性についても審査していると推察される。また、手当額が少額なため審査基準に含んでいない可能性もある。いずれにしてもひとり親という属性を審査対象にはしておらず、入居審査にも影響を与えてはいない。

その他にひとり親世帯の賃貸物件の選好は一般的に子どもを持つ家庭の選好と大きく変わらなかった。よく利用する間取りは子どもの年齢と人数に応じて間取りが選ばれ、立地は小学生の児童がいる家庭では学区内の転居の希望や賃貸物件でトラブルとなる騒音を考慮して、角部屋や 1 階の物件を希望していることが確認された。

---

[7] 全国賃貸住宅新聞 https://www.zenchin.com/news/post-6385.php 2021 年 12 月 10 日閲覧

[8] CHINTAI 情報局 https://www.chintai.net/news/2016/02/08/5766/　2021 年 12 月 23 日閲覧

表４　賃貸仲介事業者へのヒアリング結果

ひとり親は賃貸契約を拒否されることはあるか？	
Ａ社	全くない。今は連帯保証人が必要な物件も少なく保証会社の審査を通過すればご契約いただける。
Ｂ社	審査の際にひとり親といった属性の審査はしていない。
Ｃ社	ひとり親という属性による借りづらさはない。保証会社の審査を通過すればご案内している。
Ｄ社	審査では就労収入を見て判断している。
ひとり親が契約する物件のエリアや間取りに傾向はあるか？	
Ａ社	駅に近い物件は高いため借りない。１ＬＤＫは高いため、２ＤＫの部屋が借りられる。
Ｂ社	他社の仲介業者からの紹介が主なため傾向は分からない。
Ｃ社	６万円以内の物件を探す方が多い。特定のエリア、駅に近い、駅まで徒歩15 分圏内などの傾向はなく、お子さんの学区変更が伴わない転居が多い。間取りはお子さんが小さく若い母親だと１ＬＤＫ、お子さんが小中学生だと２ＤＫ、３ＤＫが多い。
Ｄ社	小学生のお子さんをお持ちだと学区内の転居を希望されるが、エリアが絞られ過ぎて紹介できる物件がない。駅から離れた物件（徒歩圏外）であれば２ＬＤＫでも７万円台の物件はある。最近は１ＬＤＫ、２ＬＤＫの物件がメインで２ＤＫ、３ＤＫは建てられていない。家賃と間取りを比較し、妥協して２ＤＫ、３ＤＫを選ぶ人もいる。６～７万円台の物件を契約する人が多く、８万円代の物件を契約する人はほとんどいない。
ひとり親から住環境に関する要望等はあるか？	
Ａ社	日当たりの良い部屋、１階より２階を好むなど一般の人と傾向は同じ。
Ｂ社	ひとり親に限らずインターネット無料、高速通信設備のある物件が5～10 年くらい前から好まれる。
Ｃ社	特段要望はない。住環境の好みは人それぞれ。
Ｄ社	賃貸物件で一番多いのが騒音トラブルで、小さいお子さんがいると角部屋、１階の部屋又はテラスハウスを希望される。
自治体による家賃助成の有無で物件を決めていると思うか？	
Ａ社	助成の有無については話題に上らないため分からない。
Ｂ社	分からない。
Ｃ社	店舗で扱っている物件を目的に来店される方がほとんどで各市の家賃補助の有無による違いは分からない。
Ｄ社	自治体の家賃助成の有無を理由に住むところを決めているかは聞いたことがない。

４．２　公平性について

４．２．１　家賃助成の対象者について

公平性の視点から家賃助成制度の評価を行うにあたり、まず家賃助成制度で想定される助成対象者を明確にする必要がある。家賃助成の対象者から生活保護受給者を対象外としていることから、現行の制度で想定される助成対象者は、生活保護制度で対象とする生活困窮水準ではないが困窮していると思われる者であるといえる。では具体的にどのような人たちが家賃助成の対象とすべきなのか、生活保護制度と自治体独自の再分配政策の役割分担という視点を交えて整理していきたい。

第一に挙げられるのは、生活保護を受けるべき水準にあるが生活保護を受けていない人たちである。このような人たちは生活保護を受けることを恥と思っていたり、貧困者のレッテルつまりスティグマ（貧困の恥辱）を避けるため、又は生活保護の申請における資力調査のうちの扶養調査があることから生活保護を受給せずに生活している人たちである。

これらの問題のうち扶養調査については2021年3月に厚生労働省は生活保護の扶養照会に関する事務連絡を発行し、一定程度の改善がみられた。具体的には、扶養調査を保護の要件から変更し、扶養義務の履行が期待できないと判断される扶養義務者には、基本的に直接の照会を行わない取り扱いとし、要保護者の相談にあたっては、丁寧に生活歴等を聞き取り、個々の要保護者に寄り添った対応がなされるよう配慮するよう通知がなされた。[9] しかし、その他の心理的コストは依然として解消はされておらず、現行の生活保護制度には課題があるといえる。家賃助成は現行の生活保護制度の次善の策として位置付けることも可能であろうが、給付金額は生活保護と比べて少額であり有効な政策であるとは言い難い。まずは生活保護制度の改善を行うべきであり、上記のような人々を想定して家賃助成制度を設計することは適当ではないと考えられる。

第二に、かつて生活保護を受給していた者で就労により定期的な収入によって生活保護が廃止になったものの、失職又は失職後に貯蓄も尽いて再び生活保護の申請に至る経過の者である。しかしながら、このような人たちは継続した就労が出来ず生活の安定と自立が出来ないという根源的な問題を抱えていると考えられる。したがって、少額の家賃助成では生活の安定と自立を達成することは難しく、家賃助成ではなく再び生活保護を受給しながら生活を立て直すよう誘導するべきであると考えられる。

第三に、就労をしているが生活保護水準以下の所得の人たちが挙げられる。“はじめに”でも述べたように、ひとり親のうち特に非正規就労母子世帯の平均年間就労収入は 133 万円であり、これは月額にすると約 11 万円の就労収入となる。この就労収入に児童扶養手当、児童手当を含めると生活保護水準とならない可能性がある。仮に母が４０歳、子が１４歳の二人世帯で賃貸住宅居住を条件とし、生活保護受給の場合と非受給の場合を比較す

[9]扶養義務履行が期待できない者の判断基準の留意点等について（厚生労働省社会・援護局保護課　事務連絡　令和３年２月２６日）

る。生活保護受給の場合は生活扶助と住宅扶助の合計額は約１８万８千円で、生活保護非受給で月額平均就労収入 133 万円で扶養 1 人の場合は控除後所得が約 117 万円で児童手当は１万円、児童扶養手当が約３万６千円となり、合計１５ 万６千円となる。生活保護受給額の方が月額所得は上回るが、扶養親族による援助や養育費の受け取りがあると生活保護水準とならない可能性がある。

以上のことから、海老名市の家賃助成制度で想定すべき助成対象は、第三で挙げた就労しているが生活保護水準以下の所得の人であると言えよう。

４．２．２　児童扶養手当制度に準拠している問題について

家賃助成は児童扶養手当制度を前提としており、そこには公平性についても問題があると考えられる。

ひとり親世帯は大別して死別世帯と生別世帯に分けられ母子世帯において前者は 8%弱、後者は約 91%である[10]。死別世帯には遺族年金という社会保障制度がセーフティネットとして機能しており、公的年金受給者には社会手当である児童扶養手当が支給されることはほとんどない。遺族年金には子加算という形で公的扶養を追加支給しており、私的扶養の限界を超えた分の支給を行い、機会の均等を実現しようとしていると考えられる。

一方、生別世帯では元配偶者は生存しており民法 877 条にあるとおり扶養義務を負っていることから、たとえ離婚をしたとしても子を扶養する責任がある。養育費という形でこの責任を果たす者も一部いるが、全ての者が果たしてはいない。この私的扶養の義務が果たされてなお生活に困窮し、ひとり親世帯が他の世帯よりも特別に保証をしなければならない理由があるとき、公的扶養として所得補助を行うことや所得税額の控除などを検討する必要があると考えられる。

また、昭和 35 年 4 月 21 日の第 34 回国会参議院社会労働委員会においても以下の３点が議論されている。[11]

---

[10] 厚生労働省　平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査結果　ひとり親世帯になった理由別の世帯構成割合より

[11] 第 34 回国会参議院社会労働委員会 26 号　高木玄発言「まず第一の問題点は、生別といったような普通の場合の離婚でございますが、離婚といったようなその当事者の意思によって年金給付の事由が作られるということになりますと、年金給付を受けるために偽装離婚する、あるいは協議離婚をするといったような逆選択の場合が出て参りまして、その点年金制度の建前と非常に反するのでございます。〜第二番目に問題点になりますのは、たとえ離婚されましても、子供の父親に当たられる方は、現実には生存しておられる方でありまして、その方はあくまで子供に対して扶養責任を負っておるわけでございます。生別母子世帯にも年金を給付するといたしますと、そうした私的な扶養責任と公的な扶養責任とをどう考えるかということに困難な問題があります。第三番目は、生別母子世帯の把握

①偽装離婚あるいは協議離婚による当事者の意思によって事由が作られる問題がある。
②生別ひとり親世帯には、子どもの父親又は母親は存在し扶養責任を負っている。
③生別ひとり親世帯の把握が非常に困難で事実婚の問題がある。

これらの問題は児童扶養手当制度の発足時から挙げられ、現在においても解消されていない。児童扶養手当を得るために離婚し、実生活では事実婚を継続し、本来私的扶養により子育てをすべきにもかかわらず不正に公的扶助を得ることが可能なこの制度に準じて追加的に補助を行うことには公平・公正さに問題がある。

また児童扶養手当受給者は所得に応じて全部支給、一部支給、支給停止の区分に分けられる。所得制限限度額を超える所得を得ると手当が支給されない支給停止の区分は家賃助成対象外のため除外して考えると、全部支給区分に属する受給者は低所得層、一部支給区分に属する受給者は中所得層と分けられる。児童扶養手当受給者の中でも所得に格差があるにもかかわらず、賃貸住宅居住という点のみで分配を行うことは貧しい人たちだけに集中的に分配していない。また、個人再分配である生活保護制度では受給資格の要件が厳しく、世帯収入だけでなく預貯金の額、保有資産、身内からの援助の有無など資力調査、いわゆるミーンズテストが行われるが、児童扶養手当では、死別や離婚などにより原則高校生以下の児童を養育する父母等で一定所得以下の者が対象とされるため、近居に住む親が児童の面倒をみたり、食費・食事の補助をしたり、住居を提供している（親の所有する賃貸物件に親子で賃貸借契約を交わして居住）場合でも対象になる。生活保護における資力調査とは雲泥の差である。

また、この家賃助成は所得制限内のひとり親という集団への再分配の性格も備えている。各ひとり親は就労所得に違いがあるだけでなく、養育費の有無、親からの援助の有無、成人した子からの援助の有無など助成対象者内でも格差があるため、一律に手当を支給することは対象者の困窮度を正確に把握できないことから、それに応じた再分配が行われておらず公平な再分配政策とは言い難い。

４．３　家賃助成の弊害と費用について

４．３．１　就労インセンティブの阻害効果について

（１）児童扶養手当受給者の所得制限限度額に対する所得分布

家賃助成を受給することで助成を受けた金額分、労働を抑制することが考えられる。2の事業概要で述べたとおり受給条件には所得制限が設けられており“海老名市ひとり親家庭

が非常に困難であります。特に国民年金においては、内縁関係を包摂いたしておりますが、内縁関係の解消といったようなものを実務的に把握するということがほとんど不可能に近い。そういった実務的な難点があると存ずるわけでございます。」

等の医療費助成に関する条例第４条に規定する所得の制限に該当しない者”とは児童扶養手当法施行令第二条の四２項に定める額に等しい。この所得制限限度額以内であれば児童扶養手当の支給を受けることができるだけでなく、医療費助成、水道料金の減免、ＪＲ通勤定期券の割引など各種サービスを受給できるため、家賃助成受給者はその他のひとり親よりも追加的給付を享受できることから所得が限度額を超えないようにするメリットが大きいと考えられる。

海老名市から平成29年度から令和２年度の児童扶養手当受給者情報の提供を受け、各受給者の所得制限限度額に対する控除後所得の割合を分布図（図１）にした。図中の所得額／限度額 100%の線を境に左側は児童扶養手当の支給を受けることが出来る世帯、右側では支給を受けることが出来ない世帯を表している。仮に、家賃助成制度が就労を阻害しているのであれば、限度額に対し所得額が 100%未満付近に分布が集中するはず（バンチングが起きる）であるが、分布図からはそういった傾向は読み取れない。先述のように家賃助成制度は児童扶養手当法に準拠していることから、所得が限度額を超えないようにしようというインセンティブは家賃助成単体が生み出すそれよりも小さいはずである。以上のことから、家賃助成単体が就労インセンティブを阻害している可能性は低いと考えられる。

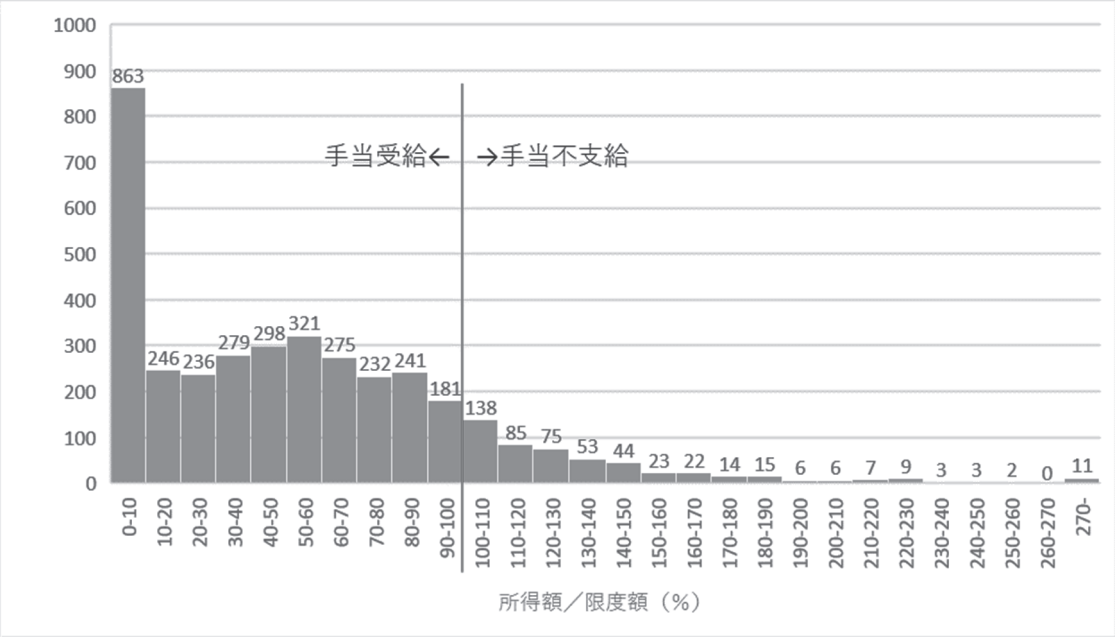


図１　H29-R2 所得額／限度額　分布表

（２）就労インセンティブの阻害効果について

分布図（図１）からは家賃助成単体がバンチングを生み出す可能性は低いことが確認されたものの計量経済学の手法を用いても、家賃助成政策が受給者の就労所得向上を抑制させてはいないか、その効果について分析を行う。分析手法は家賃助成の受給者は非受給者と比較し、どの程度所得超過となるかの二項選択確率を非線形なモデルとして推定するプ

ロビットモデルとした。

使用したデータは海老名市保健福祉部国保医療課及び子ども育成課から提供を受けたデータ（個人が特定できる情報が消去された状態）[12]から生活保護受給者、扶養義務者と同居している受給者、県外から転入した受給者、受給初年度受給者、養育費受取受給者、所得超過者を除いたデータである。変数の説明、基本統計量及び推計結果は表 5 から表 7 のとおりである。

＜推計モデル＞

$Y=G(\beta_0+\beta_1$家賃助成ダミー$+\beta_2$（控除後所得／限度額割合ダミー）$+\beta_3$交差項[家賃助成ダミー×控除後所得／限度額割合ダミー]$+\beta_4$（コントロール変数）$+\varepsilon)$

Y＝0…翌年度所得制限内

Y＝1…翌年度所得超過

コントロール変数：扶養人数、老人扶養人数、特定扶養人数、支給対象児童数

表 7 の推計結果からは、家賃助成を受給することによる所得超過を抑制する効果は統計的に有意な結果は得られなかった。7,000 円という少額の助成では効果が確認できなかったと考えられる。

４．３．２　賃貸市場への介入効果について

次に、家賃助成制度が海老名市の賃貸市場に影響を及ぼしているかどうかを検証する。検証方法としては、レインズデータ[13]を用いて、海老名市の賃料と海老名市の隣接市で人口等が同規模である座間市との賃料の差異を回帰分析によって推定する。令和元年の人口、世帯、ひとり親数については表 8 のとおりである。

表 8　令和元年度　海老名市と座間市の人口、世帯、児童扶養手当受給者数[14]

	人口数	世帯数	児童扶養手当受給者数
海老名市	133,706	57,251	811
座間市	130,608	59,235	889

[12] 児童扶養手当受給者データ（平成 29 年度～令和 3 年度）及びひとり親家庭等家賃助成対象者リスト（平成 30 年度～令和 2 年度）

[13]データ種別：賃貸物件、物件種別：賃貸マンションを使用

[14] 令和元年版及び令和 2 年版統計海老名　B 人口、L-2.児童扶養手当及び特別児童扶養手当の受給状況／座間市令和 2 年版統計要覧 2 章　人口、保健・福祉の概要令和 3 年度児童扶養手当より（人口は令和元年 10 月 1 時点、児童扶養手当受給者は令和 2 年 3 月末時点）

ひとり親の場合で子どもが１人の場合は１ＬＤＫ又２ＤＫ、子どもが 2 人以上の場合は２ＬＤＫ又は３ＤＫと子どもの数に応じて部屋数を増やす間取りが選択されると考えられる。ふたり親の場合で子どもが 1 人の場合は２ＬＤＫ又は３ＤＫ、子どもが２人以上の場合は３ＬＤＫや４ＬＤＫと子どもの数に応じて部屋数を増やすと考えられるため、子どもが 1 人のときに１ＬＤＫ又は２ＤＫの間取りを選択するのがひとり親、それ以外の間取りはひとり親もふたり親も選択する可能性がある物件と想定される。もし家賃助成が海老名市の賃料に影響を及ぼしているのであれば、１ＬＤＫ又は２ＤＫの物件では海老名市のほうが賃料が高く、それ以外の物件では差がないと推察される。最小二乗法を用いた以下の推計式で確認する。変数の説明、基本統計量及び、推計結果は表９から表 11 のとおりである。

推計式

賃料＝β_0＋β_1海老名市ダミー＋β_2各間取りダミー＋
β_3交差項[海老名市ダミー×各間取りダミー]＋β_4（コントロール変数）＋ε

交差項：ワンルーム、１Ｋ、１ＤＫ、１ＬＤＫ、２DK、２LDK、３DK との交差項
コントロール変数：最寄り駅までの時間（分）、礼金、敷金、管理費又は共益費、所在階、築年数

表 11 の結果から１Ｋ、１ＬＤＫ、２DK の間取りの交差項で有意な結果が得られた。座間市に比べ、海老名市では一人暮らしが選択すると考えられる１Ｋでは約 8,400 円高く、子が 1 人いるひとり親世帯が選択すると考えられる１LDK、２DK の間取りの物件ではそれぞれ約 3,600 円、約 1,800 円低かった。また、その他のひとり親以外の世帯も選択する可能性のある間取りでは両市の間に有意な差異は確認できなかった。家賃助成を行うことで賃貸価格を引き上げると思われた賃貸市場への効果はみられなかった。

ただし、ここでの推定結果の留意点として、両市の間の賃料の差異は、家賃助成の有無だけでなく、海老名市と座間市のそのほかの差異も反映されているため、推定結果には大きな誤差が含まれる可能性がある。

４．３．３　自治体のモニタリングコストについて

次に、自治体の不正受給に対するモニタリングコストについてみていきたい。なお、家賃助成の対象者は児童扶養手当法に準じているため、家賃助成と児童扶養手当の不正受給のモニタリングはほぼ同時に行われている。そのため、以下では児童扶養手当の不正受給に関する事例をもとに、家賃助成に対するモニタリングコストについて考察を進める。

表 12 は直近５年程の間に不正受給の発覚により児童扶養手当の受給資格が喪失になった者の一覧である。元受給者は全て女性で、ひとり親となった事由が離婚又は未婚、資格喪

失年度の控除後所得が比較的低所得であること以外に養育費の有無、扶養義務者の有無、受給期間では共通点はみられなかった。発覚事由は元受給者と関係のある者からの事実婚[15]の疑いの情報提供のほか、ひとり親で生計を維持しているはずの者が妊娠し母子手帳の交付を受けるとき、転居確認においての３パターンであるが、いずれも不正受給調査の契機であり、不正受給であることを受給者が認めるまでには調査コストが生じている。

事実婚であるとの情報提供を契機とした調査では受給者に来庁してもらい、事実婚の有無について聞き取りを行う。受給者が事実婚を認めれば、事実婚の開始時期を確認し資格喪失手続きを行い、資格喪失日が遡る場合には手当の返還請求を行う。返還額が高額になると一括返還が困難なため分割返還の調整をし、予定表に基づいた返還をしてもらうが、人によってはなかなか返還がされず長期間に渡って返還を続けてもらう場合もある。聞き取りでは自治体側に事実婚の証拠がないため、虚偽申告により事実婚が否定されることもある。聞き取りでも事実婚の疑いが解消されないと抜き打ちで受給者宅を訪問する。事前に事実婚相手の所有する車や事実婚相手が受給者宅に訪問している曜日、時間帯の確認のため複数回の事前調査の実施や受給者を知る市の相談員への聞き取りなどを行う。事前の調査や訪問時は公用車の運転事故・受給者や事実婚相手とのトラブルに備えて職員２人で、主に時間外勤務で対応するなどのコストが生じている。

妊娠を契機とした調査でも同様に受給者からの聞き取りが最初の調査となる。事実婚のケースと同様に自治体側に証拠がなく虚偽申告により真偽の確認が困難なため、情報提供者や学校関係者などからの情報と受給者による事実婚に関する申告内容に齟齬がないか確認を行う。受給者からの申告では同居はしていないが、子の父の頻繁で定期的な訪問が確認され、事実婚に該当することから資格喪失となる。資格喪失日（＝事実婚開始日）については受給者からの聞き取り内容だけで決めることが難しく、妊娠中の子の父やスクールソーシャルワーカーなどの学校関係者等の多様な情報元をもとに資格喪失日を確認している。往々にして、妊娠時つまり資格喪失日（＝事実婚開始日）から母子手帳交付までには一般的に６週から10週は経過しており、ほぼ確実に手当の過払いが発生していることになる。出産後となると40週以上経過後に喪失手続きとなるため返還額も高額となる。

転居を契機とした調査では、転居届の提出とともに海老名市では賃貸住宅居住の場合は賃貸借契約書原本の確認も実施している。不正発覚の事例として、賃貸借契約書の確認では同居人のなかに母子以外に婚約者の記載があり資格喪失としようしたところ、後日婚約者の記載が同居人に変わった契約書写しを提出された。調査の結果本人による偽造した契

---

[15] 児童扶養手当及び特別児童扶養手当関係法令上の疑義について（昭和55年課長通知）：事実婚は、原則として同居していることを要件とするが、ひんぱんに定期的な訪問があり、かつ、定期的に生計費の補助を受けている場合あるいは、母子が税法上の扶養親族としての取り扱いを受けている場合等の場合には、同居していなくとも事実婚は成立しているものとして取り扱うこと

約書だったことが判明したケースを担当者から紹介された。ここまで悪質なケースは稀だが、よくあるケースでは母子が住民登録している住所に男性が別世帯で住民登録をすることがある。担当職員が毎月児童扶養手当受給者台帳に登録された住所から転居・転出又は登録された住所への転居・転入の異動について確認しており、後者の場合は受給者本人が転居・転入届に来庁しないため自治体側に気づかれないと考えられていると思われる。このような場合は振込停止措置を速やかに行い、後日資格喪失手続きをとるため、前述の事実婚への対応コストは比較的安く抑えられている。

いずれのパターンにおいても自治体と受給者間に情報の非対称性があるためで、受給者が速やかに申し出ていれば本来不要なコストである。モニタリングをやめて不正受給を容認してしまうと制度への信頼性が損なわれてしまうことから現状ではモニタリングを継続せざるを得ないが、収入算定される養育費の受け取りについては自己申告のため客観的な資料等による確認が出来ず不正が起きている可能性を否定できないため発覚している事実婚は氷山の一角と考えられる。

表 12　海老名市における児童扶養手当の不正受給

項番	生別	ひとり親事由	養育費	扶養義務者	受給期間（日）	控除後所得（円）	発覚事由
1	女	離婚	なし	なし	280	312,784	他課から妊娠の情報提供
2	女	離婚	あり	なし	1,087	748,460	受給者の元同僚からの情報提供
3	女	離婚	あり	なし	1,246	1,993,200	受給者の知人からの情報提供
4	女	離婚	なし	なし	239	0	母子手帳交付及び受給者の知人からの情報提供
5	女	未婚	なし	なし	2,313	0	母子手帳交付時に聞き取り
6	女	離婚	なし	なし	428	0	転居による賃貸借契約で名義人との関係が婚約者
7	女	未婚	なし	あり	1,589	2,136,800	定期的な同居者確認
8	女	離婚・未婚	なし	あり	2,696	1,000,000	母子手帳交付を知り現況時に聞き取り
9	女	離婚	なし	なし	1,297	0	匿名による男性からの情報提供
10	女	離婚・未婚	なし	なし	1,479	119,320	母子手帳交付時に聞き取り
11	女	離婚	なし	あり	2,281	655,428	小学校の地区委員からの情報提供

４．４　ひとり親の相談事例から見えるニーズ

海老名市の母子父子自立支援員[16]は日々ひとり親からの相談を受けている。2021 年 12 月に支援員に日々の相談で入居審査が通らない、賃料が高すぎて生活に困窮しているといった居住に関する相談がどの程度あるか確認したところ、そのような相談は全くないということだった。相談は就労収入に関するもので、「就労収入が少なく困っている」、「フルタイムで働きたい」、「資格を取得したい」といったものが月に２，３件あり、その他には貸付に関するものが主だった相談であった。家賃助成受給者と非受給者の具体的な相談事例から、家賃助成がどの程度、生活の安定と自立に寄与しているのか確認を行った。

（1）ケース 1 母子家庭　母 40 代　子 3 人　持家→賃貸

10 代で妊娠し婚姻した母子で、夫からの生活費 30 万円と一部自身の就労収入で生活を送っていた。離婚前は日頃から夫の暴言を受け、子どもへの虐待、二女が不登校なったこ

[16] ひとり親の相談を受けるため母子及び父子並びに寡婦福祉法による母子・父子自立支援員の設置要綱に基づき福祉事務所に母子父子自立支援員が置かれている。

ともあり婚姻生活を耐えて続けてきたが、夫から殴られたことで離婚を決意した。離婚後の生活は賃貸住宅で母子で生活したいと考えており養育費を受け取ることができれば離婚したいということだった。また、学費に関する相談や子どもの面倒を母ひとりで見ることが困難なため、生活保護を受給している母の母と同居して生活していく考えがあるということだった。

その後離婚し、他市で生活保護を受給していた母の母を呼び寄せ同居を始めた。

就労については週2日勤務の飲食店パートから週5日勤務の仕事に翌月から就けるようになった報告と就労収入をさらに増やしたいためダブルワークをしたいと相談があったが支援員は新たな仕事に慣れてからダブルワークを検討するよう助言した。

新たな仕事ではミスが多く職場で嫌がらせを受け約4か月で退職し、退職後はハローワークで就職活動を通して保育園での調理師の仕事を紹介されても職場環境は良さそうだが非正規のためいつ仕事がなくなるか不安であることを理由に断り、冷凍食品を扱う会社を紹介されても寒そうで労働環境に不安があるため断るなどしていた。

その他生活面では家事が不得意で自炊も掃除もあまりできず、家事の助けとして母の母と同居していたがひと月も経たず母の母は転居した。二女の通う学校からの手紙を紛失するなど事あるごとに対処法が分からず自立支援相談員に相談していた。

自立支援相談員の所感では就労収入については月収を20万円にしなくてはいけないという思いが強くあるようだが、一つの仕事を続けることは難しく仕事を覚えるのが遅いことについて本人の自覚がどこまであるのか案じ、障害者手帳は交付されていないがアスペルガー症候群を抱えているのではないかと憂慮していた。

表13　ケース1：令和3年児童扶養手当現況届時に確認した収支（単位：円）

収入		支出	
給与	150,000	家賃	67,000
養育費	50,000	食費・光熱費	40,000
児童手当	10,000	通信費	20,000
児童扶養手当	22,400	保険	15,000
家賃助成	7,000	車関連	10,000
		教育費	50,000
		貯金	30,000
合計	239,400	合計	232,000

収入と支出のバランスから見て貯金も出来ていることから、養育費が安定して支払われれば生計の維持は十分に出来ていると判断できる。家賃助成分が貯蓄に回っているとも見て取れる。

（2）ケース２：母子家庭　母 40 代　子２人　持家

夫がギャンブル好きで借金を繰り返し、母や母の両親が返済を肩代わりしてきたが度重なる借金を理由に離婚を決意した。離婚前は住まいについて土地は母名義、建物は夫名義のため夫名義のローンを弁護士に相談すること、養育費を受け取りつつ就労収入を増やしていく予定だが今後生活できるか不安であることの相談があった。

離婚後は就労については過去に医療事務の経験があるが資格を持っていないため資格取得の相談があった。

養育費については、公証役場で取り決めをしたものの元夫が再婚のため養育費の支払いが出来なくなる旨の連絡が一方的にあり、その連絡以後養育費を受け取れていない。また公正証書に取り決めのない子の学費も元夫が支払っていたが、こちらも併せて支払いができなくなるという連絡だった。その他、中学生の次男が不登校となり、スクールソーシャルワーカー、校長先生を交え対処している。子どもに寄り添う時間を増やすため仕事をセーブするか、転職するかの相談があった。

表 14　ケース２：令和３年児童扶養手当現況届時に確認した収支（単位：円）

収入		支出	
給与	100,000	食費・光熱費	75,000
養育費	0	通信費	30,000
児童手当	10,000	保険	20,000
児童扶養手当	53,350	車関連	30,000
		教育費	23,000
合計	163,350	合計	168,000

ケース１と異なる点は家賃の支払いがあるかどうかだが、家賃以外の支出合計はケース１とほぼ同額となる。また養育費については支払いが止まり収入と支出がほぼ同額で今後余裕のある生活を送れるかは就労収入によると考えられ、次男の不登校が改善し母が就労時間を増やすことが出来れば生活は安定すると思われる。このケースでは児童の不登校の問題が生じていた。

ケース１ではアスペルガー症候群の疑いがあり就労を継続できない、ケース２では児童の不登校により安定した就労が困難といった問題を抱えており世帯ごとに抱える問題は異なる。このような問題に対し、家賃助成を行うことで生活の安定と自立に直接的な効果又は根本的な解決は望めない。ひとり親世帯の福祉の増進には助成金を支給する以外にも、このようなニーズに手厚く支援することも考えられる。

5　政策提言

前章までの分析及び考察結果をまとめると次のようになる。

効率化政策としては、賃貸市場における情報の非対称性の存在について確認したところ、ひとり親世帯への入居差別は起きておらず、その根拠はなかった。

再分配政策の判断基準となる公平性の観点では児童扶養手当制度に準拠していることに問題があった。制度の対象は就労所得が生活保護水準以下だが、扶養義務者がいることや非就労所得があるため生活保護を受けない人々である。生活保護を受けていれば厳しい資力調査を受けることになるが、本制度では児童扶養手当制度に起因した問題から不正受給が可能である。また、困窮度を正確に把握できないため困窮度に応じた分配が出来ていないことも問題であった。

政策実施に伴う弊害では、労働市場の効率性を損ねる就労インセンティブの阻害は確認されなかった。また賃貸市場における特定物件の賃料を引き上げてしまう効果も認められなかった。しかし、自治体の不正受給に対するモニタリングコストは制度の信頼性担保のため一定程度かかっている。

総じて、現行の家賃助成事業は積極的に継続すべきとは言い難い評価となった。

しかし、ひとり親世帯、特に母子世帯では厚生労働省による調査のとおり就労収入は低い傾向にあり、子育ての面でもふたり親に比べると負担は大きいことから市場にまかせておいてもそれらの待遇が改善されない場合には政府による介入が必要と考えられる。

家賃助成以外のニーズでは就労収入に関するものが多かったが、相談事例からは単純に就労先の紹介だけでは解決するとは考えられない。継続した就労ができない原因と考えられる、障害の疑いがある親へのサポートや不登校児童を抱える世帯の親と子へのサポートの必要性が確認された。

現行の家賃助成制度では就労所得を向上させる等の要件が支給要件にないため貧困脱却効果がない。ひとり親世帯に現金給付やバウチャー等の現物給付で支援した場合、補助を受けた世帯には所得増加の効果をもたらし生活水準を向上させることができるが、補助により浮いたお金が子どものために使われるという保証はない。政府介入の手段としては現金給付や現物給付等の使途自由補助や使途指定補助ではなく、真に困窮している者だけが利用するサービス提供を行うことでモラルハザードを防ぎ、モニタリングコストをかけずに効率的な支援をすることが出来ると考えられる。必要となる又は求められるサービスは多々あると思われるが、ひとり親からの相談事例にあった“就労”と“不登校”に焦点を当てると、前者については貧困層世帯の全てに共通し、後者については子育て世帯に共通する課題と考えられる。

5．1　就労支援について

現在我が国では生活保護受給者を除いた生活困窮者への支援として生活困窮者自立支援

制度が2015年から施行され、これまで、制度の狭間であった生活保護に至るまでにない生活困窮者に対する支援が始まった。同制度は、生活保護制度のセーフティネットのもう一つの上のセーフティネットと捉えられている。支援メニューには①自立相談支援事業、②住居確保給付金の支給、③就労準備支援事業、④家計改善支援事業、⑤就労訓練事業、⑥生活困窮世帯の子どもの学習・生活支援事業、一時生活支援事業が用意されている。①及び②の事業は自治体の必須事業とされ、その他は任意事業となっている[17]。制度の主要部分である自立相談支援事業は就労やその他の自立に関する相談支援、事業利用のためのプラン作成等を行うが、相談者はひとり親家庭に限らず多種多様な人たちが生活困窮からの脱却を目的に相談に訪れる。野田（2017）は生活困窮に至る原因は会社からのリストラ、若者の就職難によるニートや引きこもり、多重債務や過重債務による破綻、子育てや介護の負担など様々な生活課題があると考えている。

2015 年の施行後から 2020 年までの支援状況調査集計結果の推移をみると（表 15)、法改正が行われた2018年度以降は施行後3年間と比べ「新規相談受付件数」と「プラン作成件数」については実績の伸びが見られる一方、「就労者数」と「就労・増収率」は減少している。2020 年度は新型コロナウィルスの影響により「新規相談受付件数」は前年の約 3 倍、「プラン作成件数」は約 1.7 倍となっており、これは住居確保給付金や生活福祉資金の特例貸付のために就労支援を受ける者が増えたためと考えられる。2019 年度までの就労・増収率をみると一定の効果のある制度と考えられる。

表 15　支援状況調査集計結果の推移[18]

年	新規相談受付件数	プラン作成件数	就労支援対象者数	就労者数	うち就労支援対象プラン作成者分（②）	増収者数	うち就労支援対象プラン作成者分（③）	就労・増収率 =(②+③)/①
2015	226,411	55,570	28,207	21,465	－	6,946	－	－
2016	222,426	66,892	31,970	25,588	17,836	7,199	4,878	71.0%
2017	229,685	71,293	31,912	25,332	17,958	6,390	4,414	70.1%
2018	237,665	77,265	33,969	25,001	16,333	9,031	5,079	63.0%
2019	248,398	79,429	35,431	25,212	16,717	8,650	4,890	61.0%
2020	786,163	139,060	76,100	20,659	14,502	11,902	5,924	27%

[17] 厚生労働省　生活困窮者自立支援制度より

[18] 厚生労働省「生活困窮者自立支援制度における支援状況調査　集計結果」各年度より

相談件数の増加に応じて支援員数も同程度増加している（表 16）が、相談者の全てが 1 年以内に支援を終えるわけではなく 1 年を超える支援を要する可能性があることを考慮すると、現在の支援員数は潜在的な需要に足りていないと思われる。三菱ＵＦＪリサーチ＆コンサルティング（2020）によると、『アンケート調査で主管部局の約半数（47.5%）が、就労支援期間が 1 年を超える対象者がいると回答し、その人数（令和元年 8 月末現在）は平均 5.7 人であった。対象者の特性については、障害（身体障害・知的障害・精神障害）や発達障害の傾向がみられる、中高年（概ね 40～59 歳）、離転職を繰り返している、ひきこもりなどが挙げられた。自由記述では、上記に加えて、就労意欲が低い、危機感がない、心身の健康面に課題や不安がある、こだわりが強いなどの回答もみられた。例えば、障害の傾向がみられる方は、支援開始当初は本人に自覚がなかったり、家族が障害を受容していない場合があり、理解を得て本人に合った支援を行うのに時間がかかるケースが多い。また、離転職を繰り返す方は、経済的に逼迫しているなどの理由で、本来は就労準備が必要と思われる対象者であっても、すぐに就労を希望する傾向がみられる。しかし、就労準備が出来ていないために職場に定着できず、離職を繰り返してしまう方も多い。その結果、トータルでみると、支援期間が長くなってしまうなどの事例が挙げられている。』と報告している。また、『主管部局・自立相談支援機関・就労準備支援事業者のいずれも人員不足を感じている』こと、『担当者のスキルにバラつきがみられる』といった課題も報告されている。

表 16　自立相談支援事業の平均支援員数（ホームレス対策分除く）[19]

人口規模	2015	2016	2017	2018
5 万人未満	2.43	2.43	2.47	2.56
5 万人以上 10 万人未満	2.89	2.93	2.87	3.27
10 万人以上 30 万人未満	4.74	5.00	4.80	5.40
30 万人以上 50 万人未満	7.56	8.28	8.48	9.42
50 万人以上 100 万人未満	10.08	10.40	10.39	13.81
100 万人以上	41.08	45.25	43.47	48.64
全体	4.24	4.43	4.47	4.82

2022 年 1 月に海老名市の就労支援員へ聞き取りを行ったところ、支援では世帯状況、健康状態、求職活動状況、履歴書・職務経歴書の記載に不安がないか、資格の有無、職歴、就職にあたっての雇用形態、職種、職場、収入、勤務日数・時間等の希望を聞き取り、求人情報を紹介しているとのことであった。聞き取りでは特に就労阻害要因となる健康状態や障害の有無等をよく確認し、相談者の負担にならない就労提案をしているということで

[19] 厚生労働省「事業実施状況調査（任意事業の実施、支援員の配置状況）」各年度より

あった。

参考までに、具体的な就労支援員への相談事例について紹介したい。直近に受けた相談では住居確保給付金申請に伴うもので高校生の長男と小学二年生の長女の子を持つ母からの１５分ほどの相談だった。相談者は児童扶養手当を受給している。英会話講師を 20 年続けており講師の収入があるが新型コロナウィルスの蔓延による影響で生徒数が減ったことで減収となりダブルワークを希望する内容だった。翌年５月から採用が決定している仕事があるがそれまでの臨時就労を探し、自身が新型コロナウィルスに罹り、子に感染させてしまうことを恐れ在宅ワークの求人を希望していた。ハローワークには在宅ワークの求人はないものと思い込み、一般の求人サイトを使って就職活動をしていたが採否の連絡もない状況が続いていた。支援員はハローワークにも在宅ワークの求人があること、また採否連絡についても一般求人サイトよりも返答率が高いことを教え、在宅の英会話講師や PC 関係の求人情報提供を行った。

また、聞き取り調査では、相談者の急増により十分な相談時間の確保が難しいという実態も明らかになった。聞き取りを行った支援員によると、現在の就労相談は本来の就労相談だけでなく住居確保給付金の支給要件に付随した就労相談、生活福祉資金の総合支援資金（特例貸付）の再貸付で必要となる自立相談支援事業の利用のための相談者が急増しており、一人当たりの対応時間が短くなっているとのことであった。以前は最低１時間、長いと半日は相談者と話をしていたことで相談者と深い関係性を築き、より適切な就労アドバイスが出来ていたことにより就業を継続出来ない人は少なかったが、今は相談者が多く相談時間を長くとれないこと、また強い就労意欲持った相談者以外である住居確保給付金や貸付のための相談が多く以前とは状況が変わってきているということだった。

就労相談に訪れる人は世帯ごとに多様な悩みを抱えており一律に対応することは困難である。支援員との長く深いつながりにより問題を解決していくことが求められることから支援員の増員又は委託事業者を活用することで相談時間を確保し就労支援をしていくことが必要と考えられる。特に相談員の安定したスキルや継続的な支援の必要性を考慮すると直営よりも委託事業者を利用する方が相談者にとってもメリットが大きいのではないかと考えられる。

また、鈴木（2009）によると元ホームレスの就業継続期間は中間施設[20]スタッフの関りが継続している場合は就労継続期間が長く、また全般的な諸々の相談に乗ってもらえる場合に就労継続が長くなると分析しており、中間施設スタッフとの関り、アフターフォローの重要性を指摘している。支援対象者は異なるものの上記の就労支援員の経験談とも傾向が一致しているように推察される。アフターフォローも含めた支援体制を構築するにはまずは支援員の増員が必要と考えられる。

[20] 中間施設には自立支援センター、シェルター、更正施設、宿所提供施設等様々ある。

５．２　不登校対策について

2021（令和 2）年度「児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査」によれば，小中学校における不登校児童生徒数は約 19 万 6 千人であり，小学校では 1%（100 人に 1 人），中学校では 4.1%（24 人に 1 人）の割合で発生している。その割合は 2001（平成 13）年度をピークに減少傾向にあったが、2012（平成 24）年度を底にして右肩上がりに増加を続けている（詳細は表 17 及び図 2 を参照）[21]。木村ほか（2011）は「不登校という現象は，その背景に，心の問題，家庭環境の問題，本人の抱える何らかの疾患や障害の問題など，様々なものが想定される。いわば，学齢期の子どもの抱える様々な問題が，分かりやすい形で表出されたものが，不登校という現象だと考えることができる。」として児童の抱える問題が表出した結果と考察している。また、秋山（2007）は「不登校児童・生徒を援助しない場合、結果として不登校→ひきこもり→フリーター→ニートへと変化する可能性がある」と指摘しており、不登校は将来の労働力の低下を招き社会的経済損失を生じさせる可能性があると考えられる。

表 17　小中学校における不登校児童生徒数

		小学校	小学校	小学校	小学校	中学校	中学校	中学校	中学校	小・中合計	小・中合計	小・中合計	小・中合計
		在籍児童数	不登校児童数	不登校児童の割合	不登校児童数の増減率	在籍児童数	不登校児童数	不登校児童の割合	不登校児童数の増減率	在籍児童数	不登校児童数	不登校児童の割合	不登校児童数の増減率
		(A) （人）	(B) （人）	(B/A) （%）	（%）	(A) （人）	(B) （人）	(B/A) （%）	（%）	(A) （人）	(B) （人）	(B/A) （%）	（%）
1991年度	平成3年度	9,157,429	12,645	0.14	***	5,188,314	54,172	1.04	***	14,345,743	66,817	0.47	***
1992年度	平成4年度	8,947,226	13,710	0.15	8.4	5,036,840	58,421	1.16	7.8	13,984,066	72,131	0.52	8.0
1993年度	平成5年度	8,768,881	14,769	0.17	7.7	4,850,137	60,039	1.24	2.8	13,619,018	74,808	0.55	3.7
1994年度	平成6年度	8,582,871	15,786	0.18	6.9	4,681,166	61,663	1.32	2.7	13,264,037	77,449	0.58	3.5
1995年度	平成7年度	8,370,246	16,569	0.20	18.7	3,244,958	132,777	4.09	5.4	11,615,204	149,346	1.29	5.3
1996年度	平成8年度	8,105,629	19,498	0.24	17.7	4,527,400	74,853	1.65	15.1	12,633,029	94,351	0.75	15.6
1997年度	平成9年度	7,855,387	20,765	0.26	6.5	4,481,480	84,701	1.89	13.2	12,336,867	105,466	0.85	11.8
1998年度	平成10年度	7,663,533	26,017	0.34	25.3	4,380,604	101,675	2.32	20.0	12,044,137	127,692	1.06	21.1
1999年度	平成11年度	7,500,317	26,047	0.35	0.1	4,243,762	104,180	2.45	2.5	11,744,079	130,227	1.11	2.0
2000年度	平成12年度	7,366,079	26,373	0.36	1.3	4,103,717	107,913	2.63	3.6	11,469,796	134,286	1.17	3.1
2001年度	平成13年度	7,296,920	26,511	0.36	0.5	3,991,911	112,211	2.81	4.0	11,288,831	138,722	1.23	3.3
2002年度	平成14年度	7,239,327	25,869	0.36	▲ 2.4	3,862,849	105,383	2.73	▲ 6.1	11,102,176	131,252	1.18	▲ 5.4
2003年度	平成15年度	7,226,910	24,077	0.33	▲ 6.9	3,748,319	102,149	2.73	▲ 3.1	10,975,229	126,226	1.15	▲ 3.8
2004年度	平成16年度	7,200,933	23,318	0.32	▲ 3.2	3,663,513	100,040	2.73	▲ 2.1	10,864,446	123,358	1.14	▲ 2.3
2005年度	平成17年度	7,197,458	22,709	0.32	▲ 2.6	3,626,415	99,578	2.75	▲ 0.5	10,823,873	122,287	1.13	▲ 0.9
2006年度	平成18年度	7,187,417	23,825	0.33	4.9	3,609,306	103,069	2.86	3.5	10,796,723	126,894	1.18	3.8
2007年度	平成19年度	7,132,874	23,927	0.34	0.4	3,624,113	105,328	2.91	2.2	10,756,987	129,255	1.20	1.9
2008年度	平成20年度	7,121,781	22,652	0.32	▲ 5.3	3,603,220	104,153	2.89	▲ 1.1	10,725,001	126,805	1.18	▲ 1.9
2009年度	平成21年度	7,063,606	22,327	0.32	▲ 1.4	3,612,747	100,105	2.77	▲ 3.9	10,676,353	122,432	1.15	▲ 3.4
2010年度	平成22年度	6,993,376	22,463	0.32	0.6	3,572,652	97,428	2.73	▲ 2.7	10,566,028	119,891	1.13	▲ 2.1
2011年度	平成23年度	6,887,292	22,622	0.33	0.7	3,589,774	94,836	2.64	▲ 2.7	10,477,066	117,458	1.12	▲ 2.0
2012年度	平成24年度	6,764,619	21,243	0.31	▲ 6.1	3,569,010	91,446	2.56	▲ 3.6	10,333,629	112,689	1.09	▲ 4.1
2013年度	平成25年度	6,676,920	24,175	0.36	13.8	3,552,455	95,442	2.69	4.4	10,229,375	119,617	1.17	6.1
2014年度	平成26年度	6,600,006	25,864	0.39	7.0	3,520,730	97,033	2.76	1.7	10,120,736	122,897	1.21	2.7
2015年度	平成27年度	6,543,104	27,583	0.42	6.6	3,481,839	98,408	2.83	1.4	10,024,943	125,991	1.26	2.5
2016年度	平成28年度	6,491,834	30,448	0.47	10.4	3,426,962	103,235	3.01	4.9	9,918,796	133,683	1.35	6.1
2017年度	平成29年度	6,463,416	35,032	0.54	15.1	3,357,435	108,999	3.25	5.6	9,820,851	144,031	1.47	7.7
2018年度	平成30年度	6,451,187	44,841	0.70	28.0	3,279,186	119,687	3.65	9.8	9,730,373	164,528	1.69	14.2
2019年度	平成31年度	6,395,842	53,350	0.83	19.0	3,248,093	127,922	3.94	6.9	9,643,935	181,272	1.88	10.2
2020年度	平成32年度	6,333,716	63,350	1.00	18.7	3,244,958	132,777	4.09	3.8	9,578,674	196,127	2.05	8.2

[21] 文部科学省（2021）『令和 2 年度「児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査」』より

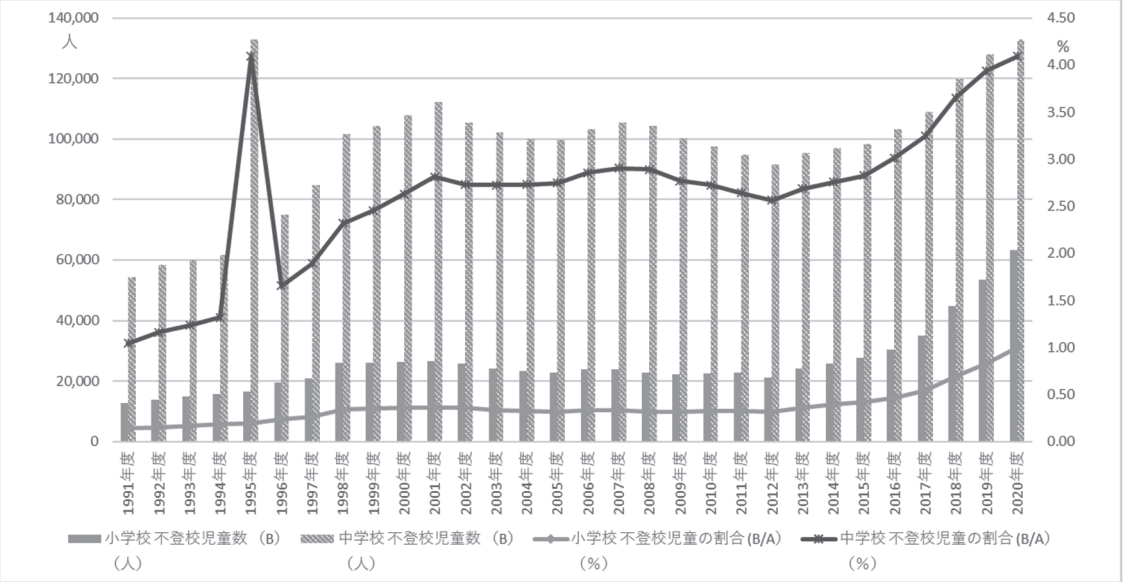


図２　小・中学生の不登校児童数と割合の推移

不登校への対応については文部科学省の報告書（2017）の中で「事案が発生してからのみではなく、未然防止、早期発見、早期支援・対応、さらには、事案が発生した時点から事案の改善・回復、再発防止まで一貫した支援に重点をおいた体制づくりが重要である。」としてスクールカウンセラー（以下 SC）及びスクールソーシャルワーカー（以下 SSW）の重要性を報告している。SC も SSW も不登校の未然防止、早期発見及び支援・対応を行う。SC は児童生徒や保護者と面談を行い心の状態を把握して支援策を立案し助言する。不登校、いじめなどの児童生徒の問題行動等の背景には、児童生徒の心の問題とともに、家庭、友人関係、学校、地域など児童生徒の置かれている環境の問題もあり、児童生徒の心と環境の問題が複雑に絡み合っていることから、SC のほかに児童生徒の置かれている環境に働き掛けて子供の状態を改善するため、学校と関係機関をつなぐ存在として SSW が存在する。

SC の配置形態は単独校方式（配置された学校のみを担当するもの）、拠点校方式（拠点となる学校に配置され、併せて近隣校を対象校として担当するもの）、巡回方式（教育委員会に配置され、複数校を定期的に巡回するもの）があり、SSW は SC の配置形態に加えて派遣方式（教育委員会に配置され、学校からの要請に応じて派遣するもの）がある。

海老名市では小学校には SC として教育支援センター相談員を派遣し、教員や保護者の相談を受け、中学校には神奈川県から SC が各中学校に原則週 1 日派遣され、生徒・保護者や教員からの相談を受けるといった体制をとっている。SSW は派遣方式で 1 名を雇用し、市内の全小中学校を対応している。

2017 年度の全国の SC 及び SSW の活動日数の状況は表 18 及び表 19 のとおりである。SC の公立、私立、国立の合計は配置実績なしが約 17%、SSW は約 58%となっており、不

登校児童生徒数が年々増加傾向にあるが、SC 及び SSW の配置状況はまだまだ芳しくないように見える。

表 18　2017 年度スクールカウンセラーの活動日数の状況[22]

活動日数	学校区分	合計	合計	小学校	小学校	中学校	中学校	高等学校	高等学校	特別支援学校	特別支援学校
		学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】
常駐	合計	429	1.2	30	0.2	201	1.9	196	3.5	2	0.2
年間140日以上(常駐を除く)		349	0.9	60	0.3	157	1.5	130	2.3	2	0.2
年間139日～105日		437	1.2	166	0.8	155	1.5	115	2	1	0.1
年間104日～70日		1,497	4	522	2.6	635	6.2	337	6	3	0.3
年間69日～35日		8,202	22.2	2,614	13.1	4,401	42.7	1,152	20.4	35	3.1
年間34日～1日		19,512	52.8	11,815	59.4	4,310	41.8	2,995	53	392	34.6
年間0日(配置実績なし)		6,547	17.7	4,675	23.5	449	4.4	726	12.8	697	61.6
常駐	公立	103	0.3	8	0	90	0.9	3	0.1	2	0.2
年間140日以上(常駐を除く)		150	0.4	55	0.3	78	0.8	16	0.4	1	0.1
年間139日～105日		285	0.8	159	0.8	103	1.1	22	0.5	1	0.1
年間104日～70日		1,099	3.2	485	2.5	497	5.2	114	2.8	3	0.3
年間69日～35日		7,574	22.1	2,538	13	4,191	44.2	816	19.8	29	2.7
年間34日～1日		19,003	55.5	11,730	59.9	4,163	43.9	2,729	66.2	381	35.5
年間0日(配置実績なし)		6,041	17.6	4,608	23.5	352	3.7	425	10.3	656	61.1
常駐	私立	324	12.9	21	9.3	110	14.5	193	12.8	0	0
年間140日以上(常駐を除く)		193	7.7	5	2.2	74	9.8	113	7.5	1	7.1
年間139日～105日		146	5.8	5	2.2	49	6.5	92	6.1	0	0
年間104日～70日		385	15.4	30	13.2	133	17.6	222	14.7	0	0
年間69日～35日		560	22.4	55	24.2	179	23.6	326	21.6	0	0
年間34日～1日		434	17.3	53	23.3	118	15.6	261	17.3	2	14.3
年間0日(配置実績なし)		463	18.5	58	25.6	94	12.4	300	19.9	11	78.6
常駐	国立	2	0.9	1	1.4	1	1.3	0	0	0	0
年間140日以上(常駐を除く)		6	2.8	0	0	5	6.5	1	5.3	0	0
年間139日～105日		6	2.8	2	2.8	3	3.9	1	5.3	0	0
年間104日～70日		13	6.1	7	9.7	5	6.5	1	5.3	0	0
年間69日～35日		68	31.9	21	29.2	31	40.3	10	52.6	6	13.3
年間34日～1日		75	35.2	32	44.4	29	37.7	5	26.3	9	20
年間0日(配置実績なし)		43	20.2	9	12.5	3	3.9	1	5.3	30	66.7

表 19　2017 年度スクールソーシャルワーカーの活動日数の状況[23]

活動日数	学校区分	合計	合計	小学校	小学校	中学校	中学校	高等学校	高等学校	特別支援学校	特別支援学校
		学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】	学校数【校】	構成比【%】
常駐	合計	114	0.3	30	0.2	50	0.5	34	0.6	0	0
年間168日以上(常駐を除く)		102	0.3	31	0.2	46	0.4	23	0.4	2	0.2
年間167日～126日		136	0.4	38	0.2	78	0.8	20	0.4	0	0
年間125日～84日		396	1.1	151	0.8	194	1.9	49	0.9	2	0.2
年間83日～42日		1,157	3.1	466	2.3	571	5.5	118	2.1	2	0.2
年間41日～1日		13,473	36.4	8,182	41.2	4,183	40.6	995	17.6	113	10
年間0日(配置実績なし)		21,594	58.4	10,984	55.2	5,186	50.3	4,411	78.1	1,013	89.5
常駐	公立	74	0.2	28	0.1	40	0.4	6	0.1	0	0
年間168日以上(常駐を除く)		93	0.3	31	0.2	44	0.5	16	0.4	2	0.2
年間167日～126日		126	0.4	38	0.2	73	0.8	15	0.4	0	0
年間125日～84日		384	1.1	150	0.8	189	2	43	1	2	0.2
年間83日～42日		1,117	3.3	462	2.4	552	5.8	101	2.4	2	0.2
年間41日～1日		13,369	39	8,169	41.7	4,149	43.8	938	22.7	113	10.5
年間0日(配置実績なし)		19,092	55.7	10,705	54.7	4,427	46.7	3,006	72.9	954	88.9
常駐	私立	40	1.6	2	0.9	10	1.3	28	1.9	0	0
年間168日以上(常駐を除く)		9	0.4	0	0	2	0.3	7	0.5	0	0
年間167日～126日		10	0.4	0	0	5	0.7	5	0.3	0	0
年間125日～84日		12	0.5	1	0.4	5	0.7	6	0.4	0	0
年間83日～42日		37	1.5	3	1.3	17	2.2	17	1.1	0	0
年間41日～1日		97	3.9	10	4.4	30	4	57	3.8	0	0
年間0日(配置実績なし)		2,299	91.8	211	93	688	90.9	1,386	92	14	100
常駐	国立	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
年間168日以上(常駐を除く)		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
年間167日～126日		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
年間125日～84日		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
年間83日～42日		3	1.4	1	1.4	2	2.6	0	0	0	0
年間41日～1日		7	3.3	3	4.2	4	5.2	0	0	0	0
年間0日(配置実績なし)		203	95.3	68	94.4	71	92.2	19	100	45	100

[22] e-Stat 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果(令和 2 年度)より

[23] 20 と同じ

次にSSWの活動事例を令和２年度スクールソーシャルワーカー活用事業実践活動事例集からみていく。神奈川県の事例１では、保護者の精神疾患が原因で就労・育児が不安定となり、不登校となった児童のいる家庭に対して、SSW は生活保護受給の支援及び児童との面談をとおして児童が別室登校できるようになった。事例２では保護者のネグレクトと児童の知的障害が不登校やその傾向につながっていたが、SSW の介入により、児童には療育手帳を取得し特別支援級への転籍、保護者には住宅確保給付金や職業訓練などの福祉制度を説明することで就労に前向きに取り組むようになった。事例３ではヤングケアラーによる不登校に対して、包括支援センター、障害者自立支援センター、社会福祉協議会などの関係機関を支援者とし、児童と同居家族のそれぞれを支援する環境を整えたことで、児童の自立に向けた支援につながったとしている[24]。SSW の介入は不登校児童を抱える世帯に対し、生活状況の改善に一定の効果がうかがえる。

また、2022 年 1 月にある SSW から聞き取り調査をしたところ、上記の事例のように各児童や世帯ごとに抱える問題は様々で、家庭訪問等をとおして児童、保護者との面談から問題点を探りだし、社会福祉協議会を通じた支援ボランティアの紹介、生活保護申請の付き添い、民生委員への見守り協力依頼、児童相談所や自治体福祉部門等の関係機関との調整やケース会議を開くなどして対応しているとのことであった。当該SSWは各ケースに対して十分な対応が出来ず優先順位をつけて対応しているのが実情で、不登校などの問題が顕在化する前の予防的措置（学習支援、フリースクールやフリースペースとのネットワーク構築等）を講じることの必要性を挙げており、またそのための人材不足を課題の一つとして挙げていた。

ひとり親は家計を支える役割と子育ての役割を１人で担うため、児童が不登校となった際は、ふたり親と比べるとその負担は非常に大きなものになる。そのような世帯へ十分なSSW の支援を供給することは、子育て世帯とりわけ、ひとり親世帯には安心した子育てを送る一要素になり得、生活の安定にも寄与すると期待される。また、SSW による支援は準公共財とも考えられる。準公共財は同時消費の性格は持つが必ずしも非排除性の性格を持たない財であり、その供給は公共部門により行われることが望ましいと考えられることがある。需要に対して供給が不足しているようであれば、SSW の増員は公共部門の重要な役割とも捉えられる。

SSW の活用には人材の不足だけでなく雇用待遇にも課題があると思われる。雇用期間を１年とする自治体が多いが、SSW の活動は一時的な対応で問題をかかえる児童、家庭が改善するとは考えにくく長期的な対応ができるよう雇用形態の改善も併せて必要である。

[24] 文部科学省　令和２年度スクールソーシャルワーカー活用事業実践活動事例集より

6　おわりに

本研究においては自治体独自の再分配政策として実施されている海老名市ひとり親家庭等家賃助成事業を例に行ったが、研究における課題を記載する。

4.1 の賃貸市場における入居差別については賃貸仲介事業者へのヒアリングによる確認のため、事業者の主観的な要素が強く客観的なデータに基づいた検証が必要である。

4.3.1 では就労インセンティブの阻害効果を検証したが助成額が少額なことに加え、一つの自治体のマイクロデータのみで検証したことからサンプル数が不足し有意な結果が得られなかった可能性がある。同様の事業を行う自治体のデータによる検証も必要である。これは賃貸市場への介入効果についても同様である。

5 の政策提言においては、4.4 のひとり親からの相談事例で確認された事項について提言しているがひとり親の困り事は多岐に渡るため、就労支援員や SSW の増員をもってしてひとり親世帯の抱える問題のすべてが解決するとは考えにくい。地域よってもひとり親の抱える問題は異なると考えられるため、各自治体のひとり親の抱える課題の整理とそのデータがオープン化され、ひとり親世帯にかかわる研究が充実していくことを期待したい。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、まちづくりプログラムディレクターをはじめとするまちづくりプログラム教員の皆様、客員教授の皆様からの御指導をいただくとともに貴重なご意見をいただきました。心より感謝申し上げます。

また分析データの提供並びにヒアリング等にご協力をいただいた海老名市保健福祉部国保医療課、こども育成課、生活支援課、教育部教育支援課及びご担当の方々にも御礼申し上げます。

最後に、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えてくださった派遣元、一年間苦楽を共に過ごしたまちづくりプログラムの同期の皆様、貴重なアドバイスをくださった諸先輩方、友人並びに学生生活を支えてくださった家族に深く感謝申し上げます。

なお、本論文における内容に関する誤りは全て筆者に帰属し、本論文の内容は所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考・引用文献

・秋山博介 "不登校についての一考察その 2: 学校教育とひきこもり, フリーター, ニートとの関係." 実践女子大学生活科学部紀要 44 (2007): 1-14.
・阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義（2008）『生活保護の経済分析』東京大学出版会
・八田達夫（2008）『ミクロ経済学Ⅱ』東洋経済新報社
・金本良嗣 "住宅補助政策の経済学." 都市住宅学 1993.4 (1993): 12-19.
・木村文香・伊藤秀樹 "スクールソーシャルワーカーの導入による不登校対応の変化." 情報と社会 21 (2011): 113-127.
・駒村康平・山田篤裕・四方理人・田中総一郎・丸山桂（2015）『社会政策－福祉と労働の経済学』有斐閣
・堺恵 "児童扶養手当制度の成立過程における制度創設の経緯: 1959 年から 1961 年までの国会審理および新聞報道からの考察." 社会福祉学 55.4 (2015): 14-29.
・鈴木亘 "脱路上生活者の就労継続期間の分析 (特集 ホームレスの実態と政策課題)." 季刊社会保障研究 45.2 (2009): 161-169.
・野田秀孝 "生活困窮者自立支援制度に関する一考察: 地域福祉視点からの支援システム." とやま発達福祉学年報 8 (2017): 27-31.
・松浦寿幸（2010）『Stata によるデータ分析入門』東京図書
・N・グレゴリー・マンキュー（著）足立英之ほか（訳）(2005)『マンキュー経済学Ⅰ ミクロ編』東洋経済印刷

インターネット情報

・海老名市「海老名市ひとり親家庭等家賃助成要綱」URL：https://www.city.ebina.kanagawa.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/006/660/youkou_210701.pdf（参照日：2021 年 12 月 1 日閲覧）
・厚生労働省「令和元年国民生活基礎調査の概況」URL：https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/index.html（参照日：2021 年 12 月 1 日閲覧）
・厚生労働省「平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査結果報告」URL：https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000188147.html（参照日：2021 年 12 月 1 日閲覧）
・厚生労働省「生活困窮者自立支援制度における支援状況調査集計結果」URL：https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000092189.html（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・厚生労働省「事業実施状況調査（任意事業の実施、支援員の配置状況）」URL：https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000059401_00004.html（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）

・厚生労働省「生活困窮者自立支援制度」URL：https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000059425.html（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・参議院「第 34 回国会参議院社会労働委員会第 26 号」URL：https://kokkai.ndl.go.jp/#/detail?minId=103414410X02619600421&current=29（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・全国賃貸住宅新聞「2021 賃貸仲介件数ランキング①」URL：https://www.zenchin.com/news/post-6385.php （2021 年 12 月 10 日閲覧）
・三菱ＵＦＪリサーチ＆コンサルティング（2020）「生活困窮者自立支援制度における就労支援の効果的な実施に向けた調査研究事業報告書」19 頁　URL：https://www.mhlw.go.jp/content/12200000/000651437.pdf（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・文部科学省（2017）「児童生徒の教育相談の充実について～学校の教育力を高める組織的な教育相談体制づくり～（報告）」URL：https://www.pref.shimane.lg.jp/izumo_kyoiku/index.data/jidouseitonokyouikusoudannjyuujitu.pdf　5 頁（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・文部科学省（2021）「令和 2 年度「児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査」」URL：https://www.mext.go.jp/content/20211007-mxt_jidou01-100002753_1.pdf（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・文部科学省「令和 2 年度スクールソーシャルワーカー活用事業実践活動事例集」URL：https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/seitoshidou/mext_00002.html（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・e-Stat「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果　8.教育相談(令和 2 年度)」 URL：https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00400304&kikan=00400&tstat=000001112655&cycle=0&tclass1=000001158557&tclass2=000001158558&tclass3=000001158566&tclass4val=0（参照日：2021 年 12 月 12 日閲覧）
・CHINTAI 情報局「賃貸物件を借りるときに必要な「連帯保証人」と「保証会社」の基礎知識」URL：https://www.chintai.net/news/2016/02/08/5766/（参照日：2021 年 12 月 23 日閲覧）

表５　変数の説明

変数名	説明
家賃助成ダミー	家賃助成を受給していれば１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額10%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が10％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額20%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が10%以上～20％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額30%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が20%以上～30％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額40%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が30%以上～40％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額50%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が40%以上～50％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額60%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が50%以上～60％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額70%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が60%以上～70％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額80%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が70%以上～80％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額90%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が80%以上～90％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
控除後所得／限度額100%未満	所得制限限度額に対する控除後所得が90%以上～100％未満なら１、それ以外は０をとるダミー変数
家賃ダミー×控除後所得／限度額10%未満	１と２の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額20%未満	１と３の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額30%未満	１と４の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額40%未満	１と５の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額50%未満	１と６の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額60%未満	１と７の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額70%未満	１と８の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額80%未満	１と９の交差項
家賃ダミー×控除後所得／限度額100%未満	１と１０の交差項
扶養人数	所得税法上の扶養人数
老人扶養人数	所得税法上の老人扶養人数
特定扶養人数	児童扶養手当法施行令第二条の四で規定する特定扶養人数
支給対象児童数	児童扶養手当法第三条一項で定義する児童
次年度本人所得超過ダミー	次年度が所得超過なら１、それ以外は０をとるダミー変数

表６　基本統計量

変数名	観測数	平均	標準誤差	最小	最大
家賃助成ダミー	1728	0.3958333	0.4891705	0	1
控除後所得／限度額10%未満	1728	0.2112269	0.4082971	0	1
控除後所得／限度額20%未満	1728	0.0688657	0.253299	0	1
控除後所得／限度額30%未満	1728	0.0804398	0.2720516	0	1
控除後所得／限度額40%未満	1728	0.0943287	0.2923701	0	1
控除後所得／限度額50%未満	1728	0.1047454	0.3063137	0	1
控除後所得／限度額60%未満	1728	0.1209491	0.3261625	0	1
控除後所得／限度額70%未満	1728	0.0960648	0.2947654	0	1
控除後所得／限度額80%未満	1728	0.0833333	0.2764654	0	1
控除後所得／限度額90%未満	1728	0.0827546	0.2755907	0	1
控除後所得／限度額100%未満	1728	0.0572917	0.2324664	0	1
扶養人数	1728	1.474537	0.9328588	0	10
老人扶養人数	1728	0.0225694	0.1703564	0	2
特定扶養人数	1728	0.4108796	0.6652407	0	4
支給対象児童数	1728	1.451968	0.6685998	0	9
次年度本人所得超過ダミー	1438	0.0834492	0.2766563	0	1

表７　推計結果

変数名	限界効果	標準誤差	P値
家賃助成ダミー	0.0012601	0.0168577	0.94
控除後所得／限度額10%未満	-0.0217234	0.0180564	0.363
控除後所得／限度額30%未満	0.0590565	0.0482583	0.463
控除後所得／限度額40%未満	-0.065491	0.0649633	0.18
控除後所得／限度額50%未満	0.0462095 ***	0.011628	0
控除後所得／限度額60%未満	0.0569038	0.0543678	0.237
控除後所得／限度額70%未満	0.1582811	0.0633157	0.189
控除後所得／限度額80%未満	0.2674687 **	0.1084893	0.012
控除後所得／限度額90%未満	0.3366633 ***	0.1348949	0
控除後所得／限度額100%未満	0.0094717 ***	0.1629349	0
家賃ダミー×控除後所得／限度額10％未満	0.000236	0.0424387	0.802
家賃ダミー×控除後所得／限度額20％未満	-0.0132394	0.0375131	0.995
家賃ダミー×控除後所得／限度額30％未満	-0.0200902	0.0180022	0.597
家賃ダミー×控除後所得／限度額40％未満	0.9824665	0.0097648	0.29
家賃ダミー×控除後所得／限度額50％未満	0.018074 ***	0.00253	0
家賃ダミー×控除後所得／限度額60％未満	-0.0094249	0.0369076	0.544
家賃ダミー×控除後所得／限度額70％未満	0.0109202	0.0180915	0.669
家賃ダミー×控除後所得／限度額80％未満	-0.0030334	0.0308553	0.681
家賃ダミー×控除後所得／限度額90％未満	-0.0035878	0.0203647	0.888
扶養人数	0.0273215	0.0051278	0.485
老人扶養人数	-0.0085029 *	0.0150982	0.063
特定扶養人数	0.003831	0.0065914	0.195
支給対象児童数	0.0038742	0.0062867	0.543

***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に優位であることを示す

表９　変数の説明

項番	変数名	説明
1	海老名市ダミー	物件所在地が海老名であれば１、それ以外は０をとるダミー変数
2	最寄り駅までの時間	最寄り駅までの徒歩所要時間（分）
3	礼金	物件の礼金
4	敷金	物件の敷金
5	管理費又は共益費	物件の管理費又は共益費
6	所在階	物件の所在階
7	築年数	2021年時点の築年数
8	ワンルームダミー	物件がワンルームなら１、それ以外は０をとるダミー変数
9	1Kダミー	物件が１Kなら１、それ以外は０をとるダミー変数
10	1DKダミー	物件が１DKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
11	1SDKダミー	物件が１SDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
12	1LDKダミー	物件が１LDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
13	1SLDKダミー	物件が１SLDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
14	2Kダミー	物件が２Kなら１、それ以外は０をとるダミー変数
15	2DKダミー	物件が２LDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
16	2LDKダミー	物件が２LDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
17	2SLDKダミー	物件が２SLDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
18	3DKダミー	物件が３DKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
19	3Kダミー	物件が３Kなら１、それ以外は０をとるダミー変数
20	3LDKダミー	物件が３LDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
21	3SDKダミー	物件が３SDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数
22	４DKダミー	物件が４Dなら１、それ以外は０をとるダミー変数
23	４SLDKダミー	物件が４SLDKなら１、それ以外は０をとるダミー変数

表 10　基本統計量

変数名	観測数	平均	標準誤差	最小	最大
賃料	792	51870.08	19294.15	17000	180000
海老名市ダミー	792	0.5138889	0.5001229	0	1
最寄り駅までの時間	792	9.364899	6.005217	0	50
礼金	792	20162.25	30476.5	0	200000
敷金	792	29511.74	43837.29	0	360000
管理費又は共益費	792	2733.207	1957.125	0	15000
所在階	790	2.055696	1.255431	1	14
築年数	790	24.21899	12.89438	-1	59
ワンルームダミー	792	0.1691919	0.3751583	0	1
1Kダミー	792	0.4482323	0.4976271	0	1
1DKダミー	792	0.0391414	0.1940539	0	1
1SDKダミー	792	0.0075758	0.0867633	0	1
1LDKダミー	792	0.0505051	0.2191231	0	1
1SLDKダミー	792	0.0037879	0.0614679	0	1
2Kダミー	792	0.030303	0.1715281	0	1
2DKダミー	792	0.1085859	0.3113155	0	1
2LDKダミー	792	0.0492424	0.2165105	0	1
2SLDKダミー	792	0.0037879	0.0614679	0	1
3DKダミー	792	0.0580808	0.234044	0	1
3Kダミー	792	0.0037879	0.0614679	0	1
3LDKダミー	792	0.0239899	0.1531143	0	1
3SDKダミー	792	0.0012626	0.0355335	0	1
４DKダミー	792	0.0012626	0.0355335	0	1
４SLDKダミー	792	0.0012626	0.0355335	0	1

表 11　推計結果

変数名	係数	標準誤差	t 値	P 値
海老名市ダミー	2800.232	2239.282	1.25	0.212
最寄り駅までの時間	6.985723	48.3545	0.14	0.885
礼金	0.0830875 ***	0.0116296	7.14	0
敷金	0.0568144 ***	0.0093168	6.1	0
管理費又は共益費	-0.0759291	0.1734942	-0.44	0.662
所在階	1796.489 ***	250.1513	7.18	0
築年数	-936.2729 ***	28.1146	-33.3	0
ワンルームダミー	-30799.08 ***	7821.206	-3.94	0
1Kダミー	-30025.02 ***	7798.804	-3.85	0
1DKダミー	-17783.9 **	7924.084	-2.24	0.025
1SDKダミー	5945.619	8587.851	0.69	0.489
1LDKダミー	-7347.498	8237.528	-0.89	0.373
1SLDKダミー	-19935.82 **	9270.068	-2.15	0.032
2Kダミー	-11508.01	7966.357	-1.44	0.149
2DKダミー	-6861.457	7850.891	-0.87	0.382
2LDKダミー	269.0303	8024.241	0.03	0.973
2SLDKダミー	13593.05	9023.259	1.51	0.132
3DKダミー	-1350.61	8002.24	-0.17	0.866
3Kダミー	-3293.354	8981.614	-0.37	0.714
3LDKダミー	8820.295	8053.065	1.1	0.274
４DKダミー	15180.85	10933.71	1.39	0.165
４SLDKダミー	88994.57 ***	11280.91	7.89	0
海老名市ダミー×ワンルームダミー	3763.637	2611.249	1.44	0.15
海老名市ダミー×1Kダミー	5633.432 **	2371.431	2.38	0.018
海老名市ダミー×1DKダミー	-1787.391	3889.213	-0.46	0.646
海老名市ダミー×1LDKダミー	-6450.839 *	3685.882	-1.75	0.08
海老名市ダミー×2DKダミー	-4656.857 *	2773.612	-1.68	0.094
海老名市ダミー×2LDKダミー	-4150.634	3424.705	-1.21	0.226
海老名市ダミー×3DKダミー	-2955.565	3248.496	-0.91	0.363
定数項	85877.96 ***	7854.916	10.93	0

***,**,*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

総合設計制度の公開空地による影響について
－港区を事例として－

＜要旨＞

少子高齢化や生産年齢人口の減少が進む日本で、まちづくりのあり方も変わってきている。昔は開発（ディベロップメント）がメインで次々と開発を行い、住宅やオフィスを建設していた高度成長期の時代から７０年余りが経ち、管理運営（マネジメント）をメインとした賑わいのあるまちづくりの時代へと変化してきた。その中で魅力あるまちづくりを推進し、街中にある街路空間、空地、広場などが官民のパブリック空間を人中心の空間に転換したまちづくりを形成するようになってきている。総合設計制度の公開空地も公共空間として、その一つに挙げられることから、今回の研究で公開空地のあり方について、定量的な分析を使用して、周辺への影響を考えていくことが目的である。

本論文では、総合設計制度許可実施一覧の港区の物件に絞って、公開空地の形状により周辺の公示地価に与える影響をヘドニック・アプローチにより定量的に分析を行った。また、総合設計制度を用いた建物の 250m メッシュにおける流動人口についても重回帰分析にて分析を行った。

分析の結果、公開空地の形状については、緑化・地域活動等の正の外部性の要素もあり、道路段差・敷地内通路・壁面緑化・外周部チェーン等の負の外部性の要素もあり、一概には言えないことが定量的に表すことができた。また、容積率アップされた場合は、様々な要素により周辺へは正の外部性をもたらし、公開空地は立地や場所・規模などの要素により負の外部性が生じることがわかった。

こうした結果を踏まえて、今後、総合設計制度を使用して公開空地を創出する際は、場所や特定行政庁にもよるが、定量的な基準も必要ではないかと政策提言を行った。

2022 年 3 月
政策研究大学院大学
まちづくりプログラム
MJU21705　貫洞　ちはや

目次

第 1 章　はじめに 186

1.1 研究の背景、目的 186
1.2 先行研究 187
1.3 研究の構成 188

第 2 章 総合設計制度に関する概要 188

2. 1 総合設計制度の概要 188
2. 2 公開空地の概要 191
2.3 東京都「公開空地等のみどりづくり指針」の概要 195

第 3 章　公開空地が周辺地域に与える影響の理論分析 197

3.1 容積率規制と緩和について 197
3.2 公開空地による外部性の発生 198
3.3 問題意識 199

第 4 章 実証分析方法 200

4.1 分析方法 200
4.2 分析対象 200

第 5 章　公開空地が周辺地域に与える影響の実証分析 203

5. 1 推計モデル、推計結果と考察（公示地価） 203
5.1.1 推計モデル 1 203
5.1.2 実証分析結果 1 と考察 206
5.2 推計モデル、推計結果と考察（流動人口） 208
5.2.1 推計モデル 2 208
5.2.2 実証分析結果 2 と考察 211
5.3 問題意識に対する実証分析結果についての考察及び総括 213

第 6 章 まとめ. 214

6.1 政策提言 214
6.2 今後の課題 215
謝辞 216
参考文献 217

第 1 章　はじめに

1.1 研究の背景、目的

総合設計制度が 1970 年に創設されてから約 50 年が経過し、公開空間の使用の仕方に変化が出てきている。そもそも総合設計制度は、市街地に建築が密集し、公共的な空間が乏しいことから、建築物の周囲に一定の公開空地を確保するという目的で設けられた制度であるというのが、一つの理由として挙げられる。一定の公開空地を設けることで、市街地環境の整備改善が認められた場合、計画建物の容積率、高さ制限、斜線制限の緩和ボーナスを認め、大規模かつ高層の建築を可能にしている。[1]都心中心部の空洞化に対処するため、ビル内に住宅を確保した場合の容積率割増（市街地住宅総合設計制度、都心居住総合設計制度）なども拡充されている。

我が国では、少子高齢化が急速に進展した結果、2008 年度をピークに総人口が減少に転じており、人口減少時代を迎えている。[2]それに伴い空き地等の増加や、まちのにぎわいの喪失といった課題が発生するとともに、震災等の自然災害が頻発する中、従前にも増して都市の安全性と向上が強く求められるようになってきた。これらの課題について、公的主体が公共空間のみを用いて解決を図ることには限界があり、民間空間においても公共的機能の一部を担い、公民一体となって課題解決を図り、エリアの価値向上等を指向する取組が首都圏内の各地で見られる。[3]そのような現状の中、公開空地の利用の仕方も官民連携によりに賑わいの創出を生み出すようになってきている。

このように公共空間の在り方が変わってきている中、東京都は都市開発諸制度等で生まれる公開空地等において、みどりのネットワークの形成や快適性、安全性、景観など、その価値を一層向上させるため、平成 19 年 7 月に「公開空地等のみどりづくり指針」を定め運用をはじめた。[4]公開空地が容積率等緩和のために利用されるのとともに、その建物以外の人が通路として駅からのショートカットに使用したり、近所で働いている人がお昼に空地のベンチにきてランチをしたり、アトリウム空間でのフォーマーズマーケットやキッチンカーがきたりと、現在の公開空地の賑わいを生んでいる。公開空地の現在の在り方を調査すると同時に、どのような形状の公開空地が周辺に経済的外部性を与えるのかを定量的に検証することがこの研究目的である。今後の総合設計制度の利用時に、周辺への経済的影響を考慮した計画が立てることができれば良いのではと考える。

---

[1] 富田裕（2011.4）「総合設計をめぐる紛争と制度的解決に向けての考察」P78 日本不動産学会誌　第 24 巻第 4 号参考

[2] 総務省「国勢調査」「人口推計（各年 10 月 1 日現在）
（https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/h30/html/nd101100.html　閲覧日：2022 年 1 月 24 日

[3] 国土交通省　「平成 30 年主権整備に関する年次報告　第 1 章首都圏をめぐる最近の動向
第 2 節　首都圏における民間空間での公共的機能の発揮」

[4] 東京都都市整備局　「公開空地等のみどりづくり指針について（みどりの計画書）」

1.2 先行研究

これまでに総合設計制度に関する考察を行った研究は多数存在するが、公開空間の形状を定量的にはかった先行研究は見受けられない。本研究は、公開空地の形状を定量的にしめした基礎研究となる。

GRIPS の先行研究では、「総合設計制度における容積率緩和と公開空地に関する考察」鎌田泰広（2011）[5]がある。その前の先行研究では、「総合設計制度における外部効果の計測」山下英和（2004）[6]、「総合設計制度における容積率割増要因に関する研究–公益施設等の外部効果を中心に–」山下英和（2005）[7]、「総合設計制度による容積率割増を通じた建築物の誘導効果に関する研究–公開空地面積率に基づく容積率増を中心に–」山下英和（2007）[8]がある。これらの論文は、総合設計制度の容積率増加についての外部効果について分析したものである。これらの研究では、容積率割増のインセンティブとして、公開空地の地価に与える影響は、測れないという結果となっている。鎌田（2011）の研究では、加えて用途地域による効果をはかり、用途地域別に合わせて総合設計制度が必要だ、と政策提言をしている。しかし、公開空地の周囲への影響について計測できていない。また、山下（2004）の研究では、総合設計制度に関しては、正の外部効果をもたらす結果となっている。また、空地に関しては距離に応じて、面積が大きくなるほど大きくなり、距離が空地から離れるほど小さくなるという実証結果が出ている。今回この公開空地について、形状について定量的に掘り下げて研究をおこなっている。

また、東京都の「公開空地等みどりづくり指針」という条例が平成 19 年施行された。この条例に対する協議の実態を論文にしたものが、瀬島由実・村上暁信・有田智一（2017）「民有地緑化誘導における協議調整プログラムの実態と課題–東京都「公開空地等のみどりづくり指針」に基づく協議を事例に–」[9]である。指針の競技内容を事例として、東京都が公開空地の質について考えてもらう場というスタンスということが明記されている。結果、みどりづくり指針は定量的な緑基準では誘導できない、周辺への関連性、周辺地域のニーズを事業者に検討させる場としている、と書かれている。今回この指針が導入されたとこによる、公開空地の周辺への便益がどうのようになるかを定量的に計測することとした。

---

[5] 鎌田泰広（2011）「総合設計制度における容積率緩和と公開空地に関する考察」GRIPS まちづくりプログラム

[6] 山下英和（2004）「総合設計制度における外部効果の計測」都市住宅学会（47）,107－112,2004

[7] 山下英和（2005）「総合設計制度における容積率割増要因に関する研究–公益施設等の外部効果を中心に–」日本都市計画学会学術研究論文集 40,487-492,2005

[8] 山下英和（2007）「総合設計制度による容積率割増を通じた建築物の誘導効果に関する研究–公開空地面積率に基づく容積率増を中心に–」都市計画、別冊、都市計画論文集 42(2)80-87,2007-10-25 公益社団法人日本都市計画学会

[9] 瀬島由実・村上暁信・有田智一（2017）「民有地緑化誘導における協議調整プログラムの実態と課題–東京都「公開空地等のみどりづくり指針」に基づく協議を事例に–」公益社団法人日本都市計画学会　都市計画論文集 vol.52 No3 2007 年 10 月

1.3 研究の構成

本論文は全 6 章から構成される。第 1 章では、前述の通り、本研究の背景と目的を述べた上で、既住研究と本研究の位置づけと問題意識を明確にする。第 2 章では、総合設計制度に関する内容、定義、指針について整理をする。第 3 章では、総合設計制度の公開空地が周辺地域に与える影響の分析を行い、問題意識を導き出す。

第 4 章では、第 3 章の問題意識を定量的に測るため、実証分析方法について、分析対象と分析方法を説明する。第 5 章では、第 4 章の実証方法を用いて、はじめにヘドニックアプローチによる公示地価の実証分析と結果考察をまとめる。次に流動人口による実証分析をし、最後に両分析結果を比較し考察をまとめる。

第 6 章では、前章より求められた実証分析と考察により政策提言を導き出す。また、今回示すことの出来かった今後の課題を交えて展望する。

第 2 章 総合設計制度に関する概要

2.1 総合設計制度の概要[10]

総合設計制度は、建築基準法(昭和 25 年法律第 201 号。以下「法」という。)第 59 条の 2 の規定に基づき、「その敷地内に政令で定める空地を有し、かつ、その敷地面積が政令で定めるきぼ以上である建築物で、特定行政庁が交通上、安全上、防火上及び衛生上支障がなく、かつその建蔽率、容積率及び各部分の高さについて総合的な配慮がなされていることのより市街地の環境の整備改善に資すると認めて許可したものの容積率又は各部分の高さは許可の範囲において、規定限度を超えることができる。」[11]とある。これは、要約すると、一定規模以上の敷地面積及び一定割合以上の空地を有する建築計画について、その容積及び高さ等を緩和する基準を設けている。建築計敷地の大規模化による土地の有効かつ合理的な利用の促進並びに公共的な空地空間の確保による市街地環境の整備改善等を図ることを目的として創設されたものである。

総合設計制度の運用に関しては、国から下記通達及び助言が出されている。

「総合設計に係る許可準則の改正について」(昭 和 61 年 12 月 27 日)。

「総合設計許可準則に関する技術基準について」 昭 和 61 年 12 月 27 日付)。

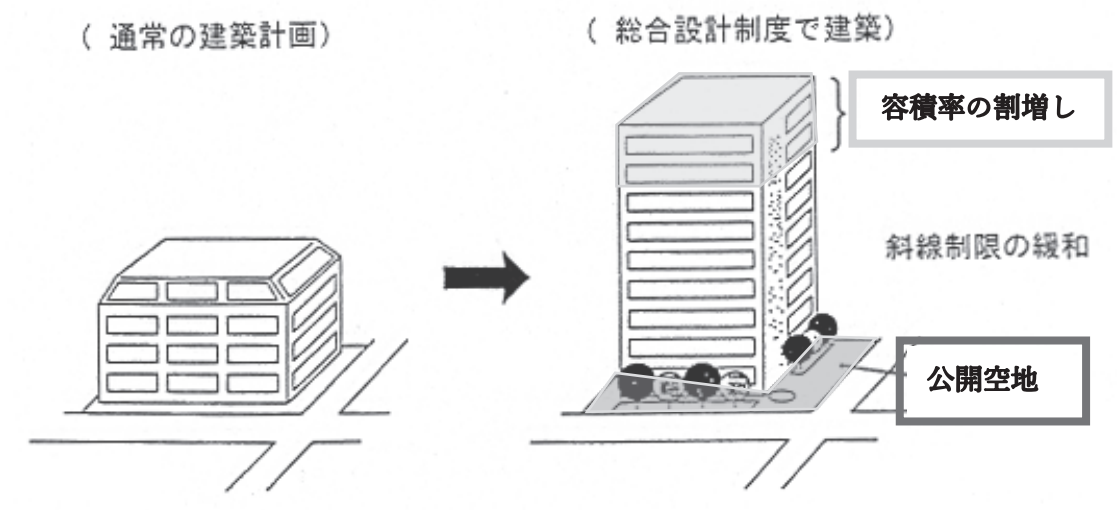
基本目標としては、東京都の都市づくりに関する計画に沿った良好な市街地環境の形成を目指し、建築活動を通じて市街地環境の向上に資するよう建築計画を誘導するため、市街地環境の改善、良好な建築・住宅ストックの形成、公共施設の機能の補完、市街地の防災機能の強化、福祉のまちづくりの推進、都心居住の推進、職と住とのバランスのとれた都市の形成、少子高齢社会にふさわしい住まいの整備、敷地の集約により質の高い市街地形成、良

---

[10] 東京都都市整備局　総合設計制度（https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/kenchiku/kijun/sogo_seido.html　閲覧日：2022 年 1 月 29 日）

[11] 建築基準法 E-Gov 法令検索
（https://elaws.egov.go.jp/document?lawid=325AC0000000201_20210826_503AC0000000044　検索日：2022 年 1 月 31 日）

好な都市景観の創造、緑化の推進、低酸素都市まちづくりの推進を総合設計制度の運用に当たっての基本目標としている。



建築物の容積率の割増しの限度（運用上の区分）

名称	名称	名称
総合設計制度（昭和45年創設）	基準容積率の1.5倍かつ200％増以内	
市街地住宅総合設計制度（昭和58年創設）	基準容積率の1.75倍かつ300％増以内	住宅の割合が1/4以上の場合
都心居住型総合設計制度（平成７年創設）	基準容積率の2.0倍かつ400％増以内	住宅の割合が3/4以上の場合
敷地規模型総合設計制度（平成９年創設）	上記の区分に応じ、各々の限度内	敷地規模に応じ容積率を割増し

図１　制度のイメージと種類[12]

総合設計の種類

(1)一般型総合設計

　定義としては、一般規模面積以上の計画敷地内に一定割合以上の公開空地を設ける総合設計である。住宅供給促 進型総合設計及び共同住宅建替誘導型総合設計以外のものをいう。

(2)住宅供給促進型総合設計

　定義としては、住宅の量的拡大から質の向上への転換を目的とし、大きく分けて以下の要件に適合する建築計画をいう。

[12] 国土交通省　総合設計制度（https://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/seido/kisei/59-2sogo.html　閲覧日 2022年１月 29 日）

ア 住宅の用途に供する部分の床面積の合計を乗じて得た数値以上であること。
イ 割増容積率に相当する部分の住宅の専有面積が 55 平方メートル以上であること。
(3)共同住宅建替誘導型総合設計
定義としては、良質な住宅ストックの形成に資することを目的とし、大きく分けて以下の要件に適する建築計画をいう。
ア 原則として、建築後 30 年を経過した主たる用途が共同住宅である建築物を建て替える計画であること。
イ 住宅用途以外の用途に供する部分の床面積の合計が、建替え前より増加しない計画であること。
ウ 割増容積率に相当する部分の住宅の専有面積が 55 平方メートル以上となる建築計画。
上記 3 種類の種類があり、東京都では 2021 年現在 758 物件が、総合設計制度の許可を受けている。大規模な開発を実施する場合、総合設計制度が使われることが多く、これにより公開空地面積も東京都では約 200 ヘクタール創出されることがわかる。

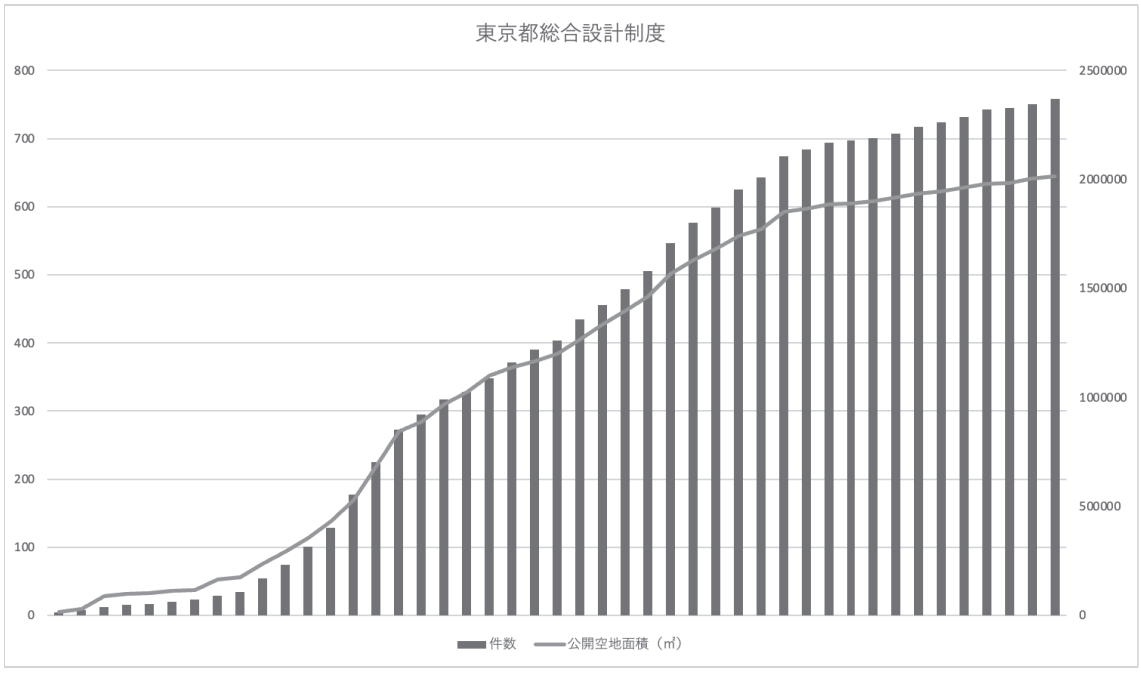


図 2　東京都総合設計制度許可数[13]

[13] 「東京都総合設計制度許可実績一覧表」（東京都）を基に作成

2.2 公開空地の概要

(1)公開空地の定義

計画建築物の敷地内の空地又は開放空間(アトリウム、ピロティ等及び人工地 盤等をいう。)のうち、日常一般に公開される部分(当該部分に設ける環境の向上に寄与する植栽、花壇、池泉等及び空地の利便の向上に寄与する公衆便所等の小規模の施設に係る土地並びに屋内に設けられるもの等で特定行政庁が深夜等に閉鎖することを認めるものを含み、車路並びに自動車及び自転車の駐車の用(実施細目に基づき承認を受けた自転車シェアリングは除く。)に供する部分を除く。)で、公開空地の規模・形状の基準に適合する帯状 又は一団の形態を成すものをいう。[14]

建物を建てるにあたり、容積率緩和等と受けるために空地を作り、その空地に関しては、公共の扱いとして、誰でもが使用していいと言うのが公開空地という。このような空地の種類としては、歩道上空地、貫通道路（屋外、屋内)、アトリウム空間、水辺沿い空地、広場状空地、人工地盤等、ピロティ等がある。

CORED 日本橋[15]



青山マンションズ

図３公開空地の例

[14] 東京都都市整備局　総合設計制度
（ https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/kenchiku/kijun/pdf/sogo_02.pdf?2101=　閲覧日：2022 年 1 月 31 日）

[15] OpenA COREDO 日本橋/公開空地の再生（https://www.open-a.co.jp/works/4492/　閲覧日：2022 年 1 月 31 日）

（２）公開空地の使用方法

少子高齢化や人口減少が進む我が国での都市再生にあたって、街中にある街路や公園広場、民間空地などを官民連携のパブリック空間として使用し、「居心地が良く歩きたくなる」まちづくりを形成する必要が出てきた。

人中心の空間形成をするにあたって、まちなかにおける空間の多様な利用促進が重要であり、貴重な資源となっている民間空地等についても、関連諸制度の目的範囲で、周辺との公共空間と一体となって多様な活用の取組みを進めるべきである。[16]

このような状況から、総合設計制度における公開空地に関して、賑わい活動を許可している団体が１２団体ある。[17]その中から、東京都を事例に紹介をしたい。はじめに、公開空地を賑わい空間として使用するのはどのような申請が必要かと言うと、東京都の場合、「東京のしゃれた街並みづくり推進条例」の申請を行い、「まちづくり団体の登録制度」を行う。まちづくり団体の登録制度とは、地域の特性を生かし魅力を高めるまちづくり活動を主体的に行う団体のことで、これにより地域まちづくり活動として、「街並み景観づくり活動」及び「公開空地等の活用により地域のにぎわい向上を図る活動」ができる。占用期間としては、連続 90 日以内、年間 180 日以内の公開空地を利用したにぎわい活動等ができる。



大手町プレイス[18]

図４　活動事例（公開空地を利用したオープンカフェ）

16 国土交通省　民間空地等の多様な利活用に関する事例集（https://www.mlit.go.jp/toshi/common/010000101.pdf 閲覧日：1 月 31 日）

17 石井拓弥　岡井有佳（2020）「総合設計制度における公開空地の占用行為に関する一考察：東京のしゃれた街並みづくり推進条例に着目して」日本都市計画学会関西支部研究発表会講演概要集

18 エリマネこ　公開空地を利用して with コロナのオフィスエリアをアップデータ｜大手町プレイス｜Soto de Lunch レポート　（https://erimane.com/report-sotodelunch/　閲覧日：1 月 31 日）写真引用



丸の内オアゾ　コンサート[19]



品川インターシティ　キッチンカー[20]

図５　活動事例(・広場やアトリウムなどの公開空地等におけるイベント)

地域の賑わいを創出するために、現在、横浜市、大阪市、広島市、福岡市などの地域でもオープンカフェ、コンサート、キッチンカーの設置など、いろいろな取り組みが行われている。その他には、占用使用の申請で駐車場として使用が可能になり、シェア自転車なども活用している。

また、近年の公開空地の用途として、防災・安全の確保ということで、備蓄倉庫として利用されている。東北地震の際も、東京で帰宅困難者や、災害時の避難者の安全確保の面からもこうした空地に防災備蓄倉庫や自家用発電機を準備しておくことは、都市直下型地震へのレジリエントになると予測される。

表１公開空地の利用方法

	東京都総合設計	755件	
	施設・性能	件数	具体例
1位	中水道・雨水ろか施設	74	タワーマンション
2位	地域冷暖房	41	豊島区役所
3位	防災備蓄倉庫	38	浜離宮インターシティ
	地下鉄出入口	30	
	コージェネレーション施設	5	
	集会施設	5	
	変電所	5	
	保育所	4	
	エコキュート	3	
	公共空地	3	
	一時滞在施設	2	
	集会施設・防災倉庫	2	
	博物館	2	
	JR出入口	1	
	ＪＲ非常口	1	
	ギャラリー	1	
	コミュニティギャラリー	1	
	コミュニテーセンター	1	

[19] 国土交通省　民間空地等の多様な利活用に関する事例集　ラ・フォル・ジュネル TOKYO2019 運営委員会東京都千代田区　（https://www.mlit.go.jp/toshi/common/010000101.pdf　閲覧日：1 月 31 日）写真引用

[20] 品川カフェ　品川インターシティキッチンカーのメニュー（https://shinagawa-coffee.com/tlunch/　閲覧日：1 月 31 日）写真引用

そしてもう一つ外せない要素が環境への取り組みになる。脱炭素社会の背景がある現在、2050 年までに温室効果ガスをゼロにすると発言した日本として、建設業が占める二酸化炭素の割合は、全体の 43%を占めている。そのうち建築物運用時にかかる二酸化炭素排出量は、13%にのぼる。[21]このことからも建築が建ったあと、いかに二酸化炭素の排出を少なくすることが重要であるという点で考えると、地域冷暖房[22]（一定地域内の建物群に熱供給設備（地域冷房プラント）・冷水・温水・蒸気などの熱媒を地域道管を通して供給し、冷房・暖房・給湯を行うシステム）やコージェネレーション施設[23]（天然ガス、石油、LP ガス等を燃料として、エンジン、タービン、燃料電池等の方式により発電し、その際に生じる廃熱も同時に回収するシステム）を利用し、建物を維持管理していることがわかる。

現在の総合設計制度の緩和事項の中にも、防災による容積率緩和や環境性能による容積率緩和が取り組まれている。今後はより一層建物計画を行うときに、必須条件となってくる要素である。

（3）公開空地の形状

公開空地の形状の基準がある。本研究において、この形状についての外部効果を測るため、明記をする。

1 歩道状空間（幅員 3 m 以上かつ通行可能部分 2 m 以上）
2 貫通通路
3 アトリウム
4 水辺沿い空地
5 駅前広場
6 広場状空地（幅は 4 m 以上であること。高低差 3 m 以内）
7 公開空地に含まれるピロティ等の人口地盤等

（4）公開空地の管理

公開会空地は誰の持分なのかというと、分譲マンションであれば区分所有者の持ち物であり、オフィスビルなどであればビルの所有者のものとなる。管理については、基本的にはマンションの管理組合やビル所有者が管理を行うことになっているのが通常である。

横浜市では、「公開空地の維持管理について」[24]ということで、維持管理の責務、公開空地

---

[21] コンクリートメディカルセンター　カーボンニュートラル（脱炭素）とコンクリート（https://concrete-mc.jp/carbon_neutral-concrete/　閲覧日：2022 年 1 月 31 日）

[22] 一般財団法人　都市環境エネルギー協会　地域冷暖房とは　（https://www.dhcjp.or.jp/about/　閲覧日：2022 年 2 月 1 日）

[23] 経済産業省　資源エネルギー庁　コジェネについて（https://www.enecho.meti.go.jp/category/electricity_and_gas/other/cogeneration/　閲覧日：2022 年 2 月 1 日）

[24] 横浜市役所　公開空地管理者の方へ（https://www.city.yokohama.lg.jp/business/bunyabetsu/kenchiku/tetsuduki/kyoka/sekkeiseido/koukaikuuchi_kanri.files/0008_20210325.pdf　閲覧日：2022 年 2 月 1 日）

のメンテナンス、表示板のメンテナンス、一時使用について、また公開空地を閉鎖するといった行為は原則できないと明記がある。管理責任者の役割として、公開空地の維持管理業務、公開空地の責任者としての窓口、公開空地図等の保管が示されている。このような内容を踏まえ、横浜市では公開空地に関して、3 年に一度管理報告書を提出することとなっている。この公開空地の管理報告書については、東京都でも行っており、これにより特定行政庁は公開空地の管理を行っている。

このように3年に一度報告書を提出することにより、空間の質や、植物の生育状況、どのような空間の使い方をしているのかなど、モニタリングを行うことができている。

2.3 東京都「公開空地等のみどりづくり指針」[25]の概要

東京都は公開空地等において、みどりのネットワークの形成や快適性・安全性・景観など、価値のより一層の向上させるため、平成 19 年 7 月に「公開空地等のみどりづくり指針」を定め運用を行っている。また、平成 30 年 4 月に、「生物多様性の保全」を追加した。

この指針の目的は、都市生活に潤いと安らぎを与えるとともに、災害時の避難場所の確保や延焼防止などにより防火性の向上、ヒートアイランド現象の緩和による、美しい都市景観の創出などを担っている。

都市計画決定や許可などに先立ち、事業者は事前協議を行い「みどりの計画書」を作成する。事業者による良質なみどり空間の形成を誘導するとともに、周辺地域とのみどりの連続性を配慮する。

この指針を活用することで、下記6項目が期待できる。

① 公共や民間のみどりとのネットワークの形成
② ヒューマンスケールにおける快適なみどり空間の創出
③ 見通し等が確保された安全な空間の創出
④ 造園の魅力が引き出された美しい空間の創出
⑤ 生物多様性の保全
⑥ その他公開空地等の価値の向上に資するもの

実際の手続きフローとしては、事業者が企画構想団間で協議を行いみどりの計画書を総合設計制度であれば、都が指定する日までに提出する。その後、各制度における関係者と協議を行い緑化計画の届出を行う。

---

[25] 東京都都市整備局 HP 公開空地等のみどりづくり指針
（https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/seisaku/midori_oasis/index.html　閲覧日：2022 年 2 月 1 日）

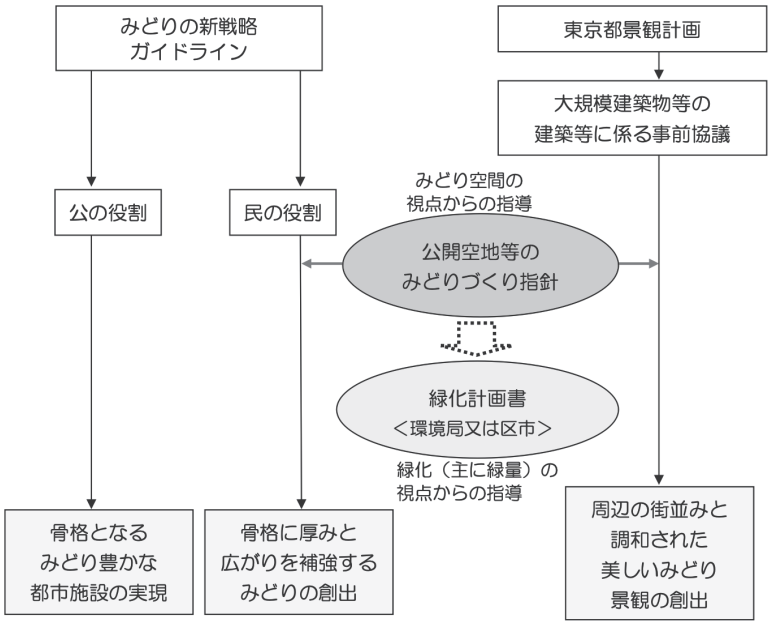


図６　指針の位置づけ

下記、望ましい事例、改善が望まれる事例写真を挙げる。

隣接する公開空地と民間施設と連携し、一体的な空間を作るようにし、緑等を周辺環境と連続させる。また、道路幅員の確保を促し、歩行者導線を考慮した植栽配置を行い、歩きやすい歩行者空間を生み出している。このような指導を公開空地等のみどりづくり指針の協議で行っている。

青字：望ましい事例　赤字：改善が望まれる事例

イ　隣接する公開空地等の民間施設と連携し、空間や緑を連続させる

民間事業者同士が隣接する開発敷地で公開空地を向け合うことで、広がりのある空間が実現する。



一体的な公開空地

隣接する開発敷地で公開空地の間に壁が設けられているため、歩道状空地が連続していない。



公開空地を区切る壁

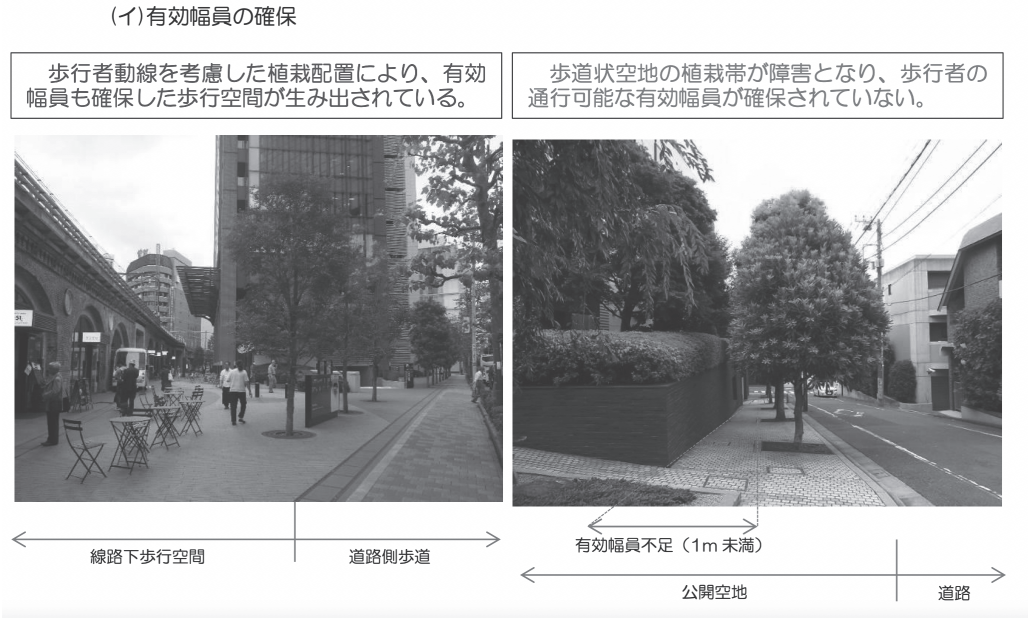


図 7　事例写真[26]

第 3 章　公開空地が周辺地域に与える影響の理論分析

3.1 容積率規制と緩和について

容積率規制とは、敷地面積に対する建築物の延床面積の割合に対する規制である。容積率規制の目的は、第一に公共施設整備に対する負荷（インフラの負荷）の制御、第二に周辺環境の確保の二点であるとされる。[27]第一について、容積率規制の副作用として、都市へ人が集積することで混雑を生む。日本では、ピークロードプライシング制や、特別事務所税が採用させることなく、容積率規制によって床面積を制限するという対策を採用してきた。また、第二について環境対策の面から、地震対策、細分化防止、緑地、美観、日照、グランドデザインの必要性などを取り込むことで、容積率緩和を図ることもできる。[28]

容積率緩和制度とは、建築基準法、都市計画法等における用途地域における容積率制限は、公共施設に対する負荷を調整するとともに、建物による空間占有度を抑制することを通じて市街地環境を確保するために定められていると言う基本認識の下で、公共施設が整備済みである、又は確実に整備が見込まるなど一定の要件が満たされることで公共施設への負荷調整をするとともに、有効な空地の確保等による市街地環境の整備・改善への貢献に応じて、用途地域による容積率の緩和をするとともに、斜線制限等をも緩和することが可能で

26　東京都都市整備局 HP　公開空地等みどりづくり指針事例写真（https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/seisaku/midori_oasis/pdf/midori_tebiki_03_1.pdf　閲覧日：2022 年 2 月 1 日）

27　福井秀夫(2016)「都市計画・建築規制における性能規制の意義–景観・用途・容積率・開発行為に関する規制を検証する–」『都市住宅学』第 95 号、pp8-21

28　八田達夫編シリーズ：現代経済研究 24『都市回帰の経済学　集積の利益の実証分析』日本経済新聞社

ある制度である。[29]

総合設計制度は公開空地を創出することによって、容積率アップを許容する制度である。容積率アップにより割増された外部不経済と空地が生み出されたことで、相殺されるというのが建前である。しかし、創出された公開空地が設置場所や形状によってはその機能を充分に発揮できない可能性もあろう。これを踏まえて、実証分析の結果を考察していきたい。

3.2 公開空地による外部性の発生

総合設計制度を利用して、公開空地が創出される場所として、ある程度広い敷地であることが決められている。その公開空地を設ける基準として、どのような形状の公開空地が周辺へ外部経済・外部不経済を生み出しているのかを実証分析を行い定量的に測っていきたいと考える。

考えられることとして、タワーマンションにある公開空地については、そこに住んでいる人としては、外部不経済を生んでいると考える。これは住宅という居住地に、不特定多数の人が入ってきて騒いだり、ゴミを捨てたりと迷惑行為が発生する場合もあるので、外部不経済が発生すると考える。また、商業施設などのある公開空地については、いろいろなところから人が訪れてくることにより、空地のみならず店舗やサービスを利用してくれることにより、その商業施設の売上が上がったりするのであれば、外部経済の影響がある。

公開空地の形状により使われ方も変化する。例えば、オフィスビルにある公開空地で、広めのベンチがあったりすると、ランチタイムなどに他のビルから人が来てそこのベンチでランチをしたりする景色を見ることがある。これは、ベンチにより外部経済が発生するのではないかと考える。緑化に関しても、みどりづくり指針で協議をしているように、周りとの環境に配慮した公開空地を作っていると考えられるので、緑の景観に関して、周囲への影響も分析したい。このようなベンチ・テーブルや緑化等のダミー変数をとり、回帰分析によりその効果を定量的に計測する。表 2 は、今回ダミー変数をとった項目の予想結果を明記したものである。

総合設計制度として、平成 19 年に導入された「公開空地等みどりづくり指針」が、公開空地の便益を上げているのかを分析し検討していきたい。これは、この制度を導入したことで、導入前より周囲へどのような影響があるかを測り、結果が良いのであれば全国の特定行政庁でも取り入れていくべきだと考える。

---

[29] 和泉洋人『容積率緩和型都市計画論』信山社

表２　推計結果予測

公開空地の形状	公示地価	流動人口	正負の考察
敷地形状ダミー	正	正	整形地の方が周りへの影響が良い
ベンチダミー	正	正	オフィスでもタワマンでもベンチがあった方が、便利なので周辺へも良い
テーブルダミー	負	正	住宅地だと長く溜まられてしまうので、悪い影響があるのではなか。しかし、人は来てくれ流ようになるので、流動人口は良い。
緑（大木）ダミー	正	正	緑空間が作られると散歩もでき景観も良くなるので良い影響
緑（中木）ダミー	正	正	緑空間が作られると散歩もでき景観も良くなるので良い影響
緑（小木）ダミー	正	正	緑空間が作られると散歩もでき景観も良くなるので良い影響
道路段差ダミー	負	負	バリアフリーの点から、段差があると歩きにくいので悪い影響
敷地内通路（貫通）ダミー	正	正	駅からのシュートカットができたりするので良い影響
敷地内通路（歩道）ダミー	負	正	周辺の人は歩道が広いより、道路が広い方が好まれる。しかし、公開空地に来る人にとっては、歩道がある方が安全で便利である。
屋上緑化ダミー	正	正	緑化なので、空地を歩く人にはあまり関係ないが、景観・環境としては良い
壁面緑化ダミー	正	正	壁面緑化も同様に、景観・環境としては良い。
外周部チェーンダミー	負	負	公開空地へのアクセスを止めるようなはたらきなので悪い影響
地域活動ダミー	正	正	保育園・神社等港区にはあり、良い影響を与えている

3.3 問題意識

前章にて、公開空地の形状が周辺へ与える効果を予測してみた。どのよう形状が良いとされ、逆にどのような形状が悪いとされるか実証分析結果をもとに予測と比較し考える。また、公開空地が、指針導入後にどのような影響が出ているのかを、実証分析により考察を行っていきたい。総合設計制度の基本となる公開空地と容積率アップ率に関しても同様に導き出す。問題意識として下記の三つがあげられる。

① 総合設計制度による公開空地の形状が周辺へ与える効果

② 平成 19 年に新しく導入された「公開空地等みどりづくり指針」がどのような効果があったのかを測る。

③ 総合設計制度の公開空地と容積率 UP 率の関係性

第 4 章 実証分析方法

4.1 分析方法

前章で述べたとおり、公開空地の便益をはかる位置づけとして、公開空地の形状により周辺へ与える効果と、公開空地へいろいろな場所からくる人がいる効果を測る必要がある。

（1）周辺地域への与える効果の分析方法

周辺地域への与える効果としてヘドニックアプローチを用いて実証分析を行う。ヘドニックアプローチとは、土地資本仮説に基づき、環境条件の違いが、どのように地価あるいは住宅価格に反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の測定を行う手法のことをいう。[30]公開空地の形状により、周辺へどのような効果を与えているかを測定する。今回は、公示地価についてヘドニックアプローチを行う。なお、政策実施などの効果測定の方法としては DID 分析を用いることが考えられるが、総合設計制度の建物が竣工する年度が異なるため難しい。そのため、公示地価については、指針策定以前の完成物件も含めた、2007 年から 2021 年までのパネルデータを作成し、固定効果モデルにより推定を行い、政策実施の効果を抽出した。

（2）公開空地の人の流れによる分析方法

公開空地にいろいろな人がいろいろなところから訪れ利用するというところから、公開空地への人の流れが大きいことにより、公開空地を利用する便益が上がるとして、流動人口を使用し固定効果モデルにより推定を行う。（1）と同様に、固定効果モデルにて、政策実施の効果を抽出した。

4.2 分析対象

東京都における総合設計制度許可実績一覧表より、港区の 2007 年から 2021 年の許可実績一覧表で実際に建設している 33 物件を対象とする。鎌田（2011 年）[31]の論文の時より、港区がこの 13 年で一番許可実績が多く 30 件ある。許可申請数が多いことで、公開空地面積 40 ヘクタールを創出し、近年の公開空地の形状がわかるのではないかと考え港区を分析対象とした。

また、港区 33 件の総合設計制度を使用した建物の現地に行き、公開空地の形状（土地の形状、ベンチ、テーブル、みどり（大木・中木・小木)、公園、道路段差、敷地内通路（貫通・歩道）屋上緑化、壁面緑化、チェーン、地域活動、備考）を調べデータにした（図 9 参照)。ダミー変数の地域活動とは、神社や子供施設（保育園、教育相談所）などが含まれている。

---

30 金本良嗣（1989)『都市経済学』東洋経済新報社

31 鎌田（2011 年）

表３　東京都許可実績[32]

	2021年時点	2008年	増加件数
千代田区	110	95	15
中央区	97	89	8
港区	191	161	30
新宿区	37	34	3
文京区	19	17	2
台東区	21	19	2
墨田区	15	15	0
江東区	34	29	5
品川区	52	50	2
目黒区	10	10	0
大田区	13	13	0
世田谷区	14	13	1
渋谷区	48	40	8
中野区	6	6	0
杉並区	5	5	0
豊島区	23	21	2
北区	6	5	1
荒川区	7	7	0
板橋区	10	8	2
練馬区	5	5	0
足立区	6	6	0
葛飾区	7	5	2
江戸川区	10	10	0
23区外	12	11	1
	758	674	84

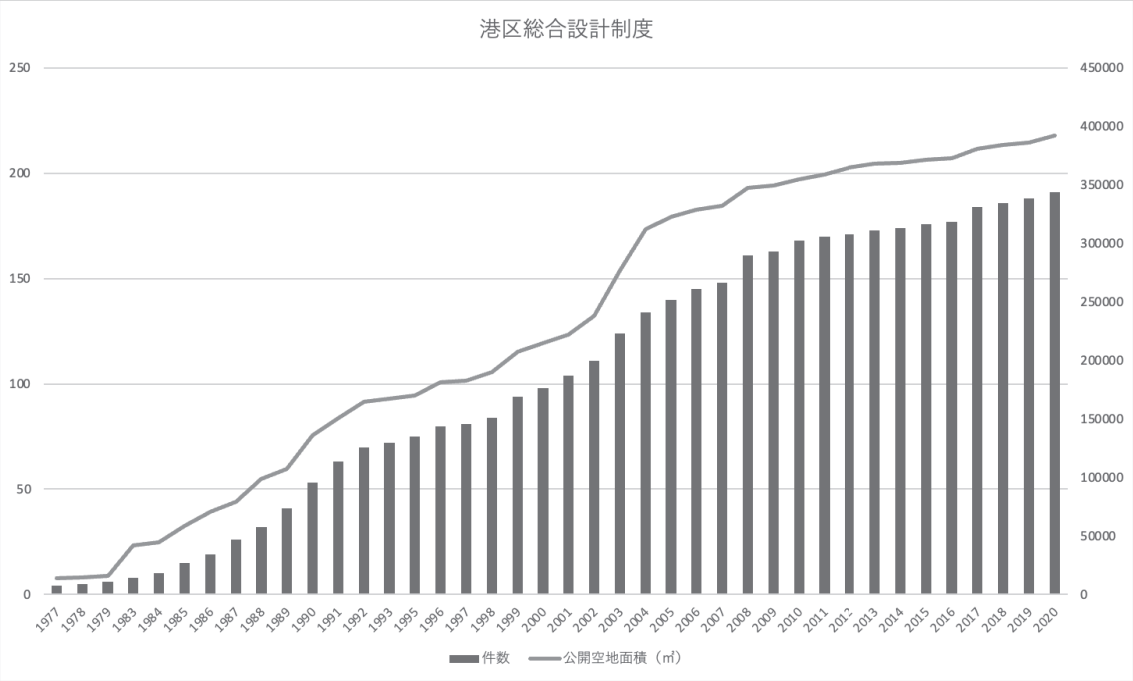


図８港区総合設計許可実績２[33]

32　「東京都総合設計制度許可実績一覧表」（東京都）を基に作成

33　「東京都総合設計制度許可実績一覧表」（東京都）を基に作成





図９　公開空地の形状

（１）周辺地域への与える効果の分析対象

被説明変数公示地価のデータ用いて分析を行う。対象は 2007 年から 2021 年の公示地価を使用する[34]。公示地価の各年データを、Arc GIS に落とし込み地図上でのポイントを作成する。

また、港区の総合設計制度許可のデータを ArcGIS[35]で取り扱うにあたり、谷研二研究室（埼玉大学教育学部人文地理学）の「Yahoo！マップ API を使ったジオコーディングと地図化」[36]により、物件の住居表示データの座標を記入したデータを作成し、Arc GIS に落とし込んでいる。

ArcGIS により、公示地価のポイントデータと、総合設計制度許可物件のポイントデータを 1000m の範囲で結合する。このデータを使用して分析を行う。

地価を使用する位置づけとしては、周辺へ与える効果を見るということが目的であり、ヘドニックアプローチを用いる。

（２）公開空地の人の流れによる分析対象

被説明変数を流動人口の値を用いて分析を行う。流動人口のデータは、内閣府の RESAS[37]の流動人口 250 メッシュを使用する。総合設計制度許可物件のポイントより、250 メッシュの流動人口 2013 年 3 月から 2021 年 9 月までの流動人口データを物件と紐付けし、パネルデータを作成する。

流動人口を使用する位置づけとしては、周辺地域に与える効果だけでなく、広域的な範囲で通過する人などや通勤する人などが、公開空地に来るかどうかということと、それによっ

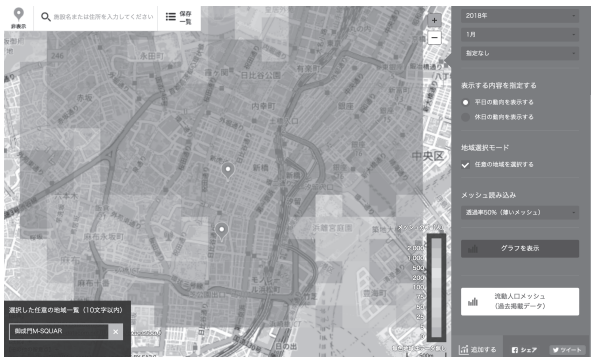
34　国土数値情報ダウンロードサービス HP　（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-L01-v3_0.html 閲覧日：2021 年 12 月 15 日）

35　Eris 社開発の GIS（地理情報システム）ソフトウェアの総称

36　Yahoo ジオコーディング（https://ktgis.net/gcode/　閲覧日：2022 年 2 月 2 日）

37　内閣府　RESAS 流動人口　（https://resas.go.jp/#/13/13103　閲覧日：2022 年 2 月 2 日）

てその建物へくる人が増えるという二つの効果がある。





指定地域の流動人口

御成門M-SQUAR

250mメッシュ単位の人口を集計

平日

月別推移

単位：人

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
2013年	-	-	3,100	3,200	3,000	3,600	2,900	2,700	2,600	2,500	3,000	2,500
2014年	2,800	2,100	2,200	2,100	2,500	2,500	2,000	1,800	2,200	2,800	2,700	2,600
2015年	2,900	2,500	2,300	2,500	2,200	2,800	2,600	2,300	2,300	2,100	2,700	3,000
2016年	3,500	3,300	2,900	2,900	2,600	3,000	2,500	2,500	2,400	2,600	2,500	2,100
2017年	2,700	2,400	2,100	2,200	2,400	2,500	2,300	1,800	2,000	1,900	2,300	1,800
2018年	2,300	1,900	2,000	2,000	1,900	2,000	1,700	1,500	1,800	1,900	2,100	1,900
2019年	1,300	1,200	1,300	1,200	1,300	1,300	1,200	1,100	1,200	1,100	1,200	1,200
2020年	1,200	1,000	800	400	400	500	500	600	500	600	700	700
2021年	500	500	600	-	-	-	-	-	-	-	-	-

図 10　内閣府　RESAS データ事例

第 5 章　公開空地が周辺地域に与える影響の実証分析

5.1 推計モデル、推計結果と考察（公示地価）

5.1.1 推計モデル 1

被説明変数を公示地価（円/㎡）とし、次のとおり作成した。また、説明変数としては、総合設計制度許可のデータに公開空地の形状ダミーを入れ込んだデータを使用する。また、各変数の説明及び基本統計量を表 4 、表 5 で示す。問題意識であげた三点について分析を行っていく。

＜推定式＞

$$
\begin{aligned}
\text{地価} \quad = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{距離} + \beta_2 \text{開口比率} + \beta_3 \text{奥行比率} + \beta_4 \text{前面道路} \\
& + \beta_5 \text{敷地面積} + \beta_6 \text{建築面積} + \beta_7 \text{延床面積} + \beta_8 \text{容積率 UP 率} \\
& + \beta_9 \text{高さ} + \beta_{10} \text{公開空地面積} + \beta_{11} \text{有効公開空地} + \beta_{12} \text{商業地域ダミー} \\
& + \beta_{13} \text{住宅地域ダミ} + \beta_{14} \text{形状ダミー} + \beta_{15} \text{ベンチダミー} \\
& + \beta_{16} \text{テーブルダミー} + \beta_{17} \text{緑（大木）ダミー} + \beta_{18} \text{緑（中木）ダミー} \\
& + \beta_{19} \text{緑（小木）ダミー} + \beta_{20} \text{道路段差ダミー} + \beta_{21} \text{通路貫通ダミー} \\
& + \beta_{22} \text{通路歩道ダミー} + \beta_{23} \text{屋上緑化ダミー} + \beta_{24} \text{壁面緑化ダミー} \\
& + \beta_{25} \text{チェーンダミー} + \beta_{26} \text{地域活動ダミー} \\
& + \beta_{27} \text{オフィスダミー} \times \text{新基準ダミー} \\
& + \beta_{28} \text{タワーマンションダミー} \times \text{新基準ダミー} \\
& + U
\end{aligned}
$$

表４　変数の説明

変数	説明	出典
地価	公示地価（円/㎡）	A
距離	公示地価ポイントから物件までの距離（m）	B
開口比率	開口幅と奥行幅の比率	A
奥行比率	奥行幅と開口幅の比率	A
前面道路	建物の接道している道路の幅（m）	A
オフィスダミー	物件がオフィスであれば１をとるダミー変数	C
タワーマンションダミー	物件がタワーマンションであれば１をとるダミー変数	C
敷地面積	建物が建っている土地の面積（㎡）	C
建築面積	建物を真上から見た時の面積（㎡）	C
延べ床面積	建物の各階の床面積の合計の面積（㎡）	C
容積率UP率	容積率緩和による容積率UP（%）	D
高さ	建物高さ（m）	C
公開空地面積	計画建築物の敷地内の空地または開放空間（㎡）	C
有効公開空地面積	屋上開放空間、歴史的建造物物の存置部分、公開空地面積（㎡）	C
商業地域ダミー	物件が商業地域であれば１をとるダミー変数	C
住宅地域ダミー	物件が住宅地域であれば１をとるダミー変数	C
敷地形状ダミー	物件が敷地形状が整形であれば１をとるダミー変数	E
ベンチダミー	物件の公開空地にベンチがあれば１をとるダミー変数	E
テーブルダミー	物件の公開空地にテーブルがあれば１をとるダミー変数	E
緑（大木）ダミー	物件の公開空地に緑（大木）があれば１をとるダミー変数	E
緑（中木）ダミー	物件の公開空地に緑（中木）があれば１をとるダミー変数	E
緑（小木）ダミー	物件の公開空地に緑（小木）があれば１をとるダミー変数	E
道路段差ダミー	物件の公開空地に道路との段差があれば１をとるダミー変数	E
敷地内通路（貫通）ダミー	物件の公開空地に敷地内通路（貫通）があれば１をとるダミー変数	E
敷地内通路（歩道）ダミー	物件の公開空地に敷地内通路（歩道）があれば１をとるダミー変数	E
屋上緑化ダミー	物件の公開空地に屋上緑化があれば１をとるダミー変数	E
壁面緑化ダミー	物件の公開空地に壁面緑化があれば１をとるダミー変数	E
外周部チェーンダミー	物件の公開空地に外部チェーンがあれば１をとるダミー変数	E
地域活動ダミー	物件の地域活動があれば１をとるダミー変数	E
建物完成ダミー	物件が完成した年度以降を１をとるダミー変数	C
新基準：みどりづくり指針ダミー	物件に新基準が導入されたのであれば１をとるダミー変数	C

出典 A：国土数値情報　B：ArcGISで結合したデータ　C：東京都総合設計制度許可

D：東京都建築概要書　E：現地調査

表５　基本統計量

変数名	観測数	平均	標準誤差	最小値	最大値
地価	1,064	4900073	7040636	632000	57700000
距離	1,064	438.734	265.2226	2	965
開口比率	1,063	1.077893	0.2083711	1	2.5
奥行比率	1,063	1.450706	0.5070473	1	3
前面道路	1,063	18.92888	13.34202	0	45
オフィスダミー	1,064	0.7763158	0.4169088	0	1
タワーマンションダミー	1,064	0.2236842	0.4169088	0	1
敷地面積	1,064	3460.909	1826.76	952.24	7498.24
建築面積	1,064	1685.935	906.2544	402.49	3793.51
延べ床面積	1,064	32820.94	16919.82	10003.26	72650.75
容積率UP率	1,064	120.4031	127.532	1	361.28
高さ	1,064	103.0182	25.77357	53.2	158
公開空地面積	1,064	696.0618	803.857	0	2498.25
有効公開空地面積	1,064	910.3022	1085.604	0	3793.02
商業地域ダミー	1,064	0.8684211	0.3381914	0	1
住宅地域ダミー	1,064	0.0657895	0.2480303	0	1
敷地形状ダミー	1,064	0.6973684	0.4596131	0	1
ベンチダミー	1,064	0.4210526	0.4939602	0	1
テーブルダミー	1,064	0.0676692	0.2512955	0	1
緑（大木）ダミー	1,064	0.5451128	0.4981948	0	1
緑（中木）ダミー	1,064	0.4783835	0.4997674	0	1
緑（小木）ダミー	1,064	0.3430451	0.4749497	0	1
道路段差ダミー	1,064	0.2340226	0.4235854	0	1
敷地内通路（貫通）ダミー	1,064	0.4539474	0.4981088	0	1
敷地内通路（歩道）ダミー	1,064	0.4661654	0.4990885	0	1
屋上緑化ダミー	1,064	0.3468045	0.4761767	0	1
壁面緑化ダミー	1,064	0.0789474	0.2697834	0	1
外周部チェーンダミー	1,064	0.1090226	0.3118141	0	1
地域活動ダミー	1,064	0.0827068	0.275568	0	1
建物完成ダミー	1,064	0.5451128	0.4981948	0	1
新基準：みどりづくり指針ダミー	1,064	0.5347744	0.4990238	0	1

5.1.2 実証分析結果 1 と考察

表 6　分析結果 1

固定効果				
サンプル数	1063			
R-sq	0.3102			
被説明変数	地価			
説明変数	係数	標準偏差	t値	有意水準
距離	226823.2	0	4.55	***
開口比率	-5156895	0.068	-1.83	*
奥行比率	-4788590	0.001	-3.42	***
前面道路	267833.3	0	5.95	***
容積率UP率	7662.454	0.009	2.6	***
公開空地面積	-1117.88	0.261	-1.12	
有効公開空地面積	-912.042	0.158	-1.41	
ベンチダミー	-588023.1	0.465	-0.73	
テーブルダミー	-5894741	0	-4.61	***
緑（大木）ダミー	-1208430	0.431	-0.79	
緑（中木）ダミー	4821969	0	5.01	***
緑（小木）ダミー	1801619	0.029	2.19	**
道路段差ダミー	-3915910	0	-6.54	***
敷地内通路（貫通）ダミー	-2483414	0.018	-2.37	**
敷地内通路（歩道）ダミー	-3161904	0	-4.15	***
屋上緑化ダミー	2207901	0.001	3.41	***
壁面緑化ダミー	-1810570	0.009	-2.61	***
外周部チェーンダミー	-1466661	0.018	-2.38	**
地域活動ダミー	7524567	0	7.72	***
距離50~100×容積率UP	-4004.336	0.247	-1.16	
距離50~100×公開空地面積	1827.426	0.348	0.94	
距離50~100×有効公開空地面積	-936.3987	0.467	-0.73	
オフィスD×新基準	2464965	0.18	1.34	
タワマンD×新基準	6116316	0.004	2.85	***
cons	-87500000	0	-3.66	

＊Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

① 総合設計制度による公開空地の形状が周辺へ与える効果

この分析では、公開空地の形状が周辺へどのような効果を与えているのか、第 3 章で予測した内容と比較して考察していきたい。第 3 章で予測した公開空地の形状について、ベンチ・緑化・敷地内通路（貫通）・地域活動プラスに働き、テーブル・道路段差・敷地内通路（歩道）・外周部チェーンはマイナスに働くと予測を行っている。これは、周辺への効果を考慮すると、やはり住宅地に知らない人が多くなることは外部不経済を発生することになり、逆に商業地では不特定多数の人に来てもらわないと、店舗も繁盛しなければ活気も生まれない。形状には良い面も悪い面もあることは予測がついていた。そこで分析結果と比較して、形状ごとに考えていきたい。

表７　予想と分析結果

公開空地の形状	予想	分析結果	分析結果の考察
敷地形状ダミー	正	―	固定効果のため、建設前の敷地を同じにしているため表示されない。
ベンチダミー	正	負	こちらは当初、便利だから正の影響としが、分析結果は負の影響とでた。これはやはりベンチがあることにより色々な人たちが公開空地へ溜まるということにより、周辺へ外部不経済を発生すると考えられる。
テーブルダミー	負	負	住宅地だと長く溜まられてしまうと迷惑に感じやすいといった、外部不経済が発生していると考えられる。
緑（大木）ダミー	正	負	大きい木があるのは、周辺へ落ち葉などや日影を生んでしまうといったことから、外部不経済が発生していると考えられる。
緑（中木）ダミー	正	正	緑空間が作られると散歩もでき景観も良くなるので外部経済を発生している。
緑（小木）ダミー	正	正	緑空間が作られると散歩もでき景観も良くなるので外部経済を発生している。
道路段差ダミー	負	負	バリアフリーの点から、段差があると歩きにくいので外部不経済を発生している。
敷地内通路（貫通）ダミー	正	負	不特定他数の人が通路を使用するということで、周辺へ外部不経済を発生していると思われる。
敷地内通路（歩道）ダミー	負	負	不特定他数の人が通路を使用するということで、周辺へ外部不経済を発生していると思われる。
屋上緑化ダミー	正	正	緑化なので、空地を歩く人にはあまり関係ないが、景観・環境としては外部経済が発生している。
壁面緑化ダミー	正	負	緑化なので良い影響を及ぼしていると推測したが、やはり壁面緑化ですと、植物が枯れてしまったり、それによる落ち葉や枯れ葉で景観が良くないことから、周辺へ外部不経済を発生していると考えられる。
外周部チェーンダミー	負	負	公開空地へのアクセスを止めるようなはたらきなので悪い影響。チェーンなどがあることで、本来公開すべき空地の使用が思うようにできておらず、周辺へ外部不経済を発生していると思われる。
地域活動ダミー	正	正	保育園・神社等港区にはあり、外部経済を発生している。

上記のように考え、分析結果からも比較的不特定多数の人に使用される通路や、その場に人が溜まってしまうベンチ・テーブルなどは、周辺へは外部不経済を発生していることが考えられる。緑化に注目し、緑化（大木）（中木）（小木）・屋上緑化・壁面緑化の平均値×係数を合計してみると、＋285 万円となる。緑化（大木）・壁面緑化はマイナスの数値が出たが、合計すると緑化は環境・景観上周辺へ外部経済を発生していることが考えられる。

あくまでも、これは今回港区に絞った実証なので、他の区でも実施し検討していくことが今後必要になる。

② 平成 19 年に新しく導入された「公開空地等みどりづくり指針」がどのような効果があったのかを測る。

結果は、オフィスの関しては、有意水準にならなかったものの、タワーマンションに関しては、導入された指針は外部経済が発生していることが考えられる。これは、この指針の導

入が意味のある政策だと考えられる。指針の指導では、緑空間の快適性や周辺のみどりとの連続性、上位計画や周辺状況の分析を重視した誘導が行われており、その結果が周辺へ良い環境を生み出していると思われる。[38]

③ 総合設計制度の公開空地と容積率 UP 率の関係性

容積率が割増された場合、多くの潜在的な顧客を抱えるタワーマンションや利便性を向上させる商業施設が建設されるため、周辺に正の外部性を与える一方で、高い建築物のもたらす交通交雑や景観への影響など負の外部性を生じさせる。それを相殺する正の外部性をもたらすことを狙って公開空地を設定している。

実証分析結果では、高い建築物が周辺へ正の影響を与える一方で、公開空地は立地場所や規模、その構成要素によって負の外部性が生じる場合もあることがわかった。

5.2 推計モデル、推計結果と考察（流動人口）

5.2.1 推計モデル 2

被説明変数に流動人口（人）とし、次のとおり作成した。また、説明変数としては、総合設計制度許可のデータに公開空地の形状ダミーを入れ込んだデータを使用する。また、各変数の説明及び基本統計量を表８、表９で示す。

5.1 同様、問題意識の三点について分析を行っていく。

＜推定式＞

$$
\begin{aligned}
\text{流動人口} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{周辺の流動人口} + \beta_2 \text{敷地面積} + \beta_3 \text{建築面積} + \beta_4 \text{延床面積} \\
& + \beta_5 \text{容積率 UP 率} + \beta_6 \text{高さ} + \beta_7 \text{公開空地面積} + \beta_8 \text{有効公開空地} \\
& + \beta_9 \text{商業地域ダミー} + \beta_{10} \text{住宅地域ダミ} + \beta_{11} \text{形状ダミー} \\
& + \beta_{12} \text{ベンチダミー} + \beta_{13} \text{テーブルダミー} + \beta_{14} \text{緑（大木）ダミー} \\
& + \beta_{15} \text{緑（中木）ダミー} + \beta_{16} \text{緑（小木）ダミー} + \beta_{17} \text{道路段差ダミー} \\
& + \beta_{18} \text{通路貫通ダミー} + \beta_{19} \text{通路歩道ダミー} + \beta_{20} \text{屋上緑化ダミー} \\
& + \beta_{21} \text{壁面緑化ダミー} + \beta_{22} \text{外周部チェーンダミー} + \beta_{23} \text{地域活動ダミー} \\
& + \beta_{24} \text{オフィスダミー} \times \text{新基準ダミー} \\
& + \beta_{25} \text{タワーマンションダミー} \times \text{新基準ダミー} \\
& + \beta_{26} \text{各月ダミー} \\
& + U
\end{aligned}
$$

[38] 瀬島由実加、村上暁信、有田智一（2017 年）

表８　変数の説明

変数	説明	出典
流動人口	人の流れ（人）	A
計画建築物の周辺の流動人口	計画建築物の250メッシュの周辺250メッシュの流動人口（人）	A
オフィスダミー	物件がオフィスであれば１をとるダミー変数	C
タワーマンションダミー	物件がタワーマンションであれば１をとるダミー変数	C
敷地面積	建物が建っている土地の面積（㎡）	C
建築面積	建物を真上から見た時の面積（㎡）	C
延べ床面積	建物の各階の床面積の合計の面積（㎡）	C
容積率UP率	容積率緩和による容積率UP（%）	D
高さ	建物高さ（m）	C
公開空地面積	計画建築物の敷地内の空地または開放空間（㎡）	C
有効公開空地面積	屋上開放空間、歴史的建造物物の存置部分、公開空地面積（㎡）	C
商業地域ダミー	物件が商業地域であれば１をとるダミー変数	C
住宅地域ダミー	物件が住宅地域であれば１をとるダミー変数	C
敷地形状ダミー	物件が敷地形状が整形であれば１をとるダミー変数	E
ベンチダミー	物件の公開空地にベンチがあれば１をとるダミー変数	E
テーブルダミー	物件の公開空地にテーブルがあれば１をとるダミー変数	E
緑（大木）ダミー	物件の公開空地に緑（大木）があれば１をとるダミー変数	E
緑（中木）ダミー	物件の公開空地に緑（中木）があれば１をとるダミー変数	E
緑（小木）ダミー	物件の公開空地に緑（小木）があれば１をとるダミー変数	E
道路段差ダミー	物件の公開空地に道路との段差があれば１をとるダミー変数	E
敷地内通路（貫通）ダミー	物件の公開空地に敷地内通路（貫通）があれば１をとるダミー変数	E
敷地内通路（歩道）ダミー	物件の公開空地に敷地内通路（歩道）があれば１をとるダミー変数	E
屋上緑化ダミー	物件の公開空地に屋上緑化があれば１をとるダミー変数	E
壁面緑化ダミー	物件の公開空地に壁面緑化があれば１をとるダミー変数	E
外周部チェーンダミー	物件の公開空地に外部チェーンがあれば１をとるダミー変数	E
地域活動ダミー	物件の地域活動があれば１をとるダミー変数	E
建物完成ダミー	物件が完成した年度以降を１をとるダミー変数	C
新基準：みどりづくり指針ダミー	物件に新基準が導入されたのであれば１をとるダミー変数	C
各月ダミー	各月である場合１をとるダミー変数（2013年3月～2021年9月）	A

出典 A：RESAS　B：ArcGISで結合したデータ　C：東京都総合設計制度許可
D：東京都建築概要書　E：現地調査

表９　基本統計量

変数名	観測数	平均	標準誤差	最小値	最大値
流動人口	3,201	4617.276	4389.818	200	30600
計画建築物の周辺の流動人口	3,201	3176.744	1734.041	600	12675
オフィスダミー	3,201	0.6363636	0.4811209	0	1
タワーマンションダミー	3,201	0.3636364	0.4811209	0	1
敷地面積	3,201	3349.886	2027.467	952.24	10590.01
建築面積	3,201	1583.869	950.0364	402.49	4447.8
延べ床面積	3,201	30374.62	19277.47	10003.26	101135.7
容積率UP率	3,201	155.82	117.1838	1	399.75
高さ	3,201	96.52333	23.45612	53.2	158
公開空地面積	3,201	1031.1	1031.573	0	5891.18
有効公開空地面積	3,201	1311.361	1227.828	0	6347.57
商業地域ダミー	3,201	0.6060606	0.488698	0	1
住宅地域ダミー	3,201	0.0909091	0.2875247	0	1
敷地形状ダミー	3,201	0.446423	0.4971989	0	1
ベンチダミー	3,201	0.6107466	0.4876571	0	1
テーブルダミー	3,201	0.0499844	0.2179467	0	1
緑（大木）ダミー	3,201	0.7666354	0.4230384	0	1
緑（中木）ダミー	3,201	0.6900968	0.4625257	0	1
緑（小木）ダミー	3,201	0.4467354	0.4972325	0	1
道路段差ダミー	3,201	0.337707	0.473002	0	1
敷地内通路（貫通）ダミー	3,201	0.6691659	0.470587	0	1
敷地内通路（歩道）ダミー	3,201	0.5757576	0.4943047	0	1
屋上緑化ダミー	3,201	0.3477038	0.4763158	0	1
壁面緑化ダミー	3,201	0.1074664	0.3097537	0	1
外周部チェーンダミー	3,201	0.0999688	0.3000052	0	1
地域活動ダミー	3,201	0.110278	0.3132849	0	1
建物完成ダミー	3,201	0.740706	0.4383157	0	1
新基準：みどりづくり指針ダミー	3,201	0.710403	0.4536462	0	1
各月ダミー	3,201	0.0824742	0.2751288	0	1

5.2.2 実証分析結果 2 と考察

表 10　分析結果 2

サンプル数	3201			
R-sq	0.3878			
被説明変数	流動人口			
説明変数	係数	標準偏差	t値	有意水準
周囲の流動人口	1.07484	0	37.35	***
容積率UP率	2.198901	0.629	0.48	
公開空地面積	-20.75382	0.015	-2.44	**
有効公開空地面積	13.63635	0.024	2.27	**
敷地形状ダミー	-4977.699	0	-4.12	***
ベンチダミー	14905.98	0.01	2.58	***
テーブルダミー	338.8574	0.948	0.07	
緑（大木）ダミー	11387.35	0.004	2.89	***
緑（中木）ダミー	-18015.55	0.009	-2.61	***
緑（小木）ダミー	40767.95	0.039	2.07	***
道路段差ダミー	-14829.04	0.009	-2.61	***
敷地内通路（貫通）ダミー	-35473.65	0.031	-2.16	***
敷地内通路（歩道）ダミー	8974.127	0	3.6	***
屋上緑化ダミー	-2475.516	0.197	-1.29	
壁面緑化ダミー	-22075.1	0.012	-2.53	***
外周部チェーンダミー	-5555.863	0.007	-2.71	***
地域活動ダミー	22374.76	0.06	1.88	*
完成ダミー	4047.152	0.195	1.29	
各月ダミー	省略			
オフィスD×新基準	-510.0356	0.722	-0.36	
タワマンD×新基準	-42.50458	0.896	-0.13	
_cons	5159.374	0.024	2.25	**

③　①　②

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

流動人口での分析は、公開空地の人の行き来と周辺への影響の両方がある。どちらかの要素だけを抽出することは難しいので、両方の見解を交えて考察する必要がある。全体としてみて、総合設計制度の建物が建つ 250m メッシュ周辺の人の動きは若干であるが動きがあることがわかる。

① 総合設計制度による公開空地の形状が周辺へ与える効果

公開空地の形状はについて流動人口では、ベンチ・テーブル・緑化（大木）（小木）・敷地内通路（歩道）・地域活動はプラスに働き、緑化（中木）・敷地内通路（貫通）・屋上緑化・壁面緑化・外部チェーンはマイナスに働いていることが分析によりわかった。流動人口では、景観的（緑化等）な要素が人の動きを平均×係数で全て足し合わせると、１０５１９人となり、人の流動を発生させている結果となる。人の流動を考えると通路に利用などが人の動きに影響を与えるように思うが、結果は人の流れを少なくしているという、外部不経済が生まれていると考えられる。

表 11　予想と分析結果

公開空地の形状	予想	分析結果	分析結果の考察
敷地形状ダミー	正	負	計画建物の敷地が整形であると、人がそこの敷地を通るより歩道や通路を歩いてしまうため、人の流動は減ってしまうと考えられる。
ベンチダミー	正	正	人の流動はベンチがあると、計画建物に来る人が多くなり、そこのベンチで溜まりその後動くといった流れを発生していると考える。
テーブルダミー	正	正	有意な数値ではないが、人の流動はテーブルがあると、計画建物に来る人が多くなり、そこのテーブルで溜まりその後動くといった流れを発生していると考える。
緑（大木）ダミー	正	正	計画建物周辺を歩く人や、景観的な観点から、大きな木あるとワーカブルな行動を起こしやすと推測できる。
緑（中木）ダミー	正	負	緑でも中木は、その木の下をあることもなく、景観的な要素はあると思うが、実際の人の流れは発生しにくいと考えられる。
緑（小木）ダミー	正	正	芝生や苔類などは、どこに生えていても人の動きを妨げるまでの大きさではないので、景観的な要素では緑化になり、また芝生の上などに人が溜まることも考えられるので、人の流れを発生させると考えられる。
道路段差ダミー	負	負	バリアフリーの点から、段差があると歩きにくいので人の動きを妨げていると考えられる。
敷地内通路（貫通）ダミー	正	負	ショートカットをする人が多く人の動きがあるかと思われたが、分析結果は、敷地内をショートカットする人や通り抜けをする人が何らかの他の外部的な要素もあると思うが、人の流れを少なくすると考えられる。
敷地内通路（歩道）ダミー	正	正	計画建築物があると歩道も広くなることもあることから、人の流動を発生している。
屋上緑化ダミー	正	負	有意な数値ではないが、屋上緑化があると環境には良いと考えたが、人の流れは減ると言う結果になった。これは、計画建物の敷地が大きかったりするので、そこを通らないと言う要素もあるのではないかと考える。
壁面緑化ダミー	正	負	景観には良いが、壁面緑化があると落ち葉がおちらり、緑が枯れていたりする場合もあるので、周辺の影響も含まれるのではないかと推測し、人の流れも減ると考えられる。
外周部チェーンダミー	負	負	公開空地へのアクセスを止めるようなはたらきなので悪い影響。チェーンなどがあることで、本来公開すべき空地の使用が思うようにできておらず、人がそこのエリアへ入れないので、自ずと人の流れを止めてしまうと考えられる。
地域活動ダミー	正	正	保育園・神社等港区にはあり、人の流れを発生させている。

② 平成 19 年に新しく導入された「公開空地等みどりづくり指針」がどのような効果があったのかを測る。

分析結果は、オフィスもタワーマンションも有意水準とはならなかった。しかし、傾向としてはどちらもマナスに働いており、流動人口では新指針が入ったことで、オフィスもタワーマンションも人の動きが落ちるという傾向であることを示していると思われる。

③ 総合設計制度の公開空地と容積率 UP 率の関係性

流動人口では、容積率 UP 率の数値は有意水準とならなかったが、公開空地面積に関して、人の動きを減少させる働きとなった。これは、公開空地ができたことで、人がそこの場に溜まることが多くなり、相対的には人の動きが少なくなったのではなかと考えられる。

容積率ＵＰ率に関しては、容積が増えた分、その建物に来る人や住んでいる人も多くなると考えられるので、有意水準ではないが人の動きは増えると考えられる。

5.3 問題意識に対する実証分析結果についての考察及び総括

表 13　比較表

公開空地の形状	予想	公示地価	流動人口
敷地形状ダミー	正	ー	負
ベンチダミー	正	負	正
テーブルダミー	負	負	正
緑（大木）ダミー	正	負	正
緑（中木）ダミー	正	正	負
緑（小木）ダミー	正	正	正
道路段差ダミー	負	負	負
敷地内通路（貫通）ダミー	正	負	負
敷地内通路（歩道）ダミー	負	負	正
屋上緑化ダミー	正	正	負
壁面緑化ダミー	正	負	負
外周部チェーンダミー	負	負	負
地域活動ダミー	正	正	正

公示地価と流動人口の結果を比較してみると、両方で同じ結果を出している形状は、緑（小木）と地域活動で外部経済を発生していると結果が示され、また、通路段差、敷地内通路（貫通)、壁面緑化、外周部チェーンで外部不経済を発生させている結果が示された。

当初の予測通り、外部経済を発生させているのは、景観的な要素では緑（小木）である。これは空地の芝生空間、屋上緑化など環境面に関して、周辺へ良い影響を与えていると考えられる。同様に、地域活動（神社や子供施設（保育園、教育相談所））に関しても、周辺地域へ外部経済が発生している。現在総合設計制度の要領でも保育施設等は、容積率緩和が与えられている。今後、新規計画の段階から取り入れるべき要素ではないかと考えられる。

逆に外部不経済を発生させている要素としては、通路段差、敷地内通路（貫通)、壁面緑化、外周部チェーンがある。通路段差などは、バリアフリー的要素があるので新しい計画時

には、道路段差を無くすような整備が必要だ。今回の分析で定量的にわかったところでは、外周部チェーンによって外部不経済が発生しているということが示された。これは、公開空地が公開されていないところがあり、本来不特定多数の人が使用するために公開空地を設けることで、容積率の緩和を受けているにも関わらず、公開されていないということである。外周部チェーンがあることで、人が入りにくくなり、周辺地域への効果も下げていることが考えられる。

この公開空地が公開されていないという問題は、本来建築基準法 9 条により違反建築物となる。一部の特定行政庁へ、「公開空地が公開されていない場合の罰則について」ヒアリングを行ったが、行政指導しか行っておらず、これにより公開空地が違反建築物として扱われていない状況である。特定行政庁が違反建築物として扱い、公開空地を拒んでいるチェーンなどを撤去させる必要がある。悪質場合は、公表なども視野に入れて罰則すべき内容であると考える。

「公開空地等みどりづくり指針」は、タワーマンションで外部経済があると結果が出ている。これは「公開空地等みどりづくり指針」の協議により、周辺環境の景観がよくなったり、使用しやすい空地になったりしている結果だと思われる。今回有意水準にはならなかったが、公示地価のオフィスに関しても、「公開空地等みどりづくり指針」が導入されたことでプラスに働いている傾向がある。

今回は、港区に絞った総合設計制度での実証分析を行ったが、地域によって結果の変化も予想されるだろうし、周辺環境でも結果が変わってくると考えられるので、比較できる区や地域を用いて実証分析を行うとより詳しく分析できると考えられる。

第 6 章 まとめ.

6.1 政策提言

本研究では、総合設計制度の公開空地による影響について、公示地価と流動人口に与える効果を分析した。また、位置づけとしては、公開空地の形状について、定量的に測るとことを目的とする基礎研究である。総合設計制度の公開空地を創出することで、容積率アップを許容することができる制度であるが、この公開空地がどのような要素が含まれていれば、より周辺へプラスの影響を与えることができるかを、定量的に測ることで、今後都心を中心に創出される公開空地の形状を考えていく方法の一つになりえると考える。本章においては、第 3 章から第 5 章までの内容を踏まえて政策提言を行う。

提言 1　公開空地を指導する際、定量的な基準も指針に取り組む。

今回公開空地の形状について、どのような要素があれば、周辺へ外部性があるのかを実証分析した結果、正の要素も負の要素もあることが数値的にわかった。公開空地を創出する際、このような定量的な根拠を基準に、周辺への環境、サービス、景観など、地域にあった公開

空地を創出すると良いと考えられる。総合設計制度の要綱へ定量的な基準を取り込むことは良い政策であると考える。

もう一つは、公開空地が公開されていない場合の指導について、公開空地が公開されているということが基本的な要素である。この基本的な要素の確保の是非を特定行政庁がモニタリングして、建築基準法の適正な執行について指導をすることが必要である。

提言２　公開空地に関する一括したデータ管理。

今回公開空地に関するデータ収集を行う際、総合設計制度申請許可だけではなく、建築概要書からもデータ収集を行なった。今後、公開空地を定量的に測り管理をしていくのであれば、一括したデータ管理を行なった方が良いと考える。総合設計制度では、公開空地及び住宅等の維持管理について、管理責任者が適切に管理維持するものとして、3 年ごとに「管理報告書」を特定行政庁へ報告する。この報告の際に、公開空地の定量的データも加え、建築申請許可から総合設計制度の許可、管理に至るまでの一括したデータ管理を行うことで、建築主、管理責任者、特定行政庁がスムーズに計画建物の状況が把握できる政策である。このデータを使用することで、地図上の管理に加えて、色々な分析データの基礎データを作成することが可能となる。

6.2 今後の課題

本論文において、総合設計制度の公開空地による影響について、ヘドニックアプローチと流動人口を用いて定量的に分析を行なった。その中で、本研究に残された課題を記載する。

今回の分析で、「公開空地等みどりづくり指針」について、タワーマンションでは指針が有効にはたらいているというデータが示されたが、この推定結果の信頼性については検討が必要である。また、因果関係については今回分析しきれていない。いろいろな側面から検討が必要であるが、今回は東京都の指針ということと、港区という一部で良い影響が出たが、他の区や地域でも今後定量的な検討を行い、プラスの影響が出るのであれば、全国の特定行政庁でも取り入れていくべき指針だと考えられる。また、オフィスでは今回は優位水準が示さなかったが、用途地域別に検討を行うことも今後考えられる。

総合設計制度が開始されて 50 年余りが経ち、その中でいろいろな研究が行われてきている。人口減少に伴い、いかに賑わい空間をうみ出し、まちづくりを活性化するかということで、公開空地に着目して実証分析を行なったが、空地の生み出し方として、高度利用地区、特定街区、再開発等促進地区を定める地区計画、地区計画、都市再生特別地区が他[39]にもある。これらの空地に関しても、民間事業者の連携や管理を含め、今後定性的な部分と定量的な分析と合わせて研究することで、より良いまちづくりの効果がどのようなものなのかが図れると考えられる。

---

[39] 国交省　民間空地等多様な利活用に関する事例（https://www.mlit.go.jp/toshi/common/010000101.pdf　閲覧日：2022 年 2 月 8 日）

謝辞

本稿の執筆にあたり、まちづくりプログラム教員の皆様から丁寧な指導を頂くとともに、大変貴重なご意見をいただきました。心から感謝申し上げます。

また、政策大学院大学にて自分の日頃関係している分野とは違う、新しい分野の研究の機会と学びを与えて頂きました派遣元と、貴重な社会人大学院生として、一年間をともに過ごし、苦楽を共にした同期の皆様に改めて感謝申し上げます。最後に、日々献身的なサポートをしてくれた家族、友人に感謝を致します。

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、全て筆者に帰属いたします。また、本稿に筆者の個人的な見解を示したものであり、所属期間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

・浅見泰司・丹羽由佳理（2011）「戸建て住宅地における形状からみた典型敷地の推定方法」季刊　住宅土地経済　2011 年秋季号　No 82
・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　2000 年秋季号　No 38
・矢口和宏（2004）「土地利用規制の経済分析―容積率規制を中心にー」LifeDesign REPORT2004.1
・富田裕（2011.4）「総合設計をめぐる紛争と制度的解決に向けての考察」P78 日本不動産学会誌　第 24 巻第 4 号参考
・「司法政策の法と経済学」福井秀夫 日本評論社 第 11 章 権利の配分・裁量の統制とコースの定理
・「景観法制の基準―景観紛争の法と経済分析」 福井秀夫 環境情報科学 35―1 206
・「景観利益の法と経済分析」福井秀夫 判例タイムズ No146(204.6.1)
・芳賀徹也・福井恒明(2016)「公開空地の滞留特性と実態」環境・デザイン研究講演集　No12 2006.12
・紙野桂人・李相浩「総合設計制度の運用実態とその問題点に関する研究―大阪市の事例を中心にー」昭和 68 年度第 23 回日本都市計画学会技術研究論文集 25
・国土交通省　国土技術政策総合研究所　都市研究部　都市施設研究室（2019）「賑わい創出のための広場空間の設計と空間評価」日本不動産学会誌/Vol.33 No2/2019.9
・天明周子・小林重敬（2006）「エリアマネジメントの視点から見た「東京のしゃれた街並みづくり推進条例」に関する研究―公共空間の活用を中心にー」（社）日本都市計画学会　都市計画論文集 No.43-3 2006 年 10 月
・南部繁樹・材野博司「市街地再開発供用空地・空間の計画者から見た空地規模および形態別のアメニティ評価」日本建築学会計画系論文集　第 456 号・1994 年 2 月
・李知映・仙田満・矢田努「アトリウム公開空地の整備及び管理に関する研究　総合設計制度の運用と行政指導の実態」日本建築学会計画系論文集　第 600 号,129-136,2006 年 2 月
・堀聖弘・土田寛「公開空地の部分形状を測量可能な空間評価モデルの生成―ニューヨーク市の Privately Owned Public Space の空間構成に関する研究（その 1）―」日本建築学会計画系論文集　第 83 巻　第 744 号、187-197,2018 年 2
・中西正彦・中井検裕・五十嵐俊之「市街地住宅総合設計制度による供給住宅に関する基礎研究―東京都港区におけるケーススタディー」都市住宅学 19 号 1997 AUTUMN
・遠藤智英　指導教官：土肥真人「東京都総合設計制度による公開空地の空間特性―東京都山手 4 区を対象にしてー」http://doi.org/10.15002/00022186
・佐々木正「公共空間の活用・維持管理と連動したエリアマネジメントの現状と課題」JICE REPORT p 14～19
・嶋田圭佑・田中一成・吉川眞「公開空地における滞留行動~大阪市の中心業務地区を対象として~ 」大阪工業大学大学院工学研究科

・清水千弘「不動産市場の情報不完全性と価格形成要因に関する研究」東京大学・学位（博士）請求論文
・長岡淳・小嶋勝衛・根上彰生・宇於崎勝也「東京都総合設計制度によって生み出された公開空地の実態に関する研究」Reports of city Planning Institute of Japan No.2
・馬場正尊　Open A『RePUBLIC 公共空間のリノベーション』学芸出版社、2013 年
・馬場正尊　Open A『PUBLIC DESING 新しい公共空間のつくりかた』学芸出版社、2015 年
・三井住友不動産 S&E 総合研究所『パブリックコミュニティ　居心地の良い世界の公共空間《8 つのレシピ》』宣伝会議、2020 年
・園田聡『プレイスメイキング：アクティビティ・ファーストの都市デザイン』学芸出版社、2019 年
・田中勝人『現代経済学入門　経済統計第 3 版』岩波書店、2009 年
・松浦寿幸『Stata によるデータ分析入門第 2 版』東京図書、2016 年
・中川雅之『公共経済学と都市政策』日本評論社、2012 年
・福井秀夫『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』日本評論社、2007 年
・金本義嗣『都市経済学』東洋経済新報社、2003 年
・N・グレゴリー・マンキュー『マンキュー経済学 1 ミクロ編［第 3 版］』東洋経済新報社、2015 年

Park-PFI による公園利用者および周辺地域への影響

〈要旨〉

ライフスタイルや価値観が変わる中で、人々の豊かな暮らしを実現するために、都市公園の魅力を高めることが期待される。2017 年 6 月に「公募設置管理制度（Park-PFI）」が創設。これからの時代、官民連携により都市公園の魅力を高め、柔軟にマネジメントする視点が求められる。

そこで、本研究では、新たな都市公園の整備、管理、運営手法である Park-PFI により、都市公園の空間・サービス水準が向上するため、都市公園の便益が増進すると考える。都市公園の便益の受益者は公園利用者および周辺地域の住民や事業者である。受益者それぞれの便益の増進を、流動人口、成約賃料に着目した実証分析と地方自治体へのアンケート調査、ヒアリング調査を実施し明らかとした。また、事業効果の高い制度活用を目指すため、各事例における取組みを把握。事業実現度を高めるためのマーケットサウンディングの重要性、P-PFI 事業実施区域を含む公園全体としての効率的な管理運営方法等、一般化できる方策を導出した。

これらを踏まえ、今後更なる活用が期待される Park-PFI の事業効果を高めるため、管理運営段階において補助金交付に見合う便益増進を個別事業毎に把握する必要性、公園便益増進に資する提案の評価が高まる評価方式の検討、公園全体の効率的な管理運営のため実施事例フォローアップを踏まえた情報発信の必要性について提言した。

2022 年（令和 4 年）2 月

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム

MJU21706 黒川 佑人

目次

1. はじめに ····· 221
1-1. 研究の背景 ····· 221
1-2. 研究の目的 ····· 221
1-3. 先行研究 ····· 222
1-4. 研究の構成 ····· 223

2. Park-PFI の現状 ····· 223
2-1. Park-PFI の制度概要 ····· 223
2-2. Park-PFI の現状 ····· 224

3. 実証分析(1)Park-PFI による流動人口への影響 ····· 225
3-1. 分析の方法 ····· 225
3-2. 使用データと変数の説明 ····· 226
3-3. 推定式 ····· 227
3-4. 推定結果と考察 ····· 227

4. 実証分析(2)Park-PFI による成約賃料への影響 ····· 228
4-1. 分析の方法 ····· 228
4-2. 使用データと変数の説明 ····· 229
4-3. 推定式 ····· 232
4-4. 推定結果と考察 ····· 232

5. Park-PFI による公園便益把握と各事例の取組み把握 ····· 234
5-1. アンケート調査方法 ····· 234
5-2. アンケート調査結果(1) 公園便益の把握と考察 ····· 234
5-3. アンケート調査結果(2) 各事例の取組み把握と考察 ····· 235
5-4. 事例分析と考察 ····· 240

6. まとめ ····· 243
6-1. 考察 ····· 243
6-2. 政策提言 ····· 245
6-3. 今後の課題 ····· 245

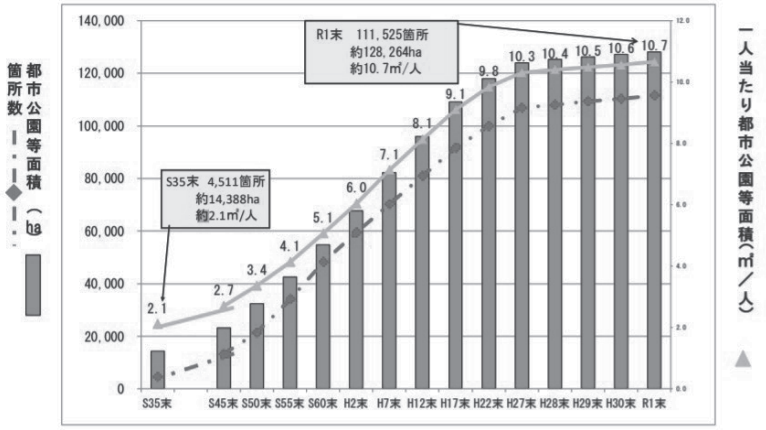
謝辞 ····· 246
参考文献、参考資料 ····· 247

1. はじめに

1-1. 研究の背景

都市公園は、人々のレクリエーションの空間、良好な都市景観の形成、都市環境の改善、都市の防災性向上、生物多様性の確保、豊かな地域づくりに資する交流の空間の提供等を目的に、都市公園法（以下「法」という）に基づき整備される公共空間である。都市公園の整備は、全国的に進められ、2020 年 3 月末時点で 111,525 箇所、128,264ha、一人当たり都市公園等面積約 10.7 ㎡/人の水準となっている。1960 年 3 月末時点の 4,511 箇所、14,388ha、一人当たり都市公園等面積約 2.1 ㎡/人と比較すると約 60 年間で一定のストックが形成されてきた（図表-1）。

図表-1　都市公園等の現況および推移 [1]



都市公園の整備が進む一方、公園施設の老朽化が進行し、その魅力を十分に発揮できていない都市公園も散見される。ライフスタイルや価値観が変わる中で、人々の豊かな暮らしを実現するために都市公園の魅力を高めることが求められる。2017 年 6 月に法改正され「公募設置管理制度（Park-PFI）」（以下「P-PFI」という）が創設。官民連携により都市公園の魅力を高め、柔軟にマネジメントする視点により、従来の都市公園の機能増進や更なる機能拡張も期待される。

1-2. 研究の目的

本研究では、新たな都市公園の整備、管理、運営手法である Park-PFI により、都市公園の空間・サービス水準が向上するため、都市公園の便益が増進すると考える。都市公園の便益の受益者は、公園利用者および周辺地域の住民や事業者である。そのため、受益者それぞれの便益を、流動人口、成約賃料に着目した実証分析と公園管理者である地方自治体へのアンケート調査、ヒアリング調査により把握し明らかとする。また、事業効果の高い制度活用を目指すため、上述のアンケート調査、ヒアリング調査を通じて、各個別事例の取組みを把握。一般化できるものを導出し、指針化に向けて検討する。これら二つの視点より、今後の制度活用に関しての政策提言を行う。

[1] 国土交通省都市公園データベース「都市公園等整備の現況等」

1-3. 先行研究

ヘドニック・アプローチに基づく公園便益の分析は既に多くの研究が進められている。住宅地の公園を対象とした研究としては、肥田野ら（1986）は、都市公園整備による効果を①利用効果、②存在効果、③波及効果に分類し、これらのうち地域住民に認識される効果のみが資産価値に反映されるとした上で、公園までの距離、公園の視認性が影響し、効果の範囲は200m～500mが限度であるとしている。矢澤ら（1992）は、児童公園[2]を対象とした分析で、半径50m以内および半径50m～200m以内にいずれも有意な影響が見られるとした。藤田ら（1995）は、公園緑地の機能を、①レクリエーション機能、②環境改善機能、③防災機能、④自然生態系保全機能の4つに分類し、不動産価格に反映されるものは主に①と②であるとした上で、公園面積、公園との距離、公園の質を説明変数とした分析で、対象地区に応じて影響が異なることを示した。愛甲ら（2008）は、最寄り公園までの距離、最寄り公園面積等を説明変数とした線形モデルによる分析で、最寄り公園面積が有意に地価に影響を与えるとした。肥田野（2011）は、都内6区の公園を対象として、公園面積が同一クラスでも区ごとに影響が異なることを実証し、また、23区内の10,000㎡以上の公園を対象として、地域特性（人口光地、年齢層等）に応じて影響が異なることを実証した。千代反田（2013）は、川崎市内の小規模公園を対象として、公園面積に応じて周辺地価への影響が異なることを報告している。商業地の公園を対象とした研究としては、小松（2008）は、都心3区の商業地区における10,000㎡以上の公園を対象ついて公園へのアクセシビリティ（面積/距離）による地価への影響を分析している。また、住宅地と商業地の公園を対象とした研究としては、中本（2016）は、小規模公園が周辺地価へ与える影響の違いを分析し、住居系用途地域では地価を上昇させているのに対し、商業系用途地域では広範囲において地価を下落させていることを明らかとした。

P-PFIの前身的制度である都市公園法に基づく設置管理許可制度等の研究では、舟引（2016）は、都市公園における民間事業者の導入制度の変遷を整理している。宋ら（2018）は、設置管理許可制度を用いた都市公園内収益施設を対象に28事例でのパークマネジメントへの設置管理事業者の関与実態を明らかとしている。山崎ら（2019）は、公募を通じた設置管理許可に基づき公募を経て選定された事業者が設置した収益施設の設置実態と立地条件（都市規模、駅距離、路線価および地域区分）の関係を分析し、立地条件に留意した公募の実施が必要であることを考察している。加藤ら（2020）は、特定自治体における収益施設の設置管理許可制度を活用したパークマネジメント事業において公共性および収益性に着目した考察をしている。

P-PFIに関する研究では、漆島（2021）は、防災性に着目しP-PFIを導入した公園の防災性能の特徴や課題を明らかとしている。塩見ら（2021）は、P-PFIを含む事例におけるサウンディング型市場調査や公募の活用実態を把握し分析することで地方創生に資する都市公園の役割を明らかとしている。横山（2022）は、P-PFIを導入した和歌山市本町公園を対象に、官民連携まちづくりの展開実態と課題及び今後の方策を明らかとした。

ヘドニック・アプローチ等による都市公園の便益に関する研究では、地価等に影響を与える公園機能の分析や、住宅系用途地域や商業系用途地域等立地の違いによる影響の分析や、公園規模

[2] 1993年都市公園法改正により「街区公園」に名称変更

や距離等による影響の分析は数多くなされているものの、いずれも従来型の都市公園を対象としている。P-PFI を対象として、公園便益の影響を分析した研究はなされていない。今後更に制度活用が広く展開されることが期待されるため、公園便益を明らかとすることが求められる。また、P-PFI の前身的制度である設置管理許可制度に関する研究では、公募実態や各事例における収益施設の整備運営の実態を明らかとした研究がなされている。P-PFI の研究では、各個別事例を通じた実態把握は一定程度なされているが、更なる検討の余地がある。そのため、各個別事例における実際の取組みを幅広く把握し、事業効果の高い制度活用に向けて、一般化できるものを導出するための検討が求められる。

1-4. 研究の構成

本研究の構成は、以下のとおりである。

第 2 章では、P-PFI の制度概要、現状を整理する。

第 3 章では、P-PFI による流動人口への影響について実証分析を試みる。

第 4 章では、P-PFI による成約賃料への影響について実証分析を試みる。

第 5 章では、アンケート調査、ヒアリング調査により P-PFI による便益把握を行う。また、各事例の取組みから一般化できるものの導出を試みる。

第 6 章では、第 2 章から第 5 章で得られた結果と考察をもとに、政策提言を行い、今後の研究課題を整理する。

2. Park-PFI の現状

2-1. Park-PFI の制度概要

P-PFI とは、都市公園において、飲食店、売店等の公園利用者の利便の向上に資する公園施設である公募対象公園施設[3]の設置と、当該施設から生ずる収益を活用して、園路、広場等の特定公園施設の整備、改修等を一体的に行う事業者を公募により選定する仕組みである。公募を経て選定された事業者は、設置する公募対象公園施設から得られる収益を特定公園施設の整備等に還元することを条件に、事業者には、事業期間の特例、公募対象公園施設の建蔽率の特例、占用物件の特例の法の特例措置が適用される。

具体的な法の特例措置は、法第 5 条の設置管理許可の期間は 10 年を超えることができないのが原則であるが、P-PFI では当該期間が最長 20 年とすることを認めている。法第 4 条では、都市公園が都市の貴重なオープンスペースであることに鑑み、公園施設の建蔽率（一の都市公園に公園施設として設けられる建築面積の総計の当該都市公園施設の敷地面積に対する割合）は 2%を参酌して条例で定める割合を超えてはならないとされ、民間事業者が設置、運営する飲食店、売店等の便営施設はこの範囲で都市公園に設置することとなるが、大規模な都市公園以外でも当該制度を活用できるようにする主旨より、公募対象公園施設について、10%を参酌して条例で定める

[3] 具体的には、休養施設、遊戯施設、運動施設、教養施設、便益施設、展望台又は集会所であって、当該公園施設から生ずる収益を特定公園施設の建設に要する費用に充てることができると認められるものである（都市公園法施行規則第 3 条の 3）

範囲を限度として建蔽率を上乗せすることができる[4]。また、法令で列挙されている占用物件のほか、事業者が設置する自転車駐車場、地域における催し物に関する情報を提供するための看板、広告塔については、占用許可の対象となる。

特例措置は、事業者が公募対象公園施設を都市公園に設置しやすく、運営しやすくするためのものである。地方自治体の財政負担を抑えつつ、都市公園の整備、管理、運営に対して民間の投資や参入が促進され、公園利用者の利便の向上に資することが期待される。なお、事業者は整備後に自治体へ譲渡する特定公園施設の整備費の負担を条件とし、かつ公募により選定されるため、特定の事業者が公共空間である都市公園の一部を使用して事業実施することに関しては、調整が図られているものと考えられる。

2-2. Park-PFI の現状

P-PFI は、福岡県北九州市の勝山公園にて制度創設後初めて導入された(2018 年 7 月供用開始)。以降、2021 年 4 月 28 日時点で、整備済みの都市公園（以下、「P-PFI 整備済公園」）が 28 箇所（図表-2)、公募設置等指針公表済み整備開始前の都市公園（以下、「P-PFI 推進中公園」）が 36 箇所、公募設置等指針公表予定の都市公園（以下、「P-PFI 検討中公園」）が 107 箇所の状況である。

図表-2 P-PFI 整備済公園一覧[5]

No.	公園名	公園管理者	公園種別	公園面積	事業対象区域	事業対象区域割合	運営開始月	公募への応募事業者数
1	勝山公園	北九州市	総合公園	202,553㎡	547㎡	0.3%	2018年7月	1
2	天神中央公園	福岡県	近隣公園	31,000㎡	543㎡	1.8%	2019年9月	5
3	木伏緑地	盛岡市	都市緑地	4,000㎡	4,000㎡	100.0%	2019年9月	3
4	横浜動物の森公園	横浜市	広域公園	1,033,000㎡	30000	2.9%	2019年9月	1
5	別府公園	別府市	総合公園	272,900㎡	2,600㎡	1.0%	2019年12月	2
6	敷島公園	群馬県	運動公園	178,000㎡	696㎡	0.4%	2020年3月	2
7	中瀬草原	平戸市	緑地公園	87,000㎡	87,000㎡	100.0%	2020年4月	1
8	花園中央公園	東大阪市	総合公園	271,400㎡	271,400㎡	100.0%	2020年4月	2
9	中央公園	福山市	近隣公園	15,618㎡	13,600㎡	87.1%	2020年5月	1
10	としまみどりの防災公園	豊島区	近隣公園	17,000㎡	17,000㎡	100.0%	2020年7月	4
11	新宿中央公園	新宿区	風致公園	88,000㎡	2,000㎡	2.3%	2020年7月	5
12	本町公園（和歌山市）	和歌山市	近隣公園	14,163㎡	2,907㎡	20.5%	2020年7月	1
13	大壕公園	福岡県	総合公園	389,000㎡	195㎡	0.1%	2020年7月	4
14	東所沢公園	所沢市	近隣公園	20,998㎡	20,998㎡	100.0%	2020年8月	1
15	大蓮公園	堺市	風致公園	154,550㎡	15,460㎡	10.0%	2020年8月	1
16	観音崎公園	神奈川県	広域公園	704,000㎡	8,350㎡	1.2%	2020年9月	2
17	久屋大通公園（北エリア・テレビ塔エリア）	名古屋市	特殊公園	162,500㎡	54,500㎡	33.5%	2020年9月	2
18	ぎふ清流里山公園	岐阜県	広域公園	1,071,000㎡	4,133㎡	0.4%	2020年10月	1
19	加治屋まちの杜公園	鹿児島市	都市緑地	13,688㎡	1,626㎡	11.9%	2020年10月	3
20	観音山ファミリーパーク	群馬県	広域公園	603,000㎡	605㎡	0.1%	2021年1月	1
21	学びの森	各務原市	地区公園	42,337㎡	2,336㎡	5.5%	2021年3月	1
22	北谷公園	渋谷区	街区公園	960㎡	960㎡	100.0%	2021年4月	2
23	大宮交通公園	京都市	交通公園	18,510㎡	18,510㎡	100.0%	2021年4月	1
24	駿ケ池公園	豊田市	風致公園	950,000㎡	1,039㎡	0.1%	2021年4月	2
25	中央緑地	四日市市	緩衝緑地	285,000㎡	4,400㎡	1.5%	2021年4月	1
26	小幡緑地	愛知県	広域公園	2,269,000㎡	20,000㎡	0.9%	2021年4月	3
27	鉄輪地獄地帯公園	別府市	特殊公園	74,000㎡	12,400㎡	16.8%	2021年4月	1
28	万葉公園	湯河原町	近隣公園	19,500㎡	1,976㎡	10.1%	2021年4月	1

[4] 具体的には建蔽率 10%を参酌して条例で定める範囲（国が公園管理者である場合は 10%が上限）

[5] 国土交通省および P-PFI 整備済公園の公園管理者である地方自治体へのヒアリング、綜合ユニコム「Park-PFI 事業計画と運営実態資料集」(2021)p118-135 を参考に作成

全国の都市公園が 111,525 箇所であるため、全体に対し、P-PFI 整備済公園は約 0.026%、P-PFI 推進中公園は約 0.032%、P-PFI 検討中公園は約 0.096%。官民連携により都市公園を柔軟にマネジメントする視点が求められている社会的背景を踏まえると、今後の更なる全国的な制度活用が期待される。

そのため、P-PFI の事業効果を把握するため、各事例において公園利用者や周辺地域の住民や事業者の便益を明らかとすることが求められる。また、P-PFI はフレキシビリティの高い制度であり、各事例の特徴に応じて案件組成なされている。一方で、「都市公園の質の向上に向けた Park-PFI の活用ガイドライン[6]」（以下「ガイドライン」という）および「Park-PFI に係る協定等の考え方について[7]」等といった限られた指針があるほかには、「民間資金等の活用による公共施設等の整備等の促進に関する法律（PFI 法）」に基づく PFI 事業と比較して厳密なルール[8]が少ないことが指摘されている[9]。事業効果を更に高めるための検討が必要となる。

3. 実証分析(1)Park-PFI による流動人口への影響

3-1. 分析の方法

P-PFI により、公園を含む地域の流動人口が増加するため、公園利用者および周辺地域の便益増進に繋がるという仮説を検証する。P-PFI 整備済公園と月毎の流動人口でパネルデータを作成。整備前後の影響を分析する。P-PFI は制度創設後間もなく直近に供用開始した事例が多い。また、新型コロナウィルスが流動人口に与える影響が非常に大きく（図表-3）、他変数で影響をコントロールすることが難しいことが確認できた。影響を平準化し分析における前提条件を同様とするため 2019 年 12 月以降に供用開始された公園を分析対象とした。

流動人口データの提供がある全国の 500ｍメッシュデータと、政令市および東京 23 区のみの 250ｍメッシュデータを使用した。P-PFI は多様な公園種別や公園立地において事業実施されている。各事例を一様に比較した場合、流動人口への影響を捉え切れない可能性がある。公園の立地性に応じて条件設定をして、それぞれ同様の推定式で分析した。条件設定は、①全ての P-PFI 整備済公園（500ｍメッシュ 24 公園、250ｍメッシュ 6 公園）、②大都市[10]かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済公園（500ｍメッシュ 5 公園、250ｍメッシュ 5 公園）、③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園（500ｍメッシュ 19 公園、250ｍメッシュ該当 1 公園のためパネルデータ作成不可）の 3 つとした。

---

[6] 国土交通省ウェブサイト　https://www.mlit.go.jp/common/001197545.pdf

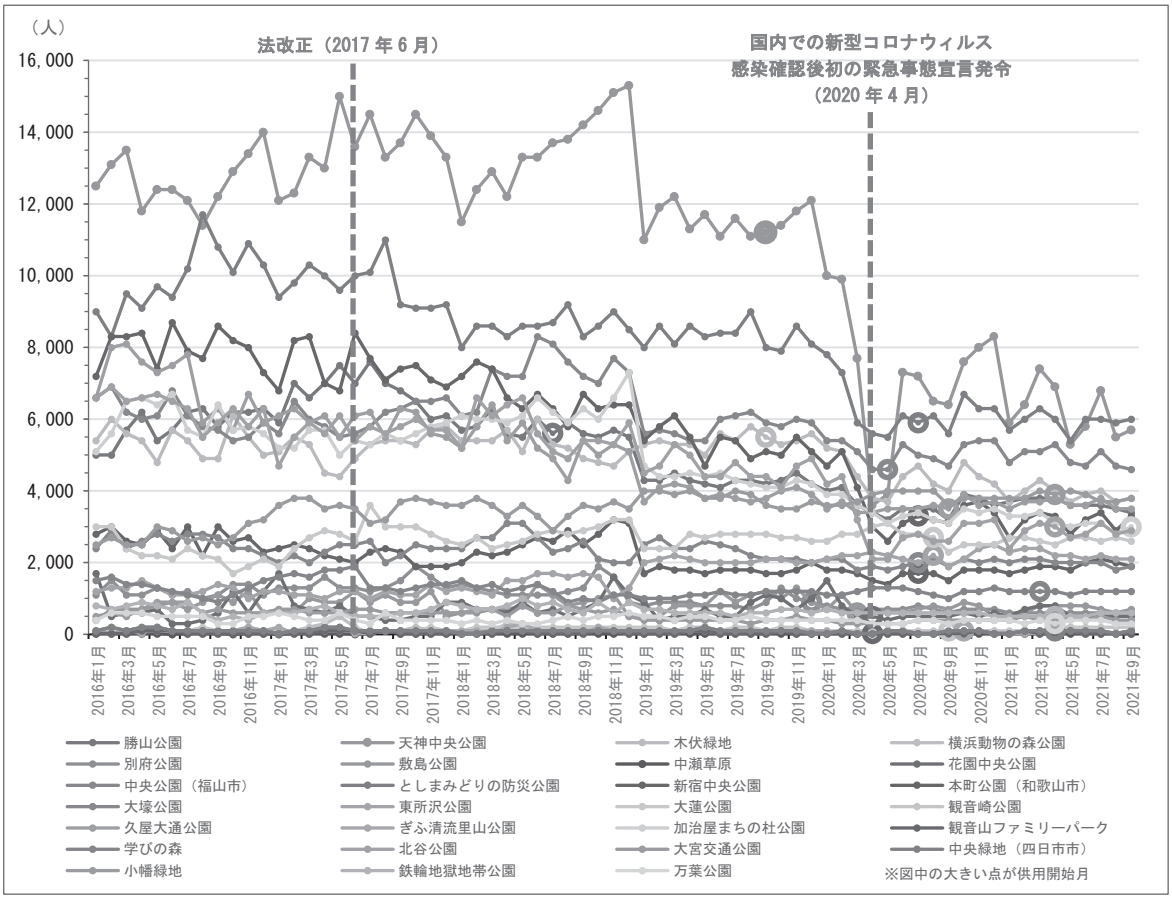
[7] 国土交通省ウェブサイト　https://www.mlit.go.jp/common/001216158.pdf

[8] 内閣府ウェブサイト　https://www8.cao.go.jp/pfi/hourei/hourei_index.html

[9] 勝山,村治「Park-PFI の動向と法的視点から見た実務」不動産証券化協会,ARES 不動産証券化ジャーナル Vol.54,p66-69,2020

[10] 東京 23 区、横浜市、大阪市、名古屋市、札幌市、福岡市とした

図表-3　500m メッシュの月毎の流動人口の推移データ



3-2. 使用データと変数の説明

主な使用データとデータ作成方法、変数一覧（図表-4)、基本統計量（図表-5）は、以下の通りとする。

＜流動人口データ＞

流動人口データは内閣府が提供する地域経済分析システム（RESAS）[11]の休日の流動人口メッシュデータを使用した。大規模な公園の場合、公園内に複数のメッシュデータが存在するため、当該公園における P-PFI 事業実施区域のメッシュデータを使用した。分析の対象期間は 2016 年 1 月～2021 年 9 月 [12]とした。

＜公園データ＞

P-PFI 整備済公園の公園位置は、国土数値情報より把握し、運営開始月は本研究第 2 章の P-PFI 整備済公園一覧の整理に基づいて把握した。

[11] 地方創生の様々な取組みを情報面・データ面から支援するために経済産業省と内閣官房（まち・ひと・しごと創成本部事務局）が提供するサービス

[12] 法改正 1 年前の 2016 年から本研究文作成時の RESAS による流動人口の最新データである 2021 年 9 月とした

図表-4　実証分析(1)の変数一覧

説明変数	説明
流動人口	メッシュデータ内の流動人口（人/月）
P-PFI整備ダミー	P-PFIによる公園整備後を1、公園整備前を0とするダミー変数
年次×季節ダミー	省略

※季節は気象庁の区分に基づき、春：3月～5月、夏：6月～8月、秋：9月～11月、冬：12月～2月とした。

図表-5　実証分析(1)の基本統計量

説明変数	500mメッシュ					250mメッシュ				
	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
①全てのP-PFI整備済み公園										
流動人口	1,656	2,194.535	2,428.450	0	11,700	414	827.536	390.834	100	2,000
P-PFI整備ダミー	1,656	0.168	0.374	0	1	414	0.171	0.377	0	1
②大都市かつ中心市街地に立地するP-PFI整備済公園										
流動人口	345	5,206.957	2,375.421	1,800	11,700	345	904.928	381.481	100	2,000
P-PFI整備ダミー	345	0.186	0.389	0	1	345	0.188	0.392	0	1
③中心市街地以外に立地するP-PFI整備済公園										
流動人口	1,311	1,401.793	1,717.541	0	8,300	※1公園のみ該当のためパネルデータ作成不可				
P-PFI整備ダミー	1,311	0.163	0.370	0	1					

※年次×季節ダミーは省略

3-3. 推定式

P-PFI による都市公園の空間・サービス水準の向上が流動人口に与える影響について、変量効果モデルを用いて分析する。 ε は誤差項を意味する。

$$流動人口 = \beta_0 + \beta_1 (P\text{-}PFI\ 整備ダミー) + \beta_{2\sim25} (年次ダミー \times 季節ダミー) + \varepsilon$$

3-4. 推定結果および考察

実証分析(1)の推定結果を図表-6、図表-7 にそれぞれ示す。

図表-6　実証分析(1)の推定結果 500mメッシュデータの推定結果

流動人口	条件設定	500mメッシュ		
		係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	①	-16.889	80.496	
	②	-6.490	230.238	
	③	126.451	53.272	**

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表-7　実証分析(1)の推定結果 250mメッシュデータの推定結果

流動人口	条件設定	250mメッシュ		
		係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	①	28.353	50.303	
	②	188.804	56.239	***
	③	※1公園のみ該当のためパネルデータ作成不可		

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

P-PFI 整備ダミーに着目すると、①全ての P-PFI 整備済公園では、500ｍメッシュはマイナス、250ｍメッシュはプラスであったが、それぞれ有意な結果が確認できなかった。②大都市かつ中心市街地立地の P-PFI 整備済公園では、500ｍメッシュはマイナスであったが有意な結果が確認できなかった。250ｍメッシュは 1%有意水準でプラスであった。③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園では、500ｍメッシュは 5%有意水準でプラスであった（図表-6,7）。大都市かつ中心市街地の立地では、周辺に集客施設が多数存在するため流動人口の分散効果が高い。集客施設による影響が強いため、500ｍメッシュでは結果がマイナスになったと考えられる。一方、公園周辺の250ｍメッシュでは、集客施設の影響が低減する。P-PFI の事業効果により、整備後に流動人口がプラスになったと考えられる。中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済公園では、周辺の集客施設の少なさがプラスとなった要因である可能性が考えられる。P-PFI による事業効果が、大都市かつ中心市街地の立地と比較して広範囲に及ぶことが影響している。流動人口の増加は公園利用者の増加とも捉えられる。公園利用者の増加は、公園を利用することに利用者が価値を感じているためであり、公園利用者の便益が増進していると考えらえれる。また、流動人口の増加は、公園の集客性が高まると捉えられる。周辺地域も含めてにぎわいが創出され、回遊性が向上する。公園周辺の店舗等の利用者増加も見込まれ、周辺地域の成約賃料が上昇する。不動産価値が高まり、周辺地域の住民や事業者の便益が増進すると考えらえる。以上より、P-PFI による公園を含む地域の流動人口増加は、公園立地により事業効果の影響範囲が異なる。公園利用者および周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がる影響範囲も異なることが確認された。

4. 実証分析(2)P-PFI による成約賃料への影響

4-1. 分析の方法

P-PFI により、にぎわいが創出され周辺地域の成約賃料が上昇し、不動産価値が高まり周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がるという仮説を検証する。分析には、ヘドニック・アプローチ分析を用いる。なお、ヘドニック・アプローチ分析とは、地価や家賃を被説明変数とし、土地資本仮説に基づき、環境の変化が地価や家賃にどのように反映されているかを用いて、様々な効果を図る方法である[13]。

トリートメントグループを P-PFI 整備済公園、コントロールグループを類似した条件であると想定できる P-PFI 推進中で未整備の公園と設定する。各公園から半径 500m範囲内にあるレインズデータに基づく業務・商業系の成約賃料単価を被説明変数として実証分析を行う。P-PFI は住宅地にある遊具が設置されている街区公園での実施が少ない傾向が確認できた。住宅の成約賃料に与える影響は少ないと考え、業務・商業系の成約賃料とした。公園からの半径設定は、ヘドニック・アプローチの先行研究では、矢澤ら（1992）は、半径 200m 以内の緑地面積が有意に地価に影響を与えていると報告しており、千代反田（2013）は、200 ㎡以下の公園を対象とした分析では半径 500m で有意な影響が見られていることを報告。不動産価格への有意な影響があると想定できる半径 500m範囲内とした。また、本研究第 3 章と同様、各事例を一様に比較した場合、成約賃料への影響を捉え切れない可能性がある。公園の立地性に応じて条件設定をして、それぞ

[13] 金本・中村・矢澤（1989）

れ同様の推定式で分析した。条件設定は、①全てのP-PFI整備済公園およびP-PFI推進中公園（以下「P-PFI整備済＋推進中公園」という）、②大都市かつ中心市街地に立地するP-PFI整備済＋推進中公園、③中心市街地以外に立地するP-PFI整備済＋推進中公園の3つとした。

実証分析(1)流動人口の推定結果では、P-PFIによる流動人口の増加を確認。流動人口の増加は、回遊性が向上したとも考えられる。実証分析(1)の結果を踏まえた、条件設定①の推定では、物件所在階が1階のウォークイン物件に5%有意水準でプラスの結果が確認できた。更に不特定多数の利用が見込める公募対象公園施設の用途が飲食系の公園が5%有意水準、複合系の公園が10%有意水準でプラスの結果が確認できた。左記推定結果より、条件設定②,③では、物件所在階が1階もしくは2階、公募対象公園施設の用途が飲食系もしくは複合系の公園に対象を絞って分析した。なお、公園周辺にレインズデータがない場合、分析できないため対象外とした。

4-2. 使用データと変数の説明

主な使用データとデータ作成方法は以下のとおりとする。

＜公園データ＞

P-PFI整備済公園（28公園）およびP-PFI推進中公園（36公園）の公園データは、国土数値情報よりArcGISに取り込んだ。大規模な公園の場合にはP-PFIの事業実施区域が公園の一部である事例もあるため、その場合にはArcGISで座標を事業区域[14]に移動し編集した。また、国土数値情報の公園データが2011年のものであるため、以降に新たに整備された公園の場合にはArcGISで当該公園の座標を作成した。

＜成約賃料および物件データ＞

公益財団法人東日本不動産流通機構から提供を受けたレインズデータに基づき、業務・商業系の物件の1㎡当たりの成約賃料、町丁目、成約年度、築年数[15]、使用部分面積、地上階層、所在階を使用した。成約賃料単価は成約賃料を使用部分面積で割ったものとした。明らかに誤入力と思われるものやデータに欠落があるもの、以下項目を満たすものについては誤記入、外れ値と判断し対象から除外した。用途地域、建蔽率、容積率は国土数値情報のデータ、人口密度は総務省統計局のデータ（2020年国勢調査人口統計集計）を使用した。

［レインズデータのデータスクリーニング］

(1) 成約賃料単価が10,000,000円以上の物件
(2) 成約賃料単価が500円以下の物件
(3) 使用部分面積が5㎡以下の物件
(4) 築年数が負の値の物件
(5) 「号レベルアドレスマッチングサービス」によるマッチングレベル[16]が8未満のもの[17]

---

[14] 各地方自治体HPや各地方自治体担当者へのヒアリングに基づきP-PFI事業実施位置を特定
[15] 築年数は、成約年から建築年を差し引いて算出
[16] マッチングレベルは右記の通り。1:都道府県、2:郡・支庁、3:市町村・23 区、4:政令市の区、5:大字、6:丁目・小字、7:街区・地番、8: 号・枝番
[17] マッチングの精度向上のため、所在地データの「番地」「番」を「-」に変換

＜データ作成方法＞

東京大学空間情報科学研究センタ（CSIS）の共同研究利用システム（JoRAS）の「号レベルアドレスマッチングサービス」を利用。レインズデータの成約物件の所在地に座標を付して、ArcGIS に取り込み、各データと空間結合した。変数一覧（図表-8）、基本統計量（図表-9、図表-10、図表-11）は以下の通りである。

図表-8　実証分析(2)の変数一覧

説明変数	説明
成約賃料単価	1㎡当たりの成約賃料単価（円/㎡）
P-PFI整備ダミー	P-PFIによる公園整備後を1、公園整備前を0とするダミー変数
公募対象公園施設ダミー（飲食系）	公募対象公園施設が飲食系であれば1、それ以外を0とするダミー変数
公募対象公園施設ダミー（宿泊系）	公募対象公園施設が宿泊系であれば1、それ以外を0とするダミー変数
公募対象公園施設ダミー（文化・スポーツ系）	公募対象公園施設が文化・スポーツ系であれば1、それ以外を0とするダミー変数
公募対象公園施設ダミー（複合系）	公募対象公園施設が複合系であれば1、それ以外を0とするダミー変数
公園面積	公園全体面積（㎡）
人口密度	人口密度（人/㎢）
最寄り駅徒歩時間	最寄り駅までの徒歩時間（分）
使用部分面積	使用部分面積（㎡）
築年数	築年数
建物地上階層	建物の地上階層（何階建てか）
所在階	物件の所在階
所在階ダミー	成約物件が1階であれば1、それ以外を0とするダミー変数
商業系用途地域ダミー	商業系用途地域の場合を1、それ以外を0とするダミー変数
住宅系用途地域ダミー	住宅系用途地域の場合を1、それ以外を0とするダミー変数
工業系用途地域ダミー	工業系用途地域の場合を1、それ以外を0とするダミー変数
建蔽率	建蔽率
容積率	容積率
成約年ダミー	成約年が該当する年次データであれば1、それ以外を0とするダミー変数
地域ダミー	所在する市または区であれば1、それ以外を0とするダミー変数

図表-9　実証分析(2)の基本統計量「①全てのP-PFI整備済＋推進中公園」

説明変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1㎡当たりの賃料単価	3,241	5,923.172	6,241.683	1,000	70,000
P-PFI整備ダミー	3,241	0.012	0.109	0	1
公募対象公園施設 飲食系ダミー	3,241	0.879	0.326	0	1
公募対象公園施設 文化・スポーツ系ダミー	3,241	0.004	0.066	0	1
公募対象公園施設 宿泊系ダミー	3,241	0.003	0.058	0	1
公募対象公園施設 複合系ダミー	3,241	0.114	0.317	0	1
公園面積	3,241	41,479.830	62,302.910	960	389,000
人口密度	3,241	15,567.190	5,065.488	327	23,182
最寄り駅徒歩時間	3,241	6.185	3.172	1	28
使用部分面積	3,241	62.051	52.595	6	489
築年数	3,241	23.914	11.192	1	64
建物地上階層	3,241	8.141	3.801	1	52
所在階	3,241	4.876	3.129	-1	19
所在階ダミー	3,241	0.148	0.355	0	1
商業系用途地域ダミー	3,241	0.840	0.367	0	1
住宅系用途地域ダミー	3,241	0.159	0.366	0	1
工業系用途地域ダミー	3,241	0.001	0.025	0	1
建蔽率	3,241	76.803	7.330	60	80
容積率	3,241	559.534	168.783	100	1,000
※成約年ダミー、地域ダミー省略					

図表-10　実証分析(2)の基本統計量

「②大都市かつ中心市街地立地の P-PFI 整備済＋推進中公園」

説明変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1㎡当たりの賃料単価	656	5,618.902	2,722.461	2,000	14,000
P-PFI整備ダミー	656	0.005	0.068	0	1
公募対象公園施設 飲食系ダミー	656	0.915	0.280	0	1
公募対象公園施設 文化・スポーツ系ダミー	656	0.000	0.000	0	0
公募対象公園施設 宿泊系ダミー	656	0.000	0.000	0	0
公募対象公園施設 複合系ダミー	656	0.085	0.280	0	1
公園面積	656	27,992.460	63,828.220	960	389,000
人口密度	656	17,025.980	3,800.335	9,925	23,182
最寄り駅徒歩時間	656	6.299	2.931	1	15
使用部分面積	656	79.134	66.073	6	300
築年数	656	5.567	2.729	1	18
建物地上階層	656	23.998	12.489	1	54
所在階	656	1.502	0.500	1	2
所在階ダミー	656	0.498	0.500	0	1
商業系用途地域ダミー	656	0.729	0.445	0	1
住宅系用途地域ダミー	656	0.000	0.000	0	0
工業系用途地域ダミー	656	0.271	0.445	0	1
建蔽率	656	74.573	8.900	60	80
容積率	656	458.232	142.767	150	1,000
※成約年ダミー、地域ダミー省略					

図表-11　実証分析(2)の基本統計量

「③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園」

説明変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1㎡当たりの賃料単価	193	8,518.135	13,002.840	1,000	70,000
P-PFI整備ダミー	193	0.124	0.331	0	1
公募対象公園施設 飲食系ダミー	193	0.772	0.421	0	1
公募対象公園施設 文化・スポーツ系ダミー	193	0.000	0.000	0	0
公募対象公園施設 宿泊系ダミー	193	0.000	0.000	0	0
公募対象公園施設 複合系ダミー	193	0.228	0.421	0	1
公園面積	193	79,989.750	84,007.130	4,000	272,900
人口密度	193	6,047.342	2,221.930	327	7,995
最寄り駅徒歩時間	193	5.927	3.948	1	28
使用部分面積	193	71.435	58.499	8	290
築年数	193	5.223	2.595	2	14
建物地上階層	193	30.187	13.435	1	64
所在階	193	1.487	0.501	1	2
所在階ダミー	193	0.513	0.501	0	1
商業系用途地域ダミー	193	0.912	0.284	0	1
住宅系用途地域ダミー	193	0.010	0.102	0	1
工業系用途地域ダミー	193	0.078	0.268	0	1
建蔽率	193	78.238	5.683	60	80
容積率	193	508.031	148.956	100	800
※成約年ダミー、地域ダミー省略					

4-3. 推定式

P-PFI による都市公園の空間・サービス水準の向上が成約賃料に与える影響について、ヘドニック・アプローチによる最小二乗法を用いて、分析する。

$$
\begin{aligned}
\text{成約賃料単価} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{P-PFI 整備ダミー}) + \beta_2 (\text{公募対象公園施設 飲食系ダミー}) \\
& + \beta_3 (\text{公募対象公園施設 文化・スポーツ系ダミー}) \\
& + \beta_4 (\text{公募対象公園施設 宿泊系ダミー}) \\
& + \beta_5 (\text{公募対象公園施設 複合系ダミー}) \\
& + \beta_6 (\text{公園面積}) + \beta_7 (\text{人口密度}) + \beta_8 (\text{最寄り駅徒歩時間}) \\
& + \beta_9 (\text{使用部分面積}) + \beta_{10} (\text{築年数}) + \beta_{11} (\text{建物地上階層}) \\
& + \beta_{12} (\text{所在階}) + \beta_{13} (\text{所在階ダミー}) + \beta_{14} (\text{商業系用途地域ダミー}) \\
& + \beta_{15} (\text{住宅系用途地域ダミー}) + \beta_{16} (\text{工業系用途地域ダミー}) \\
& + \beta_{17} (\text{建蔽率}) + \beta_{18} (\text{容積率}) + \beta_{19\sim28} (\text{成約年ダミー}) \\
& + \beta_{29\sim54} (\text{地域ダミー}) + \varepsilon
\end{aligned}
$$

4-4. 推定結果および考察

実証分析(2)の推定結果を図表-12、図表-13、図表-14 に示す。

図表-12　実証分析(2)の推定結果「①全ての P-PFI 整備済＋推進中公園」

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	-1,667.201	1,027.025	
公募対象公園施設 飲食系ダミー	8,444.805	4,154.859	**
公募対象公園施設 複合系ダミー	10,378.810	5,593.939	*
公園面積	-0.011	0.008	
人口密度	-0.149	1.431	
最寄り駅徒歩時間	443.741	36.848	***
使用部分面積	-9.723	1.875	***
築年数	62.067	33.713	*
建物地上階層	-25.133	9.329	***
所在階	-516.804	46.759	***
所在階ダミー	980.001	323.626	***
建蔽率	275.210	268.302	
容積率	9.367	0.977	***
定数項	-30,771.800	21,723.530	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表-13　実証分析(2)の推定結果

「②大都市かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園」

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	2,130.424	1,109.923	*
公募対象公園施設 飲食系ダミー	4,135.161	1,753.853	**
公園面積	0.008	0.006	
人口密度	-0.076	0.074	
最寄り駅徒歩時間	-39.507	33.669	
使用部分面積	-2.473	1.573	
築年数	72.877	33.698	**
建物地上階層	12.780	6.905	*
建蔽率	-36.267	13.929	***
容積率	8.929	1.155	***
定数項	-957.613	1,463.082	

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

図表-14　実証分析(2)の推定結果

「③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園」

1㎡当たりの賃料単価	係数	標準誤差	有意性
P-PFI整備ダミー	4,362.491	3,316.801	
公募対象公園施設 飲食系ダミー	2,834.309	2,861.431	
公園面積	0.009	0.023	
人口密度	0.709	0.661	
最寄り駅徒歩時間	1,222.352	320.036	***
使用部分面積	-20.010	14.145	
築年数	353.939	321.939	
建物地上階層	217.921	53.894	***
建蔽率	1,234.410	499.072	**
容積率	23.577	10.900	**
定数項	-104,706.100	42,310.650	**

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%を示す

P-PFI 整備ダミーに着目すると、①P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーはマイナスであったが、有意な結果は確認できなかった（図表-12)。②大都市かつ中心市街地に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーが 10%有意水準でプラスに有意となった（図表-13)。P-PFI により集客性が高まることで、物件所在階が 1 階または 2 階のウォークイン物件の成約賃料が上昇したと考えられる。不動産価値が高まることが期待できるため、周辺地域の住民および事業者の便益は増進していると捉えられる。③中心市街地以外に立地する P-PFI 整備済＋推進中公園では、P-PFI 整備ダミーはプラスであったが、有意な結果は確認できなかった（図表-14)。本研究の分析では有意な結果を確認できなかったが、事例の蓄積を踏まえた分析において、成約賃料が上昇する可能性も考えられる。以上より、P-PFI により大都市かつ中心市街地に立地する公募対象公園施設の用途が飲食系もしくは複合系の公園においては、公園より半径 500m範囲内でウォークイン物件の成約賃料の上昇が確認できた。当該条件下においては、不動産価値が高まるため、周辺地域の住民や事業者の便益増進に繋がる。

5. Park-PFI による公園便益把握と各事例の取組み把握

5-1. アンケート調査方法

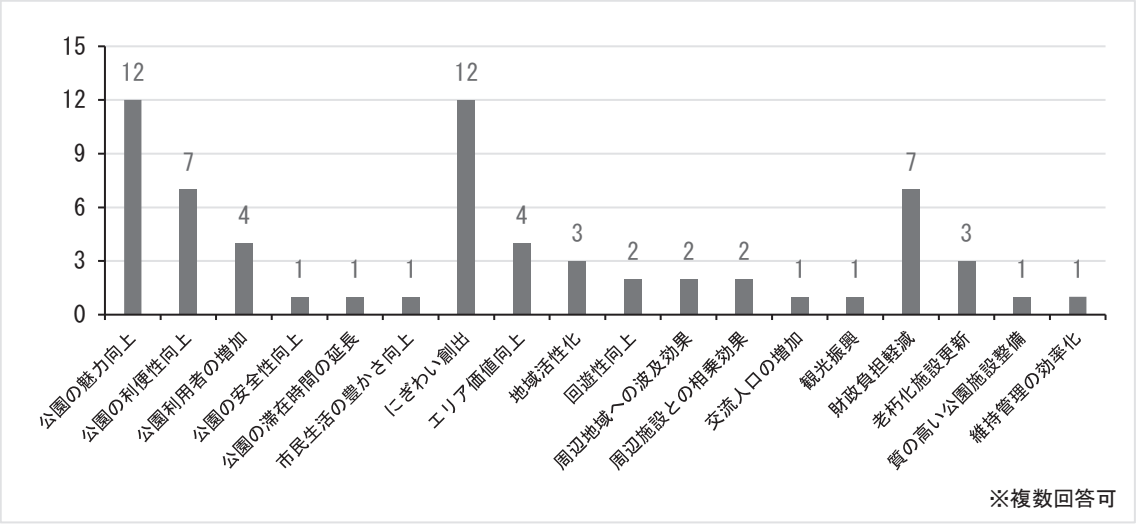
P-PFI による公園利用者および周辺地域の住民や事業者の便益を把握するためアンケート調査を実施する。全国の P-PFI 整備済公園を対象に公園管理者である地方自治体に対して 2021 年 11 月中旬～2021 年 12 月上旬に実施した[18]。P-PFI 整備済公園 28 箇所の公園管理者に依頼し、26 箇所の公園管理者より回答を得た（回収率 92.9%）。併せて、各事例における取組みから、事業効果を高めるために一般化できるものの導出を検討した。調査内容は、達成できた政策効果、整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情、従来型の都市公園と比較した場合の P-PFI 活用メリット、特定公園施設の管理運営の方法等とした。調査様式は末尾の参考資料に示す。また、補足調査として、アンケート調査で回答を得た公園管理者に対し、ヒアリング調査を実施した。

5-2. アンケート調査結果(1)公園便益の把握と考察

①達成できた政策効果

公園の魅力向上、公園の利便性向上、公園利用者の増加、公園の安全性向上、公園滞在時間の延長、市民生活の豊かさ向上等の回答より、公園利用者の便益増進を確認した。また、にぎわい創出、エリア価値向上、地域活性化、回遊性向上、周辺地域への波及効果、交流人口の増加の回答から周辺地域の便益増進を確認。実証分析では現れなかった公園利用者、周辺地域それぞれの具体的な便益増進を公園管理者より確認した（図表-15）。ヒアリング調査では、公園利用者の増加だけではなく、利用者属性が若年層やファミリー層等への広がりを確認できた。また、SNS やメディアによる情報発信により、整備後の公園認知度が上がり、利用者増加に繋がったとの回答も確認。一部公園においてはコロナによる影響や整備後間もないため、政策効果は検証中であるとの回答であったが、22 箇所の公園において事業実施により期待した政策効果が達成できたとの回答が確認できた。

図表-15 P-PFI により達成できた政策効果

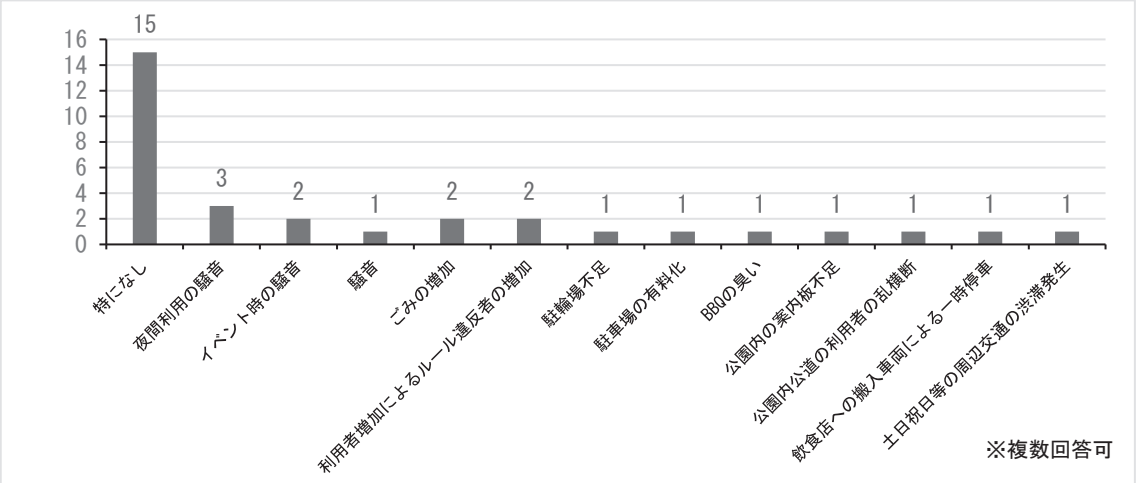


[18] 一部の地方自治体に対しては、2021 年 12 月中旬～2022 年 1 月上旬にかけて調査実施

②整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情等

特になしの回答が最も多い結果となった。少ない事例からではあるが騒音等の苦情を確認（図表-16)。その場合にも地方自治体と事業者が協議の上、対応していることがヒアリング調査で確認できた。P-PFI による公園利用者や周辺地域の住民や事業者への負の外部性は少なく、増進された便益の方が上回ると考えられる。

図表-16 公園整備後の公園利用者や周辺住民からの苦情等



公園利用者の便益増進の具体的項目より、本来都市公園に期待される機能である、レクリエーション機能、環境改善機能が、P-PFI により向上していると考えらえる。藤田ら（1995）は、レクリエーション機能、環境改善機能が不動産価格に反映されるとしている。本研究の実証分析やアンケート調査の結果からも、周辺地域の不動産価値が高まる可能性があることが確認できた。

5-3. アンケート調査(2)各事例の取組み把握と考察

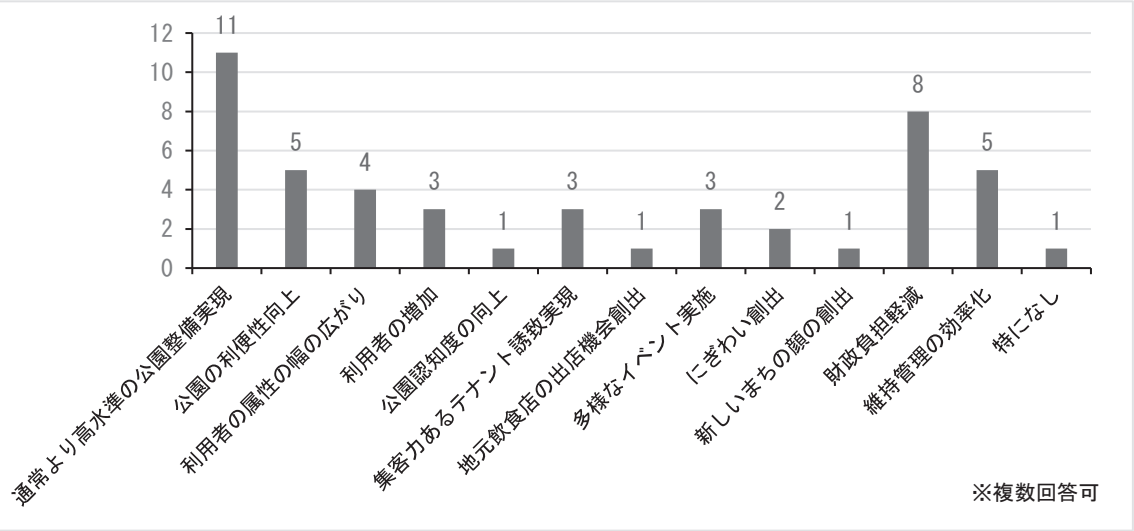
①地方自治体が整備管理運営する従来型の公園と比較した制度活用のメリット

通常より高水準の公園整備実現、公園の利便性向上、財政負担軽減の回答が多いことが確認された（図表-17)。事業実施中の各個別事例より制度目的が達成されていることが分かる。P-PFI の事業実施可能な公園への導入効果は期待できる。

民間事業者としては、自ら整備運営する公募対象公園施設は収益に影響するため高水準の施設を整備することにインセンティブがある。特定園施設は、整備水準を高めすぎると自らの事業を圧迫する。一方、整備水準を低めると公募対象公園施設に隣接する施設の質が下がり、集客性への影響や、公募において他事業者の提案に劣後する可能性がある。創意工夫により通常の公園施設の整備水準と比較して一定程度高い水準で特定公園施設も整備すると予想される。そのため、P-PFI 事業全体として高水準の整備が実現していることに繋がっていると考えられる。なお、特定公園施設は事業者が整備後に地方自治体へ譲渡するため、地方自治体が所有者となる。整備水準が通常の仕様に比べて高くなった場合には、整備後に地方自治体の維持管理コストが上昇することも考えられる。しかし、ヒアリング調査において個別事例の創意工夫を確認。P-PFI 事業者

が特定公園施設の管理運営を担うことで、維持管理コストを整備前と変わらずに維持している事例や、維持管理コストは整備前より高くなったが、設置許可使用料収入の増加分を公園の維持管理に還元することで結果的に財政負担の軽減を図っている事例も確認できた。

図表-17 地方自治体が管理運営する従来型の都市公園と比較した制度活用のメリット

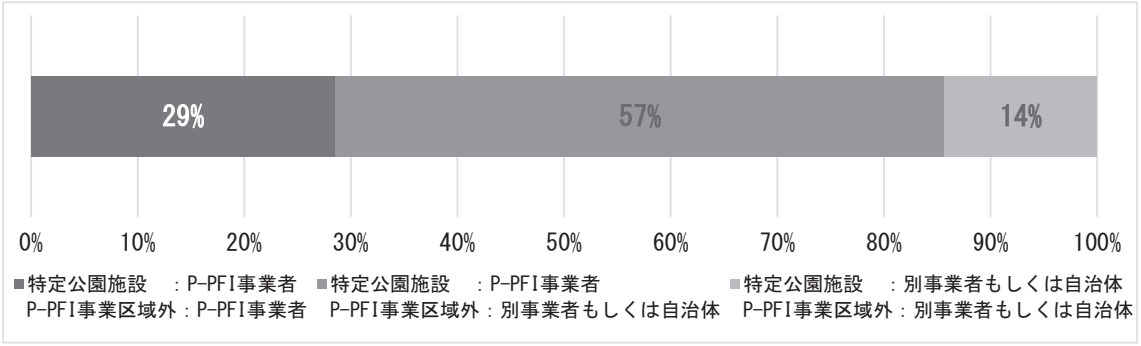


②公募対象公園施設、特定公園施設、P-PFI 事業区域外の管理運営

特定公園施設の管理運営については、公園全体が P-PFI 事業区域の 5 公園では、特定公園施設含む公園全体の管理運営を P-PFI 事業者が実施している。公園の一部が P-PFI 事業区域の 19 公園では、特定公園施設および P-PFI 事業区域外（以下、「収益施設以外」という）を P-PFI 事業者が管理運営する公園は全体に対し 29%であった（図表-18)。

ガイドラインでは、特定公園施設の管理運営は、公募対象公園施設の事業者が基本とすることで、一体となった質の高い維持管理を促し、公園利用者の利便の向上を図ることが望ましいとしている。しかし、実状は地方自治体の裁量に委ねられている状況である。収益施設外の管理運営を P-PFI 事業者が実施するには、1)維持管理業務委託契約の締結、2)別途の管理許可、3) 地方自治法に基づく指定管理のいずれかの方法を取る。収益施設外を P-PFI 事業者とは別事業者が管理運営する場合、事業区域が明確に分かれる。清掃や警備等を両方の区域でそれぞれ実施する場合もあるため、効率化が図れる工夫の余地はある。公園内の一部は P-PFI の導入により事業者の創意工夫が発揮されて効率的な管理運営が実施できている。しかしながら、公園全体では非効率な管理運営となっている可能性も考えられる。一方で、P-PFI 事業者が公園全体を管理運営する場合、収益事業の管理運営ノウハウはあっても、広場や植栽等の管理運営ノウハウが乏しいことが考えられる。また、収益施設外の管理運営期間が公募対象公園施設の運営期間と異なり、長期的な継続性が担保されず効率化が図れない可能性もある。P-PFI を活用しつつ公園全体を効率的かつ魅力的に管理運営する最適な方法は、各事例の特徴に応じて異なる。具体的事例の取組みを水平展開し、情報の共有化を図る必要がある。

図表-18 公園の一部が P-PFI 事業区域の場合の管理運営の役割分担

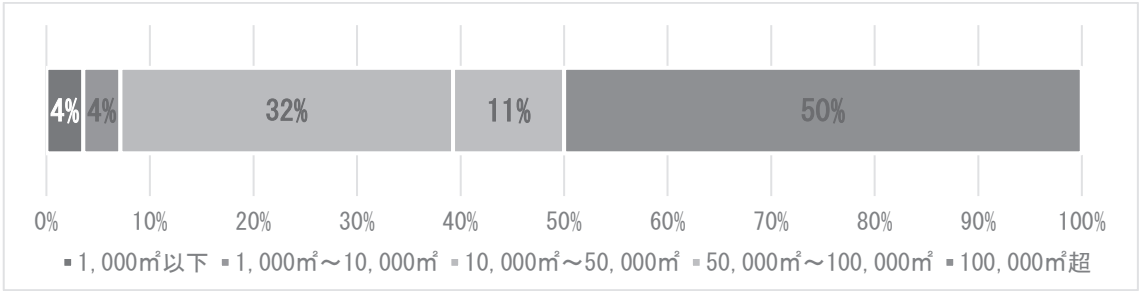


③公園全体面積、公園全体面積に対する P-PFI 事業区域割合

公園全体面積は、総合公園の標準面積[19]100,000 ㎡超の公園は全体に対して 50%であった。10,000 ㎡以下の公園は全体に対して 8%であり、一定規模以上の公園で P-PFI が実施されている傾向を確認（図表-19）。公園全体面積に占める P-PFI 事業区域割合は、10%以下の割合が全体に対して 50%であった。事業区域割合が 40%～80%である公園はなく、事業区域割合が 90%超の公園は、そのすべてにおいて公園全体が事業区域となっている。事業区域の割合が 10%以下の公園は、公園全体面積が 10,000 ㎡以上であることを確認（図表-20）。

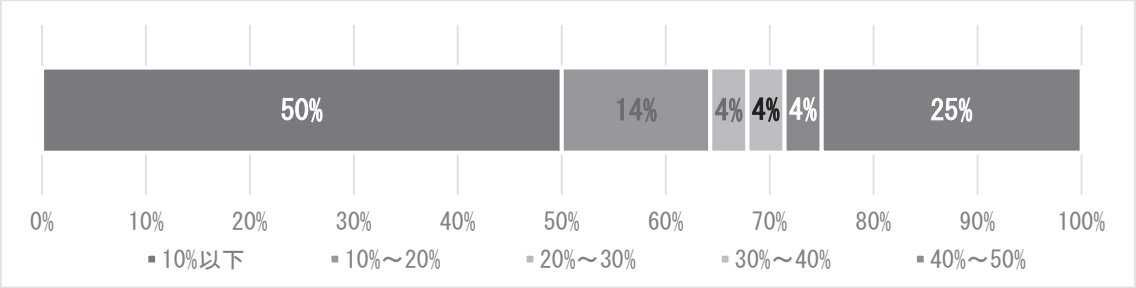
一定面積以上の都市公園においては、公園全体を事業区域に設定すると、民間事業者が収益還元して整備する特定公園施設のコスト負担が大きくなる。また、民間事業者が建設する公募対象公園施設の建蔽率の特例措置による上限は、公園全体面積に対してであり、事業区域の大小に左右されない。公園全体を事業区域対象とすると、既存公園施設の継承の調整を図る必要がある。そのため、一定面積以上の公園の一部を P-PFI 事業区域にしている事例が多いと考えられる。地方自治体は、公園全域を対象として民間活力を最大限活用した財政負担軽減や、公園内に未利用地がある場合には、当該未利用地を事業区域として空間・サービス水準向上を図ろうと期待する。一方、民間事業者は、公園全域を事業区域とすると整備運営の負担が過大となるため避け、未利用地を事業区域とすると集客性やアクセス性が悪く、収益性が低くなるために公園内で最も立地条件がいい場所を希望する。費用負担回避動機を持つ地方自治体と、利潤動機を持つ事業者の対立する構造があり、トレードオフの関係にある。

図表-19　P-PFI 整備済公園の公園全体面積



[19] 国土交通省都市局公園緑地・景観課「都市公園の種類」

図表-20　公園全体面積に対する P-PFI 事業区域割合

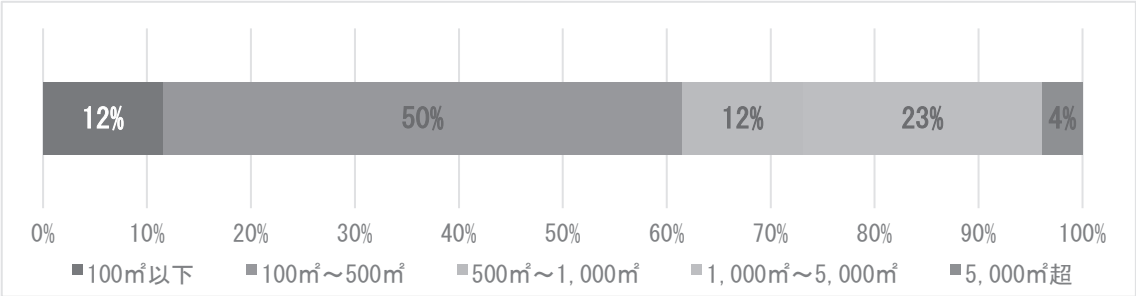


④公募対象公園施設の建築面積、用途、建蔽率

公募対象公園施設の建築面積は、500 ㎡以下が全体に対して 62%であり、1,000 ㎡超は全体に対して 27%であった（図表-21）。公募対象公園施設の用途[20]は飲食系が全体に対して 50%であった（図表-22）。公募対象公園施設の建蔽率は、法に基づく通常の建蔽率 2%以内が全体に対して 64%であり、建蔽率 2%超となる都市公園は全体の 28%であった（図表-23）。5,000 ㎡以下の公園においては、建蔽率がいずれも特例措置の上限 10%に近い水準となっており、当該特例措置がガイドラインの主旨の通り、有効に機能していることが確認された。

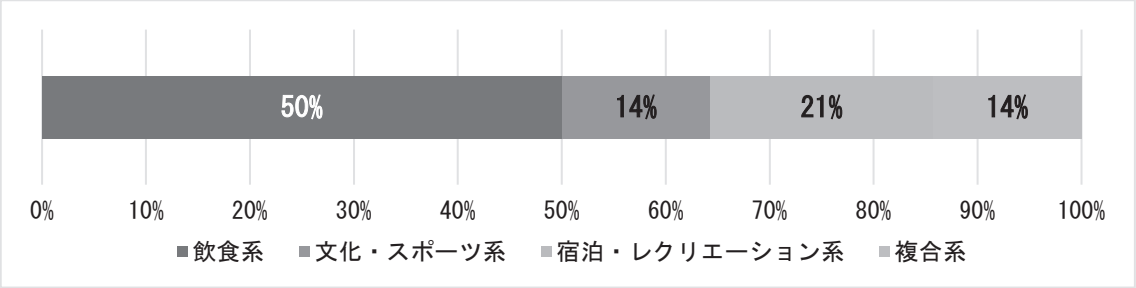
公募対象公園施設は、法において規定する「都市公園の利用者の利便の向上を図る上で特に有効であると認められるもの」に該当する必要がある。かつ公募設置指針等で定められる方針を踏まえ、事業期間 20 年以内で投資回収して事業性を確保できる合理的な規模を事業者が計画していると考えられる。P-PFI により事業期間が担保され、制度創設前に事業性の確保の観点より設置が難しいと判断される公園施設が、公園内に設置できるようになった。しかし、事業者は事業期間や建蔽率等の制約条件の中で投資回収ができる用途を計画するため、公募対象公園施設の規模や用途が硬直化する可能性も考えられる。そのため、都市の抱える諸問題の解決に寄与できる用途や、大胆な投資により事業者の創意工夫が期待できる用途の設置が可能となるよう、継続的に実施事例をフォローアップし、実状に応じて法に規定する特例措置を再度検討することも必要であると考える。

図表-21 公募対象公園施設の建築面積

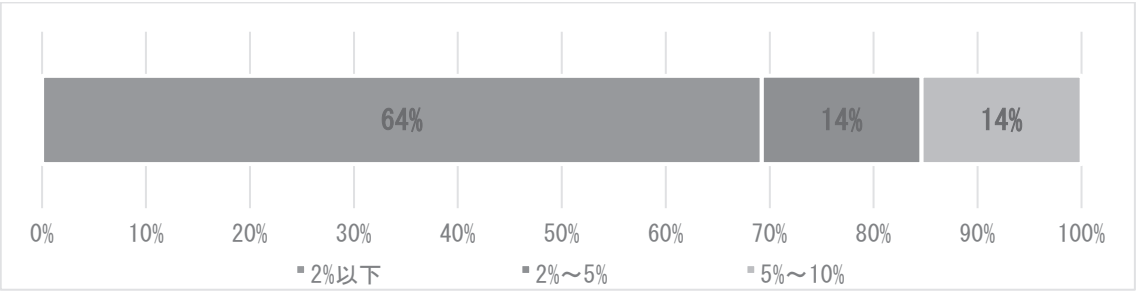


[20] 飲食系は飲食施設（カフェ、レストラン等）が主なもの、文化・スポーツ系は教養施設（図書館等）・運動施設（プレイパーク・ジム等）が主なもの、宿泊・レクリエーション系は宿泊施設（ホテル・キャンプ場）、温泉施設、バーベキュー施設が主なもの、複合系は便益施設（飲食・物販等）、遊戯施設、運動施設、教養施設等が組み合わさったものを目安に分類

図表-22 公募対象公園施設の用途



図表-23 公募対象公園施設の公園全体面積に対しての建蔽率



⑤公園整備後の公募対象公園施設の管理運営に関してのモニタリング

全体に対して 88%の 23 公園が年に一度の事業報告書の提出や、地方自治体と事業者間の定期的な打合せの場を設けていることが確認された。

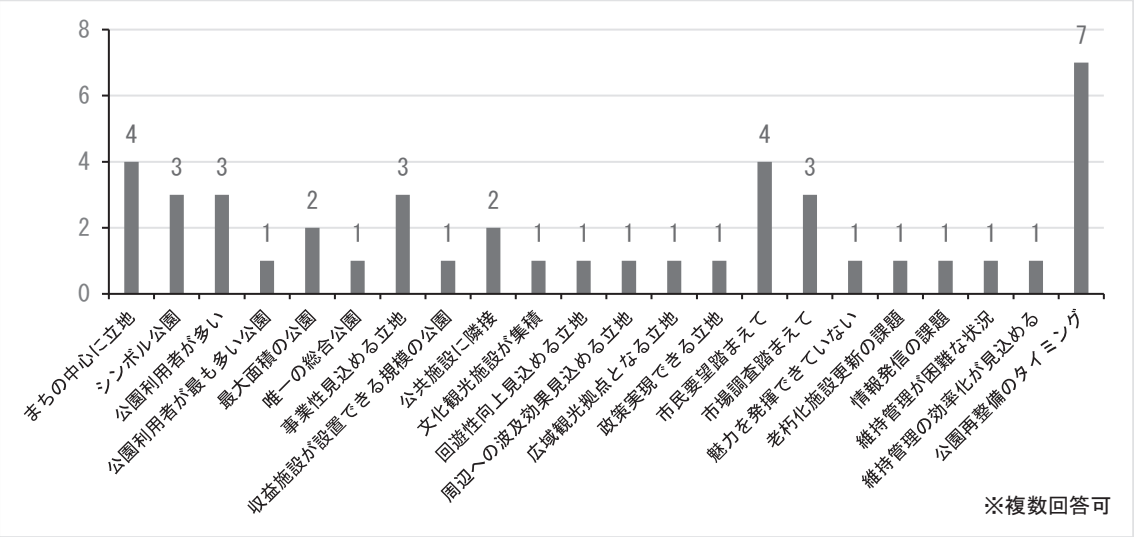
P-PFI 事業区域の管理運営は、事業者選定後、公募を経て選定された事業者が、地方自治体と締結する基本協定等に基づいて責任を負う。明確な責任範囲が定義される。創意工夫により公募対象公園施設の収益性を上げることは、自らの事業性を高めることに直結。管理運営水準を低下させるようなモラルハザードは生じにくい。そのため、現状以上にモニタリングコストを過大にかけて厳密に管理運営を地方自治体が監視する必要性は低いと考えられる。ただし、モニタリングは P-PFI 事業区域に限定されたものである。地方自治体は、そもそも公園全体の管理運営に関して効率化が図られているかという視点で、管理運営のあり方を継続してモニタリングする必要がある。

⑥P-PFI を導入する公園選定の視点

公園再整備のタイミングが制度活用動機となる傾向が確認できた（図表-24）。ヒアリング調査では、P-PFI 導入は、事前検討、公募による事業者選定、工事施工等、段階を経るため、供用開始までに一定の時間を要し、地方自治体職員の業務負荷も多くなることが確認できた。

P-PFI により、公園利用者の便益増進や財政負担軽減等の事業効果が期待できる。制度導入可能性がある公園においては、公園施設の老朽化等による再整備のタイミングだけではなく、率先した制度活用の検討の余地はあると考えられる。一方、P-PFI は全ての公園に導入可能性があるわけではない。地方自治体は P-PFI を導入しない公園の整備、管理、運営も行う必要がある。地方自治体は、P-PFI により得られる事業効果と他の公園より得られる効果を比較しながら、制度活用について総合的な判断が必要となる。

図表-24 P-PFI を導入する公園選定の視点

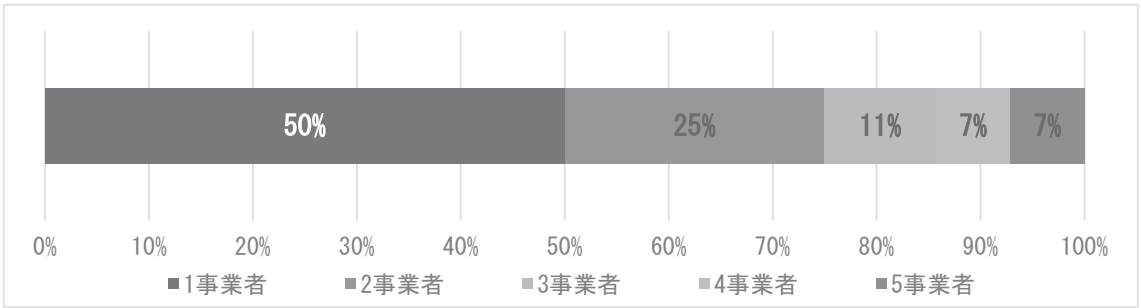


⑦公募への応募事業者数

公募への応募事業者数が 1 事業者[21]であった事例は、全体に対して 50%であることを確認。応募者数が 4 事業者または 5 事業者はそれぞれ全体に対して 7%であった（図表-25）。

公募への応募事業者が 1 事業者の事例は、民間事業者の応募動機が低く、事業性の確保が応募事業者数の多い公園に対して難しい立地性等の条件であることが考えられる。応募事業者数が 1 事業者であっても公募における審査において、必要十分な提案である場合には当該事業者が選定される。公募における競争性を働かせることと、対象とする公園の立地性等の諸条件はトレードオフの関係性にあることを踏まえ、制度活用を検討する必要がある。

図表-25 公募への応募事業者数



5-4. 事例分析と考察

アンケート調査等の結果を踏まえ、立地条件や公園規模等の制約条件がある中で事業実施し、公園利用者の増加に繋がったことが確認できた具体的事例の分析を行う。

[21] 応募事業者が複数企業によるコンソーシアムを組成している場合も 1 事業者とする

事例① 愛知県豊田市「鞍ヶ池公園」

鞍ヶ池公園は、来園者数年間 130 万人、公園面積約 95ha の市内を代表する都市公園であり、豊田市市街地より車で 20 分、東海道環状自動車道の鞍ヶ池スマート IC より約 3 分でアクセスできる立地性を持つ。人口減少、価値観やライフスタイルの多様化を踏まえ、公園の魅力向上と市民サービス向上、財政負担軽減を目的に P-PFI を含む民間活力導入のための事業者選定の公募を実施。

事業者公募は、1)P-PFI による公募対象公園施設の設計施工および管理運営（図表-26）、2)P-PFI による特定公園施設の設計施工、3)指定管理による公園全体の管理運営[22]、4)DBO による高品質・高機能なキャンプフィールドの設計施工[23]および設置管理許可による管理運営（図表-27）、5)自主事業による施設の設計施工および管理運営、という 5 つの事業を組み合わせて一括公募とし、事業者を選定した。整備完了後の来園者数は前年比 1.3 倍[24]であり、事業実施により幅広い年齢層の利用促進、公園利用者増加の事業効果が見込めている。

大規模かつ多数の公園機能を有する都市公園の一体的な管理運営に関して、P-PFI の枠組みだけでは事業者負担が過度となり実現性が低い。複数事業を組み合わせた一括公募とする選定方式により、公園の管理運営の効率化を図っている。同時に事業者選定の効率化が図られ、取引費用低減に繋がっている。異なる業務内容を一括の公募に織り込む際、単一事業者の場合には、実施可能な企業が限られてしまい、応募事業者の幅が狭まってしまうことも懸念される。事業に応じた実績要件を定め、複数事業者による共同企業体による応募ができる仕組みを設けることで対応をしている。また、法に基づく P-PFI、地方自治法に基づく指定管理制度と、位置づけの異なる各事業の事業期間を同じとしている。事業者は長期的な視点に立ち、事業実施ができるため、創意工夫が発揮されやすい仕組みになっていると考えられる。

P-PFI だけではなく、同一事業者が公園全体の管理運営をした方が、公園の便益増進が見込まれる場合には、複数事業を組合わせた一括公募等を導入することが望ましいと考える。なお、管理運営期間中は、管理運営の適切性や取組みを評価するために、年 1 回の事業報告書の提出が事業者には義務付けられている。公共空間において特定の事業者が事業を継続して実施することによるモラルハザードが発生しにくい仕組みとなっている。仮に管理運営の質の低下等の問題が起きた場合には、事業報告書の提出頻度の増加等、合理的な範囲におけるモニタリングコスをかけた対応が求められる。

また、事業者との調整が大変であった事項として、特定公園施設の事業者整備負担額の設定と P-PFI 事業区域場所の設定であることがヒアリング調査において確認できた。いずれも公募前に、地方自治体が 2 回に段階を分けて実施したマーケットサウンディングによって事業者意向を確認。地方自治体の公園利便性向上や財政負担軽減等の政策目的達成が図れる水準と、事業者の事業実現が見込める合理的な水準の調整を図り公募を実施することで、事業実現に至っている。P-PFI 事業区域場所の設定について具体的には、検討段階当初、豊田市としては大規模な公園の中での未利用地活用を企図。マーケットサウンディングによる事業意向の確認により、未利用地

[22] 一部除く
[23] 設計施工一括発注方式を採用
[24] 供用開始後 2021 年 4 月～7 月の実績値

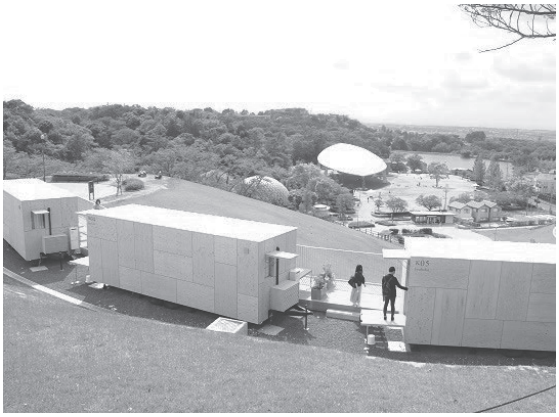
では公園内でのアクセス性が悪く収益性確保が難しく公募への事業者の応募が見込めないことが判明。公募において、公園の更なるにぎわい形成にも寄与できる公園内でのアクセス性に優れた場所をP-PFI事業区域として設定した経緯があった。仮にP-PFIを含む民間活力導入の仕組みを活用せず、自治体だけで再整備事業を実施した場合には、未利用地に投資して、高い事業効果を得ることができなかった可能性も考えられる。

複数事業を組み合わせることで大規模な公園においても管理運営の効率化が図れる。費用負担回避動機を持つ地方自治体と利潤動機を持つ事業者の対立する構造に対し、双方合意できる合理的な役割分担の事前調整をすることが重要であることが本事例より確認できた。

図表-26 P-PFIによる公募対象公園施設[25]



図表-27 DBOによるキャンプサイト[26]



事例② 東京都渋谷区「北谷公園」

北谷公園は、公園面積960㎡の小規模な街区公園であり、渋谷駅から徒歩7分の物販店舗や飲食店等が立地する神南・宇田川周辺地域に立地する。多くの区民等に利用されているものの、個人による単独利用や、自転車やバイクの駐輪、短時間の休憩等が主であり、公園利用者の属性や利用状況には偏りが見られることが課題であった。そのため、地域のにぎわい創出や活性化の拠点創出、街全体の回遊性強化、財政負担軽減等を目的とし公園全域を対象としてP-PFIを実施。

従前機能の継承要否の調整が大変であったことがヒアリング調査で確認できた。小規模な公園であるため、再整備をするためには従前の公園機能である自転車やバイクの駐輪場の機能継続が困難な状況であった。そもそも当該公園の課題として、自転車やバイクの駐輪場による利用者の偏りがあり、都市公園の設置目的であるレクリエーション機能等の公園機能が十分に発揮できていない状況であった。渋谷区が公園整備方針を決定する前に、従前公園機能の要否を検討する社会実験を実施。公園内の自転車やバイクの駐輪場を一定期間閉鎖し、公園周辺の大規模施設等が有する自転車やバイクの駐輪場で、当該公園機能を賄うことができるかについて検証。検証の結果、期間中に周辺の違法駐輪の増加しないことを確認。従前機能の継承を条件とせずに、公園全面再整備を実施（図表-28）。公園全体をP-PFI事業者による提案に基づき再整備し、整備水準が

[25] 出典：愛知県豊田市HP
[26] 出典：愛知県豊田市HP

高い公園施設が整備された。同一事業者による管理運営により創意工夫と効率化が図られ、特定公園施設の維持管理費は整備前と同水準となっている。なお、特定公園施設は指定管理の位置づけを受けた管理運営である。運営期間は4年8ヶ月であり、公募対象公園施設の管理運営期間20年間と差が生じている。現時点では指定管理期間満了後の指定管理者選定は未定となっている。仮に指定管理期間後に別事業者が選定される場合には、管理運営の創意工夫や効率化が図れない可能性もある。そのため、同一事業者が公園全体を管理運営することでより高い事業効果の発揮が見込める場合には、特定公園施設の管理運営に関してP-PFIと事業期間を合わせるような仕組みが必要であると考える。ただし、長期において同一の事業者による管理運営とすることで競争性が排除され、更なる管理コスト圧縮努力動機がなくなってしまう可能性もある。定期的なモニタリングを実施しながら、特定公園施設を含む公園全体の管理運営方法を考えていく必要がある。

P-PFIを導入する際には、公園内の従前機能の継続性も考慮する必要があることから、一定規模以上の公園にて実施される傾向が確認できている。ただし、公園によっては従前機能そのものが本来の都市公園が有すべき機能を十分に発揮できていないものになっている可能性も考えられる。そのため、従前機能の要否も含めて公園整備に関しての検討が必要である。地域実状に応じた取組みにより、小規模公園においても事業実施の可能性があることが確認できた。

図表－28 公募対象公園施設（カフェ等）と特定公園施設（広場）[27]



6. まとめ

6-1. 考察

＜P-PFIによる公園の便益増進＞

実証分析(1)流動人口の推定結果では、大都市かつ中心市街地の立地では公園を含む250mメッシュで流動人口がプラス（＋約189人/月）、中心市街地以外の立地では公園を含む500mメッシュの流動人口がプラス（＋約126人/月）となった。P-PFIにより公園利用者および周辺地域の住民や事業者ともに便益増進が確認された。実証分析(2)成約賃料の推定結果では、P-PFIに

[27] 2022年1月 筆者撮影

より大都市かつ中心市街地に立地し、公募対象公園施設が飲食系もしくは複合系の公園では、500m範囲内においてウォークイン物件の成約賃料が上昇（＋約 2,130 円/月・㎡）。不動産価値が高まるため、周辺地域の住民や事業者の便益増進を確認。アンケート調査等より、公園利用者と周辺地域の住民や事業者それぞれの具体的な便益増進を確認。一方、負の外部性として少ない事例ではあるが騒音等を確認。部分的に周辺地域の住民や事業者の便益を減退している。しかしながら、実証分析及びアンケート調査等の結果を踏まえると周辺地域の住民や事業者の便益増進は負の外部性を上回るものであると考えられる。なお、P-PFI による公園利用者の便益増進は確実である（図表-29）。

図表－29 公園利用者および周辺地域の住民や事業者の便益増進

	公園利用者	周辺地域の住民や事業者
実証分析（1） ＜流動人口＞	○	○
実証分析（2） ＜成約賃料＞	分析対象外	○
アンケート調査等	○	○
負の外部性	特になし	騒音等一部あり

P-PFI により、都市公園に対して、整備、管理、運営のそれぞれに事業者が投資できる仕組みが構築。都市公園の空間・サービスの水準が向上したため公園便益が増進したと考えられる。中本（2016）は、小規模公園は商業系用途地域では公園という土地利用の硬直化により土地利用再編を阻害し、広範囲において地価を下落させていることを明らかとしている。しかしながら、本研究の実証分析やアンケート調査等の結果より、土地利用の硬直化は変わらないが、P-PFI により、公園が周辺地域の不動産価値を高める可能性があることを確認。P-PFI 導入可能性がある場合には積極的な制度活用を図るべきと考える。

＜P-PFI の事業効果を更に高める方策＞

費用負担回避動機を持つ地方自治体と利潤動機を持つ事業者の対立構造がある。マーケットサウンディングにより双方の意向調整を図り、合理的な役割分担を地域実状に応じて設定することが、事業効果を高める事業実現には重要である。なお、マーケットサウンディングは、事業者が意向を示すことが事業者自らの事業性を高めるため、参画にインセンティブを感じる。しかし、事業者選定の公募は、総合評価方式で提案が評価される。価格評価の比重が高くなれば、事業者としてはコストをかけて検討した定性的な提案が必ずしも高い評価とならない可能性もある。そのため、選定可能性の低い事業者はマーケットサウンディングに参画しない合理的な行動を取る可能性もある。また、公募での提案において価格提案に比重を置いた検討を重ねる可能性もある。そのため、事業者がマーケットサウンディング段階から参画し、検討を深めた魅力的な提案をすることにインセンティブがある評価方式を検討すべきと考える。

6-2. 政策提言

提言① 個別事業の便益把握

P-PFI 整備後の管理運営段階において補助金交付に見合う便益の有無を個別事業毎に把握するべきである。整備後の管理運営において便益の増進が確認できるのであれば、運営面での補助金交付の仕組みも検討対象となり得る[28]。交付対象は公共性の高いマネジメント実施や特定公園施設への追加投資等に限る必要がある。交付の決定には、地方自治体、客観的な視点を有する第三者等による公共性を判断する組織体や基準等を設けて判断をするべきと考える。

提言② 公園便益増進に資する提案の評価が高まる評価方式検討

公平性を担保しつつ、公園便益増進に資する提案の評価が高まる評価方式を検討すべきと考える。ガイドラインでは、公募において公園利用者の利便の増進を最も図ることができる提案が適切に評価されるよう、項目毎に点数配分する等、可能な限り定量的に評価を行うこととしている。当該評価項目には、特定公園施設の整備費負担額や土地使用料等の価格に関する評価項目も含まれる。価格評価の比重が大きい場合には、定性的な提案の評価の比重が低くなる。その結果、事業者が事業初期段階から検討を重ねて定性的な提案をすることへのインセンティブが低くなってしまう。そのため、公募における魅力的な定性的提案のインセンティブが高まる、多段階選定方式等の事業者選定方式の幅広い検討が求められる。

提言③ 実施事例フォローアップと継続した情報発信

収益施設外も含めた公園全体としての管理運営体制の指針化が求められる。まずは実施事例フォローアップや事例蓄積が必要となる。水平展開できる個別事例の取組みやノウハウの情報発信を国が継続して実施し、更なる情報共有化を図るべきである。

6-3. 今後の課題

本研究の実証分析では現時点において把握可能なデータに基づき分析を実施した。今後の課題としては、流動人口の分析では、P-PFI 固有の効果を捉えるための公園周辺の集客施設の開発動向についての精緻な把握が求められる。成約賃料の分析では、影響を与える観察できない要因が他にあることも考えられる。P-PFI の影響を直接的に分析できるコントロール変数を検討する必要がある。また、データ制約により公園より 250m 以内の分析が実施できなかったため事例蓄積を踏まえた分析が必要である。アンケート調査及びヒアリング調査では、各事例の取組みを幅広く把握するために、P-PFI 整備済公園の公園管理者である地方自治体を対象に実施した。公園利用者の便益把握が二次的な調査となったため、公園利用者への直接的なアンケート調査実施の必要性も考えられる。なお、P-PFI は制度創設後間もないため、今後は更なる事例蓄積による、実証分析や調査等が行われる必要がある。

---

[28] ガイドラインにおいて、既に国から地方自治体への支援策として一定条件を満たせば、特定公園施設の整備費のうち地方自治体が負担する整備費に対して補助金交付される仕組みは整備済み

謝辞

本研究の執筆にあたり、福井秀夫教授、金本良嗣教授、下村郁夫教授、山村能郎教授、鶴田大輔教授から丁寧なご指導をいただくとともに、まちづくりプログラムをはじめとする教員の皆様から数多くの大変貴重なご意見をいただきました。この場を借りて深く感謝申し上げます。

また、本学で学ぶ機会を与えていただいた派遣元に改めて感謝申し上げるとともに、この１年間の苦楽を共にしたまちづくりプログラムの同期の皆様、貴重等バイスを下さった諸先輩方、友人に深く感謝申し上げます。また、本研究は、東京大学 CSIS 共同研究の（No.1133）の成果の一部であることを申し添えます。

なお、本研究における見解および内容に関する誤り等につきましては、全て筆者に帰するものです。また、本研究は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではないことも併せて申し添えます。

参考文献、参考資料

国土交通省都市局公園緑地・景観課「都市公園の質の向上に向けた P-PFI 活用ガイドライン」（平成 29 年 8 月 10 日、改正歴平成 30 年 8 月 10 日）

国土交通省都市局公園緑地・景観課「Park-PFI に係る協定等の考え方について」（平成 29 年 12 月 27 日）

勝山輝一, 村治能宗（2020）「Park-PFI の動向と法的視点から見た実務」『不動産証券化ジャーナル』Vol. 54, p66-69

肥田野登, 平本和弘（1986）「資産価値による中規模都市公園の整備効果の計測」『都市計画論文集』21 巻, p409-414

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」『環境科学学会誌』5 巻, p45-56

藤田壮, 盛岡通（1995）「ヘドニック価格法を用いた公園緑地の環境価値評価に関する研究」『環境システム研究』23 巻, p64-72

愛甲哲也, 崎山愛子, 庄子康（2008）「ヘドニック法による住宅地の価格形成における公園緑地の効果に関する研究」『ランドスケープ研究』71 巻 5 号, p727-730

肥田野登（2011）「空間の多様性を考慮したヘドニック・アプローチの開発」『社団法人東京都不動産鑑定士協会』共同研究シリーズⅣ-1

千代反田誠（2013）「開発許可制度における提供公園の影響に関する研究」『政策研究大学大学院公共政策まちづくりプログラム修士論文』

小松広明（2008）「商業地における公園緑地の地価形成に関する研究」『日本不動産学会誌』21 巻 4 号, p103-114

中本アンドルー（2016）「住居系地域との比較による商業系地域における小規模公園による地価への影響」『政策研究大学大学院公共政策まちづくりプログラム修士論文』

舟引敏明（2016）「都市公園における民間事業者導入制度の展開経緯とその構造に関する研究」『環境情報科学論文集』Vol. 30、P213-218

宋俊煥, 山崎嵩拓, 泉山塁威（2018）「「設置管理許可制度」を用いたパークマネジメントにおける設置管理事業者の関与実態に関する研究」『都市計画論文集』53 巻 3 号, p1289-1296

山崎嵩拓, 宋俊煥, 泉山塁威, 横張真（2019）「全国の都市公園における公募を通じた収益施設の設置実態と立地条件の関係」『都市計画論文集』54 巻 2 号, p136-143

加藤翔太, 佐久間康富（2020）「設置管理許可制度を活用した都市公園における公共性と収益性の担保のあり方-天王寺公園エントランスエリア「てんしば」を事例に-」『日本都市計画学会関西支部研究発表会公園概要集』18 巻, p13-16

漆島亮彦（2021）「防災性の視点から見た Park-PFI 制度についての実証的研究」『政策研究大学大学院公共政策プログラムインフラ政策コース修士論文』

塩見一三男, 三浦大和, 小松亜紀子, 金岡省吾（2021）「サウンディング型市場調査や公募の活用実態からみた都市公園と地方創生との関係」『ランドスケープ研究』84 巻 5 号, p505-510

横山大輔（2022）「Park-PFI 制度導入を核とした官民連携まちづくりの展開に関する一考察-和歌山市本町子運における行政・都市再生推進法人等の取組を通じて-」『土木学会論文集 D3（土木計

画学)』78 巻 1 号, p13-23
綜合ユニコム(2021)「Park-PFI 事業計画と運営実態資料集」p118-135
金本良嗣, 中村良平, 矢澤則彦（1989)「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』2 巻 4 号, p251-266
一般財団法人日本造園修景協会（2020)『造園修景』146 号
N・グレゴリー・マンキュー著, 足立英之他訳（2013)「マンキュー経済学Ⅰミクロ編（第 3 版)」東洋経済新報社

2021 年 11 月吉日
政策研究大学院大学_アンケート調査

Park-PFI による公園整備 ご担当者様

政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
黒川 佑人（派遣元：清水建設株式会社）
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
教授　高橋 正史（国土交通省より出向）

Park-PFI による公園整備実態に関する研究に係る調査の協力について（依頼）

時下ますますご清祥のこととお慶び申し上げます。

私は、清水建設株式会社の社員であり、現在、国立大学法人政策研究大学院大学の修士課程まちづくりプログラムに在学しております黒川と申します。本学において Park-PFI を活用した公園の整備実態を考察し、同制度の活用に関する政策提言を行うことを目的に論文作成しております。

つきましては、Park-PFI を活用して公園整備を実施された自治体のご担当者様へアンケート調査を実施させていただきたいと考えております。ご多用の中、誠に勝手なお願いではありますが、本調査の趣旨をご理解いただき、アンケート調査へのご回答にご協力を賜りますようお願い申し上げます。

※　本調査は論文作成のためのものであり論文以外の目的で使用することはありません。
※　本調査は個人に基づくものであり、所属元の意向に基づくものではない旨ご理解願います。
※　ご不明な点等、お問い合わせにつきましては、下記お問い合わせ先（黒川宛）に直接ご連絡ください。

記

1．調査目的　Park-PFI が周辺地域の地価に与える影響と公園整備実態に関する研究のため
2．調査対象　全国の Park-PFI を活用した整備済み公園
3．調査内容　（1）Park-PFI を活用した公園の諸元について……調査票 1
　　（2）Park-PFI を活用した公園の整備実態について…調査票 2
4．回答方法　電子メールで黒川宛（mju21706@grips.ac.jp）にお送りください。
5．回答期限　**2021 年 12 月 3 日（金）**まで

【お問い合わせ先】
国立大学法人 政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
黒川佑人（派遣元：清水建設株式会社）
住　所：〒106-8677　東京都港区六本木 7-22-1
電　話：090-2240-1070
メール：mju21706@grips.ac.jp

以上

調査票 1 ：Park-PFI を活用した公園の諸元について

以下の空欄にご回答をご記載お願いいたします。

項目	ご回答欄
・公園全体面積	㎡
・うち Park-PFI 事業対象区域面積	㎡
・公募対象公園施設の建築面積	㎡
・公募対象公園施設の年間使用料	円/年
・公募に応募した事業者数	者
・公募対象の公園種別（近隣公園など）	

※次頁の調査票 2 へ続きます。

調査票 2 ：Park-PFI を活用した公園の整備実態について

① 主にどのような政策効果を期待して制度活用したのでしょうか？また、公園整備後に期待した政策効果は得られたでしょうか？

② 制度を適用する公園選定はどのような視点で行ったのでしょうか？

③ 通常の自治体が直営で管理する公園と比較して、制度活用による具体的なメリットはありましたか？（通常の公園より整備水準の高い公園整備ができた、公園利活用の幅が広がることで地域課題が解決 等）

④ 公募対象公園施設の収益はどのように当該公園へ還元してますか？また、収益の還元により、公園整備費や維持管理費等は具体的にどの程度軽減されましたか？

※次頁へ続きます。

⑤　公園整備後の公募対象公園施設の管理運営に関して「行政によるモニタリング実施」や「事業者から行政へ報告」等は定期的に行っていますか？

⑥　特定公園施設の管理運営はどのように実施しておりますか？

⑦　公園整備後、周辺住民や利用者からの苦情やクレーム、整備前に想定していない問題点などはありましたか？

⑧　Park-PFI 制度は管轄行政区域内にて今後も展開していく予定でしょうか？

以上でアンケート調査は終了です。ご協力ありがとうございました。

漁港における放置船舶対策について
～A 県における漁港管理の現状を事例として～

【要旨】

漁港管理の課題の一つに，漁港区域内において，破損するなどして利用されなくなった船舶や正当な権原に基づかずに係留等されている船舶が存在し，漁業への支障や景観の悪化を招くということがある。しかし，漁港区域におけるプレジャーボートに限ってみても，対策の進捗は思わしくない。

本稿は，漁船も含めた放置状況の実態，これに対処する漁港管理者の抱える制度運用の問題について，違反者のみならず行政担当者のインセンティブという視点から分析を行い，有効な対策を検討することを目的とする。

研究の主な結果としては，①放置廃船対策としては，デポジット制度が有効であり，かつ所有者不明のケースが多いことから必要性も高い，なお，デポジット金については輸送費用も加味することが望ましい，②行政代執行といった執行コストの大きい手段に加えて，より簡易に負の外部性に対応できる経済的手段の検討が必要である，③船舶の名義変更等の手続きについて確実に行うように所有者に動機づける仕組みが必要である，④行政指導の繰り返しに代表される対応の先送り，安易な手段への逃避から，実効性のある対策にコミットするように，執行コストを下げるとともに行政のインセンティブの改善が必要である，⑤放置廃船対策については，代執行時の処分費用の請求に加えて罰金等を科すことも重要である，⑥自動車に関する制度と比較した際，不法占用船の未然防止策が不十分といえるかもしれない，⑦低利用化が進んだ港においては放置船舶が発生しやすい傾向にある，ということが示唆された。

これらの結果を考察したうえで，デポジット制度の導入，執行罰制度の導入，違反状況・対策状況の公表，義務履行確保に関する専門部署の創設，所有者確知作業の合理化・明確化，対策の手順及び優先順位の明確化，廃棄物認定基準の策定，購入時の保管場所確保の義務付け，低利用化の解消による放置船舶の抑制について政策提言を行った。

2022 年（令和 4 年）2 月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU21707　酒井邦彦

目次

１　はじめに 256
1.1　研究の目的及び背景 256
1.2　先行研究 256
1.3　本研究の構成 257
2　漁港における放置船舶の外部性及び関連制度について 257
2.1　放置船舶の負の外部性 257
2.2　漁港における放置船舶対策手続きについて 258
2.2.1　放置禁止区域の指定及び係留等許可施設の指定について 258
2.2.2　監督処分について 259
2.2.3　行政による撤去について 260
2.2.3.1　所有者が判明している場合（行政代執行の手続き） 260
2.2.3.2　所有者が不明な場合（簡易代執行の手続き） 261
2.2.4　罰則規定について 262
2.2.5　所有者特定手続きについて 262
2.2.5.1　小型船舶の登録等に関する法律（プレジャーボートの場合） 262
2.2.5.2　漁船法（漁船の場合） 263
3　放置船舶発生に関する理論分析 263
3.1　犯罪の意思決定についての理論の紹介 263
3.2　放置船舶問題についての検討 264
3.2.1　放置船問題における犯罪からの利益 Y について 264
3.2.2　放置船舶問題における刑罰費用 f について 264
3.2.3　放置船舶問題における有罪となる主観的確率 p について 265
3.3　漁港管理者の行動についての考察 265
3.4　小括 266
4　自治体における放置船舶発生状況及び対策の実態について～A 県を事例に～ 266
4.1　放置船舶が発生しやすい港の傾向についての実証分析 266
4.1.1　使用するデータ及び推定式 266
4.1.2　推定結果と考察 268
4.2　放置船舶対策の実態調査に基づく課題の整理（A 県を事例として） 268
4.2.１所有者の確知状況及び課題について 268
4.2.1.1　所有者の確知状況について 269
4.2.1.2　所有者の確知における課題について 271
4.2.1.2　小括 271
4.2.2　行政指導の実施状況とその効果について 271
4.2.2.1　行政指導の実施状況について 272

4.2.2.2　行政指導の効果について.....272
4.2.2.3　小括.....273
4.2.3　A県における監督処分・簡易代執行・行政代執行等の実態について.....273
4.2.3.1　実施状況について.....274
4.2.3.2　行政代執行等が行われない理由・問題点の考察.....274
4.2.3.2.1　行政が撤去を行う判断基準.....274
4.2.3.2.2　放置物件の状況.....275
4.2.3.2.3　小括.....277
4.2.3.2.4　執行手続きにおける諸課題.....278
4.2.3.2.4.1　対策の優先順位付けの必要性.....278
4.2.3.2.4.2　行政代執行の手続きの難しさと執行体制.....278
4.2.3.2.4.3　簡易代執行における違反者を過失なくして確知できない場合.....280
4.2.3.2.4.4　類似制度との比較.....280
5　政策提言について.....281
5.1　政策的課題・含意の整理.....281
5.2　政策的課題・含意①に対する提言～デポジット制度の導入について～.....282
5.3　政策的課題・含意②及び③に対する提言～課徴金（執行罰）制度の導入～.....283
5.4　政策的課題・含意④及び⑤に対する提言～行政のインセンティブ対策と執行コストの削減～.....283
5.4.1　違反状況・対策状況の公表.....283
5.4.2　義務履行確保に関する専門部署の創設.....284
5.4.3　所有者確知作業の合理化・明確化.....284
5.4.4　対策の手順及び優先順位の明確化.....285
5.4.5　廃棄物認定基準の策定.....287
5.5　政策的課題・含意⑥に対する提言～購入時の保管場所確保義務付け～.....288
5.6　政策的課題・含意⑦に対する提言～低利用化の解消による放置船舶の抑制～.....289
6　おわりに～今後の課題～.....289
謝辞.....290
参考文献.....290

1　はじめに

1.1　研究の目的及び背景

漁港管理の課題の一つには，漁港区域内の水域及び陸域において，破損するなどして利用されなくなった船舶（以下「放置廃船」という。）や正当な権原に基づかずに係留等されている船舶[1]（以下「不法占用船」という。また，「放置廃船」と「不法占用船」を合わせて以下「放置船舶」という。）が存在し，漁業への支障や景観の悪化を招くということがある。

これに関して，水産庁は，平成 12 年の漁港法の改正において，漁港区域内において船舶等の放置等を禁止する規定（漁港法第 39 条第 5 項第 2 号関係）及び簡易代執行を含む監督処分規定（漁港法第 39 条の 2 関係）の整備を行っている。また，国土交通省と水産庁はプレジャーボートの放置艇対策を推進するため，平成 25 年 5 月に「プレジャーボートの適正管理及び利用環境改善のための総合的対策に関する推進計画」を策定し，平成 25 年度から 10 年間で港湾・河川・漁港の三水域において，計画期間満了時に放置艇をゼロ隻とするとともに，新たな放置艇発生の未然防止を図ることを目標としている。このように，放置船舶の問題については，全国的に重要な問題と認識され，対策のために一定の法整備がなされ，対応の計画が立てられてきたものの，平成 30 年の段階において，漁港区域におけるプレジャーボートに限ってみても，未だ，約 2.2 万隻が放置され，放置率は 52%[2]となっており，対策の進捗は思わしくない。また，漁港の場合は，漁船の利用がメインであることから，漁船の状況についても併せて考える必要があるだろう。

このような状況を踏まえれば，漁船も含めた放置状況の実態，これに対処する漁港管理者が抱える制度運用上の諸課題について，一度現場に立ち返ることで課題を発見し，有効な対策を検討することが重要であると思われる。

本研究では，人々は費用と便益を比較して合理的に意思決定を行う，すなわち，人々はインセンティブに反応する経済人である[3]といったミクロ経済学における基本的な考え方に基づき，放置船舶対策に課題を持つ A 県管理漁港[4]における放置状況の実態，制度の運用状況等を観察し，分析を行うことで有効な政策の提言につなげることとしたい。

1.2　先行研究

放置船舶の問題に関連する研究としては，小松（2006）は，プレジャーボートの放置・投棄の原因は購入者の意識の低下，高額な処分費用にあるとして，処分費用を最終所有者

---

[1] 正当な権原に基づかずに係留等させている船舶とは，公共用水域やその周辺の陸域において継続的に係留等されている船舶のうち，法律，条例等に基づき水域管理者により認められた施設や区域以外の場所に，正当な権原に基づかずに係留等されている船舶のこと，または，水域管理者の認めた施設や区域に係留されているが，施設使用許可等の手続きを経ずに不正に係留している船舶のことをいう。

[2] [国土交通省、水産省，2021]

[3] [N・グレゴリー・マンキュー・足立英之ほか編，2014]P10

[4] 本稿においては、匿名を前提にヒアリング等を行っており、検証可能性が犠牲になることを承知の上、特定を避ける観点から A 県と表記している。

のみに負担させるのではなく，プレジャーボートの船舶検査システムを利用し，処分費用を分割するとともに対応年数全てに関わる所有者全てに負担させるシステムを提案している。成田（2011）は，港湾区域におけるプレジャーボートの放置船舶率に撤去率が与える影響を定量的に分析し，放置船舶の減少には撤去が効果的であることを示している。宇那木（2018）は，河川，港湾，漁港の三水域管理法について，行政代執行により撤去したのちの船舶の保管及びそれに要する費用の法的性格について考察を行い，課題の解決のためには行政代執行による撤去後の管理スキームについて法律の根拠を明確に与え，それらに要した費用にも強制徴収の根拠を定めるべきとしている。

このように，放置船舶対策について先行研究は存在するものの，先行研究では，主にプレジャーボートを対象にしており，漁港や漁船の特徴を考慮した分析はなされていない。また，漁港を対象に含む研究でも，分析は法的な観点からのものであり，経済学的な視点からの考察はなされていない。

本研究では，ベッカーの合理的犯罪モデルを用いて，調査やヒアリング結果を整理し，違反者のみならず行政担当者のインセンティブという視点から放置船舶の発生原因を分析した。そのうえで，A 県への長期間のヒアリング[5]によって，放置船舶対策の実態を解明し，分析内容を踏まえて，現実的で効果的な政策を検討した。

1.3　本研究の構成

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 章では，放置船舶対策に関する現行制度について整理する。第 3 章では，放置船舶問題にかかわる者の行動原理について経済学的な視点から理論的に考察し，仮説を設定する。第 4 章では，設定した仮説について，定量的なデータ及び実態調査に基づき分析を試みる。第 5 章では，放置船舶問題への対応について提言を行う。第 6 章では，今後の研究課題を整理する。

2　漁港における放置船舶の外部性及び関連制度について

2.1　放置船舶の負の外部性

漁港における放置船舶が問題視される理由は，放置船舶がもたらす負の外部性にある。具体的には，漁業への支障（漁港施設の利用阻害や航行への影響，油の流出による漁業被害等），災害時（津波，台風，高潮等）の二次被害の助長，環境，景観への悪影響があげられる。また，近年では，放置船舶が犯罪に利用されるケースも発覚してきている[6]。このように放置船舶は負の外部性（事例によって程度の差こそあれ）を持つため，適切なインセンティブ設計や規制によって，第三者に損失をもたらさないような適切な管理，処分を

---

[5] なお、本研究で行ったヒアリング調査は、令和 3 年 10 月～令和 4 年 1 月の間に、A 県漁港管理関係部署職員及び A 県内漁協関係者対して，対面又は電話によって行ったものである。

[6] 2020 年 3 月 1 日日本経済新聞「『放置船』全国 7 万隻　目立つ所有者不明，犯罪悪用も」 https://www.nikkei.com/article/DGXMZO56067050W0A220C2SHJ000/においては，放置船舶が覚醒剤の運搬に利用された事例やロシアに違法に転売された放置船舶（漁船）が日本近海での密漁に利用された可能性が指摘されている。

原因者の費用負担において行わせ，外部性の内部化を図る必要がある。

2.2　漁港における放置船舶対策手続きについて

ここでは，漁港の放置船舶対策に関する現行制度について，簡単に整理を行う。

2.2.1　放置禁止区域の指定及び係留等許可施設の指定について

漁港漁場整備法第 39 条第 5 項第 2 号では，船舶や自動車等の放置，又は投棄を規制する方法として，漁港区域内で漁港管理者が指定した区域に船舶等の管理者が指定した物件を捨て，又は放置することを禁止している。

その一方で，管理条例では，漁船以外の船舶の係留を許可する施設を指定することによって，漁船と漁船以外の船舶を整然とすみわけることにより，維持管理の適正化を図るという制度設計になっている。

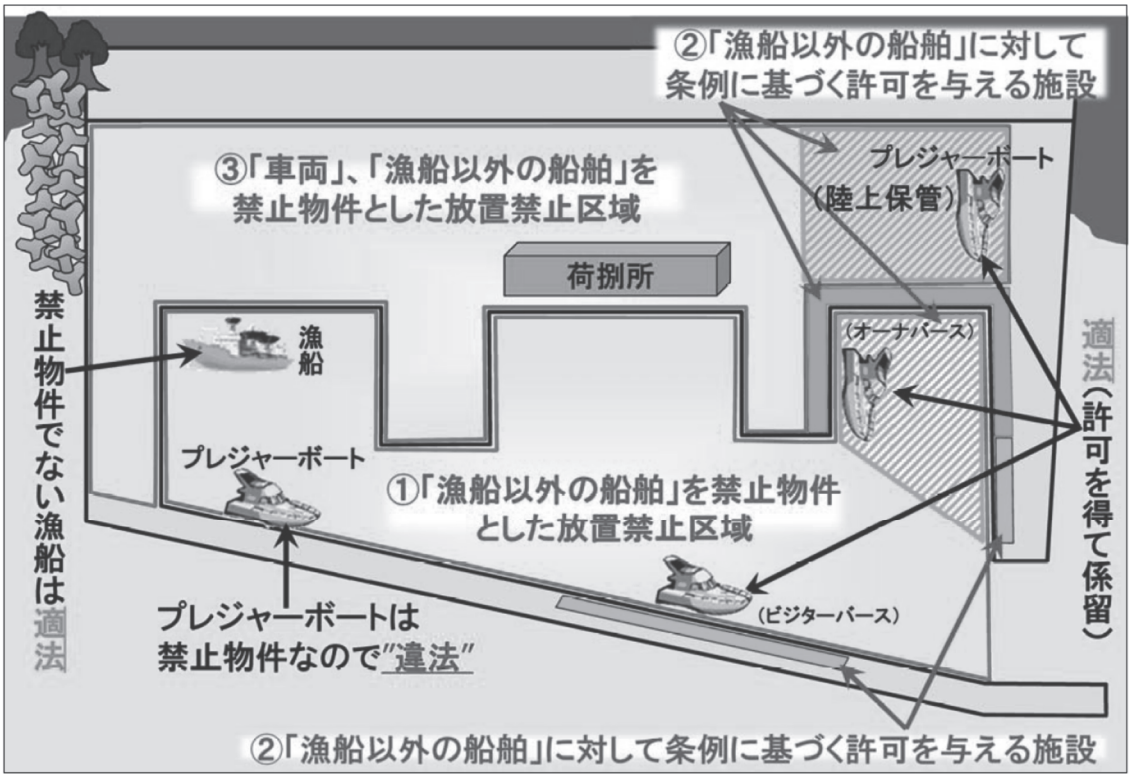


図 1　放置禁止区域と係留許可の指定例　（出所：水産庁「プレジャーボートの適正な係留・保管推進マニュアル」）

漁港漁場整備法
（漁港の保全）
第三十九条
１～４（略）
５　何人も，漁港の区域（第二号及び第三号にあつては，漁港施設の利用，配置その他の状況により，漁港の保全上特に必要があると認めて**漁港管理者が指定した区域に限る。**）内において，みだりに次に掲げる行為をしてはならない。
一　基本施設である漁港施設を損傷し，又は汚損すること。
二　船舶，自動車その他の物件で漁港管理者が指定したものを捨て，又は放置すること。
三　その他漁港の保全に著しい支障を及ぼすおそれのある行為で政令で定めるものを行うこと。
６～８（略）

模範漁港管理規程例
（使用の許可等）
第 11 条 次の各号に掲げる者は，知事（市町村長）の許可を受けなければならない。
一 甲種漁港施設（法第 39 条第５項の規定により知事（市町村長）が指定する区域内に存する施設に限る。次条第１項において同じ。）のうち知事（市町村長）が公示により指定する施設を使用しようとする者
二 （略）
２～３（略）
（漁船以外の船舶についての制限）
第 12 条 漁船以外の船舶を漁港の区域（法第 39 条第５項の規定により知事（市町村長）が指定する区域に限る。次項において同じ。）内に停けい泊し，又は甲種漁港施設に陸置きしようとする者は，前条第１項第１号により知事（市町村長）が指定する施設を使用しなければならない。
２ 前項の規定にかかわらず，漁船以外の船舶を漁港の区域内に一時的に停けい泊しようとする者は，知事（市町村長）が公示により指定する施設を使用することとし，使用に当たっては，規則で定めるところにより知事（市町村長）に届け出なければならない。

関連条文（抜粋）

2.2.2　監督処分について

漁港漁場整備法第 39 条の２第１項において，漁港管理者は，船舶等を放置禁止物件として指定した場合には，違反者に対して，船舶の移転若しくは除却を命じることができる旨が規定されている。

漁港漁場整備法
（監督処分）
第三十九条の二　漁港管理者は，次の各号のいずれかに該当する者に対して，その許可を取り消し，その効力を停止し，若しくはその条件を変更し，又はその行為の中止，工作物若しくは**船舶，自動車その他の物件（以下「工作物等」という。）の改築，移転若しくは除却若しくは原状回復を命ずることができる。**
一　前条第一項又は**第五項の規定に違反した者**
二　前条第一項の規定による許可に付した条件に違反した者
三　偽りその他不正な手段により前条第一項の規定による許可を受けた者

関連条文（抜粋）

2.2.3　行政による撤去について

放置船舶の撤去までの対応としては，以下図 2 の手続きの流れが想定されている。

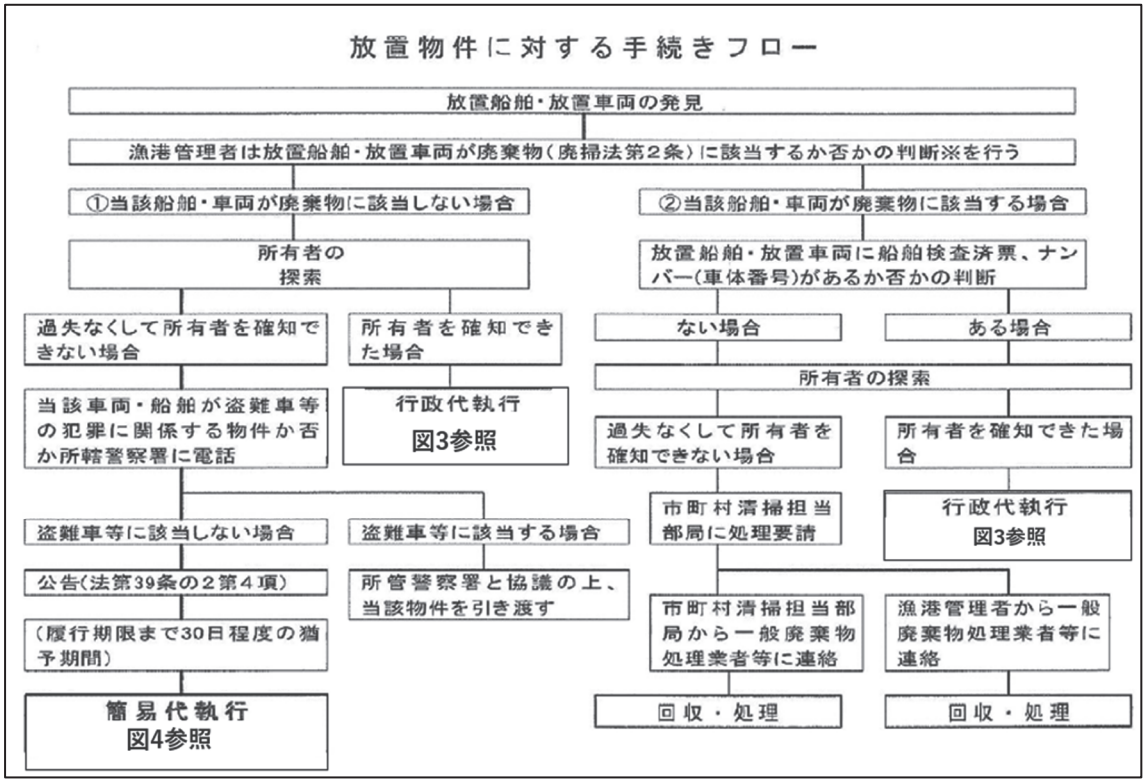


図 2　放置物件に対する手続きフロー（水産庁「プレジャーボートの適正な係留・保管マニュアル」を筆者で一部加工）

2.2.3.1　所有者が判明している場合（行政代執行の手続き）

漁港管理者は放置船舶を発見した場合，漁港漁場整備法第 39 条の 2 第 1 項に基づき，違反者に移転や除却命令を行う。もし違反者が命令に応じない場合は，行政代執行法による行政代執行の手続きを行う流れとなる。

行政代執行の手続きは，図 3 のとおりであるが，実施体制の編成，予算措置，保管場所の確保，記者発表準備，実施後の費用回収手続き等，その事務の煩雑さから実施コストの高さが指摘されている[7]。また，放置船舶の場合は，撤去した物件の保管や処分，それにかかる費用の回収をどうするかという問題があるが，行政代執行法には規定がなく，現状，民法第 697 条の事務管理の規定に基づいて事務処理が行われている場合が多い。このため，より効率的な対応を可能にするには，撤去後の保管，売却，廃棄処分等の管理方法についても法律の根拠を設け，その費用についても強制徴収の根拠を設けるべきであるという指摘もなされている[8]。

---

[7] ［福井秀夫，1996］211 頁参照
[8] ［宇那木正寛，2018］63 頁参照

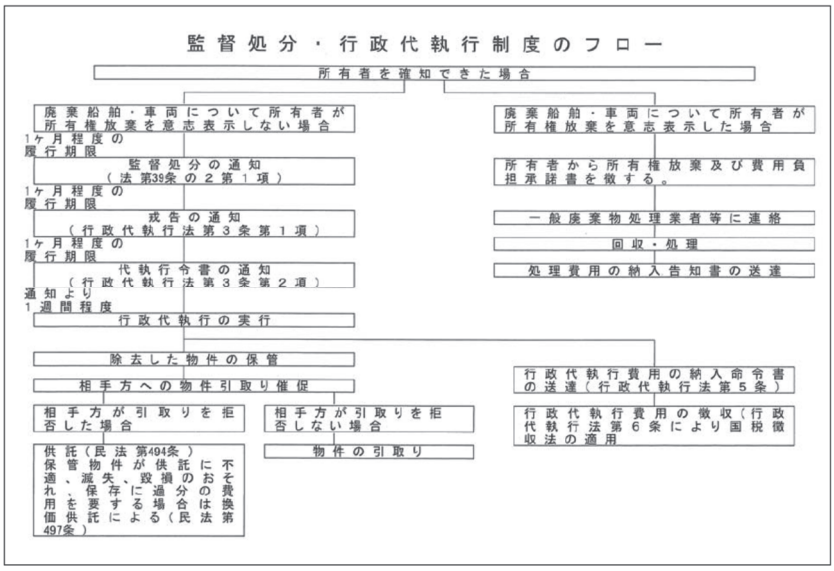


図３　監督処分・行政代執行制度のフロー（出所：水産庁「プレジャーボートの適正な係留・保管マニュアル」

2.2.3.2　所有者が不明な場合（簡易代執行の手続き）

漁港漁場整備法第 39 条の 2 第 4 項から第 11 項において，違反者を過失なくして確知できない場合の手続きが定められている。具体的には，図 4 のとおり，撤去から撤去後の保管，処分まで一連の手続きが法定されている。

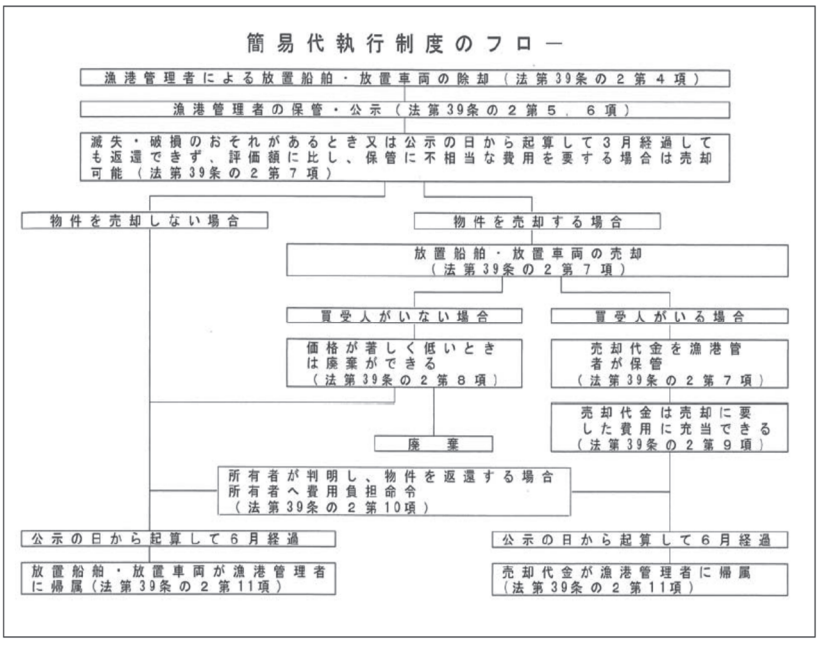


図 4 簡易代執行制度のフロー（出所水産庁「プレジャーボートの適正な係留・保管マニュアル」

2.2.4　罰則規定について

放置禁止区域に船舶を捨て，又は放置する行為に対しては，漁港漁場整備法第 46 条 1 項 3 号において 30 万円以下の罰金刑が定められている。

第四十六条　次の各号のいずれかに該当する者は，**三十万円以下の罰金に処する。**
一　第二十一条第二項後段の許可を受けないで，特定漁港漁場整備事業の施行を委託した者
二　第三十八条の認可を受けないで，基本施設である漁港施設を他人に利用させ，又はこれらの施設の使用料を徴収した者
三　第三十九条第五項の規定に違反して同項第二号又は第三号に該当する行為をした者
四　第四十一条第二項の規定による職員の立入り，測量又は検査を拒み，妨げ，又は忌避した者

関連条文（抜粋）

2.2.5　所有者特定手続きについて

漁港管理者が放置船舶を発見した場合，所有者の確知作業を行うことになる。そこで，以下では所有者確知の手掛かり及び関係法令について整理を行う。

2.2.5.1　小型船舶の登録等に関する法律（プレジャーボートの場合）

プレジャーボート等の小型船舶については，小型船舶の登録等に関する法律第 6 条によって登録制度が定められている。登録事項のうち，船体に打刻されている船体識別番号又は船舶番号をもとに日本小型船舶機構へ照会を行うことによって，所有者情報を入手することができる。

小型船舶の登録等に関する法律
（新規登録及び測度）
第六条　登録を受けていない小型船舶の登録（以下「新規登録」という。）を受けようとする場合には，その所有者は，国土交通大臣に対し，新規登録の申請をし，かつ，当該船舶を提示しなければならない。
2　国土交通大臣は，前項の申請があった場合には，申請に虚偽があると認められるときを除き，当該船舶の総トン数の測度（以下「測度」という。）を行い，かつ，次に掲げる事項及び国土交通省令で定める基準により定めた**船舶番号**を原簿に記載することによって新規登録を行わなければならない。
一　船舶の種類
二　船籍港
三　船舶の長さ，幅及び深さ
四　総トン数
五　船体識別番号
六　推進機関を有するものにあっては，その種類及び型式
七　所有者の氏名又は名称及び住所
八　登録年月日
（船舶番号の表示の義務）
第八条　小型船舶の所有者は，前条の規定により船舶番号の通知を受けたときは，国土交通省令で定めるところにより，**遅滞なく当該船舶に当該船舶番号を表示**しなければならない。

関連条文（抜粋）

2.2.5.2　漁船法（漁船の場合）

漁船については，漁船法第 10 条において，知事の備える漁船原簿に登録を受けることになっている。漁港管理者は，船体に表示された漁船登録番号をもとに都道府県の担当部局へ照会を行うことによって所有者の情報を入手することができる。

漁船法
（漁船の登録）
第十条　漁船（総トン数一トン未満の無動力漁船を除く。）は，その所有者がその主たる根拠地を管轄する都道府県知事の備える漁船原簿に登録を受けたものでなければ，これを漁船として使用してはならない。
２　前項の登録を受けようとする者は，次に掲げる事項について記載した申請書を都道府県知事に提出しなければならない。
一　申請者の氏名又は名称及び住所
二　船名
三　総トン数
四　船舶の長さ，幅及び深さ
五　船質
六　進水年月日
七　造船所の名称及び所在地
八　推進機関の種類及び馬力数
九　無線電波の型式及び空中線電力
十　漁船の使用者の氏名又は名称及び住所
十一　主たる根拠地
十二　漁業種類又は用途
十三　漁船の建造，取得等登録の原因
３　都道府県知事は，前項の申請者に第四条第一項又は第二項の許可（同条第六項の変更の許可を含む。）を証する書面その他登録に関し必要な書類を提出させることができる。
（登録番号の表示）
第十六条　漁船の所有者は，第十二条第一項の規定により登録票の交付を受けたときは，同条第二項の場合を除き，遅滞なく登録票に記載された登録番号を当該漁船に表示しなければならない。同項の規定により登録票の交付を受けた漁船の使用者についても同様とする。

関連条文（抜粋）

3　放置船舶発生に関する理論分析

本章では，漁港における放置船舶問題が発生する原因について，人々は合理的に行動する，すなわち，自らの効用を最大化するように行動する経済人であるというミクロ経済学の人間像に則り，放置船舶問題にかかわる人々が持つインセンティブという視点から分析を試みる。

3.1　犯罪の意思決定についての理論の紹介[9]

合理的な人々であれば，放置（投棄）という違法行為から得られる期待効用と適法な施設の利用，船舶の処分から得られる期待効用を比較して行動するであろう。経済学者のベッカーは，人々は違法行為が生み出す期待効用を計算して違法行為を行うとした。この理論モデルはベッカーの合理的犯罪モデルとして知られている。以下でそのモデルの概要を簡単に紹介する。

ベッカーは犯罪を犯そうとする場合の個人の意思決定も，経済取引における人々の意思

[9] ［秋葉弘哉，1993］33～41 頁の記載を参考としている。

決定を分析する手法と全く同じ手法，すなわち効用の極大化によって分析できるとした。したがって，ある主体が犯罪を犯すか否かの決定は，①違法行為から得られると期待されるものの効用と②合法的に費やす時間や経済的資源の投入によって得られるものからの効用を比較衡量し合理的な判断が行われると仮定している。基本的な考え方としては，犯罪が発覚して有罪判決が下される可能性と刑罰の重さが犯罪抑止に重要な影響を与える。

このベッカーの理論を定式化すると以下の通りとなる。

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

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

犯罪を行わない場合の効用を U(0)とし，U(0)＝0 とする。この場合，有罪になる確率 p が大きく（1 に近く），かつ刑罰が十分に大きい（f＞Y）場合，E[U]<0 となるため犯罪を犯すことは合理的な選択とは言えない。しかしながら，p が十分に小さい，または刑罰が小さすぎる（f＜Y）場合，E[U]>0 となり犯罪を行う方が期待効用は大きくなるため，犯罪が行われる。

3.2　放置船舶問題についての検討

ここでは，3.1 で示した理論を土台として，放置船舶の問題においては，違反者にとって，どのようなことが放置の利益，或いは刑罰なのかを整理したい。

3.2.1　放置船問題における犯罪からの利益 Y について

放置船舶問題においては以下の要素が利益 Y に相当すると考えられる。

① 違反者にとって不法占用船を放置（許可を得ずに係留）する場合は，本来であれば支払うべき係船料等の保管費用を将来にわたって節約できること

② 違反者にとって放置廃船を放置（投棄）する場合は，本来であれば負担するべきである処分費用が節約できること

②に関して，違反者が船舶を投棄するのは，それが処分費用のかかる厄介な資産だからである。したがって，投棄対策としては，あらかじめ処分費用相当額よりも多めの金額を預託させ，処分が確認できた段階で処分を行ったものに返金するというデポジット制度が有効であろう。

3.2.2　放置船舶問題における刑罰費用 f について

漁港における放置船舶の刑罰費用 f に相当するものとして，主に以下の要素が考えられる。

① 行政代執行が実施された場合に請求される撤去に要した費用
② 法令違反の罰金及び過料
③ 共同利用者等からの非難

③の共同利用者からの非難については，場合によっては違反者にとって無視できない費用となる可能性がある。漁港は主に漁業者が漁業のために利用する施設であり，陸域（漁港施設用地等）と水域（泊地，係留施設等）から成り立っている。放置船舶の存在から最も大きな損失を被る（利用阻害や漁業被害を受ける）経済主体は，漁港の利用者である漁業者である。所有者が判明し，かつ一定の負の外部性が存在する場合は，違法行為を行っている以上，周囲の漁業者から強い非難を受けることになる。A 県漁港管理担当課によれば，漁業者は，漁港の中で日頃から自分がよく利用する施設に放置物件が発生した場合は，即反応し，普通は大目に見ないという。

3.2.3 放置船舶問題における有罪となる主観的確率 p について

漁港における放置船舶問題における有罪となる主観的確率 p は，3.2.2 に記載した内容が実際に科せられると違反者が考える主観的確率である。刑罰が十分に大きければ，合理的な違反者は p が十分に低い状況においてのみ，違反を行うはずである。

漁港において，一般的に，日々の漁業への支障等の負の外部性が大きくなればなるほど利用者からの批判が高まり，それに応じて行政も対応を行うことが予想される。これを踏まえると違反の態様としては以下のような仮説が立てられる。

仮説 1

違反者は，漁港の利用に対して，重大性が明白かつ緊急的な負の外部性を生じさせるような放置を避けるため，低利用の港の低利用な施設で放置が発生しやすい。

3.3 漁港管理者の行動についての考察

次に，合理的な漁港管理者が放置船舶に対して，どのような対応を行うか考察する。合理的な漁港管理者は放置船舶対策を行う際，対策を実施した場合の利得と実施しなかった場合の利得を比較して対策を行うかどうかを判断するといえよう。

この点，行政代執行については，実施のコストが相当程度高いことが指摘されていることから，対策を取らないコスト（管理瑕疵を問われる等）のほうが高い場合にのみ対応がなされると想定できよう。このことからは，以下のような仮説が立てられる。

仮説 2

重大性が明白かつ緊急的な負の外部性を生じさせるような放置船舶にのみ行政代執行がなされる。

3.4　小括

3.2 から 3.3 までの考察を整理すると，以下の表 1 のとおりである。

表 1　違反者の考慮要素まとめ

放置船舶の性質	利益 Y	刑罰費用 f	主観的確率 p
利用している船舶	保管費用の節約	①行政代執行が実施された場合に請求される撤去に要した費用 ②法令違反の罰金及び過料 ③共同利用者等からの非難	f が課される主観的確率
利用しない船舶	処分費用の節約	同上	同上

利益 Y の含意

放置廃船に対しては，処分費用よりも一定高額な預託金を徴収しておくデポジット制度が有効である。

利益 Y と刑罰費用 f の含意

放置廃船の場合，処分費用の節約が違反者の利益なので，代執行で処分費用を請求するだけでは，違反者にとって適正に処分することと投棄することの利得は無差別となるかもしれない。そのため法令違反として罰則及び過料も併せて科す必要性が高い。

主観的確率 p の含意（仮説 1 及び仮説 2 からの推論）

行政代執行という手段によった現行の義務履行確保制度の下では，重大性が明白かつ緊急的な負の外部性を生じさせるような放置船舶にのみ実行性のある対応がなされ，その他，多くの放置船舶（一定の負の外部性を持つ）には有効な対策が取られずに放置されてしまう。また，発生場所の傾向としては，低利用の港の低利用な施設で放置が発生しやすいと推論できる。

4　自治体における放置船舶発生状況及び対策の実態について～A 県を事例に～

本章では，第 3 章で考察した内容について，4.1 において，放置船舶が発生しやすい港の傾向について最小二乗法による分析を行う。また，4.2 において，放置船舶対策と発生状況に関するデータの整理，ヒアリングによる現場実態の整理，課題の分析を行う。

4.1　放置船舶が発生しやすい港の傾向についての実証分析

ここでは，A 県が管理する漁港を対象に，放置船舶が発生しやすい港の特徴について実証分析を行う。

4.1.1　使用するデータ及び推定式

分析の基礎となるデータは，A 県から提供を受けた A 県が管理する漁港における放置船舶の発生状況に関するデータ，漁港漁場整備法第 36 条の 2 によって漁港管理者が調製す

る漁港台帳のデータ及び漁港の港勢調査のデータ[10]である。

被説明変数，説明変数及び推定式は表 2，基本統計量は表 3 のとおりである。

表 2　使用するデータ一覧

変数	影響予想	選定理由	使用したデータ
放置船率（%） 分子：港毎の放置船舶数 分母：港毎の利用船舶数（プレジャーボート隻数＋漁船隻数）	―	被説明変数	分子 漁港毎の放置船舶数:A 分母 プレジャーボート隻数:A 漁船隻数：B
1 日あたりの利用船舶数（隻）	マイナス	一日あたりの利用者が多いほど，人の目があり，かつ，利用の妨げになりやすい。 刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を上昇させる要素と予想	B
漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数（人/100 ㎡）	マイナス	漁港施設の広さに対する利用者の数が多いほど利用の競合性が高まり，放置行為の負の外部性が大きいことが予想される。 刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を上昇させる要素と予想	漁港の組合員数:B 漁港の面積:C
処分場のない離島地域 ダミー変数	プラス	船舶の処分場のない港では処分の際に輸送費用がかかるため，利益 Y を上昇させる要素と予想。	D
漁協組合員の増減率（%）	マイナス	漁協組合員の減少が大きい港では，負の外部性の影響を受ける人が少なくなると考えられるため刑罰費用 f：共同利用者等からの非難 これに関する主観的確率 p を低下させる要素と予想	E
推定式			
放置船率＝ $\alpha + \beta_1$(1 日あたりの利用船舶数)$+\beta_2$(面積当たりの組合員数)$+\beta_3$(離島（処分場なし）ダミー)$+\beta_4$(組合員の増減率)$+\varepsilon$ ※αは定数項，β1～β6 はパラメータ，ε は誤差項を表す。			
データの出所			
A：A 県提供データ（R1 年度データ）から作成 B：漁港の港勢力調査（R1 年度データ）から作成 C：A 県の調製する漁港台帳から作成 D：A 県からのヒアリング調査により作成 E：漁港の港勢力調査（R1 年度及び H11 年度データ）から作成			

表 3　基本統計量

変数名	Obs	Mean	Std.Dav	Min	Max
放置船率（%）	49	20.51285	20.91653	0	76.92308
1 日あたりの利用船舶数（隻）	49	234.5918	149.2477	19	651
漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数(人/100 ㎡)	49	0.5047421	0.5185538	0.0271164	3.484969
処分場のない離島地域 ダミー変数	49	0.4081633	0.496587	0	1
漁協組合員の増減率（%）	49	-43.60799	24.60846	-97.87234	52.57732

[10] 漁港の利用状況等の実態を明らかにし，漁港行政及び水産基盤整備事業の実施に必要な基礎資料とするため，漁港の利用状況等について，国が都道府県からの報告を取りまとめた資料

4.1.2　推定結果と考察

推定結果は，表 4 に示す通りである。

刑罰費用 f と主観的確率 p に関係する変数の結果は，1 日あたりの利用船舶数が 1 隻増加すると放置船舶率が約 0.04%下がることが 5%の有意水準で示された。また，漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数(人/100 ㎡)については，推定された係数の P 値が 0.125 であるため統計的に有意な結果であるとは言えないが，係数の符号については予想と一致した。以上のことから，推定結果は施設利用の競合性が高まれば放置が発生しにくくなるという仮説 1 と概ね整合的であったといえる。

放置の利益 Y に関する変数の結果としては，処分場のない離島に位置する漁港の場合は，放置船舶率が約 12%増加することが 5%の有意水準で示された。処分場のない離島では，船舶を処分する際に，島外の処分場に輸送しなければならない。これは，処分場のない離島では，輸送費用の分だけ利益 Y が大きいため，放置が発生しやすいということを意味する。したがって，デポジット制度を検討する場合は，輸送費用も加味することが必要といえる。

これらの結果から，以下のような政策的含意が得られる。

政策的含意

・低利用化が進んだ港においては放置船舶が発生しやすい傾向にある。

・放置船舶対策として，デポジット制を検討する場合は，輸送費用も加味するべきである。

表 4 推定結果

被説明変数	放置船率（%）				
説明変数	係数	標準偏差	T 値	P 値	有意水準
1 日あたりの利用船舶数（隻）	-0.0444933	0.0207574	-2.14	0.038	**
漁港施設用地面積当たりの漁協組合員数(人/100 ㎡)	-8.344921	5.332234	-1.56	0.125	
処分場のない離島地域ダミー変数	12.36821	5.742989	2.15	0.037	**
漁協組合員の増減率（%）	0.024975	0.1251455	0.20	0.843	

*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1

4.2　放置船舶対策の実態調査に基づく課題の整理（A 県を事例として）

以下においては，A 県における放置船舶の態様，対策の実施状況について，実態調査をもとに課題を抽出していくこととする。

4.2.1 所有者の確知状況及び課題について

違反者の行動を変えるには，違反者に確実に責任を負わせることによって放置の期待コ

ストを上昇させることが肝心である。そして，原因者自身に責任を取らせるよう是正措置を行うためには所有者の特定が重要である。そこで，A 県から提供を受けた資料及びヒアリング結果を基に所有者特定事務に関する実態と課題について明らかにする。

4.2.1.1　所有者の確知状況について

まず，令和 3 年 11 月現在，A 県管理漁港における違法に放置されている船舶の状況を見ると，全体で 696 隻が放置されている。そのうちの 453 隻（65%）が利用価値のない放置廃船，243 隻が利用されている或いは利用価値のある不法占用船となっている。

次に，放置廃船と判断されている物件に関して，所有者を特定するための手掛かりがどの程度残されているか整理したところ，県の漁船担当部局や日本小型船舶検査機構へ照会が可能となる漁船番号又は小型船舶の登録番号が確認できる物件は，210 隻（46%）に過ぎず，半数以上が公的な手続きによって所有者を追跡する手掛かりがない物件となっていた。

また，現在利用されていると整理されている不法占用船については，約 9 割については所有者が判明していると整理されていた。このことから，利用されている船舶については，漁船登録又は小型船舶の登録制度が所有者の特定に一定程度役に立っていることがわかる。

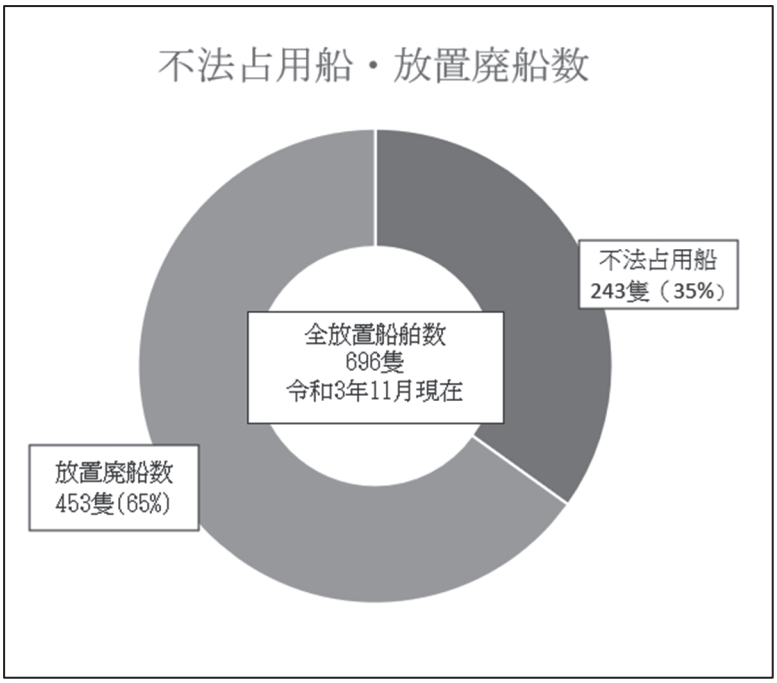


図 5　不法占用船・放置廃船数（A 県提供データをもとに筆者作成）

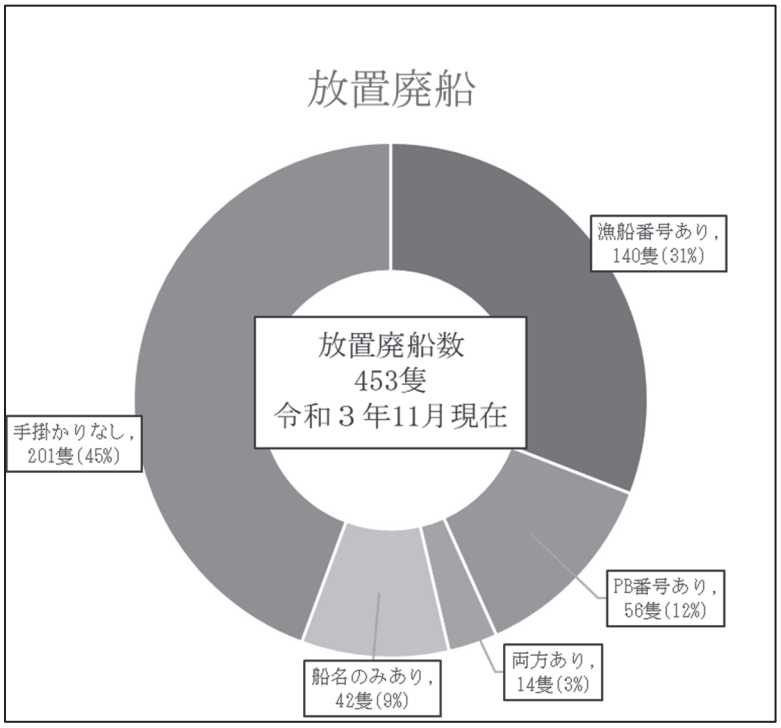


図 6　放置廃船（A 県提供データをもとに筆者作成）

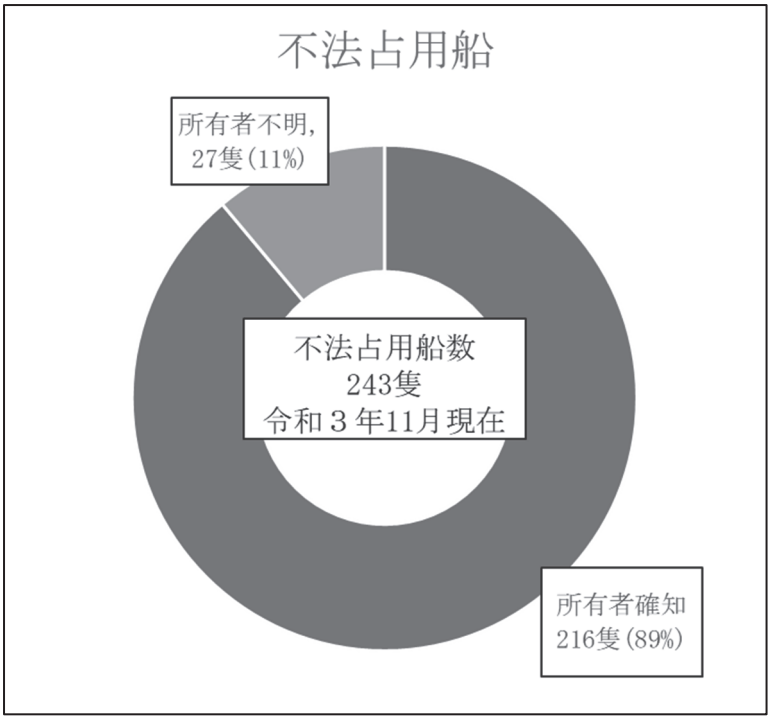


図 7　不法占用船（A 県提供データをもとに筆者作成）

4.2.1.2　所有者の確知における課題について

所有者特定における課題としては，放置船舶の発見が遅れる[11]などによって放置から時間が経過している場合，劣化によって登録番号の確認が困難になることがある。また，漁船番号や小型船舶番号が判明している場合でも，登録人の死亡による相続の発生，住所変更，転売によって所有者が変わっている等の事情がある場合には，所有者確知に要する手間が格段に大きくなり，結局，真の所有者を特定できない場合が多いという。また，転売に関し，処分を仲介するとして船舶を引き取り，エンジンのみを売却し，船体部分を放置するブローカーの存在も報告されている[12]。

4.2.1.2　小括

今回の調査において，放置廃船については，そもそも，所有者を特定するための手掛かりがある船舶が全体の半数以下となっていた。また，公的機関への登録番号が判明している場合は，登録者の氏名及び住所は比較的容易に入手できるものの，相続，転売，住所変更等によって，所有者の特定が困難になる場合があることが判明した。さらに，転売に関しては，エンジン等の有価物のみをとり去り，故意に船体を放置するような悪質な違反者が一定存在していることも明らかになった。

このことからは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意

- 所有権が移転したという言い逃れを防止，所有者特定のコストを下げるために，船舶の名義変更等の手続きについて確実に行うように所有者に動機づける仕組みが必要である。
- 現在の登録制度においては，公的機関への登録番号が塗りつぶされる等の行為があった場合，比較的容易に追跡を免れることが可能であり，実態としても所有者不明の割合が大きいため，そもそも放置がされないような動機づけの必要性が高い。

4.2.2　行政指導の実施状況とその効果について

所有者が判明した物件については，まず，行政指導による是正が試みられる。日本の行政では，ひとまず行政指導により違反の是正を図ろうという考えがある。いくつかの先行研究では，行政指導は事態の改善について一定の効果があり，処罰対象を選別するという意味においては合理性があるとしている。その一方で，法律で定められた権限行使に消極的になるという問題[13]や行政指導のみで改善しない場合も行政指導を繰り返すといった場

---

[11] A 県においては，最低年２回は本庁への報告のため出先機関による現場確認が行われているそうであるが，苦情等がない限り，発見までに数か月以上かかる場合もあるそうである。

[12] A 県においては，ブローカーなどが関与する悪質な事案は，これまで各機関が個別に対応していたため，告発などの有効な手段に至らず，廃船がそのまま放置されているのが現状だそうである。また，A 県議会でも委員から，その存在が指摘されている。

[13] ［阿部泰隆，1999］P465 参照

合もあることが指摘されている[14]。

では，放置船舶対策の現場における行政指導の実態，その効果はどうなっているのであろうか。

4.2.2.1　行政指導の実施状況について

A 県では，平成 27 年から撤去指示書の貼付け等の行政指導に力を入れ始めている。令和元年 12 月から令和 2 年 12 月までの 1 年間で，A 県がおこなった是正措置の状況は，表 5 のとおりであり，以下のような特徴が見て取れる。

- 新規発生件数より所有者の探索件数のほうが大きい。これは過去に発生した放置物件の所有者特定に時間を要しているため，引き続き調査が行われているためである。
- 令和 2 年 12 月末現在において，放置廃船のうち所有者が判明している物件 147 隻に対して口頭指導は 155 件，撤去指示書の貼付け 62 件，文書指導等 96 件となっており，所有者が判明している物件に対しては，ほとんどの場合，何らかの指導が複数回継続されていると推察される。

表 5　是正措置状況（A 県提供データをもとに筆者作成）

放置廃船数（R2.12）		452 隻（内所有者判明は 147 隻）
是正措置内容	口頭指導	155 件
	撤去指示書貼付	62 件
	所有者探索	174 件
	文書指導等	96 件
撤去隻数		68 隻
新規発生		122 隻
1 年間の増加数		49 隻

4.2.2.2　行政指導の効果について

A 県では放置船舶対策として行政指導が熱心に行われていた。ここでは，その効果について考察していきたい。令和元年 12 月から令和 2 年 12 月の 1 年間において，新規発生件数は 122 隻であり，撤去が確認された船舶は，68 隻であった。このことから，放置船舶対策において，比較的物わかりの良い素直な違反者に対しては，行政指導も一定程度は有効な是正手段となっていることが推察される。

しかしながら，放置廃船数の推移をみると，行政指導の効果は限定的であることがわかる。図 8 は平成 27 年に記録を取り始めてからの A 県管理漁港における放置廃船の推移である。平成 27 年からの現在までの推移を観察すると，平成 27 年 9 月から平成 28 年 5 月までの期間を除き，放置廃船数は増加傾向にある。こうした傾向を踏まえると，放置廃船

[14]［福井秀夫，1996］P217 参照

の発生抑制・是正に対する行政指導の効果は十分であるとは言えないだろう[15]。

熱心な行政指導にも関わらず放置廃船数が増加している背景として，違反者が行政による強制撤去や罰則の適用がなされないことを学習してしまったことが考えられる。平成 27 年度に罰則等を記載した撤去指示書を張り付けるなど，対策を強化し始めたことによって，一時的に，違反者の放置に関する主観的コストが上昇し放置廃船数が減少した。しかしながら，その後，合理的な違反者は，実際に行政による強制撤去や罰則の適用がなされず，行政指導のみが行われている実態を学習し，指導の効果がすぐに薄れてしまったのではないだろうかと考えられる。

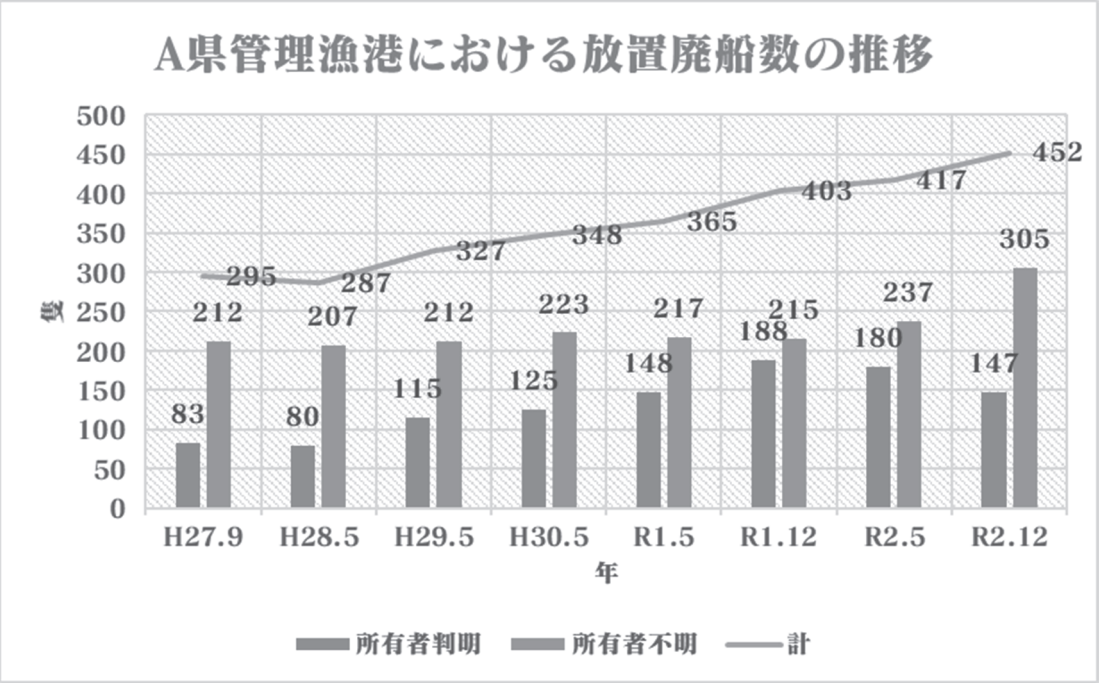


図 8　A 県管理漁港における放置廃船数の推移（A 県提供データをもとに筆者作成）

4.2.2.3　小括

4.2.2.1 及び 4.2.2.2 からは，以下のような政策課題・含意が得られる。

政策的課題・含意

・漁港管理者による行政指導は繰り返されているが，抑止効果は限定的であり，有効な対策へ移行するように行政のインセンティブ対策が必要である。

4.2.3　A 県における監督処分・簡易代執行・行政代執行等の実態について

行政指導では違反が是正されない場合は，制度上，漁港漁場整備法に基づく命令，簡易

[15] 漁協関係者へのヒアリングによれば，「漁師さんの中には，気性の激しい方も少なくはない，行政から多少うるさく言われても聞く耳を持たない場合も大いにあるでしょう，海保が出てくれば一番効く。」，「多少うるさく言われても，それ以上の罰則がなければ増えるばっかりでしょうね。」という意見もあった。

代執行，行政代執行等による是正措置が用意されている。そこでA県において，これらの是正措置がどの程度機能しているのか調査を行った。

4.2.3.1　実施状況について

実施状況については，表6のとおりであった。A県では，これまで監督処分や行政代執行がなされたことはなかった。全国的にも平成30年時点において，約2.2万隻の放置艇（プレジャーボートのみが調査対象）が存在しているが，平成28年から平成31年の間に行政代執行がなされたのは，3隻にとどまっている[16]。

所有者不明の場合に用いられる簡易代執行に関する手続きについても，A県ではこれまでに1件（3隻），全国でも平成28年から平成31年にかけての実施件数は12件（32隻）となっている。このことから，簡易代執行もかなり例外的な対応といえよう。

表 6　是正措置状況（A県提供データ及び［国土交通省、水産省，2021］をもとに筆者作成）

実施内容	A県における実施状況	全国における実施状況 （平成28年から平成31年）
簡易代執行	1件（3隻） 平成30年度	簡易代執行は 12 件（撤去隻数 32 隻）
行政代執行	実績なし	3 件（撤去隻数 3 隻）
民法上の事務管理等その他の根拠による撤去	30隻 平成18年10月から 平成26年9月までの間	131隻

4.2.3.2　行政代執行等が行われない理由・問題点の考察

全国においても，2万隻以上の違反物件（プレジャーボートのみの数字）がある中，行政によって撤去される物件は控えめに言っても少ないといってよい状況だろう。では，その理由は何だろうか。

4.2.3.2.1　行政が撤去を行う判断基準

まず，所有者判明の場合，所有者不明の場合を問わず，行政が撤去に踏み切るという判断は，いかなる基準で行われているのだろうか。経済学では，「あるものの費用は，それを得るために放棄したものの価値である」[17]とされている。平均的な行政職員にとってもこの原理は当てはまるだろう。すると，行政は，一般的には，撤去を行った時の利得と撤去を行わなかった場合の利得を比べて行動するといえるだろう。

A県が内部で取り決めている撤去に関する基本的な考え方は以下の通りであった。

①　撤去を行う場合

[16]［国土交通省、水産省，2021］
[17]［N・グレゴリー・マンキュー・足立英之ほか編，2014］7頁

・油が流出し，漁業に被害を及ぼす場合
・沈没により，周囲の船舶の航行に障害が発生する場合

② 撤去を行う場合の考え
・所有者不明の場合は県で対応する。
・所有者判明の場合は所有者に指導を行い，応じない場合は県が代行して引き上げ，費用を請求する。

この基準では，景観や生活環境に関する負の外部性については一切考慮されておらず，漁業活動に対する負の外部性の中でも相当程度，重大性が明白になった場合にのみ撤去がなされる。また，撤去の方法としても，いかなる場合に，いかなる法的根拠をもって対応するかについて全く言及がない。これは，ある意味，柔軟な対応を意図するが故かもしれないが，裁量の大きさゆえに，行政代執行が適当な場面においても，民法上の事務管理等，より権力性が小さく費用徴収の面でも不利な手続きへの逃避を招いている恐れがある。

このことからは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意
・行政が撤去に踏み切る物件は，負の外部性の重大性が明白で緊急性を要する物に限られている[18]。
・行政で撤去が行われる場合も行政代執行や簡易代執行といった個別法で用意された手続きはとられず，より権力性の低い方法（費用徴収面で不利）がとられがちである。

4.2.3.2.2 放置物件の状況

A 県が撤去に踏み切る基準は，その放置廃船がもたらす負の外部性の程度が相当程度高いかどうかであることが判明した。では，実際の放置状況は，どうなっているだろうか。

まず，図 9 は放置廃船の種類を整理したものだが，単体では比較的影響が小さいと思われる小型の和船タイプの物件が 7 割を占めていた[19]。

[18] A 県への聞き取りによれば，現場の心理として，基準に該当するような場合は，違法状況を放置したほうが，漁業被害等で管理者責任を問われかねないので，撤去に踏み切る強い動機が生じるそうである。

[19] A 県担当者としても，どこまででも行けそうなザ漁船といったものを堂々と捨てる人はそういない。県内の漁港の大半は，5mあるかないかという船外機をつけるような小型船舶の番号と漁船番号の両方持っている小さいやつが大部分という認識であった。

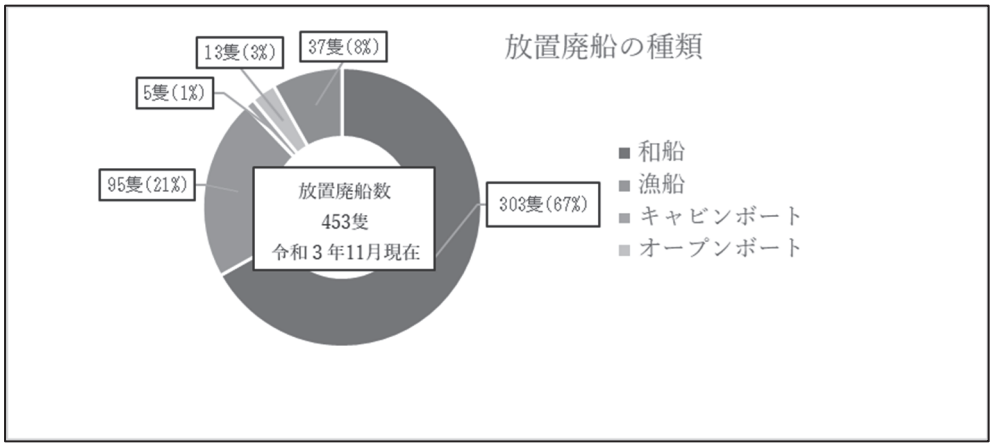


図９　放置廃船の種類（A 県提供データをもとに筆者作成）

また，図 10・11 は，放置船舶が存在する施設について整理したものである。

放置廃船の発生場所については，約 75%が陸域に放置されている一方，不法占用船については，約 80%が水域に放置されていた。

A 県の基準では，沈没や油の流出といった究極の漁業被害には直結しづらい陸域への放置に対しては，実効性を持った対応は基本的にはなされないこととなってしまう。

確かに，海から揚げて放置しやすい船揚げ場や野積み場等[20]の空いたスペースに放置が多いことは，「仮説 1：重大性が明白かつ緊急的な負の外部性を生じさせるような放置を避けるため，低利用な施設で放置が発生しやすい。」とは整合的ではあるが，陸域の放置物件も，図 12 のように，景観，環境，施設の利用に対して一定の負の外部性を生じさせており[21]，違法状態の放置により社会的な厚生は損なわれ続ける。

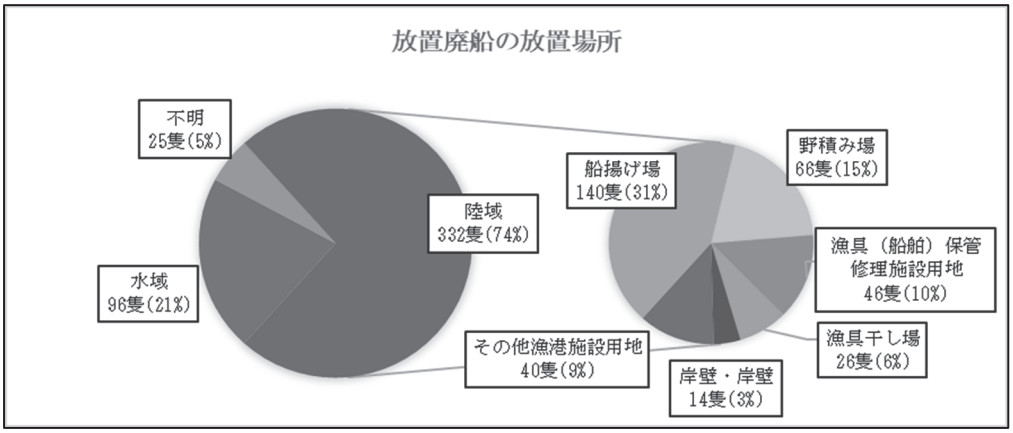


図 10　放置廃船の放置場所（A 県提供データをもとに筆者作成）

[20] その他漁港施設用地の内訳としては，製氷冷蔵施設用地，加工場用地，荷捌所用地等，本来何らかの施設が建設される予定だったが，状況の変化によって，低利用化していると思われる場所がある。

[21] A 県ヒアリングによれば，陸域についても，漁業者や近隣住民から景観悪化，利用阻害といった苦情があるそうである。また，漁協ヒアリングでも，陸域に存在することで，邪魔，景観悪化，地域に悪いうわさが立ち魅力が下がる，すぐに沈没はせずとも，台風時の避難の邪魔や二次被害（管理不全の船舶のロープが切れて周囲の船舶に損傷を与えるなど）の恐れに心配の声があった。

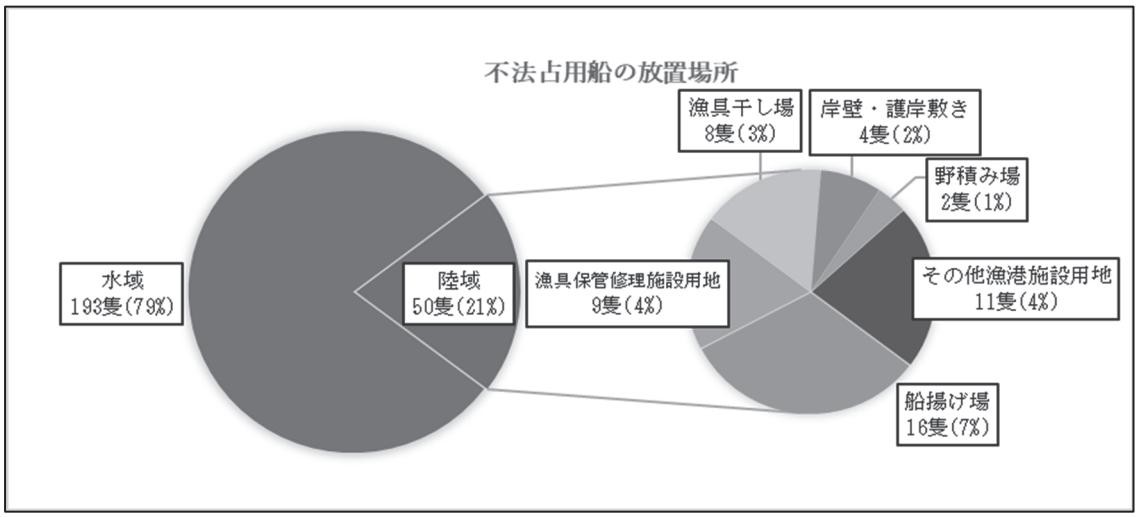


図 11　不法占用船の放置場所（A 県提供データをもとに筆者作成）



図 12　放置状況例（A 県提供データをもとに筆者作成）

4.2.3.2.3　小括

本来，負の外部性対策としては，その外部性の程度に応じて，ピグ―税を課すことが社会的厚生を最大化させるスタンダードな方法である。しかしながら，現行制度においては，是正手段として，行政代執行や簡易代執行といった方法しか用意されていない。

調査の結果からは，行政が撤去に踏み切る物件は，違反を放置すれば，むしろ，行政にとって不都合が生じるレベルの負の外部性を生み出す物件に限られていた。一方で，その他多くの物件については，それらが一定の負の外部性を発生させていたとしても，指導の継続以外に有効な手立てを講じることができていないことが判明した。

これらのことからは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意

・放置船舶対策についても，少なくとも所有者が判明しており，利用もされているような船舶については，指導と代執行の中間的な措置として，執行罰といった経済的な是正手段の導入について検討の余地がある。

4.2.3.2.4　執行手続きにおける諸課題

この他，実際に手続きを進めるうえでいかなる点に課題があるのかヒアリング結果を元に考察を行いたい。

4.2.3.2.4.1　対策の優先順位付けの必要性

A 県においては，約 700 隻近い船舶が不法に放置或いは投棄されている状態にある。これは，行政指導に終始した結果，より解決の難しい物件が，年を経ることに積み重なってきている状況といえるだろう。

このように，違反の件数が大きくなってしまった段階においては，実際に違反者と向き合う現場の職員としては，新規に発生した物件に対して，近隣にその物件と同等程度かより大きな負の外部性を有する物件が未解決のまま放置或いは投棄されている場合には，指導以上の強気な対応をとることは難しいだろう[22]。実際の指導現場としても，違反者から，別の放置事例を引き合いに出す[23]という手痛い反論を受ける場合がしばしばあるという。本来，「それはそれ！これはこれ！」で済む話なのではある[24]が，実際に違反者に直接現場で向き合っているある意味バランス感覚に優れた行政職員は，一方だけに強制的な撤去を行うことは難しい[25]。また，中には，ブローカーと呼ばれる，不要となった船舶を安く引き取り，エンジン等金目の物だけ売り払い，船体を放置する悪質な者も存在しているが，そのような者に対してさえ，罰則は科されておらず形骸化している[26]。

これらの状況からは以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意

・行政指導に終始しないように，対策について一定の優先順位を組織で共有するために外部性の評価を行い，かつ，罰則適用も含めて必要な対応にコミットさせるように行政のインセンティブ対策も合わせて行うことが必要である。

4.2.3.2.4.2　行政代執行の手続きの難しさと執行体制

まず，所有者が判明している場合は，行政代執行の手続きを検討することになる。すで

---

[22] ［福井秀夫，1996］210 頁参照

[23] A 県出先機関へのヒアリングによれば，指導の現場でよくある違反者の反応として「なんで俺から指導するんだ。」，「あっちにも放置されてるだろうが。」ということがあげられた。

[24] ［塩野宏，2015］94～95 頁参照，違法行為は平等原則の基準としての資格を持たないとされている。

[25] A 県へのヒアリングによれば，管理者としても，「あっちはやってこっちはしないとかいわれると困る。」そうである。

[26] 脚注 12 を参照

に述べた通り，行政代執行については，事務の複雑性，困難性，費用回収の困難性が指摘されている。一方，現実の業務執行体制は，必ずしも行政代執行に対応できるような体制が組まれるとは限らない。A 県の業務執行体制をみると，基本的には，県内各地域に１名の担当者が配置され，1～13 港を管理しており，漁港が少ない地域については，道路，河川，港湾といった別の施設の管理業務を掛け持ちしている。また，一年ごとに，漁港担当から道路担当や河川担当へローテーションするような体制となっており，許認可業務，各種照会対応業務，苦情処理，行政指導といったいわゆる日常業務に対応するので手一杯[27]で，人員については，基本的には減らされる一方とのことであった。

このような，業務実施体制下では，手続きに関するノウハウの蓄積も難しく，行政代執行に踏み切ることについて，職員に特にメリットもない以上，平均的な現場職員にとっては，これ以上難しい手続きをやる余裕はなく，より簡易な手続きで済ませ，一年間，前任のように指導を継続し次の担当に引き渡す方が得策だと考えることが合理的であるように思われる。

実際，行政代執行を適用しなかったことで，かえって非効率な状況が生まれてしまった事例もある。A 県が受けたある年の包括外部監査において以下の指摘がなされている。沈没船の引き揚げ事例について，行政代執行が可能な事例にも関わらず，手続きに一定の期間を要することを理由に，行政代執行の手続きを適用せず，原因者と県との間の任意の取り決め（県が代行して引き上げを行い，その費用は原因者が後で県に支払うといった）によって対応した。しかしながら，結局，沈没船が引き上げられたのは沈没から６か月後であった。これは，代執行も可能な期間であった。撤去費用についても，代執行の手続きを取っていれば，財産調査や徴収権限について，強制徴収公債権として，権限を行使できたはずであるが，私債権として，適切な財産調査も行われていない。具体的には，法令に基づかない，極めて少額（年間 1000 円，5000 円といった）な分割納付という対応が長年継続している。

このように対応を先延ばし，より安易な手段に逃避した結果かえって非効率な状態を引き起こしてしまう[28]要因の一つとして業務の執行体制，行政のインセンティブの問題があるだろう。

政策的課題・含意

・放置船舶問題の場合，先送りにすることで負の外部性及びそれを解消する費用が大きくなり，より非効率な事態を招く。

・代執行等難しい手続きを日常業務とするような執行体制の整備も検討の余地がある。

[27] ［北村喜宣，2008］156 頁では，行政にとって監督処分は日常業務ではないプラスアルファの仕事という指摘もある。

[28] 船舶が沈没した場合，油の流出，航行障害等負の外部性も大きくなり，水域から引き揚げる費用が掛かるため外部性を除去するための費用も大きくなる。

4.2.3.2.4.3　簡易代執行における違反者を過失なくして確知できない場合

放置船舶の所有者が確知できない場合，行政による撤去が行われない限り，負の外部性が生じ続けることになる。この点，今回の調査では，所有者不明の物件が相当程度多いこと，所有権の移転や相続，転居等の要因で所有者の追跡に行政コストがかかることが判明している。しかしながら，A 県において，簡易代執行がなされた実績は過去 1 件（3 隻）にとどまっていた。

これに関して，簡易代執行になかなか踏み切れないことの理由として，A 県へのヒアリングによれば，放置船舶も一応は誰かの財産である可能性があるので，邪魔になり，一見ボロに見えても，廃棄物として，簡単に一掃するのは憚られるとの意見が聞かれた[29]。また，そうなると簡易代執行の手続きを検討することになるが，要件である「過失なくして当該措置を命ずべき者を確知することができないとき」について，相続関係の調査等どこまで調べれば過失がないといえるのかコンセンサスがなく，簡易代執行の手続きに移りにくいという現場の課題も見えてきた。

以上のヒアリング事例からは，以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意

- 廃棄物か有価物かの判断について一定の基準を設けることで，効率的な対応が進む可能性がある。
- 所有者確知作業について，十分条件を規定することで効率的な対応が行われる可能性がある。

4.2.3.2.4.4　類似制度との比較

ここでは，自動車と船舶関係の制度を比較し放置船舶問題への応用を検討する。

目立つ相違点としては，保管場所の確保，税制，処分費用預託制度の有無であろう。保管場所の確保制度については，船舶が放置されることを未然に防ぐという，負の外部性予防の観点から小型船舶，漁船についても検討の余地があろう。

税制においても，適切に処分がなされるまで，所有に対して税金がかかり続けるとなれば，放置（投棄）のコストは上昇し，適切な処分への動機づけとなるだろう[30]。ただし，課税を行う場合は，その分だけ市場を縮小させる副作用があるため，慎重な検討が必要であろう。

処分費用の預託制度の有用性については，前述のとおりである。

---

[29] 現状，統一された基準がないまま出先機関職員によって判断されているため判断に差がみられる。

[30] ［阿部泰隆，2003］92～93 頁において，他の制度との公平性の観点から導入を検討するべきであることが指摘されている。

表 7　制度比較

制度	自家用乗用車	小型船舶	漁船
登録	購入時等	購入時等	購入時等
検査	２年毎	６年（3 年で中間検査）毎	5 年毎
保管場所の確保	必要	不要	不要
税金	自動車税あり	なし	固定資産税あり
処分費用預託制度	あり	なし	なし

以上，自動車制度の比較からは以下のような政策的課題，含意が得られる。

政策的課題・含意

・保管場所の確保を所有者に義務付けることは放置を未然に防止する点で導入を検討する余地がある。

5　政策提言について

5.1　政策的課題・含意の整理

第 4 章までの議論を再整理すると以下のような政策的課題・含意を抽出できたといえるだろう。本章においてはこれらに対応する改善策の提言を行っていきたい。

政策的課題・含意①

放置廃船対策としては，デポジット制度が有効であり，かつ所有者不明のケースが多いことから必要性も高い。なお，デポジット金については輸送費用も加味することが望ましい。

政策的課題・含意②

代執行といった執行コストの大きい手段に加えて，より簡易に負の外部性に対応できる経済的手段の検討が必要である。

政策的課題・含意③

船舶の名義変更等の手続きについて確実に行うように所有者に動機づける仕組みが必要である。

政策的課題・含意④

行政指導の繰り返しに代表される対応の先送り，安易な手段への逃避から，実効性のある対策にコミットするように，執行コストを下げるとともに行政のインセンティブの改善が必要である。

政策的課題・含意⑤

放置廃船対策については，代執行時の処分費用の請求に加えて罰金等を科すことも重要である。

政策的課題・含意⑥

自動車に関する制度と比較した際，不法占用船の未然防止策が不十分といえるかもしれない。

政策的課題・含意⑦

低利用化が進んだ港においては放置船舶が発生しやすい傾向にある。

5.2　政策的課題・含意①に対する提言～デポジット制度の導入について～

放置廃船について，違反者にとって放置の利益は適法に処分する場合に発生する処分費用の節約であることから，事前に処分費用を上回るデポジット金を徴収しておき，適法な処分がなされた場合に，返金するような仕組みにしておけば，適法に処分する方が放置（投棄）するよりもお得な状況が生まれ金銭的インセンティブが働くため，放置廃船の問題は相当程度解決するだろう。

導入についての課題としては，ＦＲＰ船の場合，耐久性が高く数十年といった期間にわたってデポジット金を管理する必要が生じるため，きちんと返還されるのかという消費者の不安感や，将来の処分費用（輸送費用も含む）を予想し適切な処分費用を算定することの難しさ，自動車に比べて対象となる船舶は絶対量が少ないことからデポジット制導入コストに見合う社会的厚生の改善効果があるかという課題があげられる。

デポジット制度には検討するべきこともあるものの，その効果は，全国の漁港のみならずその他の公共施設における放置廃船の問題をもほとんど解決しうる制度であり，導入について研究を進めていくべきであろう。ここでは，現状の私案を表８のとおり提示する。

表 8　デポジット制度の検討

検討項目	案
費用徴収時	・不法投棄予防の観点から購入時に徴収を行う。
既存の物に対する対応	・検査時（漁船検認・小型船舶検査）に徴収
リサイクル料の決定	・処分費用（リサイクル料金等）と収集運搬費用の合計を十分に上回る額を徴収する。 ・予測が難しい場合，検査時に金額の調整を行う。
費用の管理方法	・国に代行して検査を行っている小型船舶検査機構により運営登録情報と一元管理（現在漁船についての状況は都道府県において管理しているが，デポジット金の管理については情報を一元化する）
リサイクル料等の返還	・実際にかかった処分費用の差額分を返還 ※集めたデポジット金を運用することによって，市中金利と同等以上の利息を付して返金できれば，消費者も損をしないと考えるであろうことから，市場への影響もより軽減できると思われる[31]。

[31] ［阿部泰隆，2003］P94 参照

5.3　政策的課題・含意②及び③に対する提言～課徴金（執行罰）制度の導入～

実態調査の結果，行政代執行等の行政による撤去による是正は，ごく一部の放置船舶にしか発動されておらず，ほとんどの放置船舶が実効性のある対応がなされないまま違法状態が放置されている状況にあった。また，ブローカーへの無責任な転売等によって，登録名義人と真の所有者が異なり，責任の所在があいまいになってしまっている状況も見られた。

これらの課題への対応策としては，行政代執行よりも簡易な手続きとして，執行罰の導入を検討するべきである。この際，違反者特定コストを下げ，無責任な転売を防止する観点から，執行罰を科す相手は，登録名義人でよいとするべきである。また，執行罰の導入の際に重要なことは，①できるだけ徴収コストを抑える（素直に支払ってもらうようにする）ことと②無資力者に対する実効性の確保があげられるだろう。この点①については，強制金を支払わない場合については，船舶の登録の取り消しや船舶検査を受けられなくする，免許を失効させるといったペナルティを合わせて導入することで一定の効果があげられると思われる。②の問題が生じるのは，主に放置廃船の場合であると思われる。漁協関係者へのヒアリングによれば，利用しなくなった船舶をそのまま放置（投棄）している原因者は，漁業でうまくいかなかった者，漁業を引退するまでに計画的に処分費用を確保していなかった者等，資力が乏しい者も多いという実感を持っているとのことであった。このように，執行罰については，不法占用船に対しては，一定の効果が期待できるものの放置廃船に対する効果は限定的であることが予想されるため，放置廃船対策としてはデポジット制の導入を合わせて行う必要性が高いといえよう。

5.4　政策的課題・含意④及び⑤に対する提言～行政のインセンティブ対策と執行コストの削減～

行政指導の繰り返しに代表される対応の先送り，安易な手段への逃避から刑事罰の適用も含めた実効性のある対策に行政の行動をコミットさせるためにインセンティブ対策と執行コストの削減が必要である。

5.4.1　違反状況・対策状況の公表

行政が実効性のある対応をとるようにインセンティブを改善する方法としては，情報公開が有効だろう。

行政が，議会での追及，監査での指摘[32]，マスコミからの非難をコストとしてとらえることにあまり異論はないと思われる。現状，地元の状況に精通した議員から議会での指摘を受けることはあるものの熱心な行政指導というアリバイを主張することで乗り切られて

[32] A県においては，未収金に関する包括外部監査の後に未収金対応の専門部局が創設されている。

いる[33]。毎年の監査においても，違反物件を撤去し費用の徴収に手間取っている場合は表ざたになり指摘の対象になるものの，指導を継続している段階であれば，監査資料に載るわけでもないので，監査時に担当者が口を滑らせない限り指摘事項に上がることは稀だろう。

このような事態を打破するには，行政上の義務履行確保について，義務違反の実態，外部性の評価，指導から代執行等の是正手段の発動状況に至るまで情報公開を義務付けることが有効である[34]。加えて，違反者の氏名住所も公表[35]するようにすれば，違反の抑止効果も一定程度望めるだろう。

5.4.2　義務履行確保に関する専門部署の創設

行政のインセンティブの改善，執行コストの削減の面から行政の義務履行確保に関する専門部署の創設についても検討されるべきと思われる。

今回の実態調査で，対策の先送りが非効率な状態を招く一因となっている面もあることが見えてきた。これに関連しては，先行研究では，行政にとっては許認可等が日常業務であり行政処分はプラスアルファの仕事であること[36]や，国と地方自治体で比べると地元との利害関係の薄い国のほうが代執行に踏み切りやすい可能性があること[37]，出先機関と本庁で比べると出先機関のほうが違反者との距離が近く癒着関係が形成されやすい[38]ことも指摘されている。これらを踏まえれば，行政の義務履行確保に関する業務を日常業務とする部署を本庁に設置し，粛々と執行できる体制の創設を検討するべきだろう。

5.4.3　所有者確知作業の合理化・明確化

今回の調査においては，簡易代執行の要件にある「過失なくして」の文言の解釈について行政側にコンセンサスがなく，このことが行政の対応を困難にしていることが分かった。所有者不明船舶への対応を進める上で，所有者確知作業の合理化・明確化を行うことは意味があるだろう。

これに関して，所有者不明土地問題については，法務省・国土交通省告示第 22 号「所有者不明土地の利用の円滑化及び土地の所有者の効果的な探索に関する基本的な方針」において，「所有者不明土地は相当な努力が払われたと認められる方法により探索を行ってもなおその所有者の全部又は一部を確知することができない一筆の土地としている。相当

---

[33] A 県議会においては，「所有者がわかっているところには文書を送っていると。だけど，文書をいつまで送り続けるおつもりなのか」といった委員の発言に対して，「所有者が判明しております船につきましては，文書で催促をすること，あと，お住まいにお伺いして面談で直接要請をするということも今後やっていくつもり」といったやり取りがあった。

[34] ［福井秀夫，1996］215 頁参照

[35] 和歌山県プレジャーボートの係留保管の適正化に関する条例第 15 条では、撤去等を命じられたものが従わなかった場合氏名等を公表できる旨の規定がある。

[36] 脚注 27 参照

[37] ［福井秀夫，1996］212 頁参照

[38] ［北村喜宣，2008］165 頁参照

な努力が払われたと認められる探索の方法については土地の所有者を確知するために必要な情報（以下「土地所有者確知必要情報」という）を取得するため ① 土地の登記事項証明書の交付の請求②土地所有者確知必要情報を保有すると思料される者に対する土地所有者確知必要情報の提供の請求③土地の所有者と思料される者が記録されている書類を備えると思料される市町村の長又は登記所の登記官に対する土地所有者確知必要情報の提供の請求④土地所有者と思料される者に対する所有者を特定するための書面の送付等とることを定めている。」としており，一定の所有者確知作業の合理化・明確化が図られている。

放置船舶，特に所有者不明の場合は，既に利用されなくなっている船舶が多く残存価値も低いことから財産権の保護の程度は土地より低くても差し支えないと思われるし，所有者特定作業に過大な資源が投入されることは非効率である。具体的な作業としては，①漁船原簿又は小型船舶番号等による所有者情報の請求②地元漁協への情報提供の請求③所有者と思料される者に対する所有者を特定するための書面の送付等をとること，といった程度で十分ではないだろうか。

5.4.4　対策の手順及び優先順位の明確化

A 県のように違反物件の数が多くなった段階においては，外部性の程度等を一定程度考慮して，撤去についての優先順位・告発の方針を決めておくことも効率的な外部性解消，行政の動機づけの点から意義があるだろう。

まず，漁港管理者が告発件数を増やすことで違反の期待コストを上昇させることは，違反を抑制するうえで重要である。しかし，警察機関としても，公害関係事案については，まず行政が中心になって行うべき，行政からの勧告や命令が先行されるべきという考えがあり，警察機関の対応もケースバイケースで，①実害の発生（社会への影響），②行政指導への対応，③無許可営業，④営利目的・反復性，⑤過去の違反歴，⑥暴力団関係といった要素を考慮して行われる[39]。このため，管理者が突如すべての違反物件を告発することは事実上困難と思われる。

しかしながら，漁港という限られた空間かつ利用者のほとんどが漁協という集団に所属する場所で刑事罰が適用される事態が生じれば，一挙に情報が共有され，利用者のほとんどが有罪となる主観的確率 p を上昇させるかもしれない。この点において，漁港では，刑事罰による一罰百戒効果は大きい可能性がある。

そこで，最低でも，エンジン等の部品を抜き取り残った部分を放置するといった営利目的の強い違反者や複数の船舶を放置している違反者など誰の目にも悪質性が高いと判断できるような違反者については，直ちに刑事告発を行うべきである。そのほかの事案については，漁港管理者において撤去の命令が発動されてなお，違法状態が解消されない場合に，行政での撤去に踏み切る前段階で告発を行うということにすれば，捜査機関の理解も

[39] ［北村喜宣，2008］191～192 頁参照

得られやすいのではないかと思われる[40]。なお，前述のとおり，現場で実際に違反者と接し，かつ，罰することに不慣れな行政担当者では，癒着関係が形成され，告発手続きに消極的になるかもしれない。この点においても，専門機関を本庁に設け，違反者の顔を見ることなく，粛々と執行できる体制を作ることは重要だろう。

次に，効率的な外部性対応として，外部性の大きさを一定考慮して優先順位を設けることは有効であろう。この際，漁港における放置船舶については表 9 のような特徴がある。これを踏まえると以下のような優先順に順位をつけて機械的に対応することが平均的には効率が良いと考える。

① まずは，外部性も大きく，後回しにすればかえって外部性が大きくなりやすい水域の物件について優先的に対応検討する。
② 水域の中でも台風等災害時の避難港と指定されている港は優先順位が高い。
③ 陸域については，魚市場等多くの人に影響がある場所から対策をとる方が効率的である，影響の大きさとしては，近傍地価の高い所から対策をとった方が効率的である可能性がある。
④ 他の条件が同じならば，費用内部化の観点から所有者判明の物件から対応を行う。

表 9　優先順位の検討

外部性の種類	内容	主な発生場所	特徴
漁業への支障，被害	例：油の流出による漁業被害，沈没による航行障害等，施設の占領による利便性低下	主に水域 船揚げ場等よく使う施設も苦情が出やすい	・根本的な漁港機能，財産への侵害が大きい。 ・水域にある物件は，先送りにし沈没させると外部性も対応コストも大きくなる。
災害の 2 次被害	台風時の沈没，他の船舶への危害，避難の邪魔	水域	・災害時の避難関係について，生命・財産への影響が大きい。 ・水域にある物件は，先送りにし沈没させると外部性も対応コストも大きくなる。
景観・環境への影響	景観の悪化，地域の魅力低下	その他陸域	・不特定多数に薄く広く外部性が及ぶ場合があり，影響を受ける人の多さにより外部性の総量が決まる。

[40] A 県へのヒアリングによれば，平成 28 年から年に一度捜査機関も含めた協議会を開催しているが，捜査機関に対して管理者から告発方針等について具体的な意思を示すことができていないとのことであり，捜査機関も納得できる（丸投げと思われないような）告発に関する協力依頼を行うことがスムーズに対策を進める上では重要だろう。

5.4.5　廃棄物認定基準の策定

所有者特定の見込みもない，かつ，ゴミと判断できるような物件は，簡易代執行の手続きに乗せずに，管理者がゴミとして処分するほうが外部性除却の観点からは手間が少なく効率的な場合もあるだろう[41]。そこで，ゴミと判断する基準・方法を決めておくことにも意義があると思われる。

表 10 に例を挙げた中では，横浜市の場合は，専門家による委員会を開催し廃棄物としての認定を行っているが，放置船舶の場合判断にそこまでのコストをかける必要はないかもしれない。所有者不明になるような状態で放置しているような物件については，訴訟リスクも相当低いであろうから，具体的には，①船体の荒廃，船内滞留水，ビルジ等の発生状況，船体の破損状況についての確認（高知県事例），②撤去指示書等貼付け後，1 月以上経過（三重県:自動車の事例）程度の判断基準を現場においてチェックリストで確認し，現場権限で廃棄物認定を行えばそれで十分であると思われる。

表 10　（参考）自治体における廃棄物認定基準

自治体	廃棄物の判断方法
横浜市	廃棄物認定を行うにあたって委員会を開催 （横浜市放置自動車及び沈船等の発生の防止及び適正な処理に関する条例より）
高知県	〈漁船とプレジャーボート共通要件〉 ① 状態から判断して，3 年以上使用されていない（船体の朽廃，船内滞留水，ビルジ等の発生，破損状況等，客観的に廃棄物の状態であると判断されるもの） ② 沈船となる恐れのある船舶 ③ 登録されていても長期間使用されておらず，管理されていない船舶（巡視員判断，船上でゴミが投棄されており長期間そのゴミが放置されているものを含む） 〈漁船の要件〉 ① 漁船原簿により登録抹消された漁船（登録の事由欄に廃船や解撤等と記載され，登録を抹消された漁船） ③ 再び船舶として用いることがないと認められるもの （［水産庁，2017］より）
海上保安庁	平成 7 年から「廃船指導票」（オレンジシール）の貼付を制度化 次の 3 点をポイントに「社会通念上，捨てられているか否かを判断する」としている。 ○ その船舶が使用可能かどうか

[41] ただし，長期的に見れば原因者に費用を内部化させ発生を抑制するデポジット制等の導入についての検討がより必要である。

	○ もやいロープなどの係留状態はどうか ○ 所有者が継続的に管理しているかどうか （[水産庁，2017]より）
自動車の例 （三重県）	自動車の所有者等が判明しない場合において，当該放置自動車が次の各号のいずれにも該当するとき。 一 道路運送車両法第十一条の規定により取り付けられた自動車登録番号標が滅失していること。 二 第七十八条第一項の規定により警告書をはり付けた日の翌日から一月以上経過していること。 三 自動車の走行に必要な装置の主要な部分が破損し，若しくは腐食し，又は失われていること。 2 知事は，前項の規定により放置自動車が廃物であるかどうか判断することが困難なときは，次条の自動車廃物認定委員会の意見を聴くことができる。 （三重県生活環境の保全に関する条例より）

5.5 政策的課題・含意⑥に対する提言～購入時の保管場所確保義務付け～

不法占用船の未然防止策としては，自動車の制度に倣って，船舶の購入時に保管場所の確保を義務付けることが有効と思われる。具体的には表 11 のとおりに現行の登録制度を改善し具体的な保管場所を確認資料とともに登録させることにすればよい。

表 11 保管場所確保の義務付け制度改善案

○現行制度			
保管場所確保制度	漁船	プレジャーボート	自動車
保管場所登録	主たる根拠地 市町村	船籍港 市町村	車庫証明により具体的な保管場所の確保
確認資料	なし	なし	車庫証明書（警察）
課題	組合員外船について届け出なく放置される事例が見られる。	保管場所について規定がなく，放置を招きやすい。	
根拠法令	漁船法施行規則第 1 条 9 項	小型船舶登録法第 3 条・第 6 条 小型船舶登録規則第 1 条第 2 項	道路運送車両法第 4 条・第 7 条 自動車の保管場所の確保等に関 する法律第 4 条
○改善案			
保管場所登録	主たる根拠地 （具体的な場所登録）	船籍港 （具体的な場所を登録）	―

確認資料	利用届等	利用許可書・権利書等	―
狙い	組合員外船[42]の放置を回避する。	あらかじめ保管場所を確保することにより，無秩序な放置を回避する。	―

5.6　政策的課題・含意⑦に対する提言～低利用化の解消による放置船舶の抑制～

低未利用の状況となり，漁業活動だけの利用方法では，競合性が低下した場所では，放置等違反行為が行われやすいことが示唆された。競合性の低下は，当該施設が漁港施設としての用途に限ればニーズが乏しくなってしまった場所で起きやすい。そのような場所については，行政が管理コストをかけるよりも，より有効（少なくとも船舶の放置場所としてよりは）に利用できる者に払い下げ所有権設定することや，占用許可を出すことが効率的であろう。

現状においても，制度上，有効利用の要件緩和が行われてきている。これは，今後も進められていくべきことである。しかしながら，現場のインセンティブの問題として，自身が漁港施設として公費を投じて建設した用地等について，漁港施設として利用価値が低下したことを進んで認めて，払い下げ等の手続きに踏み切る動機は生じないかもしれない。また，漁港施設に既得権を持つ漁業者も乗り気にはならないだろう。今後，長期的には，有効利用や漁港の統廃合に関する一定の基準を設け，より有効利用できる者に資源が配分される仕組みについて検討が必要と思われる。

6　おわりに～今後の課題～

本研究では，経済学が想定する合理的な人間像を考え方の基礎に置き，どのような特徴を持つ漁港に放置船舶が発生しやすいのか考察を行い，放置船舶の放置状況に関するデータをもとに実証し，また，具体的な制度運用状況について，主に管理者への実態調査から現行制度の課題を明らかにし，政策提言を行った。

今後の課題としては，デポジット制における料金設定の方法といったより具体的な制度設計，実施する場合の費用便益分析ついての検討が必要だろう。また，今回は，管理者の制度運用について主な焦点を当てたが，漁港における主な利用者である漁協の行動，取り組みの違いが漁港の適正な利用に与える影響についても，事例分析等が行われることは政策上意義を持つのではないだろうか。最後に，行政全体として対策を検討するは，漁港における放置船舶以外にも道路，港湾，河川等に存在するあらゆる放置物件の事例も併せて考えて，対応の資源配分の優先順位を決めていくことが望ましいが今回そこまでの分析はできていないため，より総合的な分析が試みられることも必要であると思われる。

---

[42] 利用届を提出せずに係留している漁船の多くは組合員以外が所有していた。

謝辞

本稿の執筆にあたっては，まちづくりプログラムディレクターをはじめとするまちづくりプログラム教員の皆様，客員教授に皆様から，丁寧なご指導，示唆に富んだ貴重なご意見をいただきました。心より感謝申し上げます。

また，ご多忙にも関わらず，各種の情報をいただいた行政機関，ヒアリングに応じてくださいました漁協関係者の皆様には，厚く御礼申し上げます。

さらに，政策研究大学院大学での学びの機会を与えていただきました派遣元，この1年間，共に議論し，助け合い，励ましあったまちづくりプログラムの同期の皆様にも深く感謝いたします。

なお，本稿における見解及び内容に関する誤り等につきましては，全て筆者に帰するものです。また，本稿は筆者の個人的な見解を示すものであり，所属機関及びヒアリング先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・足立英之ほか編. 「マンキュー経済学ーミクロ編ー」. 東洋経済新報社. 2014年
・秋葉弘哉.「犯罪の経済学」. 多賀出版株式会社. 1993年
・阿部泰隆.「行政の法システム（下）［新版］」. 有斐閣. 1999年
・阿部泰隆.「政策法学講座」. 第一法規. 2003年
・宇那木正寛.「水域管理三法による放置艇等に対する代執行 : その実務と課題（上）（下）」自治実務セミナー670・672号. 第一法規. 2018年
・北村喜宣.「行政法の実効性確保」. 有斐閣. 2008年
・国土交通省，水産省. 「プレジャーボートの放置艇対策の今後の対応について」. 2021年
・小松只幸.「プレジャーボート放置・投棄艇抑制システムに関する提案」. 2006年
・塩野宏.「行政法Ⅰ［第6版］行政法総論」. 有斐閣. 2015年
・水産庁.「プレジャーボートの適正な係留・保管推進マニュアル（平成28年度改訂版）」. 2017年
・成田佳奈子.「放置艇対策の課題と今後の制度・運用に関する考察」 .政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文. 2011年
・福井秀夫.「行政代執行制度の課題」 公法研究58号. 有斐閣. 1996年
・福井秀夫.「ケースから始めよう法と経済学」. 日本評論社. 2007年

選挙制度・選挙行政が若年者の投票行動及び財政支出に与える影響について

＜要旨＞

我が国では、40 歳未満の若年者の投票率が、他の世代、とりわけ 65 歳以上の高齢者世代と比較して、格段に低い状態が長年にわたって続いている。

本稿では、選挙制度やインターネット投票などの諸外国を含めた投票環境の状況等を概観することを通じて、若年者の投票率が低い要因を考察し、次いで、若年者の低投票率が財政支出に及ぼす影響について、世代間で選好が大きく異なる「少子化対策」「教育」「高齢化対策」の各政策に関する支出に焦点をあてて分析した。その上で、投票に関する情報コストの点から選挙区定数に焦点をあて、政令指定都市への移行に伴う市議会議員選挙の選挙区定数の変化が、各年代の有権者の投票行動にどのような影響をもたらしているのかについて、年代別投票率のデータを用いて実証分析を行った。

分析の結果、若年者の投票率と高齢者の投票率の格差が縮小することで、各都道府県における普通会計の歳出総計に占める児童福祉費の割合が増す傾向にあることが分かった。また、選挙区定数を小さくすることは、若年者、高齢者の双方にとって投票を促す要因となり得るが、とりわけ若年者により高い効果がある可能性が見えてきた。これらを踏まえ、有権者、とりわけ若年者に大きな恩恵をもたらす投票コストを引き下げる施策として、選挙区の分割やインターネット投票の導入等の政策提言を行った。

２０２２（令和４）年２月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU２１７０８　西野広樹

目次

はじめに 293
１　背景 293
　１－１　合理的投票者モデル 294
　１－２　選挙制度 295
　　１－２－１　選挙制度の分類 295
　　１－２－２　我が国の地方議会選挙の特色 296
　　１－２－３　選挙制度と選挙結果・投票率 298
２　問題意識 299
　２－１　世代間の政策選好の違いと財政支出規模の決定要因 301
　　２－１－１　世代間の政策選好の違い 301
　　２－１－２　先行研究 303
　２－２　選挙制度・選挙行政に関する定性分析 304
　　２－２－１　我が国の投票環境 304
　　２－２－２　諸外国の事例 307
３　実証分析 309
　３－１　分析の概要 309
　３－２　分析の留意点 309
　３－３　分析対象と使用するデータ 310
　３－４　推計式 313
　３－５　推計結果と考察 314
４　政策提言 316
おわりに 318
謝辞 318
参考文献 318
参考資料 320

はじめに

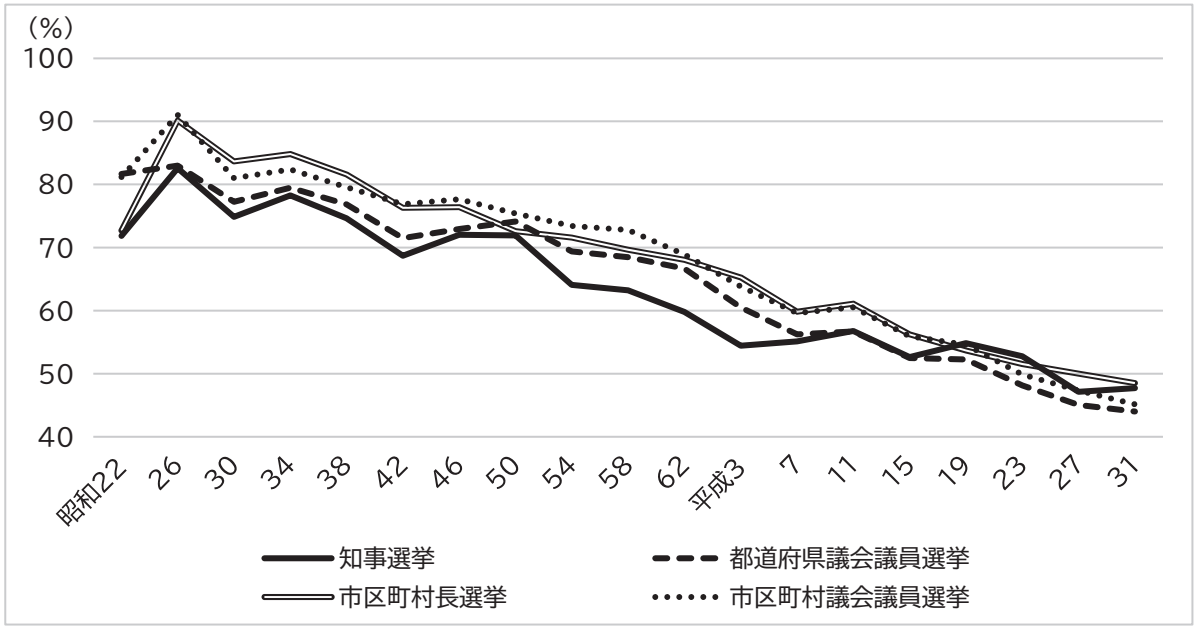
我が国では、各種選挙において投票率の低迷が続いている。とりわけ、住民にとって身近な行政サービスの提供主体であり、まちづくりにおけるキープレイヤーの一角を担う地方議会選挙の投票率は低迷著しい。特に若年者の投票率は、他の世代と比べて格段に低い。高齢者が医療・介護などの高齢化対策について強い関心を持つ一方で、若年者が子育て支援などの少子化対策や教育に関心があるとされている中で、世代間で投票率が大きく異なると、投票率の高い高齢者の政策選好が政策に反映されやすい傾向があると考えられる。

そもそも、投票は強制されるものではあってはならず、自身が投票することにかかるコストが便益を上回っているのであれば、投票を棄権するという判断は合理的と言える。投票によって得られる便益は、候補者や政党が掲げる政策と自身の政策選好との距離、各政党による候補者の擁立状況、接戦具合といった選挙情勢に大きく依存している。他方で、投票参加にかかるコストは、選挙制度や選挙行政の在り方を見直すことで低減させられる。投票コストが高いことによって、投票を棄権する事態に陥ることは、コスト低減を怠った政府の失敗と言え、政府は、「いつでも・どこでも・誰であっても」自由に投票できる環境を整備しなければならない。

本稿の目的は、若年者の投票率が低いことによって、財政支出に影響が出ているかを明らかにするとともに、若年者を含めた有権者の投票コストを低減させる選挙制度や選挙行政を考察することで、若年者の投票率の向上に向けた方策を探ることである。

1　背景

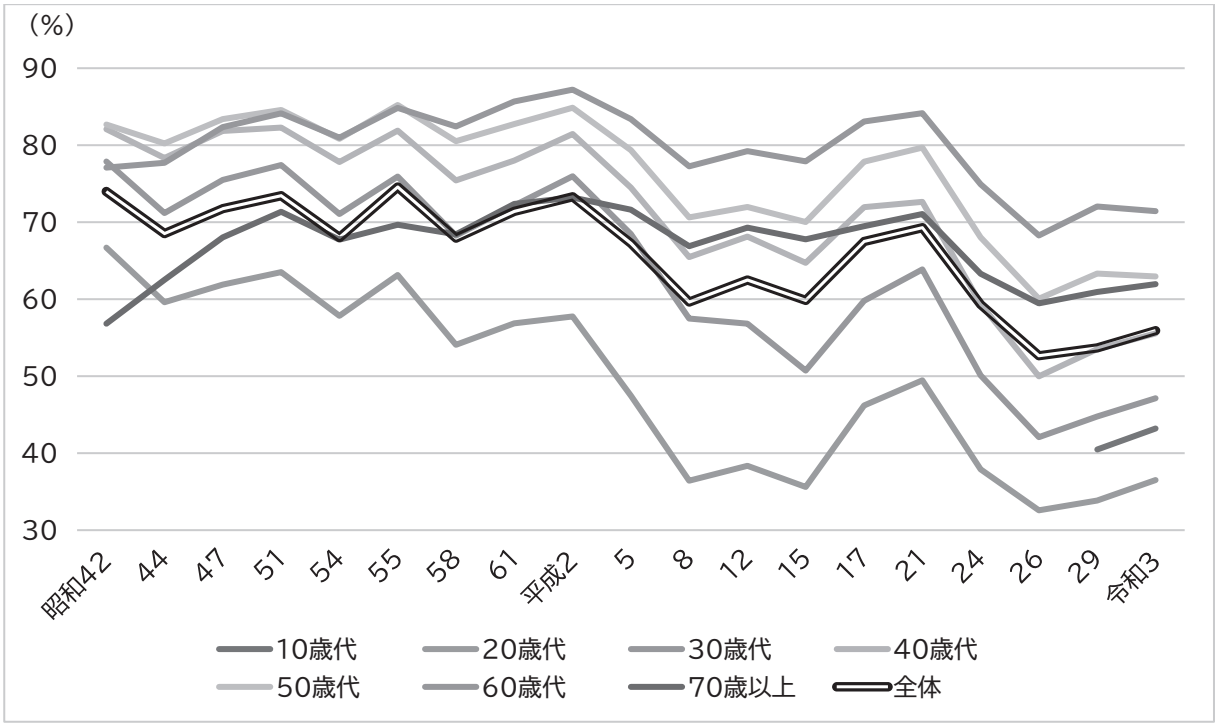
地方議会選挙の投票率は、下落基調にある首長選挙の投票率と比較してもさらに低い。直近の平成 31 年の統一地方選挙では、知事選挙 47.72%、市区町村長選挙 48.62%に対し、都道府県議会議員選挙 44.02%、市区町村議会議員選挙 45.16％となっている（図１）。



出典：総務省「目で見る投票率」「平成 31 年４月執行　地方選挙結果調」を基に筆者作成

図1：統一地方選挙における投票率の推移

その内実を見ると、投票を棄権するのは、概ね年齢が低い者ほど多くなることが分かる。地方選挙と同様に投票率の低落傾向が続いており、年代別投票率のデータが揃っている衆議院議員総選挙の年代別投票率を見ると、60 歳代を筆頭に 50 歳代、70 歳代が一貫して高く、20 歳代及び 30 歳代は、全体を大きく下回り、高齢者の６割程度に留まっている（図２）。以下、本稿では、40 歳未満を若年者と呼び、65 歳以上を高齢者と呼ぶ。



出典：総務省「衆議院議員総選挙における年代別投票率（抽出）の推移」「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査　速報資料」を基に筆者作成

図2：衆議院議員総選挙における年代別投票率の推移

若年者の低投票率の原因について考えるために、有権者の投票行動を決める要因を知る必要がある。ここでは、日本の選挙制度の特徴を踏まえつつ、合理的投票者モデルを用いてその要因を探る。

１－１　合理的投票者モデル

そもそも、我々有権者は、なぜ投票に参加するのか、あるいは投票を棄権するのか。米国の政治経済学者Ａ．ダウンズの考えでは、「有権者は政府活動から得られる効用が最大になるよう選挙行動（投票するか棄権するか、またどの政党に投票するか）を決定する」[1]としている。この有権者の効用を最大化する決定は、投票によって得られる利益と参加に伴うコストとの比較衡量によって決まるが、このことを明示的に数理モデル化したのが、Ｗ．ライカ―とＰ．オードシュックであり、合理的投票者モデルとして次のとおり書き表せる。

Ｒ＝Ｐ×Ｂ－Ｃ＋Ｄ

この式は、ある有権者が２つの政党（あるいは候補者）の間で争われる選挙において、投票に

[1] 蒲島・境家（2020）p. 74

参加することで得られると期待される効用（R）は、「自分の１票が選挙結果に影響する確率（P）」と「自分の支持する候補者が当選した場合と他の候補者が当選した場合の効用の差（B）」を掛け合わせた値と「選挙への参加そのものから得られる満足感（D）」の和から、投票参加にかかるコスト（C）を差し引いたものであることを示している。

このうち、投票参加にかかるコストは、投票所に赴いて投票するという行為に関するコスト（機会コスト）と投票先を決めるための情報収集・判断に関するコスト（情報コスト）の２つのタイプに大別できる。

このモデルの変数は、基本的に有権者個々人によって値の異なる主観的変数であるものの、選挙制度や選挙行政によって規定される側面もある。例えば、機会コストは、投票場所や投票時間といった投票環境による影響が大きく、情報コストは、選挙運動に関する規制に加え、選挙制度によってある程度規定される候補者や政党の数も大きな要素となり得る。

１－２　選挙制度

有権者の投票行動の決定要因の１つとなり得る選挙制度には、どのようなものがあるのか。ここでは、投票の仕方、選挙区定数、議席決定方法の３点について詳述することで、我が国の地方議会選挙の特色を見出し、そして選挙制度が選挙結果や投票行動に影響を与えることを確認することとする。

１－２－１　選挙制度の分類

選挙制度のうち、まず、投票の仕方について、我が国で行われる選挙は、地方議会選挙も含め全て、有権者が候補者もしくは政党に１票だけを投票する単記式[2]、かつ候補者名や政党名を書く自書式を採用している[3]。また、投票がカウントされる仕方にも、非移譲式、移譲式などがあるが、我が国では、議席獲得に用いられなかった票、例えば、当選に必要な得票数を上回る票などを他の候補に回すことができない非移譲式を採用している[4]。

次に、選挙区定数について、１選挙区から議員１名を選出する制度が小選挙区制である。我が国においては、衆議院議員総選挙の小選挙区選挙が代表的であるが、参議院議員通常選挙の選挙区選挙の１人区、都道府県議会議員選挙の１人区についても小選挙区制と位置付けられよう。

他方、１選挙区から複数議員を選出する制度は一般的に大選挙区制と呼ばれる。平成６年まで衆議院議員総選挙で採用されていた「中選挙区制」[5]も広義の大選挙区制に含まれる。現在では、参議院議員通常選挙の選挙区選挙及び都道府県議会議員選挙の２人区以上の選挙区や市区町村議会議員選挙において大選挙区制が採られている。また、比例代表選挙の性格上、衆議院議員総選挙及び参議院議員通常選挙の比例代表選挙も選挙区定数は複数である。

---

[2] 単記式の対となるのが、複数の票を投ずることのできる連記式である。連記式には、有権者が議員の定数と同数の候補者に投票できる完全連記式と定数より少ない票を投ずる制限連記式がある。

[3] 諸外国では、候補者や政党の名前などの横にチェックをつけるマーク式などが採られており、自書式は、世界の中でも「きわめて例外的」（川人ほか（2011）p. 115）である。

[4] 他方、移譲式とは、有権者が複数の候補に優先順位をつけて投票し、議席獲得に用いられなかった票については、次の順位の候補に投票を移していく制度である。諸外国では、オーストラリア上院やアイルランド上下両院等で採用されている。

[5] 中選挙区制では、選挙区定数は３～５名という選挙区が多かったが、２～６名というところもあった。

選挙区定数は候補者の数に影響を与えることが知られている。M. デュヴェルジェは、小選挙区制は、有権者の戦略投票[6]を促し、当選確率が高い上位２名の候補者に投票が集中することで第３党以下の政党は淘汰され、候補者数が２名に収斂する傾向にあることを示した[7]。また、中選挙区制では、選挙区定数に１を加えた数に候補者数が収斂する傾向にあるとされており[8]、これらのことから、大選挙区制のように選挙区定数が大きい選挙制度では、それに伴い候補者数も多くなることが容易に考えられる。

最後に、議席決定方法については、多数制と比例代表制とに区分できる。多数制は、定数Mの選挙区において得票順にM番目までの候補者に議席を与えるものであり、M＝１の場合は小選挙区制となり、M≧２の場合は大選挙区制となる。我が国では、衆議院議員総選挙及び参議院議員通常選挙の比例代表選挙以外の全ての選挙で多数制が採用されている[9]。

比例代表制は、得票に比例するように議席を配分する方法であり、配分方法をめぐってはこれまでに 300 を超す方法が考案されているが、最大平均法と最大剰余法とに大きく分けられる[10]。また、比例代表制では、政党単位で候補者名簿をあらかじめ作成し、有権者は政党名を書いて投票することが多いが、名簿上の候補者のうち当選人をどのように決定するかについては、拘束名簿式と非拘束名簿式に大別できる[11]。

なお、我が国の地方議会選挙の大半を占める単記非移譲式の大選挙区制は、多数制ではあるものの、得票率と議席率の乖離が大きくないため、準比例代表制と呼ばれることもある。

１－２－２　我が国の地方議会選挙の特色

我が国の市区町村議会議員選挙の特色は、どの市区町村でも大選挙区制を採用しているものの、各市区町村の人口規模や政令指定都市（以下、「指定都市」という。）であるか否かによって、選挙区定数は大きく異なる点である[12]。とりわけ中核市や特別区の一部では、かなりの大定数区とな

---

[6] 自身が最も選好する当選の見込みのない候補者ではなく、当選可能性のある候補者の中から、より好ましい候補者に投票すること。

[7] 川人ほか（2011）pp. 119-121

[8] 川人ほか（2011）pp. 134-135。なお、この法則はM＋１ルールと言われている。

[9] 多数制には、当選の要件に絶対多数を要求するものと相対多数（単純多数）を要求するものとがあり、我が国は相対多数制を採っている。

[10] 最大平均法は、各党に議席を配分するときに、１議席の重みをなるべく大きくする、すなわち１議席ができるだけ多くの票を代表するようにする方法である。衆議院議員総選挙及び参議院議員通常選挙の比例代表選挙で採用されているドント式（各党の得票数を自然数で順に割っていき、商の大きい順に議席を配分する方法）などが当てはまる。対して、最大剰余法は、まず、１議席を獲得するために必要な得票数である当選基数を決定し、各党の得票数に対して当選基数ごとに１議席を与えていき、未配分の議席がある場合には、各党の得票数から議席配分ずみの得票数を引いた剰余の大きい順に残りの議席を配分する。

[11] 拘束名簿式は、名簿上の候補者について当選順があらかじめ政党によって決められていて、上位の候補者から順に当選人となる方式で、我が国では衆議院議員総選挙の比例代表選挙のほか、参議院議員通常選挙の比例代表選挙の「特定枠」がそれに当てはまる。他方、非拘束名簿式は、有権者が当選順の決定に参与できる方式であり、例えば、参議院議員通常選挙の比例代表選挙では、政党は「特定枠」を除いて候補者名簿に順位をつけず、各候補者の得票数順に当選が決まる。

[12] 都道府県議会も併せて議員定数については、長らく地方自治法において法定定数制度が規定されていたが、平成 11 年の改正で法定上限制度に改められ、平成 23 年の改正によって、法定上限制度も廃止され、条例に委任されることとなった（地方自治法第 90 条及び第 91 条）。

っている[13]。指定都市以外の市区町村は、原則として市区町村全域を１つの選挙区域として実施され（公職選挙法第 15 条第６項）、北海道音威子府村（おといねっぷむら）や東京都青ヶ島村などは定数６名である一方で、千葉県船橋市や東京都世田谷区などは定数 50 名に上っている。指定都市においては、行政区の区域をもって選挙区とすることとされており（同項但書）、総定数は神奈川県相模原市や静岡県浜松市などの 46 名から神奈川県横浜市の 86 名と幅があるが、選挙区ごとの定数を見ると、３～７名の選挙区が全体の６割以上を占めている（表１）。

表 1:指定都市における選挙区定数の分布状況(平成 29 年3月1日時点)

定数(人区)	選挙区数(区)	割合(%)
1	0	0.0
2	11	6.3
3	15	8.6
4	14	8.0
5	38	21.7
6	23	13.1
7	16	9.1
8	11	6.3
9	15	8.6
10	11	6.3
11	8	4.6
12	3	1.7
13	2	1.1
14	1	0.6
15	2	1.1
16	0	0.0
17	3	1.7
18	1	0.6
19	0	0.0
20	1	0.6
合計	175	100.0

出典：総務省（2017）「地方議会・議員に関する研究会」参考資料 p. 23

都道府県議会議員選挙も、市区町村議会議員選挙ほどではないが、選挙区定数に多様性が見られる[14]。例えば、鹿児島県議会議員選挙では、総定数は 51 名で 21 選挙区が設けられているが、１

[13] 総務省（2017）「地方議会・議員に関する研究会」報告書 p. 11

[14] 平成 25 年９月 1 日時点で、47 都道府県議会の全 1139 選挙区のうち、1 人区 40.4%、２人区 30.1%となっており、全体の７割を超える一方で、定数 10 以上の選挙区も 27 存在する（総務省（2014）「都道府県議会議員の選挙区等の状況（平成 25 年９月 1 日現在)」p. 10)。

人区 11、２人区６、３人区１、４人区２、定数 17 の選挙区が１つとなっている[15]。これは、各都道府県議会において条例で定められる選挙区割りが、原則として市町村を単位として行われるためである[16]。そのため、同じ都道府県議会議員選挙であっても、定数１名の小選挙区と定数２名以上の大選挙区が混在する選挙制度となっている。

１－２－３　選挙制度と選挙結果・投票率

いくつかの先行研究では、我が国の地方議会選挙の大半を占める単記非移譲式大選挙区制を含む（準）比例代表制と小選挙区制の違いが選挙結果に多大な影響を及ぼすことが指摘されている。米国の政治学者Ｄ．レイによると、「すべての選挙制度は大政党を過大代表し小政党を過小代表し、選挙競争に参加した政党数と比較して実際に議会に議席を得た政党数が減少する傾向がある」[17]が、このような非比例性の傾向は、比例代表制よりも小選挙区制において強く現れるとしている。川人ほか（2011）では、選挙制度による、有効選挙政党数（各党の得票率を自乗して合計した値の逆数）と有効議会政党数（各党の議席率を自乗して合計した値の逆数）との差を示している。小選挙区単純多数制では、有効選挙政党数 3.09 から有効議会政党数 2.04 へと 1.05 減少しているのに対し、我が国でも馴染み深いドント式などが含まれる比例代表制のグループでは、有効選挙政党数 4.35 から有効議会政党数 3.70 と 0.65 の減少に留まっている。

選挙制度の違いは、選挙の結果によって、議席の過半数を獲得する多数党（議会絶対多数党）が生成されるか否かにも直結する。再び川人ほか（2011）を引くと、小選挙区単純多数制においては、93％の頻度で議会絶対多数党が現れるが、その大半は、得票率においては過半数に届いていない。他方、ドント式などが含まれる比例代表制のグループにおいては、議会絶対多数党の登場頻度は 18％となっており、小選挙区単純多数制とは大きく異なる結果となっている。

このように選挙制度によって、全く異なる議会構成となるわけであるが、これは選挙が果たす役割について、異なる２つの考え方があるからとも言える。多数制である小選挙区制及び大選挙区制であっても完全連記式を採る場合は、選挙は「民意の集約」を図ることに主眼が置かれ、議会絶対多数党が現れやすくなる。他方、比例代表制や完全連記式を採らない大選挙区制の場合は、選挙は「民意の反映」のための手段であり、多様な民意に基づく多党制になりやすい。

また、「民意の集約」が起こる小選挙区制においては、各政党の政策は、有権者の大多数が支持する中道的なものへと引き付けられることが、米国の経済学者Ｄ．ブラックが提唱したメディアン・ヴォーダー定理より明らかとなっている。１次元の政策対立軸上に有権者の選好が並んでいると仮定した場合、小選挙区を戦う２大政党は、政策対立軸上の中央値の政策を掲げなければ勝つことができないためである。したがって、小選挙区制は、「クリアな２つの選択肢を有権者に提供することではなく、むしろ、有権者の大多数が望む政策を政党が選択させられる」[18]制度であり、

---

[15] （出典）鹿児島県（2011）「鹿児島県県議会議員の選挙区及び各選挙において選挙すべき議員の数」

[16] 具体的には、総定数を市町村の人口で除して求められる「議員１人あたり人口」を基準とする。その値が 0.5 以上の市町村は、原則、単独の市町村で構成される選挙区となり、0.5 未満の町村の場合は、原則として合区の選挙区となる。こうして区割りされた選挙区に、総定数が人口比例的に配分される。ただし、平成 27 年の公職選挙法改正以前の「郡市」を単位とした区割りが存続していることなどから、選挙区定数と人口との間に単純な比例関係はない。

[17] 川人ほか（2011）p.122

[18] 川人ほか（2011）p.149

比例代表制下での政党が掲げる政策とは異なることになると考えられる。

最後に、選挙制度と投票率の関係を見ることとする。小選挙区単純多数制と比例代表制を比較したとき、「先進民主主義諸国を対象とした研究では、比例代表制、あるいはより比例性の高い選挙制度を採用している国において高投票率がみられるとする分析が多」[19]いとされている。蒲島・境家（2020）では、その理由として、比例代表制では、有権者が自分の投票の影響力を相対的に高く評価すること及び政党による動員活動が全国規模でより活発に行われる点に求めている。小選挙区単純多数制では、各選挙区で１議席を争うため、支持する候補者が当落線上にないと予想されるとき、有権者は投票意欲を弱めるおそれがあり、また、結果が予測でき、選挙運動を繰り広げても結果が変動しないと考えられる選挙区においては、政党や候補者も熱心に選挙運動をすることはなく、結果として有権者に対する投票参加への働きかけが弱まると考えられる。

他方、比例代表制では、小政党に対する１票であっても、その党の議席配分率を高めることに寄与しやすく、幅広い有権者が参加意欲を維持するとみられ、各党においても、地域によらず票を掘り起こすインセンティブが保たれる。

しかし、比例代表制の下で起こりやすい多党制は、必ずしも投票率にプラスの効果をもたらさない可能性も指摘されている。投票コストの中には、情報収集に関するコストも含まれることは既に述べたが、政党数の増加は「各党の違いを理解するための認知的コストが上昇する」[20]ことにつながり、投票率を押し下げる可能性もある。

２　問題意識

前章では、合理的投票者モデルや様々な選挙制度を通して、我が国の地方議会選挙の特色について見てきた。これらを踏まえ、前章冒頭で見た若年者の低投票率について考えていくこととする。

合理的投票者モデルに即して考えると、若年者は投票コストが高いことが原因の１つと考えられる。投票コストには、その時間や労力を別の活動に充てた場合に得られた機会費用も含まれるが、高齢者と比較して若年者の方が機会費用は高い可能性が指摘されている[21]。有権者が機会費用を考慮することは、平成 29 年の衆議院議員総選挙に関した有権者の意識調査において、棄権した理由について尋ねたところ、18 歳～20 歳代及び 30～40 歳代において、「仕事があったから」が最も多かった（33.3%、33.7%）[22]ことからも、ある程度認められよう（表２）。

---

[19] 浦島・境家（2020）p. 79

[20] 蒲島・境家（2020）p. 80。ただし、蒲島・境家（2020）でも述べられているように、政党数の増加は、各党が掲げる多様な政策の中で、自身の政策選好と近い政党も現れやすくなるほか、政党による動員活動の総量が大きくなるため、投票率にとってプラスの効果もあるとされており、政党数の効果について、実証的には明確な結論に至っていないとされている。

[21] 松林（2016）p. 49

[22] （出典）公益財団法人明るい選挙推進協会（2018）「第 48 回衆議院議員総選挙全国意識調査―調査結果の概要―」p. 42。なお、30～40 歳代ついては、「選挙にあまり関心がなかったから」も同率１位であった。

表 2:年代別の棄権理由

	18-20歳代	30-40歳代	50-60歳代	70歳以上
仕事があったから	33.3	33.7	19.1	1.4
重要な用事（仕事を除く）があったから	8.0	14.0	13.0	7.2
体調がすぐれなかったから	4.0	7.3	15.7	52.2
投票所が遠かったから	6.7	1.0	4.3	8.7
今住んでいる所に選挙権がないから	8.0	1.6	0.0	0.0
選挙にあまり関心がなかったから	32.0	33.7	23.5	8.7
解散の理由に納得がいかなかったから	1.3	11.9	21.7	11.6
政党の政策や候補者の人物像など違いがよくわからなかったから	20.0	17.6	20.9	5.8
適当な候補者も政党もなかったから	18.7	33.2	29.6	13.0
支持する政党の候補者がいなかったから	5.3	13.0	12.2	8.7
私一人が投票してもしなくても同じだから	10.7	15.0	10.4	5.8
自分のように政治のことがわからない者は投票しない方がいいと思ったから	20.0	8.3	5.2	5.8
選挙によって政治はよくならないと思ったから	17.3	19.7	14.8	8.7
マスコミの事前予測を見て、投票に行く気がなくなったから	1.3	4.7	7.0	1.4
天候が悪かったから	5.3	4.7	7.0	13.0
その他	10.7	8.3	5.2	15.9
わからない	1.3	1.0	0.9	0.0

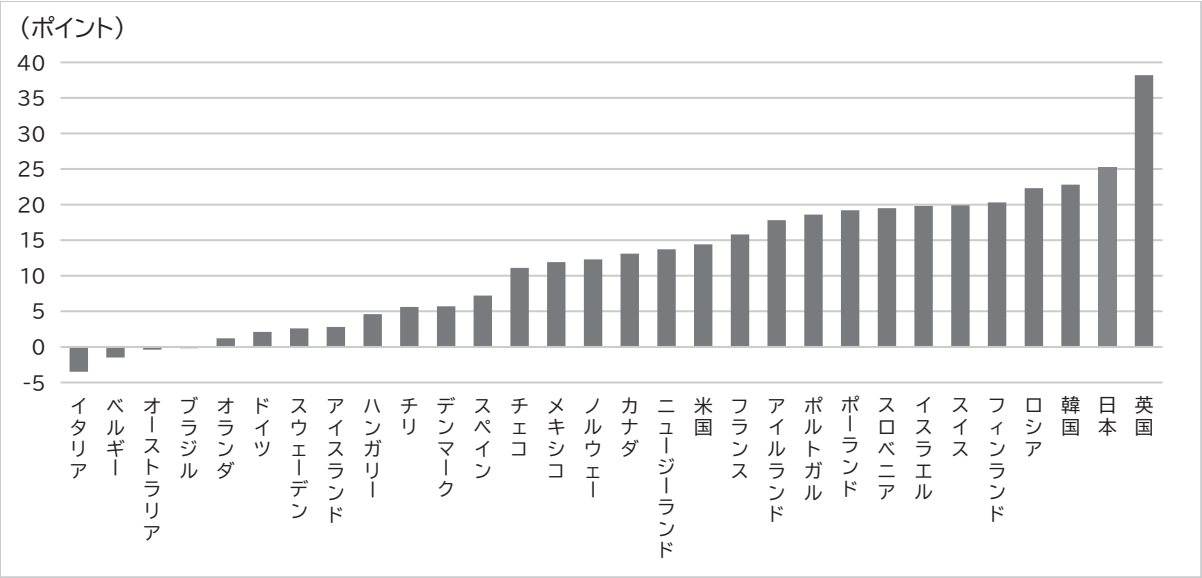
注：投票を棄権した人の理由について、あてはまるもの全てに回答（複数回答）、数字は選択率（単位は%）。

出典：公益財団法人明るい選挙推進協会（2018）「第 48 回衆議院議員総選挙全国意識調査―調査結果の概要―」p. 42

加えて、蒲島・境家（2020）では、加齢に伴い、政治参加を促す資源・動機・動員の機会により恵まれるようになることも若年者の低投票率の理由として挙げている[23]。また、Denny and Doyle（2008）やStrate et al.（1989）では、年齢は認知能力や認知資源にも影響を与えるとしており、情報コストは年齢によって異なる可能性がある。

図３のとおり、若年者の投票率が高齢者のそれより低いという現象は、世界各国で起きているが、オーストラリアやスウェーデンのように、高齢者と若年者の投票率の差が小さい国もある中で、我が国はその差が大きいことが分かる。

[23] 政治参加を促す資源・動機・動員とは、S．ヴァーバらが提唱した政治参加の３要因モデルのこと。ヴァーバらは、ある市民が政治に参加しない理由を、参加に必要な資源（時間、資金、コミュニケーション能力等の市民的技能（civic skills））を備えているか、参加の動機となる心理的関与（政治関心、政治的有効性感覚、政治情報、党派心）を持っているか、政治的動員（狭義の政治団体のみならず職場や家庭なども含めた幅広い政治的な働きかけ）のネットワークの内部にいるか、との３つの要素に分けられるとした（蒲島・境家（2020）pp. 88-94）。



（注）国政選挙のうち議会選挙の投票率に基づく。なお、ここでは、高齢者は 55 歳以上、若年者は 16～35 歳を指す。
出典：OECD（2011），Society at a Glance 2011: OECD Social Indicators, OECD Publishing. p.97 より筆者作成

図3：OECD 加盟国の高齢者と若年者の投票率の差

本稿では、若年者の低投票率の問題として、２つの点を取り上げたい。１点目は、若年者と高齢者の政策選好が異なる場合に、選挙を通じて、投票率の高い高齢者の政策選好が政策に反映されやすい傾向があるのではないか、という点であり、２点目は、世代間の投票率の格差が選挙制度や選挙行政によって拡大しているのではないか、という点である。ここでは、諸外国の事例や先行研究を踏まえつつ、問題意識を取り巻く背景について整理していく。

２－１　世代間の政策選好の違いと財政支出規模の決定要因

社会的属性によって投票率が大きく異なってしまうことの問題は、社会的属性によって政策に対する選好に違いがある場合に、選挙を通じて、ある集団の選好が過剰に実現する一方で、他の集団の選好は顧みられないおそれがあることにある。ここでは、政府や選挙に関するアンケート調査を基に、世代間の政策選好に違いがあることを示すとともに、世代間で優先順位が大きく異なる政策支出に関する規模の決定要因についての先行研究を概観する。

２－１－１　世代間の政策選好の違い

我が国の有権者は、全世代が一様に同じ選好を有しているわけではなく、「各世代が自らの世代に短期的に効用をもたらす政策を支持する」[24]ことが明らかになっている。例えば、内閣府（2021）「国民生活に関する世論調査」では、「今後、政府はどのようなことに力を入れるべきか」との問いに対し、「少子化対策」の選択率は、18 歳～29 歳と 30 歳代において 40％以上となっており、両年代の中でも５位以内に入るが、それ以降の年代は 30％台に留まり、順位も７、8 位に落ちる。同様の傾向は、「教育の振興・青少年の育成」でも見られ、30 歳代以下では上位 10 番以内であるが、60 歳代、70 歳代では 16 位と低迷する。他方、「医療・年金等の社会保障の整備」や「高齢社会対策」は、年齢を重ねるに連れて順位や選択率が上昇する傾向にあり、60 歳代と 70 歳代では６

[24] 新倉（2017）p. 40

割前後の人が関心を持っていることが分かる（表３）。

表 3：政府に対する年代別の主な要望（令和3年9月）

	18～29 歳		30～39 歳		40～49 歳		50～59 歳		60～69 歳		70 歳以上	
1	コロナ対応	61.1	景気対策	65.1	景気対策	66	医療・年金	67.6	コロナ対応	76.3	コロナ対応	70.9
2	景気対策	58.6	医療・年金	63.6	医療・年金	66	コロナ対応	63.7	医療・年金	69.2	医療・年金	74.1
3	医療・年金	52.7	コロナ対応	54.5	コロナ対応	59.5	景気対策	54.7	高齢社会対策	53.2	高齢社会対策	64.8
4	雇用問題	45.8	少子化対策	48.3	高齢社会対策	46.4	高齢社会対策	49.8	景気対策	52.9	景気対策	46.6
5	少子化対策	41.9	雇用問題	46.9	雇用問題	45.4	防衛・安全保障	38.4	防衛・安全保障	46.8	防衛・安全保障	45.3
6	税制改革	38.4	高齢社会対策	37.3	防衛・安全保障	36.6	雇用問題	36.6	環境問題	38.1	環境問題	41.4
7	高齢社会対策	36	教育	34.9	少子化対策	35.6	税制改革	36	物価対策	37.5	物価対策	39.7
8	外交・国際協力	29.6	防災	33	税制改革	35.6	少子化対策	33.6	少子化対策	36.9	少子化対策	35.5
9	物価対策	29.1	防衛・安全保障	32.5	防災	32.4	外交・国際協力	31.2	防災	36.2	防災	32.9
10	教育	26.1	税制改革	32.1	物価対策	30.7	環境問題	29.1	雇用問題	33.7	雇用問題	20.1
11	防衛・安全保障	25.1	物価対策	30.1	外交・国際協力	26.8	防災	27.9	外交・国際協力	32.7	外交・国際協力	33.5
12	防災	24.1	環境問題	27.8	エネルギー対策	26.5	エネルギー対策	27.6	エネルギー対策	31.1	エネルギー対策	26.1
13	環境問題	22.2	エネルギー対策	24.9	教育	24.8	物価対策	24	税制改革	28.5	税制改革	24.6
14	自殺対策	18.7	外交・国際協力	23.9	環境問題	23.5	治安	24	治安	25.3	治安	24.1
15	エネルギー対策	18.2	財政健全化	23.9	治安	21.2	財政健全化	20.7	財政健全化	25.3	財政健全化	26.1
16	新規産業育成	17.2	新規産業育成	21.5	財政健全化	19.3	行政改革	19.5	教育	24	教育	22.2
17	男女共同参画	15.3	インフラ整備	21.1	地域の活性化	19.3	教育	17.1	行政改革	23.4	行政改革	26.9
18	治安	14.8	行政改革	21.1	行政改革	18.6	地域の活性化	16.8	地域の活性化	21.5	地域の活性化	21.4
19	インフラ整備	14.3	地域の活性化	20.6	インフラ整備	18	新規産業育成	16.8	原発事故	21.5	原発事故	24.1
20	財政健全化	13.8	治安	20.1	新規産業育成	17.3	原発事故	16.8	新規産業育成	17.6	新規産業育成	16.5

（注）「今後、政府はどのようなことに力を入れるべきか」との問いに対し、33 項目の中からあてはまるもの全てに回答（複数回答）、数字は選択率（単位は%）。なお、項目の正式な表記については、以下のとおり。
・コロナ対応：新型コロナウイルス感染症への対応　・医療・年金：医療・年金等の社会保障の整備
・雇用問題：雇用・労働問題への対応　・教育：教育の振興・青少年の育成　・財政健全化：財政健全化の推進
・環境問題：自然環境の保護・地球環境保全・公害対策　・新規産業育成：新技術の活用促進・新規産業の育成
・エネルギー対策：資源・エネルギー対策　・男女共同参画：男女共同参画社会の推進
・インフラ整備：住宅・公共施設・公共交通機関の整備　・原発事故：東京電力福島第一原子力発電所事故への対応
出典：内閣府（2021）「国民生活に関する世論調査（令和３年９月）」< https://survey.gov-online.go.jp/r03/r03-life/index.html >を基に筆者作成

若年者ほど少子化対策や教育に関心を持ち、高齢者ほど医療・年金等の社会保障や高齢化対策に関心を寄せるのは、その他の調査でも明らかとなっている。公益財団法人明るい選挙推進協会（2019）「第 19 回統一地方選挙全国意識調査―調査結果の概要―」では、知事選挙、都道府県議会議員選挙で考慮した政策課題として、若い世代ほど教育や少子化対策を重視し、高齢の世代になるほど高齢化対策や医療・介護を重視していた（表４）。

表 4:平成 31 年統一地方選挙における年代別考慮した問題

	18～20 歳代		30～40 歳代		50～60 歳代		70 歳以上	
1	教育	48.4	景気･雇用	52.3	高齢化対策	49.7	高齢化対策	67.3
2	景気･雇用	32.3	教育	40.0	景気･雇用	49.2	医療･介護	66.7
3	医療･介護	32.3	医療･介護	38.5	医療･介護	47.7	景気･雇用	32.1
4	少子化対策	29.0	少子化対策	21.5	教育	26.4	災害対策	28.8
5	地方自治	19.4	地方自治	18.5	災害対策	25.9	教育	26.9
1	教育	37.7	景気･雇用	45.9	医療･介護	53.7	医療･介護	66.2
2	景気･雇用	34.4	医療･介護	43.1	高齢化対策	50.6	高齢化対策	65.5
3	医療･介護	31.1	教育	38.4	景気･雇用	42.8	景気･雇用	32.4
4	少子化対策	27.9	少子化対策	26.7	教育	26.4	少子化対策	27.0
5	高齢化対策	19.7	高齢化対策	20.0	少子化対策	25.9	災害対策	23.6

（注）上図は知事選挙、下図は都道府県議会議員選挙挙について。17 項目から当てはまるもの全てに回答（複数回答）、数字は選択率（単位は%）。

出典：（公財）明るい選挙推進協会（2019）「第 19 回統一地方選挙全国意識調査―調査結果の概要―」を基に筆者作成

２－１－２　先行研究

それでは、若年者と高齢者との間で優先順位が大きく異なった「少子化対策」「教育」「高齢化対策」について、それらに関連する財政支出の規模はどのような要因によって決まるのであろうか。財政支出と有権者の年齢構成に着目したいくつかの先行研究を概観する。

Poterba（1997, 1998）では、1961 年以降 10 年おきに 1991 年までの米国州別データを用いて、65 歳以上人口比率が上昇すると、教育費支出が減少することを検証しており、高齢化と教育費について、負の相関があることを確認している。

井上・大重・中神（2007）では、昭和 55 年度以降５年おきに平成 12 年度までの 623 都市データを用いて、65 歳以上人口比率と学校教育費について検証を行い、それぞれクロスセクションで回帰分析した結果、各年度において高齢化が進むと学校教育費が減少していることを確認している。

Ohtake and Sano（2010）は、昭和 50 年から平成 17 年までの都道府県パネルデータを用いた検証を行い、1980 年代以前では、高齢者比率と義務教育費は正の相関関係を持っているとされるが、1990 年代以降では、高齢者比率の上昇が義務教育費支出の引き下げにつながることを確認している。このことについては、昭和 60 年以降に行われた義務教育費国庫負担金制度の変更により、高齢者の選好をより強く反映したことが原因として考えられている[25]。

小林・林（2011）では、就学援助制度について、一般財源化による影響と、高齢化の影響を検証している。タイムトレンドを考慮したモデルでは、65 歳以上人口比率の係数が負で有意になっている、つまり、高齢化の進展が新入学児童１人あたり年間援助額を減少させることを確認してい

[25] 大竹・佐野（2009）

る。

他方、医療・介護をはじめとする高齢者向けの政策支出については、人口構成の影響はあまり受けないとする研究が多い。

米国における研究では、医療費の増加は高齢化よりも所得や保険制度の拡大に基づくとされている。例えば、Newhouse（1992）では、1950 年から 1987 年の米国の医療費の伸びは、高齢化で15%しか説明できないと推定しており、その他の要因は、主に所得の増加であるとし、1990 年では 70%を所得の増加で説明できるとしている。

国内での研究においても、医療環境や医療技術による影響が大きいと考えられている[26]。知野・杉野（2002）では、被説明変数に高齢者入院医療費を置き、説明変数に性別・人口といった人口学的要因に関する変数を用いて検証を行ったが、人口学的要因である女性比率や 80 歳以上の人口比率は統計的に有意ではないという結論を出している。

以上、有権者の年齢構成に着目した先行研究を見てきたが、年齢構成以上に世代間の格差がある世代間の投票率の格差に着目した研究は少ない。新倉（2017）は、平成 15、17、21 年の衆議院議員総選挙の年代別投票率の結果を用いて、出産育児及び教育支出に与える影響を実証分析した。その結果、世代間の投票率の格差が縮小することで、民生費における児童福祉費及び学童保育設置率は増加させることを明らかにした[27]。また、平成 21 年の衆議院議員総選挙の年代別投票率の結果を用いて、世代間の投票率の格差が国民健康保険制度における第一号都道府県調整交付金、後期高齢者医療費、後期高齢者医療受診率に影響を与えるか、都道府県クロスセクションデータによって実証分析を行ったところ、いずれもマイナスで有意となっており、高齢者の投票率と若年者の投票率との格差の拡大が、高齢者医療支出を拡大したとしている。

新倉（2017）は、世代間の投票率の格差に着目している点で、筆者と問題意識を同じくしているが、とりわけ平成 17、21 年の衆議院議員総選挙は、郵政民営化や政権選択が争点となったことで、近年にはない高い投票率を記録し、特に若年者の投票率の上昇が大きかった（図２）という特殊な事情が推定結果に影響している可能性がある。そのため、その後の選挙においても同様の推定結果が得られるかどうか検証することは有意義であると考えられる。

２－２　選挙制度・選挙行政に関する定性分析

前節では、若年者と高齢者では政策選好に違いがあること、若年者向けの政策である少子化対策や教育に関する支出は、有権者の高齢化によって減少する傾向にあることを確認した。ここでは、問題意識の２点目である、世代間の投票率の格差が選挙制度や選挙行政によってもたらされる可能性を、我が国の投票環境や諸外国の事例も交えて見ていくこととする。

２－２－１　我が国の投票環境

投票参加に影響を及ぼす投票環境は、前章で述べた合理的投票者モデルのうち投票参加にかかるコストに大きく作用するものであり、投票コストを下げるためには、投票が「いつでも・どこでも・誰であっても」できるものであればあるほど良い。投票コストの引下げは、機会費用が相

[26] 新倉（2017）p. 113

[27] 他方で、義務教育費、乳幼児医療助成費及び妊婦健康診査の助成金については、統計的な有意性は見出せなかったとしている。

対的に高い若年者に最も恩恵があると言えるが、我が国では「1990 年代後半以降、投票環境における制約を取り除くための制度変更が行われてきたのだが、その一方で実は投票参加の制約が増すような変化も起こって」[28]おり、アクセルとブレーキを同時に踏んでいる状態にある。

制約を取り除くための制度変更としては、投票終了時刻の延長や期日前投票制度の導入、共通投票所制度の創設などが挙げられる。平成 10 年の公職選挙法改正において、投票終了時刻が従来の 18 時から 20 時に延長され、平成 15 年の改正では、期日前投票制度が創設され、投票日に仕事や用事がある有権者は、投票日の前であっても期日前投票所において投票を行うことが可能になった。また、平成 28 年には、居住する市区町村の有権者であれば誰でも投票可能な共通投票所の設置が認められたほか、期日前投票の投票時間について、開始時刻の２時間以内の繰上げ及び終了時刻の２時間以内の繰下げを可能とする改正が行われた。

期日前投票所の数は、右肩上がりに増加しており、直近の令和３年の衆議院議員総選挙では、5,940 か所が設置された。全体の数の増加に加え、多くの有権者が利用する商業施設や大学などに設置される事例も増加している（表５）。また、バス等に投票箱を乗せ、商業施設や学校等を巡回する移動期日前投票所（巡回投票所）は、59 自治体で実施された[29]。

期日前投票者数も増加基調にあり、直近の衆議院議員総選挙では、2,058 万人（投票者数の 34.94％）で、投票率に換算すると 19.48％と、前回（平成 29 年）に次いで過去２番目の多さであった[30]。

表 5:期日前投票所数及び使用した施設の内訳

期日前投票所数	左の内訳					
	市役所等	その他の公共施設	大学等	ショッピングセンター等	駅構内	その他
5,940	3,542	1,788	60	312	15	223

出典：総務省「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査　速報資料」を元に筆者作成

共通投票所の数は、直近の衆議院議員総選挙において、18 市町村で計 68 か所と前回選挙の 10 倍になっている[31]。共通投票所制度の設置が初めて行われた平成 28 年の参議院議員通常選挙において、共通投票所を設置した北海道函館市や青森県平川市では、20 歳代や 30 歳代などの若年者の利用が多かったとされている[32]。

共通投票所制度は、選挙日に投票できる場所の制約を取り除く画期的な制度と言えるが、「二重投票などの不正やミスを防ぐため、投票済みかどうかの情報を投票所間で共有する仕組みが不可

[28] 松林（2016）p. 48

[29] （出典）「読売新聞」2022 年 1 月 11 日 朝刊 ４面

[30] （出典）総務省（2021）「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査　速報資料」。なお、平成 31 年に行われた第 19 回統一地方選挙では、期日前投票者数の全投票者数に対する割合は、道府県議会議員選挙 27.55％や市町村議会議員選挙 27.27％などとなっており、増加傾向にある（総務省（2021）「平成 31 年４月執行　地方選挙結果調」p. 14）。

[31] （出典）総務省（2021）「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査　速報資料」

[32] 総務省（2017）「投票環境向上に向けた取組事例集」

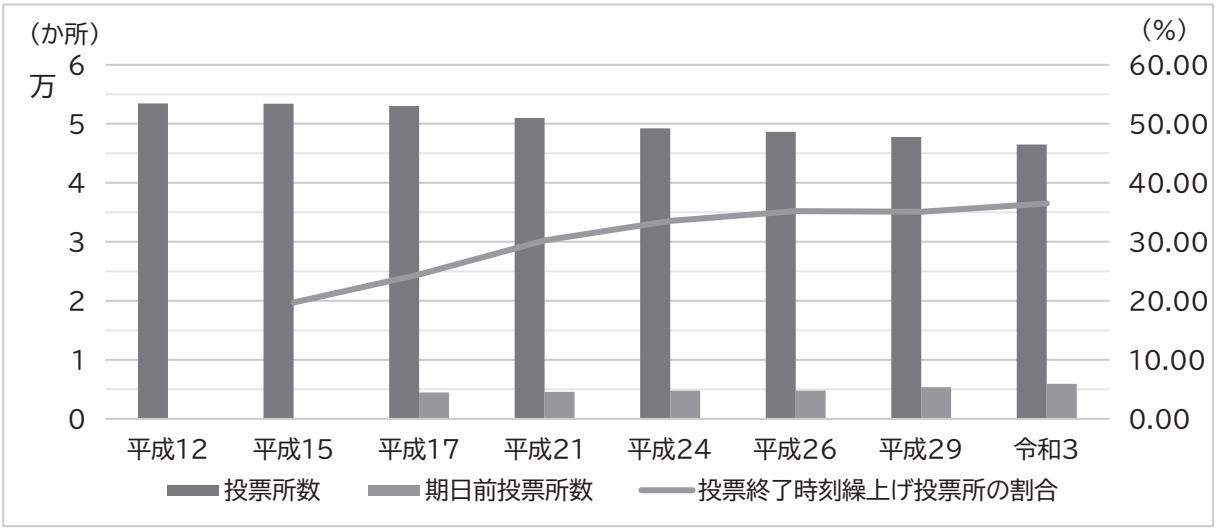
欠」[33]であり、セキュリティの点に懸念を持つ自治体が多く、普及が進んでいないとの指摘がなされている。

また、令和３年の衆議院議員総選挙では、新型コロナウイルス感染症で宿泊・自宅療養者等に対して、「特例郵便等投票」が認められ、323 人が利用した[34]。

しかし、前述のとおり、投票参加の制約が増すような変化も起きている。衆議院議員総選挙における投票所数は、平成 12 年をピークに減少の一途を辿り、直近の令和３年では、ピーク時から約 7,000 か所減の 4 万 6,466 か所となっている。投票所数の減少は、有権者１万人あたりの投票所数で見ても明らかであり、昭和 35 年前後には１万人あたり８つの投票所が用意されていたが、令和３年には 4.4 にまで減っている[35]。

また、平成 10 年の公職選挙法改正によって投票終了時刻は 20 時と定められたが、投票終了時刻を繰り上げる投票所の割合が増しており（直近で 36.5%）、骨抜きとなりつつある。本来、山間部や離島での事務負担を考慮するために認められているものであったが、期日前投票の定着を理由に都市部の自治体でも拡大しているとされている[36]。

このように、我が国では期日前投票制度の導入等により、投票参加にかかるコストの低減に努めてきた一方で、選挙日当日の投票所数の減少や投票終了時刻を繰り上げる投票所の増加といったコストの上昇をもたらす動きも起きている（図４）。



（注）投票所数、期日前投票所数は左目盛り。投票終了時刻繰上げ投票所の割合は右目盛り。

出典：総務省（各年版）「議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調」等を基に筆者作成

図4：衆議院議員総選挙の投票所数及び投票終了時刻を繰り上げる投票所の割合の推移

---

[33] Sankei Biz「投票率向上の切り札、「共通投票所」はなぜ広がらないのか」〈 https://www.sankeibiz.jp/macro/news/190908/mca1909080905001-n1.htm 〉（令和４年１月 29 日閲覧）

[34] （出典）総務省「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査　速報資料」。なお、利用希望者は、保健所が発行する外出自粛要請の証明書類及び自筆署名の入った請求書を提出し、投票用紙・投票用封筒を請求する必要がある。そのほか、郵便等による不在者投票は、身体障害者手帳又は戦傷病者手帳を有する一定の条件を満たした有権者にも認められている。

[35] 松林（2016）。なお、令和３年については、総務省公表資料より筆者算出

[36] 東京新聞 TOKYO Web 「減り続ける投票所と投票時間　投票率の向上に識者『ネット活用』を提案」〈 https://www.tokyo-np.co.jp/article/139285 〉（令和４年１月 29 日閲覧）

これらの動きは、有権者の投票行動にどのような影響を与えているのであろうか。投票所の数と投票率の関係については、松林（2016）において、平成 17 年から平成 24 年の３回の衆議院議員総選挙における 34 都府県の市町村パネルデータを用いた分析から、１万人あたり投票所数が１つ増えると投票率は 0.17 ポイント上昇することを明らかにしている。また、投票所への移動コストに着目した研究として、西澤（1991）は、神奈川県横浜市戸塚区の投票区レベルのデータを用いて投票所までの距離が投票率に与える影響を推定し、投票所までの徒歩での平均時間が１分長くなると投票率が 0.4 ポイント下がることを示したほか、坂口・和田（2007）は、同市のデータを用いて、投票所から徒歩 10 分以内の投票区内面積（600 メートル圏）とその投票区の投票率とに正の相関が認められることを示した。

また、投票時間の短縮については、松林（2016）において、平成 17 年から平成 24 年の３回の衆議院議員総選挙における 34 都府県の市町村パネルデータを用いた分析から、市町村内の全ての投票所で投票時間が２時間短縮されると投票率が 0.9 ポイント下落することを明らかにした。

これらの先行研究から、選挙日当日の投票所の場所及び時間は、有権者の移動コストや機会費用と密接に結びつき、投票行動に影響を与えていることが分かる。

他方、期日前投票制度と投票率の関係はどうか。松林（2017）では、平成 17 年から平成 26 年にかけての衆議院議員総選挙における市区町村パネルデータを用い、期日前投票所数の増加により投票率が上昇する可能性があることを示し、「期日前投票制度が普段は投票に行かない人々の参加を促した可能性が高いという解釈を導ける」[37]としている。

２－２－２　諸外国の事例

本章冒頭の図３で示したように、諸外国の中には、若年者と高齢者の投票率の差が小さい国もある。ここでは、オーストラリアとスウェーデン、加えてインターネット投票の最先進国であるエストニアの事例を概観する。

まず、オーストラリアであるが、同国では厳格な罰則適用を伴う義務投票制度を導入しており、連邦選挙法で投票を義務であると規定している[38]。具体的には、選挙において投票を行わなかった有権者は、選挙区選挙管理官から違反の通告を受け、当該有権者は、一定の期間内に投票しなかったことについて正当かつ十分な理由[39]を提示することや、20 豪ドル[40]を支払うことなどにより訴追を免れることができる。有権者がこれらの行為を行わなかった場合は、正当かつ十分な理由なしに棄権したとして起訴され、有罪であれば 210 豪ドル[41]の罰金を科される。

義務投票制度導入前の 1922 年の下院議員総選挙の投票率は 59.38％であったが、導入後の 1925 年の総選挙では 91.38％と大きく上昇し、昨今の総選挙においても、90％台を維持している[42]。若

---

37 松林（2017）p.67

38 連邦選挙法（Commonwealth Electoral Act 1918）第 245 条第１項

39 正当かつ十分な理由について、1926 年のオーストラリア最高裁判所判例では、病気や天災、事故に加えて、投票に向かう途中に行った、犯罪の防止や火事の救援等の公共性のある行動も含まれるとしている。

40 約 1,632 円に相当する（小数点第１位を四捨五入した）。レートは、2022 年２月分報告省令レートに基づく。以下のレート換算について同様。

41 約 17,141 円に相当する（小数点第１位を四捨五入した）。

42 （出典）Australian Electoral Commission Website < https://www.aec.gov.au/ >（令和４

年者の投票率も非常に高く、U25 世代の投票率も 86.7%と、全体と比較しても遜色ない水準である[43]。

オーストラリアの高い投票率の要因は、厳格な罰則適用を伴う義務投票制度もあるが、誰であっても投票しやすい環境を整備していることも大きい。不在者投票の一環として郵便投票制度があるほか、病院・介護施設などへの移動式投票所の設置や視覚障がい者が利用できる電話による投票も認められている[44]。

義務投票制度は、「市民にとって棄権に伴うコストを高め（これにより、参加に伴うコストが相殺され）、投票のインセンティブを高めることになる」[45]が、投票環境が整備されずに、参加に伴うコスト＝機会コストが高いままでは、十分に相殺されないと考える。

次に、スウェーデンである。同国は義務投票制度を採用していないが、2000 年以降の議会選挙の投票率は 80%台と高い水準で推移している。また、若年者の投票率も、全体と同様に高水準である[46]。その理由については、様々指摘されているが、例えば、政治に対して影響を与えることができるという意識が根付いていること[47]、各党の政策を調べる課題や学校で政治家から話を聞く機会を設けるなど、学校において現実の政治に触れる機会が多く設けられていること[48]、などが挙げられている。また、国政選挙である議会選挙が、通常は地方議会選挙と同じ日に行われることや期日前投票制度が利用しやすいこと[49]によって、機会コストを低減させていることも大きいと考えられる。

最後に、エストニアである。同国では、2005 年の地方自治体選挙以降、これまで 11 回の選挙でインターネット投票が行われている。全投票者に占めるインターネット投票利用者は、最初の 2005 年の選挙では 1.8%であったが、直近の 2019 年の欧州議会選挙では 46.7%に上っており、その大半は、16 歳から 45 歳の若年者が占めている[50]。議会選挙の投票率は、導入前である 2003 年の 58.2%から、導入後の 2007 年が 61.9%、直近の 2019 年が 63.7%と、制度導入前と比較すると上昇しており[51]、オーストラリアで導入された義務投票制度ほどではないものの、インターネット投票が投票率向上に寄与している可能性はある[52]。

同国のインターネット投票は、日本における「期日前投票」として行われ、投票日の 10 日前から４日前までの期間内では、希望する全有権者が、24 時間投票をすることが可能となっている。

年２月４日閲覧）

[43] （出典）2016 federal election Key facts and figures | Australian Electoral Commission Website < https://www.aec.gov.au/Elections/Federal_Elections/2016/key-facts.htm >（令和４年２月４日閲覧）

[44] Australian Electoral Commission Website < https://www.aec.gov.au/ >（令和４年２月４日閲覧）

[45] 蒲島・境家（2020）p.78

[46] （出典）那須（2019）p.101,108

[47] 「東京新聞」2016 年６月 17 日 朝刊 ４面

[48] 渡辺（2013）p.212

[49] 期日前投票所は公共施設等に設置され、有権者は国内のどの期日前投票所でも投票できる。

[50] 水野秀幸「世界のインターネット投票（前編）～オンライン選挙を進める国々の動向」< https://www.icr.co.jp/newsletter/wtr381-20201228-mizuno.html >（令和４年２月４日閲覧）

[51] 那須（2019）p.98

[52] 他方で、制度導入前後で投票率の伸びが大きくなかったことから、今まで投票していた有権者がインターネット投票に移行しただけであり、投票率を上げる効果は余りないという指摘もある（中井（2018）pp.130-131）。

インターネット投票をする場合には、15 歳以上の国民に保持が義務付けられている身分証明書等（ＩＤ）により本人確認が必要で、選挙管理委員会側が管理する各自のＩＤに紐づけられた暗証番号を入力した上で投票する。続いて、投票内容の確認時に本人の電子署名の役割を果たす暗証番号を入力することで、言わば、投票先を記した投票用紙を署名入りの「外封筒」に入れて封をした状態になる。この「外封筒」の中は、投票者はいつでも確認できる仕組みとなっており、不正な書き換えがなされていないか見ることができる。開票に際しては、選挙管理委員会において、電子署名の部分を切り離し、匿名化された投票データを集計している[53]。

インターネット投票は、極めて便利であるものの、投票管理者や立会人が不在な場で投票が行われるため、詐偽投票（なりすまし）や投票干渉等を惹起するとの懸念もある。エストニアでは、投票環境の公正さを担保するため、後から何度でも再投票することが認められており、また、選挙日当日の紙による投票で上書きすることも可能とされている。こうすることで、仮に投票干渉がなされても、有権者の意思で投票内容を書き換えることができ、不正への対抗手段となっている。

また、インターネット投票にはサイバー攻撃の懸念もあり、スイスやノルウェーなどでは、州レベルでの選挙や実証実験が行われたものの、全国的な導入には至っていない[54]。

３　実証分析

３－１　分析の概要

本稿では、前述した問題意識に基づき、「若年者の投票率と高齢者の投票率との格差が小さくなることで、世代間で優先順位が大きく異なる政策に関する支出に影響を及ぼすのではないか（仮説１）」、加えて、「人口規模の大きい市区に見られる、１つの選挙区定数が数十人にもなる選挙制度が、有権者とりわけ若年者の情報コストを上げている結果、棄権が増加するのではないか（仮説２）」との２つの仮説を立て、分析を行う。

仮説１については、世代間で優先順位が大きく異なる「少子化対策」「教育」「高齢化対策」にかかる各都道府県の支出について、若年者と高齢者の投票率の格差が前回の選挙と比較して縮小したことの影響を見ることとする（分析１）。

仮説２については、選挙区定数が大きく変わる指定都市への移行に着目し、各年代の投票率に与える影響について、実証分析を行う（分析２）。これは、候補者数の多さが、全ての有権者の情報コストに負荷を与えるものの、政治的認知能力の形成段階である若年者ほど、その負荷が重くなる可能性に着目したものである。

３－２　分析の留意点

分析１について、「少子化対策」「教育」「高齢化対策」にかかる財政支出は、地方自治体を通じて支出される割合が高い[55]。したがって、上記３項目にかかる支出については、都道府県の普通会計のうち、教育費、民生費における児童福祉費及び老人福祉費が分析対象として適当と考える。

---

[53] 谷口・宍戸（2020）pp. 170-172

[54] 同上 p. 168

[55] 児童福祉、介護などの老人福祉などを含む民生費は 70%が、学校教育費は 87%が、地方自治体を通じて支出されている（総務省（2021）「地方財政の状況（令和３年３月）」p. 4）。

他方、年代別投票率については、地方選挙の世代ごとの投票率のデータが公開されていないため、代理変数として国政選挙の世代ごとの投票率を用いる。事実、衆議院議員総選挙の投票率は、各衆議院議員総選挙から直近の都道府県議会議員選挙の投票率と強い正の相関関係を示しており、直近の過去４回の選挙での相関係数は 0.52 から 0.74 の値をとっている[56]。したがって、直近の国政選挙での世代間投票率を代理変数として用いて分析することで、都道府県議会議員選挙の世代間投票率が都道府県の財政支出に与える影響を一定程度把握することができると考えられる。もちろん、一定の相関が認められたからといって、国政選挙と地方選挙では、選挙の争点や報道の情報量に違いがあり、各世代の投票行動や選挙を経て選出される議会構成も異なってくるため、分析の正確性には限界があることには留意が必要である。

分析２については、社会情勢や有権者の政策選好が大きく異なることを避けるため、指定都市への移行が比較的活発に行われていた平成 15 年以降の 10 年間の事例に限定して、分析を行った。しかし、その期間においても全国に８都市しか例がなく、その上、年代別投票率のデータの提供を受けられた例は５件に留まったことから、十分なサンプル数に基づく分析ではないことに留意する必要がある。なお、今回のサンプルでは、指定都市移行前の定数は 33～52 名であり、移行後の選挙区定数は６～19 名となっており、どの市においても大幅に減少しているが、投票区によって、その減少幅は異なることにも留意が必要である。

また、指定都市へ移行した都市を処置群とし、コントロール群として、人口規模が比較的近い都市をサンプルとして扱っているが、その中には、神奈川県横浜市や大阪府大阪市といった平成 14 年以前から指定都市である都市や千葉県船橋市や鹿児島県鹿児島市といった中核市、東京都杉並区のような特別区が含まれている。指定都市、中核市の各制度は、市が府県の行う事務の一部[57]を担うのに対し、特別区制度は、都が大都市行政の一体性及び統一性を確保するために市の事務の一部（上下水道の設置管理、消防等）を担っており、自治体が有する権限に違いがあることにも留意する必要がある。

３－３　分析対象と使用するデータ

分析１に使用するデータとして、教育費、民生費における児童福祉費及び老人福祉費については、総務省の「地方財政統計年報」の「目的別歳出決算」より用いている。これらの支出については、人口規模による影響を取り除くため、教育費及び児童福祉費は、各都道府県の 14 歳以下人口（年少人口）で除し、老人福祉費は、各都道府県の 65 歳以上人口（老年人口）で除した。人口に関するデータは、総務省の「人口推計」の「都道府県，年齢（３区分），男女別人口－総人口，日本人人口（各年 10 月１日現在）」より用いた。

投票率に関するデータは、「衆議院議員総選挙における年代別投票率（抽出）の推移」及び「参

---

[56] 衆議院議員総選挙は、平成 21、24、26、29 年に行われ、最も多くの都道府県議会議員選挙が行われる統一地方選挙は、平成 19、23、27、31 年にそれぞれ行われている。平成 21 年衆議院議員総選挙と平成 19 年統一地方選挙のように、その時々の衆議院議員総選挙に最も近い都道府県議会議員選挙の投票率の相関をそれぞれ確認した。平成 21 年の衆議院議員総選挙と直近の都道府県議会議員選挙は、二つの選挙の投票率の相関係数が 0.74 と相関を表している。また、平成 24 年衆議院議員総選挙に関しては、相関係数 0.52 であり、平成 26 年衆議院議員総選挙は、相関係数 0.56 であり、平成 29 年衆議院議員総選挙に関しても相関係数 0.59 と相関を示している。

[57] 指定都市が担う事務として、児童相談所の設置や教職員の人事権などがあり、中核市が担う事務として、保健所の設置や保育所や養護老人ホーム等の設置認可・監督などがある。

議院議員通常選挙における年代別投票率（抽出）の推移」に掲載されている年齢別投票率の都道府県別データを、総務省自治行政局選挙部に照会することで入手している。これは各 47 都道府県から、標準的な投票率を示している１市１区１町１村を抽出[58]し、まとめた 188 投票区の投票率で構成されている。なお、今回入手できたのは、平成 16 年度以降の選挙に関してのみである。

分析２に使用するデータとして、指定都市移行年を跨ぐ２回の市議会議員選挙の年代別投票率については、各市[59]の選挙管理委員会事務局に照会することで入手している。また、コントロール群となる既存指定都市や一部の中核市及び特別区については、処置群と同時期に行われた２回の市区議会議員選挙の年代別投票率のデータを、各市区[60]のウェブサイトから取得したほか、一般に公表されていない市区では、各市区[61]の選挙管理委員会事務局に照会することで入手している。

その他、天候による影響をコントロールするために、気象庁の「過去の気象データ検索」から、天候データを取得した[62]。

（被説明変数）

分析１では、平成 21、24、26、29 年の衆議院議員総選挙実施２年後の各都道府県における普通会計の歳出総計に占める、①民生費における児童福祉費、②教育費、③民生費における老人福祉費、それぞれの割合を被説明変数とする。また、平成 19、22、25、28 年の参議院議員通常選挙実施２年後の上記３費目の割合についても被説明変数とした分析も行う。なお、予算編成によるタイムラグを考慮して、被説明変数は選挙実施年度より２期ラグをとっている。

児童福祉費は、幼児教育・保育の無償化、児童手当、小児医療費助成事業などが含まれ、歳出費目の中では最も少子化対策に関連する費目であると解される。令和元年度決算では、全都道府県で計 1 兆 8,985 億円となっており、幼児教育・保育の無償化に伴う市町村への負担金などの補助費等が約７割を占めている。

教育費は、文字通り教育施策に要する経費で、全都道府県で計 10 兆 1,810 億円となっている。指定都市を除く市町村立義務教育諸学校教職員の人件費を負担していること（教育費の 75%が人件費）等により、歳出総額の中で最多の 20.6%を占めている。

老人福祉費は、後期高齢者医療事業や介護保険事業、介護施設整備などが含まれ、歳出費目の中では高齢化対策や医療・介護に関連する費目であると解される。全都道府県で計 3 兆 3,287 億円と、民生費の中で最多の４割を占めている。内訳としては、後期高齢者医療事業会計及び介護保険事業会計の負担金などの補助費等が 96%を占めている。

分析２では、処置群においては指定都市移行年を跨ぐ２回の選挙、コントロール群においては平成 13 年以降の 10 年間のうちの連続した２回の選挙における、20 歳代、30 歳代、40 歳代、50

---

[58] 区が存在しない県は市を２か所、村が存在しない県は町を２か所抽出している。例えば、平成 29 年の衆議院議員総選挙では、188 投票区数の内訳は、東京都特別区１か所、政令市の行政区 15 か所、市 78 か所、町 60 か所、村 34 か所となっている。

[59] 埼玉県さいたま市、神奈川県相模原市、新潟県新潟市、静岡県静岡市、静岡県浜松市

[60] 千葉県千葉市、神奈川県横浜市、大阪府大阪市、兵庫県神戸市、東京都杉並区

[61] 宮城県仙台市、神奈川県川崎市、愛知県名古屋市、福岡県北九州市、福岡県福岡市、栃木県宇都宮市、千葉県船橋市、鹿児島県鹿児島市、東京都足立区、東京都板橋区、東京都大田区、東京都世田谷区、東京都練馬区

[62] 気象庁（ https://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/ ）より令和３年 12 月 13 日データ取得

歳代、60 歳代、70 歳以上の各年代投票率を被説明変数とする。また、新潟県新潟市からは、一部ではあるが投票区ごとのデータの提供を受けたので、参考として投票区レベルの年代別投票率を被説明変数とした分析も行う。

（説明変数）

分析１の説明変数として、各選挙における世代間の投票率の差を表す変数として「世代間投票率格差改善ダミー」を用いる。このダミー変数は、「若年者の投票率／高齢者の投票率」（世代間投票率格差指標とする）を求め、この値が前回選挙から上昇している場合を１、それ以外を０とするものである。また、頑健性確認のため、ダミー変数ではなく世代間投票率格差指標を直接説明変数に用いた分析も行う。

分析２では、平成 15 年以降に政令指定都市に移行した場合を１、それ以外を０とする「移行ダミー」、投票時間内に降雨が確認された場合を１、それ以外を０とする「雨天ダミー」を用いる。

（基本統計量）

基本統計量は、表５及び表６のとおりである。

表 5:基本統計量(分析1)

変数名	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
世代間投票率格差改善ダミー【衆院選】	188	.356383	.4802091	0	1
児童福祉費割合(%)【衆院選】	188	3.165886	.8190233	1.258403	5.317145
教育費割合（%）【衆院選】	188	22.07741	3.839809	10.57224	32.84875
老人福祉費割合(%)【衆院選】	188	6.197367	1.252952	2.512317	9.963109
頑健性確認のために使用した変数					
世代間投票率格差指標（%）【衆院選】	188	66.85611	8.698873	45.62764	88.85536
世代間投票率格差改善ダミー【参院選】	188	.5	.5013351	0	1
児童福祉費割合(%)【参院選】	188	2.940247	.755241	1.409741	5.272596
教育費割合（%）【参院選】	188	22.03114	3.711184	11.78691	32.08651
老人福祉費割合(%)【参院選】	188	6.262119	1.166733	2.661701	9.593096
年次ダミー	省略				

表 6:基本統計量(分析2)

変数名	観測数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
移行ダミー	48	.1041667	.3087093	0	1
雨天ダミー	48	.1041667	.3087093	0	1
20 歳代投票率（%）	48	25.38877	4.147304	17.46175	41.7094
30 歳代投票率（%）	48	35.18749	5.022915	25.81	55.50459
40 歳代投票率（%）	48	45.98705	5.414428	34.475	61.59754
50 歳代投票率（%）	48	54.66152	6.095485	43.85	75
60 歳代投票率（%）	48	66.85189	5.432503	57.4537	81.06667
70 歳以上投票率（%）	48	61.8058	4.082449	52.45559	68.83224
頑健性確認のために使用した変数【投票区レベル】					
移行ダミー	92	.2934783	.4578508	0	1
雨天ダミー	92	.2826087	.452735	0	1
20 歳代投票率（%）	92	25.51494	3.750373	17.46175	41.7094
30 歳代投票率（%）	92	35.66027	5.11468	25.81	55.50459
40 歳代投票率（%）	92	46.49852	5.323893	34.17	61.59754
50 歳代投票率（%）	92	55.78924	5.73713	43.85	75
60 歳代投票率（%）	92	68.48708	5.418598	57.4537	81.06667
70 歳以上投票率（%）	92	60.89629	4.231942	50.92	72.97921
年次ダミー	省略				

３－４　推計式

推計式は以下のとおりとし、固定効果モデルにより、世代間の投票率の格差が財政支出規模に与える影響（分析１）及び選挙区定数が各世代の投票行動に与える影響（分析２）について推定する。

（分析１の推定式）

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + (\textit{コントロール変数}) + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

モデル式

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（衆院選）

X：世代間投票率格差改善ダミー（衆院選）

参考式１

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（参院選）

X：世代間投票率格差改善ダミー（参院選）

参考式２

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（衆院選）

X：世代間投票率格差指標（衆院選）

参考式３

Y：各都道府県の歳出総計に占める①児童福祉費、②教育費、③老人福祉費の割合（参院選）

X：世代間投票率格差指標（参院選）

（分析２の推定式）

$$Y_{it} = \alpha + \beta\,移行ダミー_{it} + (コントロール変数) + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

モデル式

Y：自治体別の 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳代、70 歳以上の各年代投票率

参考式

Y：投票区別の 20 歳代、30 歳代、40 歳代、50 歳代、60 歳代、70 歳以上の各年代投票率

※ ε は誤差項

（予想される結果）

分析１については、世代間の投票率の差が縮小した場合及びその差が小さい場合には、児童福祉費、教育費の係数は正に、老人福祉費の係数は負となることが予想される。

分析２については、全ての年代において、移行ダミーの係数は正に、かつ若い世代になるほど係数の値が大きくなることが予想される。また、全ての年代において、雨天ダミーの係数は負となることが予想される。

３－５　推計結果と考察

分析１及び分析２の推計結果は、それぞれ表７及び表８のとおりである。

表 7:分析1の推計結果

変数名	モデル式			参考式１		
	児童福祉費割合	教育費割合	老人福祉費割合	児童福祉費割合	教育費割合	老人福祉費割合
世代間投票率格差改善ダミー	.0857462*	−.0081527	−.014023	−.0084559	−.3327972	.0874743
	(.0500348)	(.3444201)	(.0814309)	(.0459674)	(.3119154)	(.0840025)
決定係数	0.6878	0.1102	0.5216	0.6715	0.0594	0.1431
観測数	188	188	188	188	188	188
変数名	参考式２			参考式３		
	児童福祉費割合	教育費割合	老人福祉費割合	児童福祉費割合	教育費割合	老人福祉費割合
世代間投票率格差指標	.0021566	−.0235017	−.0007862	.0116789**	−.0183047	.0179479*
	(.0044396)	(.0301978)	(.0071558)	(.0049265)	(.0342096)	(.0090925)
決定係数	0.6816	0.1141	0.5215	0.6843	0.0535	0.1602
観測数	188	188	188	188	188	188

注１）**、*印は５％、10％水準で有意であることを示す。括弧内の数値はロバスト標準誤差。

２）その他の変数は掲載を省略

表 8:分析2の推計結果

変数名	モデル式					
	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代	60 歳代	70 歳以上
移行ダミー	8.280342***	10.83914***	6.280755*	7.176628**	6.916992**	4.432438
	(2.610289)	(2.620603)	(3.221845)	(2.579173)	(2.624124)	(2.634029)
雨天ダミー	-3.339143	-4.35302	-2.571378	-2.384268	-1.251587	-3.264986
	(2.982002)	(2.993785)	(3.680645)	(2.946456)	(2.997807)	(3.009123)
決定係数	0.5483	0.6778	0.5134	0.5786	0.5213	0.2458
観測数	48	48	48	48	48	48
変数名	参考式					
	20 歳代	30 歳代	40 歳代	50 歳代	60 歳代	70 歳以上
移行ダミー	6.96375***	10.31358***	7.116334***	6.849416***	7.017534***	5.701962**
	(2.108636)	(2.448952)	(2.318499)	(2.101144)	(1.904029)	(2.212167)
雨天ダミー	-5.526025**	-5.225988**	-1.183468	-2.927772	-1.084585	-1.156284
	(2.087553)	(2.424466)	(2.295317)	(2.080136)	(1.884992)	(2.190049)
決定係数	0.4710	0.6796	0.6903	0.6626	0.7144	0.4803
観測数	92	92	92	92	92	92

注１）***、**、*印は１%、５%、10%水準で有意であることを示す。括弧内の数値はロバスト標準誤差。
２）その他の変数は掲載を省略

分析１の児童福祉費を被説明変数とした推定については、モデル式において 10%水準ではあるが世代間投票率格差改善ダミーの係数がプラスに有意であり、また、参考式３においても５%水準でプラスに有意であった。これらのことから、若年者と高齢者の投票率の格差が縮小し、小さくなるほど、若年者にとって優先順位が高い少子化対策に関する支出の割合が増加する（＝仮説１が支持される）と考えられる。ただし、参考式１及び２においては、統計的な有意性を確認することができず、頑健性の高い分析とは言い難いことに留意が必要である。

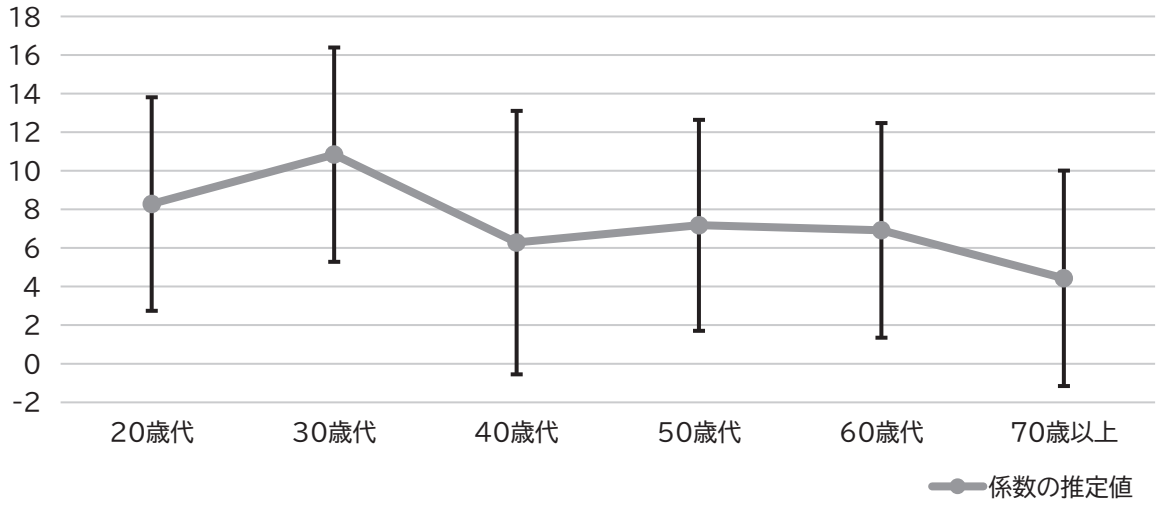
教育費を被説明変数とした推定については、モデル式及び参考式全てにおいて統計的な有意性を確認することができなかった。教育費は、前述のとおり、人件費の占める割合が大きく、人件費の規模決定要因となる教員の雇用数は、学級編成や児童数に依存する部分が大きく、裁量の余地が少ないことが原因と考えられる。

他方、老人福祉費を被説明変数とした推定についても、統計的な有意性は確認することができなかった。有意性を確認できなかった理由としては、先行研究で示されたように、高齢化対策にかかる支出は、人口構成による影響を受けにくいものである可能性が考えられる。

分析２については、20 歳代及び 30 歳代の投票率において、移行ダミーの係数は１%水準でプラスに有意であり、40 歳代から 60 歳代にかけても５%水準や 10%水準でプラスに有意であった。係数の大きさを比較すると 30 歳代、次いで 20 歳代、以下 50 歳代、40 歳代、60 歳代の順に大きくなっていることから（図５）、指定都市移行によって選挙区定数が大幅に減少することで、若年者ほど投票率が上昇する（＝仮説２が支持される）と考えられる。新潟県新潟市の投票区レベルのデータを加えて分析した参考式においても同様の結果が出ており、一定程度は頑健な分析結果

であると言える。定数が大幅に減少したことで、１つの選挙区の候補者数も大幅に減少したことで、全ての世代の有権者、とりわけ若年者にとって、投票先を含めて投票行動を決定しやすくなった可能性がある。

ただし、指定都市への移行そのものが、有権者の投票行動に影響を与えた可能性を排除できていないため、結果の受け止めには留意が必要である。また、分析の留意点でも述べたが、サンプル数が十分ではないことにも、留意が必要である。



出典：筆者作成

図5：各年代の推計値及び 95%信頼区間

４　政策提言

以上の定性的考察及び分析結果より、①若年者と高齢者の投票率の格差が縮小することで、若年者にとって優先順位が高い少子化対策に関する支出が増加する可能性があること、②期日前投票所、選挙日当日の投票所の数を増やすといった投票環境を整備することによって投票率が上昇すること、③選挙区定数が大幅に減少した選挙では、若年者ほど投票率が上昇することが分かった。定量分析の結果については一定の留保付きではあるものの、これらの分析結果から高齢者と政策選好が異なる若年者が、選挙制度や選挙行政によって投票参加しづらい状況となり、その結果、若年者と比較し投票率の高い高齢者の政策選好がより反映された財政支出規模の決定がなされている可能性が示唆される。

これらの点を踏まえ、以下のとおり政策提言を行う。

【中核市等の人口規模の大きい自治体の議会選における選挙区分割の実施】

分析２より、選挙区定数の削減は、若年者の投票参加にプラスの影響がある可能性が見えてきたが、このことから、議会定数が数十人に上る自治体については、選挙区を分割し、個々の選挙区から選出される議員を少なくすることで、若年者の投票参加が促される可能性があると考える。その際には、１－２－３で述べたように、地方議会の役割として、「民意の集約」とするのか、あるいは「民意の反映」とするのかといった、多面的な要素も当然考慮すべきである。

選挙区設置に関して、指定都市については、前述のとおり、行政区ごとに設置することが公職選挙法で定められている一方で、指定都市以外の市町村については、各自治体の条例において設置することが認められているにすぎず、現時点で選挙区を恒久的に設置している自治体はない。

分析２では、定数を減らすことで投票率上昇に寄与する可能性は示したが、「理想的な選挙区定数」を導けていないため、どの程度の人口規模を有する自治体が、幾つの選挙区を設置すべきかについては示すべきではないと考えるが、少なくとも、今回の分析でサンプルとして用いた中核市や一部の特別区のような指定都市に準じる人口規模を有する自治体については、例えば支所レベルで選挙区を設置し、１つの選挙区から選出される議員を少なくすることが、特に若年者の投票率を向上させるという観点からは望ましい。

【インターネット投票の導入などの投票環境の整備】

諸外国の事例で述べたように、投票を義務化するだけでは不十分であり、投票環境を整備することで、有権者の投票参加が促される。他方で、我が国においては選挙日当日の投票所数が減少の一途にあり、自治体職員のマンパワー不足などから、今後も減少する傾向は続くものと考えられる。期日前投票所や共通投票所は拡充しているが、「いつでも・どこでも・誰であっても」投票できる環境になっているとは言い難い。

投票所に向かうという機会コストを極小化し得るには、エストニアで導入されたように、我が国でもインターネット投票を利用できるようにすることが最善であると考える。

機会コストの低減は全世代の有権者の投票参加を促すが、前述のように若年者は機会コストが高いことが推察されるため、最も参加が促されるのは若年者であると言える。これは、エストニアでのインターネット投票において若年者の利用が多いことからも明らかである。

我が国においても、既に実証実験が行われており、つくば市では、令和６年の市長選挙での導入を目指しているとの報道もなされている[63]。総務省の有識者研究会においても、「在外選挙インターネット投票の実現に向けた技術・運用面の大きな課題、ハードルはクリアできる」とし、「在外選挙インターネット投票において検討したシステムの基本的な仕組みは、国内のインターネット投票にも応用可能」であるとしている[64]。

しかし、インターネット投票導入における障壁として、やはり選挙の公正性確保の点が残る。これに対しては、エストニアで採用されているように、インターネット投票を期日前投票のみとし、その期間内で何度でも再投票できるようにするほか、選挙日当日の紙による投票によって上書きを認めることで対抗することが考えられる。また、現行でも、他人になりすまして投票する行為は、公職選挙法違反として２年以下の禁固または 30 万円以下の罰金に処せられる（公職選挙法第 237 条第２項）ほか、公民権が停止され、選挙権及び被選挙権が５年間停止される（同法第 252 条）が、インターネット投票導入の際は詐偽投票（なりすまし）や投票干渉に対して、より強力な罰則を設けることも検討する必要がある。

また、インターネットは、投票手段として機会コストを低減させるのみならず、選挙運動や政治に関する情報提供のツールとして、情報コストの低減にも寄与すると考える。平成 28 年の参議院議員通常選挙の導入以降、下落傾向にあった国政選挙における 10 歳代の投票率が、令和３年の

63 （出典）「日経産業新聞」2021 年 8 月 26 日 16 面

64 （出典）総務省（2018）「投票環境の向上方策等に関する研究会報告」pp. 12-13

衆議院議員総選挙では 43.01％と上昇した。ＳＮＳで若年者に投票を呼びかける運動が起きたことが要因の１つであると指摘されており[65]、若年者が普段から利用するＳＮＳ等のインターネットを活用して情報発信・提供を行うことで、全有権者とりわけ若年者の情報コストが低減すると考えられる。

おわりに

以下、今後の課題を記しておきたい。

本稿では、世代間の投票率の格差が財政支出規模の決定に影響を及ぼす可能性について、実証分析を行ったが、自治体によっては、議会選挙の年代別投票率のデータを公表していないこともあり、国政選挙のデータを使用せざるを得なかった。地方議会選挙レベルでの投票に関するデータが開示されることで、投票環境と投票行動・政策の偏りの間の因果関係の検証がより進むものと思われる。今後の全自治体による年代別投票率データの公表と、実証分析の精緻化を期待したい。

また、本稿では、指定都市移行に伴う選挙区定数の大幅な減少を奇貨として、定数の多さが若年者の投票参加にマイナスの影響を及ぼす可能性について実証分析を行ったが、やはりサンプル数の少なさは否めない。選挙区定数と各年代の投票行動については、海外の事例も含め、更なる分析が必要である。

我が国では、1990 年代の一連の政治改革の中で、衆議院議員総選挙に関しては、中選挙区制から小選挙区制比例代表並立制へと大きな制度改正が行われ、また、昨今も、衆議院議員総選挙及び参議院議員通常選挙では、いわゆる１票の格差問題を契機として、選挙区割りの見直しや選挙制度についても多くの議論がなされている。しかし、国政選挙、地方選挙問わず、選挙制度改革の議論の中で、有権者の投票参加という視点は、ほとんど顧みられることがなかったのではないか。本稿は、多くの留保が伴う不十分なものではあるが、今後の選挙制度改革の議論に際して、小さくはあるが価値ある一石を投じるものとなれば幸いである。

謝辞

本稿の執筆にあたり、懇切丁寧に本稿の完成まで導いてくださった先生方、１年間切磋琢磨した学生同期の皆さま、貴重な情報を提供してくださった総務省自治行政局選挙部及び各自治体の選挙管理委員会事務局の皆様、本学で学ぶ機会を設けて下さった派遣元の皆さまに深くお礼申し上げます。皆さまのお力添えなくしては、本稿の執筆はなし得ませんでした。また、コロナ禍の中、変則的で制約やストレスの多い１年間を支えてくれた家族や友人にも感謝を伝えたいと思います。

本研究における見解及び内容に関する誤り等につきましては、全て筆者に帰するものです。また、本研究は筆者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の見解を示すものではないことを申し添えます。

参考文献

1.　井上智夫・大重斉・中神康博（2007）「高齢化は教育費に影響するか？―日本の義務教育の場

[65] （出典）「読売新聞」2022 年 1 月 12 日 朝刊 ４面

合―」中神康博・Taejong Kim 編『教育の政治経済分析―日本・韓国における学校選択と教育財政の課題―』シーエーピー出版 pp.207-49
2. 大竹文雄・佐野晋平（2009）「人口高齢化と義務教育費支出」『大阪大学経済学』第59巻第3号 pp.106-30
3. 蒲島郁夫・境家史郎（2020）『政治参加論』東京大学出版会
4. 川人貞史・吉野孝・平野浩・加藤淳子（2011）『現代の政党と選挙　新版』有斐閣
5. 小林康平・林正義（2011）「一般財源化と高齢化は就学援助制度にどのような影響を与えたのか？」『財政研究』第7巻 pp.160-75
6. 坂口利裕・和田淳一郎（2007）「GIS を活用した投票率の分析」『公共選択の研究』第 48 号 pp.18-35
7. 谷口将紀・宍戸常寿（2020）『デジタル・デモクラシーがやってくる！―AI が私たちの社会を変えるんだったら、政治もそのままってわけにはいかないんじゃない？』中央公論新社
8. 知野哲朗・杉野誠（2002）「高齢者入院医療費の格差とその経済的含意」一橋大学経済研究所 Discussion Paper 100
9. 中井遼（2018）「偶然と党略が生み出したインターネット投票―エストニアによる世界初導入へと至る政治過程―」『年報政治学 2018-Ⅱ』（特集 選挙ガバナンスと民主主義）, pp.127-51
10. 那須俊貴（2019）「主要国における投票率―投票参加に影響を及ぼす要因と国内外の取組事例―（資料）」『レファレンス』第822号 pp.87-111
11. 新倉純樹（2017）「世代間政治力格差と財政運営」同志社大学博士論文（甲）第875号
12. 西澤由隆（1991）「地方選挙における投票率―合理的有権者の投票行動」『都市問題』第82巻第10号 pp.27-44
13. 松林哲也（2016）「投票環境と投票率」『選挙研究』第32巻第1号 pp.47-60
14. 松林哲也（2017）「期日前投票制度と投票率」『選挙研究』第33巻第2号 pp.58-72
15. 渡辺博明（2013）「第11章 比例代表制と政党デモクラシー　―スウェーデン―」岩崎正洋編『選挙と民主主義』吉田書店
16. Denny, Kevin and Orla Doyle (2008) “Political Interest, Cognitive Ability and Personality: Determinants of Voter Turnout in Britain” *British Journal of Political Science* 38 (2) , pp.291-310
17. Newhouse, J. P. (1992) “Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?” Journal of Economic Perspectives, 6 (3) , pp.3-21
18. Ohtake, F., and Sano, S. (2010) “The Effects of Demographic Change on Public Education in Japan” In T. Ito and A. Rose (eds.) The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia, pp.193-219, The University of Chicago Press.
19. Poterba, J. M. (1997) “Demographic Structure and the Political Economy of Public Education” *Journal of Policy Analysis and Management*, 16 (1) , pp.48-66
20. Poterba, J. M. (1998) “Demographic Change, Intergenerational Linkage, and Public Education” *American Economic Review*, 88 (2) , pp.315-20
21. Strate, John M., Charles J. Parrish, Charles D. Elder, and Coit Ford (1989) “Life Span Civic Development and Voting Participation” American Political Science Review

83（2）, pp. 443-464

参考資料

1. 鹿児島県（2011）「鹿児島県県議会議員の選挙区及び各選挙において選挙すべき議員の数」
2. 公益財団法人明るい選挙推進協会（2018）「第 48 回衆議院議員総選挙全国意識調査―調査結果の概要―」
3. 公益財団法人明るい選挙推進協会（2019）「第 19 回統一地方選挙全国意識調査―調査結果の概要―」
4. 総務省（2014）「都道府県議会議員の選挙区等の状況（平成 25 年９月１日現在）」
5. 総務省（2017）「投票環境向上に向けた取組事例集」
6. 総務省（2017）「地方議会・議員に関する研究会」報告書、参考資料
7. 総務省（2018）「投票環境の向上方策等に関する研究会報告」
8. 総務省（2019）「目で見る投票率」
9. 総務省（2021）「地方財政の状況（令和３年３月）」
10. 総務省（2021）「衆議院議員総選挙における年代別投票率（抽出）の推移」
11. 総務省（2021）「令和３年 10 月 31 日執行　衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査速報資料」
12. 総務省（各年版）「議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調」
13. 総務省（各年版）「衆議院議員総選挙における年齢別投票率」
14. 総務省（各年版）「人口推計」
15. 総務省（各年版）「地方財政統計年報」
16. 総務省（各年版）「地方選挙結果調」
17. 日本銀行国際局（2022）「報告省令レート（令和４年２月分）」
18. OECD（2011）, Society at a Glance 2011: OECD Social Indicators, OECD Publishing.



激甚化・頻発化する水害及び宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定が不動産市場に与える影響

－武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害、倉敷市の浸水被害事例を通じて－

＜要旨＞

気候変動の影響により、近年、全国各地で水害が激甚化・頻発化している。着実な治水整備の他、浸水想定区域指定等によるリスク情報提供政策がこれまでに措置され、2020 年には宅建業法施行規則改正による不動産取引時の水害リスク説明が義務化される等、引き続き治水の取組強化が行われている。一方、これまでのリスク情報提供政策（宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定）によりリスク明示がなされても、災害リスクエリアでの不動産需要高騰や人口集中等も見られる。

本稿では、被災リスクのある者に自助努力を促し望ましい治水整備を如何に達成するかについて考察を行うとともに、不動産取引データ等を用い、最近の水害事例として「川崎市武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害」及び「倉敷市の浸水被害」の 2 事例を通し、近年の水害及びこれまでのリスク情報提供政策が不動産市場に与える影響について、総合的に点検・検証すべく、実証分析を行った。

その結果、政策効果は必ずしも認められない一方、倉敷市の事例より、水害後、被害エリアでの地価下落と、リスクが顕在化せず被害を免れたエリアでの地価上昇が確認された。川崎市の事例からは、被災タワーマンションだけでなく、リスクが顕在化せず被害を免れた他のタワーマンションにおいても、水害後の成約価格下落が認められた。このように、政策によりリスク情報を事前に明示しても反応しなかった市場が、水害に直面すれば、被害を受けなかった場所であっても反応することが示された。

この結果を踏まえ、水害発生前に人々に危機回避的行動を促すよう、現実感を伴うリスク情報を提供するため、現在進められている浸水想定区域図の性能向上に係る取組の水防法への位置付け、情報の非対称性解消等に資する弱点箇所や浸水履歴箇所の浸水想定区域図での明示、宅建業法施行規則改正による浸水履歴箇所の説明義務化、既存住宅価格査定マニュアル等見直しによる不動産価格への水害リスクの精緻な反映、災害時の政府救済を期待し保険加入等の自助努力を怠る者への保険加入強制、リスク認知バイアスがある者への防災教育や価値財としての保険加入推奨、リスクに応じた固定資産税引き上げ等による治水整備費用徴収等について、政策提言を行った。

2022 年（令和 4 年）2 月
政策研究大学院大学　まちづくりプログラム
MJU21709　西村　紘明

目次

第 1 章　はじめに 325
1.1　研究の背景・目的 325
1.2　先行研究 325
1.3　研究の構成 327
第 2 章　水害の現状とその対応 328
2.1　これまでの水防法改正等 328
2.2　近年の水害の激甚化・頻発化 330
2.3　水害の激甚化・頻発化を踏まえた対策 332
2.3.1　流域治水関連法 332
2.3.2　宅地建物取引業法施行規則改正による水害リスクの説明義務化 333
2.3.3　防災・減災プロジェクトの推進 333
2.3.4　火災保険水災料率の見直し 334
2.4　浸水想定区域図の性能向上に係る取組 336
2.4.1　多段階浸水想定区域図 336
2.4.2　施設整備前後の浸水想定図 337
2.4.3　内外水統合型浸水ハザード情報図 337
2.4.4　浸水想定区域図を用いた浸水しやすい地域の評価 338
2.5　その他の改善の余地のあるもの 340
2.5.1　水害情報提供ウェブサイトの多種多様化 340
2.5.2　所管部局毎に異なる情報提供 341
2.5.3　不動産情報検索ウェブサイトとの連携 342
2.5.4　既存住宅価格査定マニュアル等への水害リスクの精緻な反映 342
2.5.5　浸水想定区域図等における超過確率の考え方 343
2.6　小括 347
第 3 章　望ましい治水整備とリスクのある者の自助努力についての考察 348
3.1　浸水リスクの情報の非対称性がもたらす市場の失敗等 348
3.2　浸水リスクのある地域における人口集中 350
3.3　適切な治水整備の水準 353
3.3.1　損害の予防水準 353
3.3.2　無過失責任原則と過失責任原則 354
3.3.3　被災リスクの高い者への対応 356
3.4　政府の救済と国民の自助努力についての考察 358
3.4.1　政府が救済を重視する場合 358
3.4.2　政府が救済措置を厳格にする場合 359

3.5 小括 361
第 4 章 実証分析 363
4.1 はじめに 363
4.2 推定方法 363
4.2.1 分析の対象 363
4.2.2 使用するデータ 364
4.2.3 モデル式の概要 366
4.3 倉敷市における実証分析 370
4.3.1 被害エリアの地価 372
4.3.2 被害エリアと「浸水想定区域内で被害を免れたエリア」の比較 374
4.3.3 被害エリアに隣接する地区と隣接しない地区の比較 377
4.3.4 L2 浸水想定区域公表の影響 380
4.3.5 L1 浸水想定区域公表の影響 383
4.4 川崎市における実証分析 1 388
4.4.1 水害が被災タワーマンションに与えた影響 392
4.4.2 被災タワーマンションと「浸水被害エリア内に立地する被害を免れた他のマンション群」の比較 397
4.4.3 被災タワーマンションと「浸水想定区域内に立地する被害を免れたタワーマンション群」の比較 401
4.4.4 被災タワーマンションと「浸水想定区域内立地する被害を免れたタワーマンション」についてマンション毎の個別比較 406
4.4.5 L2 浸水想定区域公表の影響 414
4.4.6 L1 浸水想定区域公表（多摩川水系多摩川）の影響 418
4.4.7 L1 浸水想定区域公表（鶴見川水系矢上川）の影響 421
4.5 川崎市における実証分析 2 425
4.5.1 被害エリアの地価 426
4.6 小括 429
第 5 章 まとめ 432
5.1 政策提言 432
5.1.1 浸水リスク情報提供の精緻化・充実 432
5.1.2 不動産取引時における浸水履歴箇所等の説明 433
5.1.3 浸水想定区域図で表示する想定降雨の年超過確率の統一 433
5.1.4 強制保険化・リスクに応じた固定資産税等の引き上げ 434
5.1.5 災害後の救済政策の厳格化 434
5.1.6 防災教育 434
5.1.7 不動産情報検索ウェブサイトとの更なる連携等 435

5.1.8　価格査定マニュアル等への水害リスクの精緻な反映 435
5.1.9　河川管理者による市民への丁寧な情報提供 435
5.1.10　公表されたリスク情報の第三者機関による検証制度の創設 436
5.1.11　床上・床下浸水しにくい建築工法の推奨・必要に応じた義務化 436
5.2　今後の課題 436
5.2.1　望ましい治水整備水準達成のための税制設計 436
5.2.2　リスクが顕在化しなかったエリアにおける市場の反応の違い 437
5.2.3　水害に対する市場の反応の違い 437
5.2.4　川崎市における内水ハザードマップへ関心の高まりの可能性 437
5.2.5　適切なリスクコミュニケーション 437
5.2.6　浸水リスク等のある国土における今後のまちづくりのあり方 438

謝辞
参考文献

第1章　はじめに

1.1　研究の背景・目的

近年、気候変動の影響により、降雨量や洪水発生頻度が全国で増加し、水害の激甚化・頻発化が見込まれているところ。これまでに、着実に進められてきた治水整備に加え、水防法に基づく浸水想定区域指定など浸水リスクの情報提供に係る政策が措置されてきた。そして、今般、水害リスク情報が不動産取引の意思決定を行う上で重要な要素になっていることから、令和2年には、宅建業法施行規則改正により、不動産取引時にハザードマップにおける取引対象物件の所在地についての説明が義務化された。さらに、ハード整備の加速化・充実や治水計画の見直しに加え、上流・下流や本川・支川の流域全体を俯瞰し、国や流域自治体、企業・住民等、あらゆる関係者が協働して取り組む「流域治水」の実効性を高めるため、令和3年には、「特定都市河川浸水被害対策法等の一部を改正する法律」（以下、「流域治水関連法」という。）が公布・施行される等、更なる治水の取組強化が行われたところ。

一方、これまでに措置されたリスク情報提供政策（宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定）により水害リスクが明示された場合であっても、浸水リスクが高い地域において、依然として不動産需要が高く、不動産取引や不動産開発が活発に行われ、人口が集中するような場合も見られる。そして、浸水リスクの高い場所に適切な対策をせずに人が住み、不動産開発が進む等という状況が続き、水害による被害等が益々大きくなる悪循環が続いている場合もあると考えられる。

本稿では、被災リスクのある者に自助努力を促しつつ如何に望ましい治水整備を達成するかについて考察するとともに、不動産取引データ等を用い、令和元年東日本台風により発生した「川崎市の武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害事例」及び平成30年7月豪雨により発生した「倉敷市の浸水被害事例」を通して実証分析を行い、今般の激甚化・頻発化する水害の影響及びこれまでに措置されたリスク情報提供政策の効果について、不動産価格変動の観点から、総合的に点検・検証する。それにより、財政的制約を伴うハード面からの治水の取組強化ではなく、リスク情報提供政策というソフト面から治水の取組を更に加速化し、今後ますます必要となる激甚化・頻発化する水害への対応策に資することを目的としている。

1.2　先行研究

本節においては、本研究に関連する先行研究を整理する。先行研究は、3つの観点から整理できる。1点目は、水害の発生が不動産価格に与える影響を分析するもの、2点目は、既に公表されている水害リスクを前提として、当該リスクが不動産価格に与える影響を分析するもの、3点目は、公表されていなかった水害リスクを公表するというリスク情報提供政策が不動産価格に与える影響（政策効果）を分析するものである。

3点全てを対象とした研究として、齊藤ほか（2012）は、地価公示データを用い、愛知県

の日光川、新川及び境川を対象に、洪水ハザードマップにより公表された浸水深等が地価に与える影響を検証し、浸水深が深くなることで地価に負の影響があることや、年度毎のクロスセクション分析により、水害の発生及びハザードマップの公表が住民のリスク認知を向上させ、地価に負の影響を与えること等を示した。しかし、研究で使用したハザードマップのリスクは個々の災害の被害状況とは異なると齊藤ほか（2012）が指摘していることや、ハザードマップ公表よりも前に水害が発生しており、地価への負の影響がハザードマップ公表によるものなのか、水害の影響が徐々に大きく市場に浸透していったのかは明確には区別できないことから、ハザードマップ公表というリスク情報提供政策の有効性は必ずしも肯定できない。

2 点目を対象とした研究として、寺本ほか（2008）は、東京都の神田川や墨田川等の中小河川流域と大阪府寝屋川流域の 2 地域を対象に、地価公示価格に対して「標高」及び「浸水深」を水害危険度指標とした分析を行い、両地域の浸水深に対する地価の反応の違いから、東京地域では住民の水災害リスクへの回避行動がみられる一方、大阪地域ではみられないことを確認した。佐藤ほか（2016）は、日本全国の宅地取引価格及び家賃データを用い、床上浸水確率が高い地点ほど不動産市場価格が低くなることを示すとともに、日本全国の公示地価データを用い、床上浸水確率 50%以上から公示地価へのマイナスの影響が確認されることを示した。

1 点目及び 2 点目を対象とした研究として、斎藤（2005）は、大河川（多摩川及び荒川）・中小河川（神田川及び墨田川等）の浸水想定（予想）区域及び浸水実績が、地価及びマンション分譲価格に与える影響について分析し、地価及び分譲価格が大河川の浸水想定区域と強い負の関係があることに加え、中小河川については、地価と比較的弱い負の関係があることを示した。そして、内水氾濫の浸水実績が地価及び分譲価格に対し負の影響を与えることを示した。

1 点目及び 3 点目を対象とした研究として、篠村(2010)は、地価公示データを用い、杉並区・世田谷区のハザードマップ公表の効果に加え、杉並区・世田谷区・中野区の浸水履歴が地価に与える影響を分析し、ハザードマップ公表による地価への効果は示されず、過去の浸水履歴が地価へ負の影響を与えていることを示した。3 点目を対象とした研究として、森ほか（2016）は、都道府県地価調査を用い、2012 年に滋賀県が公表した「地先の安全度マップ」という水害リスク情報提供政策の効果について分析を行い、当該政策が地価に与える影響は極めて低いことを示し、「地先の安全度マップ」の提示が居住者のリスク認知に影響を与えていない可能性が示された。寺（2020）は、土地取引データを用い、内水ハザードマップ公表が取引地価に及ぼす影響を分析し、内水ハザードマップ公表による取引地価の低下は認められないこと等を示した。

これらの結果よりこれまでの先行研究において、浸水履歴及び既に明示されたリスクに対して不動産価格は下落し、リスク情報提供政策は不動産価格に影響を与えない可能性が一定程度確かめられている。しかし、令和元年東日本台風により発生した、タワーマンショ

ンの脆弱性が露呈する先例のない浸水被害事例をはじめ、激甚化・頻発化する近年の水害も踏まえつつ、水害直後に「被害エリア」と「リスクが顕在化せず被害を免れたエリア」の比較を行うことにより、「リスクが顕在化せず被害を免れた事実」に市場がどのように反応したのかを研究対象としたものは筆者の知る限り無い。加えて、令和2年には、「宅建業法施行規則改正による不動産取引時のハザードマップにおける取引対象物件の所在地の説明義務化」という新たなリスク情報提供政策が措置されたが、その政策効果について研究されたものは現時点において存在しない。さらに、浸水想定区域公表によるリスク情報提供政策は、これまでに所謂レベル1及びレベル2の2段階で措置されているが、その2段階の政策効果について、研究対象とされたものも無い。

本稿では、倉敷市及び川崎市の2地域において、「浸水被害の影響」、「宅建業法施行規則改正の政策効果」及び「浸水想定区域指定（所謂レベル1及びレベル2の2段階）の政策効果」の3点について、不動産価格変動の観点から実証分析を行っているが、このように、複数の地域において、「被害エリア」だけではなく「リスクが顕在化せず被害を免れたエリア」も含めた水害の影響と、これまでに措置されたリスクの情報提供（宅建業法施行規則改正、2段階の浸水想定区域指定）の効果を、総合的に点検・検証したものは先行研究において存在しない。

1.3　研究の構成

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、これまでの水防法改正や宅建業法施行規則改正をはじめとした、近年の激甚化・頻発化する水害を踏まえた対策等、水害の現状とその対応について、主にリスク情報提供というソフト面から述べる。そして、第3章では、リスク情報の非対称性がもたらす市場の失敗等や、カラブレイジの損害負担ルールを踏まえ最適な治水整備水準について考察するとともに、被災リスクのある者に自助努力を促すために行政がとるべき必要な対応等について考察する。第4章では、不動産取引データ等を用い、令和元年東日本台風により発生した「川崎市の武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害事例」及び平成30年7月豪雨により発生した「倉敷市の浸水被害事例」を通し、今般の水害が不動産市場にどのように影響を与えたのか、これまでに措置された情報提供政策（宅建業法施行規則改正・浸水想定区域指定）の効果が十分であるかについて、総合的に点検・検証をすべく、実証分析を行う。第5章では、第2章、第3章及び第4章を踏まえ、水害発生前に人々に危機回避的行動を促すべく、現実感を伴うリスク情報提供を行うための政策提言を行うとともに、今後の課題について述べる。

第2章　水害の現状とその対応

本章では、これまでの水害への対応、近年の激甚化・頻発化する水害を踏まえた取組や、その他の改善の余地があること等について、主に、リスク情報提供というソフト面に焦点を当てて述べる。

2.1　これまでの水防法改正等

我が国は、季節的に、一時に多量の降水量がある上、河川流路の延長が短く勾配が急であるため（図 1)、豪雨が発生すると短時間でその水が流れて出て洪水が発生しやすく、気象的にも地形的にも洪水等の災害を受けやすい状態にある。昔から洪水に悩まされ、古くから治水工事が行われてきた。日本書紀によれば仁徳天皇の 11 年（西暦 323 年）に淀川下流で治水工事が行われたとの記録もある。その後、戦国時代、江戸時代、明治時代から現代に至るまで、治水整備は着実に進められた。明治 29 年には河川法が制定され、法制的に河川管理の整備強化を図り、治水工事推進の基礎が確立されたとされる。しかし、治水事業は巨額の費用を要し、その早期完遂は困難であるため、現実に災害が生じた時に人命と財産を守り、被害を最小限に留めるための「水防活動」が河川改修と並び、重要となってきた。そして、洪水に際して水災を警戒・防御し、被害軽減により公共の安全を保持することを目的に、昭和 24 年に水防法が制定された。その後、昭和 30 年には河川情報の発信等を目的とした洪水予報に関する規定の整備等、平成 13 年には河川情報の発信の拡大等を目的に洪水予報河川の浸水想定区域指定の規定の新設等、平成 17 年には河川情報発信の中小河川への拡大等のため浸水想定区域指定対象を水位周知河川に拡大することの他、避難のための計画（所謂ハザードマップ）の作成等、戒避難体制の充実等に係る改正が行われた[1]。

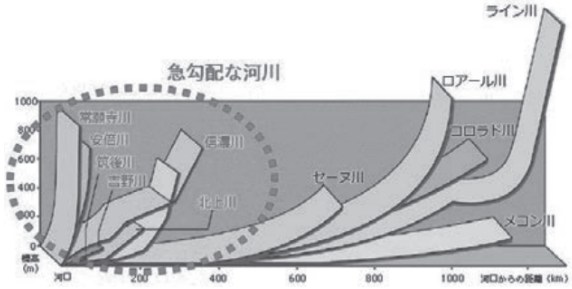


図 1　災害が起こりやすい国土

出所）国土交通省「令和 3 年版　国土交通白書」、p. 20、図表 I -1-1-18、
(https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/pdf/np101100.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

そして、平成 27 年には、想定し得る最大規模の外力へ対応するため、洪水に係る浸水想定区域について、河川整備において基本となる降雨（所謂レベル 1（以下、「L1」という。））を前提とした区域から、想定し得る最大規模の降雨（所謂レベル 2（以下、「L2」という。））を前提とした区域に拡充するとともに、情報発信の対象を内水等にも拡大すべく、内水等の浸水想定区域を創設する等の改正が行われた[2]（図 2)。

---

[1] 水防法研究会（2012)『逐条解説　水防法（改訂版)』、株式会社ぎょうせい、pp. 1-22

[2] 国土交通省水管理・国土保全局水政課「改正の概要」、pp. 1-3、
(https://www.mlit.go.jp/river/suibou/pdf/suibouhou_gaiyou.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

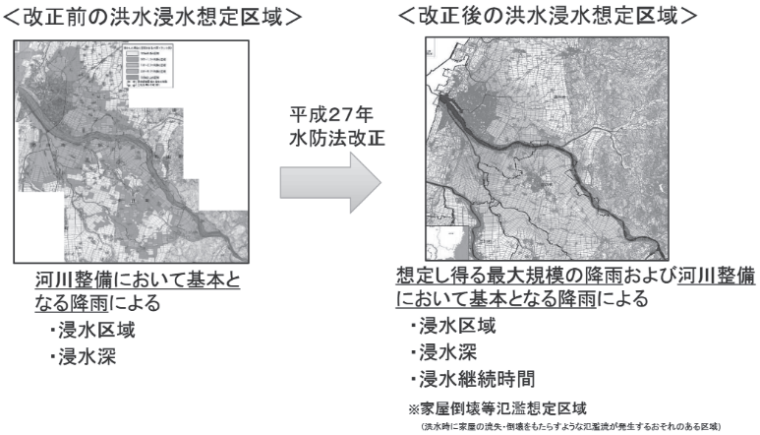


図 2　L1 浸水想定区域と L2 浸水想定区域

出所）国土交通省　社会資本整備審議会　第五十五回河川分科会　資料 4「平成 27 年及び平成 29 年の水防法改正に関連する施策の推進について（平成 30 年 6 月 8 日水管理・国土保全局河川環境課）」、p. 5、(https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/bunkakai/dai55kai/siryou4.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日))

また、平成 29 年には、洪水予報河川や水位周知河川に指定されていない中小河川についても、過去の浸水実績等を水害リスク情報として住民へ周知する制度等が創設され、情報提供の充実等が措置された[3]。このように、ハード政策である河川改修のみならず、水防法による平時からの警戒避難体制構築・情報提供の充実等という広い意味での水防活動が、重要視され取り組まれてきた（図 3)。

改正時期	施策の方向性	①現地での水防活動	②水位情報等の発信	③浸水想定の提供	④避難確保・浸水防止
1949年 (水防法制定) (昭和24年)	◆ 地先の水防	➢ 水防の責任の明確化(市町村に第一義的責任) ➢ 水防団の設置 ➢ 巡視等現地の水防活動を規定			
1955年 (昭和30年)	◆ 地先から河川全体へ ◆ 河川情報の発信へ		➢ 洪水予報を新設(国) ➢ 水防警報を新設(国・都道府県)		
2001年 (平成13年)	◆ 河川情報発信の拡大 ◆ 河川から流域へ		➢ 洪水予報河川を都道府県管理河川に拡大	➢浸水想定区域の指定を新設(洪水予報河川)	➢ 洪水予報等の伝達方法、避難場所等を記載するよう規定 ➢ 地下街等への洪水予報等の伝達方法を記載するよう規定
2005年 (平成17年)	◆ 河川情報発信のさらなる中小河川へ拡大 ◆ はん濫情報発信の強化 ◆ 避難対策の強化	➢ 水防協力団体制度を新設	➢ 中小河川について避難に資するための水位情報の通知を新設(水位周知河川) ➢ 大河川におけるはん濫水の予報を新設	➢浸水想定区域の指定対象を水位周知河川に拡大	➢ 要配慮者利用施設への洪水予報等の伝達方法を記載するよう規定 ➢ 浸水想定区域内の地下街等における洪水時の避難確保計画作成を規定(義務) ➢ ハザードマップの作成・配布を規定
2011年 (平成23年)	◆ 東日本大震災を踏まえた規定の充実	➢ 水防団員の安全確保を規定 ➢ 特定緊急水防活動の制度を新設			
2013年 (平成25年)	◆ 多様な主体の参画による地域の水防力の強化	➢ 水防計画に基づく河川管理者の水防への協力を規定 ➢ 水防協力団体の指定対象の拡大	➢ 洪水予等の市町村長への直接伝達を新設		➢ 浸水想定区域内の地下街等・要配慮者利用施設・大規模工場における洪水時の避難確保計画又は浸水防止計画の作成、訓練の実施、自衛水防組織の設置を規定
2015年 (平成27年)	◆ 想定し得る最大規模の外力へ対応 ◆ 情報発信の対象を内水、高潮に拡大	➢ 水防計画に基づく下水道管理者の水防への協力 ➢ 公用負担の対象に排水用機器を追加	➢ 下水道と海岸について避難に資するための水位情報の通知を新設(水位周知下水道、水位周知海岸)	➢洪水に係る浸水想定区域について想定最大規模の洪水に係る区域に拡充 ➢想定最大規模の内水及び高潮に係る浸水想定区域を新設	➢ 市町村地域防災計画に位置づける地下街等に建設予定の施設又は建設中の施設を含むことを規定 ➢ 地下街等との接続ビルへの意見聴取を規定(努力義務)
2017年 (平成29年)	◆「逃げ遅れゼロ」、「社会経済被害の最小化」の実現	流域自治体、河川管理者等からなる大規模氾濫減災協議会の創設 ➢ 水防活動を行う民間事業者へ緊急通行等の権限を付与 ➢ 浸水拡大を抑制する施設等の保全の制度を創設		➢浸水実績等の把握・周知の制度を創設	➢ 要配慮者利用施設における避難確保計画作成等を義務化

図 3　水防法改正の経緯

出所）国土交通省　中小河川の水害リスク評価に関する技術検討会第 1 回　資料 1「検討の背景及び課題」、p. 4、(https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/tyusyokasen/pdf/2_haikei_kadai_ver3.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 20 日))

[3] 国土交通省水管理・国土保全局水政課「法改正についての各地方ブロック説明会資料（平成 29 年 6 月作成）　全体概要」、p. 6、(https://www.mlit.go.jp/common/001189356.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

2.2　近年の水害の激甚化・頻発化[4]

近年、平成 30 年 7 月豪雨、令和元年東日本台風、令和 2 年 7 月豪雨等の激甚な水害が全国各地で毎年のように発生し、気候変動の影響により、今後、更なる水害の頻発化・激甚化が懸念されている（図 4)。社会資本整備審議会気候変動を踏まえた水災害対策検討小委員会の答申（令和 2 年 7 月）においても、近年、豪雨により氾濫危険水位を超過した河川数及び河川整備の目標とする計画規模を超過した河川数は増加傾向にあり、降雨量の増加等の気候変動による影響が河川整備の進捗を上回る新たなフェーズに突入した可能性があるとの指摘がされている[5]。2019 年の水害被害額は、全国で約 2 兆 1800 億円となり、1 年間の津波以外の水害被害額が統計開始以来最大となっている（図 5)。

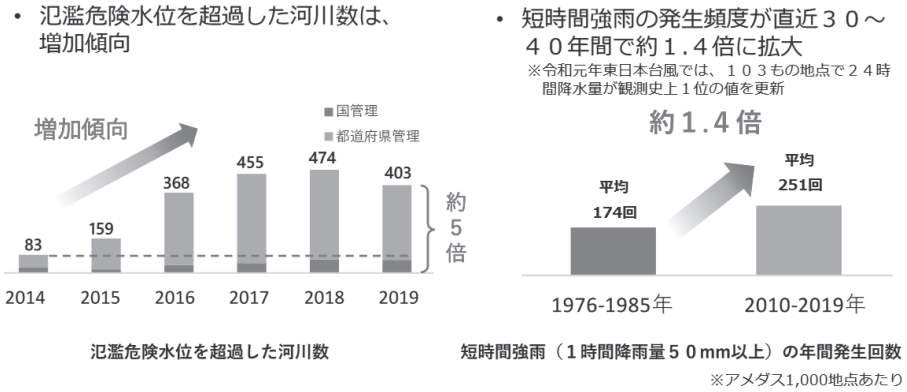


図 4 水害の激甚化・頻発化

出所）国土交通省「総力戦で挑む防災・減災プロジェクト～いのちとくらしをまもる防災減災～」第一弾パンフレット、p.2、(https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/img/browse_relation.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

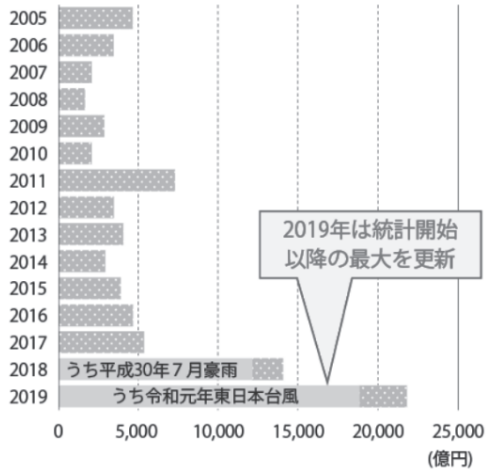


図 5 津波以外の水害被害額の推移

出所）国土交通省「令和 3 年版　国土交通白書」、p.20、図表Ⅰ-1-1-20、(https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/pdf/np101100.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

4 国土交通省「令和 2 年版　国土交通白書」及び「令和 3 年版　国土交通白書」を参考としている。

5 社会資本整備審議会　気候変動を踏まえた水災害対策検討小委員会　答申「気候変動を踏まえた水災害対策のあり方について～あらゆる関係者が流域全体で行う持続可能な「流域治水」への転換～（令和 2 年 7 月)」、p.9、(https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/shouiinkai/kikouhendou_suigai/pdf/03_honbun.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

ここで、近年、甚大な被害を発生させた平成 30 年 7 月豪雨、令和元年東日本台風等について振り返る（図 6)。2018 年 6 月 28 日から 7 月 8 日に発生した「平成 30 年 7 月豪雨」は、西日本を中心に全国的に広い範囲で記録的な大雨をもたらし、九州北部、四国、中国、近畿、東海、北海道地方の多くの観測地点で 24、48、72 時間降水量の値が観測史上第 1 位となり、広い範囲における長時間の記録的な大雨となった。岡山県では小田川等の堤防が決壊し、倉敷市等において大規模な浸水被害が発生した（図 7)。

	平成30年7月豪雨	令和元年東日本台風	令和2年7月豪雨
発生日	2018年6月28日～7月8日	2019年10月6日～10月13日	2020年7月3日～7月31日
降水量観測史上1位の更新箇所数	122地点（72時間） 124地点（48時間） 76地点（24時間）	72地点（48時間） 103地点（24時間） 120地点（12時間）	40地点（72時間） 40地点（48時間） 30地点（24時間）
死者・行方不明者	271名	108名	86名
建物全壊	6,783棟	3,229棟	1,620棟
建物半壊	11,346棟	28,107棟	4,509棟
被害額	1兆2,150億円	1兆8,800億円	未集計

図 6 近年の主な豪雨災害による被害
出所）国土交通省「令和 3 年版　国土交通白書」、p.21、図表 I -1-1-20、
(https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/pdf/np101100.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)



図 7 平成 30 年 7 月豪雨による被害（岡山県倉敷市真備町の浸水状況）
出所）国土交通省「令和 3 年版　国土交通白書」、p.21、図表 I -1-1-21、
(https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/pdf/np101100.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

2019 年 10 月 6 日に南鳥島近海で発生した「令和元年東日本台風（台風第 19 号)」は、同月 12 日に伊豆半島に上陸し、静岡県や新潟県、関東甲信地方、東北地方を中心に広い範囲で記録的な大雨となり、10 月 10 日から 13 日までの総降水量は、神奈川県箱根町で 1000 ミリに達し、東日本を中心に 17 地点で 500 ミリを超え、静岡県や新潟県、関東甲信地方、東

北地方の多くの地点で3、6、12、24、48時間降水量の観測史上1位の値が更新された。関東甲信越地方、東北地方を中心に停電や断水が発生し、停電約52万戸（最大）、断水約16.8万戸（最大）となる等、ライフラインにも大きな被害が生じた。特に、川崎市の武蔵小杉駅周辺では、広範囲で浸水が発生し、自動改札機が水没するなど駅構内にも浸水が及び、一部のタワーマンションでは、地下電気設備冠水による停電の影響でエレベーター・給水設備等のライフラインが一定期間使用不能となる等、先例の無い都市型の被害が生じた[6]（図 8）。



台風19号によるJR東日本管内の設備等の主な被害状況について
（2019年10月13日 東日本旅客鉄道株式会社）

台風第19号による排水樋管周辺地域における浸水被害説明資料
（令和元年10月23日 川崎市 報道発表資料）

図 8 令和元年東日本台風による武蔵小杉駅周辺の浸水状況

出所）国土交通省　気候変動を踏まえた水災害対策検討小委員会第1回　資料6「令和元年台風第19号による被害」、p.18、（https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/shouiinkai/kikouhendou_suigai/1/pdf/02_siryou6.pdf　閲覧日：2022年1月20日）

2.3　水害の激甚化・頻発化を踏まえた対策

2.3.1 流域治水関連法[7]

前節で述べた水害の激甚化・頻発化を踏まえ、ハード整備の加速化・充実等に加え、あらゆる関係者が協働して取り組む流域治水の実効性を高めるための流域治水関連法が令和3年5月10日に公布され、同年11月1日全面施行された（図9）。これにより、水防法では、想定最大規模の洪水、雨水出水に対応したハザードマップ作成エリア（浸水想定区域）を、現行の大河川等から住家等の防御対象のある全ての河川流域、下水道等に拡大する等の改正が行われた。浸水想定区域を設定する河川の目標数についても、現在、約2000河川であるところ、今後、2025年度までに、約17000河川に拡大することとされた。

[6] 国土交通省住宅局建築指導課、経済産業省産業保安グループ電力安全課（2020）「建築物における電気設備の浸水対策ガイドライン」、p.1、（https://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/build/content/001349327.pdf　閲覧日：2022年1月20日）

[7] 国土交通省「特定都市河川浸水被害対策法等の一部を改正する法律（令和3年法律第31号）について」、pp.1-7、（https://www.mlit.go.jp/river/kasen/ryuiki_hoan/pdf/gaiyo.pdf 閲覧日:2022年1月20日）

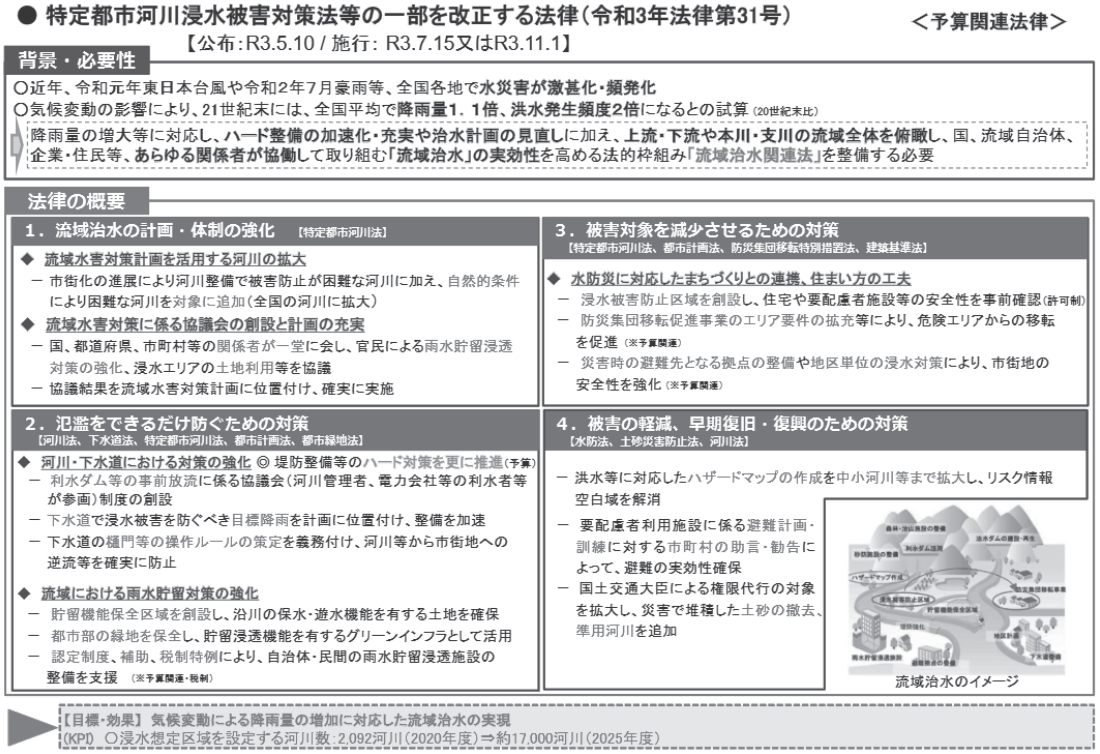


図 9　流域治水関連法の概要

出所）国土交通省「特定都市河川浸水被害対策法等の一部を改正する法律（令和３年法律第 31 号）について」、p. 1、（https://www.mlit.go.jp/river/kasen/ryuiki_hoan/pdf/gaiyo.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

2.3.2　宅地建物取引業法施行規則改正による水害リスクの説明義務化

不動産取引時においても、水害リスクに係る情報が契約締結の意思決定を行う上で重要な要素となっていることを踏まえ、宅地建物取引業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日施行）により、宅地建物取引業者が不動産取引時に、ハザードマップを提示し、取引の対象となる物件の位置等について情報提供するよう、重要事項説明の対象項目が追加され、不動産取引時にハザードマップにおける取引対象物件の所在地について説明することが義務化された（図 10）。

Q3-1	**何を重要事項説明として説明しなければならないのでしょうか。**
A3-1	水防法の規定に基づき市町村が作成する水害ハザードマップに、取引の対象となる宅地又は建物の位置が含まれている場合には、当該水害ハザードマップにおける当該宅地又は建物の所在地を示して説明しなければなりません。

図 10　宅建業法施行規則改正による水害リスクの説明義務化について

出所）国土交通省　「宅地建物取引業法施行規則の一部改正（水害リスク情報の重要事項説明への追加）に関するＱ＆Ａ」、p. 3、（https://www.mlit.go.jp/totikensangyo/const/content/001354700.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

2.3.3　防災・減災プロジェクトの推進

国土交通省では、抜本的かつ総合的な防災・減災対策の確立を目指すため、令和 2 年 1 月に、「総力戦で挑む防災・減災プロジェクト～いのちとくらしをまもる防災減災～」を立ち

上げ、同年 7 月にとりまとめが行われ、取組が進められている。流域治水関連法や宅建業法施行規則改正はこの取組の一つである（図 11）。

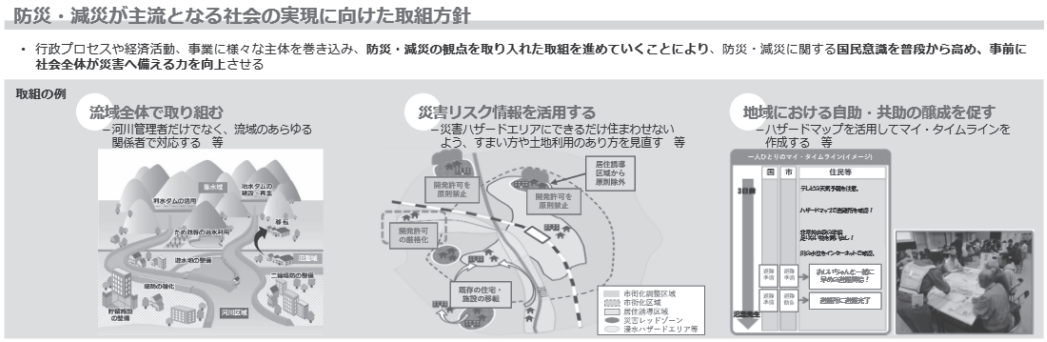


図 11 防災・減災プロジェクトの推進
出所）国土交通省「総力戦で挑む防災・減災プロジェクト～いのちとくらしをまもる防災減災～」第一弾パンフレット、p.3、（https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/img/browse_relation.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

2.3.4 火災保険水災料率の見直し[8]

現在、金融庁に「火災保険水災料率に関する有識者懇談会」が設置（令和 3 年 6 月 18 日）され、保険料負担の公平性向上のため、社会的影響や消費者目線等も含めた幅広い観点から、水災リスクに応じた火災保険料率の細分化についての検討が進められている。

まず、近年の水災害の頻発・激甚化により 2010～2014 年度の水災による保険金の平均支払額は約 86 億円であったところ、2015～2019 年度の水災による保険金の平均支払額は約 425 億円であり、約 5 倍に増加している（図 12）。

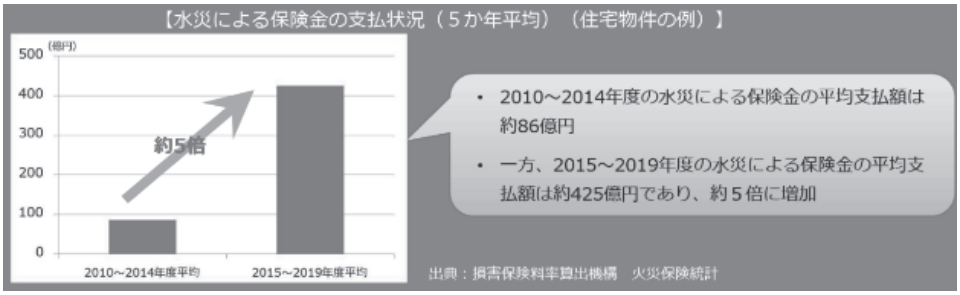


図 12 水災による保険金の支払状況（5 か年平均）（住宅物件の例）
出所）金融庁 火災保険水災料率に関する有識者懇談会第１回 資料３「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p.6、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20210625/03.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

現行の火災保険参考純率について、建物所在地による地域毎の料率区分（台風リスク・雪リスク等）は、個々の保険契約におけるリスクを都道府県単位に集約した上で、リスクの近い都道府県を幾つかに統合して設定されている。一方、水災リスクについては、建物所在地の河川からの距離や地形、河川の治水整備状況等により、地域毎にリスクの差異が生じており、都道府県単位での設定が馴染まず、都道府県よりも細かい単位での料率に区分するためのデータが不十分である等の理由から、全国一律の保険料率に設定されている（図 13）。

[8] 金融庁ウェブページ「火災保険水災料率に関する有識者懇談会」、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/index.html 閲覧日：2022 年 1 月 20 日）を参考にしている。



図 13　火災保険参考純率の概要

出所）金融庁　火災保険水災料率に関する有識者懇談会第１回　資料３「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p.4、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20210625/03.pdf　閲覧日：2022 年１月 20 日）

そして、全国一律の保険料であるため、低リスク地域の居住者には、保険料負担が過大となっている。ここで、近年の水害の激甚化・頻発化により高リスク地域の水災リスクが上昇すると、低リスク地域の居住者が過大に負担している保険料がさらに増加することで平均保険料が上昇し、「低リスク地域契約者の付保取り止め」と「高リスク地域契約者の割合の上昇」の悪循環が生じる可能性が指摘されている（図 14）。

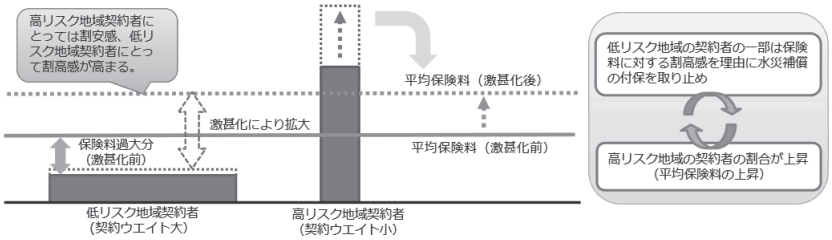


図 14　水災リスクにかかる環境変化

出所）金融庁　火災保険水災料率に関する有識者懇談会第１回　資料３「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p.8、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20210625/03.pdf　閲覧日：2022 年１月 20 日）

また、2009 年と 2010 年の火災保険の水災補償の付帯率を比較すると、浸水深が小さい地域の居住者は水災補償の付保を取り止める傾向一方、浸水深が大きい地域の居住者の付帯率に大きな減少は確認できない（図 15）。このように、浸水深が小さく一般的に水災リスクが低いとされる地域の居住者の中には、浸水想定区域図等により浸水リスクを認識しつつも、保険料に対する割高感等から付保を取り止めている者がいる可能性もあるため、被害者救済の観点から対応が求められている。

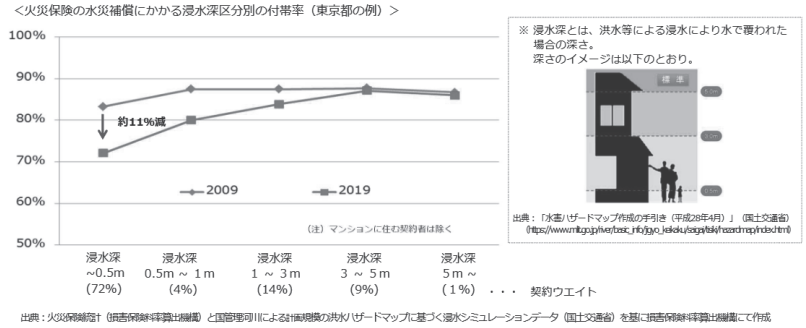


図 15　東京都における水災補償の浸水深区分別の付帯率

出所）金融庁　火災保険水災料率に関する有識者懇談会第１回　資料１「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p.9、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20210625/03.pdf　閲覧日：2022 年１月 20 日）

こうした状況の中、水災料率を細分化すれば、保険料負担の公平性が向上するとともに、保険料の較差を通じ消費者への水災リスクに関する情報提供が進むことも期待される。水災料率の細分化に際しては、浸水想定区域図を用いることが消費者にとって分かりやすく理解しやすいと考えられるため、都道府県別で料率が設定されている雪災リスクや台風リスクとの兼ね合いなど保険料率設定のバランスにも考慮しつつ、浸水想定区域図と水災料率の連携が求められている。

2.4　浸水想定区域図の性能向上に係る取組

国土交通省都市局、水管理・国土保全局及び住宅局が協働して「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会を設置し、まちづくりに活用する水害ハザード情報のあり方や、水災害対策とまちづくりとの連携のあり方について議論を重ね、令和 2 年 8 月に提言が取りまとめられた。この提言に基づき、水災害ハザード情報の充実や水災害リスクを踏まえた防災まちづくりを進める考え方・手法を示す「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」（以下、「ガイドライン」という。）が作成され、現時点で妥当と思われる考え方が整理された。

2.4.1　多段階浸水想定区域図

現行の浸水想定区域図においては、L1 で 1/100 程度、L2 で 1/1000 程度の年超過確率であり、人々の住み替えや建築物の新築・滅失に係るサイクル等を踏まえたまちづくりの計画期間と整合していないこと等から、「水災害対策とまちづくりの連携のあり方について提言（令和 2 年 8 月）」において、「各地域における防災・減災目標の設定にあたっては、河川整備等の治水対策が想定する期間を意識しつつ、まちづくりが想定する期間に応じた目標設定をすることが望ましく、その際、例えば、都市計画や立地適正化計画の計画期間に合わせて概ね 20 年後を目処に、その中間年（5 年後、10 年後など）も含め、段階的に目標設定をすることが考えられる」[9]と指摘されている。

ガイドラインでは、「多段階の外力規模（例えば、年超過確率 1/10，1/30，1/50 のハザード情報により、水災害リスクの評価や時間軸等を踏まえた検討が必要」[10]とされ、多段階浸水想定区域図（図 16）の作成が求められている。また、ガイドラインにおいて、「多段階の浸水想定区域図のデータを加工することで、一定以上の浸水深の発生しやすさを評価可能」[11]とされ、危険浸水深さの発生しやすさを明示する表示方法として多段階浸水想定区域図を提案し、現在、国管理河川において取組が進められている。

---

[9] 「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会（2020）「水災害対策とまちづくりの連携のあり方について提言（令和 2 年 8 月）」、p. 7、（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/content/001360784.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

[10] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p. 34、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

[11] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p. 40、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

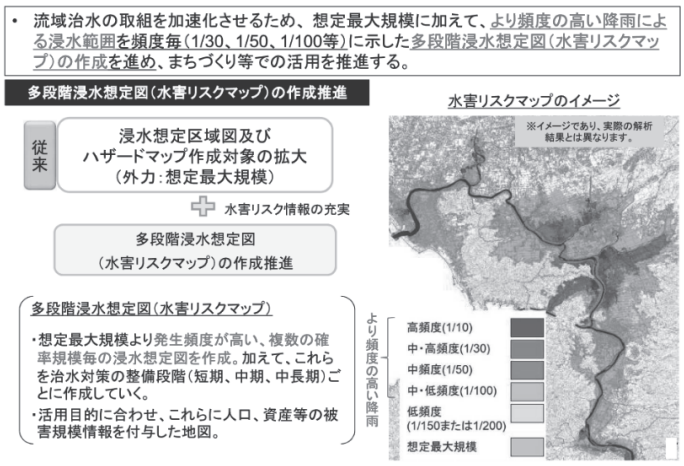


図 16　多段階の浸水想定区域図の例

出所）金融庁　火災保険水災料率に関する有識者懇談会第 2 回　資料 1「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p. 7、(https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20211005/01.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

2.4.2 施設整備前後の浸水想定図

現在の浸水想定区域図では、未完成堤防の影響が考慮されていない場合もあり、適切なリスク情報提供の観点からは十分でなく、ガイドラインにおいても、「治水事業等のハード対策の進捗により、各種のハザード情報が現状からどのように変化するかを提示することで、まちづくりにおいて、計画策定時点から計画の目標とする 10～20 年後にわたって、時系列的に対策を検討することができる」[12]と指摘され、治水整備の進捗度合いに応じて適切なリスク情報の提供ができる浸水想定区域図も求められている（図 17)。

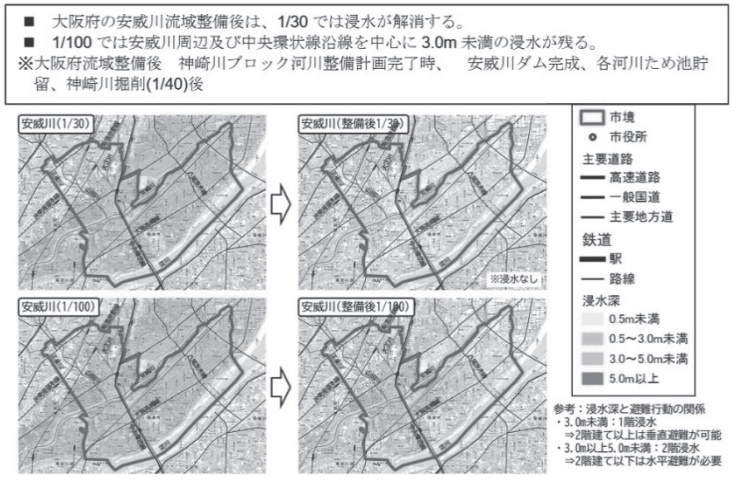


図 17　施設整備前後の浸水想定の例

出所）国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p. 35、図 1-20、(https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日)

2.4.3 内外水統合型浸水ハザード情報図

現在の浸水想定区域図は、外水は河川部局、内水は下水道部局と、所管部局毎に公表され

[12] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p. 35、(https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日)

ている場合や、外水ハザードマップについて、国又は都道府県等と河川管理者毎に公表されている場合もある。ガイドラインにおいて、「現在公表されている浸水ハザード情報図は、一般的に大河川・中小河川・下水道等の管理者別に作成・提供されており、それぞれが対象としている降雨規模等が異なることから、防災まちづくりの検討や、避難検討等で必要となる場所毎の浸水ハザード情報を得るうえで十分とは言えない場合がある。このため、大中小河川・内水氾濫を統合した『内外水統合型浸水ハザード情報図』の作成・提供を検討する必要がある」[13]と指摘されているように、情報を統合した分かりやすい情報提供が求められている（図 18）。

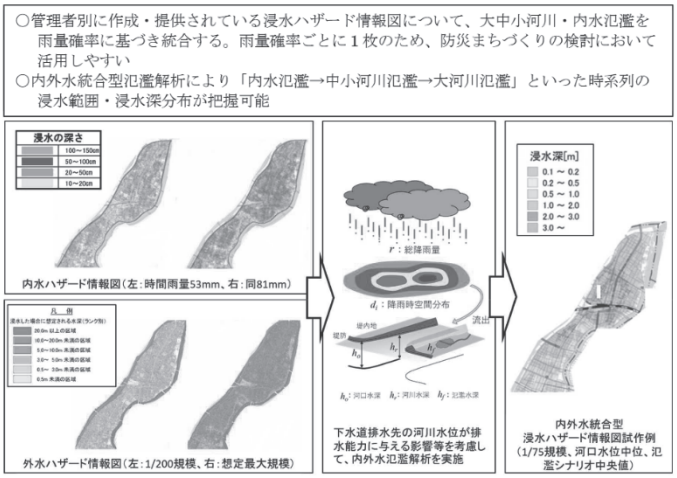


図 18　内外水統合型浸水ハザード情報図

出所）国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.36、図 1-21、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

2.4.4 浸水想定区域図を用いた浸水しやすい地域の評価

現在の浸水想定区域図は、複数の堤防決壊地点を想定した計算結果を重ねあわせて作成され、各地点での最大水深を想定される浸水深としている（図 19）。

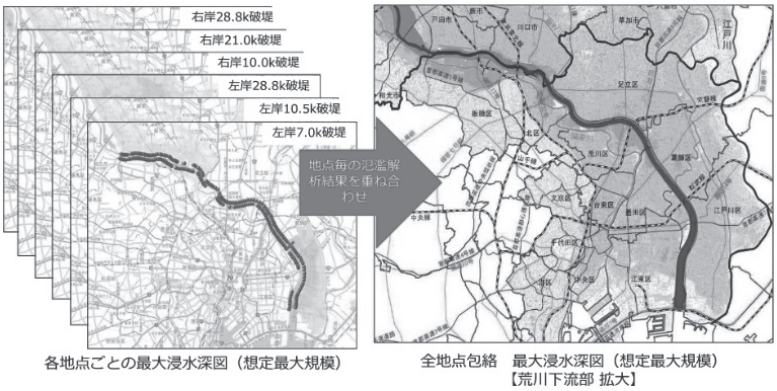


図 19　現在の浸水想定区域図の作成方法

出所）金融庁　火災保険水災料率に関する有識者懇談会第 2 回　資料 1「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、p.4、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20211005/01.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

[13] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.36、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

一方、どこが決壊するか分からないため様々な破堤地点を設定して重ね合せる（最大包絡）ことにより作成された現在の浸水想定区域図では、ガイドラインでも指摘されている通り、同じ浸水深での浸水の起こりやすさの把握が難しく、また、近くの堤防が破堤した場合に浸水深が大きい地域と地形的に水が集まりやすいため浸水深が大きい地域の差が見えないという問題が生じる[14]（図 20）。この問題に対応すべく、ガイドラインでは、重ね合わせ前の計算結果を活用した浸水の起こりやすさの評価方法（図 21）も提案されて[15]おり、情報提供方法の改善が求められている。

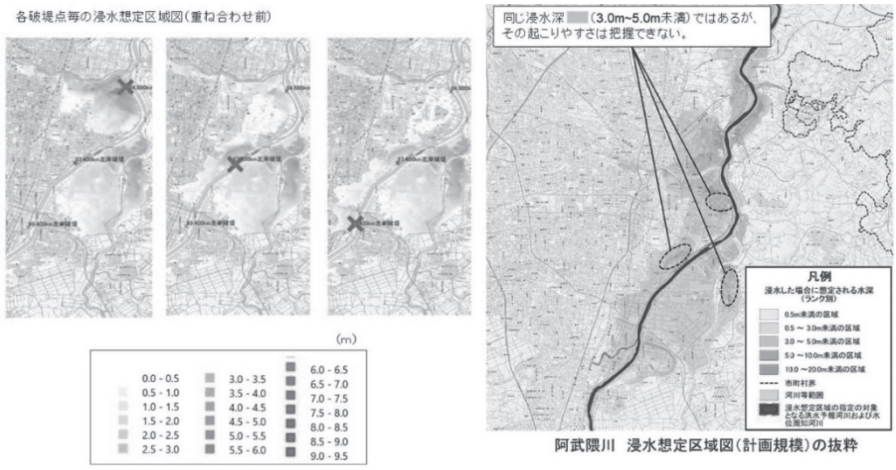


図 20　現状の浸水想定区域図における問題点

出所）国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.38、図 1-23、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

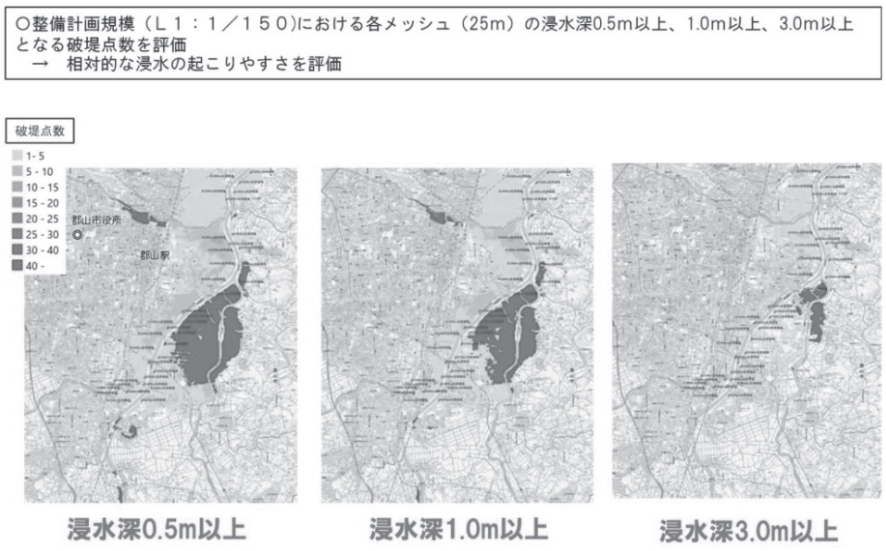


図 21　浸水想定区域図を用いた浸水しやすい地域の評価の例

出所）国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.39、図 1-24、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

[14] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.38、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

[15] 国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、p.39、（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）

2.5　その他の改善の余地のあるもの

前節において、浸水想定区域図によるリスク情報提供について、性能面で改善・向上を図るため、今般進められている取組について述べた。本節においては、情報の受け手にとって、改善の余地があると考えられる事項について述べる。

2.5.1 水害情報提供ウェブサイトの多種多様化

水災情報検索のために活用できるウェブサイトとして、国土交通省は、「ハザードマップポータルサイト」、「浸水ナビ」及び「川の防災情報」等を提供している（図 22）。各々検索できる情報に差異はあるものの、専門的知見の無い情報の受け手にとっては、その差異が区別できず、分かりにくい状態となっている。



図 22　国土交通省が提供する水害情報提供ウェブサイトの例
出所）「ハザードマップポータルサイト（左上）」、「浸水ナビ（右上）」及び「川の防災情報（下）」のファーストビュー

また、河川事務所においても同様に、河川毎に、破堤点毎の浸水想定区域図を検索できるウェブサイトを提供している（図 23）が、専門的知見の無い情報の受け手にとって、そもそも破堤点毎に検索することの必要性や意味が、分かりにくいと考えられる。



図 23　京浜河川事務所が提供する水害情報提供ウェブサイトの例

さらに、例えば川崎市のように、地方公共団体独自で、国が提供する水害情報と同様の事柄が検索できるウェブサイトが存在している事例（図 24）もある。国、河川事務所及び地方公共団体等により、リスク情報の提供が様々なやり方で行われており、情報は充実する一方、与えられる情報が多すぎると、情報の受け手にとって、検索コストが大きくなり、情報処理に時間がかかる等、デメリットも多いと考えられる。したがって、水害情報提供ウェブサイトが多種多様化している状況の改善、整理・統合が求められる。

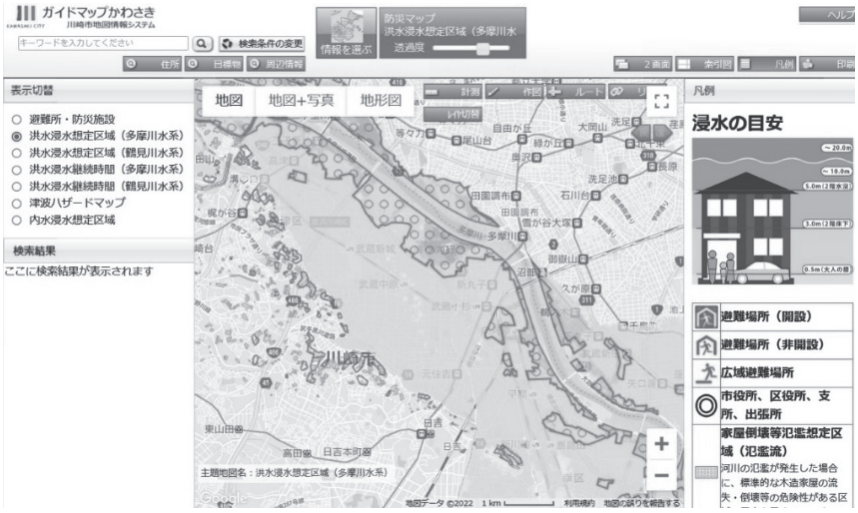


図 24　川崎市が提供する水害情報提供ウェブサイトの例

2.5.2 所管部局毎に異なる情報提供

2.4.3 でも述べたが、外水は河川部局、内水は下水道部局と等所管部局が別であること等から、ハザードマップがワンストップで確認できない場合がある（図 25）。また、外水について、河川管理者が異なると、ハザードマップが別々に公表され（図 26）、情報の受け手にとって、必ずしも理解しやすいものとはなっていない。このような観点からも、リスク情報の整理・統合が求められる。

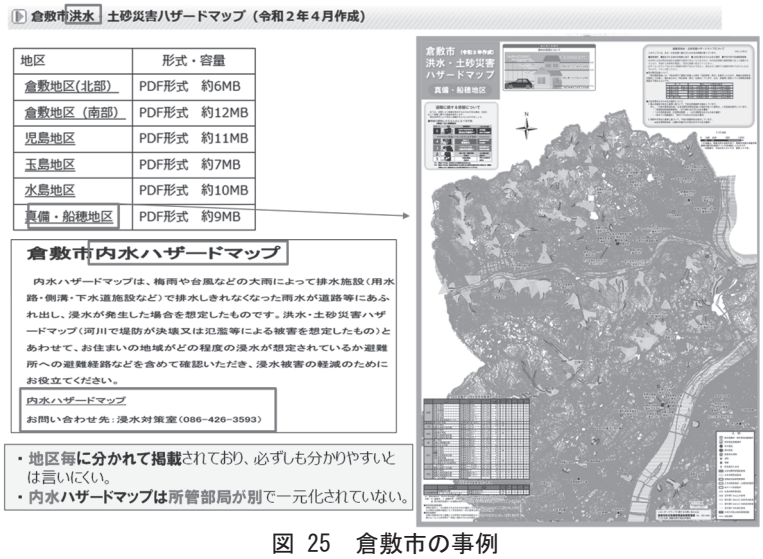


図 25　倉敷市の事例
倉敷市のウェブサイトより筆者作成

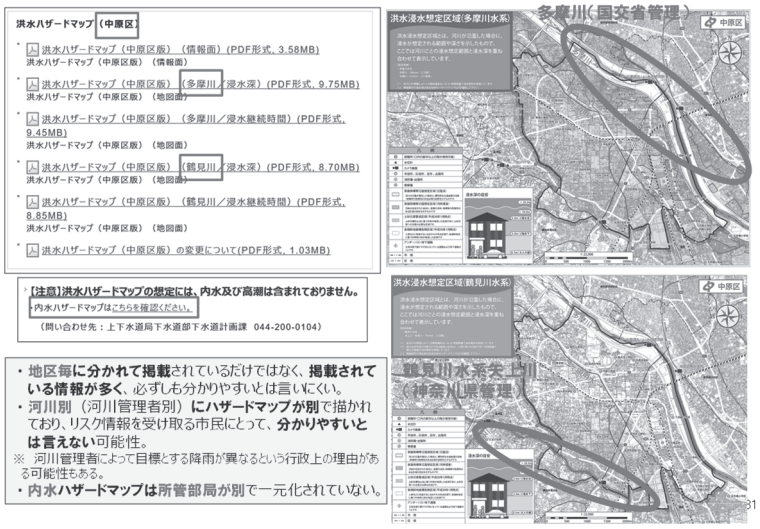


図 26　川崎市の事例
川崎市のウェブサイトより筆者作成

2.5.3 不動産情報検索ウェブサイトとの連携

需要する不動産の情報を検索するウェブサイトの一つである「LIFULL HOME'S」おいて、「住まい探しの段階から物件エリアにおける洪水リスクを知ることができるよう、地図から探す機能に『洪水ハザードマップ』を追加」[16]しており、検索した物件の浸水想定区域図における位置を確認できるようになっている。買い手が浸水リスクを考慮した取引を促すためには、このような取組が他の検索ウェブサイトにも波及することが望ましい。

一方、行政が公表している浸水想定区域図やハザードマップ、2.5.1 で述べた水害情報提供ウェブサイトと、「LIFULL HOME'S」の検索ウェブサイトを比較すると、後者の方が表示される浸水リスク情報のメッシュが荒いように見える。したがって、既に行政が提供している水害情報提供ウェブサイトと不動産情報検索ウェブサイトとの連携を高める取組も求められる。

2.5.4 既存住宅価格査定マニュアル等への水害リスクの精緻な反映

宅地建物取引業者が消費者に対して媒介価額に関する意見を述べる際に、消費者にとって納得しやすい根拠を合理的に示す手法として作成された、公益財団法人不動産流通推進センターによる「既存住宅価格査定マニュアル」において、水害リスクについては精緻に考慮することとされていない。

また、不動産鑑定士が不動産の鑑定評価を行うに当たっての統一的基準である「不動産鑑定評価基準及び不動産鑑定評価基準運用上の留意事項」においても同様に、水害リスクを精緻に考慮することは求められていない。具体的には、「不動産鑑定評価基準」においては、

[16] LIFULL HOME'S「不動産ポータルサイト初。LIFULL HOME'S、地図検索機能に『洪水ハザードマップ』追加」、2020 年 8 月 27 日、(https://lifull.com/news/18173/　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

「第３章不動産の価格を形成する要因、第２節（9)」において「洪水」とだけ規定されている。なお、「不動産鑑定評価基準運用上の留意事項」においては、「V 『総論第７章 鑑定評価の方式』について、1.価格を求める鑑定評価の手法について、(4) 収益還元法について、②DCF 法の適用について、イ割引率の求め方について、（ウ）金融資産の利回りに不動産の個別性を加味して求める方法」において、「自然災害等」とだけ規定されている。

このように、不動産価格を評価する際に水害リスクの適切な反映が行われない状況を改め、価格面から水害リスクを意識できる慣行に変えていくためには、「既存住宅価格査定マニュアル」や「不動産鑑定評価基準」において、水害リスクを精緻に反映するための見直しも求められる。

2.5.5 浸水想定区域図等における超過確率の考え方

国土交通省によれば、計画降雨の超過確率又は再現期間は、「現在までに得られた降雨記録に基づいて計算したものであり、将来も同様な降雨分布が期待されるという前提がある。例えば、10 年の再現期間をもつ降雨量は、10 年に 1 回の割合でそれを超えるような降雨量が発生することを意味」[17]しているとされる。

1 年目にある値を超える確率を$P_1 = P$とすると、2 年目に初めてある値を超える確率は、1 年目にある値を超えず､2 年目にある値を超えることになるので､$P_2 = (1-P)P$と表せる。これを一般化すると、n年目に初めてある値を超える確率は、1 から$n-1$年目まではある値を超えず、n年目にある値を超えることになるため、$P_n = (1-P)^{n-1} \cdot P$と表せる。

ここで、$S_n = \sum_{k=1}^{n} P_k$とすると

$$\lim_{n\to\infty} S_n = \lim_{n\to\infty} \sum_{k=1}^{n} P_k = \lim_{n\to\infty} \sum_{k=1}^{n} (1-P)^{k-1} \cdot P = \lim_{n\to\infty} \frac{P\{1-(1-P)^n\}}{P}$$

$$= \frac{P}{P} (\because 0 < 1-P < 1) = 1$$

となり、無限大の期間では、ある値が大きくても、超える確率の和は 1 に収束する。

次に、何年で初めてある値を超えるかについての期待値E_nは

$$E_n = \sum_{k=1}^{n} kP_k = \sum_{k=1}^{n} k(1-P)^{k-1} \cdot P$$

$$= 1 \cdot P + 2(1-P) \cdot P + 3(1-P)^2 \cdot P + \cdots + \mathrm{n}(1-P)^{\mathrm{n}-1} \cdot P \cdots ①$$

①の両辺に（1－P）を乗じると

$$(1-\mathrm{P})E_n = (1-P)P + 2(1-P)^2 \cdot P + \cdots + (\mathrm{n}-1)(1-P)^{\mathrm{n}-1} \cdot P + \mathrm{n}(1-P)^{\mathrm{n}} \cdot P \cdots ②$$

と表せる。

ここで、①-②より

[17] 国土交通省近畿地方整備局福井工事事務所「8. 超過確率について」
(https://www.kkr.mlit.go.jp/fukui/siryou/yougo/yougo8.html 閲覧日：2022 年 1 月 17 日)

$$PE_n = 1 \cdot P + 1 \cdot (1-P)P + 1 \cdot (1-P)^2 \cdot P + \cdots + 1 \cdot (1-P)^{n-1} \cdot P - n(1-P)^n \cdot P$$

$$= \sum_{k=1}^{n} (1-P)^{k-1} \cdot P - n(1-P)^n P = \sum_{k=1}^{n} P_k - n(1-P)^n P = S_n - n(1-P)^n P$$

$$\therefore E_n = \frac{S_n}{P} - n(1-P)^n$$

ここで、$0<r<1$でnr^nの極限を考えるとき、$r = \frac{1}{1+h}, h > 0$とおくと

$\left(\frac{1}{r}\right)^n = (1+h)^n = 1 + {}_nC_1 h + {}_nC_2 h^2 + \cdots + {}_nC_n h^n > {}_nC_2 h^2 = \frac{n(n-1)h^2}{2}$ より $r^n = \left(\frac{1}{1+h}\right)^n < \frac{2}{n(n-1)h^2}$

よって、$0 < nr^n < n \cdot \frac{2}{n(n-1)h^2} = \frac{2}{(n-1)h^2} \xrightarrow{n\to\infty} 0$

より、$0<r<1$ のとき、$\lim_{n\to\infty} nr^n = 0$…③

したがって、$\lim_{n\to\infty} n(1-P)^n = 0$（$\because$ ③$\wedge 0 < 1-P < 1$）…④

$$E_\infty = \lim_{n\to\infty} E_n = \lim_{n\to\infty} \left\{\frac{S_n}{P} - n(1-P)^n\right\} = \lim_{n\to\infty} \frac{S_n}{P} - \lim_{n\to\infty} n(1-P)^n = \lim_{n\to\infty} \frac{S_n}{P} \left(\because ④\right)$$

$$= \frac{1}{P}\left(\because \lim_{n\to\infty} S_n = 1\right)$$

このように、超過確率の逆数が再現期間に等しいことが導かれる。

ただし、地震動に関し、ある地点で 1 年間に発生した地震動の強さの最大のものを年最大地震動として、それが年毎に独立で同じ確率分布に従うと仮定すれば、年超過確率の逆数を再現期間と考えることができるものの、年毎に独立という仮定は当てはまり難い[18]との指摘もある。本項では、地震動と降雨の両方の年超過確率（又は再現期間）を取り扱って考察するため、あくまで一般的で簡便な概念として述べたに過ぎない。

ここで、建築基準法令では、稀に起こる中規模の地震動（所謂 L1）でほとんど損傷しないこと、極稀に起こる大規模の地震動（所謂 L2）で倒壊・崩壊しないを目標に、建築物を設計するよう求めているが、当該地震動の再現期間は、数十年に一度、数百年に一度程度とされている（図 27)。具体的には、東京地区においては L1 が 30 年、L2 が 500 年程度となっている（図 28)。

[18] 神田順(2005)、「地震動の再現期間と超過確率」、地盤工学会誌『土と基礎』、vol.53、No6、Ser.No.569、 p.38 、(https://dl.ndl.go.jp/view/download/digidepo_10444122_po_ART0005444970.pdf?contentNo=1&alternativeNo= 閲覧日：2022 年 1 月 17 日)

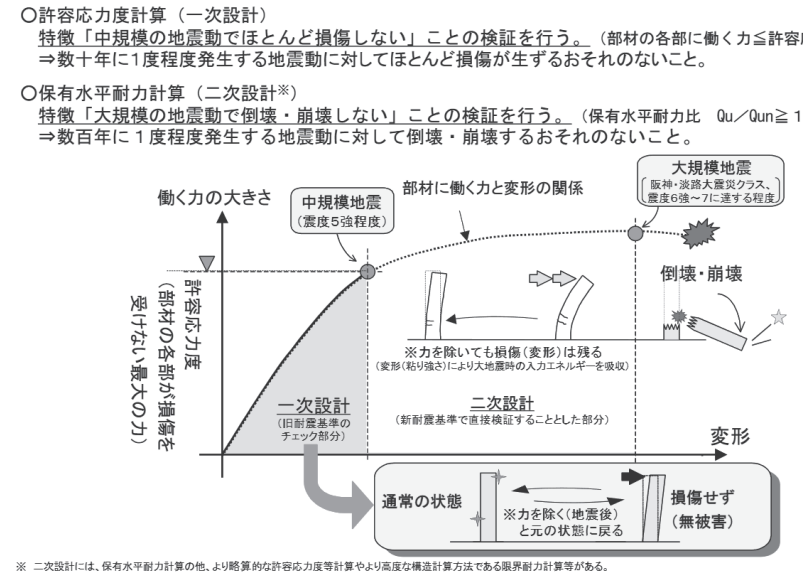


図 27　建築基準法の耐震基準の概要

出所）国土交通省ウェブサイト　（https://www.mlit.go.jp/common/000188539.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

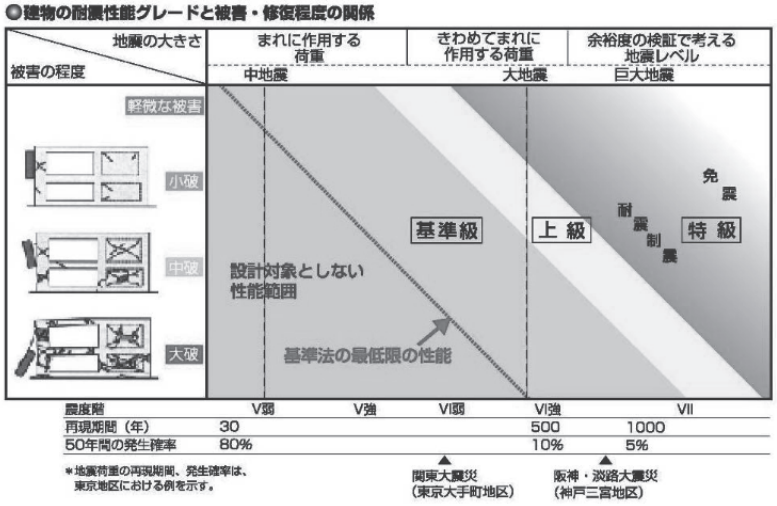


図 28　地震の大きさと再現期間

出所）国土交通省 社会資本整備審議会建築分科会第 19 回基本制度部会　資料 4「日本建築構造技術者協会」、p.1、図-1、（https://www.mlit.go.jp/common/000044530.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

建築基準法施行令第 88 条で規定される地震力は、標準せん断力係数（C_0）等を用いて求めることとなるが、同令第 2 項により所謂 L1 の地震力として C_0=0.2 以上、第 3 項により所謂 L2 の地震力として C_0=1.0 以上を用いることとされている。当該地震力については、同令第 1 項により、その地方における過去の地震の記録に基づく震害の程度及び地震活動の状況その他地震の性状に応じ、係数 Z を乗じて算出されるが、防災科学技術研究所によると、地震荷重の再現期間は、C_0=1.0 に対応する L2 で概ね 400 年から 500 年程度、C_0=0.2 に対応する L1 で概ね 20 年から 30 年程度とされている[19]（図 29）。

[19] 国立研究開発法人防災科学技術研究所研究資料（2004）「防災科学技術研究所研究資料第 258 号地震動予測地図の工学利用－地震ハザードの共通情報基盤を目指して－＜地震動予測地図工学利用検討委員会報告書＞平成 16 年 9 月」、p.86、図 4.3.3、（https://www.j-map.bosai.go.jp/j-map/result/tn_258/　閲覧日：2022 年 1 月 23 日）

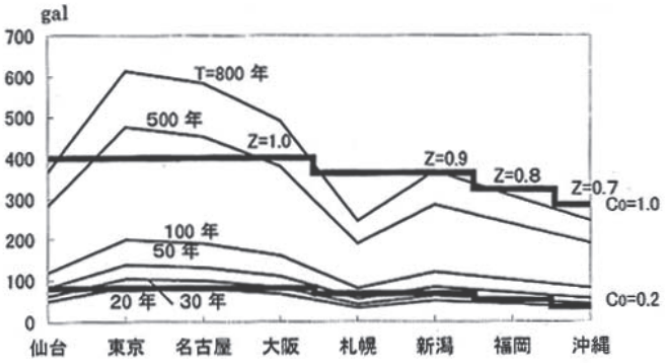


図 29　全国各都市における地震荷重と再現期間

防災科学技術研究所が、全国 8 都市における旧建築基準法で定められる地震荷重を建築学会の荷重指針[20]の統計資料を用いて再現期間で表したもの。Z は旧基準の地震地域係数。

出所）防災科学技術研究所研究資料（2004）「防災科学技術研究所研究資料第 258 号地震動予測地図の工学利用－地震ハザードの共通情報基盤を目指して－＜地震動予測地図工学利用検討委員会報告書＞平成 16 年 9 月」、p. 86、図 4.3.3、(https://www.j-map.bosai.go.jp/j-map/result/tn_258/　閲覧日：2022 年 1 月 23 日)

また、国際標準化機構(ISO)の一般構造物を対象にした地震荷重規格(ISO3010)[21]において地震荷重に関する世界共通の考え方が提示されており、終局状態（所謂 L2）として再現期間 500 年、使用限界状態（所謂 L1）として再現期間 20 年が示されている[22]（図 30)。このように、建築物に対する地震力の再現期間についての概念は L1 及び L2 ともに一定程度統一されており、建築基準法においては、原則として明確に地震力を特定できるように規定されている。

限界状態	重要度	荷重係数	地震動強さの代表値	再現期間
終局限界状態	高	1.5～2.0	0.4G	500 年
	中	1.0		
	低	0.4～0.8		
使用限界状態	高	1.5～3.0	0.08G	20 年
	中	1.0		
	低	0.4～0.8		

図 30　ISO3010 における荷重係数と代表値の例

出所）国土交通省（2002）「土木・建築にかかる設計の基本」、p. 15、表 3-2、
(https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha02/13/131021/131021.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 23 日)

一方、浸水想定区域図作成に際し、L2 は年超過確率 1/1000 程度の降雨量[23]とされている。しかし、L2 以外の降雨については、「洪水浸水想定区域図作成マニュアル（第 4 版）」では、「①中頻度（100 年に 1 回程度）の降雨規模（年超過確率の目安：1/200～1/80）②中高頻度（50 年に 1 回程度）の降雨規模（年超過確率の目安：1/80～1/30）③高頻度（10 年に 1 回程

[20] 一般社団法人日本建築学会（1993)、『建築物荷重指針・同解説』
[21] ISO3010、 Bases for design of structures - Seismic actions on structures、2000
[22] 国土交通省（2002）「土木・建築にかかる設計の基本」、p. 15、表 3-2、
(https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha02/13/131021/131021.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 23 日）及び防災科学技術研究所研究資料（2004）「防災科学技術研究所研究資料第 258 号地震動予測地図の工学利用－地震ハザードの共通情報基盤を目指して－＜地震動予測地図工学利用検討委員会報告書＞平成 16 年 9 月」、p. 84、表 4.3.2、
(https://www.j-map.bosai.go.jp/j-map/result/tn_258/　閲覧日：2022 年 1 月 23 日)
[23] 国土交通省 水管理・国土保全局（2015）「浸水想定(洪水、内水)の作成等のための想定最大外力の設定手法」、p. 8、
(https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/shinsuisoutei_honnbun_1507.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日)

度）の降雨規模（年超過確率の目安：1/30～1/5）」[24]とされ、明確に統一的な年超過確率（又は再現期間）が定められている訳ではない。また、河川の重要度に対応して計画の規模(対象降雨の降雨量の超過確率年)が設定されるが、その前提となる河川の重要度について、「河川砂防技術基準　計画編　技術資料」では、流域の大きさ、地域の社会的経済的重要性、想定される被害の量と質、過去の災害の履歴等の要素を考慮して定めることとされている[25]。

内水ハザードマップの作成に際し、「内水浸水想定区域図作成マニュアル（案）」では、既往最大降雨や他地域での大規模な降雨、洪水浸水想定区域図の対象降雨と同一の降雨・降雨波形又は同規模（確率）の降雨を設定する方法の他、これらの降雨よりも小さな降雨を追加することも有効とされている[26]。

このように、浸水想定区域図や内水ハザードマップの作成に際し、想定最大降雨 L2 の年超過確率 1/1000 以外の降雨の年超過確率（又は再現期間）については、河川毎に裁量的に決定されること等とされており、内水についても一律で定められた超過確率（又は再現期間）は存在していない。

建築物については、想定する外力の再現期間（又は年超過確率）について、L1 及び L2 について、一定の共通概念が示されており、リスク情報の受け手にとって理解しやすい。一方、浸水想定区域図等によるリスク情報提供では、想定される降雨の年超過確率（又は再現期間）が統一されておらず、リスク情報の受け手にとって、必ずしも分かりやすいものとはなっていない。治水整備には莫大な予算を要すること等のため治水整備の目標とする想定降雨の年超過確率（又は再現期間）が各河川毎に異なることはやむを得終えないが、リスク情報提供の観点からは、少なくとも、全ての河川において統一的な年超過確率（又は再現期間）を定め、どの河川の浸水想定区域図を見ても、統一的基準で一様にリスクが読み取ることができるようにした上で、地域の実情等を踏まえ必要に応じ、その他の降雨の年超過確率（又は再現期間）も追加するというような情報提供の方法が求められる。

2.6　小括

本章においては、流域治水関連法や宅建業法施行規則改正など水害の激甚化・頻発化を踏まえた法制面から取組、火災保険水災料率の見直しや浸水想定区域図の性能向上に係る取組の動き、その他の改善の余地があること等について、主に、リスク情報提供の観点から述べた。次章では、浸水リスクの情報の非対称性により生じる市場の失敗等の他、被災リスクのある者に自助努力を促しつつ望ましい治水整備如何に達成するか等について考察する。

---

[24] 国土交通省水管理・国土保全局 河川環境課・水防企画室国土技術政策総合研究所河川研究部水害研究室（平成 27 年 7 月）「洪水浸水想定区域図作成マニュアル（第 4 版）」、p.31、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/manual_kouzuishinsui_1710.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

[25] 国土交通省 水管理・国土保全局「河川砂防技術基準 計画編 技術資料」、基本計画編第 2 章第 2 節-4、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/gijutsu/gijutsukijunn/keikaku/pdf/2-2_g.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

[26] 国土交通省水管理・国土保全局下水道部（平成２８年４月）「内水浸水想定区域図作成マニュアル（案）」、p.18、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/souteizu_manual.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

第3章　望ましい治水整備とリスクのある者の自助努力についての考察

3.1　浸水リスクの情報の非対称性がもたらす市場の失敗等

一般に、短期的には不動産の供給曲線は垂直に描かれることが多いが、ここでは、短期だけを考察対象とはしていないため、中長期的に、右上がりの供給曲線を仮定する。浸水リスクのある不動産の所有者（売り手）はその地域に長期間暮らしているため浸水リスクについて経験的に熟知しており、浸水リスクについて完全な情報を持っている一方、その地域外から当該不動産を需要する買い手は浸水リスクに関する情報を持っていないとすると、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在する。

買い手も浸水リスクについての情報を持っており、情報の非対称性が存在しなければ、買い手は浸水リスクを考慮して支払い許容額を下げるため、真の需要曲線は D'と表せる。しかし、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在し、買い手が浸水リスクについての情報を持たない場合には、買い手は浸水リスクを考慮せず、支払い許容額を下げないため、需要曲線は D と表せる（図 31）。

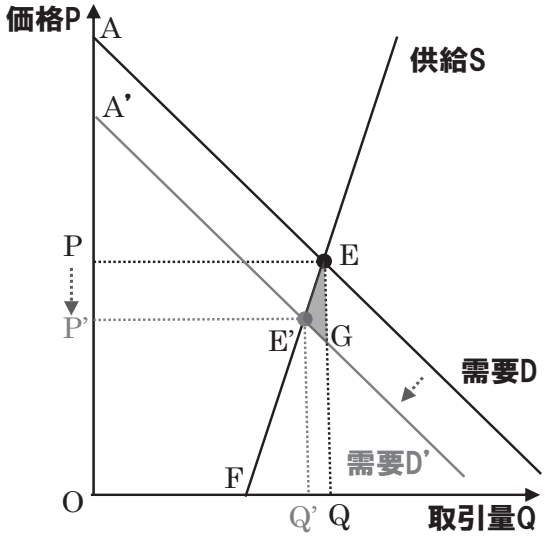


図 31　情報の非対称性がもたらす市場の失敗[27]

ここで、情報の非対称性がなく、買い手が浸水リスクを考慮して取引し、真の支払い許容額を提示する場合、つまり、需要曲線が D'のとき、消費者余剰は△A'P'E'、生産者余剰□P'OFE'となり、社会的余剰は□A'OFE'＝ △A'P'E'＋ □P'OFE'と表せる。一方、情報の非対称性が存在し、買い手が浸水リスクを考慮せずに取引に入り、支払い許容額を下げない場合、つまり、需要曲線が D のとき、消費者余剰は△APE、生産者余剰は□POFE、浸水リスクが顕在化した場合の外部不経済は□AA'GE となり、社会的余剰は△APE＋□POFE－□AA'GE＝□A'OFE'－△EE'G（死荷重）と表せる。

[27] 小田切宏之（2001）『理論・実証・政策　新しい産業組織論』、有斐閣、p. 147、図 8①、篠村（2010）「都市型水害におけるハザードマップ効果の考察」、p. 8、図 2-7 及び図 2-8 を参考にしている。

このように、情報の非対称性が存在する場合は、情報の非対称性が無い場合と比較して、死荷重（浸水被害が発生した場合のコスト等）△EE'G が発生するため、政府介入により、情報の非対称性を解消することが求められる。具体的には、浸水想定区域指定（浸水想定区域図公表）等により、売り手と買い手の間に存在する情報の非対称性を解消することが必要となる。

ここで、既に浸水想定区域図が公表され、買い手が浸水リスクの情報を完全に入手可能であれば、売り手と買い手の間に存在する情報の非対称性が解消されると考えられる。しかし、公表されている浸水想定区域図等の浸水リスクの情報が不完全であれば、依然として情報の非対称性は存在することとなる。また、仮に完全なリスク情報が公表されていても、リスク情報の入手に時間を要し、あるいは、リスク情報を入手した者が当該リスク情報を理解するまでに時間がかかるならば、取引費用の観点から、情報の非対称性が解消されない場合も考えられる。

その他、実際に水害が発生した場合や、不動産取引時にハザードマップにおける取引物件の位置の説明を受けた場合には、リスクが明らかとなり、情報の非対称性が解消され、買い手は浸リスクについて正しく認識すると考えられる。しかし、浸水想定区域の一部のみで水害が発生するなどリスクの顕在化が限定的であること、宅建士による説明が不十分であること又は買い手の理解度が十分でないこと等により、依然として、情報の非対称性が解消されないことも考えられる。

一方、リスク情報が正しく公表されている場合、昔から水害が頻発しリスクが周知されている場合等そもそも、情報の非対称性が存在しないということも考えられる。しかし、そのように情報の非対称性が無い場合であっても、浸水リスクの評価に認知バイアスがあれば、買い手は浸水リスクを考慮した取引をしないため、支払い許容額が高くなり、需要曲線は D となるため、真の需要曲線 D'と乖離する。

なお、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在する場合において、水害の発生又はリスク情報提供政策（浸水想定区域指定、宅建業法施行規則改正によるハザードマップにおける取引物件の位置の説明義務化）により情報の非対称性が解消されたとしても、リスク評価に認知バイアスが存在すれば、買い手は浸水リスクを考慮して取引を行わないため、需要曲線は D となり、真の需要曲線 D'と乖離する。

このように、情報の非対称性等[28]により需要曲線 D が真の需要曲線 D'と乖離する場合には、政府介入によって適切に情報提供を行うこと等により、買い手に浸水リスクを考慮した取引を促すことが求められる（図 32）。政府の介入により措置されたリスク情報の提供に関する政策（浸水想定区域の公表、宅建業法施行規則改正によるハザードマップにおける取引物件の位置の説明義務化）と実際に発生した水害が、不動産市場に与える影響について、次章において実証分析を行う。

[28] リスク評価に認知バイアスがある場合を含む

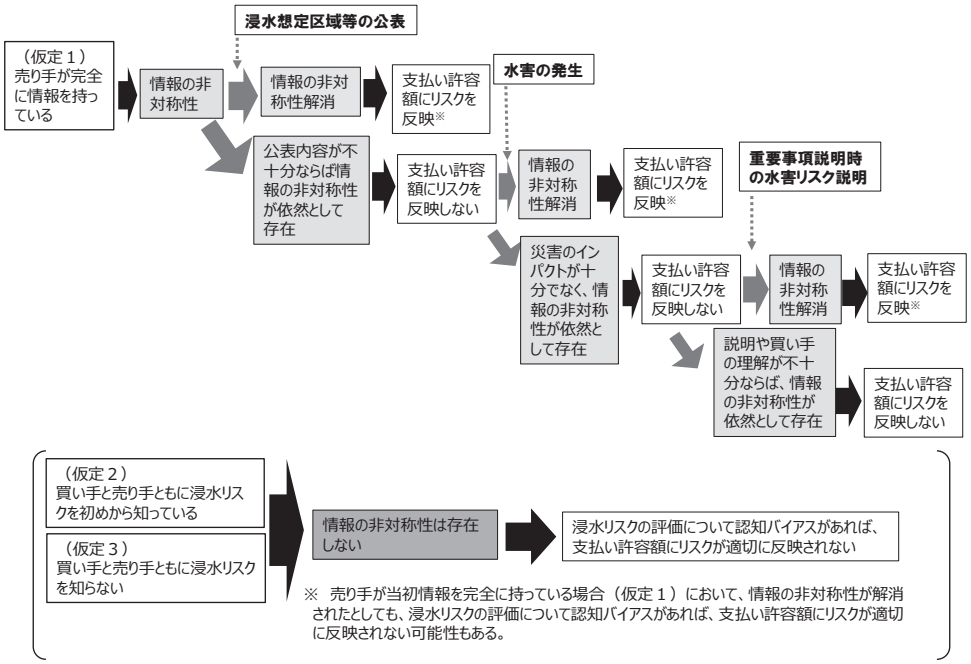


図 32　情報の非対称性と支払い許容額

3.2　浸水リスクのある地域における人口集中

前節のとおり、情報の非対称性等により、買い手が浸水リスクを支払い許容額に反映してないとすると、需要曲線は、浸水リスクが考慮された真の需要曲線 D'から乖離した D の位置に存在し、死荷重が発生する。そうすると、社会的に望ましい水準よりも多く者が浸水リスクのあるエリアに住むことになり、災害発生時における行政コスト等が増大する可能性がある。浸水想定区域の公表や不動産取引時の浸水リスクの説明義務化は、このような状況を改善し、情報の非対称性の解消等に資するものである。仮に、それらの政策に一定の効果が認められる場合や、実際に水害が発生した場合には、情報の非対称性が解消されること等[29]により、合理的でリスク回避的な買い手の支払い許容額が低下し、不動産価格が下落することが考えられる。

しかし、その一方で、被災時における政府の支援制度による救済を期待し、不動産価格の下落を奇貨として、浸水リスクを承知の上で、敢えて、取引に入る買い手も一定程度存在する可能性もある。そのような買い手の行動は、浸水リスクエリアへの人口増加に資することとなり、自助努力も行わないため、災害時の行政コスト等を増加させる。

また、そもそも我が国は狭隘な国土であり、浸水リスクエリアが既に市街化され利便性も高いため、浸水リスクが顕在化することよりも日常生活の利便性を重視する等という観点から、リスク認知バイアス（楽観主義的バイアス[30]）によりリスクを過小評価する買い手が

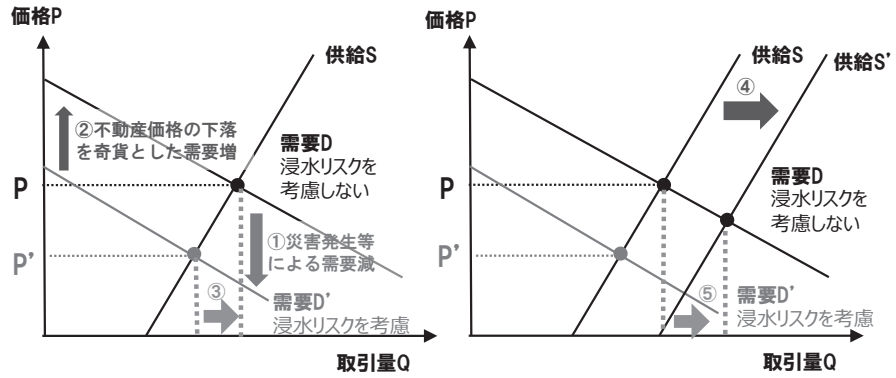
[29] 楽観的に浸水リスクを過小評価するなどリスク評価に認知バイアス（楽観主義的バイアス）が存在する場合に、実際の水害の発生によって、そのリスク評価が修正されることを含む

[30] Weinstein, N. D. 1980 Unrealistic optimism about future life events. Journal of Personality and Social Psychology, 39(5), 806-820、
(https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.535.9244&rep=rep1&type=pdf　閲覧日：2022 年 1 月 26 日)

存在し、不動産価格下落を奇貨として、敢えて、浸水リスクエリアに住もうと新たに取引に入る場合も一定程度考えられる。そのような買い手は、リスクに対し保険料が割高であると感じるため、保険加入を怠る等自助努力を行わない。そうした買い手の行動が、災害時の行政コスト等を増大させる。

加えて、浸水リスクの精緻な反映ができていない現在の保険制度下では、リスクに対し保険料が割安であることから、浸水リスクエリアに居住し続ける者も一定数存在すると考えられる。

このように、不動産価格の下落を契機として、逆に不動産需要が増加してしまい、災害時の行政コスト等が増大する等、浸水リスクエリアでの被害が更に増大するという悪循環に陥る可能性もある（図 33）。このような状況について、山崎・中川は「リスクが高いため多くの人がその地を離れようとする結果生じる地価の低下が、リスクを気にしない人々をひきつけてしまう」[31]と指摘しているところである。



① 災害や浸水想定区域公表等により**情報の非対称性が解消**される（又はリスク評価に認知バイアスが存在する場合にその評価が適正に修正される）場合に、**合理的な買い手は浸水リスクを考慮し、支払い許容額を低下**させ、需要曲線はD'に位置すると仮定。

② **不動産価格の下落を奇貨**として、災時の政府救済等を期待する者や依然としてリスク認知バイアス（楽観主義的バイアス）のある者が、**敢えて、浸水エリアに住もうと新たに取引に入る**場合があると仮定すると、**不動産需要が一定程度上がり**、需要曲線がDに位置するようになる。

③ **不動産取引も活発**になり、**災害時の行政コスト等も増大**する可能性がある。

④ **不動産需要が上がれば、不動産取引や不動産開発が進み**、更に不動産**供給が増える**可能性がある。

⑤ そうすると、更に、**災害時の行政コスト等も増加**し、悪循環の陥る可能性がある。

図 33　浸水リスクのある地域における人口集中の流れ

実際のところ、我が国においては、洪水災害リスクのあるエリアに全人口の約 28.7%が居住しており、災害リスクの高いエリアへの人口集中・機能集中が起きている（図 34）。兵庫県尼崎市のように、中心市街地を含む既成市街地の大部分が浸水想定区域となっている（図 35）[32]にもかかわらず、「関西住みたい街ランキング 2019」で 5 位[33]と不動産需要が高い事例

[31] 山崎福寿、中川雅之（2001）『経済学で考える　人口減少時代の住宅土地問題』、東洋経済新報社、p. 48

[32] 国土交通省「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会第 2 回資料 2-2「第 1 回検討会の補足説明資料等」、p. 5、（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/content/001341480.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 30 日）

[33] 「関西住みやすい街 1 位は尼崎『芦屋より評価された』」『朝日新聞』、2019 年 11 月 20 日、電子版、（https://www.asahi.com/articles/ASMCM6HXSMCMPTIL02F.html）

もある。また、「浸水のリスクが高く、かつては宅地として避けられてきた地域も、便利なため開発が進んで、人口が増えている」[34]との報道もある。



災害リスク地域とリスク地域に居住する人口の推移
（上図は４災害リスクエリアの重ね合わせ図）

対象災害	リスクエリア面積（国土面積に対する割合）	リスクエリア内人口（2015）（全人口に対する割合）	リスクエリア内人口（2050）（全人口に対する割合）
洪水災害	約20,000㎢(5.3%)	3,651万人(28.7%)	3,066万人(30.1%)
土砂災害	約59,600㎢(15.8%)	810万人(6.4%)	525万人(5.1%)
地震災害（震度災害）	約64,100㎢(17.0%)	7,061万人(55.6%)	6,036万人(59.2%)
津波災害	約17,000㎢(4.5%)	2,000万人(15.7%)	1,606万人(15.8%)
４災害いずれか	**約132,500㎢(35.0%)**	**9,033万人(71.1%)**	**7,483万人(73.4%)**

図 34　災害リスクの高い地域への人口・機能の集中
出所）国土交通省「総力戦で挑む防災・減災プロジェクト～いのちとくらしをまもる防災減災～」第一弾パンフレット、p.2、（https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/img/browse_relation.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）

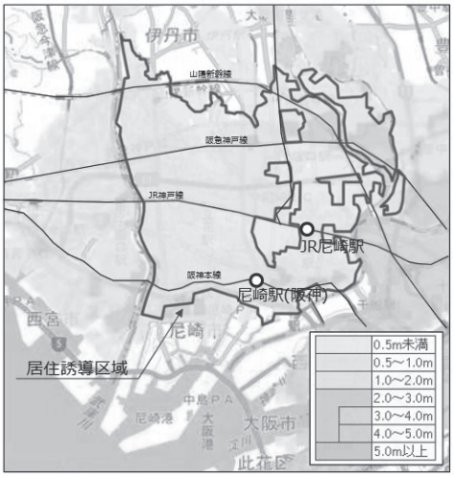


図 35 尼崎市の L1 浸水想定区域と既成市街地
出所）国土交通省「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会第 2 回資料 2-2「第 1 回検討会の補足説明資料等」、p.5、（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/content/001341480.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 30 日）

財政制約又は国土の性質上、ハード政策面のみから浸水リスクをゼロにすることは困難であるが、被害は最小限に留めなければならない。ここで、政府救済を期待しリスクを承知の上で、又はリスクを過小評価して取引に入る者がいる場合、災害時の行政コスト増大等に繋がるため、そのような者が高リスクエリアに住まないようにすることや、適切なコスト負担を促すことによる被害軽減等が求められる。つまり、被災リスクのある者に保険加入等の自助努力を促しつつ、適切な治水整備の実現が必要となる。

[34] 「多摩川沿い なぜ“浸水エリア”に新築が… 徹底分析しました」『NHK NWES WEB』、2019 年 12 月 3 日、電子版、（https://www3.nhk.or.jp/news/special/saigai/select-news/20191203_01.html　閲覧日：20222 年 1 月 20 日）

3.3　適切な治水整備の水準

本節では、被災リスクのある者（浸水想定区域内の住民）と河川管理者がどのようなやり方で損害負担をすれば、適切な治水整備が実現できるのか等について考察する。

3.3.1　損害の予防水準

まず、適切な治水整備の水準について考察する。福井は「取引費用が大きい場合には、損害負担について予め契約に盛り込みにくいため、法による事後の損害負担のルールが極めて重要な意味を持つ。損害負担をめぐるルールの目標は、米国のグルド・カラブレイジが定式化したように、予防費用・事故費用及び運用費用の３つの費用の合計を最小化することである」[35]と述べている。また、桐山・岡本は、「取引費用が存在する場合には、損害配分ルールの設定により、社会的に最適な状況が導かれるかどうか左右される。これは、最も効果的に事故を防止しうる者に損害を配分しない場合には、事故を防止するインセンティブを与えることができないためである。取引費用が存在するときには、最も安い費用で損害を回避できる主体を選び、その主体に損害賠償責任を負担させれば、取引費用のかかる社会においても、社会的効率性を実現できる。これは、カラブレイジによって唱えられた概念」[36]であると述べている。

ここで、事故を防ぐために支出される費用を「予防費用」とすると、豪雨等による浸水被害を考える場合、災害を防ぐために支出される治水整備費用が予防費用となる。被害者の期待損害額を「事故費用」とすると、浸水被害が発生した場合に必要となる復旧費用が事故費用となる。損害負担ルールの運用に要する費用は「運用費用」であり、裁判所等の法の運用に係る機関の設置・弁護士の費用等であるが、本稿では単純化のため、運用費用を捨象し、予防費用と事故費用のみを考える。事故の予防水準 x を上げる程予防費用は増加する一方、事故発生確率（被災確率）は小さくなるため、「事故費用＝事故発生確率×事故損害」は減少する。予防費用と事故費用の和である社会的費用が最小となる予防水準 x^*が最適な水準で、望ましい治水の整備水準である（図 36）[37]。

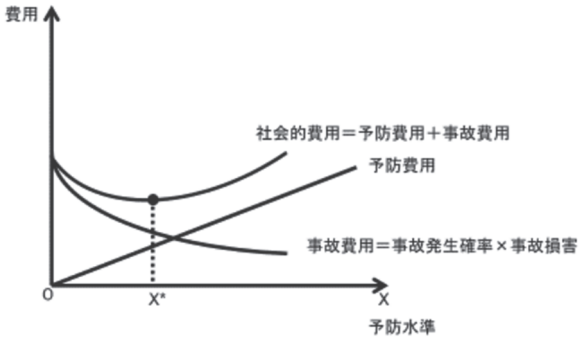


図 36　損害の予防水準

出所）福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、p.90、図 1

[35] 福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、p.89

[36] 桐山・岡本（2001）『国土交通政策研究第 1 号／平成 13 年 6 月公物の設置・管理に係る賠償責任のあり方に関する研究～「法と経済学」による分析～』、p.18、（https://www.mlit.go.jp/pri/houkoku/gaiyou/pdf/kkk1.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

[37] 福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、pp.89-90

ここで、予防xを実施するに当たり費用aを要するとすると、
予防費用$y_1 = ax$と表せる（$a > 0, a = const.$）。

さらに、被害者が被る事故損害を b 、事故発生確率を $P(x)$とすると、
事故費用$y_2 = b \cdot P(x)$と表せる（$b > 0, b = const.$）。

ここで、予防水準を上げる程事故発生確率は小さくなるが、$P(x)$はxの減少関数であり、その変化率は逓減的であると考えられるため、ここでは、

$P(x) = \dfrac{1}{x+c}$とおくと、事故費用$y_2 = \dfrac{b}{x+c}$と表せる（$c > 0, c = const.$）。

したがって、社会的費用は予防費用と事故費用の和であるから、

社会的費用 $y = y_1 + y_2 = ax + \dfrac{b}{x+c}$が最小となるとき、$\dfrac{dy}{dx} = a - \dfrac{b}{(x+c)^2} = 0$

$\therefore x = \sqrt{\dfrac{b}{a}} - c = x^*$ が最適な予防水準（整備水準）となる。

ところで、最適予防水準x^*は予防費用y_1を 1 単位上げることに伴う予防費用の増大分

$\dfrac{dy_1}{dx} = a$と、それに対応する事故費用y_2の減少分$\left|\dfrac{dy_2}{dx}\right| = \dfrac{b}{(x+c)^2}$が一致する予防水準、つまり、限界費用 MC と限界便益 MB とが一致する予防水準と考えることもできる（図 37）。

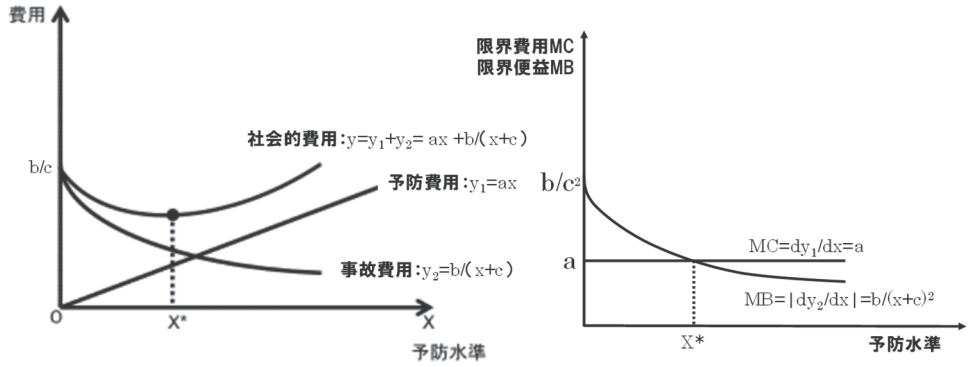


図 37　限界費用と限界便益から考える損害の予防水準
出所）左図は福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、p. 90 図 1 を一部改変、右図は著者作成

3.3.2 無過失責任原則と過失責任原則

次に、損害負担ルールについて、無過失責任原則と過失責任原則の２種類を比較する。無過失責任原則とは、整備水準の高低に関わらず、加害者に常に災害復旧費用を負担させるルールである。無過失責任原則では、社会的費用＝予防費用＋事故費用がそのまま加害者の私的費用となるため、加害者は自らの負担を最小にするために、最適な予防水準x^*を選択する（図 38）。桐山・岡本は、「道路施設の設置・管理の瑕疵を問う国家賠償請求が行われる事例の多くは、道路利用者の交通事故の形をとる。すなわち、道路上で交通事故が発生して損害が発生した場合に、事故の原因が道路の設置又は管理の瑕疵によるものと主張し、道路

管理者に損害賠償を求める」[38]と述べているとおり、道路等の人工公物管理瑕疵の裁判の基準は、無過失責任原則に近いと考えられる。

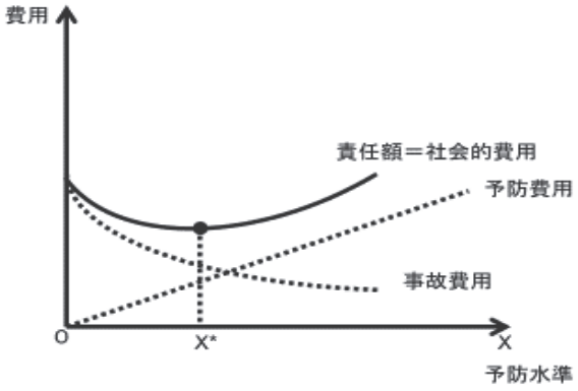


図 38　無過失責任原則の場合の責任額
出所）福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、p. 92、図 3

ここで、事故の予防が加害者のみに可能である「予防の一方性」の状況ではなく、事故の発生確率や予防費用が、加害者・被害者等の複数当事者の予防行為に依存する「予防の双方性」が存在する状況等であれば、被害者等による効率的な事故予防も可能であり、加害者の無過失責任では、被害者に予防措置を講じるインセンティブを与えることができないため、社会的費用の最小化の達成は困難になると考えられる[39]。

そこで、次に、過失責任原則を考える。まず、事故の予防が加害者のみに可能である「予防の一方性」の状況を仮定する。予防は加害者においてのみ可能だから、加害者が有責となる基準をx^*とし、予防水準がx^*未満であったときに加害者に過失があるとして、損害賠償負担を加害者に負わせるというものが、過失責任原則である。責任額はx^*で不連続であるが、x^*を上回る予防水準を取っていた時の加害者の責任額は予防費用のみとなるため、加害者にとって責任額最小となる予防水準はx^*である[40]。したがって、最適な注意水準x^*に等しい注意義務基準が定められている限り、予防水準x^*で支出を最小にしようとするインセンティブが加害者に働くため、社会的費用は最小となる（図 39）。このような過失責任原則は、「予防の双方性」がある場合にも成立し、一般に、予防の一方性の状況下では無過失責任原則が望ましく、予防の双方性の状況下では過失責任原則が望ましいとされている[41]。

桐山・岡本は、「河川は、そのままでは危険であるものを、治水事業を行うことによって徐々に安全性を高めていくものである。さらに、治水事業の実施については、様々な財政的、技術的、社会的制約があるうえに、河川管理は、道路管理と異なり、簡易、臨機的な危険回避の手段を採ることもできない。それゆえ、道路等、人工的に安全性を備えた物として設置

[38] 桐山・岡本（2001）『国土交通政策研究第 1 号／平成 13 年 6 月公物の設置・管理に係る賠償責任のあり方に関する研究～「法と経済学」による分析～』、p. 32、（https://www.mlit.go.jp/pri/houkoku/gaiyou/pdf/kkk1.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）
[39] 福井秀夫（2010）　『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、pp. 91-92
[40] 福井秀夫(2010)『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、pp. 90-91 を参考にしている。
[41] 福井秀夫（2010）　『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、pp. 91-92

され管理者の公用開始行為によって公共の用に供される営造物とは異なる瑕疵の判断基準が設けられており、河川の管理責任は限定的に解される傾向がある」[42]と述べており、河川水害に係る裁判の基準は、過失責任原則に近いと考えられる。

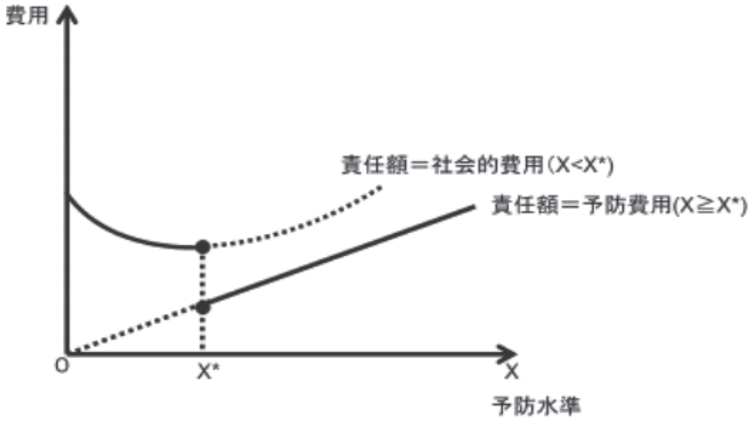


図 39 過失責任の場合の責任額

出所）福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、p. 91、図 2

3.3.3 被災リスクの高い者への対応

豪雨による水害については、全ての住民が潜在的な被害者であるわけではなく、被害者が浸水想定区域内の住民に限られるため、堤防等の治水整備により恩恵を受けるのは、浸水想定区域内の住民に限定される。したがって、治水整備の財源を、全ての住民から徴収するのか、被害リスクのある住民のみから調達するのかについて、議論の余地がある。上記 2.3.4 で述べた通り、東京都の例では、一般的に高リスクと考えられる大きな浸水深であっても、火災保険の水災補償に係る付帯率が 90%程度であり、約 10%の者は水災補償を付けていない（図 15）。また、2. 4 の通り、浸水想定区域図で表されるリスク情報にはそもそも改善の余地があるものの、ほぼ正しいリスク情報が提供されていたとすると、浸水想定区域内では、被害を事前予測できるため、高床化等の必要な建築工法面からの対策等を行えば、住民の側においても被害を軽減するような対策を採ることも可能であるはずである。

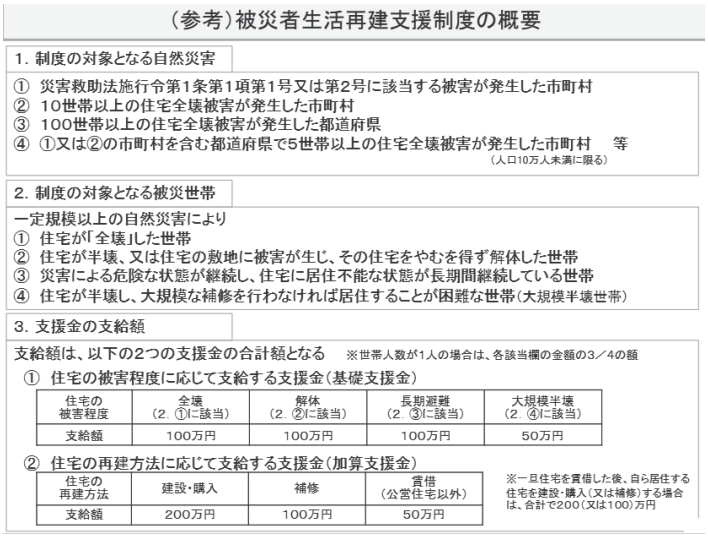
しかし、そのような自助努力を講じなくとも、被災者生活再建支援制度など行政からの被災者への支援措置が手厚く用意されており、仮に、被災者が自助努力を怠っていても、救済される場合がある（図 40）。すると、災害後の政府支援を期待し、保険加入等の自助努力を怠り、浸水リスクを承知の上で、敢えて浸水リスクエリアに住み続け、また、新たに住む人々も一定数いると考えられる。

したがって、福井が「リスク対応は、防潮堤などの安全施設整備の受益が及ぶ地域で生じる固定資産税収を財源として、その地域の自治体が施設整備の有無、整備水準を意思決定するのが望ましい。そうすれば、安全な地域への集住が進む。それでも発生する自然災害に対

[42] 桐山・岡本(2001)『国土交通政策研究第 1 号／平成 13 年 6 月公物の設置・管理に係る賠償責任のあり方に関する研究～「法と経済学」による分析～』、p. 34

しては、被害救済の負担が外部性として発生する以上、場合により、強制加入を含めて、リスクに応じた料率の保険制度で備えなければならない。」[43]と指摘しているように、保険への強制加入や被害エリアでの固定資産税等土地関連税収による治水整備が望ましいと考えられる。

また、年金の強制積立について、八田・小口が、「生活保護があるのに公的年金制度がなければ、かなり多くの人が生活保護というシステムのために、貯蓄をしなくなってしまう。これは、生活保護を保険制度と見た場合のモラルハザード現象と呼ばれている。この結果、生活保護のため政府支出が大幅に拡大してしまう」[44]と述べており、年金の強制積立が認められるならば、河川水害に備える保険への強制加入も肯定される場合があると考えられる。



（参考）被災者生活再建支援制度の概要

1. 制度の対象となる自然災害

① 災害救助法施行令第1条第1項第1号又は第2号に該当する被害が発生した市町村
② 10世帯以上の住宅全壊被害が発生した市町村
③ 100世帯以上の住宅全壊被害が発生した都道府県
④ ①又は②の市町村を含む都道府県で5世帯以上の住宅全壊被害が発生した市町村　等
（人口10万人未満に限る）

2. 制度の対象となる被災世帯

一定規模以上の自然災害により
① 住宅が「全壊」した世帯
② 住宅が半壊、又は住宅の敷地に被害が生じ、その住宅をやむを得ず解体した世帯
③ 災害による危険な状態が継続し、住宅に居住不能な状態が長期間継続している世帯
④ 住宅が半壊し、大規模な補修を行わなければ居住することが困難な世帯（大規模半壊世帯）

3. 支援金の支給額

支給額は、以下の2つの支援金の合計額となる　※世帯人数が1人の場合は、各該当欄の金額の3／4の額

① 住宅の被害程度に応じて支給する支援金（基礎支援金）

住宅の被害程度	全壊（2. ①に該当）	解体（2. ②に該当）	長期避難（2. ③に該当）	大規模半壊（2. ④に該当）
支給額	100万円	100万円	100万円	50万円

② 住宅の再建方法に応じて支給する支援金（加算支援金）

住宅の再建方法	建設・購入	補修	賃借（公営住宅以外）
支給額	200万円	100万円	50万円

※一旦住宅を賃借した後、自ら居住する住宅を建設・購入（又は補修）する場合は、合計で200（又は100）万円

図 40　被災者生活再建支援制度の概要

出所）内閣府　水害時の避難・応急対策検討ワーキンググループ第２回　資料８「水害保険について」、p. 10、（http://www.bousai.go.jp/fusuigai/suigaiworking/pdf/dai2kai/siryo8.pdf 閲覧日：2020 年１月 20 日）

ここで、浸水想定区域内の住民に自助努力を促し、浸水しにくい建築工法を採用する等により事故損害が小さくなり、事故費用が減少する。また、浸水想定区域内の住民の固定資産税等の土地関連税の増税により、治水整備費用の一部を浸水想定区域内の住民が負担するとする。加害者（河川管理者）が予防 x 実施するに際し費用 a を要していたところ、被害者（浸水想定区域内の被災リスクのある住民）が土地関連税の増税で自ら予防費用の一部負担することにより、加害者が予防 x 実施する費用が ka に低下したとする（$0 < k < 1, k = const.$）と、予防費用$y_3 = kax$と表せる。

さらに、被害者の自助努力によって、被害者の事故損害がbからlbに低下したと仮定する（$0 < l < 1, l = const.$）。

[43] 福井秀夫、『新・都市モデルを考える下　安全・環境確保へ税を見直せ』、日本経済新聞、2012 年 10 月 25 日　経済教室

[44] 八田達夫、小口登良（1994）、『年金改革論　積立方式へ移行せよ』、日本経済社、p. 10（著書中「保健制度」を本稿では「保険制度」に修正している）

河川の水害は自然現象であるため、事故発生確率$P(x)=\frac{1}{x+c}$はそのままであったとすると、

事故費用$y_4 = lb \cdot P(x) = \frac{lb}{x+c}$と表せる。

加害者の負担する費用$y_{after} = y_3 + y_4 = kax + \frac{lb}{x+c}$が最小となるとき、

$$\frac{dy_{after}}{dx} = ka - \frac{lb}{(x+c)^2} = 0$$

$\therefore x = \sqrt{\frac{lb}{ka}} - c = x_2^*$ が最適な予防水準（整備水準）である。

$k=l$であれば、$x^* = x_2^*$となり、最適な予防水準を変化させずに、加害者が負担する責任額と予防額を効率的に低下させることができる（図 41）。以下の図では、無過失責任原則の場合をグラフ描いているが、過失責任原則であれば、予防水準$x_2^* > x$の場合には、加害者の負担する費用は予防費用$y_3 = kax$のみとなる。

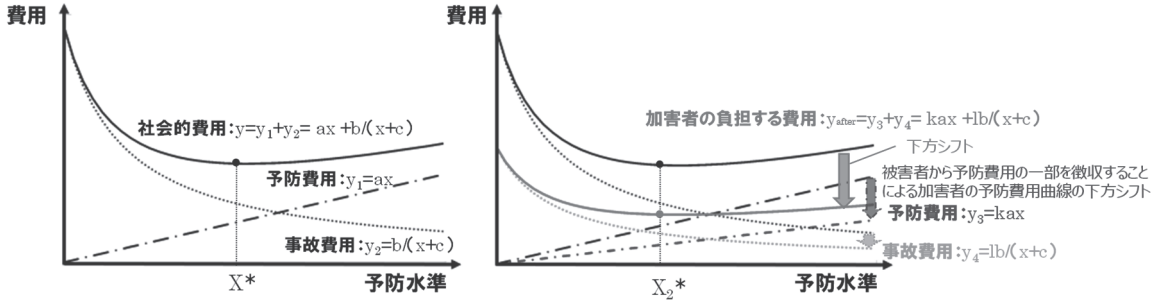


図 41　被災リスクのある者が自助努力した場合の加害者の負担

3.4　政府の救済と国民の自助努力についての考察[45]

3.2 では、災害後の政府からの支援があることを奇貨として、保険加入等の自助努力を怠り、浸水リスクを承知の上で、敢えて浸水リスクエリアに住み続け、新たに住む人々も一定数いること等から、市場に非効率がもたらされる可能性について述べた。そして、3.3 では、被災リスクのある者（浸水想定区域内の住民）が自助努力を行えば、最適な予防水準を変化させずに、加害者が負担する責任額と予防費用を低下させることができる可能性を示した。本節では、どのようにすれば、被害者に自助努力のインセンティブを与えることができるかについて考察する。

3.4.1　政府が救済を重視する場合

まず、次の逐次手番型のゲームを考える。最初に、浸水想定区域内の国民が保険加入・盛り土や浸水しにくい建築工法を採用する等の自助努力をするか、しないかいずれかを決

[45] 神取道宏（2017）、『ミクロ経済学の力』、日本評論社、pp. 358-363、pp. 380-385 参考にしている。

定する。自助努力をした場合はその時点でゲームは終了する。国民が自助努力をしなかった場合、次に政府が、災害後の救済を行うか、救済を行わないかを選択する。

政府の救済策が充実していると仮定し、国民の利得について、自助努力した利得 A_k よりも救済を受けた方が利得 B_k の方が高いとする。また、自助努力をした利得 A_k の方が、自助努力を怠り、かつ政府の救済が無い場合の利得 C_k よりも高いとする。

すると、国民の利得は、$B_k > A_k > C_k$ と表せる。一方、政府にとっては、国民が自助努力する場合の方が負担減となるため、国民が自助努力をしたときの利得 A_s の方が、救済したときの利得 B_s よりも高いと仮定する。また、救済しない場合は、政治的に批判され、政治的混乱から経済的損失も大きくなり経済成長の低迷にも資する可能性があること等から、救済するときするときの利得 B_s の方が、救済しないときの利得 C_s よりも高いとする。すると、政府の利得は、$A_s > B_s > C_s$ と表せる。

ゲーム構造においてルールや双方の利得といった情報を各プレーヤーがあらかじめ共有しているとすれば、後ろ向き帰納法による解は、(国民, 政府) = (自助努力しない, 救済する) となる (図 42)。政府の救済措置が充実している場合には、国民は救済措置に期待し、自助努力をしないことが予想される。

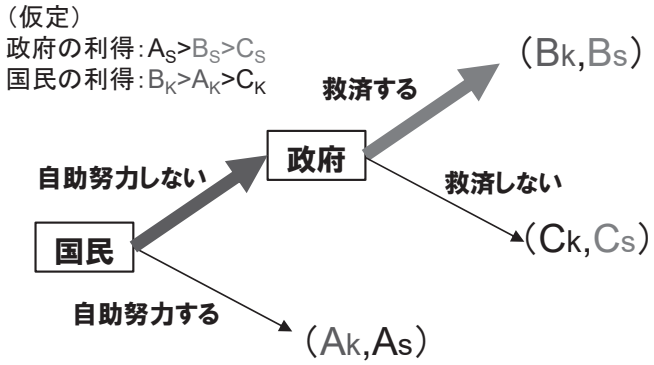


図 42　政府が救済を重視する場合の逐次手番ゲーム

3.4.2 政府が救済措置を厳格にする場合

次に、政府の救済策を厳格にしたと仮定する。国民の利得については、災害後の政府の支援が手薄になるため、自助努力した利得 A_k の方が、救済を受けたときの利得 B_k よりも高いとする。また、救済を受けたときの利得 B_k の方が、自助努力を怠り、かつ政府の救済が無い場合の利得 C_k よりも高いとする。すると、国民の利得は、$A_k > B_k > C_k$ と表せる。一方、政府にとっては、前節と同様に、国民が自助努力する場合の方が負担減となるため、国民が自助努力をしたときの利得 A_s の方が、救済したときの利得 Bs よりも高いと仮定する。また、前項と同様の仮定により、救済するときするときの利得 Bs の方が、救済しないときの利得 C_s よりも高いとする。すると、政府の利得は、$A_s > B_s > C_s$ と表せる。

ゲーム構造においてルールや双方の利得といった情報を各プレーヤーがあらかじめ共有しているとすれば、後ろ向き帰納法による解は、(国民, 政府) = (自助努力する, (自助

努力しない，救済する)）となる（図 43)。非均衡経路上の戦略である（自助努力しない，救済する）という戦略については、政府の「救済する」という行動が「信憑性の無い約束」であって非現実なものであり、政府の救済策に期待せず、国民は自助努力を行うことが最適な戦略であると考えた結果である。このように、国民に自助努力を促すためには、「必ずしも政府は全ての国民を救済できない」ということを「コミット」することにより、救済することで国民を救うことができるというメリットと、全ての国民を救済すると財政規律が保てず国民の自助努力意識も低下する可能性があり悪循環に陥るというデメリットの両方のバランスを考えることが必要と考えられる。

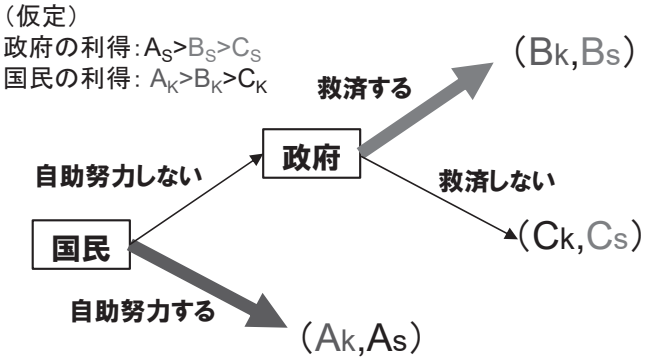


図 43　政府が救済を厳格にする場合の逐次手番ゲーム

一方、平成 30 年 7 月豪雨等の大規模災害が相次ぎ、平成 30 年 11 月の全国知事会の提言等を踏まえ、「被災者生活再建支援法の一部を改正する法律」が令和 2 年 12 月 4 日に公布・施行され、支給対象となる被災世帯が拡充[46]された（図 44)。このような支援拡充は、国民の自助努力意識を低下させる政策であると考えられる。

被災世帯の区分	損害割合(※)	支援金の支給額		
		基礎支援金	加算支援金	
			住宅の再建手段	支給額
全壊	50%以上	100万円	建設・購入	200万円
			補修	100万円
			賃借	50万円
大規模半壊	40%台	50万円	建設・購入	200万円
			補修	100万円
			賃借	50万円
中規模半壊	**30%台**	**－**	**建設・購入**	**100万円**
			補修	**50万円**
			賃借	**25万円**

※ 住家の主要な構成要素の経済的被害の住家全体の価値に占める割合であり、市町村による被害認定調査により判定され、罹災証明書における「全壊」「大規模半壊」等の記載に反映されるもの。

図 44　被災者生活再建支援金の拡充（令和 2 年 2 月改正）
出所）内閣府　「令和３年度版　防災白書」、p. 26、(http://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/pdf/r3_tokushu1_2.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日)

[46] 住宅が半壊し相当規模の補修を行わなければ当該住宅に居住することが困難であると認められる世帯（損害割合が 30%台の半壊世帯）を追加し、令和 2 年 7 月豪雨以降に発生した災害について適用することとされた。

3.5　小括

現在の保険制度の水災リスクについては、当該リスクが建物所在地の河川からの距離や地形、河川の治水整備状況など地域毎に生じており、都道府県単位での設定が馴染まず、都道府県よりも細かい単位での料率設定に必要なデータも不十分であること等から、全国一律の保険料率に設定されており、精緻な設定ができていない。精緻なリスク設定ができていない現在の保険制度下では、リスクの高い者には割安、リスクの低い者には割高となっており、水害の激甚化・頻発化により高リスク地域の水災リスクが上昇し平均保険料が上昇すれば、「低リスク地域契約者の付保取り止め」と「高リスク地域契約者の割合上昇」という悪循環が発生する可能性も指摘されている。こうした状況も踏まえ、現在改善の取組が進められていることは 2.3.4 で述べた通りである。

一方、現在の浸水想定区域図については、未定防完成や弱点箇所が考慮されていない場合があり、また、様々な破堤地点を想定した最大包絡で浸水リスクを表示する場合には、同じ浸水深でもその浸水の起こりやすさの比較が困難で、相対的な浸水のしやすさを評価することができない。このように、浸水想定区域図についても、そもそも見直すべき点があり、改善の取組が進められつつあることは 2.4 で述べたが、保険市場と連携した、水害リスク情報提供の精緻化・適正化が求められている。

ここで、浸水リスクの評価については、多段階浸水想定区域図（図 16）を用いて一定以上の浸水深の発生しやすさを評価する方法の他、重ね合わせ前の計算結果を利用し浸水の起こりやすさを評価する方法（図 21）も提案されているが、前者の場合には危険浸水深をどう設定するのかという問題も残る。

したがって、リスクを完全に評価可能な理想的な浸水想定区域図を目指し、当該リスクを精緻に反映した理想的な保険制度に近づくことはできても、完全に精緻なリスクを反映した保険制度の実現は難しいと考えられる。そうであるならば、やはり、リスクと保険料のバランスが完全には一致しないため、リスクの高い者のみが保険市場に残り、リスクの低い者が保険料の割高感等から保険市場から撤退し、結果的に民間の保険制度が成立しなくなる恐れもある。したがって、民間の保険市場が成立しない状況が生じれば、実質的な強制保険制度として、公的保険制度等の検討も必要である。

この点、リスクと保険料が完全に対応していると仮定すると、浸水リスクに関して売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在しない場合に、リスクの高い買い手は、合理的でリスク回避的であれば、民間保険であろうが公的保険であろうが、強制されなくても保険加入すると考えられる。

一方、政府の救済措置を期待する買い手は、3.4 で述べた様に、敢えて自助努力（保険加入等）をしない戦略をとると考えられるため、そのような買い手に対しては、政府の救済を厳格化して自助努力（保険加入等）のインセンティブを与えることや、そもそも保険への強制加入など自助努力の義務付け等が必要となる。

また、買い手にリスク評価に認知バイアス（楽観主義的バイアス）が存在する場合には、

仮にリスクと保険料が完全に対応していたとしても、リスクを過小評価することで保険料を割高だと感じ、保険に加入しないと考えられるため、価値財として保険への強制加入や防災教育等が必要となる。

なお、リスクと保険料が乖離し対応していない場合には、合理的でリスク回避的な買い手であっても、リスクの割に保険料が安いと感じてしまうため、リスクの高いエリアに居住することを結果的に誘導してしまう可能性もある。したがって、そのようなことを回避するためにも、リスクと保険料が精緻に対応した状況を創り出し、リスクを完全に評価可能な理想的な浸水想定区域図と、当該リスクを精緻に反映した理想的な保険制度の実現を目指すこともやはり必要である（図 45）。

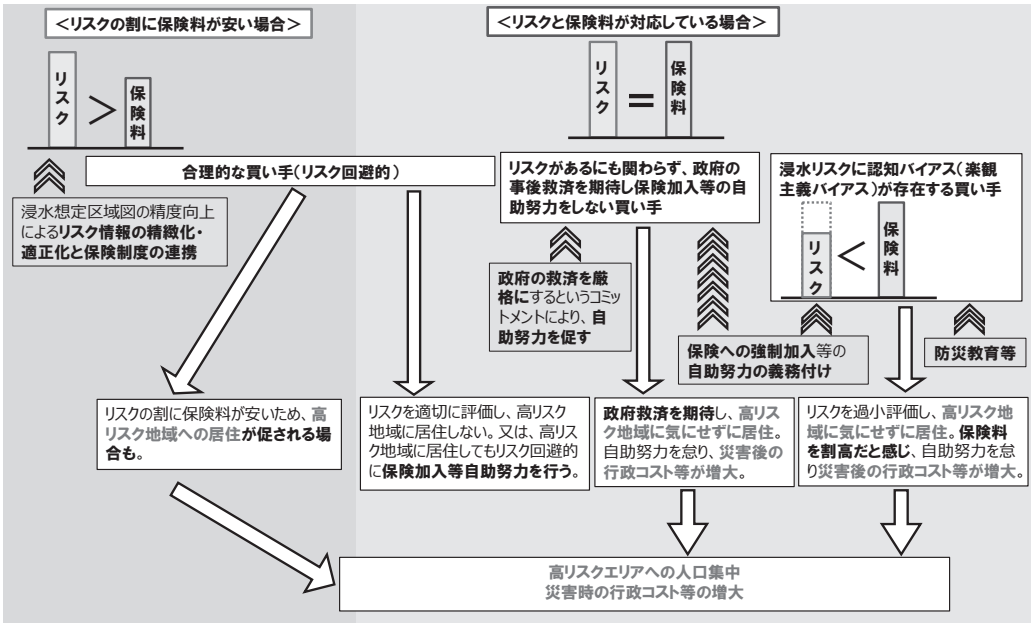


図 45　買い手の行動と対応する政府の対応

第4章　実証分析

4.1　はじめに

不動産市場において、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在すること等のため、政府介入が必要となることは、3.1 で述べたとおりである。本章においては、政府によりこれまでに措置された情報提供政策（浸水想定区域公表、宅建業法施行規則改正によるハザードマップにおける取引物件の位置の説明義務化）及び水害の発生が、不動産市場に与える影響について、実証分析を行う。

リスク情報提供政策（浸水想定区域公表、宅建業法施行規則改正）は、売り手と買い手の間に存在する情報の非対称性を解消するものであるが、3.1 で述べた通り、リスク情報自体が不完全であること、リスク情報の入手に手間がかかり理解に時間がかかること、リスク情報の提供の仕方が不十分であること又はリスクの評価に認知バイアスが存在すること等様々な要因により、政策効果が十分に表れず、買い手は支払い許容額を下げず、不動産価格が下落しないことが想定される。

一方、情報の非対称性が存在する場合やリスク評価に認知バイアスが存在する場合においても、実際に水害が発生すれば、リスク情報が明らかとなり、情報の非対称性が解消されること又はリスクが適切に評価されることにより、買い手は支払い許容額を下げ、不動産価格が下落することが想定される。以上を踏まえ、以下の 2 つの仮説を設定する。

（仮説 1）

水害の発生に市場は反応し、不動産価格は下落する。

（仮説 2）

措置されたリスク情報提供政策（宅建業法施行規則改正によるハザードマップにおける取引物件の位置の説明義務化・浸水想定区域の公表）に市場は十分に反応せず、不動産価格は下落しない。

4.2　推定方法

前節で述べた仮説 1 及び仮説 2 について検証するため、最小二乗法による実証分析により定量的に分析した。その方法として、資本化仮説に基づいた手法であるヘドニックアプローチの手法を用いた。また、Difference-in-differences 分析により、政策導入（浸水想定区域の公表、宅建業法施行規則改正）及び水害の発生が不動産価格に与える影響を推定した。

4.2.1　分析の対象

本研究では、直近の地方都市及び都市型水害の事例として、平成 30 年 7 月豪雨により発生した「倉敷市の浸水被害事例」及び令和元年東日本台風により発生した「川崎市の浸水被害事例」を分析対象とした。

4.2.2 使用するデータ

使用したデータは、国土数値情報の地価とレインズデータである。レインズデータとは、国土交通大臣が指定した不動産流通機構が運営するコンピューターネットワークシステムであるレインズ（不動産流通標準情報システム　Real Estate Information Network System の英語の頭文字を並べた略称）に登録された実際の不動産取引に関するデータのことであり、国土交通省に申請の上、不動産流通機構より提供を受けて使用した。

【被説明変数】

被説明変数は地価及びマンション取引の成約価格を用いた。地価については、国土数値情報[47]の地価公示及び都道府県地価調査[48]を使用した。レインズデータについては、分析対象地域において入手できる最も古いものから最新のものまで使用した。

倉敷市については、地方都市でありレインズデータの取引数が必ずしも十分でないと考えられたため、地価により分析を行った。地価データについては、2018 年の浸水被害発生の前後 3 年間を対象として、2016 から 2021 年のデータ[49]を使用した。加えて、L1 浸水想定区域公表の政策効果を分析するに際しては、当該区域公表日を含む 2003 年から 2021 年のデータ[50]を使用した。

一方、川崎市については、浸水被害を受けたタワーマンションに着目するため、レインズデータ（既存マンションの取引データ）を使用した。被災タワーマンションが存し、多くのマンションが立地している中原区における、最も古いものから入手時点で最新のもの（1991 年から 2021 年 9 月まで）のマンションの成約価格を使用した。なお、令和元年東日本台風の多摩川流域の浸水被害エリアを補足的に分析するため、2018 年から 2021 年まで[51]の中原区及び高津区の地価データも使用した。

なお、レインズデータを ArcGIS[52]で取り扱うにあたっては、埼玉大学教育学部 谷謙二研究室が提供する「Yahoo!ジオコーダ API を使ったジオコーディングと地図化」によって、成約物件の所在地データに座標を付与した。ここで、アドレスマッチングに際し、同じマンション名の物件に座標が付与できていれば、当該座標を付与した。また、マンション名の記載がなく所在地のみ記載されているものについては、所在地が同じマンションと同一の建物

---

[47] 国土交通省「国土数値情報ダウンロード」（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/　閲覧日：2022 年 1 月 23 日）

[48] 上杉・浅見（2013）「社会的混合の観点からみた居住者属性による近隣効果に関するヘドニック分析-東京都区部における所得階層分布に着目して-」、都市計画論文集 Vol.48 No3、pp.663-668、（https://www.jstage.jst.go.jp/article/journalcpij/48/3/48_663/_pdf/-char/ja　閲覧日：2022 年 1 月 23 日）において、公示地価と都道府県地価調査は厳密には調査時点や鑑定手法に差異があるが、都道府県地価調査ダミーを入れたモデルも検討し有意な変数にはならなかったことから、サンプル数確保のため、最終的に両者を区別せず用いた公示地価を補う形で重複地点を除いた同一年次の基準地標準価格を併用した旨が指摘されている。

[49] 2016 年から 2018 年の 3 年間は水害前のデータ、2019 年から 2021 年の 3 年間は水害後のデータであり、水害前後でバランスを取った期間とした。

[50] L1 浸水想定区域図の公表は 2005 年 6 月 6 日であるため、L1 浸水想定区域公表の政策効果分析のためには、公表前のデータを含める必要があるので、2003 年からのデータを対象とした。なお、2004 年からではなく 2003 年からとしたのは、公表前のトレンドについて、少なくとも 1 年以上の傾向を確認するためである。

[51] 2018 年から 2019 年の 2 年間は水害前のデータ、2020 年から 2021 年の 2 年間は水害後のデータであり、水害前後でバランスを取った期間とした。

[52] Esri 社開発の GIS(Geographic Information System：地理情報システム)ソフトウェアの略称である。

として取り扱った。なお、所在地等が誤記入と考えられるもの等は分析対象から除外した。

【浸水想定区域の公表時期・データ】

分析対象の地方公共団体における河川の浸水想定区域図の公表時期は次のとおりである（表 1)。また、浸水想定区域のデータは、国土数値情報ダウウンロードサービスから提供されている浸水想定区域の shape データを用いた。ただし、高梁川水系高梁川・小田川の計画規模（L1）及び鶴見川水系矢上川計画規模（L1）については、国土数値情報において提供されていなかったため、現時点において公表されている最新の浸水想定区域図[53]を ArcGIS に取り込み、筆者自ら shape データを作成した。分析対象と使用するデータの関係は以下（表 2）のとおり。

表 1　分析対象河川と浸水想定区域図の公表時期

地方公共団体	対象区間の管理者	河川名	想定降雨	浸水想定区域が初めて公表された時期
倉敷市	国土交通大臣	高梁川水系高梁川、小田川	計画規模（L1）	2005 年 6 月 6 日[54]
			想定最大（L2）	2017 年 4 月 19 日[55]
川崎市		多摩川水系多摩川	計画規模（L1）	2002 年 2 月 28 日[56]
			想定最大（L2）	2016 年 5 月 30 日[57]
	神奈川県知事	鶴見川水系矢上川	計画規模（L1）	2007 年 4 月 25 日[58]

[53] 浸水想定区域図は微修正される場合もあるが、修正されるとしても軽微なもので大幅に変わることは一般的には無いため、最新の浸水想定区域図を初めて公表された浸水想定区域図として取り扱うことに、実証分析上特段の支障がないと判断している。

[54] 国土交通省中国地方整備局岡山河川事務所（2005 年 6 月 6 日）「吉井川・金剛川・旭川・百間川・高梁川・小田川浸水想定区域の指定・公表について」、（http://www.cgr.mlit.go.jp/okakawa/kouhou/kisha/H17/050606sinsuisoutei.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）

[55] 国土交通省中国地方整備局岡山河川事務所（2017 年 4 月 19 日）「吉井川水系、旭川水系、高梁川水系、芦田川水系及び太田川水系における想定最大規模の降雨による洪水浸水想定区域等の公表について～主体的な避難行動につながる防災情報の周知～」、（http://www.cgr.mlit.go.jp/okakawa/kouhou/kisha/H29/170419kisha/170419kisha.pdf 閲覧日：2021 年 11 月 1 日）

[56] 公益社団法人日本河川協会（2002 年）「2020 河川ハンドブック」、p.273

[57] 国土交通省水管理・国土保全局（2021 年 7 月）「2021 河川データブック」p.80、（https://www.mlit.go.jp/river/toukei_chousa/kasen_db/pdf/2021/2-5-1.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）

[58]国土交通省関東地方整備局京浜河川事務所（2013 年 3 月）「鶴見川流域水害対策計画の進捗状況平成 25 年 3 月」p.14、（https://www.ktr.mlit.go.jp/ktr_content/content/000077810.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）、国土交通省水管理・国土保全局（2016 年 7 月）「2016 河川データブック」

表 2 分析対象とデータの関係

地方公共団体		データの種類	期間	観測数	分析対象イベント	目的等
倉敷市		地価	2016～2021	1061	①水害 ②宅建業法施行規則改正 ③浸水想定区域公表(L2)	宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月）及び水害（2018 年 7 月）の影響を分析するため、水害後（2019 年以降）3 年間と水害前 3 年間を合わせた 6 年間の地価を分析対象とした。 また、当該データの期間に含まれる L2 浸水想定区域公表（2017 年 4 月 19 日）の影響についても分析を行った。
			2003～2021	3083	③浸水想定区域公表(L1)	L1 浸水想定区域公表（2005 年 6 月 6 日）の影響を分析するため、当該公表日を含む期間であり、公表前のトレンドについて、少なくとも 1 年以上の傾向を確認するため、2003 年からの地価を対象とした。
川崎市	中原区	マンション成約価格	1991～2021	7193	①水害 ②宅建業法施行規則改正 ③浸水想定区域公表	水害により影響を受けた特にタワーマンションを対象とするため、マンションが多く立地する中原区のマンション取引データを使用した。
	中原区・高津区	地価	2018～2021	402	①水害	マンションの取引データのみを対象としたレインズデータにおける水害の影響の分析を補足するため、地価についても実証を行った。2018 年から 2019 年の 2 年間は水害前のデータ、2020 年から 2021 年の 2 年間は水害後のデータであり、水害前後でバランスを取った期間とした。

4.2.3 モデル式の概要

分析対象となるイベント（水害、宅建業法施行規則改正、浸水想定区域公表）に着目し、当該イベントの影響を受けるものであるならばトリートメントグループとして 1、そうでない場合には 0 をとるダミー変数を作成した。次に、当該イベント後であれば 1、イベント前であれば 0 をとるイベント後ダミーを作成し、トリートメントグループであれば 1 をとるダミー変数とイベント後ダミーの交差項の係数に着目し、イベント発生後の影響について分析した。

さらに、そのようなイベント後のまとめた影響だけではなく、イベント後の影響を各年毎に分析するため、イベント発生後の各年次ダミーを作成し、トリートメントグループであれば 1 をとるダミー変数とイベント後各年次ダミーの交差項の係数に着目し、考察した。

（イベント後の影響をまとめて分析する場合のモデル式の概要）

$$lnP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TRE_{it} \cdot AFTER_{it} + \beta_2 TRE_{it} + \beta_3 AFTER_{it} + \sum_{j=1} \gamma_j X_{jit} + \varepsilon_{it}$$

P_{it} ： t 期における観測地点 i の地価で、「公示地価（調査時点は毎年 1 月 1 日）及び都道府県地価調査（調査時点は毎年 7 月 1 日）」又は「成約価格（レインズデータ）」を表す。

TRE_{it} ： 観測地点 i がイベントの影響を受けるトリートメントグループであれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。

$AFTER_{it}$ ： イベント後であれば 1、イベント前であれば 0 をとるダミー変数（イベント後ダミー）である。

X_{ijt} ： コントロール変数（イベント発生前の年次ダミー等）

ε_{it} ： 誤差項

実証結果の解釈について、β_1 が統計的に有意に負となった場合には、イベントの影響はあったと考えられ、β_1 が統計的に有意とならなかった場合には、イベントの影響があったとは直ちには言えない。

なお、地価（公示地価及び都道府県地価調査）については、毎年同一地点に関して調査しているため、パネルデータを作成し、固定効果モデルによる分析を行った。その場合、モデル式に固定効果δ_iが加わり、「$\sum_{j=1} \gamma_j X_{jit}$におけるイベント発生前の年次ダミーを含む項以外の項」及び「$\beta_2 TRE_{it}$の項」は推計されないため、モデル式から除外する。

また、レインズデータについては、取引データに含まれる全てのマンションについて個別にダミー変数を作成の上モデル式に含めているため、固定効果モデルと同様に、時間によって変わらない固有な要因をコントロールしている。山本によれば、固有効果を明示的に考慮した推定として最もシンプルなものは経済主体毎のダミー変数を作成し、推定式に含めて最小二乗法で推定する方法であり、多くのダミー変数を作成することは大変であるが、この方法と同じ結果は、固定効果モデルの推定という方法で得ることができる[59]とされている。

[59] 山本勲（2019）『実証分析のための計量経済学　正しい手法と結果の読み方』、中央経済社、p. 90 及び p. 182

（イベント後ダミー（$AFTER_{it}$）について）

上述のとおり、イベント後の影響をまとめて分析する場合には、イベント後の時点であれば、1 をとるダミー変数を作成することとなる。加えて、イベント後の影響を各年で分析するため、例えば A_1 から A_n 年までの n 年間のデータを使う場合には、A_{n-k} 年にイベントが発生したとすると、当該 A_{n-k} 年におけるデータであってかつイベント後のデータであれば、イベント後 1 年目として $AFTER_1$ と表し、その後、各年毎にダミー変数を作成し、イベントが発生した年から数えて m 年目であれば$AFTER_m$と表し、イベント後各年次ダミーを作成した（図 46）。そして、イベント後各年次ダミーと、トリートメントグループであれば 1 をとるダミー変数 TRE_i との交差項の係数に着目し、イベント後の影響を各年で分析した。

なお、図 46 の例の他、レインズデータにおいて、A_{n-k} 年におけるイベント後のデータが存在しなければ、イベント後ダミーは、$AFTER_1$,$AFTER_2$,…,$AFTER_{k-1}$,$AFTER_k$ と k 個の年次ダミーが作成できる。

さらに、公示地価・都道府県地価調査について、1 月 1 日よりも後で 7 月 1 日よりも前の期間にイベントが発生すれば、イベント後ダミーは、7 月 1 日の時点が $AFTER_1$ となるので、$AFTER_1$,$AFTER_2$,…,$AFTER_k$,$AFTER_{k+1}$ と k+1 個の年次ダミーが作成できる。

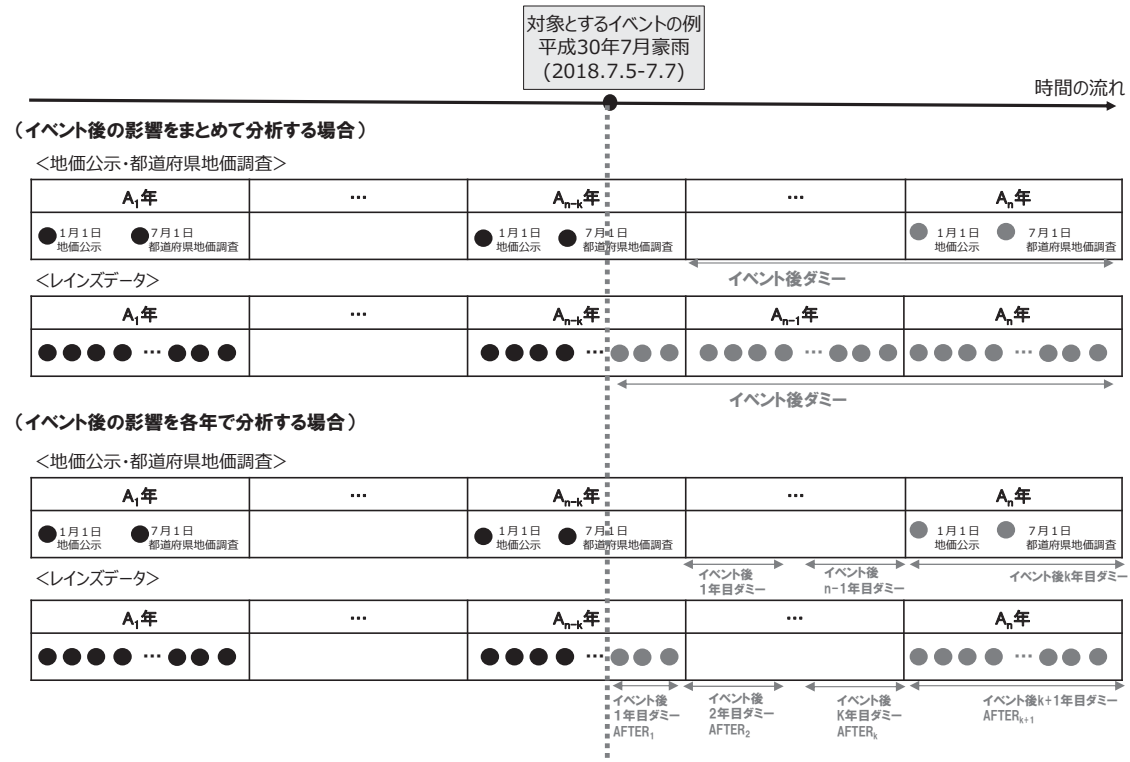


図 46 イベント後ダミー及びイベント後年次ダミーの考え方の例

（イベント後の影響を各年で分けて分析する場合のモデル式の概要）

$$lnP_{it} = \beta_0 + \sum_{m=1}^{k} \beta_m TRE_{it} \cdot AFTER_{mit} + \gamma_i TRE_{it} + \sum_{l=1}^{k} \delta_l AFTER_{lit} + \sum_{j=1} \theta_j X_{jit} + \varepsilon_{it}$$

P_{it} ： t 期における観測地点 i の地価で、「公示地価（調査時点は毎年 1 月 1 日）及び都道府県地価調査（調査時点は毎年 7 月 1 日）」又は「成約価格（レインズデータ）」を表す。

TRE_{it} ： 観測地点 i がトリートメントグループであれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。

$AFTER_{mit,}$ $AFTER_{lit}$ ： イベント後 1 年目であれば $AFTER_1$ と表し、その後、各年毎にダミー変数を作成し、イベントが発生した年から数えて m 又は l 年目であれば $AFTER_m$ 又は $AFTER_l$ と表す、イベント後の各年次ダミー変数である。

X_{ijt} ： コントロール変数（イベント発生前の年次ダミー等）

ε_{it} ： 誤差項

実証結果の解釈については、$\beta_1, \beta_2, \cdots \beta_k$ を解釈することとなる。

なお、固定効果モデルにより推定を行う場合における考え方は、イベント後の影響をまとめて分析する場合のモデル式の概要と同様である。

（トリートメントグループ作成の考え方の背景と浸水深さ）

本稿においては、浸水想定区域内にあるか、被害エリア内にあるか等に着目をして、分析を行った。ここで、浸水深さについても分析すべきではないかとの疑問が湧く場合もあると考えられる。一般的には、浸水深の大きい方が、被害が大きくなると考えられるため、先行研究においても、浸水深を考慮して分析を行っているものもある。

国土交通省によると、「一般の家屋では浸水深さが 50cm 未満の場合は床下浸水、50cm 以上になると床上浸水する恐れが」[60]あると指摘されている。床上浸水すると、床・ 壁の取り替えや家屋の消毒が必要になる等[61]、想定される被害は大きい。ところが、保険加入している者が床上浸水を経験し、再調達価額による契約で保険金を受け取る場合には、被害度合いによらず、従前の状況に戻すことができる。したがって、被災リスクのある者が合理的で危機回避的であれば、床上浸水する可能性のある浸水深であれば、どのような深さであっても無差別であると考えられる。

一方、床下浸水については、令和元年に水害により被災した建物棟数約 99000 棟のうち、床下浸水したものは 50414 棟及び地下部分が浸水した建物棟数は 189 棟と過半数を超えて

[60] 国土交通省川の防災情報「浸水深と避難行動について」、(https://city.river.go.jp/kawabou/reference/index05.html 閲覧日：2022 年 1 月 28 日)

[61] 国土交通省「家庭での被災想定」、(https://www.mlit.go.jp/river/bousai/library/pdf/hisai_extract.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 28 日)

いる[62]。床下浸水が起これば、床下結露による木部の腐朽、金物や配管の錆及び汚泥に含まれる雑菌等による衛生被害等が生じる可能性[63]があり、床下の排水、清掃、換気及び消毒などの適切かつ専門的な大きな対応コストが必要となる場合がある。しかし、火災保険の水災補償の適用範囲は一般的に、「床上浸水」または「地盤面から 45cm を超える浸水」とされており、床下浸水については保険制度で対応できない場合が多いといわれている。また、国土交通省によると、浸水深 10～30cm で自動車のブレーキが性能低下すること、30～50cm では自動車のエンジンが停止するため車から退出を図らなければならないこと及び 0.5ｍの水深で大人でも避難が困難になった事例があること等報告されている[64]。

このように、一般的に、被害が軽度であると考えられる場合の多い、床下浸水又は浅い浸水深についても、実際に被害が生じ、保険による対応もできないならば、被災者は困難な状況に直面する。図 15 において、浸水深が小さい範囲（0.5m 以下）で水災補償付帯率が低下していることについて、火災保険水災料率に関する有識者懇談会（第 1 回）において、「適切にリスクを認識し補償の必要性を判断できているかといった点では不安も残る」[65]との指摘もされている。

ここで、国土数値情報の shape ファイルでは、0m 以上 0.5m 未満、0.5m 以上 3.0m 未満、3.0m 以上 5.0m 未満、5.0m 以上 10.0m 未満、10.0m 以上 20.0m 未満及び 20.0m 以上と 6 段階に分類[66]されているが、0.5m 未満の浸水深さであっても実際の被害状況は様々であり、上述のとおり、仮に小さい浸水深さ（0.5m 以下）であっても一定の被害が発生すれば専門的対応が求められ、保険制度による対応も効かず被災者は難しい状況に直面する場合がある。そして、床上浸水する可能性のある浸水深さ（0.5m 以上）であれば、どのような深さであっても無差別であること等を踏まえると、国土数値情報の shape ファイルによる浸水深の 6 分類だけを以てそれらを変数に加えて分析することは、必ずしも十分ではないと考えられる。したがって、本稿においては、浸水深は分析対象とせず、浸水想定区域内にあるか又は被害エリア内にあるか等に着目をして、分析を行った。

4.3　倉敷市における実証分析

平成 30 年 7 月豪雨で被害を受けた倉敷市について、地価を用い、水害の影響等について実証分析を行った。L2 浸水想定区域を黄色、大きな被害が生じたエリア赤色、地価ポイントを黒丸で示すと次のとおりである（図 47）。被害エリアは、国土地理院の「平成 30 年

62　国土交通省水管理・国土保全局河川計画課経済係「水害統計調査」、（https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00600590&tstat=000001150926&cycle=7&tclass1=000001150927&stat_infid=000032076003&result_page=1&tclass2val=0　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）

63　公益社団法人徳島県建築士会（2017）、「風水害等による被災住宅復旧マニュアル」、pp.37-41、（https://www.kenchikushikai.or.jp/data/machizukuri/fusuigai-manual.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）

64　国土交通省川の防災情報「浸水深と避難行動について」、（https://city.river.go.jp/kawabou/reference/index05.html　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）

65　火災保険水災料率に関する有識者懇談会（第 1 回）議事要旨、（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/gijiyousi/20210625.html　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）

66　国土交通省「国土数値情報」、（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/codelist/water_depth_code.html　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）

7 月豪雨による倉敷市真備町周辺浸水推定段彩図」（図 48）を Arcgis に取り込み、筆者が shape ファイルを作成した。被害エリアは約 1200ha、人的被害は死亡者 59 人、住家被害は全壊 4646 棟、大規模半壊 452 棟、半壊 394 棟等と大規模な被害であった[67]。前節で述べた様に、地価は毎年同一地点に関する調査であるため、固定効果モデルによるパネルデータ分析を行った。

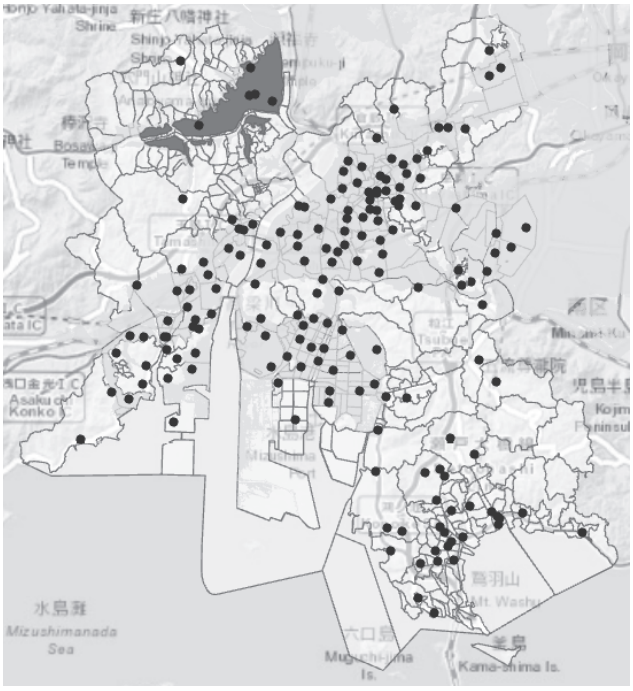


図 47　倉敷市の L2 浸水想定区域（黄）と平成 30 年 7 月豪雨による大きな被害エリア（赤）

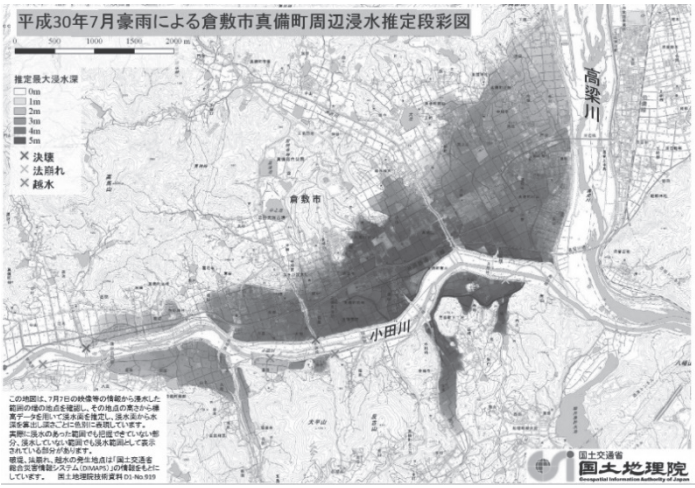


図 48　平成 30 年 7 月豪雨による倉敷市真備町周辺浸水推定段彩図
出所）国土交通省国土地理院「平成 30 年 7 月豪雨による倉敷市真備町周辺浸水推定段彩図」
（https://www.gsi.go.jp/common/000208572.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）

[67] 倉敷市「平成 30 年 7 月豪雨災害 対応検証報告書（平成 31 年 4 月）」、
（http://www.bousai.go.jp/fusuigai/suigai_dosyaworking/pdf/kurashikikensyou.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）

4.3.1 被害エリアの地価

被害エリアの地価が水害によりどのような影響を受けたのかについて分析を行った。説明変数（表 3)、サンプル数（表 4)、基本統計量（表 5）は、被害エリア内ダミーの考え方（図 49）は次のとおりである。分析 1-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の年次を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 1-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 1-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 1-2 により推計した。

なお、本稿において、地価により実証分析を行う場合は固定効果モデルにより推計するため、モデル式に用いられる δ_i は固定効果を表している。また、本章の実証において新たに変数を作成する場合の説明を脚注に記載している場合があるが、その際に用いる A 又は B は、表 3 に掲げるものである。

表 3　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 地価（円/m^2）	倉敷市内の 2016 年から 2021 年までの地価公示･都道府県地価調査の対数値（円/m^2）	A
被害エリア内ダミー	被害エリア内にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	AB
水害後ダミー	地価時点が、水害後（2019 年から 2021 年）である場合は1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー（2016～2021 年）	1 年毎に分類したダミー変数	A

出典
A　国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
B　Arcgis で作成した shape ファイルと国土数値情報（地価公示データ･都道府県地価調査データ）を空間結合

表 4　サンプル数

	水害前			水害後			
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	合計
被害エリア内ダミー	5	5	5	5	5	5	30
上記以外	169	171	171	173	173	174	1031
合計	174	176	176	178	178	179	1061

表 5　基本統計量

変数	平均	標準誤差	最小	最大
ln 地価（円／m^2）	10.76943	0.5452004	9.25913	12.91164
被害エリア内ダミー	0.0282752	0.1658362	0	1
水害後ダミー	0.5042413	0.5002178	0	1
2021 年ダミー	0.1687088	0.3746711	0	1
2020 年ダミー	0.1677663	0.3738348	0	1
2019 年ダミー	0.1677663	0.3738348	0	1
2018 年ダミー	0.1658812	0.3721494	0	1
2017 年ダミー	0.1658812	0.3721494	0	1
2016 年ダミー	0.1639962	0.3704468	0	1

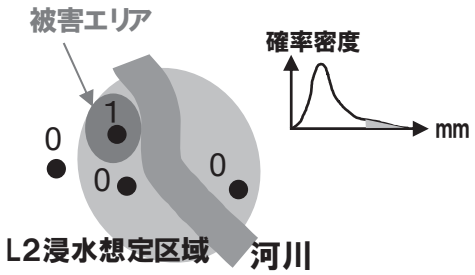


図 49　被害エリア内ダミーの考え方

（1）分析 1-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 1-1】

ln 地価 $_{it}=\beta_0+\beta_1$（被害エリア内ダミー×水害後ダミー）$_{it}$

$+\beta_2$（被害エリア内ダミー×2018 年ダミー）$_{it}$

$+\beta_3$（被害エリア内ダミー×2017 年ダミー）$_{it}$

$+\beta_4$ 水害後ダミー$_{it}+\beta_5$2018 年ダミー$_{it}+\beta_6$2017 年ダミー$_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$

（2）分析式 1-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 1-2】

$$ln\text{地価}_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{5}\beta_k\left(\text{被害エリア内ダミー}\cdot(2022-\text{k})\text{年ダミー}\right)_{it}$$

$$+\sum_{l=1}^{5}\beta_{l+5}\,(2022-l)\text{年ダミー}_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

（3）実証結果

実証結果 1-1（表 6）から、被害エリアでは、水害後、地価が約 18.5%下落することが有意水準 1 %で示され、仮説 1 が支持されることを確認した。また、実証結果 1-2（表 7）より、被害エリアにおける水害後の地価下落割合は、有意水準 1%で、2019 年、2020 年及び 2021 年においてそれぞれ、約 19.6%、18.2%及び 17.8%となっており、水害後各年で分析しても、仮説 1 が支持されることを確認した。なお、その下落割合は、水害直後である 2019 年に大きく下落し、その後回復傾向しているため、本水害が直後に市場に大きく影響を与えたものの、時間の経過とともにその影響が小さくなる傾向が認められた。そして、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）によるリスク情報提供政策が措置されたにもかかわらず、被害エリアにおける地価の下落が回復傾向にあることから、不動産価格変動の観点からは、必ずしも政策効果は認められず、仮説 2 が支持された。

表 6　実証結果 1-1

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
被害エリア内ダミー×水害後ダミー	-0.18536	0.01328	-13.96
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	-0.00989	0.016264	-0.61
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	-0.00324	0.016264	-0.2
水害後ダミー	-0.00433	0.00225	-1.93
2018 年ダミー	-0.00546	0.002751	-1.98
2017 年ダミー	-0.00416	0.002751	-1.51
定数項	10.7759	0.001924	5600.67
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.3096		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 7　実証結果 1-2

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
被害エリア内ダミー×2021 年ダミー	-0.17828	0.016281	-10.95
被害エリア内ダミー×2020 年ダミー	-0.18229	0.016281	-11.20
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.19551	0.016281	-12.01
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	-0.00989	0.016282	-0.61
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	-0.00324	0.016282	-0.20
2021 年ダミー	-0.00565	0.002749	-2.06
2020 年ダミー	-0.00302	0.002749	-1.10
2019 年ダミー	-0.00433	0.002749	-1.58
2018 年ダミー	-0.00546	0.002754	-1.98
2017 年ダミー	-0.00416	0.002754	-1.51
定数項	10.7759	0.001926	5594.70
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.3113		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.3.2 被害エリアと「浸水想定区域内で被害を免れたエリア」の比較

「被害エリア」及び「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア」の地価が水害によりどのような影響を受けたのかについて分析を行った。サンプル数は次のとおりである（表 8）。「被害エリア内ダミー」及び「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー」[68]を作成し（図 50）、分析 2-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の年次を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 2-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 2-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 2-2 により推計した。

表 8　サンプル数

	水害前			水害後			
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	合計
被害エリア内ダミー	5	5	5	5	5	5	30
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー	111	113	113	115	115	116	683
上記以外	58	58	58	58	58	58	348
合計	174	176	176	178	178	179	1061

[68] L2 浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内にあれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.6437323、標準誤差 0.4791215、最小 0、最大 1。

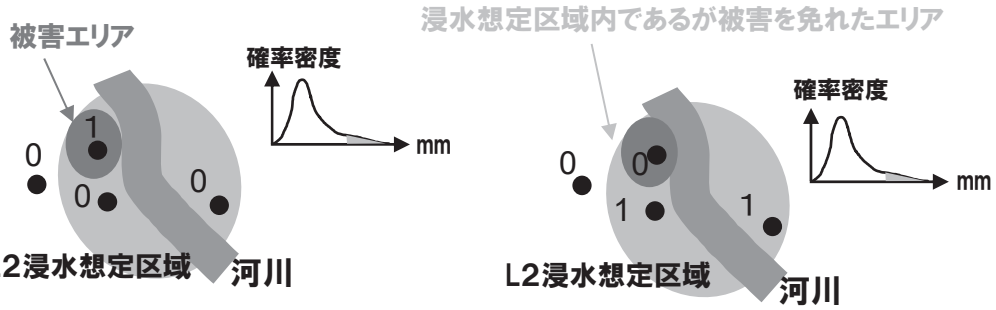


図 50 被害エリア内ダミー及び浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミーの考え方

（1）分析 2-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 2-1】

$$
\begin{aligned}
ln\,\text{地価}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1(\text{浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー}\times\text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2(\text{浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー}\times\text{2018 年ダミー})_{it} \\
& + \beta_3(\text{浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー}\times\text{2017 年ダミー})_{it} \\
& + \beta_4(\text{被害エリア内ダミー}\times\text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_5(\text{被害エリア内ダミー}\times\text{2018 年ダミー})_{it} \\
& + \beta_6(\text{被害エリア内ダミー}\times\text{2017 年ダミー})_{it} \\
& + \beta_7\,\text{水害後ダミー}_{it} + \beta_8\text{2018 年ダミー}_{it} + \beta_9\text{2017 年ダミー}_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 2-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 2-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{地価}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{5} \beta_k \left(\text{浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{5} \beta_{l+5} \left(\text{被害エリア内ダミー} \cdot (2022-l)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{5} \beta_{m+10} (2022-m)\text{年ダミー}_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 2-1（表 9）より、水害後、被害エリアにおける地価下落が有意水準 1%で示され、仮説 1 が支持されることが改めて確認された。一方、浸水想定区域内であり被災リスクがあったにも関わらず被害を免れたエリアにおいては、水害後の地価上昇が有意水準 1%で示され、プラスのサプライズが起きたと考えられる。

また、実証結果 2-2（表 10）より、被害エリアでは、実証結果 1-2 と同様に、水害後各年でも有意水準 1%で地価下落が確認でき、水害後各年で分析しても、仮説 1 が支持されることが改めて確認できた。なお、水害直後に大きく下落し、その後、回復傾向があることについても、実証結果 1-2 と同様であった。

ここで、「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミーと年次ダミー」の交差項の係数は、水害前から有意に正の値をとっており、徐々に大きくなっていることから、従来から利便性が高く不動産需要が高いエリアであると考えることもできる。一方で、被害を免れたことを契機に、プラスのサプライズによって、水害後に不動産需要が更に高まったと解することもできる。このようなプラスのサプライズが起きたとすれば、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）以降の政策効果の影響を表す「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2021 年ダミー」の係数は有意水準 1%で正であることから、地価変動の観点からは、政策の影響は必ずしも確認できず、仮説 2 が支持された。

表 9　実証結果 2-1

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×水害後ダミー	0.074303	0.003817	19.46
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2018 年ダミー	0.039301	0.004671	8.41
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2017 年ダミー	0.020439	0.004671	4.38
被害エリア内ダミー×水害後ダミー	-0.13648	0.010985	-12.42
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	0.015856	0.013454	1.18
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	0.010042	0.013454	0.75
水害後ダミー	-0.05321	0.003095	-17.19
2018 年ダミー	-0.0312	0.00379	-8.23
2017 年ダミー	-0.01744	0.00379	-4.6
定数項	10.77554	0.00155	6954.11
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.5538		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 10　実証結果 2-2

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2021 年ダミー	0.089441	0.004548	19.67
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2020 年ダミー	0.075529	0.004548	16.61
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2019 年ダミー	0.057939	0.004548	12.74
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2018 年ダミー	0.039301	0.004553	8.63
浸水想定区域内であるが被害を免れたエリア内ダミー×2017 年ダミー	0.020439	0.004553	4.49
被害エリア内ダミー×2021 年ダミー	-0.11934	0.013112	-9.1
被害エリア内ダミー×2020 年ダミー	-0.1326	0.013112	-10.11
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.15751	0.013112	-12.01
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	0.015856	0.013112	1.21
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	0.010042	0.013112	0.77
2021 年ダミー	-0.06459	0.003694	-17.48
2020 年ダミー	-0.05271	0.003694	-14.27
2019 年ダミー	-0.04233	0.003694	11.46
2018 年ダミー	-0.0312	0.003694	-8.45
2017 年ダミー	-0.01744	0.003694	-4.72
定数項	10.77554	0.00151	135.1
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.5791		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.3.3 被害エリアに隣接する地区と隣接しない地区の比較

「被害エリア」と「浸水想定区域内であるが被害を免れたエリアのうち『被害エリアに隣接する地区』及び『被害エリアに隣接していない地区』」の地価が、水害によりどのような影響を受けたのかについて分析を行った。大きな被害が起きた真備地区に隣接する「船穂地区及び玉島地区の浸水想定区域内」に存する場合は 1 をとる「浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー」[69]を作成するとともに、真備地区に隣接しない「倉敷地区、水島地区及び児島地区の浸水想定区域内」に存する場合は 1 をとる「浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー」[70]を作成した（図 51)。サンプル数は次のとおりである（表 11)。分析 3-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の年次を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 3-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 3-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 3-2 により推計した。

表 11　サンプル数

	水害前			水害後			
	2016	2017	2018	2019	2020	2021	合計
被害エリア内ダミー	5	5	5	5	5	5	30
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー	23	24	24	25	25	25	146
浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー	88	89	89	90	90	91	537
上記以外	58	58	58	58	58	58	348
合計	174	176	176	178	178	179	1061

[69] 浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内にあれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.137606、標準誤差 0.3446485、最小 0、最大 1。

[70] 浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内にあれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.5061263、標準誤差 0.5001982、最小 0、最大 1。

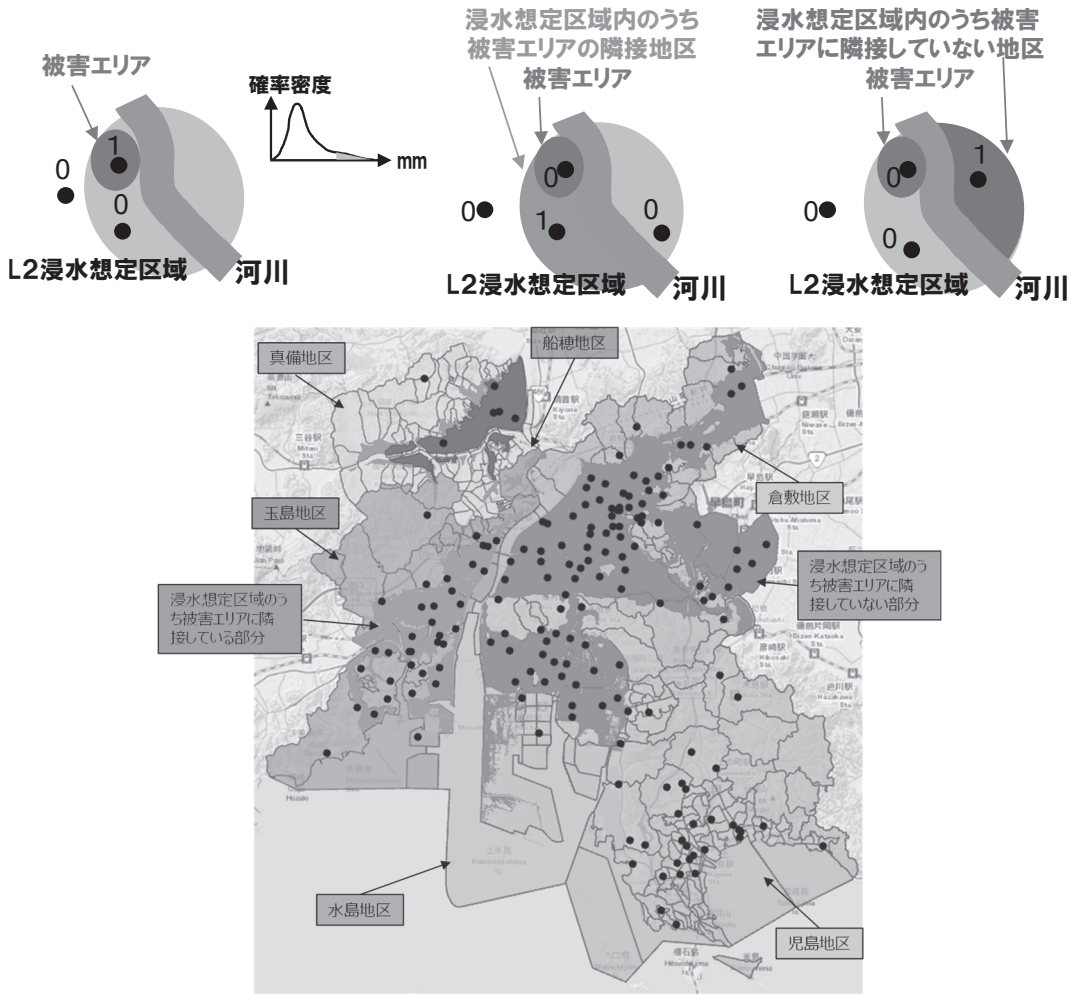


図 51　「浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー」と「浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー」の考え方

（1）分析 3-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 3-1】

$$
\begin{aligned}
ln\ \text{地価}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー} \times 2018\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_3 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー} \times 2017\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_4 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_5 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー} \times 2018\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_6 (\text{浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー} \times 2017\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_7 (\text{被害エリア内ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_8 (\text{被害エリア内ダミー} \times 2018\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_9 (\text{被害エリア内ダミー} \times 2017\ \text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{10}\ \text{水害後ダミー}_{it} + \beta_{11} 2018\ \text{年ダミー}_{it} + \beta_{12} 2017\ \text{年ダミー}_{it} \\
& + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 3-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 3-2】

$$ln\text{地価}_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{5}\beta_k\left(\text{浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー}\cdot(2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it}$$
$$+\sum_{l=1}^{5}\beta_{l+5}\left(\text{浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー}\cdot(2022-l)\text{年ダミー}\right)_{it}$$
$$+\sum_{m=1}^{5}\beta_{m+10}\left(\text{被害エリア内ダミー}\cdot(2022-m)\text{年ダミー}\right)_{it}$$
$$+\sum_{p=1}^{5}\beta_{p+15}(2022-p)\text{年ダミー}_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

（3）実証結果

実証結果 3-1（表 12）及び実証結果 3-2（表 13）より、水害後の被害エリアにおける地価下落については、これまでの実証結果の解釈と同様であり、仮説 1 が支持される。ここで、水害後におけるプラスのサプライズの可能性が示された浸水想定区域内で被害を免れたエリアのうち、「被害エリアの隣接地区内」及び「被害エリアに隣接していない地区内」を比較する。実証結果 3-1（表 12）及び実証結果 3-2（表 13）より、「各ダミー変数と水害後ダミー」の交差項の係数及び「各ダミー変数と水害以降の年次ダミー（2019 年、2020 年及び 2021 年）」の交差項の係数が有意水準 1%で正であり、その値は、「被害エリアの隣接地区内」の方が「被害エリアに隣接していない地区内」よりも小さいため、「被害エリアの隣接地区内」の方がプラスのサプライズの影響が小さかったと考えられる。これは、被害エリア近くでは、リスクに敏感になり、プラスのサプライズの影響が弱まったと考えられる。

なお、「浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミーと年次ダミー」の交差項と「浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミーと年次ダミー」の交差項の係数の大小関係は水害前から変わらないため、「浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内」は従前から、より利便性が高く、不動産需要が恒常的に高かった可能性も否定はできない。しかし、実証結果 2-2 と同様に、被害を免れたプラスのサプライズによって水害後に不動産需要が更に高まったと解することもできる。

そして、プラスのサプライズが起きたとすれば、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）以降の政策効果の影響を表す「被害エリアの隣接地区内ダミー×2021 年ダミー」と「浸水想定区域内のうち被害エリアに隣接していない地区内ダミー×2021 年ダミー」の係数が有意水準 1%で正であることから、地価変動の観点からは、政策の影響は必ずしも確認できないため、仮説 2 が支持された。

表 12　実証結果 3-1

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×水害後ダミー	0.040028	0.00552	7.25
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2018 年ダミー	0.022932	0.00673	3.41
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2017 年ダミー	0.013268	0.00673	1.97
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×水害後ダミー	0.083336	0.003794	21.9
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2018 年ダミー	0.043505	0.004643	9.37
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2017 年ダミー	0.022163	0.004643	4.77
被害エリア内ダミー×水害後ダミー	-0.13648	0.010457	-13.05
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	0.015856	0.012807	1.24
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	0.010042	0.012807	0.78
水害後ダミー	-0.05321	0.002946	-18.06
2018 年ダミー	-0.0312	0.003608	-8.65
2017 年ダミー	-0.01744	0.003608	-4.83
定数項	10.7757	0.001475	7304.55
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.5971		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 13　実証結果 3-2

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2021 年ダミー	0.050492	0.006494	7.78
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2020 年ダミー	0.039594	0.006494	6.1
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2019 年ダミー	0.029998	0.006494	4.62
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2018 年ダミー	0.022932	0.006524	3.51
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接地区内ダミー×2017 年ダミー	0.013268	0.006524	2.03
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2021 年ダミー	0.099772	0.004498	22.18
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2020 年ダミー	0.085023	0.004498	18.9
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2019 年ダミー	0.065212	0.004498	14.5
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2018 年ダミー	0.043505	0.004501	9.67
浸水想定区域内のうち被害エリアの隣接していない地区内ダミー×2017 年ダミー	0.022163	0.004501	4.92
被害エリア内ダミー×2021 年ダミー	-0.11934	0.012415	-9.61
被害エリア内ダミー×2020 年ダミー	-0.1326	0.012415	-10.68
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.15751	0.012415	-12.69
被害エリア内ダミー×2018 年ダミー	0.015856	0.012415	1.28
被害エリア内ダミー×2017 年ダミー	0.010042	0.012415	0.81
2021 年ダミー	-0.06459	0.003497	-18.47
2020 年ダミー	-0.05271	0.003497	-15.07
2019 年ダミー	-0.04233	0.003497	-12.1
2018 年ダミー	-0.0312	0.003497	-8.92
2017 年ダミー	-0.01744	0.003497	-4.99
定数項	10.77569	0.00143	7535.47
観測数	1061		
決定係数（*within*）	0.6249		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.3.4 L2 浸水想定区域公表の影響

本項では、L2 浸水想定区域公表（2017 年 4 月 19 日）の影響について分析した。2005 年 6 月 6 日に L1 浸水想定区域が公表されているため、「L2 浸水想定区域内であるが L1 浸水想定区域外」であれば L2 浸水想定区域の政策効果の影響を受けるとして、「L2 浸水想定区

域政策効果ダミー」[71]を作成した（図 52）。なお、当該ダミー変数作成に際し必要となる L1 浸水想定区域の shape ファイルについては、国土数値情報に shape ファイルが存在しなかったため、国土交通省中国地方整備局が公表している浸水想定区域図を Arcgis に取り込み、当該浸水想定区域図をトレースすることにより筆者が shape ファイルを作成した（図 53）。サンプル数を以下に示す（表 14）。分析 4-1 として、公表後の影響をまとめて分析するため、公表以降の年次を公表後ダミー[72]として変数を作成しモデル式 4-1 により推計した。また、公表後の影響を各年で分けて分析するため、分析 4-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミー[73]を作成し、モデル式 4-2 により推計した。

表 14　サンプル数

	公表前		公表後					
	2016	2017※ 1 月 1 日	2017※ 7 月 1 日	2018	2019	2020	2021	合計
L2 浸水想定区域政策効果ダミー	44	29	16	45	46	46	47	273
上記以外	130	81	50	131	132	132	132	788
合計	174	110	66	176	178	178	179	1061

※2017 年 1 月 1 日は地価公示、7 月 1 日は都道府県地価調査

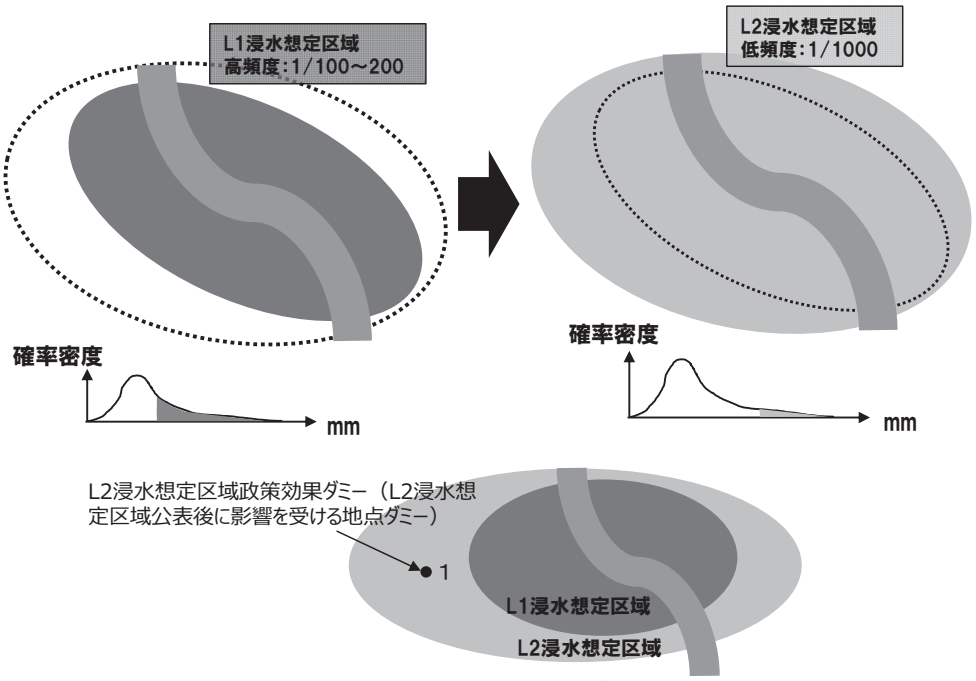


図 52　L2 浸水想定区域政策効果ダミーの考え方

[71] L2 浸水想定区域内であるが L1 浸水想定区域外にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.2573044、標準誤差 0.4373547、最小 0、最大 1。

[72] 価格時点が、公表後（2017 年 7 月から 2021 年）である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.732328、標準誤差 0.4429544、最小 0、最大 1。

[73] 2017 年については、地価公示 2017 年 1 月 1 日と都道府県地価調査 7 月 1 日の間で公表（公表が 4 月 19 日）されているため、公表の前後で年次ダミーを分けている。2017 年 7 月 1 日ダミーの基本統計量は、平均 0.0622055、標準誤差 0.2416423、最小 0、最大 1。2017 年 1 月 1 日ダミーの基本統計量は、平均 0.1036758、標準誤差 0.3049832、最小 0、最大 1。



図 53　L1 浸水想定区域図（左）[74]と L2 浸水想定区域図（右）[75]の比較

（1）分析 4-1（公表後の影響をまとめて分析）

【モデル式 4-1】

$$ln\text{地価}_{it}=\beta_0+\beta_1(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times\text{公表後ダミー})_{it}+\beta_2(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times\text{2017 年 1 月 1 日ダミー})_{it}+\beta_3\,\text{公表後ダミー}_{it}+\beta_4\text{2017 年 1 月 1 日ダミー}_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

（2）分析式 4-2（公表後の影響を各年で分析）

【モデル式 4-2】

$$ln\text{地価}_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{4}\beta_k(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\cdot(2022-\text{k})\text{年ダミー})_{it}+\beta_5(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times\text{2017 年 7 月 1 日ダミー})_{\text{it}}+\beta_6(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー}\times\text{2017 年 1 月 1 日ダミー})_{\text{it}}+\sum_{l=1}^{4}\beta_{l+6}(2022-l)\text{年ダミー}_{it}+\beta_{11}\text{2017 年 7 月 1 日ダミー}_{\text{it}}+\beta_{12}\text{2017 年 1 月 1 日ダミー}_{\text{it}}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

（3）実証結果

浸水想定区域公表によるリスク情報の提供は地価を下落させる可能性がある。しかし、実証結果 4-1（表 15）及び実証結果 4-2（表 16）より、「公表後ダミー又は公表後の年次ダミー」と「L2 浸水想定区域政策効果ダミー」の交差項の係数について、有意に負ではないため、地価変動の観点からは、必ずしも政策効果を確認することはできず、仮説 2 は支持され

[74] 公表されている L1 浸水想定区域図をそのまま Arcgis に取り込んだものを表示している。Shape ファイルは別途作成している。

[75] L2 浸水想定区域政策効果ダミーを Arcgis 上で水色の丸で表示している。

た。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域公表は政策的意味のあるものであり、本実証結果は政策効果の全てを否定するものではない。

表 15　実証結果 4-1

被説明変数:*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー	0.00000834	0.0058529	0.00
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年 1 月 1 日ダミー	0.0018621	.0085866	0.22
公表後ダミー	-0.0084578	0.0029429	-2.87
2017 年 1 月 1 日ダミー	-0.0036233	0.0043754	-0.83
定数項	10.77595	0.0022969	4691.51
観測数	1061		
決定係数(*within*)	0.0140		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 16　実証結果 4-2

被説明変数:*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2021 年ダミー	0.00017359	0.0074312	0.23
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2020 年ダミー	-0.0001935	0.0074312	-0.03
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2019 年ダミー	0.0014904	0.0074312	0.2
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2018 年ダミー	-0.0018059	0.0074535	-0.24
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年 7 月 1 日ダミー	-0.0034847	0.0106511	-0.33
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年 1 月 1 日ダミー	0.0021016	0.0086278	0.24
2021 年ダミー	-0.0111967	0.0037516	-2.98
2020 年ダミー	-0.0081839	0.0037516	-2.18
2019 年ダミー	-0.010296	0.0037516	-2.74
2018 年ダミー	-0.0053106	0.0037563	-1.41
2017 年 7 月 1 日ダミー	-0.0050813	0.0052667	-0.96
2017 年 1 月 1 日ダミー	-0.0038552	0.0043965	-0.88
定数項	10.77596	0.0023026	4679.9
観測数	1061		
決定係数(*within*)	0.0181		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.3.5 L1 浸水想定区域公表の影響

本項では、L1 浸水想定区域公表（2005 年 6 月 6 日）の影響を分析するため、当該公表日を含む期間である 2003 年からデータを分析対象とした。L1 浸水想定区域内に存するならば 1 とする考え方（図 54）により、「L1 浸水想定区域内ダミー」を作成した（図 55）。説明変数（表 17）、サンプル数（表 18）及び基本統計量（表 19）を以下に示す。

分析 5-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、L1 浸水想定区域公表後の年次を公表後ダミーとして変数を作成しモデル式 5-1 により推計した。また、公表後の影響を各年で分けて分析するため、分析 5-2 として、公表後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 5-2 により推計した。

表 17　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 地価（円/m^2）	倉敷市内の 2003 年から 2021 年までの地価公示・都道府県地価調査の対数値（円/m^2）	A
L1 浸水想定区域政策効果ダミー	L1 浸水想定区域外にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	A B
公表後ダミー	地価時点が、公表後（2005 年 7 月から 2021 年）である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー（2003～2021 年）	1 年毎に分類したダミー変数。ただし、2005 年については、地価公示 2005 年 1 月 1 日と都道府県地価調査 7 月 1 日の間で公表されているため、公表（6 月 6 日）の前後で年次ダミーを分けている。	A

出典

A　国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ

B　Arcgis で shape ファイルと国土数値情報（地価公示データ・都道府県地価調査データ）を空間結合

表 18　サンプル数

	年	L1 浸水想定区域政策効果ダミー	左記以外	合計
公表後	2021	75	104	179
	2020	75	103	178
	2019	75	103	178
	2018	74	102	176
	2017	74	102	176
	2016	73	101	174
	2015	73	99	172
	2014	72	99	171
	2013	70	95	165
	2012	67	91	158
	2011	67	90	157
	2010	66	90	156
	2009	65	89	154
	2008	65	88	153
	2007	64	87	151
	2006	62	86	148
2005※	7 月 1 日	27	31	58
公表前 2005※	1 月 1 日	35	54	89
	2004	61	85	146
	2003	60	84	144
	合計	1300	1783	3083

※2005 年 1 月 1 日は地価公示、7 月 1 日は都道府県地価調査

表 19　基本統計量

変数	平均	標準誤差	最小	最大
ln 地価(円／m^2)	10.84899	0.485075	9.25913	12.9831
L1 浸水想定区域政策効果ダミー	0.421667	0.493906	0	1
公表後ダミー	0.877068	0.328413	0	1
2021 年ダミー	0.05806	0.233895	0	1
2020 年ダミー	0.057736	0.233281	0	1
2019 年ダミー	0.057736	0.233281	0	1
2018 年ダミー	0.057087	0.232047	0	1
2017 年ダミー	0.057087	0.232047	0	1
2016 年ダミー	0.056439	0.230804	0	1
2015 年ダミー	0.05579	0.229553	0	1
2014 年ダミー	0.055466	0.228924	0	1
2013 年ダミー	0.053519	0.225103	0	1
2012 年ダミー	0.051249	0.220541	0	1
2011 年ダミー	0.050924	0.219879	0	1
2010 年ダミー	0.0506	0.219215	0	1
2009 年ダミー	0.049951	0.21788	0	1
2008 年ダミー	0.049627	0.217208	0	1
2007 年ダミー	0.048978	0.215858	0	1
2006 年ダミー	0.048005	0.213812	0	1
2005 年 7 月 1 日ダミー	0.018813	0.135886	0	1
2005 年 1 月 1 日ダミー	0.028868	0.167463	0	1
2004 年ダミー	0.047357	0.212435	0	1
2003 年ダミー	0.046708	0.211046	0	1

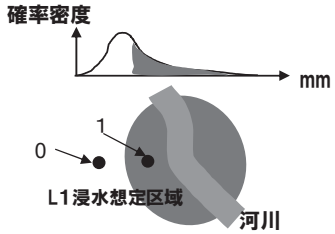


図 54　L1 浸水想定区域政策効果ダミーの考え方



図 55　Ｌ１浸水想定区域政策効果ダミーの地理的関係
L1 浸水想定区域政策効果ダミーを Arcgis 上で水色の丸で表示している。

（1）分析式 5-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 5-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{地価}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年 1 月 1 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_3(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2004 年ダミー})_{it} \\
& + \beta_4\,\text{公表後ダミー}_{it} + \beta_5 2005\text{ 年 1 月 1 日ダミー}_{it} + \beta_6 2004\text{ 年ダミー}_{it} \\
& + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析式 5-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 5-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{地価}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{16} \beta_k\left(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{17}(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー} \times 2005\text{ 年 7 月 1 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_{18}(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー} \times 2005\text{ 年 1 月 1 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_{19}(\text{L1 浸水想定区域政策効果ダミー} \times 2004\text{ 年ダミー})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{16} \beta_{l+19}(2022-l)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{36} 2005\text{ 年 7 月 1 日ダミー}_{it} + \beta_{37} 2005\text{ 年 1 月 1 日ダミー}_{it} \\
& + \beta_{38} 2004\text{ 年ダミー}_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

浸水想定区域公表によるリスク情報の提供は地価を下落させる可能性があるが、実証結果 5-1（表 20）及び実証結果 5-2（表 21）より、公表後の地価上昇が確認された。これは、利便性が高く、浸水リスクがあるにもかかわらず不動産需要が高い可能性もあり、地価変動の観点からは、必ずしも政策効果を確認することはできなかったため、仮説 2 は支持された。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域公表は政策的意味のあるものであり、本実証結果は政策効果の全てを否定するものではない。

表 20　実証結果 5-1

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー	0.1513781	0.0156236	9.69
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年 1 月 1 日ダミー	0.0077036	0.024859	0.31
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2004 年ダミー	0.0030928	0.0213781	0.14
公表後ダミー	-0.3576782	0.0100857	-35.46
2005 年 1 月 1 日ダミー	-0.1304841	0.0157497	-8.28
2004 年ダミー	-0.0736247	0.0138084	-5.33
定数項	11.1136300	0.007501	1481.61
観測数	3083		
決定係数（*within*）	0.4741		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 21 実証結果 5-2

被説明変数:*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2021 年ダミー	0.2718691	0.0117862	23.07
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2020 年ダミー	0.260818	0.0117862	22.13
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2019 年ダミー	0.2432405	0.0117862	20.64
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2018 年ダミー	0.2358968	0.0118069	19.98
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年ダミー	0.2175325	0.0118069	18.42
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2016 年ダミー	0.1989551	0.0118323	16.81
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2015 年ダミー	0.180441	0.0118511	15.23
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2014 年ダミー	0.1597096	0.0118693	13.46
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2013 年ダミー	0.1406147	0.0119497	11.77
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2012 年ダミー	0.1190239	0.0120582	9.87
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2011 年ダミー	0.1015879	0.0120703	8.42
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2010 年ダミー	0.090475	0.0120929	7.48
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2009 年ダミー	0.0810561	0.012129	6.68
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2008 年ダミー	0.0716304	0.0121419	5.9
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2007 年ダミー	0.053081	0.0121795	4.36
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2006 年ダミー	0.0339703	0.0122443	2.77
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年 7 月 1 日ダミー	0.0291722	0.0163239	1.79
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年 1 月 1 日ダミー	0.0098091	0.0142887	0.69
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2004 年ダミー	0.0031914	0.0122852	0.26
2021 年ダミー	-0.4736044	0.0076262	-62.1
2020 年ダミー	-0.4664338	0.0076262	-61.16
2019 年ダミー	-0.4607045	0.0076262	-60.41
2018 年ダミー	-0.4534893	0.0076373	-59.38
2017 年ダミー	-0.4442811	0.0076373	-58.17
2016 年ダミー	-0.4322234	0.0076508	-56.49
2015 年ダミー	-0.4189725	0.0076797	-54.56
2014 年ダミー	-0.4036655	0.0076797	-52.56
2013 年ダミー	-0.3861861	0.0077439	-49.87
2012 年ダミー	-0.3593776	0.0078142	-45.99
2011 年ダミー	-0.3272941	0.0078329	-41.78
2010 年ダミー	-0.2920749	0.0078329	-37.29
2009 年ダミー	-0.2557332	0.0078523	-32.57
2008 年ダミー	-0.2288589	0.0078722	-29.07
2007 年ダミー	-0.211441	0.0078927	-26.79
2006 年ダミー	-0.1835766	0.0079137	-23.20
2005 年 7 月 1 日ダミー	-0.146992	0.0109751	-13.39
2005 年 1 月 1 日ダミー	-0.1346618	0.0090527	-14.88
2004 年ダミー	-0.0736765	0.0079352	-9.28
定数項	11.11757	0.004311	2578.88
観測数	3083		
決定係数(*within*)	0.8282		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.4　川崎市における実証分析 1

令和元年 10 月 6 日に南鳥島の南海上で発生した令和元年東日本台風により、「川崎市においては、これまでに経験したことのない多摩川の水位の影響を受け、排水樋管周辺地域において、深刻な浸水被害が発生した」[76]ことが指摘されている。川崎市中原区の武蔵小杉駅周辺の浸水により、「パークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー（以下、「SFT」という。）」というタワーマンションでは、地下 3 階の電気設備が浸水し、エレベーター・給水設備等のライフラインが一定期間使用不能となる被害が発生[77]した。

川崎市の 2018 年の調査では、当該調査時点において市内の分譲マンション 2956 件のうち 537 件[78]が中原区に存し、中原区は宮前区に続き 2 番目にマンションが多い地区である[79]。株式会社リクルート住まいカンパニーが取りまとめた「2016 年版みんなが選んだ住みたい街（駅）ランキング（関東版）」において、住みたい街 4 位であった武蔵小杉[80]が、「住みたい街（駅）ランキング 2020（関東版）」において 20 位と順位を下げたことについて、水害の影響である可能性も指摘されている[81]。このように、令和元年東日本台風によりタワーマンションが浸水し、タワーマンションの脆弱性が露呈する先例の無い被害事例が生じ、社会的にも影響が大きかったこと等から、本節では、当該被害の発生した地区でありマンションも多く存する中原区に焦点を当て、既存マンション取引の成約価格データを用い、水害をはじめ、措置されたリスク情報提供政策（宅建業法施行規則改正・浸水想定区域公表）が市場に与えた影響について分析を行った。

外水による多摩川の L2 浸水想定区域を黄色、内水氾濫で浸水した被害エリアを赤色、レインズデータのポイントを黒丸で示すと次のとおりである（図 56）。被害エリアについては、川崎市が公表している「台風第 19 号による排水樋管周辺地域における浸水被害説明資料」（図 57）を Arcgis に取り込み、筆者が shape ファイルを作成し赤色で示した。

---

[76] 川崎市「令和元年東日本台風による排水樋管周辺地域及び河川関係の浸水に関する検証報告書」（令和 2（2022）年 4 月）、p.1-1（https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/1hajimeni.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 12 日）

[77] 国土交通省住宅局建築指導課、経済産業省産業保安グループ電力安全課　建築物における電気設備の浸水対策ガイドライン（令和 2 年 6 月）を参考としている。

[78] 川崎市の 2018 年調査において中原区のマンションが 537 件である一方、今回取り扱ったレインズデータに含まれるマンション棟数 586 であり、数字に差異が生じているのは、団地型マンションについてのカウント方法の差異や調査時点において存在しなかったマンションが新築されたこと等が原因と考えられる。

[79] 川崎市「平成 30 年度川崎市分譲マンションアンケート調査等の結果について」、P4、（https://www.city.kawasaki.jp/250/cmsfiles/contents/0000110/110063/R1yuusikisha3_sankousiryou1.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

[80] 株式会社リクルート住まいカンパニー「『2016 年版　みんなが選んだ住みたい街ランキング関東版』を発表」、2016 年 3 月 9 日、（https://www.recruit.co.jp/newsroom/recruit-sumai/press/2016/03/sumitaimachi2016kanto.html　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

[81] 「住みたい街ランク、武蔵小杉が急落　タワーマン浸水影響か」『朝日新聞』、2020 年 3 月 6 日、電子版、（https://www.asahi.com/articles/ASN356WJTN34ULOB00N.html　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）

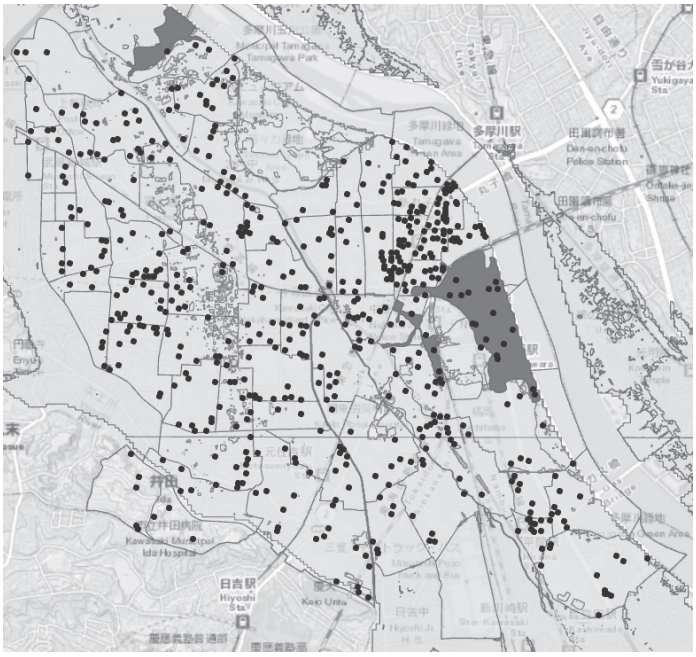


図 56　川崎市中原区における L2 浸水想定区域（黄）、被害エリア（赤）及び取引データ（黒）

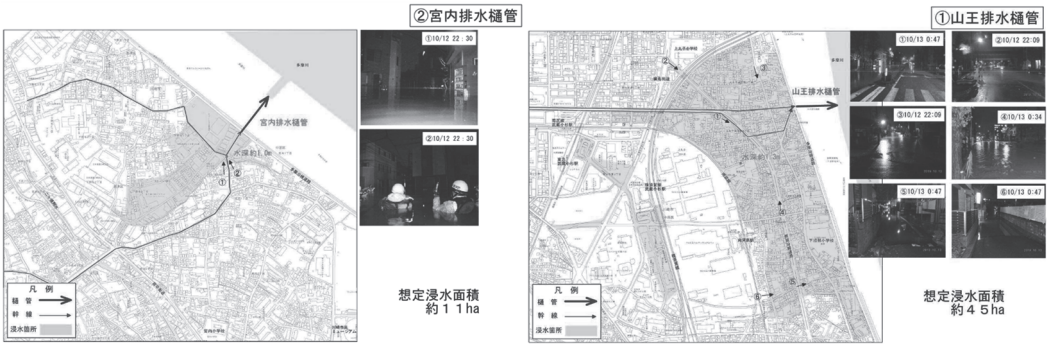


図 57　浸水被害箇所の詳細
出所）川崎市　上下水道局下水道部管路保全課「台風第 19 号による排水樋管周辺地域における浸水被害説明資料」pp.2-3、
（https://www.city.kawasaki.jp/800/cmsfiles/contents/0000111/111635/houdou.pdf）

SFT では、「被災の原因調査と再発防止に取り組むタスクフォースを結成し、建物が機能不全に陥ったメカニズムを解明」[82]するとともに必要な対策が進められている。一方、川崎市中原区における全てのマンションと SFT の平均成約 m^2 単価の推移（図 58）より、SFT の成約価格は水害後に下落しているように見える。ここで、タワーマンションについての明確な定義は無いが、中原区に存するマンションの中で突出した高さとなる地上 30 階以上（図 59）であれば、SFT（地上 48 階）と同程度の規模以上であるとして、「タワーマンション」と整理した（表 22）。そして、中原区におけるマンション取引件数の推移（図 60）より、SFT 以外のマンションについても、水害が発生した 2019 年の取引件数が、水害が無かったと仮

[82] 「武蔵小杉タワーマンを停電に追い込んだ 9000 トンの水、意外な浸入経路を解明」、『日本 XTECH』、2020 年 4 月 4 日、（https://xtech.nikkei.com/atcl/nxt/column/18/00154/00858/　閲覧日：2020 年 1 月 12 日）

定した場合の取引件数よりも減少していることから、SFT の浸水被害が市場に与えた影響は大きいと考えられる。こうした状況も踏まえつつ、実証分析を行った。

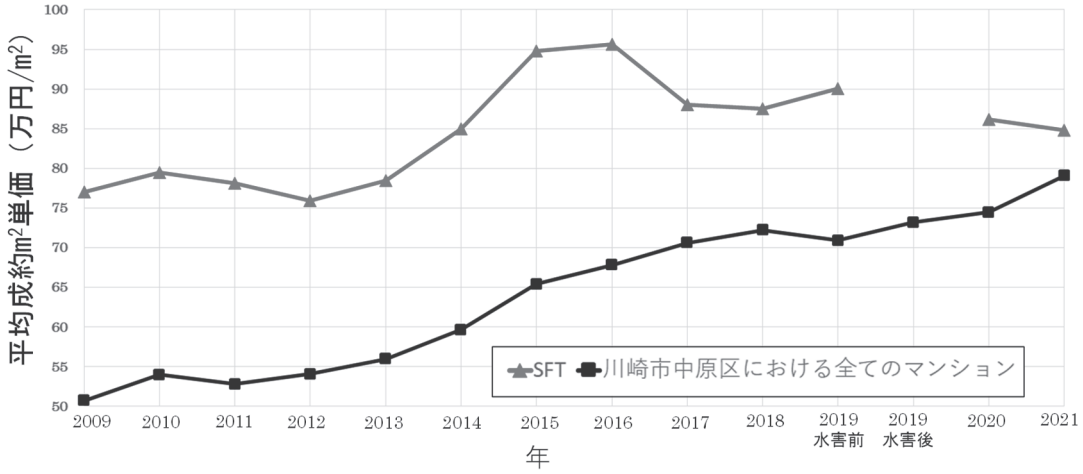


図 58　川崎市中原区における全てのマンションと SFT の平均成約 m² 単価の推移
レインズデータより筆者作成。2019 年の水害後は SFT の取引が確認されなかったため、不連続なグラフとなっている。

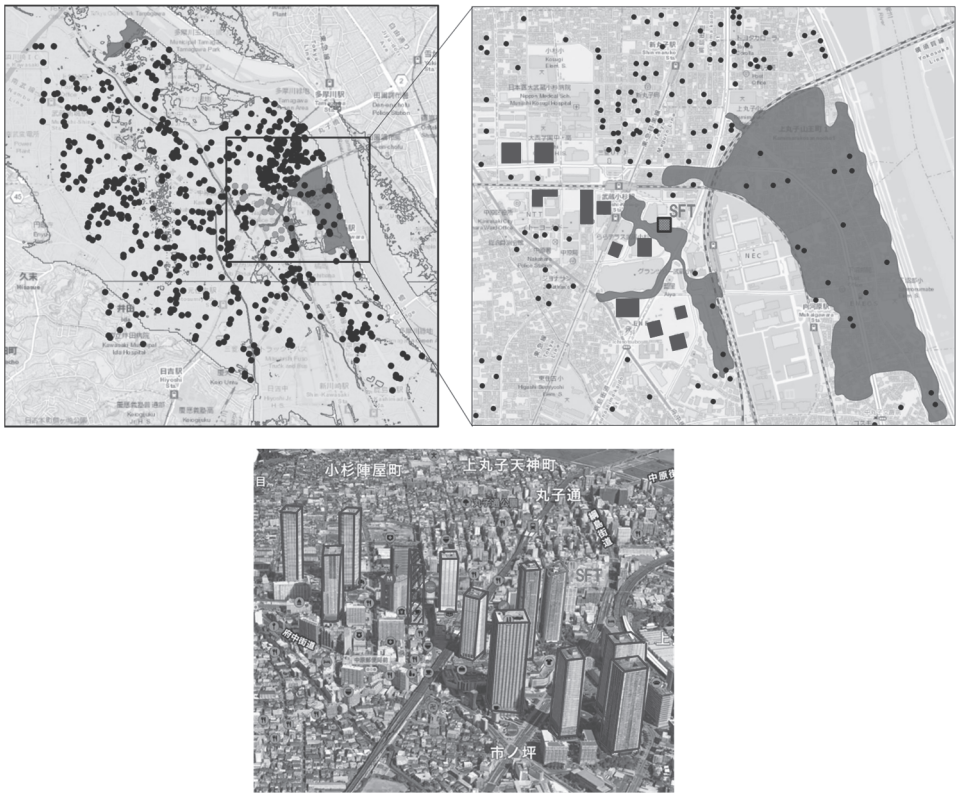


図 59　中原区のタワーマンションの概要
左上で、黄色は L2 浸水想定区域、赤色は被害エリア、水色の丸はタワーマンション、黒丸はタワーマンションを除くマンションを表す。右上はその拡大図で、SFT を赤四角で表し、その他のタワーマンションは青四角、被害エリアは赤色で示す。下は、右上のタワーマンションの立地を google マップの 3D 写真に示したもの。30 階以上のマンションが中原区で突出している。

表 22　タワーマンション一覧

区分	タワーマンション名	階数	（参考）総戸数
SFT	パークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー	48	643
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンション群	エクラスタワー武蔵小杉	39	326
	ザ･コスギタワー	49	689
	シティタワー武蔵小杉	53	800
	パークシティ武蔵小杉　ザ　ガーデン　タワーズウエスト	53	613
	パークシティ武蔵小杉ザ･ガーデン　タワーズイースト	53	592
	パークシティ武蔵小杉ザグランドウイングタワー	38	506
	パークシティ武蔵小杉ミッドスカイタワー	59	794
	プラウドタワー武蔵小杉	45	450
	リエトコート武蔵小杉イーストタワー	45	542
	リエトコート武蔵小杉ザ･クラッシィタワー	45	542
	コスギサードアヴェニューザ･レジデンス	38	519

レインズデータより筆者作成。掲載しているタワーマンションの全てにおいて地下階があることを確認している。

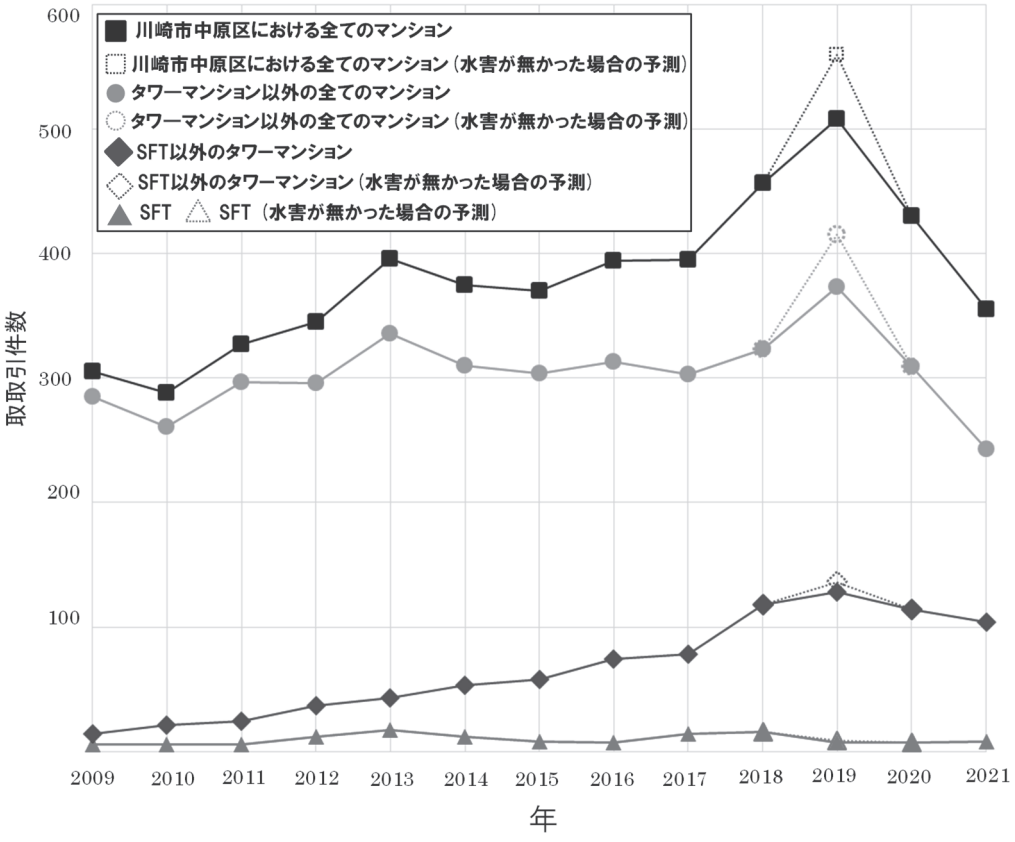


図 60　取引件数の推移

レインズデータより筆者作成。2021 年は 1 月から 9 月のデータである。水害が無かった場合の予測値は、2019 年における水害前の期間（2019 年 1 月 1 日から 10 月 12 日までの 285 日間）の取引数を 285 で除し 365 を乗じたものを四捨五入した値としている。

4.4.1 水害が被災タワーマンションに与えた影響

浸水被害が SFT の成約価格に与えた影響について実証分析を行った。説明変数（表 23）、サンプル数（表 24）、基本統計量（表 25）、SFT ダミーの考え方（図 61）は次のとおりである。分析 1-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の時点を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 1-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 1-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 1-2 により推計した。

なお、令和元年東日本台風は 2019 年 10 月 12 日に日本に上陸し、SFT では 10 月 12 日 22 日頃に浸水対策に関する対応を開始し、10 月 13 日午前 1 時に停電したことが報告されている[83]ことから、本稿では、2019 年 10 月 13 日以降の時点を水害後として扱った。

表 23　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 価格（円）	川崎市中原区の 1991 年から 2021 年 9 月までの既存マンション取引の成約価格の対数値（円）	A
SFT ダミー	被災したパークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー（SFT）である場合は 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	A
水害後ダミー	取引時点が水害後（2019 年 10 月 13 日以降）である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー（1991～2021 年）	1 年毎に分類したダミー変数。ただし、2019 年は水害発生（10 月 13 日）の前後で、ダミー変数を分けて作成している。	A
ln 専有面積	専有面積の対数値	A
ln 築年数	築年数の対数値	A
ln 所在階	所在階の対数値	A
バルコニーの向きダミー	バルコニーの向きが北東、東、南、西又は北西であれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数をそれぞれ作成している。	A
用途地域ダミー	用途地域が第一種中高層住居専用地域、第一種住居地域又は商業地域であれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数をそれぞれ作成している。	AB
個別マンションダミー	取引データにある 586 棟のマンションのそれぞれに個別に作成したダミー変数	A

出典
A　レインズデータ
B　国土数値情報の shape ファイルとレインズデータを Arcgis で空間結合

[83] パークシティ武蔵小杉 ステーションフォレストタワー「台風 19 号被害『あの日、ステーションフォレストタワーで何が起こっていたか』No.1」、2020 年 4 月 8 日、（https://stationforesttower.com/news/20200408_1778　閲覧日：2022 年 1 月 31 日）

表 24　サンプル数

		SFT ダミー	それ以外	合計
水害後	2021 年	8	347	355
	2020 年	7	423	430
	2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日	0	71	71
水害前	2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日	7	430	437
	2018 年	16	441	457
	2017 年	14	381	395
	2016 年	7	387	394
	2015 年	8	362	370
	2014 年	12	363	375
	2013 年	17	379	396
	2012 年	12	333	345
	2011 年	6	321	327
	2010 年	6	282	288
	2009 年	6	299	305
	2008 年	0	278	278
	2007 年	0	204	204
	2006 年	0	194	194
	2005 年	0	222	222
	2004 年	0	162	162
	2003 年	0	157	157
	2002 年	0	142	142
	2001 年	0	110	110
	2000 年	0	120	120
	1999 年	0	107	107
	1998 年	0	82	82
	1997 年	0	85	85
	1996 年	0	92	92
	1995 年	0	90	90
	1994 年	0	86	86
	1993 年	0	59	59
	1992 年	0	38	38
	1991 年	0	20	20
	合計	126	7067	7193

表 25　基本統計量

変数	平均	標準誤差	最小	最大
ln 成約価格	17.30395	0.6271273	14.22098	19.9203
SFT ダミー	0.017517	0.1311967	0	1
水害後ダミー	0.1190046	0.3238164	0	1
2021 年ダミー	0.0493535	0.2166202	0	1
2020 年ダミー	0.0597803	0.2370959	0	1
2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	0.0061171	0.0779775	0	1
2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0607535	0.2388942	0	1
2018 年ダミー	0.063534	0.2439379	0	1
2017 年ダミー	0.0549145	0.2278291	0	1
2016 年ダミー	0.0547755	0.2275573	0	1
2015 年ダミー	0.0514389	0.2209066	0	1
2014 年ダミー	0.052134	0.2223127	0	1
2013 年ダミー	0.0550535	0.2281006	0	1
2012 年ダミー	0.0479633	0.2137035	0	1
2011 年ダミー	0.0454609	0.2083272	0	1
2010 年ダミー	0.0400389	0.1960642	0	1
2009 年ダミー	0.0424023	0.2015193	0	1
2008 年ダミー	0.0386487	0.1927696	0	1
2007 年ダミー	0.0283609	0.1660132	0	1
2006 年ダミー	0.0269707	0.1620089	0	1
2005 年ダミー	0.0308633	0.1729594	0	1
2004 年ダミー	0.0225219	0.1483837	0	1
2003 年ダミー	0.0218268	0.1461278	0	1
2002 年ダミー	0.0197414	0.13912	0	1
2001 年ダミー	0.0152926	0.1227228	0	1
2000 年ダミー	0.0166829	0.1280892	0	1
1999 年ダミー	0.0148756	0.1210633	0	1
1998 年ダミー	0.0114	0.1061677	0	1
1997 年ダミー	0.011817	0.1080695	0	1
1996 年ダミー	0.0127902	0.1123761	0	1
1995 年ダミー	0.0125122	0.1111635	0	1
1994 年ダミー	0.0119561	0.1086957	0	1
1993 年ダミー	0.0082024	0.0902013	0	1
1992 年ダミー	0.0052829	0.0724965	0	1
1991 年ダミー	0.0027805	0.0526606	0	1
ln 専有面積	4.079448	0.4140655	2.639057	5.252378
ln 築年数	2.98763	0.5466159	-0.51083	4.025352
ln 所在階	1.5034	0.922592	0	4.043051
バルコニー北東向きダミー	0.0158487	0.1248989	0	1
バルコニー東向きダミー	0.1743362	0.3794247	0	1
バルコニー南向きダミー	0.3449187	0.4753748	0	1
バルコニー西向きダミー	0.1751703	0.3801391	0	1
バルコニー北西向きダミー	0.0132073	0.1141695	0	1
第一種中高層住居専用地域ダミー	0.2047824	0.4035706	0	1
第一種住居地域ダミー	0.1650215	0.3712258	0	1
商業地域ダミー	0.260114	0.4387271	0	1
個別マンションダミー	（省略）			

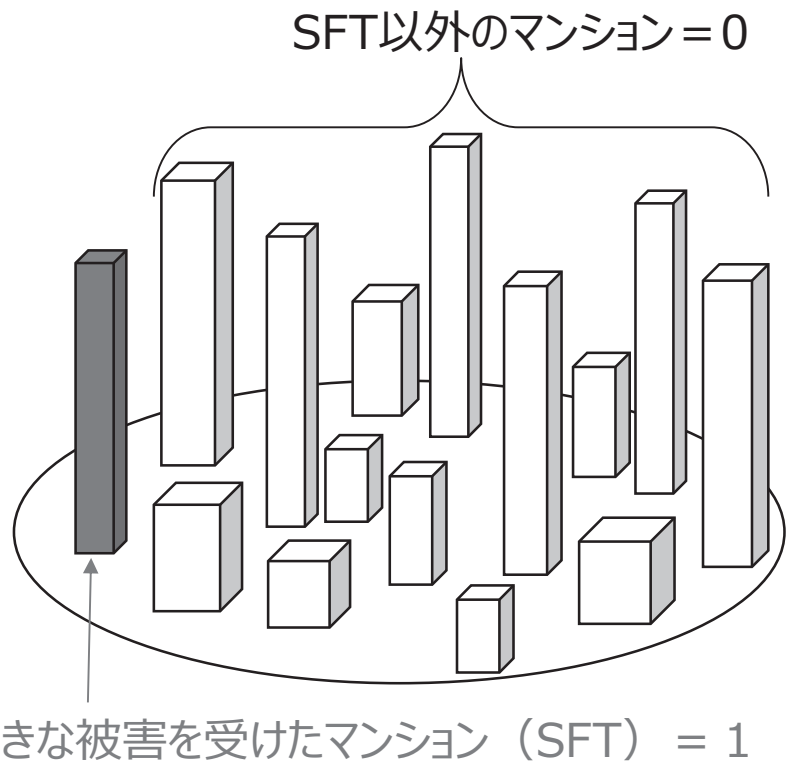


図 61　SFT ダミーの考え方

（1）分析 1-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 1-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{水害後ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_2 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{27} \beta_{k+2} \left(\text{SFT ダミー} \cdot (2019-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{30}\text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \beta_{31}\text{水害後ダミー}_{it} \\
& + \beta_{32} \left(\text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+32} (2019-l)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{60} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{61} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{62} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{m} \beta_m \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{p} \beta_p \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 1-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 1-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{2} \beta_k \left(\text{SFT ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_3 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_4 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+4} \left(\text{SFT ダミー} \cdot (2019-l)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{32}\text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{2} \beta_{m+32} (2022-m)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{35} \left(\text{2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{36} \left(\text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{p=1}^{27} \beta_{p+36} (2019-p)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{64} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{65} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{66} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{r} \beta_r \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_{s} \beta_s \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 1-1 （表 26）から、被害のあった SFT は水害後に成約価格が約 7.3%下落することが有意水準 5%で示され、仮説 1 が支持されることを確認した。また、実証結果 1-2（表 2）から、水害直後ではなく水害後一定期間経過した 2021 年に成約価格が約 10.9%下落することが有意水準 1%で示され、水害後各年で分析しても、仮説 1 が支持されることを確認した。ここで、水害直後ではなく一定期間経過後に価格が下落した理由としては、水害後、買い手が浸水リスクを徐々に考慮し始めた可能性が考えられる。

表 26　実証結果 1-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×水害後ダミー	-0.0728569	0.0326193	-2.23
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.014494	0.0299313	0.48
SFT×2018 年ダミー	-0.0024658	0.0267522	-0.09
SFT×2017 年ダミー	0.0054686	0.026257	0.21
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9768		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、SFT ダミー、水害後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 27　実証結果 1-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×2021 年ダミー	-0.1097429	0.0415434	-2.64
SFT×2020 年ダミー	-0.0539934	0.0369519	-1.46
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0143774	0.0300584	0.48
SFT×2018 年ダミー	-0.0025703	0.0268685	-0.1
SFT×2017 年ダミー	0.0056085	0.0263962	0.21
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9775		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、SFT ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.4.2 被災タワーマンションと「浸水被害エリア内に立地する被害を免れた他のマンション群」の比較

被災タワーマンション（SFT）と浸水被害エリア内に存する他のマンションとの比較を行った。サンプル数（表 28）及び「被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー」[84]の考え方（図 62）は次のとおりである。分析 2-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の時点を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 2-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 2-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 2-2 により推計した。

[84] 被害エリア内に存するマンション 22 棟のうち SFT を除いた 21 棟に該当すれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.0390658、標準誤差 0.1937649、最小 0、最大 1。

表 28　サンプル数

		SFT	被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー	左記以外	合計
	2021 年	8	14	333	355
水害後	2020 年	7	22	401	430
	2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日	0	5	66	71
	2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日	7	14	416	437
	2018 年	16	19	422	457
	2017 年	14	20	361	395
	2016 年	7	20	367	394
	2015 年	8	9	353	370
	2014 年	12	15	348	375
	2013 年	17	13	366	396
	2012 年	12	16	317	345
	2011 年	6	13	308	327
	2010 年	6	17	265	288
	2009 年	6	11	288	305
	2008 年	0	10	268	278
	2007 年	0	8	196	204
	2006 年	0	12	182	194
水害前	2005 年	0	9	213	222
	2004 年	0	1	161	162
	2003 年	0	4	153	157
	2002 年	0	4	138	142
	2001 年	0	3	107	110
	2000 年	0	3	117	120
	1999 年	0	3	104	107
	1998 年	0	3	79	82
	1997 年	0	2	83	85
	1996 年	0	2	90	92
	1995 年	0	3	87	90
	1994 年	0	2	84	86
	1993 年	0	3	56	59
	1992 年	0	1	37	38
	1991 年	0	0	20	20
	合計	126	281	6786	7193

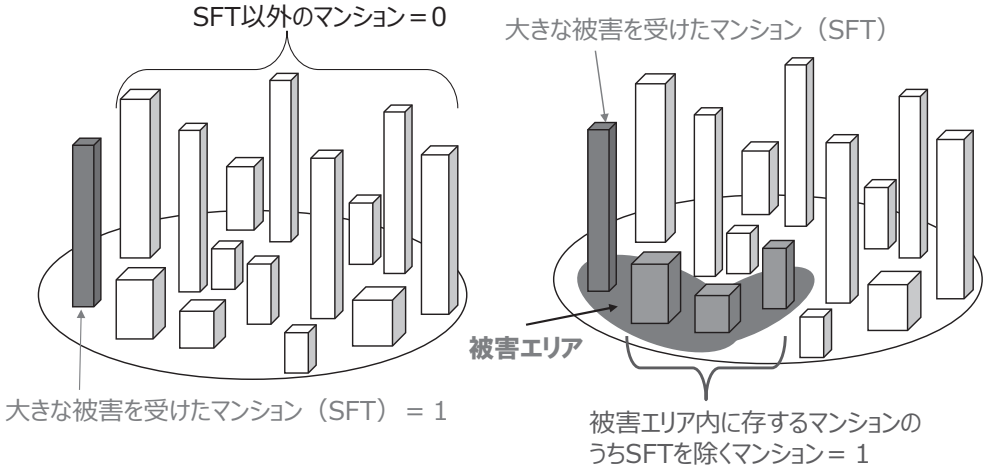


図 62　被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミーの考え方

（1）分析 2-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 2-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{SFT ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{SFT ダミー} \times 2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{27} \beta_{k+2} (\text{SFT ダミー} \cdot (2019-k)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{30} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_{31} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \times 2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+31} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \cdot (2019-l)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{59} \text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \beta_{60} \text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー}_{it} \\
& + \beta_{61} \text{水害後ダミー}_{it} \\
& + \beta_{62} (2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{27} \beta_{l+62} (2019-m)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{90} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{91} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{92} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{p} \beta_p \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{q} \beta_q \text{用途地域ダミー}_{it} + \sum_{r} \beta_r \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 2-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 2-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{2} \beta_k (\text{SFT ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_3 (\text{SFT ダミー} \times 2019\text{年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_4 (\text{SFT ダミー} \times 2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+4} (\text{SFT ダミー} \cdot (2019-l)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{2} \beta_{k+31} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{34} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \times 2019\text{年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_{35} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \times 2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{p=1}^{27} \beta_{p+35} (\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー} \cdot (2019-p)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{63}\text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \beta_{64}\text{被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー}_{it} \\
& + \sum_{q=1}^{2} \beta_{q+64} (2022-q)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{67} (2019\text{年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_{68} (2019\text{年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{r=1}^{27} \beta_{r+68} (2019-r)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{96} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{97} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{97} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{s} \beta_s \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{u} \beta_u \text{用途地域ダミー}_{it} + \sum_{v} \beta_v \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 2-1（表 29）及び実証結果 2-2（表 30）から、前項同様、被害のあった SFT について、水害後に有意水準 5%で、2021 年において有意水準 1%で、成約価格の下落が示され、改めて仮説 1 が支持されることを確認した。一方、被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションについては、水害後の有意な価格下落は確認できなかった。この理由としては、排水樋管周辺地域（所謂武蔵小杉駅周辺）の内水氾濫で大きな被害を受けたとされているのは SFT だけであり、それ以外のマンションについては、特に大きな被害が無く[85]、マンションの成約価格に影響が表れなかった可能性がある。

[85] タワーマンションである SFT よりもかなり低層（20 階程度）のマンションにおいても浸水被害が生じたとの情報も一部あるが、宅地建物取引業者（T 氏）への聞き取り調査（2021 年 12 月 27 日実施）により、当該マンションについては、水害後、SFT よりも短期間で復旧した旨を確認している。

表 29　実証結果 2-1

被説明変数:*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×水害後ダミー	-0.0713	0.032746	-2.18
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.016606	0.03005	0.55
SFT×2018 年ダミー	-0.001	0.02686	-0.04
SFT×2017 年ダミー	0.008808	0.026392	0.33
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×水害後ダミー	0.059973	0.090362	0.66
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.054077	0.091472	0.59
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2018 年ダミー	0.058296	0.090918	0.64
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2017 年ダミー	0.09374	0.082377	1.14
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9772		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー、水害後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 30　実証結果 2-2

被説明変数:*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×2021 年ダミー	-0.1070791	0.0416284	-2.57
SFT×2020 年ダミー	-0.0526251	0.0372026	-1.41
SFT×2019 年1月1日～10 月 12 日ダミー	0.0165312	0.0301842	0.55
SFT×2018 年ダミー	-0.001104	0.0269828	-0.04
SFT×2017 年ダミー	0.0089326	0.0265396	0.34
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2021 年ダミー	0.0794068	0.0926316	0.86
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2020 年ダミー	0.0650613	0.0876141	0.74
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	0.0769486	0.1046604	0.74
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.059549	0.0901573	0.66
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2018 年ダミー	0.0631298	0.0894066	0.71
被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×2017 年ダミー	0.0983879	0.0810464	1.21
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9775		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、被害エリア内のマンションのうち SFT を除くマンションダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.4.3 被災タワーマンションと「浸水想定区域内に立地する被害を免れたタワーマンション群」の比較

前項において、被害エリアに存するマンションであっても、SFT 以外のマンションについては、水害後の成約価格への影響が特に確認できなかった。そこで、本項においては、SFT と同程度のタワーマンションであって、浸水リスクがあったマンションについて、水害後にどのように成約価格に影響があったかを分析した。SFT と L2 浸水想定区域内に存在するタワーマンション群（SFT を除く）の比較を行った。タワーマンションの定義については既に整理した表 22 のとおりである。

また、2019 年の排水樋管周辺地域（所謂 JR 武蔵小杉駅周辺）の浸水被害は内水氾濫によるものであるが、不動産取引に入る一般的な市場参加者にとっては、浸水の原因が内水であれ外水であれ、「浸水リスク」と総合的に捉えることが自然であると考えられるため、「浸水

想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー」[86]を作成するに際し考慮する浸水リスクについては、「内水ハザードマップの浸水想定区域」ではなく「L2 浸水想定区域」を採用した。サンプル数（表 31）及び「浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー」の考え方（図 63）は次のとおりである。分析 3-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の時点を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 3-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 3-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 3-2 により推計した。

表 31　サンプル数

		SFT	浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンション	その他	合計
水害後	2021 年	8	104	243	355
	2020 年	7	114	309	430
	2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日	0	22	49	71
水害前	2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日	7	106	324	437
	2018 年	16	118	323	457
	2017 年	14	78	303	395
	2016 年	7	74	313	394
	2015 年	8	58	304	370
	2014 年	12	53	310	375
	2013 年	17	43	336	396
	2012 年	12	37	296	345
	2011 年	6	24	297	327
	2010 年	6	21	261	288
	2009 年	6	14	285	305
	2008 年	0	3	275	278
	2007 年	0	0	204	204
	2006 年	0	0	194	194
	2005 年	0	0	222	222
	2004 年	0	0	162	162
	2003 年	0	0	157	157
	2002 年	0	0	142	142
	2001 年	0	0	110	110
	2000 年	0	0	120	120
	1999 年	0	0	107	107
	1998 年	0	0	82	82
	1997 年	0	0	85	85
	1996 年	0	0	92	92
	1995 年	0	0	90	90
	1994 年	0	0	86	86
	1993 年	0	0	59	59
	1992 年	0	0	38	38
	1991 年	0	0	20	20
	合計	126	869	6198	7193

[86] L2 浸水想定区域内に存するマンションのうち、SFT を除く、地上 30 階以上のマンション（SFT と同程度のタワーマンション）であれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。基本統計量は、平均 0.1208119、標準誤差 0.3259312、最小 0、最大 1。

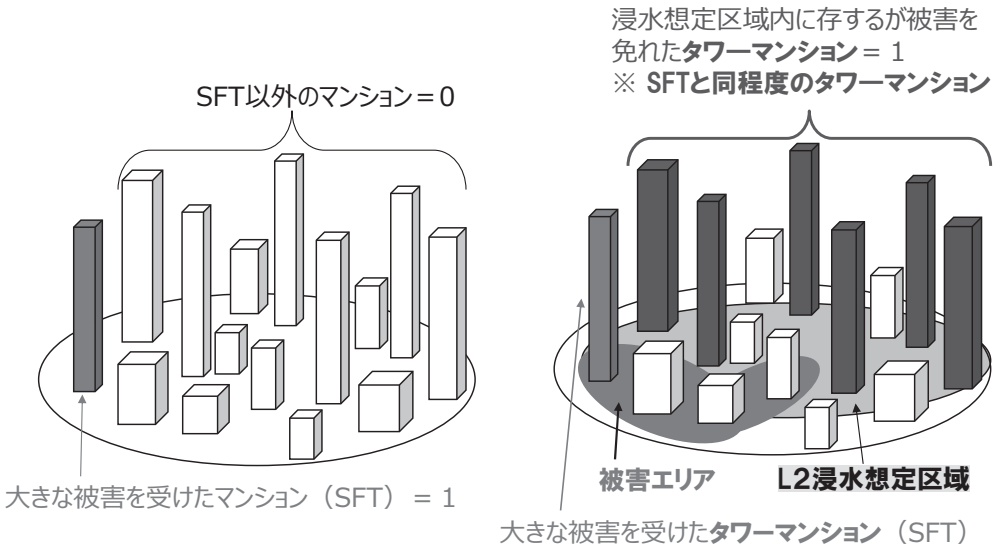


図 63　浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミーの考え方

（1）分析 3-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 3-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{SFT ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{SFT ダミー} \times 2019 \text{ 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{27} \beta_{k+2} (\text{SFT ダミー} \cdot (2019-k)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{30} (\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} \\
& + \beta_{31} (\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \times 2019 \text{ 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+31} (\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \cdot (2019-l)\text{年ダミー})_{it} \\
& + \beta_{59} \text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \beta_{60} \text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー}_{it} \\
& + \beta_{61} \text{水害後ダミー}_{it} \\
& + \beta_{62} (2019 \text{ 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{27} \beta_{l+62} (2019-m)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{90} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{91} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{92} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{p} \beta_p \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{q} \beta_q \text{用途地域ダミー}_{it} + \sum_{r} \beta_r \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 3-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 3-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{2} \beta_k \left(\text{SFT ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_3 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_4 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{27} \beta_{l+4} \left(\text{SFT ダミー} \cdot (2019-l)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{2} \beta_{k+31} \left(\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{34} \left(\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \times \text{2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{35} \left(\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \times \text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{p=1}^{27} \beta_{p+35} \left(\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー} \cdot (2019-p)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{63}\text{SFT ダミー}_{it} \\
& + \beta_{64}\text{浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー}_{it} \\
& + \sum_{q=1}^{2} \beta_{q+64}(2022-q)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{67} \left(\text{2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{68} \left(\text{2019 年 1 月 1 日〜10 月 12 日ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_{r=1}^{27} \beta_{r+68} (2019-r)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{96} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{97} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{98} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{s} \beta_s \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{u} \beta_u \text{用途地域ダミー}_{it} + \sum_{v} \beta_v \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 3-1（表 32）及び実証結果 3-2（表 33）から、被害のあった SFT の成約価格は、水害後に有意水準 5%（2021 年では有意水準 1 %）で下落していることが示され、改めて仮説 1 が支持されることを確認した。

加えて、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションについても、水害後に有意水準 1%（2019 年 10 月 13 日から 12 月 31 日までは有意水準 5%、2020 年及び 2021 年では有意水準 1%）で成約価格が下落していることが確認できた。SFT の被害事例によってタワーマンションの脆弱性が露呈したことにより、被害を免れたタワーマンションにおいても浸水リスクが考慮され、成約価格が下落した可能性があり、仮説 1 が支持された。そして、水害直後（2019 年 10 月 13 日〜12 月 31 日）及び 2020 年においても有意な価格下落が

認められたことから、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）による影響というよりは、やはり水害の影響である可能性が高いと考えられるため、仮説 2 も支持された。

表 32　実証結果 3-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×水害後ダミー	-0.0818606	0.0328093	-2.5
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.007383	0.0301406	0.24
SFT×2018 年ダミー	-0.0092444	0.0269854	-0.34
SFT×2017 年ダミー	0.0028478	0.0266002	0.11
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×水害後ダミー	-0.0994566	0.027529	-3.61
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0894208	0.0276857	-3.23
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2018 年ダミー	-0.0859987	0.0274818	-3.13
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2017 年ダミー	-0.0688156	0.0278911	-2.47
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9771		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー、水害後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 33　実証結果 3-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×2021 年ダミー	-0.1259084	0.0419476	-3.00
SFT×2020 年ダミー	-0.0608553	0.0371955	-1.64
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0071836	0.0302943	0.24
SFT×2018 年ダミー	-0.009165	0.0271308	-0.34
SFT×2017 年ダミー	0.0031879	0.0267615	0.12
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2021 年ダミー	-0.1214241	0.0282355	-4.3
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2020 年ダミー	-0.0934256	0.0276611	-3.38
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	-0.0658772	0.0313813	-2.1
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0906446	0.0275539	-3.29
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2018 年ダミー	-0.0864124	0.027357	-3.16
浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×2017 年ダミー	-0.0689579	0.0277701	-2.48
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9775		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンションダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.4.4 被災タワーマンションと「浸水想定区域内立地する被害を免れたタワーマンション」についてマンション毎の個別比較

前項において、被災した SFT だけではなく、浸水想定区域内に存するが被害を免れたタワーマンション群全体として有意な成約価格下落が確認できたことから、本項においては、各々のタワーマンションの成約価格が水害によってどのように影響を受けたかを分析するため、「各々のタワーマンションについて作成したダミー変数（タワーマンションのそれぞれについて作成したダミー変数)」と「水害後ダミー」又は「水害後の年次ダミー」の交差項の係数を確認した。

各々のタワーマンションに個別に設定したダミー変数（表 34)、タワーマンションの立地（図 64)、ダミー変数作成の考え方（図 65)、サンプル数（表 35）及び各々のタワーマンションの基本統計量（表 36）は次のとおりである。分析 4-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の時点を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 4-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 4-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 4-2 により推計した。ただし、コスギサードアヴェニューザ・レジデンス（TM11）は市街地再開発事業による施設建築物で 2020 年 6 月に竣工[87]しており、水害前のデータが存在しないため、モデル式の変数には含めていない。

表 34　タワーマンションに個別に設定したダミー変数

ダミー変数の表示	タワーマンション名
SFT	パークシティ武蔵小杉ステーションフォレストタワー
TM1	エクラスタワー武蔵小杉
TM 2	ザ･コスギタワー
TM 3	シティタワー武蔵小杉
TM 4	パークシティ武蔵小杉　ザ　ガーデン　タワーズウエスト
TM 5	パークシティ武蔵小杉ザ･ガーデン　タワーズイースト
TM 6	パークシティ武蔵小杉ザグランドウイングタワー
TM 7	パークシティ武蔵小杉ミッドスカイタワー
TM 8	プラウドタワー武蔵小杉
TM 9	リエトコート武蔵小杉イーストタワー
TM 10	リエトコート武蔵小杉ザ･クラッシィタワー
TM11	コスギサードアヴェニューザ･レジデンス

[87] 川崎市「小杉町 3 丁目東地区」、(https://www.city.kawasaki.jp/500/page/0000018272.html、閲覧日：2022 年 2 月 2 日)

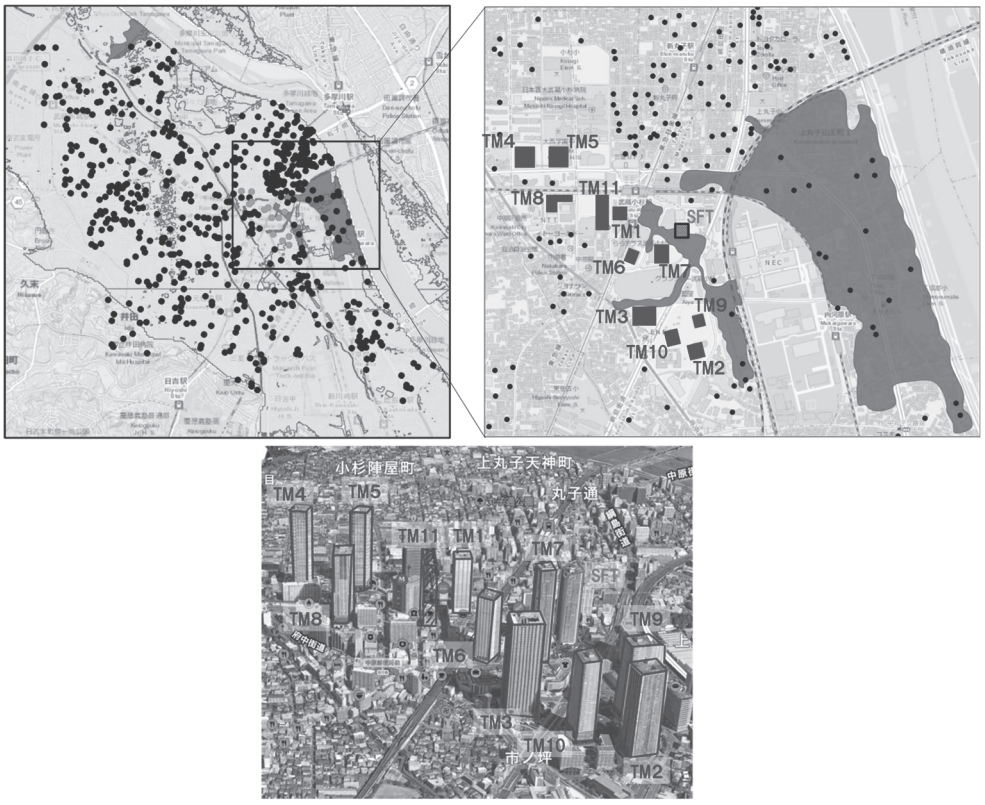
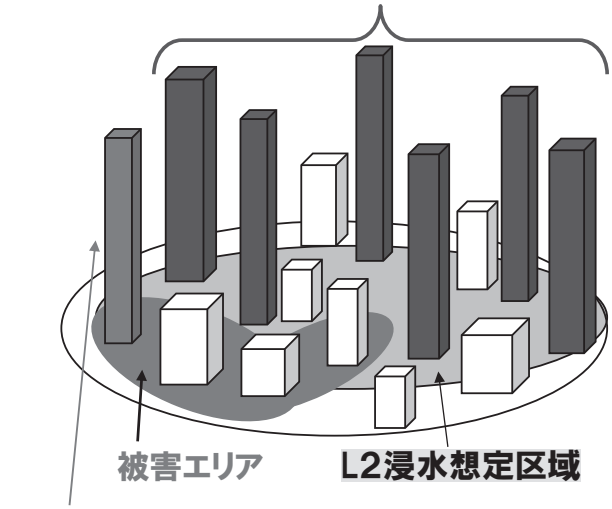


図 64　タワーマンションの立地

浸水想定区域内に存するが**被害を免れた**
タワーマンションに**個別にダミー変数**を作成
※ SFTと同程度のタワーマンション



大きな**被害**を受けたタワーマンション（SFT）

図 65　ダミー変数作成の考え方

表 35　サンプル数

		SFT	TM											その他	合計
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		
水	2021 年	8	4	8	19	11	14	10	10	12	4	8	4	243	355
害	2020 年	7	3	7	15	15	13	13	12	12	6	13	5	309	430
後	2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日	0	1	1	5	2	5	3	1	1	2	1	0	49	71
	2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日	7	4	17	6	12	3	14	13	4	20	13	0	324	437
	2018 年	16	3	21	11	3	11	11	23	9	8	18	0	323	457
	2017 年	14	5	15	2	0	0	9	18	7	8	14	0	303	395
	2016 年	7	1	20	1	0	0	9	16	5	10	12	0	313	394
	2015 年	8	1	13	0	0	0	4	14	3	6	17	0	304	370
	2014 年	12	4	8	0	0	0	3	18	0	4	16	0	310	375
	2013 年	17	3	9	0	0	0	0	15	0	0	16	0	336	396
	2012 年	12	0	17	0	0	0	0	12	0	1	7	0	296	345
	2011 年	6	0	13	0	0	0	0	8	0	0	3	0	297	327
	2010 年	6	0	11	0	0	0	0	9	0	0	1	0	261	288
	2009 年	6	0	7	0	0	0	0	7	0	0	0	0	285	305
	2008 年	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	275	278
	2007 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	204	204
水	2006 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	194	194
害	2005 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	222	222
前	2004 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	162	162
	2003 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	157	157
	2002 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	142	142
	2001 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	110	110
	2000 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	120
	1999 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	107	107
	1998 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	82	82
	1997 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	85	85
	1996 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	92	92
	1995 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	90
	1994 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	86	86
	1993 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	59	59
	1992 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	38	38
	1991 年	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20	20
	合計	126	29	170	59	43	46	76	176	53	69	139	9	6198	7193

表 36　各々のタワーマンションダミーの基本統計量

	変数	平均	標準誤差	最小	最大
	TM1 ダミー	0.004032	0.063372	0	1
	TM2 ダミー	0.023634	0.151917	0	1
	TM3 ダミー	0.008202	0.090201	0	1
	TM4 ダミー	0.005978	0.077092	0	1
	TM 5 ダミー	0.006395	0.079719	0	1
	TM 6 ダミー	0.010566	0.102253	0	1
	TM 7 ダミー	0.024468	0.154508	0	1
	TM 8 ダミー	0.007368	0.085528	0	1
	TM 9 ダミー	0.009593	0.097478	0	1
	TM 10 ダミー	0.019324	0.137672	0	1
	TM 11 ダミー	0.001251	0.035353	0	1

（1）分析 4-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 4-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \left(\text{SFT ダミー} \times \text{水害後ダミー}\right)_{it} \\
& + \sum_k \beta_k \,\text{SFT ダミー} \times \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \sum_{l=1}^{10} \alpha_l \text{TM}_l \text{・水害後ダミー}_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{10} \gamma_l \text{TM}_l \sum_k \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \delta_1 \text{SFT ダミー} + \sum_{l=1}^{10} \delta_{l+1} \text{TM}_l \\
& + \sum_k \theta_k \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \beta_m ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{m+1} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{m+2} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_p \beta_p \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_q \beta_q \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_r \beta_r \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析 4-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 4-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_k \beta_k \,\text{SFT ダミー} \times \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \sum_{l=1}^{10} \alpha_l \text{TM}_l \sum_k \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \gamma_1 \text{SFT ダミー} + \sum_{l=1}^{10} \gamma_{l+1} \text{TM}_l \\
& + \sum_k \delta_k \text{年次ダミー}_{kit} \\
& + \beta_m ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{m+1} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{m+2} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_p \beta_p \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_q \beta_q \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_r \beta_r \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 4-1（表 37）、実証結果 4-2（表 38）及び実証結果まとめ（表 39）から、水害後の影響のまとめた分析及び各年分析のいずれにおいても、SFT に加え、浸水被害を免れた過半数のタワーマンション（TM1、TM5、TM6、TM7 及び TM8）について、水害後の有意な価格下落が確認された。前項同様、SFT の浸水被害によって浸水に対するタワーマンション脆弱性が露呈し、被害を受けなかったタワーマンションにおいても、浸水リスクが考慮され、成約価格が下落したと考えられる。このように、水害によって市場が浸水リスクに反応したと考えられるため、仮説 1 が支持された。

そして、実証結果 4-2（表 38）からは、これまでの実証結果同様、水害直後から一定期間経過した 2021 年に大きく価格が下落しているものが多いが、水害直後（2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日）又は 2020 年においても有意に成約価格が下落しているタワーマンションもあるため、宅建業法施行規則改正（2020 年 8 月 28 日）による影響と解するよりは、やはり、水害の影響により下落の可能性が高い[88]。したがって、仮説 2 も支持された。ただし、不動産取引時における水害リスクの説明は、情報の非対称性のある場合の取引や楽観主義的バイアスを持つ買い手との取引には有効な手段であるため、宅建業法施行規則改正の政策効果の全てを否定するものではない。

また、水害後に価格下落が認められたタワーマンション（TM1、TM5、TM6、TM7 及び TM8）及び水害後の影響をまとめて分析した場合に価格下落が確認された TM4 の立地と、内水ハザードマップの浸水想定区域を比較すると、価格が下落したほぼ全てのタワーマンションが内水ハザードマップの浸水想定区域内に立地している（図 66）。4.4.3 において、不動産取引に入る一般的な市場参加者にとっては、浸水の原因が内水であれ外水であれ、「浸水リスク」と総合的に捉えることが自然である等という仮定から、SFT の浸水被害により影響を受けたと考えられるトリートメントグループ作成に際し、「内水ハザードマップの浸水想定区域」を考慮しなかった。しかし、水害後に価格下落が認められたほぼすべてのタワーマンションが内水ハザードマップの浸水想定区域内に存し、逆に、水害後に成約価格が下落しなかったタワーマンションは全て、内水ハザードマップの浸水想定区域外に立地している。

したがって、タワーマンションの買い手が、内水氾濫による SFT の被害事例等を受け、外水氾濫による浸水リスクだけではなく、内水氾濫による浸水リスクにも関心を持ち、物件が内水ハザードマップの浸水想定区域内にあるかどうかについても考慮して取引を行った

---

88 宅地建物取引事業者 4 名（S 氏、M 氏、F 氏、T 氏）への聞き取り調査の結果、「水害リスクの説明義務化よりは、実際の水害の発生の方が市場に影響を与えていると感じる。」という旨の回答を得ており、水害の影響と解する方がその回答結果とも整合的である（S 氏及び M 氏（2021 年 11 月 17 日実施）、F 氏（2021 年 11 月 19 日実施）、T 氏（2021 年 12 月 27 日実施））。なお、宅建業法施行規則改正後ダミー（取引時点が 2020 年 8 月 28 日以降であれば 1、それ以外の場合は 0 をとるダミー）を作成の上実証分析を行い、当該ダミーと、SFT 及び各タワーマンションダミーの交差項の係数についての確認も別途行っている。実証の結果、TM4 及び TM7 等が有意ではなくなり、有意な価格の下落が認められるタワーマンションが少なくなった。したがって、宅建業法施行規則改正の影響で有意に価格が下落したと解するよりも、水害の影響で下落したと解する方が、説明性が高い。この実証結果については、本稿では割愛しているが、ご要望があれば提供させていただく。

ため、成約価格が下落した可能性[89]がある。

ここで、一部の報道等[90]においては、令和元年東日本台風による浸水被害発生後においても武蔵小杉駅周辺等の不動産価格が下落していない旨の指摘をしているものもある。しかし、それらについては、一般的に、単位面積当たり又は一坪当たりの成約価格の推移のみで論じられているものが多く、その場合には、専面積でしかコントロールできていない。本稿の実証分析結果は、専有面積に加え、年次トレンド、築年数、所在階、バルコニーの向き、各用途地域及び全てのマンションの個別性をコントールした結果に基づくものであるため、水害後の価格変動について説明性が高い。

なお、川崎市への聞き取り調査（2022 年 1 月 21 日）において、「令和元年東日本台風後、市民から水害等に関する出前講座（市職員等が市政情報を市民の要請に応じ説明するもの）[91]の要請が徐々に高まってきていると感じる。」という定性的な回答を得ており、川崎市において浸水リスクへの危機意識が醸成されつつあると考えられ、そのような状況は、本項の実証結果とも一定程度整合している。

---

89 この可能性を肯定するならば、「タワーマンション（本稿で定義した 30 階以上）」だけに焦点を当てるのではなく、「内水ハザードマップの浸水想定区域内に立地する、SFT を除く全てのマンション」を、「SFT の浸水被害により影響を受けたと考えられるトリートメントグループ」として、「内水ハザードマップの浸水想定区域内に立地する、SFT を除く全てのマンションダミー」を作成し、当該ダミー変数と水害後ダミー（又は水害後の各年の年次ダミー）との交差項の係数を確認することにより、水害後の「内水ハザードマップの浸水想定区域に対する市場の反応」を検証することができた可能性もある。この検証については、本稿で取り扱わないが、今後の課題としたい。なお、浸水深さについては、4.2.3 で述べたとおり、浅い浸水深であっても対応が必要になる場合もあることから、買い手は浸水深さよりも浸水想定区域内にあるかどうかを考慮したと考えられる。

90 「都市部でも深刻化する水害　法改正でリスク説明も、変わらない不動産価格」『Yahoo!ニュース オリジナル 特集』、2021 年 12 月 4 日、(https://news.yahoo.co.jp/articles/89f9b67ecaa85b3f39a57dac4975b2ca08f308df 閲覧日：2022 年 1 月 20 日)、マンションナビマガジン「台風による水害が発生した武蔵小杉のマンション価格は？価格の変動と災害時の対策について徹底解説」、2021 年 11 月 4 日、(https://t23m-navi.jp/magazine/editorial/news/ms-sell-suigai/　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

91 川崎市「出前講座について」、(https://www.city.kawasaki.jp/170/page/0000049079.html　閲覧日：2022 年 1 月 21 日)

表 37　実証結果 4-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×水害後ダミー	-0.0817466	0.0330073	-2.48
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0074321	0.0303173	0.25
SFT×2018 年ダミー	-0.0090674	0.027148	-0.33
SFT×2017 年ダミー	0.0029407	0.0267635	0.11
TM1×水害後ダミー	-0.1146321	0.0249106	-4.60
TM1×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.1078589	0.0237399	-4.54
TM1×2018 年ダミー	-0.0234612	0.0362417	-0.65
TM1×2017 年ダミー	-0.0283316	0.0145485	-1.95
TM2×水害後ダミー	0.0289393	0.021668	1.34
TM2×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0148627	0.0211944	0.70
TM2×2018 年ダミー	0.0124435	0.0166543	0.75
TM2×2017 年ダミー	0.030617	0.020733	1.48
TM3×水害後ダミー	-0.0089327	0.0103782	-0.86
TM3×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.0087417	0.0187557	0.47
TM3×2018 年ダミー	0.0232449	0.0195921	1.19
TM3×2017 年ダミー	-0.0152433	0.0117159	-1.30
TM4×水害後ダミー	-0.0642963	0.0269828	-2.38
TM4×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0593251	0.0276786	-2.14
TM5×水害後ダミー	-0.057603	0.0215823	-2.67
TM5×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0209682	0.0217268	-0.97
TM6×水害後ダミー	-0.0748837	0.0317667	-2.36
TM6×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0310912	0.032562	-0.95
TM6×2018 年ダミー	-0.0415852	0.0325487	-1.28
TM6×2017 年ダミー	-0.0662606	0.0319549	-2.07
TM7×水害後ダミー	-0.0536528	0.0299625	-1.79
TM7×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.037642	0.0305665	-1.23
TM7×2018 年ダミー	-0.0271111	0.0310346	-0.87
TM7×2017 年ダミー	0.0079825	0.0311505	0.26
TM8×水害後ダミー	-0.0557675	0.0188197	-2.96
TM8×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0258749	0.018141	-1.43
TM8×2018 年ダミー	-0.0558119	0.0201929	-2.76
TM8×2017 年ダミー	-0.0173718	0.0196227	-0.89
TM9×水害後ダミー	-0.0163073	0.0223131	-0.73
TM9×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0450706	0.0137533	-3.28
TM9×2018 年ダミー	-0.0548752	0.0314208	-1.75
TM9×2017 年ダミー	0.0068222	0.020459	0.33
TM10×水害後ダミー	-0.0440944	0.0174221	-2.53
TM10×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.0499716	0.0212467	-2.35
TM10×2018 年ダミー	-0.0768681	0.0157701	-4.87
TM10×2017 年ダミー	-0.0506363	0.0162713	-3.11
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9772		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、各タワーマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、各タワーマンションダミー、水害後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 38　実証結果 4-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値		係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
SFT×2021 年ダミー	-0.12556	0.042231	-2.97	TM6×2021 年ダミー	-0.07021	0.025697	-2.73
SFT×2020 年ダミー	-0.06103	0.037529	-1.63	TM6×2020 年ダミー	-0.02691	0.023105	-1.16
SFT×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.007183	0.030531	0.24	TM6×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.001564	0.023653	0.07
SFT×2018 年ダミー	-0.00902	0.027349	-0.33	TM6×2018 年ダミー	-0.00834	0.023049	-0.36
SFT×2017 年ダミー	0.003274	0.026975	0.12	TM6×2017 年ダミー	-0.03274	0.022896	-1.43
TM1×2021 年ダミー	-0.09118	0.044314	-2.06	TM7×2021 年ダミー	-0.05883	0.022046	-2.67
TM1×2020 年ダミー	-0.057	0.026594	-2.14	TM7×2020 年ダミー	-0.0259	0.017456	-1.48
TM1×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.05334	0.028632	-1.86	TM7×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	0.04258	0.018712	2.28
TM1×2018 年ダミー	0.031587	0.039749	0.79	TM7×2019 年1月1日～10 月 12 日ダミー	-0.01688	0.017888	-0.94
TM1×2017 年ダミー	0.027212	0.021308	1.28	TM7×2018 年ダミー	-0.00603	0.018646	-0.32
TM2×2021 年ダミー	-0.0949	0.033214	-2.86	TM7×2017 年ダミー	0.029653	0.018899	1.57
TM2×2020 年ダミー	-0.08451	0.029926	-2.82	TM8×2021 年ダミー	-0.08984	0.021862	-4.11
TM2×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	-0.09692	0.029736	-3.26	TM8×2020 年ダミー	-0.04142	0.021334	-1.94
TM2×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.09543	0.030188	-3.16	TM8×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	-0.01911	0.021133	-0.9
TM2×2018 年ダミー	-0.09742	0.027292	-3.57	TM8×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.02579	0.01818	-1.42
TM2×2017 年ダミー	-0.07899	0.029967	-2.64	TM8×2018 年ダミー	-0.05515	0.020204	-2.73
TM3×2021 年ダミー	-0.03632	0.011441	-3.17	TM8×2017 年ダミー	-0.01652	0.019699	-0.84
TM3×2020 年ダミー	-0.00204	0.011297	-0.18	TM9×2020 年ダミー	-0.02531	0.013617	-1.86
TM3×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	0.026322	0.034738	0.76	TM9×2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日ダミー	0.010074	0.019885	0.51
TM3×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.008488	0.018782	0.45	TM9×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.04535	0.013809	-3.28
TM3×2018 年ダミー	0.023509	0.019615	1.2	TM9×2018 年ダミー	-0.05488	0.03161	-1.74
TM3×2017 年ダミー	-0.01472	0.01191	-1.24	TM9×2017 年ダミー	0.007546	0.020457	0.37
TM4×2021 年ダミー	-0.01441	0.023229	-0.62	TM10×2021 年ダミー	0.023546	0.023565	1
TM4×2020 年ダミー	0.010215	0.021585	0.47	TM10×2020 年ダミー	0.013156	0.021509	0.61
TM4×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.004709	0.021431	0.22	TM10×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	0.009082	0.024343	0.37
TM4×2018 年ダミー	0.065001	0.030031	2.16	TM10×2018 年ダミー	-0.01754	0.019598	-0.89
TM5×2021 年ダミー	-0.08363	0.024682	-3.39	TM10×2017 年ダミー	0.009219	0.020007	0.46
TM5×2020 年ダミー	-0.05576	0.022925	-2.43	その他の変数	（省略）		
TM5×2019 年 1 月 1 日～10 月 12 日ダミー	-0.02105	0.021188	-0.99	観測数	7193		
TM5×2018 年ダミー	0.0000075	0.025928	0	自由度修正済決定係数	0.9776		

着目すべき変数を表示。SFT ダミー×年次ダミー、各タワーマンションダミー×年次ダミー、SFT ダミー、各タワーマンションダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 39　実証結果まとめ

	実証結果 4-1 水害後の影響をまとめて分析		実証結果 4-2 水害後の影響を各年で分析	
	有意な下落が確認できたか※2	有意水準	有意な下落が確認できたか※2	有意水準
SFT	○	5%	○	2021 年：1%
TM1	○	1%	○	2020 年：5%、2021 年：5%
TM2	×		○※3	2019 年 10 月 13 日～12 月 31 日：1% 2020 年：1%、2021 年：1%
TM3	×		○	2021 年：1%
TM4	○	5%	×	
TM5	○	1%	○	2020 年：5%、2021 年：1%
TM6	○	5%	○	2021 年：1%
TM7	○	10%	○	2021 年：1%
TM8	○	1%	○	2020 年：10%、2021 年：1%
TM9	×		○※3	2020 年：10%
TM10	○※3	5%	×	

※1： TM11 は水害までのデータが存在しないため掲載していない。
※2：○：確認できた、×：確認できなかった
※3：水害前にも下落傾向があるため、水害の影響ではない可能性も考えられる。



図 66　タワーマンションと内水ハザードマップ[92]の関係

SFT を赤色で示し、水害後に価格下落が認められたタワーマンション（SFT 以外）をピンクで着色。川崎市中原区の内水ハザードマップに分析対象としたタワーマンションを表示して、筆者が作成。

4.4.5 L2 浸水想定区域公表の影響

L2 浸水想定区域公表（2016 年 5 月 30 日）の影響について分析した。L1 浸水想定区域の公表日について、多摩川は 2002 年 2 月 28 日、鶴見川水系矢上川は 2007 年 4 月 25 日であるため、4.3.4 での倉敷市での実証分析と同様に、「L2 浸水想定区域内であるが L1 浸水想定区域外」であれば L2 浸水想定区域の政策効果の影響を受けるとして、「L2 浸水想定区域政策効果ダミー」[93]を作成した（図 67）。サンプル数を以下に示す（表 40）。分析 5-1 として、公表後の影響をまとめて分析するため、公表以降の時点を公表後ダミー[94]として変数を作成しモデル式 5-1 により推計した。また、公表後の影響を各年で分けて分析するため、分析 5-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 5-2 により推計した。

---

[92] 川崎市内水ハザードマップ中原区版（令和 3 年 8 月版）地図面
（https://www.city.kawasaki.jp/800/cmsfiles/contents/0000125/125074/nakaharaku.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 24 日）

[93] L2 浸水想定区域内であるが L1 浸水想定区域外にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。平均 0.231475、標準誤差 0.4218046、最小 0、最大 1。

[94] 取引時点が公表後（2016 年 5 月 30 日）である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数。出典は AB。2016 年は公表（5 月 30 日）の前後で、ダミー変数を分けて作成している。2016 年 5 月 30 日～12 月 31 日ダミーの平均 0.0298902、標準誤差 0.1702962、最小 0、最大 1、2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミーの平均 0.0248853、標準誤差 0.1557864、最小 0、最大 1。

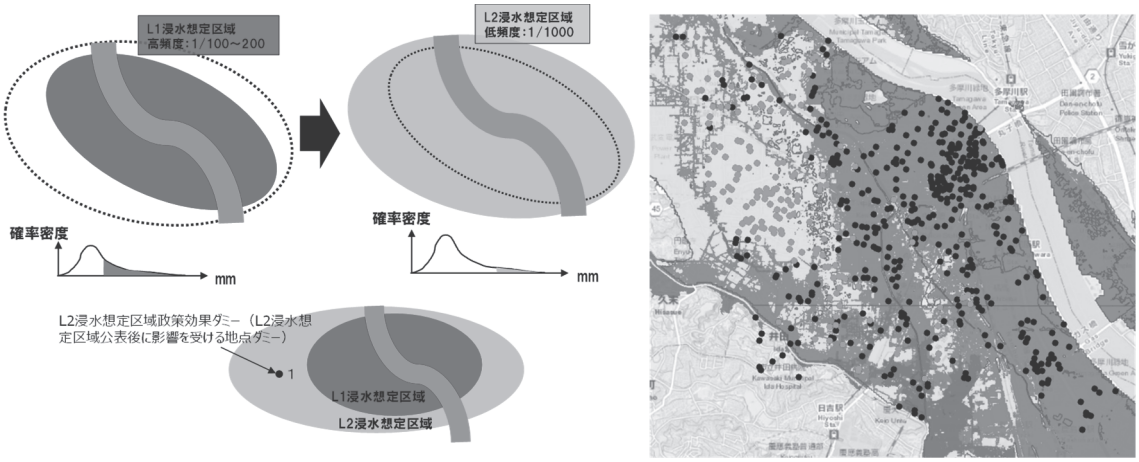


図 67　L2 浸水想定区域政策効果ダミーの考え方
L2 浸水想定区域図上で政策効果を受ける地点（L2 浸水想定区域図上で水色の丸で表示）

表 40　サンプル数

		L2 浸水想定区域政策効果ダミー	その他	合計
公表後	2021 年	68	287	355
	2020 年	81	349	430
	2019 年	101	407	508
	2018 年	91	366	457
	2017 年	78	317	395
	2016 年 5 月 30 日～12 月 31 日	41	174	215
公表前	2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日	38	141	179
	2015 年	92	278	370
	2014 年	81	294	375
	2013 年	77	319	396
	2012 年	63	282	345
	2011 年	83	244	327
	2010 年	70	218	288
	2009 年	72	233	305
	2008 年	80	198	278
	2007 年	65	139	204
	2006 年	49	145	194
	2005 年	68	154	222
	2004 年	61	101	162
	2003 年	46	111	157
	2002 年	53	89	142
	2001 年	32	78	110
	2000 年	33	87	120
	1999 年	20	87	107
	1998 年	13	69	82
	1997 年	20	65	85
	1996 年	21	71	92
	1995 年	22	68	90
	1994 年	17	69	86
	1993 年	13	46	59
	1992 年	10	28	38
	1991 年	6	14	20
	合計	1665	5528	7193

（1）分析 5-1（公表後の影響をまとめて分析）

【モデル式 5-1】

$$
\begin{aligned}
\ln \text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 (\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{公表後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2 (\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{24} \beta_{k+2} \left(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2016-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{27}\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} + \beta_{28}\text{公表後ダミー}_{it} \\
& + \beta_{29}\text{2016 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー}_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{24} \beta_{l+29} (2016-l)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{54} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{55} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{56} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{m} \beta_m \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{p} \beta_p \text{用途地域ダミー}_{\text{it}} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析式 5-2（公表後の影響を各年で分析）

【モデル式 5-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{5} \beta_k \left(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_6 (\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2016 年 5 月 30 日～12 月 31 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_7 (\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{24} \beta_{l+7} \left(\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2016-l)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{32}\text{L2 浸水想定区域政策効果ダミー} \\
& + \sum_{m=1}^{5} \beta_{m+32} (2022-m)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{38} (\text{2016 年 5 月 30 日～12 月 31 日ダミー})_{it} \\
& + \beta_{39} (\text{2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミー})_{it} \\
& + \sum_{p=1}^{24} \beta_{p+39} (2022-p)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{64} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{65} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{66} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{r} \beta_r \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_{s} \beta_s \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

浸水想定区域公表によるリスク情報の提供により、買い手が支払い許容額にリスクを反映し、成約価格が下落する可能性がある。しかし、実証結果 5-1 の推計結果（表 41）より、公表後のまとめた影響として、有意な価格下落は確認できなかった。また、実証結果 5-2 の結果（表 42）から、公表後の 2018 年と 2021 年に有意水準 10%で価格上昇が確認され、リスク情報の提供政策に市場が適切に反応しているとは考えにくいため、仮説 2 が支持された。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域公表は政策的意味のあるものであり、本実証結果は政策効果の全てを否定するものではない。

表 41　実証結果 5-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー	0.098227	0.0680476	1.44
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミー	0.0897602	0.0692899	1.30
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2015 年ダミー	0.0537647	0.0694627	0.77
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2014 年ダミー	0.079222	0.0691573	1.15
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9767		

着目すべき変数を表示。L2 浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L2 浸水想定区域政策効果ダミー、公表後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 42　実証結果 5-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2021 年ダミー	0.113156	0.068768	1.65
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2020 年ダミー	0.097612	0.068471	1.43
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2019 年ダミー	0.096106	0.067778	1.42
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2018 年ダミー	0.114241	0.067583	1.69
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2017 年ダミー	0.094594	0.067651	1.40
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2016 年 5 月 30 日～12 月 31 日ダミー	0.086131	0.06832	1.26
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2016 年 1 月 1 日～5 月 29 日ダミー	0.093394	0.068479	1.36
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2015 年ダミー	0.056455	0.068619	0.82
L2 浸水想定区域政策効果ダミー×2014 年ダミー	0.081288	0.068299	1.19
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9773		

着目すべき変数を表示。L2 浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L2 浸水想定区域政策効果ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.4.6 L1 浸水想定区域公表（多摩川水系多摩川）の影響

多摩川水系多摩川の L1 浸水想定区域公表（2002 年 2 月 28 日）の影響について分析した。4.3.5 での倉敷市での実証分析と同様に、「L1 浸水想定区域政策効果ダミー」[95]を作成した（図 68）。サンプル数は以下のとおりである（表 43）。

分析 6-1 として、公表後の影響をまとめて分析するため、公表以降の時点を公表後ダミーとして変数を作成しモデル式 6-1 により推計した。また、公表後の影響を各年で分けて分析するため、分析 6-2 として、公表後においても 1 年毎に年次ダミー[96]を作成し、モデル式 6-2 により推計した。



図 68　L1 浸水想定区域内ダミーの考え方と L1 浸水想定区域図上で政策効果を受ける地点
L1 浸水想定区域政策効果ダミーを L1 浸水想定区域図上で水色の丸で表示

[95] L 1 浸水想定区域内であれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。平均 0.7154178、標準誤差 0.4512466、最小 0、最大 1。

[96] 2002 年については、公表前後で年次ダミーを分けている。2002 年 2 月 28 日～12 月 31 日ダミーの平均 0.0168219、標準誤差 0.1286127、最小 0、最大 1。2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミーの平均 0.0029195、標準誤差 0.0539573、最小 0、最大 1。

表 43 サンプル数

		L1浸水想定区域政策効果ダミー	その他	合計
公表後	2021 年	269	86	355
	2020 年	326	104	430
	2019 年	381	127	508
	2018 年	349	108	457
	2017 年	303	92	395
	2016 年	297	97	394
	2015 年	256	114	370
	2014 年	282	93	375
	2013 年	297	99	396
	2012 年	262	83	345
	2011 年	232	95	327
	2010 年	205	83	288
	2009 年	219	86	305
	2008 年	180	98	278
	2007 年	128	76	204
	2006 年	130	64	194
	2005 年	143	79	222
	2004 年	92	70	162
	2003 年	88	69	157
	2002 年 2 月 28 日～12 月 31 日	65	56	121
公表前	2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日	13	8	21
	2001 年	69	41	110
	2000 年	83	37	120
	1999 年	78	29	107
	1998 年	64	18	82
	1997 年	58	27	85
	1996 年	66	26	92
	1995 年	63	27	90
	1994 年	66	20	86
	1993 年	43	16	59
	1992 年	26	12	38
	1991 年	13	7	20
		5146	2047	7193

（1）分析 6-1（公表後の影響をまとめて分析）

【モデル式 6-1】

ln 価格 $_{it}=\beta_0+\beta_1$（L1 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー）$_{it}$

$+\beta_2$（L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー）$_{it}$

$+\sum_{k=1}^{10}\beta_{k+2}$(L1 浸水想定区域政策効果ダミー・$(2002-k)$年ダミー)$_{it}$

$+\beta_{13}$ L1 浸水想定区域政策効果ダミー$_{it}+\beta_{14}$ 公表後ダミー$_{it}$

$+\beta_{15}$2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー$_{it}$

$+\sum_{l=1}^{10}\beta_{l+15}(2002-l)$年ダミー$_{it}$

$+\beta_{26}ln$専有面積$_{it}+\beta_{27}ln$築年数$_{it}+\beta_{28}ln$所在階$_{it}$

$+\sum_{m}\beta_m$バルコニーの向きダミー$_{it}+\sum_{p}\beta_p$用途地域ダミー$_{it}$

$+\sum_{q}\beta_q$個別マンションダミー$_{it}+\varepsilon_{it}$

（2）分析式 6-2（公表後の影響を各年で分析）

【モデル式 6-2】

ln価格$_{it}=\beta_0+\sum_{k=1}^{19}\beta_k$(L1 浸水想定区域政策効果ダミー・$(2022-k)$年ダミー)$_{it}$

$+\beta_{20}$（L1 浸水想定区域政策効果ダミー × 2002 年 2 月 28 日～12 月 31 日ダミー）$_{it}$

$+\beta_{21}$（L1 浸水想定区域政策効果ダミー × 2002 年1月1日～2 月 27 日ダミー）$_{it}$

$+\sum_{l=1}^{10}\beta_{l+21}$(L1 浸水想定区域政策効果ダミー・$(2002-l)$年ダミー)$_{it}$

$+\beta_{32}$L1 浸水想定区域政策効果ダミー$_{it}$

$+\sum_{m=1}^{19}\beta_{m+32}(2022-m)$年ダミー$_{it}$

$+\beta_{52}$（2002 年 2 月 28 日～12 月 31 日ダミー）$_{it}$

$+\beta_{53}$（2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー）$_{it}$

$+\sum_{p=1}^{10}\beta_{p+53}(2002-p)$年ダミー$_{it}$

$+\beta_{54}ln$専有面積$_{it}+\beta_{55}ln$築年数$_{it}+\beta_{56}ln$所在階$_{it}$

$+\sum_{q}\beta_q$バルコニーの向きダミー$_{it}+\sum_{r}\beta_r$用途地域ダミー$_{it}$

$+\sum_{s}\beta_s$個別マンションダミー$_{it}+\varepsilon_{it}$

（3）実証結果

実証結果 6-1 の推計結果（表 44）及び実証結果 6-2 の結果（表 45）から、公表後の価格下落を確認することはできなかったため、仮説 2 が支持された。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域の公表は政策的意味のあるものであり、本実証結果は政策効果の全てを否定するものではない。

表 44　実証結果 6-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー	-0.0372321	0.0716573	-0.52
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー	-0.067953	0.0864568	-0.79
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2001 年ダミー	-0.0999437	0.0742582	-1.35
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2000 年ダミー	-0.0583411	0.0753814	-0.77
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9660		

着目すべき変数を表示。L1 浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L1 浸水想定区域政策効果ダミー、公表後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 45　実証結果 6-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年ダミー	-0.0578	0.073889	-0.78
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2004 年ダミー	-0.05349	0.073705	-0.73
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2003 年ダミー	-0.10325	0.074033	-1.39
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2002 年 2 月 28 日～12 月 31 日ダミー	-0.04218	0.074532	-0.57
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2002 年 1 月 1 日～2 月 27 日ダミー	-0.08223	0.086929	-0.95
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2001 年ダミー	-0.11604	0.074668	-1.55
L1 浸水想定区域政策効果ダミー×2000 年ダミー	-0.07762	0.07592	-1.02
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9774		

着目すべき変数を表示。L1 浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L1 浸水想定区域政策効果ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.4.7 L1 浸水想定区域公表（鶴見川水系矢上川）の影響

鶴見川水系矢上川の L1 浸水想定区域公表（2007 年 4 月 25 日）の影響について分析した。前項での実証分析と同様に、「L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー」[97]を作成した（図 69）。サンプル数を以下に示す（表 46）。分析 7-1 として、公表後の影響をまとめて分析するため、公表以降の時点を公表後ダミーとして変数を作成してモデル式 7-1 により推計した。また、公表後の影響を各年で分けて分析するため、分析 7-2 として、公表後においても 1 年毎に年次ダミー[98]を作成し、モデル式 7-2 により推計した。

[97] 鶴見川水系矢上川の L 1 浸水想定区域内であれば 1 、そうでない場合は 0 をとるダミー変数。出典は AB。平均 0.0419853、標準誤差 0.2005694、最小 0、最大 1。

[98] 2007 年は公表（4 月 25 日）の前後で、ダミー変数を分けて作成している。2007 年 4 月 25 日～12 月 31 日ダミーの平均 0.0193243、標準誤差 0.1376719、最小 0、最大 1。2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日ダミーの平均 0.0090366、標準誤差.0946369、最小 0、最大 1。

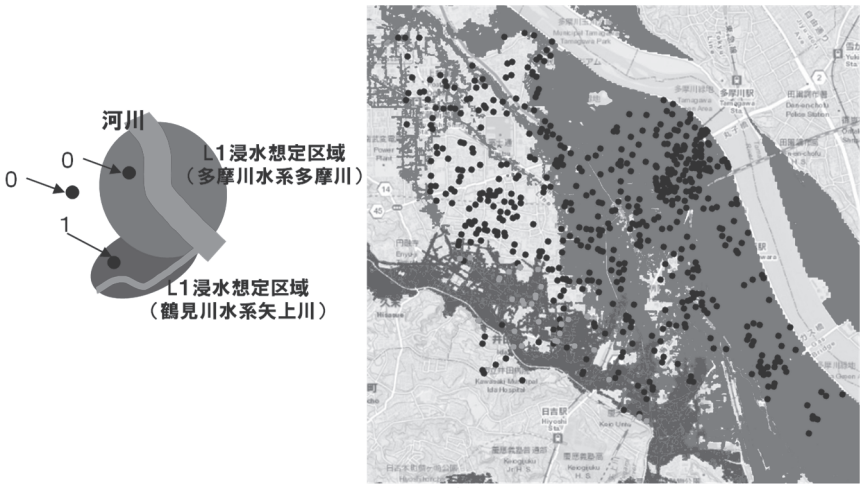


図 69　鶴見川水系矢上川 L1 浸水想定区域内ダミーの考え方とで政策効果を受ける地点
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミーを L1 浸水想定区域図上で水色の丸で表示

表 46 サンプル数

		L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー	その他	合計
公表後	2021 年	16	339	355
	2020 年	18	412	430
	2019 年	25	483	508
	2018 年	15	442	457
	2017 年	13	382	395
	2016 年	17	377	394
	2015 年	19	351	370
	2014 年	10	365	375
	2013 年	17	379	396
	2012 年	17	328	345
	2011 年	10	317	327
	2010 年	8	280	288
	2009 年	10	295	305
	2008 年	15	263	278
	2007 年 4 月 25 日～12 月 31 日	3	136	139
公表前	2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日	4	61	65
	2006 年	10	184	194
	2005 年	8	214	222
	2004 年	6	156	162
	2003 年	13	144	157
	2002 年	4	138	142
	2001 年	5	105	110
	2000 年	4	116	120
	1999 年	9	98	107
	1998 年	5	77	82
	1997 年	6	79	85
	1996 年	5	87	92
	1995 年	3	87	90
	1994 年	3	83	86
	1993 年	3	56	59
	1992 年	1	37	38
	1991 年	0	20	20
	合計	302	6891	7193

（1）分析 7-1（公表後の影響をまとめて分析）

【モデル式 7-1】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{公表後ダミー})_{it} \\
& + \beta_2(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日})_{it} \\
& + \sum_{k=1}^{15} \beta_{k+2}\left(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2007-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{18}\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー}_{it} + \beta_{19}\text{公表後ダミー}_{it} \\
& + \beta_{20}\text{2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日ダミー}_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{15} \beta_{l+20}(2007-l)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{36} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{37} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{38} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{m} \beta_m \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{p} \beta_p \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（2）分析式 7-2（公表後の影響を各年で分析）

【モデル式 7-2】

$$
\begin{aligned}
ln\text{価格}_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{k=1}^{16} \beta_k\left(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2022-k)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{17}(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2007 年 4 月 25 日～12 月 31 日})_{it} \\
& + \beta_{18}(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \times \text{2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日})_{it} \\
& + \sum_{l=1}^{15} \beta_{l+18}\left(\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー} \cdot (2007-l)\text{年ダミー}\right)_{it} \\
& + \beta_{34}\text{L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー}_{it} \\
& + \sum_{m=1}^{16} \beta_{m+34}(2022-m)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{51}(\text{2007 年 4 月 25 日～12 月 31 日})_{it} \\
& + \beta_{52}(\text{2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日})_{it} \\
& + \sum_{p=1}^{15} \beta_{p+52}(2007-p)\text{年ダミー}_{it} \\
& + \beta_{68} ln\text{専有面積}_{it} + \beta_{69} ln\text{築年数}_{it} + \beta_{70} ln\text{所在階}_{it} \\
& + \sum_{q} \beta_q \text{バルコニーの向きダミー}_{it} + \sum_{r} \beta_r \text{用途地域ダミー}_{it} \\
& + \sum_{s} \beta_s \text{個別マンションダミー}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

（3）実証結果

実証結果 7-1 の推計結果（表 47）から、公表後に有意な価格下落を確認することはできなかった。実証結果 7-2 の推計結果（表 48）からは、公表前及び公表後いずれにおいても有意に価格が下落していることが確認されたため、特に浸水想定区域の公表によるものではなく、当該浸水想定区域が他の場所と比較して利便性が低い等の理由で、価格が恒常的に低くなっていると考えられる。したがって、仮説 2 が支持された。ただし、リスク情報提供の観点からは、浸水想定区域の公表は政策的意味のあるものであり、本実証結果は政策効果の全てを否定するものではない。

表 47　実証結果 7-1

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×公表後ダミー	-0.09498	0.070299	-1.35
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日	-0.25996	0.077316	-3.36
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2006 年ダミー	-0.15443	0.06462	-2.39
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年ダミー	-0.11803	0.072336	-1.63
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9667		

着目すべき変数を表示。L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー、公表後ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

表 48　実証結果 7-2

被説明変数：*ln* 価格	係数	ロバスト標準誤差	*t* 値
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2010 年ダミー	-0.1243871	0.0587287	-2.12
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2009 年ダミー	-0.1240406	0.0580604	-2.14
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2008 年ダミー	-0.1159228	0.0601799	-1.93
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2007 年 4 月 25 日～12 月 31 日	-0.147833	0.0713321	-2.07
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2007 年 1 月 1 日～4 月 24 日	-0.2680723	0.0627179	-4.27
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2006 年ダミー	-0.1717397	0.0546913	-3.14
L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×2005 年ダミー	-0.1396565	0.0585879	-2.38
その他の変数	（省略）		
観測数	7193		
自由度修正済決定係数	0.9753		

着目すべき変数を表示。L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー×年次ダミー、L1 矢上浸水想定区域政策効果ダミー、年次ダミー、ln 専有面積、ln 築年数、ln 所在階、バルコニーの向きダミー、各用途地域ダミー、その他各個別マンションダミーでコントロール。

4.5　川崎市における実証分析 2

前節では、タワーマンションの被害に特に焦点を当てるため、マンションが多く立地している川崎市中原区の既存マンション取引データを用い、水害及び措置された政策（宅建業法・浸水想定区域指定）が市場に与えた影響について分析を行った。本節では、地価を用い、令和元年東日本台風の水害が地価にどのように影響を与えたかについて、実証分析を行った。地価データを活用するに際し、トリートメントグループとして被害エリア内のポイントを一定数確保するため、中原区だけではなく、隣接する高津区も分析対象に広げた[99]。令和元年東日本台風においては、外水による多摩川の L2 浸水想定区域を黄色、浸水被害エリアを赤色、地価ポイントを黒丸で示すと次のとおりである（図 70）。被害エリアについては、川崎市が公表している「令和元年東日本台風による排水樋管周辺地域及び河川関係の浸水に関する検証報告書」[100]に掲載されている図面（図 71）を Arcgis に取り込み、筆者が shape ファイルを作成し赤色で示した。

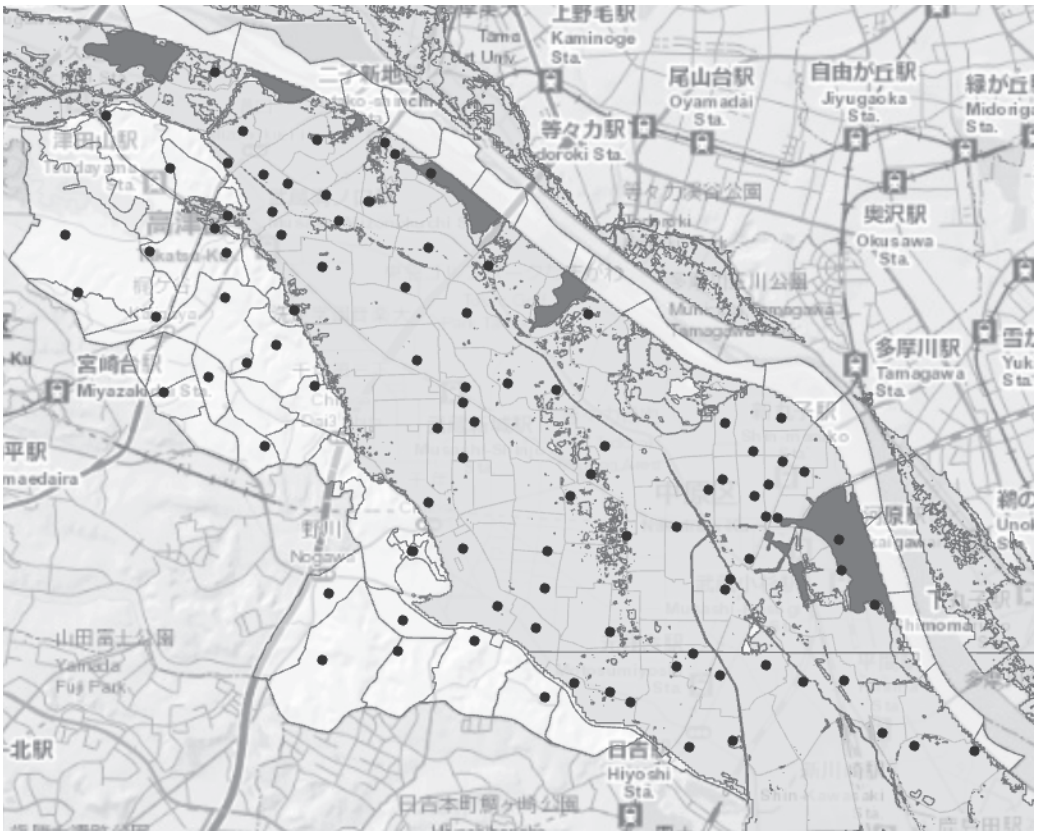


図 70　L2 浸水想定区域（黄）、被害エリア（赤）及び地価ポイント（黒丸）

[99] 被害エリア内の地価ポイントは、中原区で 1 点、高津区で 1 点である。

[100] 川崎市　建設緑政局道路河川整備部河川課「令和元年東日本台風による排水樋管周辺地域及び河川関係の浸水に関する検証報告書」、(https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/2-1haisuihikansyuuhenntiiki.pdf 及び https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/3kasenkankei.pdf　閲覧日　2022 年 1 月 12 日)

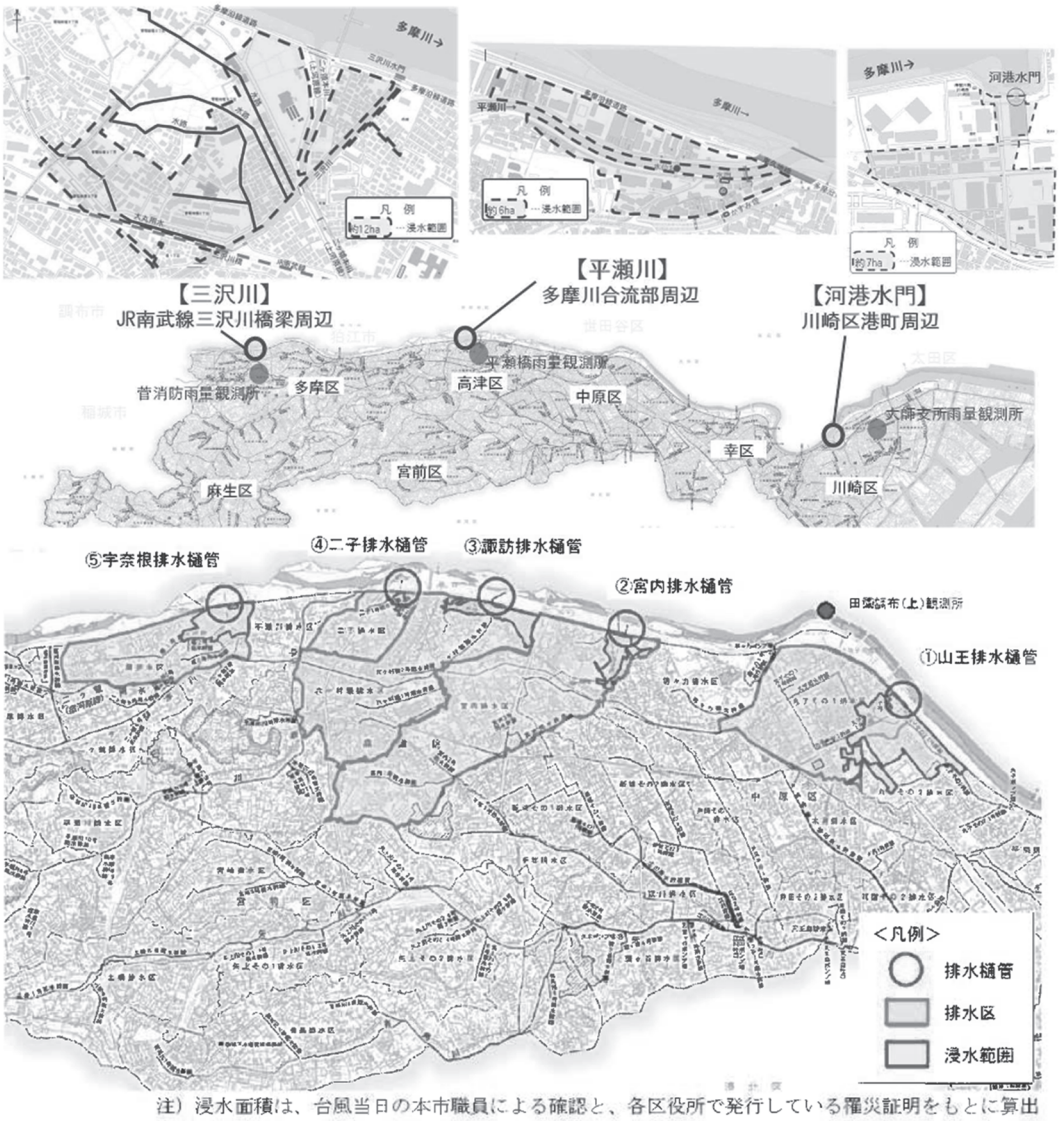


図 71　浸水被害箇所の詳細

出所）上は川崎市「令和元年東日本台風による排水樋管周辺地域及び河川関係の浸水に関する検証報告書」、Ⅱ.排水樋管周辺地域の浸水に関する検証、Ⅱ-16、(https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/2-1haisuihikansyuuhenntiiki.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)、下はⅢ.河川関係の浸水に関する検証、Ⅲ-7、(https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/3kasenkankei.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日)

4.5.1 被害エリアの地価

被害エリアの地価が水害によりどのような影響を受けたかについて分析を行った。説明変数（表 49)、サンプル数（表 50)、基本統計量（表 51）は、被害エリア内ダミーの考え方（図 72）は次のとおりである。分析 1-1 として、水害後の影響をまとめて分析するため、水害以降の年次を水害後ダミーとして変数を作成しモデル式 1-1 により推計した。また、水害後の影響を各年で分けて分析するため、分析 1-2 として、水害後においても 1 年毎に年次ダミーを作成し、モデル式 1-2 により推計した。

表 49　説明変数一覧

変数	内容	出典
ln 地価（円/m^2）	川崎市（中原区及び高津区）の 2018 年から 2021 年までの地価公示・都道府県地価調査の対数値（円/m^2）	A
被害エリア内ダミー	被害エリア内にあれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数	AB
水害後ダミー	地価時点が、水害後（2020 年及び 2021 年）である場合は 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数	A
年次ダミー（2018～2021 年）	1 年毎に分類したダミー変数	A

出典
A　国土数値情報　地価公示データ　都道府県地価調査データ
B　Arcgis で作成した shape ファイルと国土数値情報（地価公示データ・都道府県地価調査データ）を空間結合

表 50　サンプル数

	水害前		水害後		
	2018	2019	2020	2021	合計
被害エリア内ダミー	2	2	2	2	8
上記以外	98	98	98	100	394
合計	100	100	100	102	402

表 51　基本統計量

変数	平均	標準誤差	最小	最大
ln 地価（円／m^2）	12.90558	0.4625045	12.16525	14.63088
被害エリア内ダミー	0.0199005	0.1398324	0	1
水害後ダミー	0.5024876	0.5006169	0	1
2021 年ダミー	0.2537313	0.4356879	0	1
2020 年ダミー	0.2487562	0.4328309	0	1
2019 年ダミー	0.2487562	0.4328309	0	1
2018 年ダミー	0.2487562	0.4328309	0	1

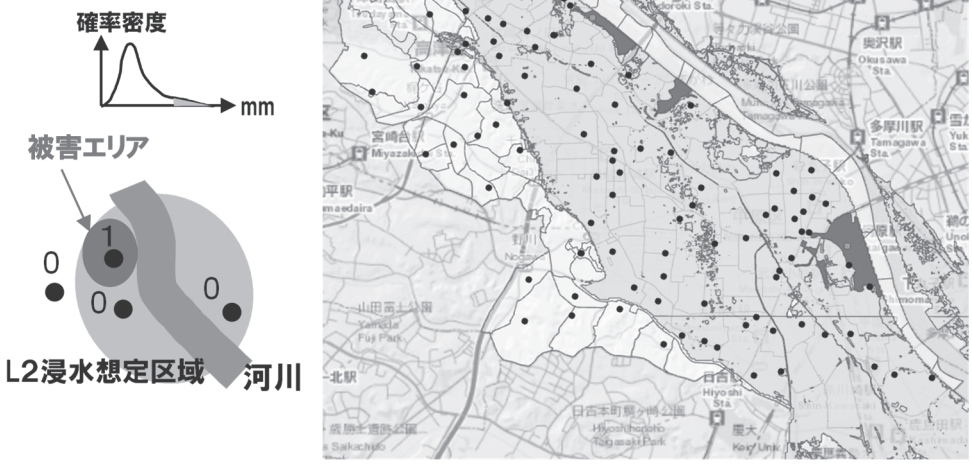


図 72　被害エリア内ダミーの考え方
被害エリア（赤色）内に被害エリア内ダミーを水色の丸で表示

（1）分析 1-1（水害後の影響をまとめて分析）

【モデル式 1-1】

$$ln\ \text{地価}_{it} = \beta_0 + \beta_1(\text{被害エリア内ダミー} \times \text{水害後ダミー})_{it} + \beta_2(\text{被害エリア内ダミー} \times 2019\ \text{年ダミー})_{it} + \beta_3\ \text{水害後ダミー}_{it} + \beta_4 2019\ \text{年ダミー}_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

（2）分析式 1-2（水害後の影響を各年で分析）

【モデル式 1-2】

$$ln\text{地価}_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{3} \beta_k \left(\text{被害エリア内ダミー} \cdot (2022 - \mathrm{k})\text{年ダミー}\right)_{it} + \sum_{l=1}^{3} \beta_{l+3}\,(2022 - l)\text{年ダミー}_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

（3）実証結果

実証結果 1-1 の推計結果（表 52）より、水害後、被害エリアにおいて、有意水準 1%で地価が約 4.8%下落することが認められた。また、実証結果 1-2（表 53）より、各年で分析しても、被害エリアでは、水害後、2020 年に約 3.7%（有意水準 10%）、2021 年に約 5.9%（有意水準 1%）で、地価の下落を確認した。したがって、仮説 1 が支持された。

ここで、前節のレインズデータを用いた分析では、被害エリアのマンション価格について、SFT を除き、成約価格の下落は認められなかった一方、本節の地価による分析では、被害エリア内の有意な地価下落が認められ、その点については傾向が異なる。しかし、前節で取り扱ったレインズデータは既存マンションの取引のみが対象で戸建住宅や土地取引のデータを含まない一方、地価については、「地価公示価格・基準地標準価格は、近隣地域の標準的な画地の価格」[101]であり、本節で被害エリア内とした地価ポイントでは、戸建て住宅も多く存在する地域であるため、傾向が異なった可能性がある。

また、実証結果 1-2（表 53）より、地価の下落割合は、水害直後ではなく、水害から一定期間経過した 2021 年に下落割合が大きくなっており、この傾向は、前節の水害後の各年分析で示された「タワーマンションの成約価格が水害直後ではなく水害後一定期間経過して下落していた実証結果」と整合的である。

[101] 国土交通省　土地総合情報システム「地価公示・都道府県地価調査の見方について」（https://www.land.mlit.go.jp/landPrice_/notes.html　閲覧日　2022 年 1 月 12 日）

表 52　分析 1-1 の推計結果

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
被害エリア内ダミー×水害後ダミー	-0.0477905	0.0170936	-2.80
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.0046603	0.019738	-0.24
水害後ダミー	0.0633685	0.0024174	26.21
2019 年ダミー	0.0340855	0.0027914	12.21
定数項	12.86576	0.0019552	6580.33
観測数	402		
決定係数（*within*）	0.7035		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

表 53　分析 1-2 の推計結果

被説明変数：*ln* 地価	係数	標準誤差	*t* 値
被害エリア内ダミー×2021 年ダミー	-0.0587037	0.0194771	-3.01
被害エリア内ダミー×2020 年ダミー	-0.0368772	0.0194771	-1.89
被害エリア内ダミー×2019 年ダミー	-0.0046603	0.0194771	-0.24
2021 年ダミー	0.0676144	0.0027545	24.55
2020 年ダミー	0.0591226	0.0027545	21.46
2019 年ダミー	0.0340855	0.0027545	12.37
定数項	12.86574	0.0019294	6668.42
観測数	402		
決定係数（*within*）	0.7132		

F 検定及び *Hausman* 検定により固定効果モデルの結果が望ましいことを確認済

4.6　小括

前節までにおいて、倉敷市と川崎市における事例を通じ、水害及び措置した政策（宅建業法施行規則改正による取引物件のハザードマップにおける位置の説明義務化、L1・L2 浸水想定区域公表）が不動産価格に与える影響について、実証分析を行った結果の概要は次のとおりである（表 54、図 73 及び図 74）。

倉敷市の事例より、水害後、被害エリアでの有意な地価下落と、浸水リスクがあるものの被害を免れたエリア内での有意な地価上昇が認められた。加えて、被害エリアに隣接する地区においてはその上昇割合が小さいため、浸水被害エリアに近ければ浸水リスクに敏感になり、それが地価に反映されたと考えられる。川崎市の事例からは、水害後、被災タワーマンションの成約価格が有意に下落し、さらに、リスクが顕在化せず被害を免れたタワーマンションの成約価格も有意に下落していることが確認された。

一方、倉敷市及び川崎市の両方の事例から、これまでに措置されたリスク情報提供政策（宅建業法施行規則改正及び浸水想定区域公表）の効果については、不動産価格変動の観点からは、必ずしも認められなかった。

このように、実際に水害が発生すれば、情報の非対称性が存在する場合にはそれが解消され、リスク認知バイアスが存在する場合にはリスク評価が適正化されること等により、人々は市場価格にリスクを反映させることが示された。しかし、実際に水害が起こる前に、政策によりリスク情報を提供しても、適切に市場価格に反映されないことも明らかとなった。このため、水害が実際に起こる前に人々に危機回避的行動を促すよう、現実感を伴うリスク伝

達が重要であり、流域治水の取組を加速化等させるためには、リスク情報の精緻化・適正化の取組を更に強化・推進することや適切なリスクコミュニケーション等が必要である。

表 54　実証分析総括

地方公共団体	データの種類	分析対象とするイベント		
		水害		政策（宅建業法施行規則改正・浸水想定区域の公表）
		被害エリア（又は被害物件）	浸水リスクがあったものの被害を免れたエリア（又は浸水リスクがあったものの被害を免れた物件）	
倉敷市	地価	水害後、被害エリアの地価が有意に**下落**	水害後、全体としては有意に地価が**上昇（プラスのサプライズ）**。ただし、被害エリアの**隣接地区**では、上昇割合が**小さい**。	不動産価格変動の観点からは、政策の効果があったことは必ずしも**確認できなかった**。
川崎市 中原区	マンション成約価格	水害後、被害を受けたタワーマンション（SFT）で有意に成約価格が**下落**	水害後、同規模のタワーマンションで水害後に有意に成約価格が**下落（マイナスのサプライズ）**	
川崎市 中原区・高津区	地価	水害後、被害エリアの地価が有意に**下落**		

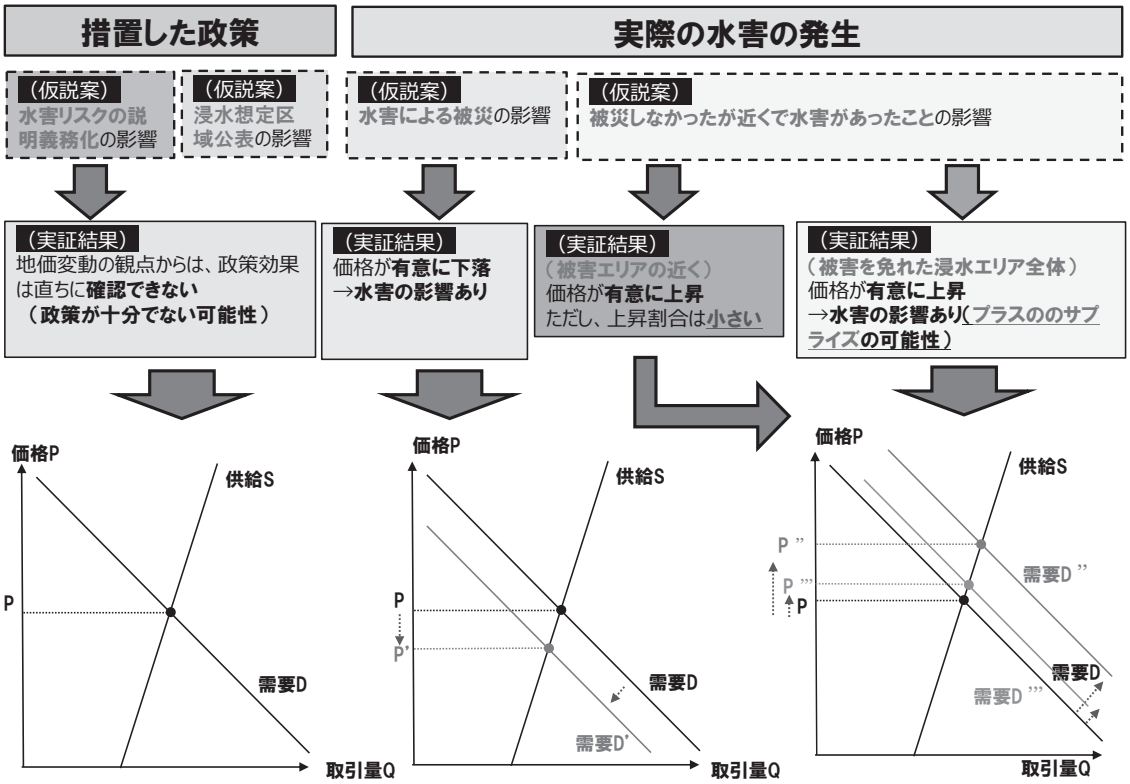


図 73　倉敷市における実証結果の概要

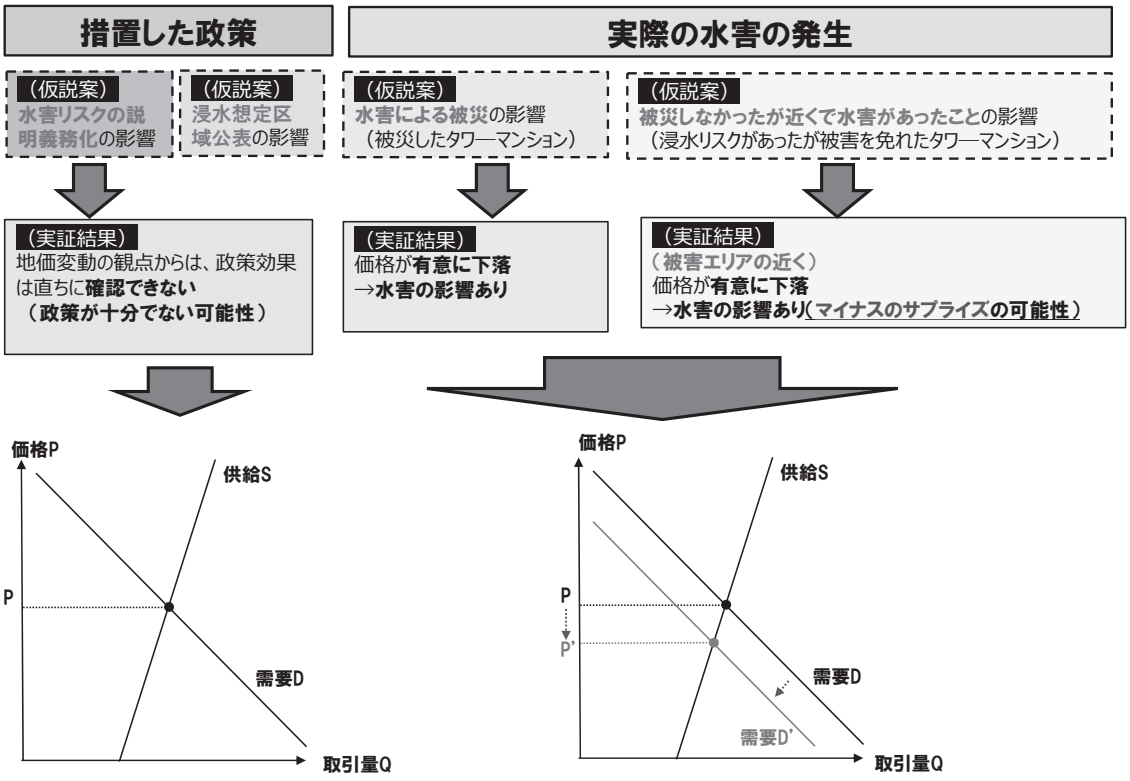


図 74　川崎市における実証結果の概要

第5章　まとめ

5.1　政策提言

第 2 章においては、現状の取組として、全国一律となっている火災保険水災補償率の見直しの動きや浸水想定区域図の精緻化・性能向上に係る取組について述べるとともに、水害リスク情報提供ウェブサイトの多種多様化・重複や民間の不動産情報検索ウェブサイトとの連携が十分に取れていないこと等の問題点について述べた。

第 3 章においては、カラブレイジの損害負担ルールを踏まえた理論的考察により、浸水リスクの高いエリアの居住者に対する保険の強制加入、被害エリアでの固定資産税収等による治水整備が望ましいことについて示すとともに、「災害が起きても必ずしも救済しない」というコミットメントを行政が打ち出すことにより、リスクの高い地域の居住者の自助努力を促すことができる可能性を示した。

第 4 章においては、令和元年東日本台風により発生した「川崎市の武蔵小杉駅周辺のタワーマンションの浸水被害事例」及び平成 30 年 7 月豪雨により発生した「倉敷市の浸水被害事例」を通し、実際に水害に直面すれば市場は反応するものの、これまでに措置されたリスク情報提政策では、市場が適切に反応してないことが明らかとなった。

これらを踏まえ、水害が実際に起こる前に人々に危機回避的行動を促すよう、現実感を伴ったリスク情報提供を行うこと等のため、本章では、次のような政策提言（表 55）を行うとともに、本稿で扱えなかった点を今後の課題として整理し次節に示す。

表 55　政策提言の概要一覧

目的	政策提言の概要	根拠章
情報の非対称性解消 （又はリスク認知バイアスの修正）	浸水リスク情報提供の精緻化・充実	2、3、4
	不動産取引時における浸水履歴箇所等の説明	4
	浸水想定区域図で表示する想定降雨の年超過確率の統一	2
（リスク認知バイアスの修正）	防災教育	3
適切なリスク情報提供	不動産情報検索ウェブサイトとの更なる連携や行政が提供する水害情報提供ウェブサイトの整理・統合	2
	価格査定マニュアル等への水害リスクの精緻な反映	2
	河川管理者による市民への丁寧な情報提供	補完的な提言
	公表されたリスク情報の第三者機関による検証制度の創設	
効率的な治水整備 自助努力の促進	強制保険化・リスクに応じた固定資産税等の引き上げ	3
	災害後の救済政策の厳格化	3
	床上・床下浸水しにくい建築工法の推奨・必要に応じ義務化	補完的な提言

5.1.1　浸水リスク情報提供の精緻化・充実

2.4 で述べた通り、現在の浸水想定区域図では、複数の決壊地点を想定し、その計算結果を重ね合わせ、各地点で最も大きな水深を想定浸水深としているため、浸水の起こりやすさの把握が難しい。また、大中小河川・内水では所管部局が異なるため、ハザードマップが別々

で作成・公表されている場合もある。このような状況を改善するため、想定最大規模（L2）の降雨に加え、より頻度の高い降雨による浸水範囲（1/30,1/50,1/100 等）を頻度事に重ねて示す多段階浸水想定区域図や、内外水統合型浸水ハザード情報図の作成の取組も進められつつある。

しかし、これまでに措置されたリスク情報提政策では市場が適切に反応しなかったという前章の実証分析結果を踏まえ、浸水想定区域図の性能向上・改善の取組を加速化・充実させ、現実感の伴うリスク情報提供を行うため、浸水実績図（浸水履歴箇所）や弱点箇所も浸水想定区域図に併せて明示するとともに、係る取組の水防法への位置づけが必要と考えられる（図 75）。

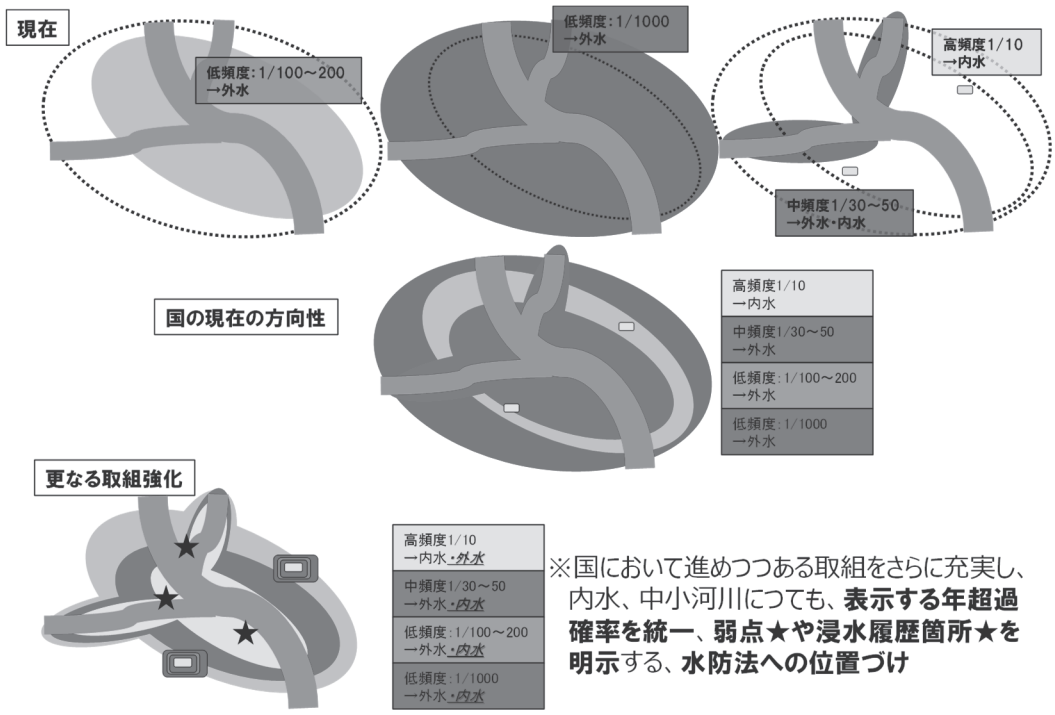


図 75　浸水リスクの情報提供の精緻化・充実のイメージ

5.1.2 不動産取引時における浸水履歴箇所等の説明

令和 2 年の宅建業法施行規則改正により、不動産取引時の水害リスク説明が義務化されたところである。しかし、リスク情報よりも実際に起こった水害に市場が反応するという実証結果を踏まえ、前項の提言である「浸水実績図（浸水履歴箇所）や弱点箇所を浸水想定区域図に併せて明示する取組」に加え、改めて宅建業法施行規則を改正し、不動産取引時における浸水実績図（浸水履歴箇所）や弱点箇所の説明を義務化することも必要であると考えられる。

5.1.3 浸水想定区域図で表示する想定降雨の年超過確率の統一

2.5.5 で述べた通り、浸水想定区域図やハザードマップの作成に際し、想定最大降雨 L2 の

年超過確率（1/1000）以外の降雨については、河川毎に裁量的に決定され、内水についても一律で定められた年超過確率は存在していない。確かに、地域の特性等により年超過確率が異なる必要性も理解できる。しかし、建築物で想定される L2 及び L1 の地震力の再現期間（超過確率）について統一した概念が存在するように、浸水想定区域図等における想定降雨の超過確率（再現期間）についても、大・中小河川の外水及び内水ともに、例えば、1/1000、1/200、1/100、1/30、1/10 は全国統一して必ず表示し、地域の実情に応じ他の超過確率も追加表示する等、表示する年超過確率を最低限統一することも必要であると考えられる。

5.1.4 強制保険化・リスクに応じた固定資産税等の引き上げ

現在の保険制度における水災リスクは全国一律の保険料率に設定されており、精緻な設定ができていないため、浸水想定区域図の精緻化・適正化の取組と合わせた保険制度改善の検討が進められていることは、第 2 章で述べた通りである。一方、3.5 で述べた様に、政府救済を期待し自助努力（保険加入等）を怠る者やリスク認知バイアスが存在する者、リスクを過小評価することで保険料を割高だと感じ保険に加入しない者に対しては、保険加入強制等が必要となる。

また、効率的な治水整備を達成するためには、固定資産税等の土地関連税制により、リスクに応じて、被災リスクの高い者から整備費用を徴収する制度の創設も必要であると考えられる。

5.1.5 災害後の救済政策の厳格化

政府の救済措置を期待する買い手は、敢えて保険に入らないという戦略をとることが考えられるため、自助努力を促すため、政府の救済政策の簡素化も必要であると考えられる。

5.1.6 防災教育

売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在する場合の他、買い手にリスク認知バイアス（楽観主義的バイアス）が存在する場合には、防災教育等により、リスクを考慮した取引を促すことが必要である。

また、浸水想定区域図の前提となる想定降雨の年超過確率 1/100 の場合、「100 年に 1 回」と表現される場合もある（表 56）。2.5.5 で述べたように、簡便な概念としては、確かに、超過確率の逆数が再現期間に等しい。しかし、気象庁が指摘するように、「再現期間 100 年の確率降水量」とは「長い期間を平均した場合に 100 年に 1 回起こる大雨」という意味で、実際にはある 100 年の間に 2 回起こることもあれば 1 回も起こらないこともある[102]というのが正しい表現である。

ここで、年超過確率 1/100 の降雨により水害が発生すると仮定すると、30 年間に少なく

[102] 気象庁「確率降水量に関する Q&A」、Q4. 100 年に 1 回の大雨は 100 年に 1 回ずつ起こるのですか？（https://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/riskmap/faq_qt.html、閲覧日：2020 年 1 月 17 日）

とも 1 回は年超過確率 1/100 を超える降雨が生じ水害が発生する確率は、

1−（30 年間に 1 回も 1/100 の規模を超える洪水が発生しない確率）＝1-$(1-\frac{99}{100})^{30}$ =約 26%

となり、年超過確率 1/100 の想定降雨のリスクエリアに約 30 年程度居住している場合、約 26%という一定程度高い確率で当該降雨に遭遇することになる。したがって、「100 年に 1 回」というような表現は改め、リスクが実感を伴って感じられるように、浸水想定区域図の前提となる超過確率の考え方について、適切に周知を行うことが必要である。

表 56　倉敷市のウェブサイトにおける想定降雨の表現の例[103]

河川	想定している降雨の確率
1.高梁川水系：高梁川	150 年に 1 回程度の確率（2 日間で 248mm の降雨）
2.高梁川水系：小田川	100 年に 1 回程度の確率（2 日間で 225mm の降雨）
3.倉敷川水系	100 年に 1 回程度の確率（24 時間で 181mm の降雨）
3.里見川水系	70 年に 1 回程度の確率（24 時間で 198mm の降雨）

5.1.7 不動産情報検索ウェブサイトとの更なる連携等

不動産情報検索ウェブサイトの一部では、浸水想定区域図における取引対象物件の位置を確認することができるようになっているが、国・地方公共団体で提供している水害情報提供ウェブサイトとの連携性を高める等、民間事業者や消費者等が活用しやすい形で、行政の水害情報提供ウェブサイトを改善することが必要である。また、行政の水害情報提供ウェブサイトが多種多様化し、情報の受け手に取って分かりやすいものとはなっていないため、整理・統合も求められていると考えられる。

5.1.8 価格査定マニュアル等への水害リスクの精緻な反映

浸水想定区域図のリスクの情報提供の精緻化・適正化の取組と合わせ、宅建業者が使用する価格査定マニュアルや不動産鑑定士が従う不動産鑑定評価基準において、リスクが適切に不動産価格に反映されるような見直しと必要に応じた改正も必要であると考えられる。

5.1.9 河川管理者による市民への丁寧な情報提供

水害後、その発生原因等の検証の場が、行政に設けられる場合がある。水害については、市民が専門知識なくとも把握しておくべきものであるため、一般的な行政情報の提供の仕方のように、ウェブサイトで公開することや、パブリックコメント制度を活用するだけではなく、より丁寧に情報提供を行うような方法も必要であると考えられる。

[103] 倉敷市ウェブサイト「浸水想定区域について」（https://www.city.kurashiki.okayama.jp/dd.aspx?menuid=1870、閲覧日：2020 年 1 月 17 日）

5.1.10 公表されたリスク情報の第三者機関による検証制度の創設

今後、浸水想定区域図のリスク情報提供の精緻化・適正化の取組が進み、多段階浸水想定区域図により高頻度の浸水想定区域図が明示され、5.1.1 で提言した弱点箇所や浸水履歴箇所が明示される等の動きがでてくると、リスク情報開示による資産価値下落を恐れる住民からの抵抗に行政が屈し、リスク情報にバイアスをかけて、公表するようなことも否定はできない。そのようなことを避けるため、公表された浸水想定区域図について、サンプル抽出を行って適切に公表されているかどうか第三者機関による検証制度等も必要に応じ求められると考えられる。

5.1.11 床上・床下浸水しにくい建築工法の推奨・必要に応じた義務化

浸水想定エリア内において、施主からの提案が無くとも、建築物を供給するサイドから、浸水リスクを想定した床上・床下浸水しにくい工法を積極的に推奨することや、当該工法を提案・採用することが標準であるように、リスクエリアでの建築物の標準仕様を変えていくことが必要であると考える。浸水想定区域内で行われる不動産開発において、浸水リスクを考慮した建築工法を採用することが標準仕様となれば、当該工法を採用していない既存住宅・建築物は、リスクを考慮していないとして、取引価格が下がり、市場がリスクを考慮して取引を行うようになる可能性もある。なお、それでもあえてリスクを承知の上で取引に入る者やリスク認知バイアスがある者に対応するためには、リスクに応じた建築工法の義務化や、必要に応じ、既に述べたように、強制保険や土地税制によりリスクに応じた負担を求めることも必要であると考えられる。

5.2 今後の課題

5.2.1 望ましい治水整備水準達成のための税制設計

3.3.3 において、被災リスクのある者の自助努力を促せば、最適な予防水準を低下させずに加害者が負担する責任額と予防費用を低下させることができる可能性を示した。

しかし、$x_2^* - x^* = \left(\sqrt{\frac{lb}{ka}} - \mathrm{c}\right) - \left(\sqrt{\frac{b}{a}} - \mathrm{c}\right) = \sqrt{\frac{b}{a}}\left(\sqrt{\frac{l}{k}} - 1\right)$より、$l > k$であれば$x_2^* > x^*$となり、最適予防水準が大きくなる。その場合であっても、加害者の負担する責任額と予防費用は、自助努力を促す前と比較し小さくなるため社会的には望ましいと考えられる。しかし、最適な治水の整備水準は変更されない方が社会的に許容されると考えられるため、土地税制からの治水整備費用の徴収等という政策を仮に実行する場合には、どの程度の金額を徴収し、それがどの程度予防費用が低下するのかを適切に見極めて、丁寧に合意形成を行うことが求められる。どのようにして、徴収金額を決定すべきなのか、それに対応してどの程度予防費用を低下させることができるのか、事故損害がどの程度減少するのか等については、本稿においては、考察を深めることができなかった。適切なモデル提案等に向け、今後も研究を深める必要がある。

5.2.2 リスクが顕在化しなかったエリアにおける市場の反応の違い

倉敷市では、浸水想定区域内にあるものの被害を免れたエリアにおいて水害後に地価上昇が認められ（プラスのサプライズ）、川崎市では、リスクが顕在化せず被害を免れたタワーマンションについて、水害後の価格下落が認められた（マイナスのサプライズ）。ここで、プラスのサプライズが生じた倉敷市において、被害エリアの隣接地区ではプラスのサプライズの影響が小さかったことから、被害エリア近隣では危機感が一定程度醸成されたと考えられる。しかし、やはり、倉敷市では被害を免れた安心感からプラスのサプライズが生じ、川崎市では被害が生じた危機感からマイナスのサプライズが生じたと言える。この理由については、地価は不動産鑑定士による評価である一方、レインズデータは実際の成約価格である等用いたデータの性質に差異があること、現在の浸水想定区域図の性能に課題があり、本来ならば低リスクであるはずのエリアが高リスクと表示されていたところ、水害リスクが顕在化しなかったことでリスクの低さが明らかとなったこと等様々な可能性が考えられる。このような2つの市場の反応の違いについて、本稿では考察を深めることができなかったため、今後も研究が必要である。

5.2.3 水害に対する市場の反応の違い

倉敷市の地価データによる実証分析結果からは、水害直後に被害エリアで大きく下落し、その後回復傾向が示された一方、川崎市の既存マンション取引データ及び地価データからは、水害直後ではなく、水害後一定期間経過した後に下落している傾向が示された。２つの地域において、水害に対する市場の反応に差異が生じた理由について、本稿では考察を深めることができなかった。災害のインパクトや行政の対応内容の違い、情報の非対称性の解消された速さ、リスク評価の認知バイアスが修正された速さの違い等様々な要因が考えられるが、今後も研究を深める必要がある。

5.2.4 川崎市における内水ハザードマップへ関心の高まりの可能性

4.4.4 において、SFT の浸水被害を受け、市場が外水氾濫だけではなく内水氾濫による浸水リスクに反応している可能性について述べた。これについては、「SFT の浸水被害により影響を受けたと考えられるトリートメントグループ」として、「内水ハザードマップの浸水想定区域内に立地する、SFT を除く全てのマンションダミー」を作成して実証分析を行えば、水害後の「内水ハザードマップの浸水リスクに対する市場の反応」を検証することができた可能性がある。本稿ではこのような検証を行うことができなかったが、今後の課題として、研究を進める必要がある。

5.2.5 適切なリスクコミュニケーション

本稿においては、特に、不動産価格変動の観点から、浸水想定区域指定及び宅建業法施行規則改正による浸水リスク情報提供政策について、点検・検証等を行ったところである。不

動産価格変動の観点からは、政策効果を確かめることはできなかったが、リスク情報の提供については、政策的な意義はあると考えられる。どのようにすればリスク情報に市場が適切に反応し、危機回避的行動をとるようになるのか等、リスクコミュニケーションの観点からは、本稿において考察を深めることができなかった。「現在取り組まれている浸水リスク情報の精緻化・適正化」及び「本稿で提案した係る取組の更なる充実」等が進めば、逆に、リスク情報が多岐にわたり多種多様になる可能性も否定できない。そのような状況になれば、本稿で問題として挙げ、5.1.7 でも改善提案した「リスク情報の整理・統合」と逆行することとなる。したがって、リスクコミュニケーションの観点から、適切なリスク情報の提供の仕方について、今後研究を深める必要がある。

5.2.6 浸水リスク等のある国土における今後のまちづくりのあり方

我が国における住まいづくり・まちづくり政策は、特に、密集防災に対して歴史的に取り組まれてきた。2.4 で述べたように、まちづくりと治水の考え方をより一層調和していく取組が進められつつあるが、これまでそのような取組が十分でなかったことや、降雨と地震の再現期間の捉え方も異なっていたこと等から、「洪水等は起きないだろう」という楽観主義的バイアスを助長し、災害リスクの高いエリアが市街化されて利便性が高くなり、災害リスクエリアへの人口・機能の集中（図 34）が引き起こされた結果として、現在のような国土が形成されてしまった可能性も否定できない。

災害リスクの高いエリアに一度構築された市街地や社会基盤を再構築することは難しく、我が国はあらゆる自然災害に対してリスクの高い国土であるため、ゼロリスクを目指すことは極めて困難である。したがって、自然災害と向き合いながらまちづくりを進めて行かざるを得ない。一方、少子高齢化・人口減少・新型コロナウイルス感染症の拡大等という困難な社会経済情勢にも直面する中で、コンパクト・プラス・ネットワークの理念の下、必要な選択と集中をしながら、レジリエントなまちづくりを進めていく必要がある。

ここで、選択と集中を行うに際し、選択・集中をしないエリアが生じることはやむを得ないが、必要な選択と集中の進め方については、現時点において、政策的に適切な整理がされていない。本稿においては、そのような一段高い視座からの考察を行うことができなかったが、浸水リスク等の自然災害と向き合いつつ、コンパクト・プラス・ネットワークの理念に沿った「今後のまちづくりのあり方」について、今後、研究が必要である。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、中川雅之先生、福井秀夫先生（まちづくりプログラムディレクター）、手塚広一郎先生、菅原賢先生、三井康壽先生から丁寧なご指導をいただくとともに、高橋正史先生（まちづくりプログラム副ディレクター）、金本良嗣先生、鶴田大輔先生をはじめとするまちづくりプログラムの先生方から貴重なご意見をいただきました。心から感謝申し上げます。

また、コロナ禍で対面でのコミュニケーションが難しい期間が長く、困難な状況が続いた中でも、貴重な社会人学生としての一年間をともに過ごし、切磋琢磨した同期の皆様からは多くの励ましをいただきました。このような機会を作っていただいた人事院及び国土交通省の担当官にも感謝します。

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宅地建物取引事業者、川崎市、国土交通省の皆様には、ここに感謝の意を表します。

最後に、温かく見守り常に励ましてくれた家族に、感謝いたします。

また、本研究は東京大学空間情報科学研究センター（CSIS）との共同研究（No.1134）の成果の一部であることを申し添えます。

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。加えて、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

・上杉昌也、浅見泰司（2013）「社会的混合の観点からみた居住者属性による近隣効果に関するヘドニック分析-東京都区部における所得階層分布に着目して-」、『都市計画論文集』Vol.48 No3、pp.663-668
（https://www.jstage.jst.go.jp/article/journalcpij/48/3/48_663/_pdf/-char/ja 閲覧日：2022年1月23日）
・小田切宏之（2001）『理論・実証・政策　新しい産業組織論』、有斐閣、p.145-150
・神田順(2005)、「地震動の再現期間と超過確率」、地盤工学会誌『土と基礎』、vol.53、No6、Ser.No.569、pp.38-40、
（https://dl.ndl.go.jp/view/download/digidepo_10444122_po_ART0005444970.pdf?contentNo=1&alternativeNo=　閲覧日：2022年1月17日）
・神取道宏（2017)、『ミクロ経済学の力』、日本評論社、pp.358-363、pp.380-385
・桐山孝晴、岡本嘉久（2001）『国土交通政策研究第1号／平成13年6月公物の設置・管理に係る賠償責任のあり方に関する研究～「法と経済学」による分析～』、
（https://www.mlit.go.jp/pri/houkoku/gaiyou/pdf/kkk1.pdf　閲覧日:2022年1月20日）
・齊藤誠、中川雅之（2012）『人間行動から考える地震リスクのマネジメント』、勁草書房、pp.105-131
・斎藤良太（2005）「首都圏における浸水危険性の地価等への影響」、季刊住宅土地経済2005年秋季号、pp.19-27
・佐藤慶一、松浦広明、田中陽三、永松伸吾、大井昌弘、大原美保、廣井悠（2016）「災害リスク情報と不動産市場のヘドニック分析」、ESRI Discussion Paper Series No.327、p.1、
（https://www.esri.cao.go.jp/jp/esri/archive/e_dis/e_dis327/e_dis327a.pdf　閲覧日：2022年1月26日）
・篠村進(2010)「都市型水害におけるハザードマップ効果の考察」、政策研究大学院大学修士論文、（http://www3.grips.ac.jp/~up/pdf/paper2009/MJU09060shinomura.pdf　閲覧日：2022年1月26日）
・寺和彦（2020）「内水ハザードマップの公表が地価に及ぼす影響」、政策研究大学院大学修士論文、（http://www3.grips.ac.jp/~up/pdf/paper2019/MJU19710tera.pdf　閲覧日：2022年1月26日）
・寺本雅子、西澤諒亮、市川 温、立川康人、椎葉充晴（2008）「地価分析を用いた水災害リスクに対する住民意識の評価に関する研究」、水工学論文集、Vol. 52、pp.457-462、
（https://www.jstage.jst.go.jp/article/prohe1990/52/0/52_0_457/_pdf/-char/en　閲覧日：2022年1月26日）
・八田達夫、小口登良（1994）『年金改革論　積立方式へ移行せよ』、日本経済社、pp.3-17

・福井秀夫（2010）『ケースからはじめよう　法と経済学　法の隠れた機能を知る』、日本評論社、pp.89-94
・森英高、西村洋紀、谷口守（2016）「水害リスク情報提示が地価の変動に与える影響－『地先の安全度マップ』を活用して－」、公益社団法人日本都市計画学会都市計画報告集No.14、pp.276-280、
（https://infoshako.sk.tsukuba.ac.jp/~tj330/Labo/taniguchi/member/pdf/RCPI14-2.pdf　閲覧日：2022年1月26日）
・山崎福寿、中川雅之（2001）『経済学で考える　人口減少時代の住宅土地問題』、東洋経済新報社、p.48
・山本勲（2019）『実証分析のための計量経済学　正しい手法と結果の読み方』、中央経済社
・Weinstein, N. D. 1980 Unrealistic optimism about future life events. Journal of Personality and Social Psychology, 39(5), 806-820,
（https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.535.9244&rep=rep1&type=pdf　閲覧日：2022年1月26日）
・一般社団法人日本建築学会（1993）、『建築物荷重指針・同解説』
・公益社団法人徳島県建築士会（2017）、「風水害等による被災住宅復旧マニュアル」、pp.37-41、（https://www.kenchikushikai.or.jp/data/machizukuri/fusuigai-manual.pdf　閲覧日：2022年1月28日）
・公益社団法人日本河川協会（2002年）「2020河川ハンドブック」
・公益財団法人不動産流通推進センター　「価格査定マニュアル」による査定方法」、
（https://www.retpc.jp/wp-content/uploads/kakaku/outline.pdf　閲覧日：2020年1月20日）
・国立研究開発法人防災科学技術研究所研究資料（2004）「防災科学技術研究所研究資料第258号地震動予測地図の工学利用－地震ハザードの共通情報基盤を目指して－＜地震動予測地図工学利用検討委員会報告書＞平成16年9月」、pp.79-88、
（https://www.j-map.bosai.go.jp/j-map/result/tn_258/　閲覧日：2022年1月23日）
・水防法研究会（2012）『逐条解説　水防法（改訂版）』、株式会社ぎょうせい、pp.1-22
・ISO3010、 Bases for design of structures - Seismic actions on structures、2000
・国土交通省社会資本整備審議会第五十五回河川分科会資料４「平成27年及び平成29年の水防法改正に関連する施策の推進について（平成30年6月8日水管理・国土保全局河川環境課）」
（https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/bunkakai/dai55kai/siryou4.pdf　閲覧日：2022年1月20日）
・国土交通省社会資本整備審議会気候変動を踏まえた水災害対策検討小委員会　答申「気候変動を踏まえた水災害対策のあり方について～あらゆる関係者が流域全体で行う持続可能な「流域治水」への転換～（令和2年7月）」、

（https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/shouiinkai/kikouhendou_suigai/pdf/03_honbun.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）
・国土交通省社会資本整備審議会建築分科会第 19 回基本制度部会　資料 4「日本建築構造技術者協会」、(https://www.mlit.go.jp/common/000044530.pdf　閲覧日:2022 年 1 月 17 日)
・国土交通省気候変動を踏まえた水災害対策検討小委員会第 1 回資料 6「令和元年台風第 19 号による被害」、
（https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/shouiinkai/kikouhendou_suigai/1/pdf/02_siryou6.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日））
・国土交通省「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会（2020）「水災害対策とまちづくりの連携のあり方について提言（令和 2 年 8 月)」、
（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/content/001360784.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省「水災害対策とまちづくりの連携のあり方」検討会第 2 回資料 2-2「第 1 回検討会の補足説明資料等」、p.5、
（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/content/001341480.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 30 日）
・国土交通省中小河川の水害リスク評価に関する技術検討会第 1 回　資料 1「検討の背景及び課題」、
（https://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/tyusyokasen/pdf/2_haikei_kadai_ver3.pdf 閲覧日：2022 年 1 月 20 日））
・国土交通省住宅局建築指導課、経済産業省産業保安グループ電力安全課（2020）「建築物における電気設備の浸水対策ガイドライン」、
（https://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/build/content/001349327.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）
・国土交通省都市局、水管理・国土保全局 住宅局（2020）「水災害リスクを踏まえた防災まちづくりのガイドライン」、
（https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001406357.pdf 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省水管理・国土保全局河川環境課・水防企画室国土技術政策総合研究所河川研究部水害研究室（平成 27 年 7 月）「洪水浸水想定区域図作成マニュアル（第 4 版)」、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/manual_kouzuishinsui_1710.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）
・国土交通省水管理・国土保全局河川計画課経済係「水害統計調査」、
(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00600590&tstat=000001150926&cycle=7

&tclass1=000001150927&stat_infid=000032076003&result_page=1&tclass2val=0　閲覧日：2022 年１月 28 日）
・国土交通省水管理・国土保全局下水道部（平成２８年４月）「内水浸水想定区域図作成マニュアル（案）」、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/souteizu_manual.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）
・国土交通省水管理・国土保全局水政課「改正の概要」、
（https://www.mlit.go.jp/river/suibou/pdf/suibouhou_gaiyou.pdf　閲覧日：2022 年１月 20 日）
・ 国土交通省水管理・国土保全局水政課「法改正についての各地方ブロック説明会資料（平成 29 年６月作成）全体概要」、（https://www.mlit.go.jp/common/001189356.pdf　閲覧日：2022 年１月 20 日）
・国土交通省水管理・国土保全局「河川砂防技術基準計画編技術資料」、基本計画編第 2 章
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/gijutsu/gijutsukijunn/keikaku/pdf/2-2_g.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）
・国土交通省水管理・国土保全局（2015）「浸水想定(洪水、内水)の作成等のための想定最大外力の設定手法」、
（https://www.mlit.go.jp/river/shishin_guideline/pdf/shinsuisoutei_honnbun_1507.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 17 日）
・国土交通省水管理・国土保全局（2016 年 7 月）「2016 河川データブック」
・国土交通省水管理・国土保全局（2021 年 7 月）「2021 河川データブック」
（https://www.mlit.go.jp/river/toukei_chousa/kasen_db/pdf/2021/2-5-1.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）
・国土交通省「建築基準法の耐震基準の概要」
（https://www.mlit.go.jp/common/000188539.pdf　閲覧日：2022 年１月 17 日）
・国土交通省（2002）「土木・建築にかかる設計の基本」、
（https://www.mlit.go.jp/kisha/kisha02/13/131021/131021.pdf　閲覧日:2022 年１月 23 日）
・国土交通省「令和 2 年版　国土交通白書」
（https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r01/hakusho/r02/pdfindex.html　閲覧日：2022 年１月 20 日）
・国土交通省「令和 3 年版　国土交通白書」、
（https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/pdfindex.html　閲覧日：2022 年１月 20 日）
・国土交通省「総力戦で挑む防災・減災プロジェクト～いのちとくらしをまもる防災減災～」第一弾パンフレット、（https://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/img/browse_relation.pdf

閲覧日：2022 年 1 月 20 日）
・国土交通省「宅地建物取引業法施行規則の一部改正（水害リスク情報の重要事項説明への追加）に関するＱ＆Ａ」、
（https://www.mlit.go.jp/totikensangyo/const/content/001354700.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 20 日）
・国土交通省「特定都市河川浸水被害対策法等の一部を改正する法律（令和３年法律第 31 号）について」、(https://www.mlit.go.jp/river/kasen/ryuiki_hoan/pdf/gaiyo.pdf 閲覧日:2022 年 1 月 20 日）
・国土交通省「不動産鑑定評価基準」、(https://www.mlit.go.jp/common/001204083.pdf　閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省「不動産鑑定評価基準運用上の留意事項」、
(https://www.mlit.go.jp/common/001204077.pdf　閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省「川の防災情報」、
(https://www.river.go.jp/index 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省「国土数値情報ダウンロード」、
(https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）
・国土交通省「浸水ナビ」、
(https://suiboumap.gsi.go.jp/ 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省「ハザードマップポータルサイト」、
(https://disaportal.gsi.go.jp/ 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省川の防災情報「浸水深と避難行動について」、
（https://city.river.go.jp/kawabou/reference/index05.html　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）
・国土交通省「家庭での被災想定」、
（https://www.mlit.go.jp/river/bousai/library/pdf/hisai_extract.pdf　閲覧日：2022 年 1 月 28 日）
・国土交通省関東地方整備局京浜河川事務所「洪水氾濫シミュレーション」
（https://www.ktr.mlit.go.jp/keihin/keihin00642.html 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省近畿地方整備局福井工事事務所「8. 超過確率について」
（https://www.kkr.mlit.go.jp/fukui/siryou/yougo/yougo8.html 閲覧日：2020 年 1 月 20 日）
・国土交通省中国地方整備局岡山河川事務所（2005 年 6 月 6 日）「吉井川・金剛川・旭川・百間川・高梁川・小田川浸水想定区域の指定・公表について」
(http://www.cgr.mlit.go.jp/okakawa/kouhou/kisha/H17/050606sinsuisoutei.pdf　閲覧日：2021 年 11 月 1 日）
・国土交通省中国地方整備局岡山河川事務所（2017 年 4 月 19 日）「吉井川水系、旭川水系、

高梁川水系、芦田川水系及び太田川水系における想定最大規模の降雨による洪水浸水想定区域等の公表について～主体的な避難行動につながる防災情報の周知～」
（http://www.cgr.mlit.go.jp/okakawa/kouhou/kisha/H29/170419kisha/170419kisha.pdf、閲覧日：2021年11月1日）
・国土交通省関東地方整備局京浜河川事務所（2013年3月）「鶴見川流域水害対策計画の進捗状況平成25年3月」p.14
（https://www.ktr.mlit.go.jp/ktr_content/content/000077810.pdf　閲覧日：2021年11月1日）
・国土交通省国土地理院「平成30年7月豪雨による倉敷市真備町周辺浸水推定段彩図」
（https://www.gsi.go.jp/common/000208572.pdf　閲覧日：2021年11月1日）
・国土交通省　土地総合情報システム「地価公示・都道府県地価調査の見方について」
（https://www.land.mlit.go.jp/landPrice_/notes.html　閲覧日　2022年1月12日）
・気象庁「確率降水量に関するQ&A」
（https://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/riskmap/faq_qt.html　閲覧日　2022 年1月12日）
・金融庁火災保険水災料率に関する有識者懇談会第1回資料3「参考純率における水災リスクに応じた保険料設定の検討」、
（https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20210625/03.pdf　閲覧日:2022年1月20日）
・金融庁火災保険水災料率に関する有識者懇談会第 2 回資料 1「水災リスクデータについて」、(https://www.fsa.go.jp/singi/suisai/siryou/20211005/01.pdf　閲覧日:2022年1月20日）
・内閣府水害時の避難・応急対策検討ワーキンググループ第 2 回資料 8「水害保険について」、(http://www.bousai.go.jp/fusuigai/suigaiworking/pdf/dai2kai/siryo8.pdf 閲覧日：2020年1月20日）
・内閣府「令和3年度版　防災白書」、p.26、
（http://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/pdf/r3_tokushu1_2.pdf 閲覧日:2020年1月20日）
・川崎市上下水道局下水道部管路保全課「台風第19号による排水樋管周辺地域における浸水被害説明資料」、
（https://www.city.kawasaki.jp/800/cmsfiles/contents/0000111/111635/houdou.pdf 閲覧日：2022年1月20日）
・川崎市「平成30年度川崎市分譲マンションアンケート調査等の結果について」、P4、
（https://www.city.kawasaki.jp/250/cmsfiles/contents/0000110/110063/R1yuusikisha3_sankousiryou1.pdf　閲覧日：2022年1月20日）
・川崎市「令和元年東日本台風による排水樋管周辺地域及び河川関係の浸水に関する検証報

告書」（令和２（2022）年４月）、
（https://www.city.kawasaki.jp/530/cmsfiles/contents/0000117/117090/1hajimeni.pdf　閲覧日：2022 年１月 12 日）
(https://www.city.kawasaki.jp/800/cmsfiles/contents/0000111/111635/houdou.pdf)
・川崎市「小杉町３丁目東地区」、
（https://www.city.kawasaki.jp/500/page/0000018272.html、閲覧日：2022 年 2 月 2 日）
・川崎市防災ポータルサイト、(https://portal.kikikanri.city.kawasaki.jp/ 閲覧日：2020 年１月 20 日)
・川崎市「洪水ハザードマップ」、
(https://www.city.kawasaki.jp/530/page/0000018174.html 閲覧日:2020 年１月 20 日)
・川崎市「内水ハザードマップについて」、
(https://www.city.kawasaki.jp/800/page/0000125074.html 閲覧日:2020 年１月 20 日)
・倉敷市「ハザードマップについて」、
（https://www.city.kurashiki.okayama.jp/1870.htm 閲覧日：2020 年１月 20 日）
・倉敷市「平成 30 年７月豪雨災害 対応検証報告書（平成 31 年４月）」、
(http://www.bousai.go.jp/fusuigai/suigai_dosyaworking/pdf/kurashikikensyou.pdf 閲覧日：2021 年 11 月１日)
・パークシティ武蔵小杉 ステーションフォレストタワー「台風 19 号被害『あの日、ステーションフォレストタワーで 何が起こっていたか』No.1」、2020 年４月８日、
(https://stationforesttower.com/news/20200408_1778　閲覧日：2022 年１月 31 日)
・株式会社リクルート住まいカンパニー「『2016 年版　みんなが選んだ住みたい街ランキング関東版』を発表」、2016 年３月９日、
(https://www.recruit.co.jp/newsroom/recruit-sumai/press/2016/03/sumitaimachi2016kanto.html　閲覧日：2022 年１月 20 日)
・「関西住みやすい街１位は尼崎『芦屋より評価された』」『朝日新聞』、2019 年 11 月 20 日、電子版、(https://www.asahi.com/articles/ASMCM6HXSMCMPTIL02F.html)
・「多摩川沿い なぜ“浸水エリア”に新築が… 徹底分析しました」『NHK NWES WEB』、2019 年 12 月３日、電子版
(https://www3.nhk.or.jp/news/special/saigai/select-news/20191203_01.html　閲覧日：20222 年１月 20 日)
・「住みたい街ランク、武蔵小杉が急落　タワーマン浸水影響か」『朝日新聞』、2020 年３月６日、電子版
（https://www.asahi.com/articles/ASN356WJTN34ULOB00N.html　閲覧日：2022 年１月 20 日）
・「武蔵小杉タワーマンを停電に追い込んだ 9000 トンの水、意外な浸入経路を解明」、『日本

XTECH』、2020年4月4日、
（https://xtech.nikkei.com/atcl/nxt/column/18/00154/00858/　閲覧日：2020年1月12日）
・LIFULL HOME'S「不動産ポータルサイト初。LIFULL HOME'S、地図検索機能に『洪水ハザードマップ』追加」、2020年8月27日、（https://lifull.com/news/18173/　閲覧日：2022年1月20日）
・マンションナビマガジン「台風による水害が発生した武蔵小杉のマンション価格は？価格の変動と災害時の対策について徹底解説」2021年11月4日、
（https://t23m-navi.jp/magazine/editorial/news/ms-sell-suigai/　閲覧日：2022年1月20日）
・「都市部でも深刻化する水害　法改正でリスク説明も、変わらない不動産価格」『Yahoo!ニュース オリジナル 特集』、2021年12月4日
（https://news.yahoo.co.jp/articles/89f9b67ecaa85b3f39a57dac4975b2ca08f308df
閲覧日：2022年1月20日）

傾向スコアマッチング法による生活保護受給の就労への影響の分析

< 要旨 >

生活保護の被保護世帯数は2021年時点で約164万世帯、予算規模は約3.8兆円であり、90年代後半以降一貫して上昇し続けている。この状況に対して政府の対策として行われているのは就労による自立の促進であるが、世帯数に対する保護廃止の割合の傾向にはほぼ変動はないなど十分に機能しているとは言えない状況にある。

被保護者の就労について、制度上の課題として挙げられているのが限界税率である。被保護世帯は勤労した場合に非常に高い限界税率に直面することから、就労できたとしてもそれを隠して就労しない、もしくは就労を控えることで生活保護に留まるというモラルハザードの生まれる余地が存在する。

一方で、実際に生活保護制度が被保護世帯の就労に負の影響を与えているかどうかという点は必ずしも明らかではない。先行研究では高い限界税率にもかかわらず就労している者も多く存在することが確認されている。また、就労による自立が進んでいないにせよ、生活保護が就労を抑制しているのではなく、元々就労できない者や困難な者が生活保護を受給しているだけということも考えられる。

この問題意識に立ち、本研究では生活保護の受給が就労に与える影響についての実証分析を行った。分析に用いたデータは慶應義塾大学から提供を受けた「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」、用いた手法は傾向スコアマッチング法である。政策そのものの影響を明らかにするためには、生活保護の受給以外の属性を揃えた上で実際に受給した世帯とそれ以外の世帯を比較する必要がある。本研究では傾向スコアを用いることで家族構成や学歴、年収など両者にある様々な属性の影響を排除し、生活保護受給の就労への影響を明らかにすることを試みた。

結果としては、生活保護の受給には就労に対する負の影響が見られた。指標として設定した「勤労所得」と「労働日数」のどちらの場合にも被保護世帯とそれ以外の世帯との間には統計的に有意な差が生じており、さらに期間を経るごとにその差は拡大する傾向にあった。なお、今回の結果から推定したこの就労への負の影響によって生じる損失効果（負の影響がなかったとすれば被保護世帯が追加的に得ていたと推測される勤労所得の額）は約1,200億円／年にも及ぶ。

この分析結果は、これまでの就労による自立のための種々の対策にも関わらず、依然として現行制度は被保護世帯の就労インセンティブを削いでいることを示唆するものである。この結果を踏まえ、就労インセンティブの向上という観点から勤労控除の拡大、就労自立給付金の拡大、給付付き税額控除（負の所得税）の導入の3点について政策提言を行った。

2022年（令和4年）2月

政策研究大学院大学　まちづくりプログラム

MJU21710　穂積 勇起

目次

第1章 はじめに……450
1.1 研究の背景・目的……450
1.2 先行研究 ……451
1.3 研究の構成 ……452

第2章 生活保護の位置づけと現状 ……453
2.1 生活保護制度とは……453
2.2 受給状況等の推移……454
2.3 近年の動向 ……455

第3章 被保護世帯の自立支援の実態と課題……457
3.1 自立支援の実態の把握 ……457
3.2 制度上の課題 ……460
3.3 問題の所在と仮説……462

第4章 実証分析……464
4.1 実証分析の手法……464
4.2 分析1 ……470
4.3 分析2……479
4.4 分析結果の考察……482

第5章 政策提言……485
5.1 勤労控除の拡大……485
5.2 就労自立給付金の拡大 ……487
5.3 給付つき税額控除（負の所得税）の導入 ……489
5.4 総括……494

第6章 終わりに……497
6.1. 結語……497
6.2 残された課題 ……497

謝辞……498

参考文献……498

第1章 はじめに

1.1 研究の背景・目的

生活保護制度は憲法第25条の「すべて国民は、健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する」という規定の理念に基づくものとされている。生活保護の被保護世帯数は2021年時点で約164万世帯、予算規模は約3.8兆円であり、90年代後半以降一貫して上昇し続けている。この世帯数の急増と予算額の拡大は、今後少子高齢化がさらに進むことが確実視されている我が国においては制度の持続可能性に影響がありうる危機的な状況である。

この状況に対して政府の対策として行われていることは就労による自立の促進である。この傾向が強まった契機とされるのは2003年の社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」の報告書であり、この後も2007年12月の「福祉から雇用へ」推進5か年計画や、2011年の社会保障・税一体改革、さらには2014年1月の生活保護法の一部改正など、この傾向は続いており現在にまで至っている。

それでは、この結果として被保護世帯の自立は進んでいるのであろうか。詳細は第4章において述べるが、2000年以降の被保護世帯の就労やそれによる保護廃止に関する統計を見る限り、実態としてはうまく機能しているようには思われない。就労している被保護世帯の数は横ばいであり、かつ世帯数に対する保護廃止の割合の傾向にもほぼ変動はない。

この被保護世帯の就労について、制度上の課題として挙げられるのが限界税率である。生活保護における現金給付である生活扶助費の給付は、世帯の必要性に応じて設定される「最低生活費」に対して勤労所得等で不足する部分が給付される仕組みとなっている。したがって、勤労所得を増やしたとしてもその分の生活扶助費が減額される。このように、就労した場合に非常に高い限界税率に直面することから、被保護世帯には就労できるにしてもそれを隠して就労を控え、生活保護に留まるというモラルハザードの生まれる余地が存在する。

しかし、実際に生活保護制度が被保護世帯の就労に負の影響を与えているのかという点は必ずしも明らかではない。林（2021）は被保護者調査の個票データから被保護世帯の就労状況を分析し、勤労控除の上限額付近で就労を留める世帯がいることは確認しつつも、それ以上に多くの世帯がより限界税率が高くなる5万円以上の勤労所得を得ていることを明らかにしている[1]。また、就労による自立が進んでいないにしても、生活保護が就労を抑制しているのではなく、元々就労が困難である者が生活保護を受給していることも考えられる。

これらを踏まえたときに、現状においてまず明らかにすべきと考えるのは生活保護を受給することが被保護世帯の就労に影響を与えているのか、という点である。本研究ではこの問題意識に立ち、生活保護の受給が就労に与える影響についての実証分析を行うこととする。

[1] 林正義（2021）19頁

1.2 先行研究

本研究にかかる先行研究を整理する。

玉田・大竹（2004）は、就労の観点から日本の生活保護制度とアメリカの公的扶助制度であるTANF（Temporary Assisntance for Needy Families）を比較し、TANFの方が就労促進的な制度になっているにもかかわらず就労可能な世帯を抽出して比較すると日本の方が就労率は高いことを指摘している。また、大阪府のクロスセクションデータ（2002年）を用いて能力開発講座や求人情報提供などの自立支援事業がどの程度生活保護受給者の就労を増やしているかについて分析を行い、これらの施策は就労率に影響を与えていないことを明らかにしている。

池田（2019）は、川口市のパネルデータ（2013〜2016年）を用いて2014年に導入された就労自立給付金の制度が生活保護からの自立にもたらす影響をプロビット分析によって推定し、統計的に有意な効果はなかったこと、子どもの数が多いなど最低生活費が高いほど就労による自立が困難であることを明らかにしている。

林（2021）は、厚生労働省の被保護者調査のクロスセクションデータ（2016年7月調査分）を用いて被保護世帯のうちどのような特性（性別や障害等の有無、世帯類型、住居携帯等）を持つ者が就労しやすいのかについてプロビット分析により推定し、保護歴や性別、障害・傷病の有無等によって就労率が異なるという結果を得ている。この他、2012年から2016年の被保護者調査の被保護者を単位とするパネルデータを用いて勤労控除の基礎控除額改定の効果についての考察を行い、この改定によって当初の上限額から新たに設定された上限額近辺での就労に留まる群が移動するという影響は見られるもののその数は多くなく、それ以上に多くの被保護世帯はより限界税率の高くなる勤労所得を得ていることを明らかにしている。

このように被保護世帯の就労状況や就労しやすい属性、制度変更による就労への影響に着目した研究は存在しているが、被保護世帯とそれ以外の世帯との就労状況の比較、すなわち生活保護を受給することが被保護世帯の就労に対してどのように影響を与えているかという点について実証研究を行っているものは存在しない。

この生活保護の就労への影響を厳密に明らかにするためには生活保護を受給していること以外の条件を揃えた上で、被保護世帯とそれ以外の世帯を比較する必要がある。しかし、実際に生活保護を受給するかどうかはあくまで申請に基づくものでランダムに割り当てられるわけではないし、所得等の何らかの条件に合致している世帯に対して自動的に適用されているようなものでもない。したがって、単に被保護世帯とそれ以外の世帯を比較したところで、それぞれのグループの世帯構成や学歴、年収など様々な属性で大きく異なることから、何らかの違いを観測できたとしてもそれが生活保護制度によるものであると言うことはできない。

詳細は第4章に述べるが、本研究ではこの点について傾向スコアマッチング法を用いて被保護世帯とそれ以外の世帯の間にある様々な属性の影響を排除することで、生活保護を受給することの就労への影響を明らかにすることを試みている。この生活保護制度の就労への影響を明らかにすることは、2003年以降の政府の方針として一貫して行われてきた就労による自立支援政策の成果が十分に出ているかどうかを検証することであり、今後の政策がどうあるべきかについての示唆を与えるものである。この点が、本研究の貢献であると考える。

1.3 研究の構成

本稿の構成は以下のとおりである。

第2章では、生活保護制度の位置づけと厚生労働省の公表資料から近年の受給状況の推移を被保護世帯数と予算規模の観点から整理する。また、これらの状況に対する政府の対応についても概括する。

第3章では、2003年以降の就労による自立支援という方向性の中で、実態としてどの程度被保護世帯の就労とそれによる自立が進んだのかについて振り返る。さらに、就労インセンティブを削ぐとして制度上の課題となっている限界税率の問題を取り上げつつ、一方で被保護世帯の就労への実際の影響の有無は明らかではないことから、その実態を明らかにすることの必要性について述べる。

第4章では、第3章での問題意識に基づいて生活保護の受給による就労への影響について傾向スコアマッチングの手法を用いた実証分析を行う。対数化した世帯の勤労所得（分析1）と月次での平均労働日数（分析2）を指標としてそれぞれ分析を行い、得られた結果についての考察を行う。また、就労への影響による金銭的な損失がどの程度見込まれるのかについての推計も合わせて行う。

第5章では、第4章での分析結果に基づいていかに被保護世帯の就労インセンティブを喚起させるかという視点から、3つの政策提言と導入するにあたっての留意点を考察する。

最後に、第6章ではこれまでの内容の整理と残された課題について述べる。

第2章 生活保護の位置づけと現状

2.1 生活保護制度とは

生活保護制度は1950年に施行された生活保護法に基づくものであり、制度の目的は「国が生活に困窮するすべての国民に対し、その困窮の程度に応じ、必要な保護を行い、その最低限度の生活を保障するとともに、その自立を助長すること」とされている。また、この目的は日本国憲法第25条の「すべて国民は、健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する」という規定の理念に基づくものとされている。

生活保護制度には「国家責任による最低生活保障の原理」、「保護請求権無差別平等の原理」、「健康で文化的な最低生活保障の原理」、「保護の補足性の原理」の4つの基本原理があるとされている[2]。まず「国家責任による最低生活保障の原理」であるが、これは法第1条に「国が生活に困窮するすべての国民に対し」とあるように国が直接に責任を持って困窮する国民の保護を行うということである。次の「保護請求権無差別平等の原理」は生活保護の対象が性別や身分、生活の困窮に陥った原因なども含めて問わず、すべての国民であることを示している。これは法第2条の「すべて国民は、この法律の定める要件を満たす限り、この法律による保護を無差別平等に受けることができる」に依拠したものである。3点目に「健康で文化的な最低生活保障の原理」である。これは制度で保障される生活の水準を規定しているものであり、その水準は法第3条にあるとおり「健康で文化的な生活水準を維持することができるものでなければならない」とされる。なお、法第8条には「厚生労働大臣の定める基準により測定した要保護者の需要を基とし、そのうち、その者の金銭又は物品で満たすことのできない不足分を補う程度において行うもの」、「要保護者の年齢別、性別、世帯構成別、所在地域別その他保護の種類に応じて必要な事情を考慮した最低限度の生活の需要を満たすに十分なものであつて、且つ、これをこえないもの」とあり、この水準は一律ではなく各世帯の状況を勘案して個別に決定される。最後に「保護の補足性の原理」である。前の3つの原理は国が行うべきことであるのに対して、この原理は保護を受ける側の国民に求められているものであり、保護を受けるための条件を示している。法第4条には「その利用し得る資産、能力その他あらゆるものを、その最低限度の生活の維持のために活用することを要件として」とあり、できる限りの努力をした上でそれでも最低限度の生活を営むことができない場合に保護の対象になるとされている。

[2] 生活保護制度研究会（2021）6頁

2.2 受給状況等の推移

2.2.1 被保護世帯数の推移

厚生労働省の公表資料によれば、2021年11月時点での被保護世帯数は約164万世帯である[3]。被保護世帯数の1971年から2019年までの推移は図2-1のとおりである[4]。70年代から90年代前半までは横ばいで60万世帯程度であったが、90年代後半から急激に増加傾向に転じており2010年代前半に160万件にまで達している。一方で、これ以降は増加に歯止めがかかってほぼ同数で推移している。

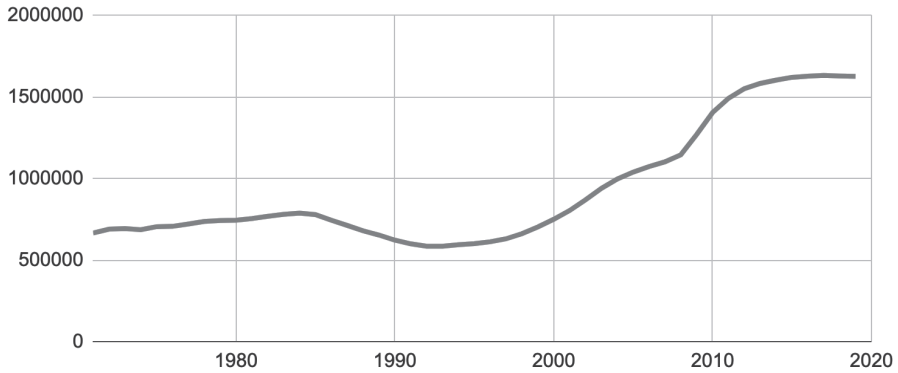


図2-1 被保護世帯の推移（総数、1971-2019)

次に、世帯類型別での世帯数の増減の推移を見てみることにする。これは図2-2のとおりとなっている[5]。期間を通して一貫して上昇しているのは「高齢者世帯」である。高齢化を背景として90年代半ばに「障害者・傷病者世帯」を追い抜いて最も多い割合を占めるようになり、以降も拡大し続けている。「母子世帯」と「障害者・傷病者世帯」、「その他の世帯」は90年代半ばまではほぼ平坦なトレンドであったが、90年代後半以降からそれぞれ上昇に転じている。特に、「その他の世帯」の2000年代後半からの急増が特徴的である。これは金融危機以降の厳しい社会経済情勢の影響を受けて、「失業等により生活保護に至る世帯を含む世帯が急増」[6]したためとされている。ただし、「高齢者世帯」以外は2010年代前半を境にピークアウトしている。

---

[3] 厚生労働省 社会・援護局 保護課.“生活保護の被保護者調査（令和3年11月分概数）”.厚生労働省Web サイト. 2022/02/02.https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/hihogosya/m2021/dl/11-01.pdf , (2022/02/05) 1頁

[4] 「政府統計の総合窓口(e-Stat)」、月次調査／年次推移統計表 第4表 現に保護を受けた世帯数、世帯類型別（1か月平均）－平成30年度 被保護者調査（厚生労働省）

[5] 「政府統計の総合窓口(e-Stat)」、同

[6] 厚生労働省 “第2部 第4章 自立した生活の実現と暮らしの安心確保”. 厚生労働白書 平成25年版：若者の意識を探る. 厚生労働省Webサイト, 2013, p. 265-277. https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/13/ ,（2022/01/28）265頁

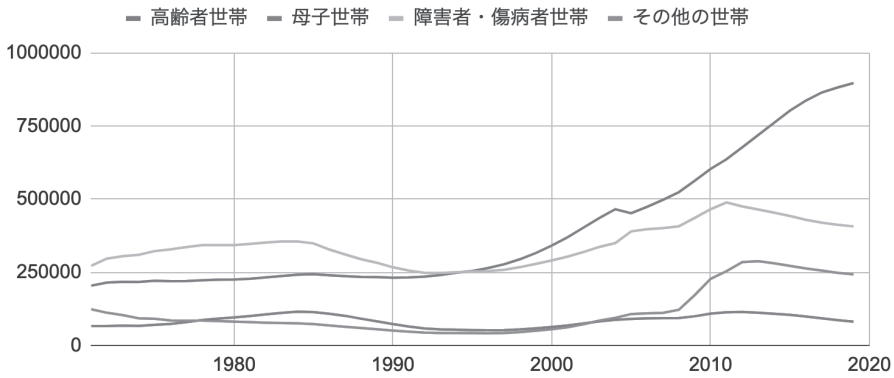


図2-2 被保護世帯の推移（世帯類型別、1971-2019)

2.2.2 予算規模の推移

これまでは被保護世帯数の推移を見てきたので、次は生活保護に関する支出の推移について見てみることとする。2021年度の当初予算では、生活保護関係の支出は約3.8兆円となっている[7]。扶助別での保護費の推移を示したのが以下の図2-3である[8]。まず、総額としては一貫して上昇傾向にある。特に近年の伸びは著しく、2000年時点での総額は約1.9兆円程度であったにもかかわらず、その後の20年でおよそ倍の規模にまで急拡大している。内訳を見ると、もっとも大きな割合を占めるのは被保護世帯の医療費を賄う「医療扶助」であり2016年時点で約1.8兆円と総額のおよそ半分を占めている。この医療扶助に次ぐのが日常生活を営むための現金給付にあたる「生活扶助」であり、約1.2兆円となっている。

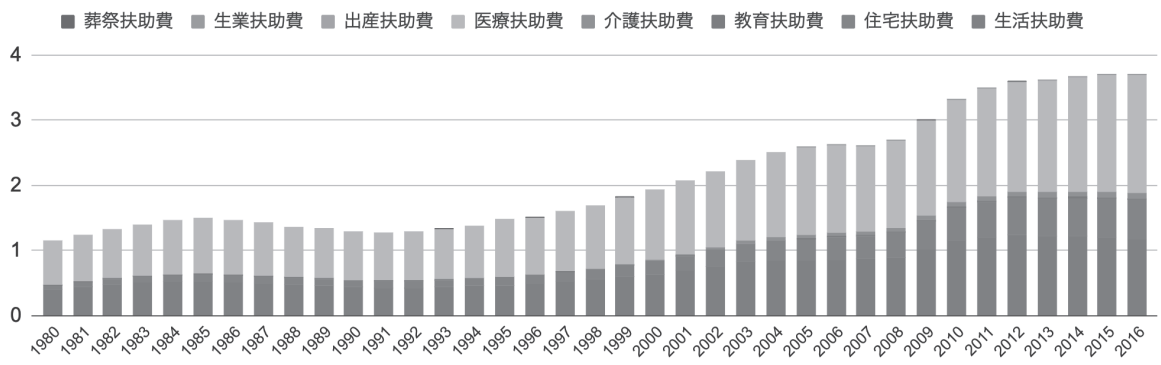


図2-3 扶助別保護費の推移（1980-2019)

2.3 近年の動向

前節では被保護世帯数と予算規模の視点から生活保護のこれまでの推移について見てきた。まず、90年代後半以降、被保護世帯数全体としては一貫して上昇し続けている。その多くを占めるのは「高齢者世帯」であるものの、それ以外の世帯類型においても被保護世帯

[7] 厚生労働省 “生活保護制度の現状について”.厚生労働省Webサイト, 2021/11/19. https://www.mhlw.go.jp/content/12002000/000858337.pdf , (2022/02/05) 12頁

[8] 国立社会保障・人口問題研究所.“「生活保護」に関する公的統計データ一覧”. 国立社会保障・人口問題研究所. 2021/03/30. http://www.ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.asp , (2021/12/13)

は増えている。また、予算規模としては全体の被保護世帯数が増加していることもあり、右肩上がりであり直近の20年で予算規模は倍増している。この世帯数の急増と予算額の拡大は、今後少子高齢化がさらに進むことが確実視されている我が国においては制度の持続可能性に影響がありうる危機的な状況である。

この状況に対して、政府の対策として行われていることは就労による自立の促進である。冒頭に挙げた生活保護法の条文にもあるように、この制度は受給者の「最低限度の生活を保障する」ことのみを目的とするのではなく、「自立を助長すること」もまた並列で掲げられている。すなわち、国民の生活を保障するだけではなく、最終的には自立して再び自身で生計を立てられるようになることが目指されているわけである。

この条文自体は当初から存在したものであるが、この傾向が強まった契機とされるのが2003年の社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」の報告書である。当時は被保護世帯が急増して過去最高の値を更新するという状況にあり、委員会では「利用しやすく自立しやすい制度へ」[9]という方向性の下での検討が為され、これにあたって特に重要とされたのが「被保護世帯が安定した生活を再建し、地域社会への参加や労働市場への『再挑戦』を可能とするための『バネ』としての働きを持たせる」[10]という視点であった。つまり、被保護世帯の急増とそれによる予算規模の拡大が課題とされ、被保護世帯の自立を支援することによってこの傾向に歯止めをかけようとしたのである。

報告書は、現状の制度では自立・就労を支援し、保護の長期化を防ぐための取組が不十分であるという問題意識から、被保護世帯と直接接している地方自治体が、被保護世帯の現状や地域の社会資源を踏まえ、自主性・独自性を生かして自立・就労支援のために活用すべき「自立支援プログラム」の策定を提言している。この方針を踏まえ2005年から全国で「自立支援プログラムが策定・実施されるようになる。桜井（2017）は「自立支援プログラムの導入は従来経済的給付中心といわれてきた生活保護の運用を、自立支援型に転換させる近年の生活保護行政におけるターニングポイント」[11]と指摘し、イギリスやアメリカにおいて先行してワークフェア政策が進められてきたことに触れた上で「欧米の動きからおよそ10～20年遅れて、日本においても就労支援を組み込み、公的扶助からの脱却を促すワークフェア政策が導入された」[12]としている。

この後も2007年12月の「福祉から雇用へ」推進5か年計画や、2011年の社会保障・税一体改革、さらには2014年1月の生活保護法の一部改正など、この傾向は続いており現在にまで至っている[13]。その他、近年のトピックとしては生活保護受給に至る前の段階の生活困窮者に対しての自立支援も重要と認識されるようになり、これは2015年4月に生活困窮者自立支援法として施行された。この法律に基づき、自立相談や就労準備、家計改善といった支援事業が都道府県・自治体によって行われるようになっている。

---

[9] 生活保護制度の在り方に関する専門委員会.“生活保護制度の在り方に関する専門委員会　報告書”. 厚生労働省 Web サイト. 2004年12月15日. https://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/12/s1215-8a.html , （2022/01/21）

[10] 生活保護制度の在り方に関する専門委員会.同

[11] 桜井啓太（2017）7頁

[12] 桜井啓太（2017）7頁

[13] 2000年代以降の生活保護制度の動向については岩永（2015）に詳しい。

第3章 被保護世帯の自立支援の実態と課題

3.1 自立支援の実態の把握

前章では、被保護世帯が近年増加傾向にあり予算規模も大幅に拡大しつつあることから、政府の方針としては被保護世帯の自立・就労を支援するという形でできる限りこの拡大を抑制しようという方向性にあることを確認してきた。それでは、この結果として被保護世帯の就労状況はどのように変化したのか、そして実際にどの程度就労によって生活保護を抜け出すことができているのかについての実態を明らかにする。

3.1.1 就労率の推移

まず、2000年以降の世帯類型別の就労率の推移は図3-1のとおりである[14]。一見して分かるように、世帯類型によってその割合は大きく異なっている。「高齢者世帯」の就労率が低い一方で、「母子世帯」では50%前後、「その他の世帯」では30〜40%前後と決して低い水準にあるわけではない。2000年代後半にはやや減少しつつもその後にわずかながら上昇に転じているという傾向は見られるものの、全体としてそれほど大きく変化しているわけではない。なお、「障害者・傷病者世帯」はこれらと比較すると就労率は高くはないものの、一貫して上昇し続けている。

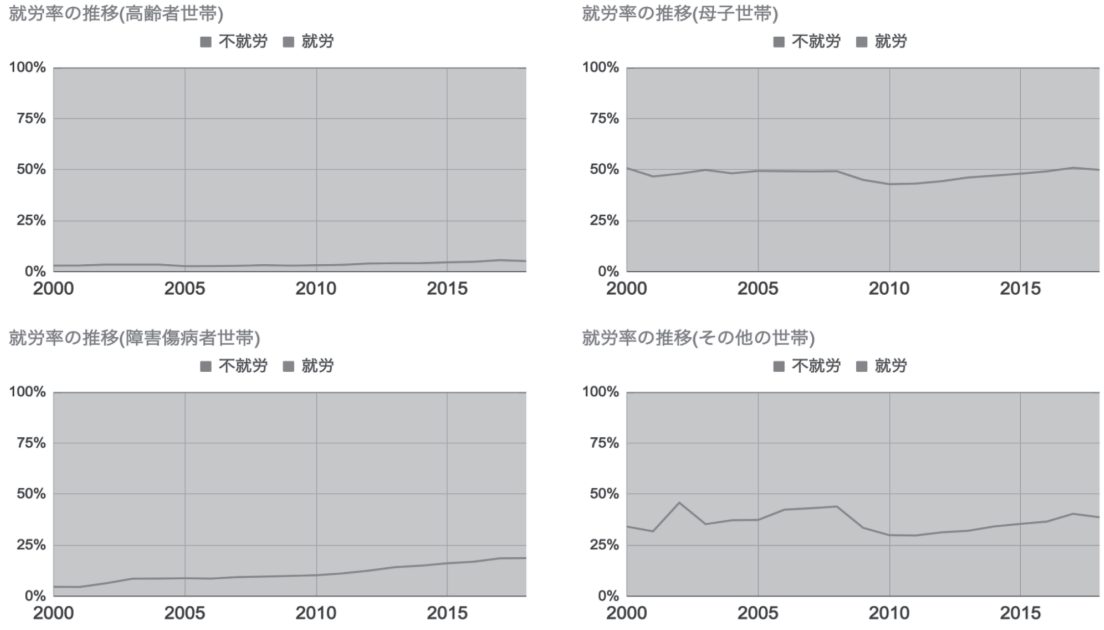


図3-1 世帯類型別の就労率の推移（2000-2018)

図3-1の傾向を見る限り、劇的に近年になって就労率が改善しているような傾向は見られない。ただし、近年の政府の目指すところは就労することそれ自体ではなく、その就労によって自立して生活保護から抜け出すことである。それでは、被保護世帯が就労することによ

[14] 国立社会保障・人口問題研究所.“「生活保護」に関する公的統計データ一覧”. 国立社会保障・人口問題研究所. 2021/03/30. http://www.ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.asp , (2021/12/13) なお、本章の以降の図で注釈のないものは全てこのデータに依拠している。

って保護廃止にまで至っているケースはどのようになっているのだろうか。なお、以降は就労率が高い「母子世帯」と「その他の世帯」に着目してその推移を確認していく。

3.1.2 就労による自立の推移

厚生労働省が実施している被保護者調査には保護廃止に至った件数とその理由についての統計があり、このうちで就労によって保護廃止に至った選択肢である「働きによる収入の増加・取得」の件数の推移を示したのが図3-2である。この推移を見ると、その他の世帯については2000年代と比較して2010年代になって急激に増加しているように見える。

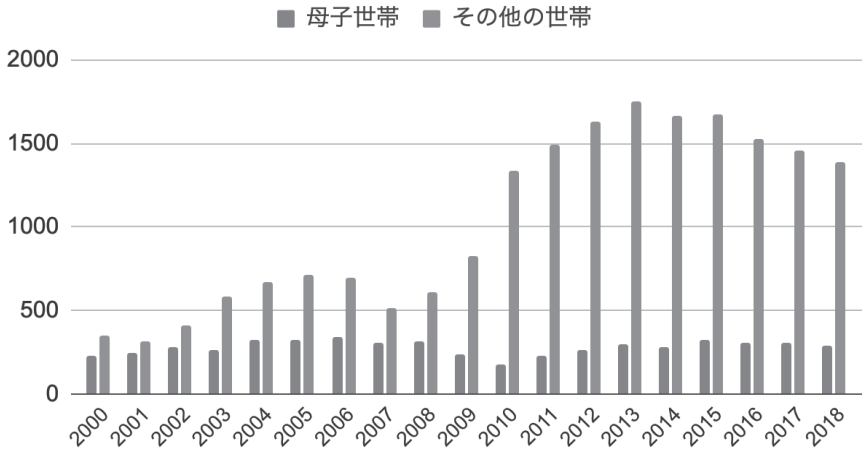


図3-2 就労による保護廃止の件数の推移（2000-2018）

しかし、実態を正確に把握するためには単純な「数」ではなく被保護世帯に占める「割合」に着目する必要がある。先述のとおり2000年代後半には世界金融危機の影響で特にその他の世帯は急激に被保護世帯数が増加していることから、世帯数に占める割合を考慮しなければならない。この世帯数に対しての就労による保護廃止の割合を示したのが図3-3である。これを見ると年度による浮き沈みはあるにせよ、母子世帯は概ね0.4%程度、その他の世帯は0.6%程度であり、近年になって極端に増えているというわけではないことが分かる。

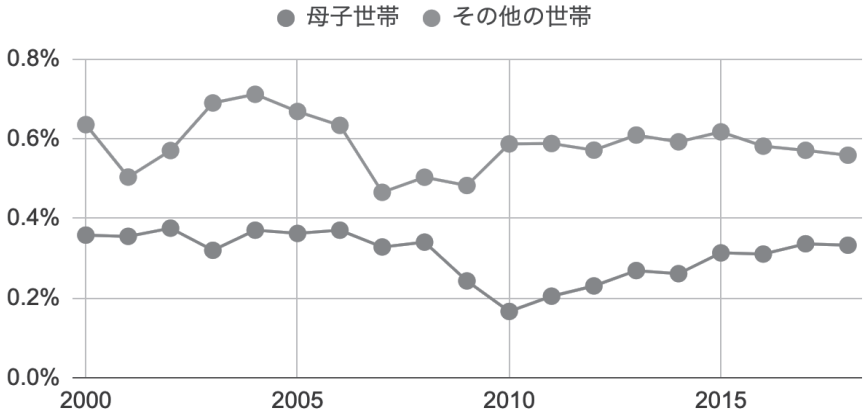


図3-3 就労による保護廃止の割合の推移（2000-2018）

なお、以下の図3-4は被保護世帯数に対しての就労以外の理由も含めた保護廃止全体の割合の推移である。この推移は図3-3の就労による保護廃止とほぼ同様であり、ここからも全体の保護廃止の件数のうちで就労による保護廃止が大きく増えたとは言えないことが分かる。

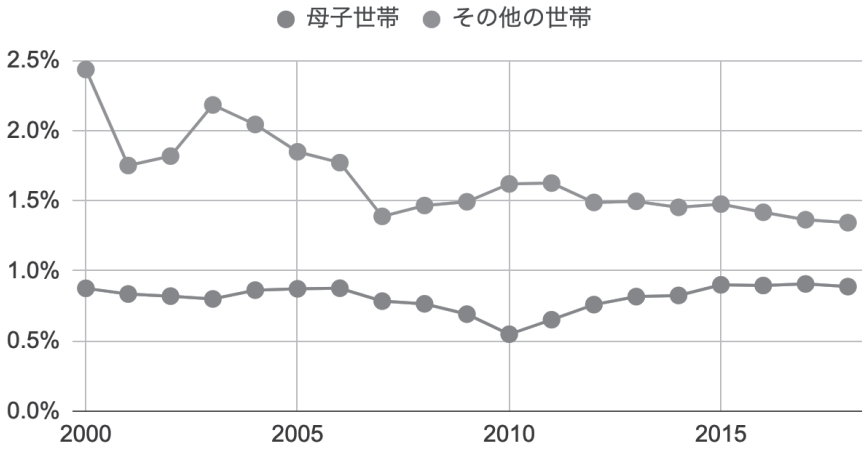


図3-4 保護廃止の割合の推移（2000-2018)

また、この図から読み取ることができるのは、2000年代以降に政府は自立支援に舵を切って種々の政策を打ち出したにも関わらず、被保護世帯数に対しての保護廃止の割合は改善していないという点である。母子世帯においては1%前後程度でほぼトレンドは変わらず、その他の世帯についてはむしろ2.5%から1.5%へとむしろ悪化しているのである。

さらに言えば、保護廃止に至った世帯が必ずしも十分に自立した状態にはないという指摘もある。桜井（2017）はある自治体で生活保護から脱却した世帯のその後の所得を調査してその半数程度が生活保護基準以下の所得しか得られていないという実態を明らかにし、政府の旗振りする自立支援政策の名のもとに多くの自立した世帯が「低所得で劣悪な労働条件のもと、生活保護とほとんど変わらない水準での生活している可能性にある」[15]と批判する。また、藤原・湯澤（2010）は母子世帯を対象に別の自治体で同様の調査を行っており、保護から脱却した世帯のうちで最低生活費に対して100%以上の所得を得ている世帯はわずか2割に過ぎないことを示し、その後の自立の可否が不確かな段階での保護廃止が行われている実態に疑問を呈している[16]。

これらの研究は特定の自治体を対象としたものではあるが、近年の自立支援の方針のもとにこれまで以上に就労に駆り立てるような対応が全国的にも行われているとすれば、実態として「自立」できている数は保護廃止の件数が示すよりもさらに低くなる可能性もある。

3.1.3 被保護世帯数減少の実態と課題

それでは、冒頭に示した世帯類型別の被保護世帯の推移の図2-2で見られた「母子世帯や「その他の世帯」における世帯数の減少はどこから来ているのだろうか。これは、新規に生活保護を開始する世帯の減少という形でもたらされたものである。図3-5は、被保護世帯

[15] 桜井啓太（2017）44頁
[16] 藤原千沙・湯澤直美（2010）61頁

の増減の推移を示したものである。どちらも世帯数の増加は2010年頃がピークであり、その後の新規の生活保護受給の数は大きく低下している。母子世帯では2010年に2,070件であったが2018年には850件と半数以下、その他の世帯も2009年の9,082件がピークで2018年には4,599件とこちらもほぼ半数程度にまで減少している。一方で、すでに述べたとおり被保護世帯の減少（保護廃止の件数）は2010年以降に大きく変動があるわけではない。

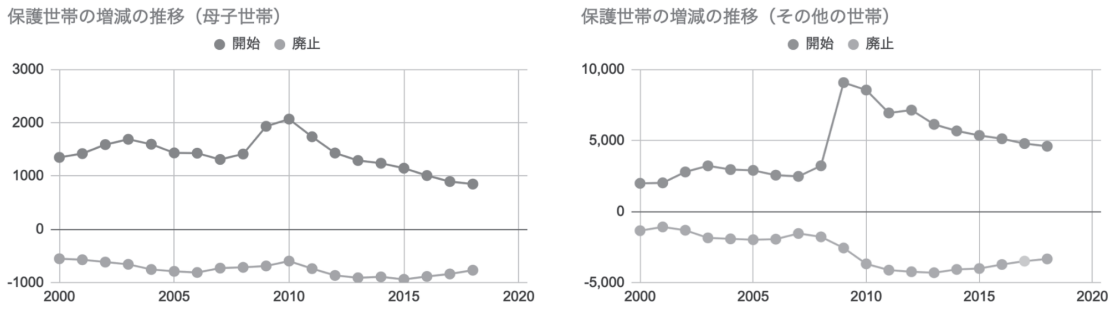


図3-5 被保護世帯の増減の推移（2000-2018)

これまで、2000年代以降の被保護世帯の就労に関する統計を確認することからその実態について整理してきた。ここから見て取れるのは、2003年に「利用しやすく自立しやすい制度へ」という目標が掲げられていたが、実態としてはうまく機能していないのではないかということである。就労している被保護世帯の数は横ばいであり、かつ世帯数に対する保護廃止の割合の傾向にもほぼ変動はない。この点で、「自立しやすい制度」になっているとは言い難い状態である。また、近年の被保護世帯数の推移を見ると一般的に就労が可能とされる「母子世帯」や「その他の世帯」の数はやや減少にあるものの、この減少はあくまで新規の保護開始の世帯数の大幅な減少という形で実現されているに過ぎない。この大幅な減少は保護を必要とする世帯が減っているという可能性もあるが、近年の予算規模の増大等を受けて「水際作戦」と言われる生活保護の申請を行わせないような窓口対応が行われることによって受給のハードルが上がっているとも解釈できる。少なくとも言えることは、この保護開始の数の減少に起因する被保護世帯数の減少は、生活保護制度が近年の制度変更によって「利用しやすく自立しやすい制度」になったためではないということである。

3.2 制度上の課題

これまで政府の様々な政策にも関わらず被保護世帯の就労による自立はうまく進んでいるとは言い難いことを統計データから明らかにしてきた。この被保護世帯の就労に関する根本的な課題として、経済学の視点から指摘されているのが限界税率である。

この点を理解するには、生活保護における現金給付の仕組みについて把握しておく必要がある。現金給付である生活扶助費の給付にあたっては、まず世帯の必要性（世帯人員や居住地域など）に応じた最低限の生活を賄うために必要となる金額が「最低生活費」として個別に算定される。次に、当該世帯の年金や子ども手当のような社会保障給付、勤労所得などをすべて合計してこれらの合計額と最低生活費を比較し、最低生活費に満たない金額が「生活扶助費」として給付される。これを示したのが図3-6であり、図の青の部分が最低生活費、そして緑の部分が生活扶助費である。

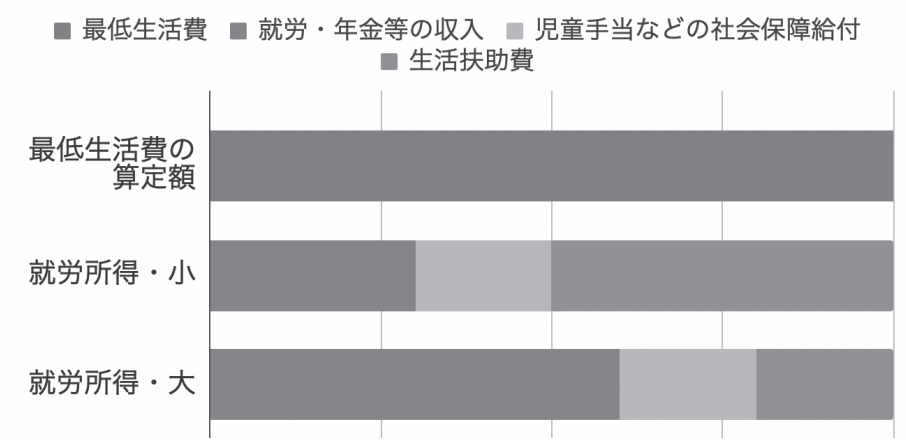


図3-6 最低生活費の考え方

このような仕組みとなっていることから、いかに努力して勤労所得を増やしたところで当該世帯の可処分所得が増加することはない。この点を図示したのが上記の図の「勤労所得・小」「勤労所得・大」との比較である。「勤労所得・大」のケースでは「勤労所得・小」と比較して勤労所得が増えているものの、最低生活費の算定額は変わらないために勤労所得が増加した分の生活扶助費が減額されて可処分所得、つまり手元に残る金額は変わらない。これはいわば勤労所得に対して100%の税率が掛けられているようなものであり、この構造が被保護世帯の就労インセンティブを失わせているとされる[17]。

実際には就労に伴う必要経費の補填や就労インセンティブの増進を目的とした勤労控除の制度があるために勤労所得のすべてが手元から失われるというわけではないが、実際に控除される金額はわずかである。100%控除される勤労所得の上限はわずか1.5万円程度であり[18]、その後は勤労所得に応じて限界税率は急上昇していく。以下の図3-7は被保護世帯が実際に直面する、勤労所得に応じた限界税率の推移を表したものである[19]。例えば、勤労所得が10万円である場合の限界税率はおよそ75%であり、これが意味するのは働いて稼いだ10万円に対して手元に残るのがわずか2.5万円のみということである。

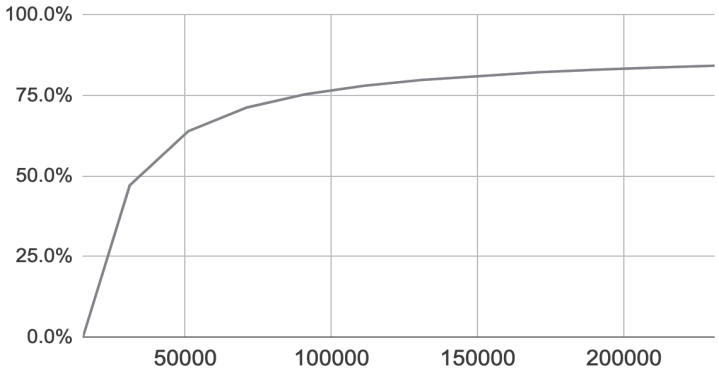


図3-7 勤労所得に応じた限界税率の推移[20]

[17] 八田達夫（2009）484頁

[18] なお、導入当初の上限額は8000円とさらに低かったが、就労・自立のインセンティブを強化するという観点から2013年7月に増額されて1.5万円になったという経緯がある。

[19] 生活保護制度研究会（2021）80頁

[20] 林（2021）31頁の表A1,A2より筆者作成。いずれも「1級地」で「1人目」の場合。

3.3 問題の所在と仮説

法第60条には「被保護者は、常に、能力に応じて勤労に励み」とあるように、受給者であっても就労が可能な者については就労することが求められている。そして、これまで見てきたとおり近年は特に就労による自立を促すような取組みが積極的に行われている。しかしながら、前節のとおり現行の生活保護制度には就労インセンティブを阻害するという構造が存在しており、この構造が被保護世帯を必要以上に保護に留まらせ、自立を抑制している可能性がある。

なぜならば、いかに就労を促されるにしても本当に就労できるかどうか本人以外は分からないという情報の非対称性が存在しているためである。被保護世帯の中には精神や身体に何らかのトラブルがあること等で本当に就労ができない者もいれば、実際には就労できるけれどもそれを隠してできる限り働かずに余暇を消費したいと考える者も存在しうる。後者のような存在は法律の趣旨からしても倫理的にも問題であるが、現行の制度では先述のとおり勤労した場合に非常に高い限界税率に直面することから、働いても働かなくても可処分所得がほぼ同じという状況であれば働かずに余暇を消費しようとすることは個人の選択としては極めて合理的な判断ですらある。

このように、現行制度には就労できるが働かずに余暇を消費したいと考える者が「就労できることを隠して生活保護受給にとどまる」というモラルハザードの生まれる余地が存在する。そして、行政側はできる限り就労することで生活保護から抜け出してほしいと考えているが、目の前の受給者が本当に働くことができるかどうかを見極めることは困難である。これまで見てきた昨今の自立支援がうまく進んでいないという現状はこのモラルハザードの存在を裏付けているようにも見える。

しかし、実際にこのようなモラルハザードがどの程度生じていているか、つまり生活保護制度の構造が被保護世帯の就労に対して負の影響を与えているのかという点は必ずしも明らかではない。被保護世帯の大半は失職や健康状態の悪化など何らかの困難に見舞われているからこそ受給に至っているのであり、そういった世帯が就労できないというのは当然と言えなくもない。元々働くことのできない、働くことができるにしても十分に生活が営む程度に稼得できない世帯が生活保護を受給しているということであれば、これは国民の最低限度の生活を保障するという制度の本来の役割を果たしているに過ぎない。これらの世帯がその後に就労によって自立に至ることができないことは自立支援に関する政策上の課題ではあるにしても、上記のモラルハザードの問題とは別個に扱われるべき問題である。

我が国の被保護世帯の就労率は決して低くないとの指摘もある。玉田・大竹（2004）は日本の生活保護制度とアメリカにおける同等の制度であるTANFを比較して、TANFの方が就労を促進する制度設計になっているにもかかわらず、就労可能な世帯における実際の就労率は日本の方が高いことを指摘している[21]。また、林（2021）は2012年から2016年の被保護者調査の個票データを用いて勤労控除の増額に際しての被保護世帯の就労の変化を明らかにしている。この改定によって当初の上限額から新たに設定された上限額近辺での就労に留まる群が移動するという影響は見られるもののその数は多くなく、それ以上に多くの被保護世帯は（より限界税率の高くなる）5万円以上の勤労所得を得ていることを明らかにしている[22]。

[21] 玉田桂子・大竹文雄（2004）15頁

[22] 林正義（2021）19頁

これらを踏まえたときに、現時点においてまず明らかにすべきと考えるのは生活保護を受給することが被保護世帯の就労に影響を与えているのか、という点である。本研究ではこの問題意識に立ち、生活保護の受給が就労に与える影響についての実証分析を行う。分析に先だっての仮説は「生活保護の就労への負の影響は現状も依然として問題は解消しておらず、本来働くことのできる者も就労を抑制しているのではないか」というものである。近年の勤労控除の上限額改定を考慮したとしてもその影響はわずかであり、先述の限界税率の課題はいまだ健在であると考えるためである。分析の手法の詳細は後述するが、パネルデータを用いた傾向スコアマッチング法によって、勤労所得等の変化を見ることから生活保護の就労への影響の有無についての実証分析を行うこととする。

生活保護制度の就労への影響を明らかにすることは、2003年以降の政府の方針として一貫して行われてきた就労によって自立支援を促すという政策の成果が十分に出ているかどうかを検証することであり、今後の政策のあるべき姿を指し示すものでもある。現状においてもやはり就労に対して負の影響が存在するということであれば、より一層インセンティブを喚起するような政策を追加的に行う必要があろう。一方で、負の影響が確認できないということであれば、現状において被保護世帯が就労による自立に至っていないということは当人らの能力やマッチングの問題であり、就労訓練や就職の斡旋などをより充実させる必要がある。

第4章 実証分析

4.1 実証分析の手法

4.1.1 実証分析の概要

実験的に政策の効果を厳密に明らかにするための最良の方法はランダム化比較試験（RCT）であるとされている[23]。RCTとは、例えば新薬の効果を測る場合に新薬を投与するグループと偽薬を投与するグループに被験者をランダムに割り当てて、両グループでアウトカム指標を比較することで新薬の効果を測定する方法である。すなわち、本研究に置き換えると生活保護制度の就労に与える影響を明らかにするために、受給対象となる世帯群に対して無作為割付によって一方には生活保護を給付、もう一方には給付しないこととして、両グループの就労の変化を見るということである。しかし、このような実験手法は費用の問題や倫理面での問題が生じることから現実的に行うことは困難である。

このような実験が困難な状況において擬似的にRCTに近い状態を作ることで因果関係に迫るための一つの解決策が傾向スコアマッチングである。この手法はロジスティック回帰分析によって推定された傾向スコアを用いて処置群と近い属性を持つ比較群を抽出し、この両者を比較することによって政策等の効果を測るものである。Rosenbaum and Rubinが1983年に発案したもので、星野・繁桝（2004）によれば医学や経済学を中心として多くの分野で実績がある[24]。

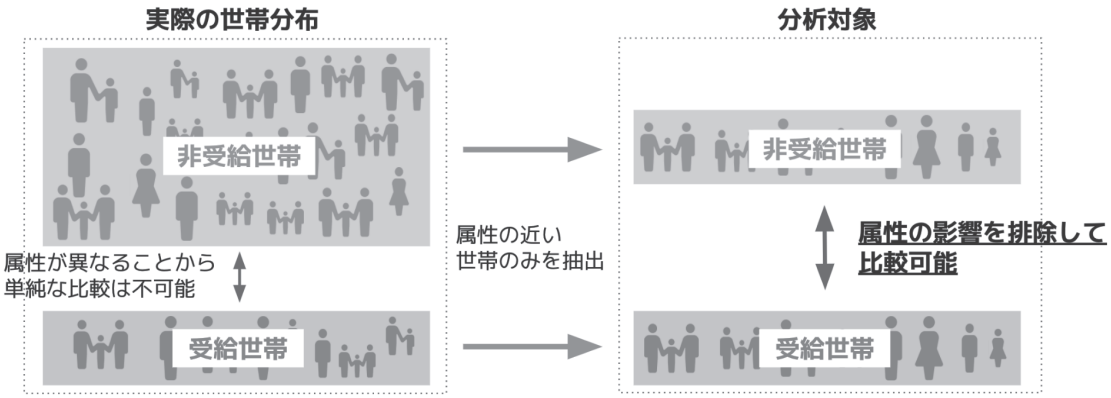


図4-1 傾向スコアによる両群の比較のイメージ

この手法を図示したのが上記の図4-1である。各世帯は世帯構成や学歴、年収など様々な属性で大きく異なっており、かつ生活保護を受給するかどうかについてはあくまで申請に基づくものでランダムに割り当てられるわけではないし、所得等の何らかの条件に合致している世帯に対して自動的に適用されているようなものでもない。したがって、単に受給世帯[25]

[23] エステル デュフロ・レイチェル グレナスター（2019）111頁

[24] 星野崇宏・繁桝算男（2004）43頁

[25] これまで生活保護を受給している世帯を正式な名称である「被保護世帯」と呼称していたが、本章では受給している世帯と受給していない世帯との比較を多く行うため便宜上「受給世帯」とする。

と非受給世帯を比較したところでその違いが生活保護制度によるものであるとは言えない。政策の効果を明らかにするためには両者から世帯構成や年収などの属性の近い世帯のみを抽出して、この両者を比較する必要がある。そして、この属性の近い世帯のみを抽出に用いるのが傾向スコアである。傾向スコアとは、処置群に割り付けられる確率であり、本研究では生活保護を受給開始する確率である。この値が同じ程度の者同士を比較することで様々な属性の影響を排除して、政策効果の因果関係について明らかにすることができる。本研究では、分析の手法としてこの傾向スコアマッチング法を用いる。さらに、本研究ではこの手法にパネルデータを用いることによって、長期での影響も明らかにすることとする。

4.1.2 実証分析の手順

次に、実証分析の具体的な手順について整理する。Caliendo and Kopeing（2008）は傾向スコアマッチングを行う際の標準的なステップについて以下の図4-2のように整理しており、小川（2014）をはじめ同様の手法を用いている先行研究がこのステップに準じていることから本研究もこれにならうこととする[26]。

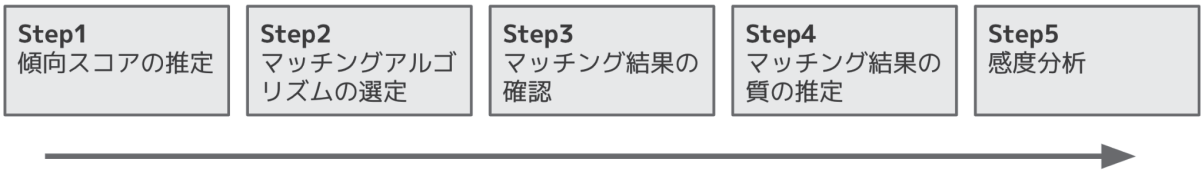


図4-2 傾向スコアマッチングを行う際のステップ[27]

Step1は、傾向スコアの推定である。ロジスティック回帰分析によって、それぞれの世帯が生活保護の受給を開始するかどうかという傾向スコアを推定する。次のStep2では処置群（受給世帯）と比較群（非受給世帯）をマッチさせるためのアルゴリズムの選定を行う。Step3では傾向スコアによるマッチングによって処置群と比較群の間で元々存在していたバイアスがどの程度縮まったのかについての確認を行う。Step4では、推計から得られた平均処置効果の変化の推移を求め、処置群と比較群との比較を行う。最後に、Step5では推定結果に対しての感度分析を行う。傾向スコアによるマッチングはStep1で行うロジスティック回帰分析に用いられる説明変数に依存しており、ここで観察されない要因が大きく影響している場合には推計結果にバイアスが生じてしまうことになる。したがって、推定値が観測されない要因に対してどの程度頑健であるかを明らかにするために感度分析を行っている。

4.1.3 分析の指標

本研究における実証分析で指標となる処置効果について概括しておく。本研究の主眼とするのは生活保護制度の就労への影響であることから、処置効果として用いるのは対数化した世帯の勤労所得（分析1）と月次での平均労働日数（分析2）とする。ただし、本研究では2009年から2019年のパネルデータを利用できることから、1地点における変化だけではなく

[26] 小川和孝（2014）2頁

[27] Caliendo and Kopeing（2008）33頁 図1より筆者作成

処置群と比較群での生活保護の受給前後での変化に着目することとする。分析1の場合の処置効果は以下のように表すことができる。

$$\alpha = 1/n \ \Sigma[(y^1_{it=1} - y^1_{it=0}) - (y^0_{it=1} - y^0_{it=0})$$

αは平均処置効果、y^1は生活保護受給者の勤労所得、y^0は同等の属性を持つ非受給者の勤労所得を指す。また、t=0は生活保護を受給前、t=1は受給から1年経過していることを指す。同様に、$(y^1_{it=2} - y^1_{it=0})$、$(y^1_{it=3} - y^1_{it=0})$のように2年後、3年後の長期での変化の計測も行うこととする。

なお、この時系列での変化を見るために用いているのは各世帯の受給開始の前年度からの経過年度である。これを表したのが以下の図4-3である。例えば世帯Aは2011年度から2013年度にかけて生活保護を受給しており、この場合は受給していない2010年度から受給をしている2011年度の変化を「1年後の変化」、同様に2010年度から2012年度の変化を「2年後の変化」として扱っている。世帯Dのように1度生活保護から脱却した後に再度受給している場合にはそれぞれを別に「1年後の変化」として扱っている。なお、今回用いたデータは2009年度から2019年度のものであり、世帯Cのように2009年度時点で既に生活保護を受給している世帯は受給前の勤労所得との比較が行えないことから対象から除外している。

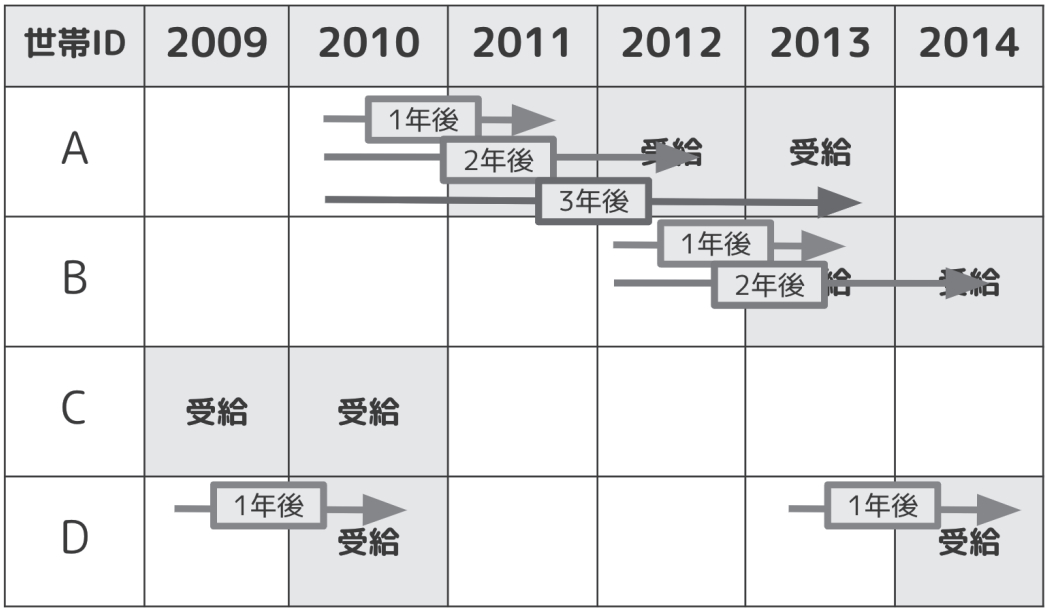


図4-3 分析の期間についての考え方

4.1.4 利用するデータ

本研究で用いるデータは、慶應義塾大学から提供を受けた「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」である。この調査は2004年から全国約4000世帯を対象として実施されてきた「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」と2009年より全国 4,000 人を対象として実施された「日本家計パネル調査(JHPS)」の2つを統合してできたパネルデータである。調査項目はそれぞれ異

なっていたが2014年以降は統一されており、「家族構成、個人属性、学歴、就業・就学状態、生活時間の配分、親との居住関係など包括的なトピックをカバー」[28]している。

なお、日本家計パネル調査には2004年からの2019年のデータが存在するが、本調査ではこのうち2009年から2019年度のデータを用いている。これは、本研究で着目している生活保護の受給状況を識別するための項目「ご主人（対象者）の収入生活保護給付」への回答があったのは2009年以降にのみであったためである。この期間での総レコード数は64,230件で、世帯数としては10,700件である。

日本家計調査パネルの調査項目は多岐に渡っているが、本研究では、先行研究を参考に世帯や就労、居住地域に関する変数を作成して分析に用いている[29]。各変数の説明は表1、基本統計量は表2のとおりである。

表4-1 各変数の説明

変数の名称	説明
実施年度	調査が実施された年度
ID	各世帯の識別のために割り振られた一意の番号
世帯人数	当該世帯の同居している人数
世帯主_性別	当該世帯の世帯主の性別。男性=1、 女性=0
世帯主_年齢	当該世帯の世帯主の年齢
母子世帯ダミー	当該世帯が配偶者のいない65歳未満の女子と18歳未満の子のみで構成されている場合に1、それ以外は0となるダミー変数
高齢者世帯ダミー	当該世帯が男女とも65歳以上のみで構成されている場合に1、それ以外は0となるダミー変数
その他の世帯ダミー	当該世帯が上記の母子世帯、高齢者世帯以外である場合に1、それ以外は0となるダミー変数
子どもの数	当該世帯における18歳未満の子どもの数（単位：人）
就労者存在ダミー	当該世帯において就労している者が1名以上存在する場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_就学年数	当該世帯の世帯主の就学年数（単位：年） 年数は「最終学歴」の回答をもとに「中学校（旧制小学校・高等小学校」= 9、「高等学校（旧制中学・高等女学校」= 12、短大・高専（旧制高校・実業高校・師範学校）=14、「大学（旧制大学）」=16、「大学院（旧制大学院）」=18とした。なお、「その他」の場合にはブランクとしている。
世帯主_高卒以上ダミー	当該世帯の世帯主の学歴が「高等学校（旧制中学・高等女学校」、短大・高専（旧制高校・実業高校・師範学校）、「大学（旧制大学）」、「大学院（旧制大学院）」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数

[28] 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター.“日本家計パネル調査(JHPS/KHPS) 調査項目 ”. 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター Webサイト. https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/ , (2022/01/05)

[29] 被保護世帯の就労実態についてプロビット分析を行っている橘木・浦川（2009）や林（2021）を参考に変数を作成した。

世帯主_大卒以上ダミー	当該世帯の世帯主の学歴が「大学（旧制大学）」、「大学院（旧制大学院）」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_就業ダミー	当該世帯の世帯主が就業している場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_従業員規模1-99	当該世帯の世帯主が就業している勤務先の従業員規模が1～99人である場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_従業員規模100-499	当該世帯の世帯主が就業している勤務先の従業員規模が100～499人である場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_従業員規模500-	当該世帯の世帯主が就業している勤務先の従業員規模が500人以上である場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_月平均勤務日数	当該世帯の世帯主の月間での平均勤務日数（単位：日）
世帯主_週平均勤務時間	当該世帯の世帯主の週間での平均勤務時間数（単位：時間） 「週平均勤務時間」と「週平均残業時間」を合計した値である
世帯主_健康ダミー	当該世帯の世帯主の健康状態が「よい」「まあよい」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数
介護家族ダミー	当該世帯に介護を必要とする者がいる場合に1、それ以外は0となるダミー変数
預貯金額	当該世帯の預貯金額（単位：万円）
持ち家ダミー	当該世帯の住居の所有関係が「持ち家一戸建（敷地は自己所有」、「持ち家マンション（敷地は区分所有」、「持ち家一戸建、マンション（敷地は一般借地」、「持ち家一戸建、マンション（敷地は定期借地」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数
大都市圏ダミー	当該世帯の居住している地域が「関東」「中部」「近畿」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数
政令市ダミー	当該世帯の居住している地域が「政令市（特別区を含む）」である場合に1、それ以外は0となるダミー変数
世帯主_技能等修得ダミー	当該世帯の世帯主が技術や能力の向上のための取り組みについて「現在行っている」「行ったことがある」のいずれかである場合に1、それ以外は0となるダミー変数
生活保護受給ダミー	当該世帯の収入のうち「生活保護給付」による収入がある場合に1、それ以外は0となるダミー変数
勤労所得	当該世帯の勤労所得（単位：万円）
ln勤労所得	「勤労所得」を対数化したもの
世帯所得	当該世帯の年金や社会保障給付、仕送り等も含めた所得（単位：万円）
d2010 - d2019	各年度のレコードであることを示す年度ダミー
保護開始ダミー	当該世帯が当該年度に「生活保護受給ダミー」が0で、その翌年度に1である場合に1、それ以外は0となるダミー変数

表4-2 各変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
実施年度	64,230	2,013.61	3.21	2009	2019
ID	64,230	18,261.71	5,303.04	10001	32203
世帯人数	64,094	3.18	1.44	1	11
世帯主_性別	64,220	0.84	0.37	0	1
世帯主_年齢	63,919	61.51	14.18	10	112
母子世帯ダミー	64,230	0.01	0.08	0	1
高齢者世ダミー	64,230	0.21	0.41	0	1
その他のダミー	64,230	0.78	0.41	0	1
子どもの数	64,230	0.37	0.76	0	6
就労者存在ダミー	64,230	0.77	0.42	0	1
世帯主_就学年数	52,799	13.34	2.36	9	18
世帯主_高卒以上ダミー	64,230	0.74	0.44	0	1
世帯主_大卒以上ダミー	64,230	0.29	0.45	0	1
世帯主_就業ダミー	57,138	0.75	0.43	0	1
世帯主_従業員規模1-99	64,230	0.36	0.48	0	1
世帯主_従業員規模100-499	64,230	0.12	0.32	0	1
世帯主_従業員規模500-	64,230	0.20	0.40	0	1
世帯主_月平均勤務日数	57,138	15.50	10.16	0	31
世帯主_週平均勤務時間	41,100	46.18	21.55	1	889
世帯主_健康ダミー	57,138	0.42	0.49	0	1
介護家族ダミー	64,230	0.08	0.27	0	1
預貯金額	64,230	808.55	1,448.72	0	40000
持ち家ダミー	63,734	0.81	0.39	0	1
大都市圏ダミー	64,230	0.69	0.46	0	1
政令市ダミー	64,230	0.29	0.45	0	1
世帯主_技能等修得ダミー	57,138	0.14	0.34	0	1
生活保護受給ダミー	64,230	0.01	0.09	0	1
勤労所得	64,230	505.01	472.85	0.5	17460.5
ln勤労所得	64,230	4.91	2.74	-0.6931472	9.767696
世帯所得	64,230	637.84	489.88	0.5	17460.5
d2010	64,230	0.10	0.31	0	1
d2011	64,230	0.10	0.30	0	1
d2012	64,230	0.10	0.31	0	1
d2013	64,230	0.10	0.29	0	1

d2014	64,230	0.09	0.28	0	1
d2015	64,230	0.08	0.28	0	1
d2016	64,230	0.08	0.27	0	1
d2017	64,230	0.07	0.26	0	1
d2018	64,230	0.07	0.25	0	1
d2019	64,230	0.10	0.29	0	1
保護開始ダミー	64,230	0.00	0.04	0	1

4.2 分析1

4.2.1 [Step1] 傾向スコアの推定

まず、傾向スコア推定のためのロジスティック回帰分析を行う。この分析での処置変数は生活保護を受給開始するかどうかを表すダミー変数「保護開始ダミー」であり、当該年度に生活保護を受給しておらず、その翌年度に生活保護を受給する場合に1となる。この推定に用いる共変量と、分析結果は表4-3のとおりである。

表4-3 ロジスティック回帰分析の結果

保護開始ダミー	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
世帯人数	0.0487673	0.115212	0.42	0.672	-0.177044	0.2745787
子どもの数	-0.0613683	0.2111575	-0.29	0.771	-0.4752294	0.3524927
母子世帯ダミー	1.470348	0.6721991	2.19	0.029	0.1528619	2.787834
高齢者世帯ダミー	0.324253	0.3585231	0.9	0.366	-0.3784394	1.026945
預貯金額	-0.0007541	0.0002868	-2.63	0.009	-0.0013162	-0.000192
世帯所得	-0.0052021	0.0012421	-4.19	0.000	-0.0076367	-0.0027676
持ち家ダミー	-1.392069	0.2357268	-5.91	0.000	-1.854085	-0.9300532
介護家族ダミー	0.6366277	0.3309549	1.92	0.054	-0.0120319	1.285287
就労者存在ダミー	-0.6296784	0.320624	-1.96	0.05	-1.25809	-0.0012669
世帯主_就業ダミー	-0.2479212	0.6065761	-0.41	0.683	-1.436788	0.9409461
世帯主_従業員規模1-99	-0.5446918	0.5693387	-0.96	0.339	-1.660575	0.5711915
世帯主_従業員規模100-499	-1.065051	0.7251192	-1.47	0.142	-2.486259	0.356156
世帯主_従業員規模500-	-0.2199495	0.6336458	-0.35	0.729	-1.461872	1.021973
勤労所得	0.0039117	0.0013004	3.01	0.003	0.0013629	0.0064605

世帯主_性別	0.1833036	0.2577733	0.71	0.477	-0.3219228	0.6885299
世帯主_年齢	-0.0043692	0.0117938	-0.37	0.711	-0.0274845	0.0187462
世帯主_就学年数	-0.2415146	0.2369786	-1.02	0.308	-0.7059841	0.222955
世帯主_高卒以上ダミー	-0.0318759	0.7861418	-0.04	0.968	-1.572686	1.508934
世帯主_大卒以上ダミー	0.7326858	0.9684899	0.76	0.449	-1.16552	2.630891
世帯主_技能等習得ダミー	-0.796872	0.5248744	-1.52	0.129	-1.825607	0.2318629
世帯主_健康ダミー	-0.2682835	0.2363811	-1.13	0.256	-0.7315819	0.1950149
大都市圏ダミー	0.1370817	0.218783	0.63	0.531	-0.291725	0.5658885
政令市ダミー	0.1011117	0.220563	0.46	0.647	-0.3311839	0.5334072
_cons	-0.571312	2.348668	-0.24	0.808	-5.174617	4.031993

上記のロジスティック回帰分析のモデルの適合度を表す指標として、c統計量を取り上げる。c統計量は回帰分析の結果として得られる予測確率によって描かれたROC曲線の下側の面積（AUC、Area Under the Curve）を指しており、数値が1に近いほど適合度が高いとされる。傾向スコアマッチングにおいてはその前提とされている「強く無視できる割り当て条件」を満たしているかについての確認に用いられており、星野・岡田（2006）によれば0.8以上であることが医学系の論文誌ではスタンダードになっているとされる[30]。上記の回帰分析のc統計量を示したのが以下の図4-4である。c統計量の値は「0.8493」であり、一般的な水準は満たしていることから傾向スコアマッチングを行うにあたっての前提条件はクリアしていると言える。

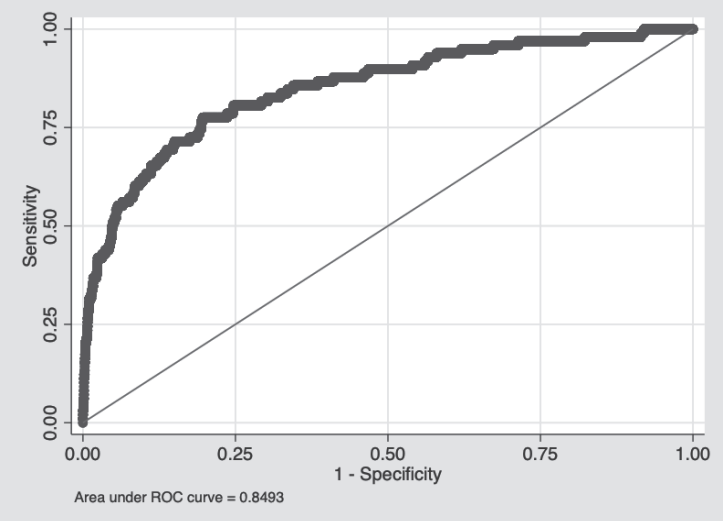


図4-4 c統計量の結果

[30] 星野崇宏・岡田謙介（2006）235頁

回帰分析によって得られた処置群と比較群における傾向スコアの分布は以下の図4-5のとおりとなっている。どちらの群も0に近い値が最も多いが、処置群の方が傾向スコアの高いレコードが多く存在している。この場合には傾向スコアが大きく異なる相手とのマッチングが行われる場合があることから、以降のアルゴリズムの設定においてはマッチさせる傾向スコアの距離の上限値（caliper）を設定することでこの問題を回避している。また、図上からはやや判別しにくいが、処置群の右端の部分は「Off support」と呼ばれる処置群と比較群とで重ならない領域であり、この領域に該当するデータは比較には用いられない。

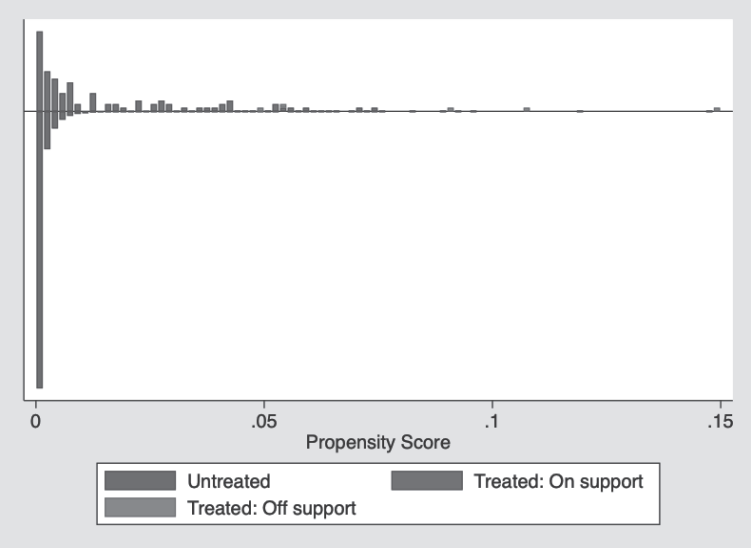


図4-5 傾向スコアの分布

4.2.2 [Step2] マッチングアルゴリズムの選定

次に行うのはマッチングアルゴリズムの選定である。傾向スコアマッチングにおけるマッチングには複数のアルゴリズムが存在するが、どのマッチングアルゴリズムが望ましいのかについての統一的な見解はないとされる。Caliendo and Kopening(2008)は「すべての状況に対応する”勝者”は存在せず、推定量の選択は目前の状況に大きく依存することは明らか」とした上で、「現実的には、いくつかの手法を試すことが賢明と思われる」としている[31]。したがって、本研究ではNNマッチング、Kernelマッチング、Radiusマッチングの3つのアルゴリズムのそれぞれを用いて分析の一部を行い、その結果をStep3において比較する。そして、その上で最も適合するアルゴリズムを用いてStep4において全体の分析を行うこととする[32]。

[31] Caliendo and Kopeing（2008）45頁

[32] NNマッチングにおいて、neighborsの数は1、matchesSIは0とした。Kernelマッチングではkernel typeはGaussian、bandwidthは0.05とした。いずれもcommon supportありで、マッチングさせる許容領域であるcaliperは0.01で設定している。

4.2.3 [Step3] マッチング結果の検証

次に、Step1で推定した傾向スコアとStep2で選定したアルゴリズムによって、マッチング結果の検証を行う。検証はStep5で行う平均処置効果の推定の一部をそれぞれのアルゴリズムで試行すること、マッチング前後でどの程度バイアスが縮小したのかを確認するバランステストの2つによって行う。

4.2.3.1 平均処置効果の推定の試行

まずは、選定した3つのアルゴリズムで平均処置効果の一部を推定することでそれぞれの結果の比較を行う。表4-4は、生活保護を受給してから1年後の対数化した勤労所得の変化を表したものである[33]。1行目の「マッチ前」はマッチングを行う前の状態での推定値であり、処置群（生活保護を受給している世帯）の勤労所得は1年後に「-0.712671」、すなわち約71%減少することを意味する。一方の比較群（生活保護を受給していない世帯）の勤労所得の変化は「-0.085441」、-8%程度である。

この結果に対してNNマッチングの場合では処置群の平均処置効果は「-0.686826」、比較群の場合には「-0.066847」となり、両者の差はわずかだが縮まっている。これは、マッチングによって他の共変量がコントロールされることによって、平均処置効果の影響が弱まったことを意味する。一方で、KernelマッチングとRadiusマッチングの場合には両者の差は上昇する結果となっている。t値についてはいずれの結果も2以上となっており、いずれのアルゴリズムを用いても平均処置効果は有意なものであると言える。

表4-4 各アルゴリズムでの平均処置効果の比較（対数化勤労所得の場合）

	ATT	Controls	Difference	S.E.	T-stat	Treated N	Untreated N
マッチ前	-0.712671	-0.085441	-0.627229	0.174118	3.6	98	43,227
NN	-0.686826	-0.066847	-0.619979	0.294007	2.11	93	43,227
Kernel	-0.720018	-0.083887	-0.636130	0.251833	2.53	97	43,227
Radius	-0.727518	0.024938	-0.752457	0.256320	2.94	96	43,227

4.2.3.2 バランステスト

次に、処置群と比較群における共変量について、マッチング前後でどの程度バイアスが減少したのかについて、それぞれのアルゴリズムで比較する。バランスチェックの結果は以下の表4-5のとおりである。

本研究における推定においては、NNマッチングのアルゴリズムでもっとも良い結果が得られた。マッチング前には平均で38.8%存在していたバイアスが6.9%にまで縮小している。カイ2乗値についてはマッチング前では処置群と比較群との間に0.000と統計的に有意な差が存在していたが、マッチング後ではその差が有意ではなくなっていることが分かる。

[33] 処置群の件数がマッチングアルゴリズムによって若干異なっているのは、common supportに含まれないデータが除外されているためである。

ただし、Caliendo and Kopeing(2008)によれば3～5%以下になっていればバランス条件を満たしているとされ[34]、この水準にまでは至っていない。

表4-5 各アルゴリズムでのマッチング後のバイアスの比較（対数化勤労所得の場合）

マッチング方法	MeanBias	MedBias	p>chi2
マッチング前	38.8	34.1	0.000
NNマッチング	6.9	7.1	0.993
Kernelマッチング	40.7	31.1	0.000
Radiusマッチング	12.7	9.7	0.748

NNマッチングの場合のマッチング前後での各変数のバイアスにおける変化を示したのが以下の図4-6である。0の部分が処置群の平均値であるのに対して、マッチング前が「●」、マッチング後が「×」で表されている。大半の変数ではバイアスが縮小していることが分かる。

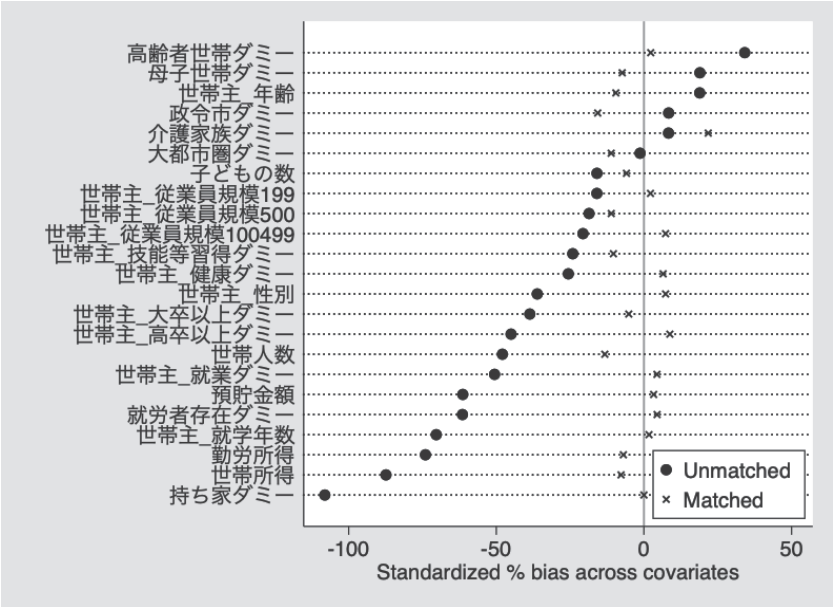


図4-6 各変数のバイアスの変化（NNマッチング、対数化勤労所得の場合）

なお、各変数のマッチング前後でのバイアスとt検定の結果は表4-6のとおりである。表中の「U」の行がマッチング前の結果、「M」の行がマッチング後の結果を示している。マッチング前には多くの変数で処置群と比較群との間に統計的に有意な差があったのに対して、マッチング後ではほぼすべての変数で有意ではなくなっている。

[34] Caliendo and Kopeing（2008）48頁

表4-6 マッチング前後での各変数のバイアスの変化（NNマッチング、対数化勤労所得の場合）

		Mean		%reduct		t-test		V(T) / V(C)
Variable		Treated	Control	%bias	bias	t	p> |t|	
世帯人数	U	2.475	3.1838	-47.9		-5.39	0	1.11
	M	2.4731	2.6559	-12.4	74.2	-0.82	0.413	1.42
子どもの数	U	0.25833	0.36915	-15.9		-1.6	0.11	0.69*
	M	0.30108	0.33333	-4.6	70.9	-0.33	0.743	1.02
母子世帯ダミー	U	0.03333	0.00679	19		3.53	0	.
	M	0.03226	0.04301	-7.7	59.5	-0.38	0.702	.
高齢者世帯ダミー	U	0.36667	0.21359	34.1		4.09	0	.
	M	0.41935	0.39785	4.8	86	0.3	0.767	.
預貯金額	U	157.69	809.77	-61.3		-4.93	0	0.08*
	M	186.91	149.3	3.5	94.2	0.71	0.48	2.96*
世帯所得	U	279.87	638.51	-87.4		-8.02	0	0.40*
	M	305.97	339.84	-8.3	90.6	-0.72	0.469	1.3
持ち家ダミー	U	0.33898	0.81	-108.1		-13.02	0	.
	M	0.3871	0.3871	0	100	0	1	.
介護家族ダミー	U	0.1	0.07634	8.3		0.97	0.33	.
	M	0.07527	0.03226	15.1	-81.8	1.3	0.195	.
就労者存在ダミー	U	0.49167	0.77537	-61.5		-7.44	0	.
	M	0.50538	0.48387	4.7	92.4	0.29	0.771	.
世帯主_就業ダミー	U	0.51852	0.75501	-50.6		-5.71	0	.
	M	0.51613	0.49462	4.6	90.9	0.29	0.771	.
世帯主_従業員規模1-99	U	0.28333	0.3576	-15.9		-1.7	0.09	.
	M	0.32258	0.31183	2.3	85.5	0.16	0.876	.
世帯主_従業員規模100-499	U	0.05833	0.11644	-20.7		-1.98	0.047	.
	M	0.05376	0.03226	7.6	63	0.72	0.472	.
世帯主_従業員規模500-	U	0.13333	0.20262	-18.6		-1.89	0.059	.
	M	0.15054	0.19355	-11.5	37.9	-0.77	0.44	.
勤労所得	U	209.7	505.57	-74		-6.85	0	0.43*
	M	229.16	260.42	-7.8	89.4	-0.67	0.506	1.27
世帯主_性別	U	0.68333	0.83566	-36.1		-4.5	0	.
	M	0.73118	0.69892	7.7	78.8	0.49	0.628	.
世帯主_年齢	U	64.292	61.505	18.9		2.15	0.031	1.17
	M	63.269	64.323	-7.1	62.2	-0.48	0.629	0.9
世帯主_就学年数	U	11.66	13.346	-70.3		-7.15	0	1.07

	M	11.796	11.785	0.4	99.4	0.03	0.977	0.88
世帯主_高卒以上ダミー	U	0.53333	0.74464	-45		-5.3	0	.
	M	0.66667	0.63441	6.9	84.7	0.46	0.647	.
世帯主_大卒以上ダミー	U	0.13333	0.28829	-38.6		-3.75	0	.
	M	0.17204	0.19355	-5.4	86.1	-0.38	0.706	.
世帯主_技能等習得ダミー	U	0.06481	0.13702	-24.1		-2.18	0.029	.
	M	0.04301	0.07527	-10.8	55.3	-0.93	0.354	.
世帯主_健康ダミー	U	0.2963	0.41824	-25.6		-2.57	0.01	.
	M	0.26882	0.25806	2.3	91.2	0.17	0.869	.
大都市圏ダミー	U	0.68333	0.68938	-1.3		-0.14	0.886	.
	M	0.64516	0.69892	-11.6	-789.5	-0.78	0.438	.
政令市ダミー	U	0.325	0.28634	8.4		0.94	0.349	.
	M	0.33333	0.3871	-11.7	-39.1	-0.76	0.448	.

4.2.4 [Step4] 平均処置効果の推定

Step3ではマッチング結果の検証を行った。バランステストの結果、NNマッチングが最もバイアスを縮小することができたことから、本研究ではNNマッチングのアルゴリズムを用いて1年後以降の平均処置効果についても推定を行うことにする。この推定結果を整理したのが以下の表7である。「期間」の欄の「1」が1年後の変化を表しており、「レコード数」は推定に用いたレコードの数、「処置効果」は先述のとおり対数化した勤労所得の変化である。なお、期間が増えるごとにレコード数が減少しているのは必ずしも全ての世帯が取得したデータの期間中の全ての年に回答しているわけではなく、期間が長くなれば長くなるほど回答データのレコードが存在する。年を経るごとに処置群と比較群のどちらもレコード数は減少していくが、いずれの期間においてもt値は1以上となっている。

表4-7 平均処置効果の期間での推移（NNマッチング、対数化勤労所得の場合）

期間	レコード数		処置効果			S.E.	T-stat
	処置群	比較群	処置群	比較群	差異		
1	93	43,227	-0.686826871	-0.066847445	-0.619979426	0.294007337	2.11
2	81	37,114	-0.913421129	0.349341828	-1.26276296	0.339432262	3.72
3	68	31,606	-0.824290174	0.381574389	-1.20586456	0.444634258	2.71
4	61	26,441	-0.526659043	0.466736965	-0.993396009	0.499232782	1.99
5	52	21,618	-0.801973843	0.563656183	-1.36563003	0.543871587	2.51
6	42	17,183	-0.78943592	0.805005743	-1.59444166	0.661413376	2.41
7	31	12,988	-0.477826126	1.45780631	-1.93563244	0.630053998	3.07
8	20	9,079	-0.713211596	1.09534845	-1.80856005	0.970621028	1.86
9	15	5,804	-0.916105398	0.91662	-1.8327254	1.20786889	1.52
10	6	2,777	-2.35233665	1.7854375	-4.13777415	1.70325497	2.43

上記の推定結果の推移をプロットしたのが図4-7である。処置群と比較群との差は年を経るごとに開いていく傾向にあることが分かる。処置群の勤労所得は受給前と比較して翌年には減少、その後時間が経過してもほぼ横ばいの傾向にある。一方の比較群では多少の上下はありつつも全体としては上昇傾向にある。なお、プロットの上下の線は95%信頼区間を表すエラーバーである。期間が増えるごとに標準誤差は増えていることから両群の信頼区間が重なる領域は増えていく傾向にある。

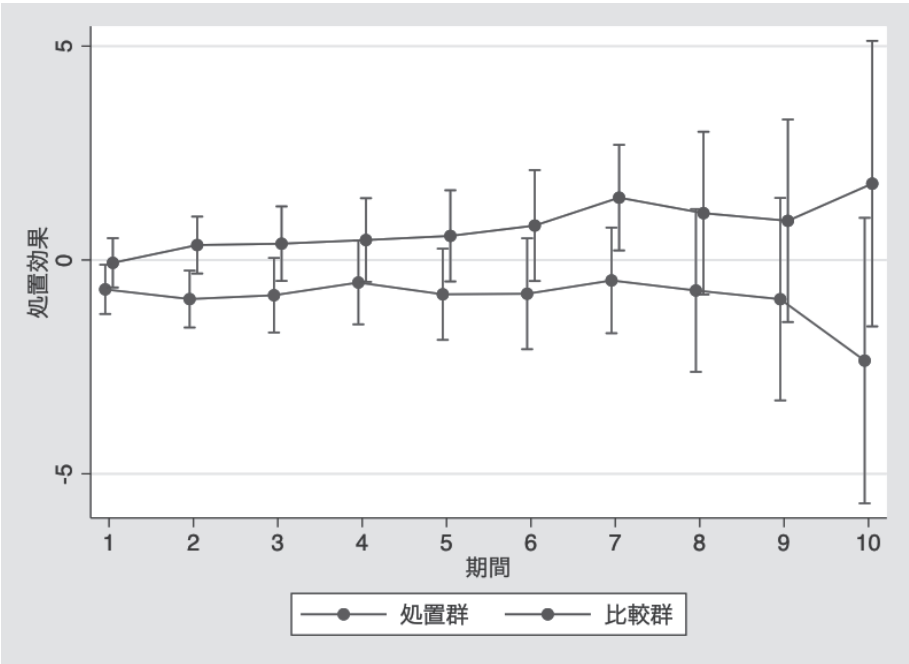


図4-7 平均処置効果の期間での推移（NNマッチング、対数化勤労所得の場合）

4.2.5 [Step5] 感度分析

最後に、推定結果の頑健性の検証のための感度分析を行う。傾向スコアマッチングによる平均処置効果の推定はStep1で行ったロジスティック回帰分析によって算定された傾向スコアに基づくものであることから、この回帰分析において処置群と比較群の割り当てや推定結果に影響を及ぼすような変数が含まれない場合には、バイアスが生じるおそれがある。したがって、どの程度の変数の漏れがある場合に結果が有意でなくなるのかを確認することによって推定結果の確からしさを測るのが感度分析を行う意味である。

1〜3年後の推定結果に対して感度分析を行った結果は以下の表4-8である。信頼区間の符号が変わるポイントを網掛けにしている。1年後ではγ1.3で95%信頼区間から外れることから、オッズ比1.3以上の観測されない要因が存在する場合には帰無仮説が棄却できなくなることを意味する。同様に2年後ではγ1.8、3年後はγ1.2となっている。

表4-8 感度分析の結果（NNマッチング、対数化勤労所得の場合）

	1 年後		2 年後		3 年後	
Gamma(γ)	95% 信頼区間		95% 信頼区間		95% 信頼区間	
1	-0.6304130	-0.0239890	-2.5146300	-0.2076920	-2.3978900	-0.0528880
1.1	-0.7135450	-0.0000003	-2.6416000	-0.1587930	-2.4507800	-0.0117970
1.2	-0.8835450	-0.0000003	-2.7424000	-0.1135130	-2.6256700	0.0072770
1.3	-1.0417500	0.0201570	-2.7860800	-0.0674990	-2.7698300	0.0428330
1.4	-1.1648900	0.0436170	-2.8314000	-0.0460140	-2.8176000	0.1341040
1.5	-1.3535600	0.0656990	-2.8933500	-0.0000003	-2.8643200	0.2268540
1.6	-1.7097300	0.0725660	-2.9444400	-0.0000003	-2.9541500	0.2752710
1.7	-1.9607500	0.0958330	-2.9937700	-0.0000003	-2.9969800	0.3564860
1.8	-2.2961400	0.1438700	-2.9969800	0.0018370	-3.0331300	0.5060510
1.9	-2.4172800	0.1807370	-3.0473400	0.0197830	-3.0798700	0.6365320
2	-2.4883700	0.2051340	-3.0879800	0.0360150	-3.0879100	0.6844850

この意味合いについて、小川（2014）は「大きさについて判断する方法として、他の共変量が処置変数への割り当てに与える影響との比較がしばしばなされる」としている[35]。回帰分析に用いた変数とオッズ比は表4-9のとおりであり、同様の考え方に沿うとオッズ比1.2程度の変数としては「世帯主_性別」（約1.2）や「大都市圏ダミー」（約1.14）などが該当する。すなわち、生活保護の受給開始にあたって、世帯主の性別や大都市圏に住んでいることと同等の観測できない要因がある場合にこの結果は統計的に有意であるとは言えなくなる。逆に言えば、これらと同等程度以下に観測できない要因がない場合には統計的に有意であると判断することができる。

[35] 小川和孝（2014）16頁

表4-9 ロジスティック回帰分析で用いた各変数のオッズ比

変数名	オッズ比	変数名	オッズ比
世帯人数	1.049976	世帯主_従業員規模500	0.8025593
子どもの数	0.9404768	勤労所得	1.003919
母子世帯ダミー	4.350749	世帯主_性別	1.201179
高齢者世帯ダミー	1.382997	世帯主_年齢	0.9956404
預貯金額	0.9992462	世帯主_就学年数	0.7854373
世帯所得	0.9948114	世帯主_高卒以上ダミー	0.9686268
持ち家ダミー	0.2485604	世帯主_大卒以上ダミー	2.080661
介護家族ダミー	1.890096	世帯主_技能等習得ダミー	0.4507367
就労者存在ダミー	0.5327631	世帯主_健康ダミー	0.764691
世帯主_就業ダミー	0.7804215	大都市圏ダミー	1.146922
世帯主_従業員規模199	0.5800205	政令市ダミー	1.1064
世帯主_従業員規模100499	0.3447101		

4.2.6 小括

これまで、対数化した勤労所得の変化を平均処置効果として傾向スコアによるマッチングを用いて処置群と比較群での平均処置効果の推移の比較を行ってきた。図に示したとおり処置群と比較群においては所得の変化の推移は大きく異なっており、生活保護を受給している世帯では勤労所得の上昇が見られない結果となった。他方、非受給世帯においては多少の上下はあるものの、上昇傾向にあった。

この結果は世帯構成や学歴などの世帯の属性を均一にしたとしても生活保護を受給したかどうかによって勤労所得の変化の程度が変わるということであり、生活保護を受給することそれ自体が就労を抑制させていることが示唆される。ただし、長期での影響については標準誤差が大きくなることで両者の信頼区間に重なりが広く見られるために頑健な結果が得られなかった。

4.3 分析2

前節での分析では、対数化した勤労所得の変化によって生活保護の就労に与える影響について推定してきた。ただ、単一の指標の変化のみでは必ずしも実態を明らかにはできない可能性があることから、本節では同様の分析手法を用いて世帯の就労に関する別の指標でも平均処置効果の推定を行うこととする。指標として用いるのは、各世帯の世帯主の月次の平均労働日数である。

まずは、分析1と同様に各アルゴリズムでの平均処置効果の一部を推定することでそれぞれの結果の比較を行う。表4-10は、生活保護を受給してから1年後の月次の平均労働日数の変化を表したものである。1行目の「マッチ前」では、処置群の月次の労働日数は1年後に「-2.184782」、すなわち2. 18日の減少である。一方の比較群の労働日数の変化は「-0.3906264」、0.4日の減少である。

マッチング後の結果について、NNマッチングとRadiusマッチングの場合には処置群での変化は小さいが比較群ではやや大きくマイナスの幅が減少し、両者の差は拡大している。Kernelマッチングの場合はマッチ前とほぼ変わらない結果となっている。t値についてはいずれの結果も1以上にはなっている。

表4-10 各アルゴリズムでの平均処置効果の比較（平均労働日数の場合）

	ATT	Controls	Difference	S.E.	T-stat	Treated N	Untreated N
マッチ前	-2.184782	-0.3906264	-1.794156	0.7643071	2.35	92	42,332
NN	-2.310344	-0.241379	-2.068965	1.261857	1.64	87	42,332
Kernel	-2.208791	-0.3857710	-1.823020	0.9247249	1.97	91	42,332
Radius	-2.233333	0.2150161	-2.448349	0.9458120	2.59	90	42,332

バランステストの結果は表4-11のとおりである。分析1の場合と同様に、NNマッチングのアルゴリズムでもっとも良い結果が得られている。

表4-11 各アルゴリズムでのマッチング後のバイアスの比較（平均労働日数の場合）

マッチング方法	MeanBias	MedBias	p>chi2
マッチング前	38.8	34.1	0
NNマッチング	7.4	6.5	0.977
Kernelマッチング	43.1	31.4	0
Radiusマッチング	13	9.4	0.765

最後に、期間全体での推定を行う。利用したアルゴリズムはバランステストで最もバイアスの少なかったNNマッチングであり、推定結果は表4-12のとおりとなった。

表4-12 平均処置効果の期間での推移（NNマッチング、平均労働日数の場合）

期間	レコード数		処置効果			S.E.	T-stat
	処置群	比較群	処置群	比較群	差異		
1	87	42,332	-2.31034483	-0.24137931	-2.06896552	1.26185716	1.64
2	77	36,344	-2.62337662	-0.454545455	-2.16883117	1.39880938	-1.55
3	64	30,938	-2.59375	1.03125	-3.625	1.58754373	-2.28
4	58	25,903	-2.65517241	0.396551724	-3.05172414	1.94341046	-1.57
5	51	21,182	-2.66666667	0.764705882	-3.43137255	2.07146213	-1.66
6	42	16,856	-3.23809524	0.976190476	-4.21428571	2.5821549	-1.63
7	31	12,732	-2.93548387	2.51612903	-5.4516129	2.76879946	-1.97
8	19	8,896	-5.73684211	-0.368421053	-5.36842105	3.82134099	-1.4
9	15	5,693	-4.13333333	-3.53333333	-0.6	4.03995914	-0.15
10	6	2,716	-15.8333333	1.33333333	-17.1666667	4.97382035	-3.45

上記の推定結果の推移をプロットしたのが図4-8である。結果としては、勤労所得の変化の場合と同様、処置群と比較群には有意な差が生じている。そして、その差は期間を経たとしても縮小することはなく、むしろ経るごとに開いていく傾向にある。なお、以下の図では9年目のプロットでは例外的に両群の処置効果がほぼ同じ値となっているが、t値が極めて低くなっていることから有意な結果であるとは言い難い。

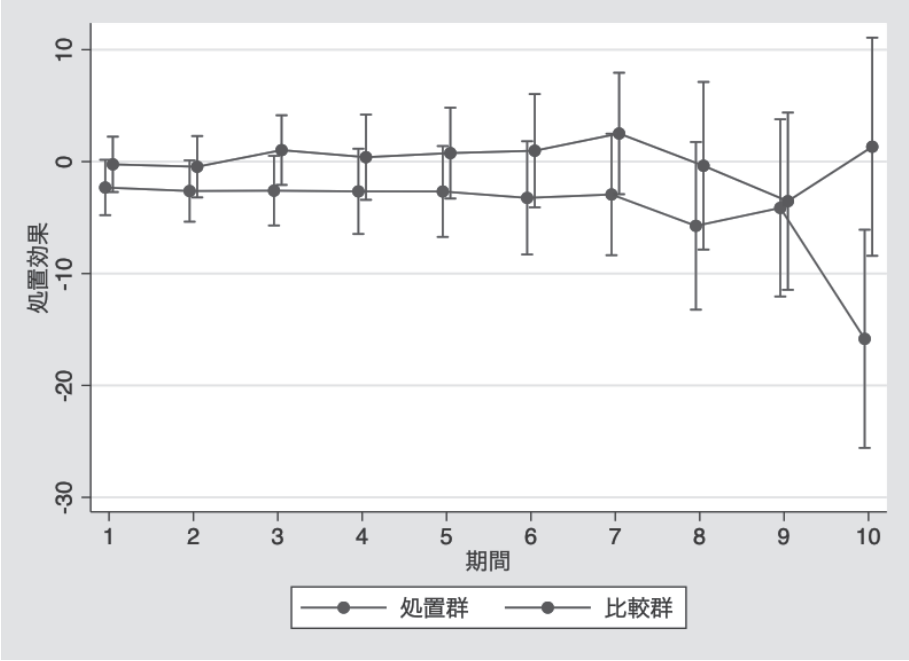


図4-8 平均処置効果の期間での推移（NNマッチング、平均労働日数の場合）

4.4 分析結果の考察

本章では、傾向スコアマッチングの手法を用いて生活保護を受給することの就労に対する影響についての実証分析を試みた。分析1として対数化した世帯の勤労所得の変化、分析2として世帯主の月次の労働日数の変化を処置効果として、処置群と比較群との変化の推移をそれぞれ明らかにしてきた。

まず、分析それ自体の信頼性について考察する。Step1ではマッチングの前段となる傾向スコアの推定において回帰分析のc統計量の値を確認しており良好な結果が得られていることから、傾向スコアマッチングによる推定の前提とされる「強く無視できる割り当て条件」は満たしていると言える。次に、Step3ではマッチング後の両群でのバイアスの存在を確認するバランステストについては望ましいとされる「3〜5%以下」というバイアスの水準にまで至ることはできなかったもののマッチング前は約38%もあったバイアスが7%前後と大幅に縮小できている。また、カイ2乗値はいずれも0.9以上であり帰無仮説が棄却できないことから両群には統計的に有意な差がないと言える。さらに、勤労所得の変化についてはStep5ではで感度分析を行った。回帰分析で観測できなかった変数があったとしても、そのオッズ比が1.2程度以下（「世帯主_性別」や「大都市圏ダミー」など）であれば結果は頑健であるという結果が得られた。これらを踏まえると、一定の信頼性は有していると考えられる。

次に分析の中身についての考察である。期間中の平均処置効果の推移を図4-9として再掲する。どちらの実証分析においても両群の平均処置効果には統計的に有意な差が生じている結果となった。また、その差は期間を経たとしても解消することはない。つまり、生活保護を受給することによって、その世帯は家族構成や性別、居住地域などの属性が同等の世帯と比較して就労を控えるようになるということである。

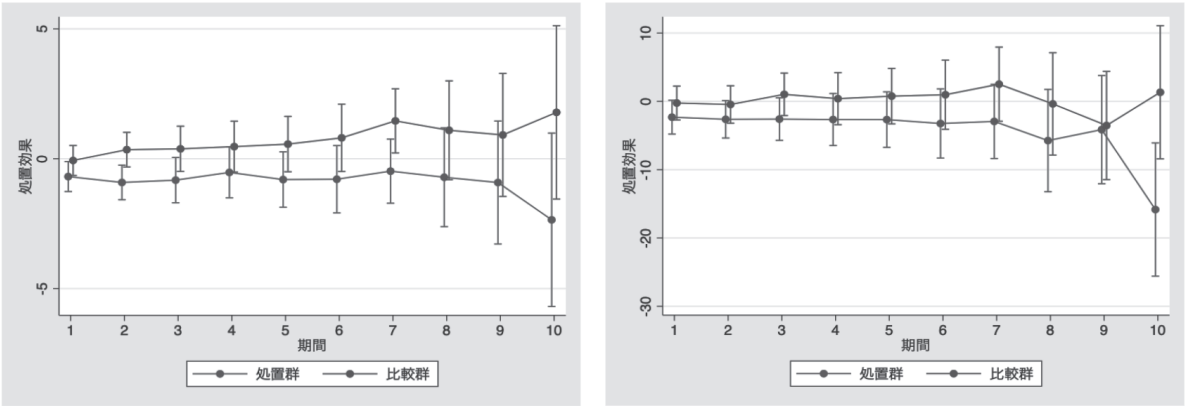


図4-9 平均処置効果の期間での推移（左：対数化勤労所得、右：平均労働日数）

この分析結果は、本研究にて提示した「生活保護の就労への負の影響は現状も依然として問題は解消しておらず、本来働くことのできる者も就労を抑制しているのではないか」という仮説を支持するものである。特に2003年以降、政府は「利用しやすく自立しやすい制度へ」という方向性を掲げて就労等による自立支援を促してきた。そして、その一環として勤労控除の増額や就労自立給付金の創設などが打ち出してきたわけであるが、依然として現行の制度は就労インセンティブを削いでいる、すなわち本来就労できる者も就労していないもしくは就労を控えていることが示唆される。

なお、この就労への負の影響によってどの程度の損失があると推計されるのだろうか。この点を明らかにするために、実数での勤労所得の変化について同様の分析を行い、処置群と比較群との期間ごとの差額をプロットしたのが以下の図4-10である（縦軸の単位は「万円」）。この金額は、生活保護を受給することによって就労インセンティブを削がれたことで失われたと推測される勤労所得である。

中央の直線は各期の変化が上下していることから最小二乗法によって線形トレンドを示したものであり切片は「-46.1」、傾きは「-6.51」となっている。つまり、生活保護を受給しはじめた1年後には平均的に勤労所得が46.1万円減少し、その後も6.5万円ずつ減り続けるということである。

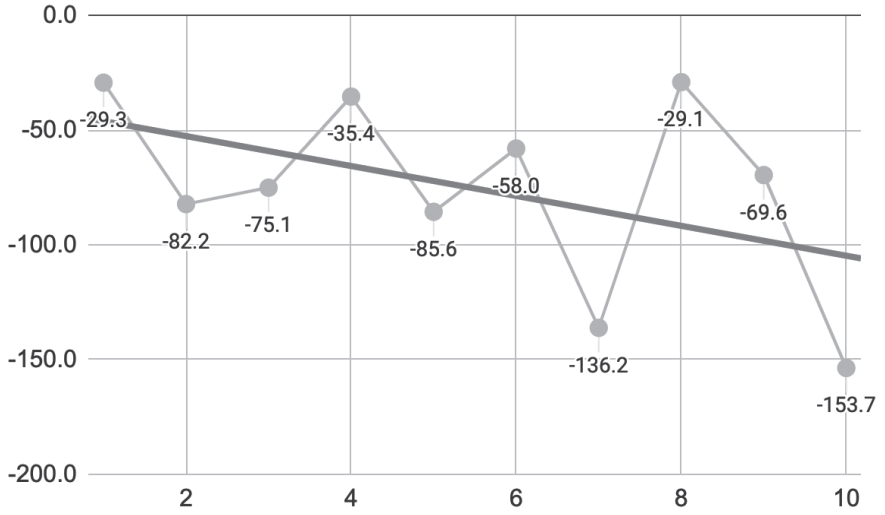


図4-10 平均処置効果の期間での推移（勤労所得の場合）

この影響を受ける世帯が現状で就労している世帯であるとすると、2019年時点で被保護世帯のうちで就労者のいる世帯は約26万世帯である[36]。なお、実際には就労インセンティブが喚起されることで新たに就労を開始する者も存在すると思われるが、どの程度就労を開始するかを推測することは困難であることからこれは推計に含めないこととする。

上記の勤労所得の変化と対象となる世帯の数を乗じることによって導き出される推定の損失は約1,200億円である[37]。これはすべての世帯が受給開始1年後であるとした場合の数字であり、実際には複数年度受給し続けている世帯も多数存在していることから、受給期間によるさらなる減少を考慮に入れればこの損失額はさらに増えることになる。

冒頭に取り上げたとおり、現金給付である生活扶助費は算定された最低生活費に対して勤労所得等を合計して足りない部分を補う形で給付される。したがって、被保護世帯の勤労所得が増えればその分だけ生活扶助費の支出を抑制することができる。この推定の損失額は生活扶助費の総額（1.2兆円）の10%に相当する規模であり、決して小さいものではない。こ

[36] 「政府統計の総合窓口(e-Stat)」、就労者のいる世帯数、級地・就労人員・世帯類型・世帯人員別－平成30年度 被保護者調査（厚生労働省）

[37] 生活保護受給後の1年後の勤労所得の変化は「-46.1」万円で、就労者のいる世帯は2019年度被保護者調査によれば「260,436」世帯である。したがって、この両者を乗じることで約1200億円となる。

の損失額の規模感は、今後追加的に就労インセンティブを喚起する政策にどの程度投資するべきかを検討するにあたっての判断材料の一つとなろう。

第5章 政策提言

前章では生活保護を受給することが就労を控えさせているのかについて傾向スコアマッチングの手法を用いた実証分析を行い、被保護世帯は同等の属性を持つ非受給世帯よりも就労を控えている傾向にあることを明らかにした。この結果は、設定した仮説のとおり生活保護制度は現状においても就労インセンティブを阻害していることを示唆するものである。この実証結果を受けて、より就労インセンティブを高めるためにはどうすれば良いかという視点から、3つの政策提言を行う。

5.1 勤労控除の拡大

5.1.1 提言内容

1つは、勤労控除の基礎控除額の部分を拡大することである。現行制度での就労インセンティブにかかる課題は、受給者の直面する限界税率の高さである。2013年には基礎控除額が増額されているが、限界税率への影響は微々たるものである。

制度の改善前後での直面する限界税率を整理したのが以下の表5-1である。元々は100%控除が認められていた勤労所得の上限は8000円であったが、これが2013年に15,000円に増額された。これによって勤労所得が15,000円の場合には限界税率は0%、つまり15,000円がそのまま手元に残るようになった。改善前にはこの時点ですでに40%近い税率であったことを考えると大きな進歩ではある。しかし、その後に勤労所得が上昇するにあたって直面する税率の変化を見ると、ほぼ変わらなくなることが分かる。勤労所得が5万円の時点ですでに増額前後での差は6.4%に留まっており、10万円の時点では0.4%にまで縮まる。そして、その限界税率は76.4%に及ぶ。

表5-1 勤労控除の基礎控除額と限界税率の変化[38]

勤労所得額	15,000	50,000	100,000	150,000	200,000
勤労控除額(増額後)	15,000	18,400	23,600	28,400	33,600
限界税率(増額後)	0.0%	63.2%	76.4%	81.1%	83.2%
勤労控除額(増額前)	9,030	15,220	23,220	26,660	30,380
限界税率(増額前)	39.8%	69.6%	76.8%	82.2%	84.8%
税率の変化	-39.8%	-6.4%	-0.4%	-1.1%	-1.6%

このようなインセンティブ設計で就労による自立は可能であるのか。この点を理解するために、被保護世帯の最低生活費がどの程度となっているのかについて見てみることとする。世帯人数あたりの最低生活費の平均額は以下の図5-1、そして、世帯類型別の平均世帯人数は図5-2のとおりである[39]。単身世帯であっても最低生活費は「10.5万円」であり、当然な

[38] 林（2021）31頁の表A1、A2より筆者作成。いずれも「1級地」で「1人目」の場合。

[39]「政府統計の総合窓口(e-Stat)」、被保護世帯数－平均最低生活費総額、級地・世帯人員・世帯類型・最低生活費総額階級別－2019年度 被保護者調査（厚生労働省）

がら世帯人数が多くなるに連れて上昇する。そして、世帯人数としては「1人」が多くを占めるものの、すべての「母子世帯」、そして「その他の世帯」の3割程度は「2人」以上となっている。勤労所得を増やすことによって生活保護を脱しようとする場合には、少なくともこの最低生活費程度の所得を安定的に得る必要があることを踏まえると、この増額によって影響のある範囲で勤労を増やすことが保護廃止にそのまま繋がるとは到底思われない[40]。各世帯の最低生活費を勤労所得によって賄える程度までは勤労インセンティブを削がない程度の限界税率に抑えることが求められる。

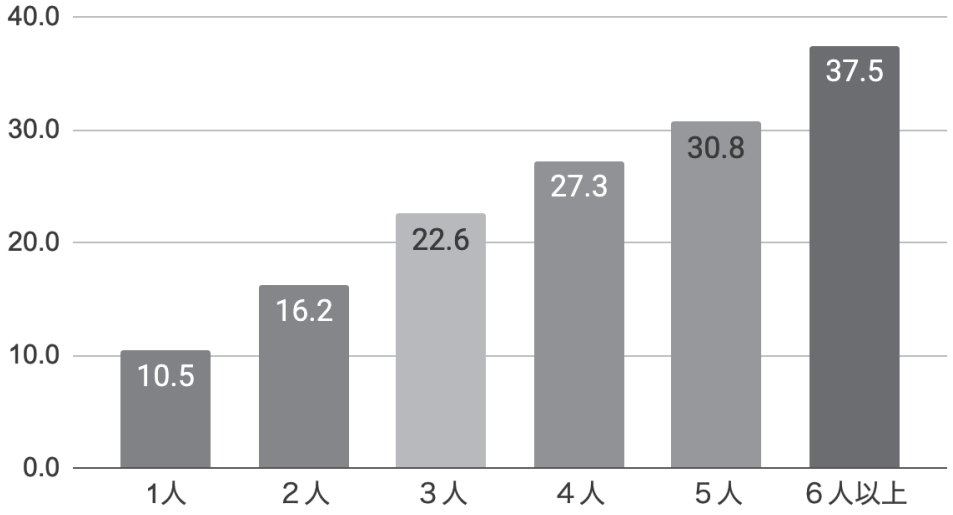


図5-1 世帯人数あたりの平均最低生活費（2019）

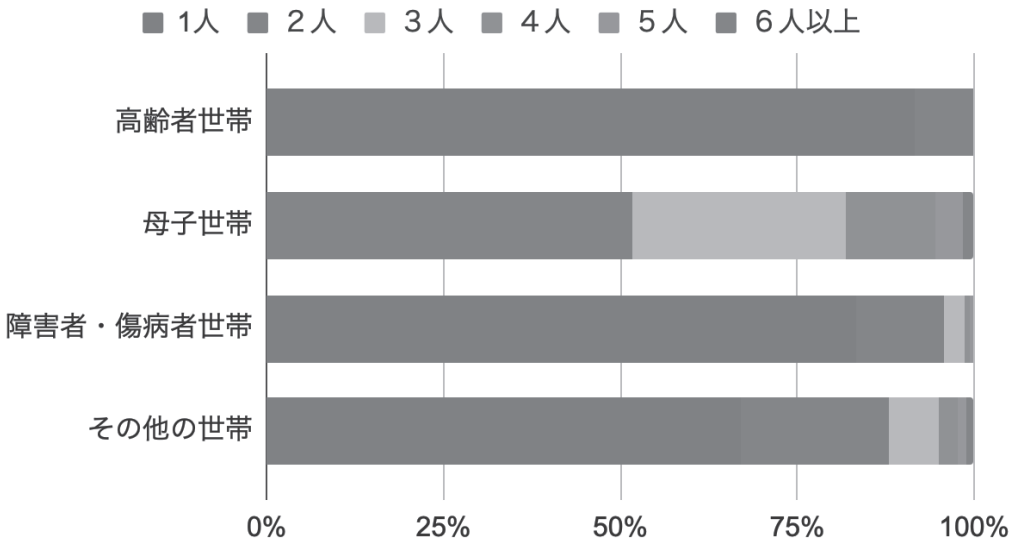


図5-2 世帯類型別の平均世帯人数（2019）

[40] 生活保護から脱するとこれまで支払う必要のなかった税や社会保険料等の負担が発生することから、実際には最低生活費以上に勤労所得を得なければ可処分所得は同等にはならない。

5.1.2 導入にあたっての留意点

留意点としては、まず財源の問題である。勤労控除の上限額を単純に増額するとなると、勤労所得が増えることによってこれまで相殺されていた生活扶助費の支出が拡大することになる。したがって、就労可否の判定を行った上で就労可能な者については就労しない場合の生活扶助費の算定を引き下げることと合わせて勤労控除の拡大を行うことが考えられる。これをグラスに示したのが図5-3である。現行の生活扶助費の給付が緑の線、変更後の生活扶助費の給付がオレンジの線である。

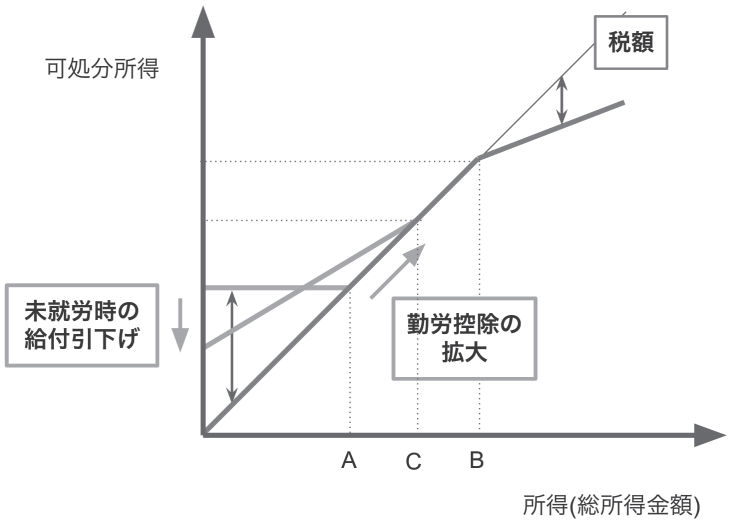


図5-3 勤労控除の改善イメージ[41]

ただし、「就労可能」と判定されて実際に就労しない場合には憲法の謳う「健康で文化的な最低限度の生活」に基づく最低生活費以下の水準での生活扶助費しか給付されないことになりうることから、判定基準は明確なルールを定めた上で、かつその判定は慎重に行われる必要がある。

もう1点は、導入にあたっては何らかの期限を設けること、もしくは期間に応じて段階的に限界税率を変更していくことである。無制限に勤労控除によって可処分所得を増やせるということになると、生活保護を受け続けながら就労した方が可処分所得は多くなるということになり、かえって生活保護からの脱却を阻害する要因にもなりかねない。あくまで未就労の状態から改めて就労すること、そして最低生活費に相当する程度の勤労所得を継続的に得て自身で生計を立てられるようになるための動機づけとして用いられるべきである。

5.2 就労自立給付金の拡大

5.2.1 提言内容

次に、就労自立給付金の算定率と算定範囲、上限額の拡大である。就労自立給付金は生活保護からの脱却のためのインセンティブや脱却直後に発生する税・社会保険料等の負担の軽

[41] 八田（2009）485頁 図22-5より筆者作成

減によって再度保護に至ることの防止を目的として2014年に導入された制度である[42]。この制度導入の背景には、生活保護を受給中には原則として預貯金ができない一方で、保護から抜け出すとこれまで支払う必要のなかった税金や社会保険料の負担などが増えることで、それまでと同等の勤労所得を得ていたとしても脱却後には可処分所得が減ってしまうという事情がある。

この就労自立給付金は、保護廃止となる直近6ヶ月の勤労所得の額の10%を仮想的に積み立てて、保護廃止時点で給付するという仕組みである。具体的な運用ケースを示したのが以下の図5-4である[43]。この例のケースの世帯は毎月12万円の勤労所得を得ている単身世帯であり、この12万円に基礎控除額の25,600円を差し引いた94,400円の10%である9,440円が最大6ヶ月積み立てられ、この合計と最低給付額の2万円を加えた76,640円が保護廃止の時点で給付金として支給される。

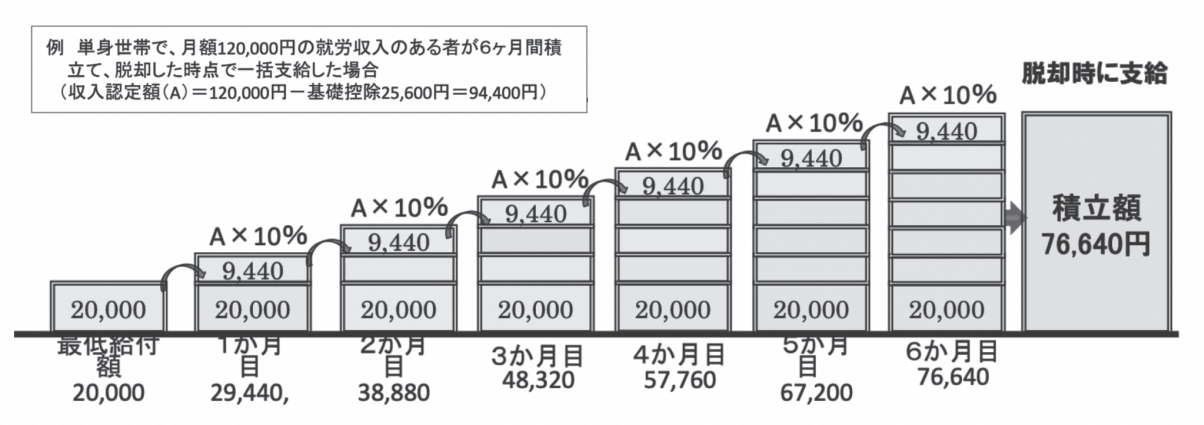


図5-4 就労自立給付金の運用イメージ[44]

上記の例で分かるように、勤労所得に対しての積み立ての算定率は10%と極めて低くなっており、かつ算定期間も直近6ヶ月となっていることから積立額として得られる額は1ヶ月分の勤労所得にも満たない。また、単身世帯で10万円、多人数世帯で15万円という給付の上限額も設定されているため、算定期間中にいかに勤労所得を増やしたとしてもこの上限以上にはならない。

1つ目の提言で示したとおり単身世帯であったとしても最低生活費の平均月額は10.5万円であり、1ヶ月分の生活費にも満たない給付金の存在が保護からの脱却にインセンティブを与えているとは思われない。この点については池田（2019）が埼玉県川口市の被保護世帯のデータを用いて就労自立給付金が就労自立者の増加に寄与しているかを分析し、統計的に有意な効果がなかったことを明らかにしている[45]。何らかの上限は設けるべきであるが、半年や1年など新たな生活が軌道に乗るまでは受給時と同等程度の可処分所得が確保できるような設計となるべきで、そのためには算定率と算定期間、そして上限額を拡大させる必要がある。

---

[42] 厚生労働省 社会・援護局長通知.“生活保護法による就労自立給付金の支給について”. 厚生労働省Webサイト. 2014/04/25.https://www.mhlw.go.jp/web/t_doc?dataId=00tc0131&dataType=1&pageNo=1 , (2022/02/10)

[43] 厚生労働省.“就労支援・自立支援について”. 厚生労働省Webサイト. 2021/12/06. https://www.mhlw.go.jp/content/12002000/000865547.pdf , (2022/02/09) 16頁

[44] 厚生労働省.“就労支援・自立支援について”. 16頁より引用

[45] 池田裕一（2019）16頁

5.2.2 導入にあたっての留意点

留意点としては、制度の悪用を抑止するような仕組みを設けることが挙げられる。この制度は導入以前に「就労収入積立制度」という名称で検討されており[46]、検討段階の案に対して大阪市は「現在保護を受けていない人も、保護を受けたほうが預金できることになり、生活保護受給者の増加につながることも危惧される」、「積立金を受領した後、短期間で消費し、再度保護申請も考えられる」といった制度の悪用に対する懸念を理由に挙げ否定的な見解を述べている[47]。現行の制度ではこれまで見てきたようにわずかな金額であることからこのような懸念の余地は少ないと思われるが、さらに金額規模を拡大するということであれば、これらの悪用への考慮も不可欠である。

就労できる者が偽って生活保護を受給するようになりかねないという点については、期間や上限額の制限を設けることでわざわざ生活保護を受給すること（そして、その上で就労して積立金を貯めること）が割りに合わないような制度設計とする必要があろう。また、積立金を受け取った後の再申請については、一定期間の制限を設けるなどの対策が有効と考えられる。

5.3 給付つき税額控除（負の所得税）の導入

5.3.1 提言内容

最後に、給付つき税額控除である。給付つき税額控除は一定の所得額を上回る中・高所得者からは現状どおり所得税を徴収するが、一方で一定額を下回る低所得者からは税を徴収せず、逆に還付金を給付する制度である。フリードマンが提案した「負の所得税」を起源とするもので、制度の仕組みは一様ではないが鈴木（2021）によれば既にアメリカ、カナダ、イギリス、フランス、オランダ、スウェーデン、ニュージーランド、韓国などで導入されている実績がある[48]。

給付つき税額控除のイメージは図5-5のとおりである。黒の線が課税前所得を表しており、この課税前所得が低い段階（OT間）では所得税を支払う代わりに給付が得られることで赤の線の位置にまで課税後所得が増加する。一方で、課税前所得がT点に達すると課税対象となることで課税後所得は赤の線の位置にまで減少することになる。

---

[46] 厚生労働省.“「生活支援戦略」中間まとめ”. 厚生労働省Webサイト. 2012/7/5.https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002fjpt-att/2r9852000002fjtq.pdf, (2022/02/02)5頁

[47] 大阪市.“生活保護にかかる厚生労働省の考え方に対する大阪市の見解”. 大阪市Webサイト. 2012/7. https://www.city.osaka.lg.jp/fukushi/cmsfiles/contents/0000087/87120/3.pdf , (2022/02/02)4頁

[48] 鈴木亘（2021）320頁

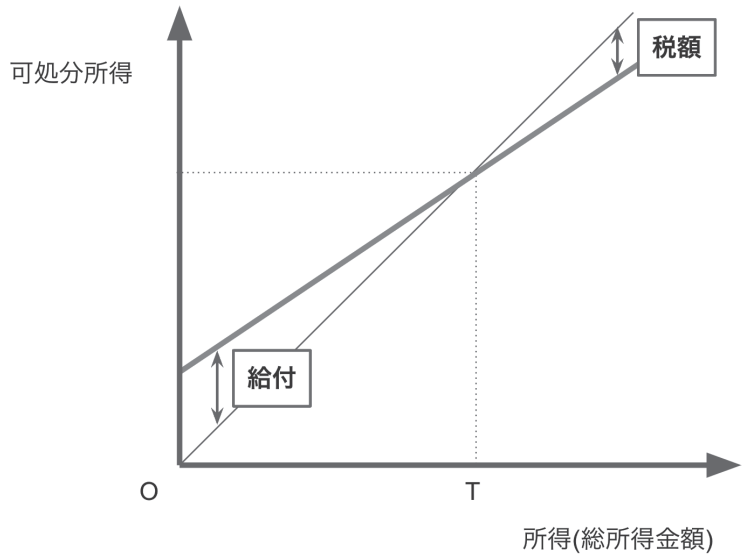


図5-5 給付つき税額控除のイメージ[49]

導入の効果として期待できるのは、勤労控除の増額などと同様に就労インセンティブを与えるということである。既存の生活保護と比較して段階的に限界税率が設定されることによって、被保護世帯は多く働けばより可処分所得が増やせるようになる。これを表したのが以下の勤労所得と労働時間の変化を示した図5-6である。ACDは既存の生活保護制度で、労働時間が増えても得られる勤労所得が増えないことを表している。CD'は給付つき税額控除を表しており、ACDとは異なり労働時間を増やせば勤労所得が増える。そして、生活保護を受給している者はCDD'Fのいずれかの点を選択しうる。このうちでC点にいる者は取り得る選択肢の中で就労ゼロの状態で効用を最大化している者であるが、この者たちは給付つき税額控除が導入されることによって、より効用が高くなるE点に移動する。その結果、労働供給が増えることになる[50]。

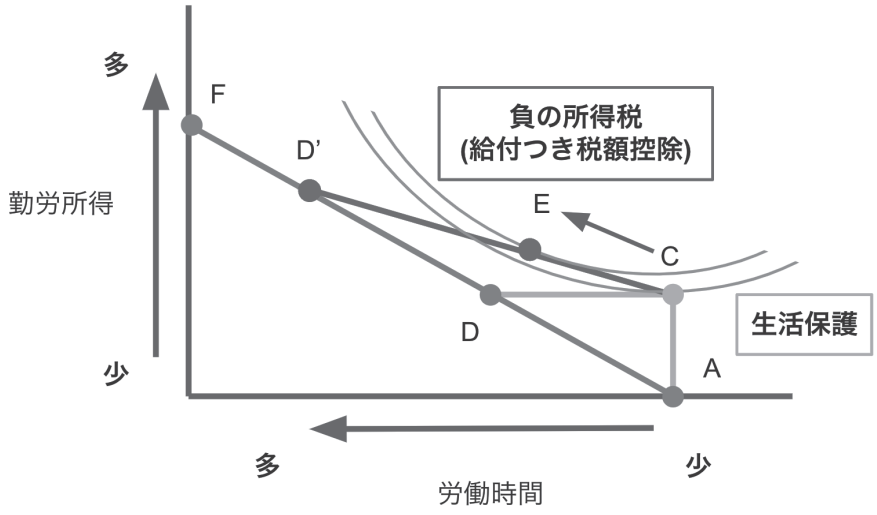


図5-6 勤労所得と労働時間の変化（労働供給：増）[51]

[49] 鈴木亘（2021）326頁 図表3より筆者作成
[50] Moffitt（2003）121頁
[51] Moffitt（2003）121頁 図1より筆者作成

もう1つの効果は、資産テスト等を介さず勤労所得を判断基準として給付を行うことから、低所得者に対して素早く自動的に対応できるセーフティネットとしての役割が期待できるという点である。八田（2020）は新型コロナウイルスの感染拡大のような事態に生じる所得の減少に対して既存の生活保護制度では迅速性に欠けるとして、給付つき税額控除の導入を提案している[52]。鈴木（2021）も2020年に行われた特別定額給付金を契機として生じたベーシックインカム導入の議論を踏まえ、その実現可能性の高い代替策としてこの制度を挙げている。

5.3.2 導入にあたっての留意点

5.3.2.1 財源

給付つき税額控除を導入するにあたっての最大の課題は財源である。給付の対象や額は導入されている国によって大きく異なるが[53]、一定所得以下の世帯すべてに給付するとなると対象となる世帯数が飛躍的に増えることから予算規模も格段に大きくなることが想定されるためである。同様の議論はアメリカで負の所得税の導入が検討された際にも行われていたようである。Moffitt（2003）は当時の議論の中で、予算規模が過大になるという点への懸念があったことを紹介している[54]。

八田（2020）はこの財政負担の課題について、勤労所得がゼロの場合には給付がゼロだが、勤労所得が増えるごとに補助金が増えるというモデルを提案している[55]。この場合、勤労所得がない者に対しての給付は行われないことから、予算規模は大きく縮小される[56]。このモデルが以下の図5-7である。原点Oの地点、つまり勤労所得がない場合には給付はなく、その後に勤労所得を増やすにつれて給付額は上昇してP点で給付額は最大となり、これを超えると徐々に給付額が減ってT点を超えると課税の対象となるという仕組みである。アメリカが導入している給付つき税額控除（EITC、Earned Income Tax Credit）がこのような形状となっている[57]。

---

[52] 八田達夫（2020b）27頁

[53] 森信（2008）によれば、勤労税額控除（勤労している低所得者を対象）、児童税額控除（世帯での子供の数に応じて給付）、社会保険料負担軽減税額控除（所得税で控除できない場合に社会保険料の負担を相殺）、消費税逆進性対策税額控除（消費税率の逆進性緩和として世帯に応じて給付）の4つに類型される。

[54] Moffitt（2003）によれば、この懸念に対してフリードマンは保障される所得水準を相対的に引き下げることを提案し、それが一部の者の生活を悪化させることから政治的な問題を引き起こすことになるものの、労働インセンティブの強化も可能にすると主張したとされる。

[55] 八田達夫（2020b）27頁

[56] この場合には勤労できない者の最低生活保障をカバーできないことから、生活保護との併存を想定している。

[57] 実際にアメリカで導入されているEITCでは、phase-in（逓増部分）、plateau（定額部分）、phase-out（逓減部分）の3つの段階があり、給付額の推移は図5-7のような三角形ではなく台形上になっている。アメリカのEITCは森信（2008）に詳しい。

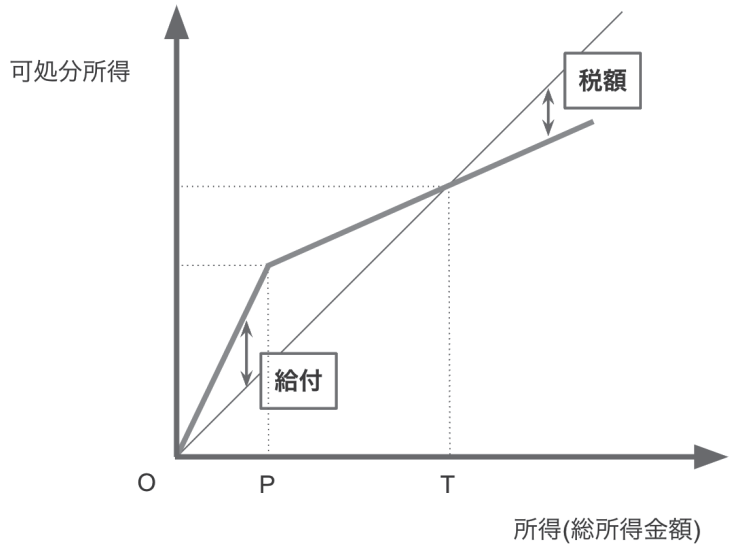


図5-7 給付つき税額控除のイメージ（修正モデル）[58]

鈴木（2021）は現行の生活保護制度や年金制度などとの併存でひとまず小規模でも導入することを提案している。この場合には「生存権の保障という制約が課される必要がない」ことから調達できる金額に合わせて低所得者への給付を加減できるという点をメリットに挙げ、当面の生存権の保障は生活保護制度で担保して、将来的に歳出削減や増税によってまとまった財源が調達できた段階で生活保護の廃止を検討すれば良いとしている[59]。

なお、制度設計次第では実際のコストはそれほど大きくはならない可能性もある。Bastian and Jones（2021）はアメリカで導入された給付つき税額控除（EITC）について、既婚女性と未婚女性に焦点を当てて納税額の増加や他の政府移転支出（日本における生活保護に該当するTANFやSNAPなど）の減少などを考慮した政策の純費用を推計し、実際の予算のうちの17%に過ぎないとしている[60]。これを図示したのが以下の図5-8である。給付の上限額を1,000ドル増額するごとに政府は1世帯当たり349ドルを給付したが、一方で納税額は48ドル増加、政府移転支出は243ドル減少した。これらを考慮すると支給額349ドルのうち291ドル（48ドル + 243ドル）は相殺できることから純費用として57ドルで、これは給付した349ドルに対して「17%に過ぎない」ということである。

[58] 八田達夫（2020b）27頁 スライド20より筆者作成
[59] 鈴木亘（2020）321頁
[60] Bastian and Jones（2021）1頁

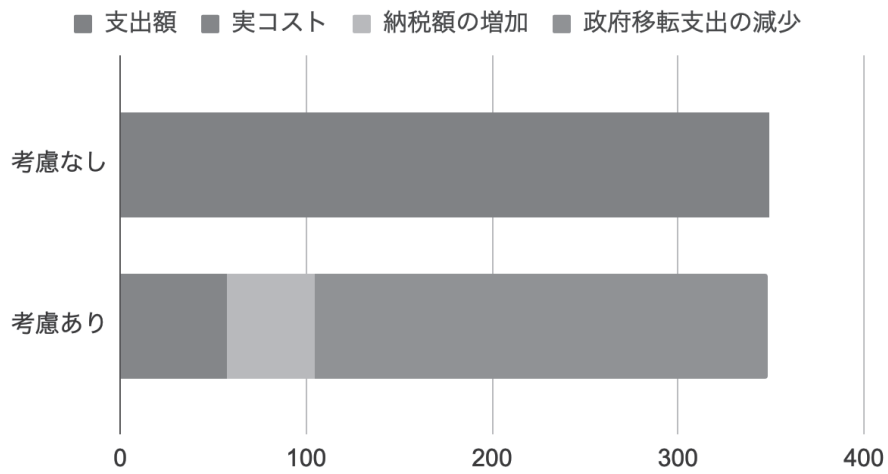


図5-8 EITCの支出額と純費用の比較イメージ

5.3.2.2 労働供給への影響

また、給付対象者の労働供給への影響という点も課題である。現在生活保護を受給している者にとって、負の所得税の導入は勤労所得を増やすインセンティブになることは先ほど述べたとおりであるが、一方でこれまで生活保護を受給していなかった者は負の所得税の影響で労働時間を減らすケースが考えられる。これを示したのが図5-6と同様に勤労所得と労働時間の変化を示した以下の図5-9である。生活保護を受給していない者はAF間のいずれかの点を選択するが、給付つき税額控除が導入された場合はCD'F間から選択するようになる。この場合に例えばG点で効用を最大化していた者は負の所得税が導入されることで、より効用が高くなるH点に移動する。その結果、労働供給は減ることになる。

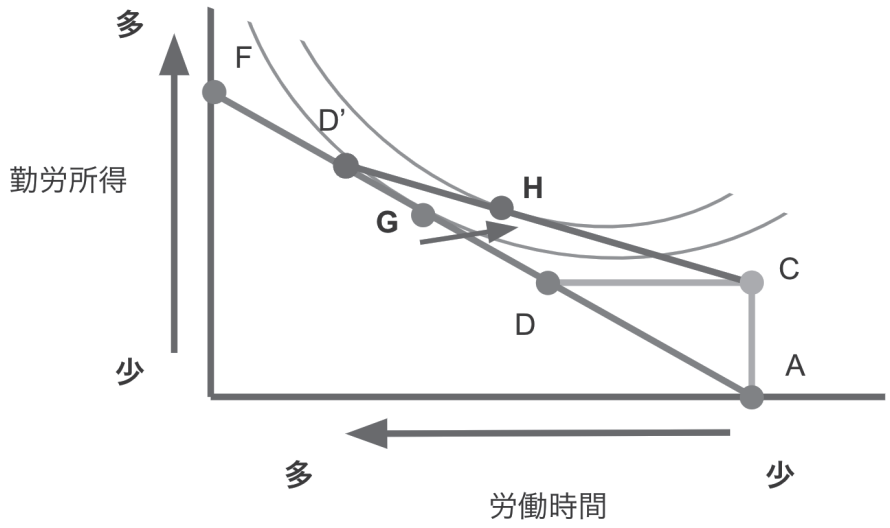


図5-9 勤労所得と労働時間の変化（労働供給：減）[61]

[61] Moffitt（2003）125頁 図2より筆者作成

このように、元々生活保護を受給している者にとっては就労インセンティブに正の影響となるものの、一方でこれまで受給していなかった者には負の影響が生じうる。したがって、全体としての効果はこの所得と労働時間についてどのような性向を持つ人間がいるかによるため、Moffitt（2003）は「平均労働供給量の変化は、符号が曖昧になる」[62]としている。アメリカでは1968年から1982年にかけて4度の負の所得税の導入実験が行われており、Robins（1985）によれば1年あたりの平均で夫はフルタイム雇用の2週間分、妻や未婚女性は3週間分、若者は4週間相当の労働力供給を減らす結果となった[63]。なお、負の所得税の代わりにアメリカにおいて導入されたEITCでも独身女性の労働供給を増加させる一方で、既婚女性の労働供給を減少させたとされている[64]。

被保護世帯の就労インセンティブが与えられるにしても、その他の給付対象者の労働供給が下げられるとなれば、政策としての効果は弱まることになる。そして、どのような結果になるかは受給対象者の中でどのような勤労所得と労働時間を選択する者がどの程度いるかに依存する。したがって、受給者全体の労働供給への影響という点も考慮に含めた上で検討の議論が行われる必要がある。

5.3.2.3 資産の把握

最後に、資産の把握である。給付つき税額控除は勤労所得を基準として給付を行うものであるが、実際には勤労所得は低くても多額の資産を持つような者もいることから、本当に支援が必要な低所得者に対して効果的に給付するためには何らかの資産要件が必要になる。そして、そのためには資産の状況を税務署等が正しく把握しておかなければならない。

鈴木（2021）は現状の自営業者や農林水産業従事者の所得把握率が特に低いことを指摘した上で、給付を希望する者の自己申告制度を提案している[65]。これは現状のようにまだマイナンバーと銀行口座の紐付けができていないなど政府が個人の所得や資産を把握できていないという状況において効率的に不正を抑止するためのアイディアであり、給付を希望する者は必要な書類を持って税務署に申告するというものである。その際、税務署が銀行に対して資産情報を照会することも可能とする。

この場合、本当の低所得者であれば給付金を得られるというメリットがあることから進んで自身の所得を伝えようとする。一方で、所得を偽って申告しようとする者はがいたとしても、所得が高い者や多額の資産を持っている者であればわざわざ自身の資産情報を明らかにされたくないであろうから申告に来ることはない。結果として、真に給付を必要とする低所得者を効率的に選別することができる。

5.4 総括

本章では、被保護世帯は同等の属性を持つ受給していない世帯よりも就労を控えているという実証結果を受けて、より就労インセンティブを高めるためにはどうすれば良いかという視点から、3つの政策提言を行ってきた。3つの提言のうち、「勤労控除の拡大」と「就労

[62] Moffitt（2003）125頁
[63] Robins（1985）580頁
[64] Nichols and Rothstein（2015）201頁
[65] 鈴木亘（2020）322頁

自立給付金の拡大」は既存の政策をさらに拡張するものである一方で、最後の「給付つき税額控除（負の所得税）」は新規の政策である。

また、前者2つの対象は被保護世帯のみであることに対して、給付つき税額控除は被保護世帯に加えてそれ以外の低所得世帯も含まれる（その範囲はどの類型でどのような制度を採用するかによって異なる）。したがって、ここまで被保護世帯を対象として就労による自立支援、そのための就労インセンティブについて議論してきたが、給付つき税額控除はこの範囲をその他の低所得世帯にまで拡張させるものと位置づけることができる。

対象となる世帯が増えることは、例えば先に述べたように財源上の問題を生じうる。しかし、この被保護世帯以外の低所得世帯も支援していくという発想は2015年に施行された生活困窮者支援法にも通じるものであり、この法律に掲げられた「生活保護に至る前の自立支援策の強化」と「生活保護から脱却した人が再び生活保護に頼ることのないようにすること」という目的にもあるとおり、これらの世帯の自立を下支えすることが結果として被保護世帯の拡大の抑制に繋がることも期待できる。

「生活保護に至る前の自立支援策の強化」という点については、生活保護の捕捉率の観点から重要である。戸室（2016）は統計データから貧困世帯数を算出し、これに対する生活保護世帯数から生活保護の捕捉率を推計しており、その値は2012年時点で15.5%と極めて低い[66]。これは統計上に表れている被保護世帯よりも実際にはさらに多くの低所得世帯があるということであり、これらの世帯を幅広く支援することは将来的な生活保護に至ることを抑止することに繋がりうる。

「生活保護から脱却した人が再び生活保護に頼ることのないようにすること」という点については、保護歴のある被保護世帯、つまり一度は抜け出したものの、再度受給に至った世帯の割合が近年上昇していることから何らかの対処が必要である。以下の図5-10は世帯類型別での被保護世帯数に対して「保護歴有」である世帯の割合を示したものである[67]。2019年では「母子世帯」と「その他の世帯」のうちの2割近くが過去に履歴のある被保護世帯が占めるようになっている。この増加は、生活保護から脱却した後の支援の必要性を示すものである。

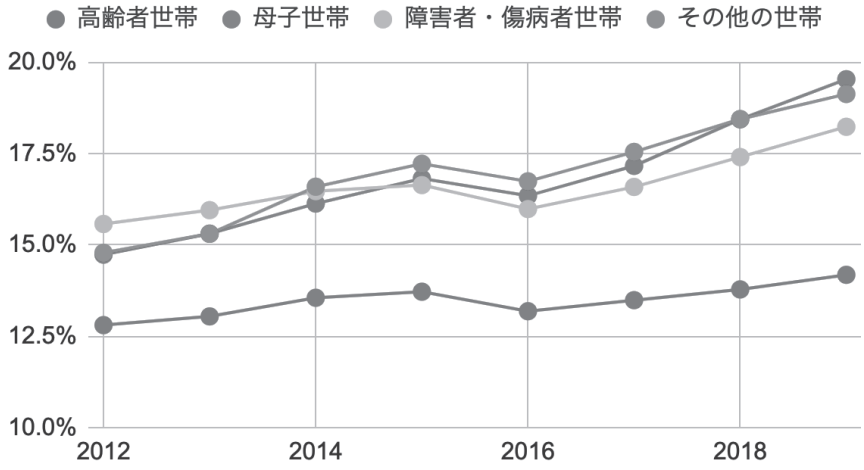


図5-10 「保護歴有」である被保護世帯の割合（2012-2019）

[66] 戸室健作（2016）46頁

[67] 「政府統計の総合窓口(e-Stat)」、被保護世帯数、保護歴の有無・保護再開までの期間・世帯類型・保護の受給期間別－ 被保護者調査（厚生労働省）の2012～2019年度分を集計

上記の財源の問題以外にも、留意点に挙げた労働供給への影響や資産の把握など課題はあることから、給付つき税額控除の導入は一朝一夕にできるとは思われない。まずは既存の勤労控除や就労自立給付金の改善を先行して行うべきであろう。しかし、就労インセンティブを削がない形で被保護世帯のみならず、その他の低所得世帯をもカバーする給付つき税額控除は将来的には現行の生活保護制度を包含することも可能な制度であることから、今後も実現可能性について検討が進められるべきである。

第6章 終わりに

6.1. 結語

本研究では、生活保護の受給が就労に与える負の影響の有無についての検証を試みた。第2章では生活保護制度の現状を概括した上で、そこに就労インセンティブの面での課題が存在することを第3章で指摘し、第4章では生活保護を受給することそれ自体が就労を控えさせているのかについて傾向スコアマッチングの手法を用いた実証分析を行った。その結果として、被保護世帯は同等の属性を持つ受給していない世帯よりも就労を控えている傾向にあることを明らかにした。これは、近年様々な自立支援のための政策が打ち出されているにも関わらず、依然として現行の制度が被保護世帯の就労インセンティブを削いでいることを示唆するものである。さらに、第5章では今後いかに被保護世帯の就労インセンティブを喚起させるかという視点から3つの政策提言を行った。

冒頭に述べたとおり、生活保護制度は「健康で文化的な最低限度の生活」という憲法上の権利を保障するという位置づけであり、その重要性は現代においても揺るぎないものである。一方で、生活保護法は「生活を保障するとともに、その自立を助長する」とあるように、生活の保障のみを目的とするものではなく一時的に保護を受けた者も将来的には改めて自立して生活を営めるようになることを目指している。そして、この「自立」のための手段として就労があるが、現行の制度では就労インセンティブへの負の影響が示唆されることがこれまで本研究で明らかにしてきたことである。政策提言に挙げたような改善策によって、早急に対応が求められる。

6.2 残された課題

本研究は日本家計パネル調査のパネルデータを用いて行った。このデータは被保護世帯に特化したものではないことから、その中に含まれる被保護世帯の数はわずかであった。したがって、被保護世帯の中での属性に応じた変化についての分析は行っていないが、生活保護の就労インセンティブに与える影響は例えば男女の性別や年齢区分によって異なってくる可能性がある。厚生労働省の被保護調査や社会保障生計調査には被保護世帯の詳細な情報が調査項目として含まれていることから、これらのパネルデータを利用することができれば、より被保護世帯の就労インセンティブの実態をさらに明らかにできると考えられる。

また、本研究では分析手法として多くの先行研究のあった傾向スコアマッチング法を採用したが、類似の手法としては逆確率重み付け（IPW）や二重にロバストな推定等がある。これらの手法によって同様の分析を行うことで同等の結果が得られるのであれば、この因果関係はより頑健になると考えられる。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、まちづくりプログラム教員の皆様から丁寧な指導をいただくとともに、貴重なご意見をいただきました。感謝申し上げます。

分析にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けました。この貴重なデータの利用なしに本研究は成り立ちませんでした。感謝申し上げます。

また、政策研究大学院大学での研究の機会を与えていただいた勤務先と、貴重な社会人学生としての日々を共に過ごし苦楽を共にした同期の皆様には改めて感謝申し上げます。最後に、1年の研究生活を支えてくれた妻と子どもたちに感謝いたします。

なお、本研究における見解及び内容に関する誤り等については、全て筆者に帰属いたします。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

1. 岩永理恵（2015）「生活保護と生活困窮者自立支援法」『社会福祉』第56号, p.25-47, 日本女子大学社会福祉学会.
2. 池田裕一（2019）「就労自立給付金が生活保護受給者の就労自立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修士論文』政策研究大学院大学.
3. エステル デュフロ・レイチェル グレナスター（2019）『政策評価のための因果関係の見つけ方』日本評論社.
4. 小川和孝（2014）「朝食摂取習慣の教育達成への因果効果の検証 -傾向スコアマッチングと感度分析によるアプローチ-」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』No.79, 東京大学社会科学研究所.
5. 桜井啓太（2017）『〈自立支援〉の社会保障を問う: 生活保護・最低賃金・ワーキングプア』法律文化社.
6. 鈴木亘（2021）「ベーシック・インカムの実現可能性に関する一考察」『学習院大学 経済論集』第57巻 第4号, p.313-327, 学習院大学.
7. 生活保護制度研究会（2021）『生活保護のてびき 令和3年度版』第一法規株式会社.
8. 橘木俊詔・浦川邦夫（2009）『日本の貧困研究』東京大学出版会.
9. 玉田桂子・大竹文雄（2004）「生活保護制度は就労意欲を阻害しているかアメリカの公的扶助制度との比較」『日本経済研究』50号, p.38-62, 日本経済研究センター.
10. 戸室健作（2016）「都道府県別の貧困率、ワーキングプア率、子どもの貧困率、捕捉率の検討」『山形大学人文学部研究年報』第13号, p.33-53, 山形大学
11. 八田達夫（2009）『ミクロ経済学II 効率化と格差是正』東洋経済新報社.
12. 林正義（2021）「生活保護制度と被保護者の就労実態」『CIRJEディスカッション・ペーパー』CIRJE-J-300, 日本経済国際共同研究センター.
13. 八田達夫（2020a）「パンデミックにも対応できるセーフティネットの構築」小林慶一郎他編『コロナ危機の経済学』所収, p.59-76, 日本経済新聞出版.

14. 八田達夫（2020b）「コロナと経済」『北中連だより』2020年夏季号 No.132, p.23-30, 北九州中小企業団体連合会.
15. 藤原千沙・湯澤直美（2010）「被保護母子世帯の開始状況と廃止水準」『大原社会問題研究所雑誌』620, p.49-63, 法政大学大原社会問題研究所.
16. 星野崇宏・繁桝算男（2004）「傾向スコア解析法による因果効果の推定と調査データの調整について」『行動計量学』第31巻, 第1号, p.43-61, 日本行動計量学会.
17. 星野崇宏・岡田謙介（2006）「傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について」『保健医療科学』第55巻, 第3号, p.230-243, 国立保健医療科学院.
18. 森信茂樹（2008）『給付つき税額控除 - 日本型児童税額控除の提言』中央経済社.
19. Austin Nichols and Jesse Rothstein（2015）, The Earned Income Tax Credit（EITC）, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 21211, p.137-218.
20. Jacob E.Bastian Maggie R.Jones（2021）, Do EITC expansions pay for themselves? Effects on tax revenue and government transfers. *Journal of Public Economics*, Volume 196.
21. Marco Caliendo and Sabine Kopeing（2008）, Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.
22. Paul R. Rosenbaum and Donald B. Rubin（1983）, The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, Vol. 70, No. 1 (Apr. 1983), p. 41-55
23. Philip K. Robins（1985）, A Comparison of the Labor Supply Findings from the Four Negative Income Tax Experiments. *The Journal of Human Resources*, Vol. 20. No.4, p.567-582.
24. Robert A. Moffitt（2003）, The Negative Income Tax and the Evolution of U.S. Welfare Policy, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.17, No.3, p.119-140.

津波防災地域づくり法に基づく津波リスクの公表と区域指定の効果
－和歌山県を事例として－

＜要旨＞

津波リスクは、海沿いの地域の中でも津波到達時間が異なり、リアス式海岸のような入り組んだ海岸と直線的な海岸平野とでは想定される津波高が異なる。このような津波リスクの情報は公共財と考えられ、住民が防災対策や居住地の選択を行う際に重要であり、行政による正確で過不足のない情報提供が求められる。

東日本大震災をうけ、平成 23 年 12 月に津波防災地域づくりに関する法律（以下「津波防災地域づくり法」）が施行され、都道府県知事は津波浸水想定区域図の公表が義務化され、その後に津波が発生した場合に住民の生命または身体に危害が生じるおそれがある区域を津波災害警戒区域として指定することができることとなった。

本研究では、津波リスクの公表と区域指定の効果を検証するため、和歌山県における地価及び人口を対象として実証分析を行う。その際に、津波リスク別の影響についても検証できるように、和歌山県を津波到達時間別に 4 つの地域に分ける。

結果として、津波到達時間 0～5 分地域では、震災により地価及び人口に影響があり、津波到達時間 15～30 分地域では、津波リスクの公表により地価に影響があり、区域指定（イエローゾーン）の影響は全地域においてみられないといった可能性があることが明らかになった。

そこから、津波リスクが高い地域は、元々リスクが認識されており、震災の報道等によってリスクがより具体化され、地価及び人口に影響があった可能性があると考察し、津波リスクがそれほど高くない地域の中には、津波リスクの公表により地価が下落した可能性がある地域もある一方で、影響がみられない地域もあり、そのような地域では津波リスクの周知が不十分であると考察を行い、ふまえて、区域指定の義務化、津波リスク公表方法の充実等の提言を行った。

2022 年（令和 4 年）2 月
政策研究大学院大学 まちづくりプログラム
MJU21711　松下　祐介

目次

1. はじめに 502
1.1. 背景 502
1.2. 津波災害の特徴 502
1.3. 先行研究 503
1.4. 論文の構成 503
2. 津波災害への政府の取り組み 503
2.1. 南海トラフ地震の歴史と被害想定 503
2.2. 津波災害への政府の取り組み、歴史 505
2.3. 津波防災地域づくり法について 507
2.4. 津波災害警戒区域、津波災害特別警戒区域について 508
2.5. 津波災害警戒区域の指定状況 509
3. 実証分析の方法 510
3.1. 実証分析の方法 510
3.2. 実証分析を行う上での条件整理 510
3.3. 仮説 511
4. 地価に関する実証分析 511
4.1. 実証分析 1 512
4.2. 実証分析 2 516
5. 人口に関する実証分析 520
5.1. 実証分析 3 521
6. 実証分析結果の考察まとめ 525
7. 政策提言 526
7.1. 実証分析結果からの政策提言 526
7.2. 政策提言（津波による死者を減らすための対策） 528
8. 今後の課題 534
9. 謝辞 534
10. 参考文献 534

1. はじめに

1.1. 背景

我が国は世界でも有数の自然災害の多い国といわれており、毎年のように地震、洪水、土砂災害をはじめとした災害が全国各地で発生している。特に地震についてはマグニチュード 6 以上の地震の世界全体に占める日本の発生割合は，約 20%と非常に高い割合となっている[1]。海底のプレート境界付近で発生した地震は場合によっては津波を発生させ、海に面する広範囲の地域に甚大な被害を与える。南海トラフ地震の今後 30 年以内の発生確率は 70～80%とされており、和歌山県をはじめとした太平洋側の地域では地震津波対策が急務となっている。

津波リスクは、海沿いの地域の中でも津波到達時間が異なり、リアス式海岸のような入り組んだ海岸と直線的な海岸平野とでは想定される津波高が異なる。このような津波リスクの情報は公共財と考えられ、住民が防災対策や居住地の選択を行う際に重要であり、行政による正確で過不足のない情報提供が求められる。

東日本大震災をうけ、平成 23 年 12 月に津波防災地域づくり法が施行された。その中で、都道府県知事は津波浸水想定区域図の公表が義務化され、さらに津波が発生した場合に住民の生命または身体に危害が生じるおそれがある区域を津波災害警戒区域（イエローゾーン）として指定することができることとなった。和歌山県においては、津波防災地域づくり法に基づき、平成津波浸水想定区域図の公表は平成 25 年 3 月に公表され、津波災害警戒区域指定は平成 28 年 4 月に実施されている。

本研究では、東日本大震災及び津波防災地域づくり法に基づく津波リスクの公表と区域指定の効果を検証するため、和歌山県における地価及び人口を対象として実証分析を行い、得られた結果をふまえた上で、政策提言や津波による死者を減らすための対策についての考察を行う。

1.2. 津波災害の特徴

巨大地震が発生すると家屋倒壊、火災、津波浸水等の様々な被害が予測され、広範囲にわたり甚大な被害が及ぶ。津波は、洪水や土砂災害の災害と比較し、いつ発生するか予測困難という特徴がある一方で、地震が発生してから津波が到達するまでに一定の時間があり、その時間内に適切に避難することができれば命は助かる可能性がある災害であるとも考えられる。近い将来、南海トラフ地震の発生確率が高いとされているが、いつ発生するか予測困難である以上、早急の対策が求められる。特に南海トラフ地震において津波による甚大な被害が想定されている和歌山県串本町等の地域では 1m の津波到達時間は地震発生後 3 分[2]となっており、迅速な避難が求められる。二重防御の考えのもとハード対策、ソフト対策を組み合わせた対策を行って

---

[1] 内閣府　防災情報のページ　閲覧日:2022 年 1 月 12 日
http://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/h18/bousai2006/html/honmon/hm01010101.htm

[2] 和歌山県津波避難計画策定指針（平成 27 年 11 月）

いるが、とくかく生命を守ることが重要であり、そのためには住民の各々が津波発生時に最適に避難できるような対策が求められる。

1.3. 先行研究

災害ハザードエリアと地価との関係に関する研究についてはこれまで多くの研究が行われている。土砂災害警戒区域と地価との関係に関する研究については、吉永(2015)、岸下（2019)、田窪（2021）などの研究があり、土砂災害警戒区域の指定により地価の下落や新規住宅の抑制に影響があるが、人口の移転には影響がないことが実証されている。また、水害ハザードエリアと地価との関係に関する研究については、寺（2020)、篠村（2010）などの研究があり、洪水浸水リスク及び浸水頻度が地価の下落に影響があることが実証されている。

一方で、津波ハザードエリアに関するもので、特に津波防災地域づくり法における津波浸水想定区域図の公表及び津波災害警戒区域の指定の効果について和歌山県における地価及び人口の分析を行った研究はこれまで把握している中では見られない。

1.4. 論文の構成

本稿の構成は次のとおりである。

第 2 章では、津波災害の歴史と政府の取り組みについて整理する。

第 3 章、第 4 章、第 5 章、第 6 章では、津波リスク公表と区域指定の効果について定量的に分析を行う。

第 7 章では、津波対策に関して実証分析結果からの政策提言及び津波による死者を減らすための幅広い対策についての考察を行う。

第 8 章では、今後の課題について整理を行う。

2. 津波災害への政府の取り組み

2.1. 南海トラフ地震の歴史と被害想定

南海トラフ地震の歴史

文部科学省研究開発局地震・防災研究課地震調査研究推進本部地震調査委員会によると、過去 1400 年の歴史の中で、約 100～200 年の間隔で大地震が発生している。直近の巨大地震は 1946 年の昭和南海地震であり、そこから 75 年が経過しており、今後 30 年以内の発生確率も 70～80%とされておりていることからいつ地震が発生してもおかしくないと考えられている。

過去の南海トラフにおける主な地震については、表 1 のとおりである[3]。

[3] 和歌山県　過去の地震被害 閲覧日:2022 年 1 月 14 日

表 1 南海トラフにおける主な地震

西暦（和暦）	地域（名称）	M	和歌山県における主な被害（括弧は全国での被害）
６８４年１１月２９日 （天武１３）	土佐 その他南海・東海・西海地方	８ 1/4	（家屋の倒壊、死傷者多数。）
８８７年8月２６日 （仁和3）	五畿・七道	８．０～８．５	（京都で家屋倒壊多く、圧死者多数。沿岸部で津波による溺死者多数。）
１０９６年１２月１７日 （永長１）	畿内・東海道	８．０～８．５	（伊勢・駿河で津波被害。）
１０９９年2月２２日 （康和１）	南海道・畿内	８．０～８．３	（興福寺、摂津天王寺などで被害。）
１３６１年8月3日 （正平１６）	畿内・土佐・阿波	８ 1/4～８．５	（各地で、強い揺れ、津波により、死者多数。）
１４９８年9月２０日 （明応７）	東海道全般	8.3	（紀伊から房総沿岸にかけて津波あり、死者多数。）
１６０５年2月3日 （慶長９）	（慶長地震）	7.9	広村で家屋流失７００棟。
１７０７年１０月２８日 （宝永４）	（宝永地震）	8.6	死者６８８人、負傷者２２２人、家屋全壊６８１棟、同流失１，８９６棟。
１８５４年１２月２３日 １８５４年１２月２４日 （安政１）	（安政東海地震） （安政南海地震）	いずれも８．４	安政東海地震と安政南海地震の被害は区別するのが難しい。紀伊田辺領で、死者２４人、住家倒壊２５５棟、同流失５３２棟、同焼失４４１棟。和歌山領で溺死者６９９人、家屋全壊約１万棟、同流失８，４９６棟、同焼失２４棟。広村で、死者３６人、住家全壊１０棟、同流失１２５棟。沿岸の熊野以西では、津波により村の大半が流失した村が多かった。
1944年12月7日 （昭和１９）	（東南海地震）	7.9	強い揺れ及び津波により被害。死者５１人、負傷者７４人、住家全壊１２１棟、同流失１５３棟。
1946年12月21日 （昭和２１）	（南海地震）	8	強い揺れ、津波、地震後の火災による被害。死者・行方不明者２６９人、負傷者５６２人、住家全壊９６９棟、同流失３２５棟、同焼失２，３９９棟。
2004年9月5日 （平成１６）	紀伊半島南東沖	7.4	負傷者１人。

南海トラフ巨大地震の被害想定

和歌山県地震被害想定調査[4]（平成 26 年 3 月）によると、和歌山県における震度分布は震度 6 弱から震度 7、建物被害は、全壊棟数:約 15 万 9 千棟、半壊棟数:約 10 万 1 千棟、人的被害は、死者:約 9 万人（うち津波被害:約 8 万 6 千人）、負傷者:約 4 万人、ライフライン被害は、上水道:約 86 万人、電力:約 74 万軒となっている。さらに、和歌山県だけでなく関東地方から九州地方の広範囲にわたり甚大な被害が想定されている。

また、南海トラフ巨大地震の和歌山県における想定されている津波到達時間と最大津波高は表 2 のとおりである[5]。

---

https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/040400/bosai/jisinnsonae.html

[4] 和歌山県地震被害想定調査　閲覧日:2022 年 1 月 13 日
https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/011400/d00153668_d/fil/wakayama_higaisoutei.pdf

[5] 和歌山県津波避難計画策定指針（平成 27 年 11 月）　閲覧日:2022 年 1 月 14 日
https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/011400/bousai/guide/index.html

表 2 南海トラフ巨大地震の津波到達時間と最大津波高

	津波高1m到達時間（分）	最大津波高（m）
和歌山市	40	8
海南市	39	8
有田市	33	10
湯浅町	35	11
広川町	33	9
由良町	24	10
日高町	16	11
美浜町	16	17
御坊市	13	16
印南町	11	15
みなべ町	11	14
田辺市	12	12
白浜町	3	16
すさみ町	3	19
串本町	3	17
太地町	3	13
那智勝浦町	3	14
新宮市	5	14

2.2. 津波災害への政府の取り組み、歴史

津波災害への政府の取り組み

地震、津波災害への政府の取り組みとして、過去から様々な法律が施行されてきた。主な法律は下記のとおりである[6]。

・災害対策基本法（昭和 36 年）

伊勢湾台風を機に制定された。防災に関する行政と住民の責務について規定されている。市町村による地域防災計画の作成が義務化されている。地域防災計画には、地震、風水害等の想定される様々な災害に対しての避難計画、情報伝達の方法等の災害への対策、対処について計画することとなっており、内容については毎年検討し、修正を行っている。また、避難行動要支援者に関する対策についても規定されており、防災の基本となる法律であるといえる。

・大規模地震対策特別措置法（昭和 53 年）

東海地震対策の法律である。地震予知を前提にした法律であり、地震予知による地震警戒宣言後の住民避難体制や各機関の応急対策、防災施設の整備について事前に計画することとなっている。

---

[6] 内閣府　我が国の地震対策の概要　閲覧日:2022 年 1 月 14 日
http://www.bousai.go.jp/jishin/gaiyou_top.html

・地震防災対策特別措置法（平成 7 年）

阪神・淡路大震災を機に制定された。避難地、避難路、消防用施設、公立小中学校等の避難地 29 施設についての整備を促進し、国庫補助率の嵩上げ等が定められている。

・東南海・南海地震に係る地震防災対策の推進に関する特別措置法（平成 14 年）

東南海、南海地震対策の法律である。南海トラフ地震防災対策推進地域の指定、南海トラフ地震防災対策推進基本計画等の作成、南海トラフ地震津波避難対策特別強化地域の指定、津波避難対策緊急事業計画の作成について定められている。

・津波対策の推進に関する法律（平成 23 年 6 月）

平成 22 年のチリ地震の際にチリの現地において避難率が低かった結果、多くの犠牲者をもたらしたことから、津波防波堤や避難施設の整備、津波避難体制の確保、観測体制の強化などを求める法律である。

・津波防災地域づくり法（平成 23 年 12 月）

東日本大震災を機に制定された。ハード対策、ソフト対策の総動員による「多重防御」を掲げることで、減災を目指すことを基本姿勢としている。浸水想定図の公表、津波災害警戒区域の指定、推進計画の策定について定められている。

浸水想定区域図、ハザードマップに関する政府の取り組み

津波浸水想定区域図やハザードマップに関する施策は平成 11 年に国土庁防災局災害対策課により、全国沿岸の津波浸水想定図が発表されたのがはじまりである。その後、平成 14 年に内閣府・農林水産省及び国土交通省より、津波・ハザードマップ研究会が立ち上げられ、マニュアル、活用事例を配布し、自治体の支援を行うこととなった。さらに、平成 16 年には国土交通省に津波対策検討委員会が発足し、重要沿岸域のすべての市町村で津波ハザードマップが策定できるように、津波浸水想定区域図の公表を提言した。その後、平成 18 年の大規模地震対策特別措置法の改正にて津波ハザードマップの努力義務が規定され、平成 23 年の津波防災地域づくり法において、都道府県知事により最大クラスの津波の津波浸水想定区域図の作成、公表が義務付けられた[7]。

東日本大震災後の津波対策の考え方

東日本大震災後の中央防災会議において「東北地方太平洋沖地震を教訓とした地震・津波対策に関する専門調査会」が設置された。その中で、今後の津波対策の考え方について、津波の

[7] 杉安和也、村尾修(2006)「平成 18 年 8 月における日本全国の津波ハザードマップの作成状況」

規模や発生頻度に応じ、基本的に 2 つのレベル（L1,L2）の津波を想定することが平成 23 年 9 月に公表された[8]。2 つのレベルの津波に対する対策の考え方は下記のとおりである。

・レベル 1 （L1）

発生頻度は高く、津波高は低いものの大きな被害をもたらす。概ね数十年から数百年に一回程度の頻度で発生する津波。

対策：津波防潮堤や水門、堤防等のハード対策での施設で守る。

・レベル 2 （L2）

発生頻度は極めて低いものの、発生すれば甚大な被害をもたらす。概ね数百年から千年に一回程度の頻度で発生し、影響が甚大な最大クラスの津波。

対策：ハード対策だけでなく、避難体制の整備、地域づくり等のソフト対策もあわせた総合的な施策により人命を守り、減災を目標とする。

2.3. 津波防災地域づくり法について

津波防災地域づくり法

東日本大震災をうけ、平成 23 年 12 月に津波防災地域づくり法が施行された。津波防潮堤や津波水門といったハード対策と警戒避難体制や避難計画の整備、ハザードマップの作成、避難訓練の実施といったソフト対策の両面からそれぞれの対策を組み合わせ、総動員させる「多重防御」を基本としており、東日本大震災を教訓として、災害には上限がない、人命が第一という基本的な哲学をベースとされた[9]。

津波防災地域づくり法の概要

津波防災地域づくり法の主な施策は下記のとおりである。

①基礎調査

都道府県は津波による災害の発生のおそれがある沿岸の陸域及び海域に関する地形、地質、土地利用の状況その他の事項に関する調査を行う。

②津波浸水想定の設定

都道府県知事は、基本指針に基づき、かつ基礎調査の結果を踏まえ、津波浸水想定 （津波があった場合に想定される浸水の区域及び水深）を設定し、公表する。なお、本文では「公

---

[8] 国土交通省「国土交通白書 2012」

[9] 津波防災地域づくり法研究会（2014）『津波防災地域づくり法の解説』大成出版社
津波防災地域づくり法の目的として、「津波による災害を防止し、又は軽減する効果が高く、将来にわたって安心して暮らすことのできる安全な地域の整備、利用及び保全を総合的に推進することにより、津波による災害から国民の生命、身体及び財産の保護を図り、公共の福祉の確保お及び地域社会の健全な発展に寄与することを目的としている。」とされている。

表しなければならない」と記載されており、義務となっている。

③推進計画の作成

市町村は、基本指針に基づき、かつ、津波浸水想定を踏まえ、津波防災地域づくりを総合的に推進するための計画（推進計画）を作成することができる。

④津波災害警戒区域及び津波災害特別警戒区域の指定

ⅰ津波災害警戒区域（イエローゾーン）

最大クラスの津波が発生した場合に、住民の生命または身体に危害が生じるおそれがある区域である。津波から逃げることができるように都道府県知事は、津波による人的災害を防止するために警戒避難体制を特に整備すべき土地の区域を、津波災害警戒区域として指定することができる。

ⅱ津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）

最大クラスの津波が発生した場合に、建築物に損壊が生じ、または浸水し、住民の生命または身体に著しい危害が生じるおそれがある区域である。警戒区域のうち、津波災害から住民の生命及び 身体を保護するために一定の開発行為及び建築等を制限すべき土地の区域を、津波災害特別警戒区域として指定することができる。

2.4. 津波災害警戒区域、津波災害特別警戒区域について

津波災害警戒区域の指定基準

津波災害警戒区域（イエローゾーン）は、最大クラスの津波が発生した場合に、住民の生命または身体に危害が生じるおそれがある区域と定義されており、津波が発生した際に浸水が想定されている範囲（レベル２津波、浸水深１㎝以上）の区域がイエローゾーンとして指定される。

津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）は、最大クラスの津波が発生した場合に、建築物に損壊が生じ、または浸水し、住民の生命または身体に著しい危害が生じるおそれがある区域と定義されており、オレンジゾーンについては、各都道府県知事が定義にあった区域を指定することとなっている。また、オレンジゾーンの区域内において市町村条例でレッドゾーンの区域の範囲を決めることとなっている。

全国で唯一オレンジゾーンの指定が行われた静岡県伊豆市の事例では、専門家や有識者を交えた静岡県津波災害警戒区域指定検討委員会において津波高基準水位 2.0m 以上の区域をオレンジゾーンとして指定することが決定され、平成 30 年 3 月 27 日に区域指定が行われた。

津波災害警戒区域（イエローゾーン）の目的

①警戒避難体制の整備

ⅰ地域防災計画の拡充、ハザードマップの作成・見直し

ⅱ避難施設の指定・管理協定の締結

ⅲ避難促進施設における避難確保計画の作成、津波避難訓練の実施

②都市防災総合推進事業の補助

ⅰ防災上対策が必要な地区のまちづくり協議会の開催、方針の作成

ⅱ津波シミュレーションなど市街地の災害危険度判定に関する調査

ⅲ地区緊急避難施設（津波避難タワー等）の整備

津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）における規制

・オレンジゾーン

社会福祉施設、病院、学校についての建築行為、開発行為の規制を行うことができる。都道府県知事が指定を行う。

・レッドゾーン

オレンジゾーンの区域内において市町村条例で区域の範囲、住宅等の規制の内容を定める。

津波災害警戒区域指定までの流れ

津波防災地域づくり法に基づく、津波災害警戒区域指定までの流れは下記のとおりである。

①基礎調査（都道府県知事、国土交通大臣）

↓

②最大クラスの津波の断層モデルの設定（都道府県）

↓

③津波浸水シミュレーション（都道府県）

↓

④津波浸水想定の設定・公表（都道府県）

↓

⑤津波災害警戒区域（イエローゾーン）の指定・公表（都道府県）

津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン）の指定・公表（都道府県）

津波災害特別警戒区域（レッドゾーン）の指定・公表

（市町村が条例で区域、規制内容を規定）

2.5. 津波災害警戒区域の指定状況

令和３年８月末時点での全国の津波災害警戒区域（イエローゾーン）の指定状況は、津波による被害を想定している市町村 675 市町村のうち約４割にあたる 258 市町村において指定が完了している。津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）については、全国で唯一静岡県伊豆市においてオレンジゾーンの指定が行われている。

指定が進んでいない背景については、平成 29 年 10 月 20 日に行われた第 42 回国土交通省政

策評価会（津波防災地域づくり法に基づく施策）[10]において取りまとめられており、津波災害警戒区域の指定に係る支障として、「住民等への理解を得ること」24%、「市町村との合意」23%、「地価下落等の懸念」13%となっている。このように、地価下落の懸念、地元住民への制度説明、市町村との調整が区域指定を行う上で大きな支障となっている。

和歌山県においては、平成 28 年 4 月 19 日に沿岸部のほぼ全市町村にあたる海南市、有田市、湯浅町、広川町、由良町、日高町、日高川町、美浜町、御坊市、印南町、みなべ町、田辺市、白浜町、すさみ町、串本町、古座川町、那智勝浦町、太地町、新宮市の 19 市町において津波災害警戒区域（イエローゾーン）の指定が行われている。なお、和歌山市については未指定である。

3. 実証分析の方法

3.1. 実証分析の方法

東日本大震災後に施行された津波防災地域づくり法において、津波浸水想定区域図の公表が義務付けられており、その後に津波災害警戒区域の指定を行うことができることとなっている。東日本大震災、津波リスク公表、区域指定のそれぞれの効果を分析するために和歌山県の地価、人口増減を対象として分析を行う。実証分析の方法として、下記の 3 つを行うこととする。なお、地点ごとの時間を通じて変化しない固有効果を除去した上で、時間によって変わる要因を評価するために、公示地価データ及び人口データをパネルデータとして使用し、固定効果モデルにて分析を行う。

＜地価の分析＞

実証分析 1 ：

震災後、政策後（津波リスク公表、区域指定）の津波区域内の地価への影響を分析

実証分析 2 ：

より詳細に津波到達時間別地域の地価の経年変化(H21～H30)を分析

＜人口の分析＞

実証分析 3 ：

震災後、政策後の人口増減について津波区域内の人口の経年変化(H22～R3)を分析

3.2. 実証分析を行う上での条件整理

和歌山県において、津波防災地域づくり法に基づく政策の実施時期については、図 1 のとおりである。津波浸水想定区域図の公表は平成 25 年 3 月に公表され、津波災害警戒区域指定は平成 28 年 4 月に実施されている（和歌山市を除く）。

---

[10] 国土交通省　国土交通省政策評価会　閲覧日:2022 年 2 月 3 日
https://www.mlit.go.jp/seisakutokatsu/hyouka/seisakutokatsu_hyouka_fr_000003.html

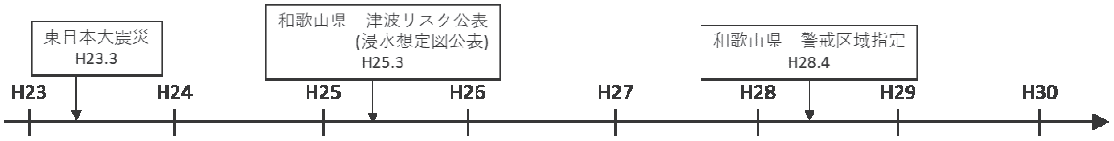
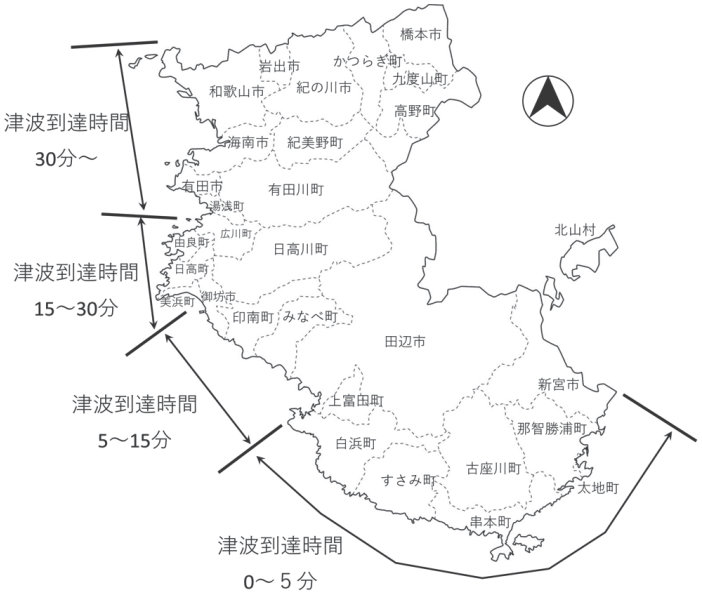


図 1 和歌山県における政策実施状況

和歌山県における津波到達時間別地域は図２のとおりである。津波区域を津波到達時間別に４つに分け、それぞれダミー変数を作成し、津波到達時間別地域ごとの効果の分析を行う。



	津波高1m到達時間（分）	最大津波高（m）
和歌山市	40	8
海南市	39	8
有田市	33	10
湯浅町	35	11
広川町	33	9
由良町	24	10
日高町	16	11
美浜町	16	17
御坊市	13	16
印南町	11	15
みなべ町	11	14
田辺市	12	12
白浜町	3	16
すさみ町	3	19
串本町	3	17
太地町	3	13
那智勝浦町	3	14
新宮市	5	14

図 2 津波到達時間別地域の分け方

3.3. 仮説

津波防災地域づくり法の趣旨として、津波浸水想定区域図の公表は、住民等への津波浸水リスクの周知が目的で、津波災害警戒区域の指定は、警戒避難体制の整備が目的となっている。そのことから、浸水想定図公表後は津波リスクが周知されることによって需要が減少、地価が下落し、その後の津波災害警戒区域指定は地価への影響はないのではないかという仮説のもと実証分析を行う。

4. 地価に関する実証分析

津波防災地域づくり法に基づく津波リスク（浸水想定区域図）の公表及び津波災害警戒区域の指定、さらにこの法律が制定される契機となった東日本大震災がそれぞれ地価に与える影響を分析する。

分析方法については、地点ごとの時間を通じて変化しない固有効果を除去した上で、時間によって変わる要因を評価するために、公示地価データをパネルデータとして使用し、固定効果モデルにて分析を行う。

＜使用するデータ＞

分析対象地域は和歌山県とし、国土数値情報の平成 21 年度から平成 30 年度までの公示地価データのうち利用状況が住宅のものを使用する。和歌山県内で全 112 地点となっており、うち津波区域内にあるのは 39 地点である。地点数は表 3 のとおりである。津波浸水想定区域データは、和歌山県防災ＧＩＳデータ掲載にて公開されている南海トラフの巨大地震による浸水想定データを使用する。

表 3 和歌山県における公示地価の地点数

	区域内	区域外
津波到達時間 0~5分	10	73
津波到達時間 5~15分	5	
津波到達時間 15~30分	4	
津波到達時間 30分~	20	
県内の地価調査地点数	112	

また、公示地価データの基本統計量は表 4 のとおりである。

表 4 公示地価の基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
公示地価	995	47,407.34	24,539.71	11,300	154,000

4.1. 実証分析1

震災後、政策後（想定図公表、区域指定）の地価への影響を分析するため、和歌山県内の公示地価データ（パネルデータ）を被説明変数とし、和歌山県の津波区域を到達時間別に 4 つに分け、それぞれの津波到達時間ダミーと事象後ダミーの交差項を作成し説明変数とし、固定効果モデルにて分析する。実証分析 1 の推計モデルは下記のとおりである。

＜実証分析１　推計モデル＞

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1\sim13i} \cdot d_{1\sim13it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

Y_{it}：ln公示地価（和歌山県　平成21年～平成30年）
d_{1it}：年次ダミー（平成22年～平成30年）
d_{2it}：津波到達時間（0～5分）ダミー　×　東日本大震災後ダミー
d_{3it}：津波到達時間（5～15分）ダミー　×　東日本大震災後ダミー
d_{4it}：津波到達時間（15～30分）ダミー　×　東日本大震災後ダミー
d_{5it}：津波到達時間（30分～）ダミー　×　東日本大震災後ダミー
d_{6it}：津波到達時間（0～5分）ダミー　×　津波浸水想定図公表後ダミー
〃　〃　〃
d_{9it}：津波到達時間（30分～）ダミー　×　津波浸水想定図公表後ダミー
d_{10it}：津波到達時間（0～5分）ダミー　×　区域指定後ダミー
〃　〃　〃
d_{13it}：津波到達時間（30分～）ダミー　×　区域指定後ダミー
i:公示地価のポイント　l:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜被説明変数、説明変数の説明＞

表 5　変数の説明（実証分析1）

	変数	説明	出典
＜被説明変数＞			
	土地価格（円/m2）	平成21年から令和3年までの和歌山県における公示価格	①
＜説明変数＞			
1	年次ダミー	平成22年から令和3年までの年次ダミー変数であり、該当する年度であれば1をとる	②③
2	津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が0～5分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と東日本大震災後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
3	津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が5～15分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と東日本大震災後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
4	津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が15～30分であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と東日本大震災後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
5	津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が30分以上であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と東日本大震災後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
6	津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が0～5分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と津波浸水想定区域図公表後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
7	津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が5～15分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と津波浸水想定区域図公表後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
8	津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が15～30分であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と津波浸水想定区域図公表後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
9	津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が30分以上であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と津波浸水想定区域図公表後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
10	津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が0～5分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と津波災害警戒区域指定後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
11	津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が5～15分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と津波災害警戒区域指定後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
12	津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が15～30分であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と津波災害警戒区域指定後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③
13	津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	津波浸水想定区域内で津波到達時間が30分以上であれば1、それ以外であれ0をとるダミー変数と津波災害警戒区域指定後であれば1をとるダミー変数との交差項	②③

出典　①：国土数値情報を元に作成
②：和歌山県津波避難計画策定指針（平成27年11月策定）から南海トラフ巨大地震が発生した場合の津波高１ｍ到達時間を元に作成
③：ArcGIS にて空間結合

＜推計結果及び考察＞

実証分析１の推計結果は表６のとおりである。東日本大震災後については、東日本大震災後ダミーと津波到達時間 0〜5 分ダミー、津波到達時間 5〜15 分ダミーとの交差項の係数がそれぞれ-0.0683,-0.0393 と 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波浸水想定図公表後については、津波浸水想定図公表後ダミーと津波到達時間 0〜5 分ダミー、津波到達時間 5〜15 分ダミー、津波到達時間 15〜30 分ダミーとの交差項の係数がそれぞれ-0.0687,-0.0472,-0.0457 と 10%以下の水準で有意に負の値となった。区域指定後については、区域指定後ダミーと津波到達時間 0〜5 分ダミー、津波到達時間 5〜15 分ダミー、津波到達時間 15〜30 分ダミー、津波到達時間30分〜ダミーとの交差項の係数がそれぞれ-0.0543,-0.0490,-0.0657,-0.0186 と 10%以下の水準で有意に負の値となった。

以上から、津波リスク公表後及び区域指定後は、津波リスク公表前及び区域指定前と比較し、ほぼ全域において有意に下落しているという結果となった。

しかし、これらの結果については、それぞれの事象後ダミーは事象後をまとめて １としており、事象前後の平均値の比較についての係数となっている。その場合、図３の地価１のような事象による効果がない場合についても係数が負の値となると考えられる。効果がある場合は、図３の地価２のように事象前後の一時的な下落の変化があると考え、さらに経年変化の分析を行う。

表 6　推計結果（実証分析1）

被説明変数：log 公示地価公示価格(円/㎡)					
説明変数	係数	標準誤差	t 値	95%信頼区間	
H22年ﾀﾞﾐｰ	-0.0483608 ***	0.0060245	-8.03	-0.06019	-0.03654
H23年ﾀﾞﾐｰ	-0.1000372 ***	0.0060245	-16.6	-0.11186	-0.08821
H24年ﾀﾞﾐｰ	-0.1438527 ***	0.0067022	-21.46	-0.15701	-0.13070
H25年ﾀﾞﾐｰ	-0.1936857 ***	0.0068806	-28.15	-0.20719	-0.18018
H26年ﾀﾞﾐｰ	-0.221412 ***	0.0069695	-31.77	-0.23509	-0.20773
H27年ﾀﾞﾐｰ	-0.2491812 ***	0.0071817	-34.7	-0.26328	-0.23509
H28年ﾀﾞﾐｰ	-0.2717176 ***	0.0070944	-38.3	-0.28564	-0.25779
H29年ﾀﾞﾐｰ	-0.2747025 ***	0.0072308	-37.99	-0.28889	-0.26051
H30年ﾀﾞﾐｰ	-0.2930684 ***	0.0072404	-40.48	-0.30728	-0.27886
津波到達時間(0〜5分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.0682885 ***	0.0141818	-4.82	-0.09612	-0.04045
津波到達時間(5〜15分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.0392716 **	0.0190937	-2.06	-0.07675	-0.00180
津波到達時間(15〜30分)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	-0.008554	0.0212034	-0.4	-0.05017	0.03306
津波到達時間(30分〜)ﾀﾞﾐｰ × 東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ	0.0064759	0.0104653	0.62	-0.01406	0.02702
津波到達時間(0〜5分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐ	-0.0687294 ***	0.0161356	-4.26	-0.10040	-0.03706
津波到達時間(5〜15分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐ	-0.0472415 **	0.0191832	-2.46	-0.08489	-0.00959
津波到達時間(15〜30分)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐ	-0.0456981 **	0.021284	-2.15	-0.08747	-0.00392
津波到達時間(30分〜)ﾀﾞﾐｰ × 津波浸水想定図公表後ﾀﾞﾐ	-0.0089121	0.0108404	-0.82	-0.03019	0.01236
津波到達時間(0〜5分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.0542977 ***	0.0175767	-3.09	-0.08880	-0.01980
津波到達時間(5〜15分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.048986 **	0.0192487	-2.54	-0.08677	-0.01121
津波到達時間(15〜30分)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.0656921 ***	0.0213431	-3.08	-0.10758	-0.02380
津波到達時間(30分〜)ﾀﾞﾐｰ × 区域指定後ﾀﾞﾐｰ	-0.01857 *	0.0111505	-1.67	-0.04046	0.00332
定数項	10.83422 ***	0.0042789	2532.01	10.82582	10.84262
			サンプル数		995
			自由度修正済決定係数		0.8656

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

表 7 推計結果の表（実証分析1）

	東日本大震災後ﾀﾞﾐｰ		想定図公表後ﾀﾞﾐｰ		区域指定後ﾀﾞﾐｰ	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値
津波到達時間 0～5分	-0.06829	0.00***	-0.06873	0.00***	-0.0543	0.002***
津波到達時間 5～15分	-0.03927	0.04**	-0.04724	0.014**	-0.04899	0.011**
津波到達時間 15～30分	-0.00855	0.687	-0.0457	0.032**	-0.06569	0.002***
津波到達時間 30分～	0.006476	0.536	-0.00891	0.411	-0.01857	0.096*

***，**，*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。

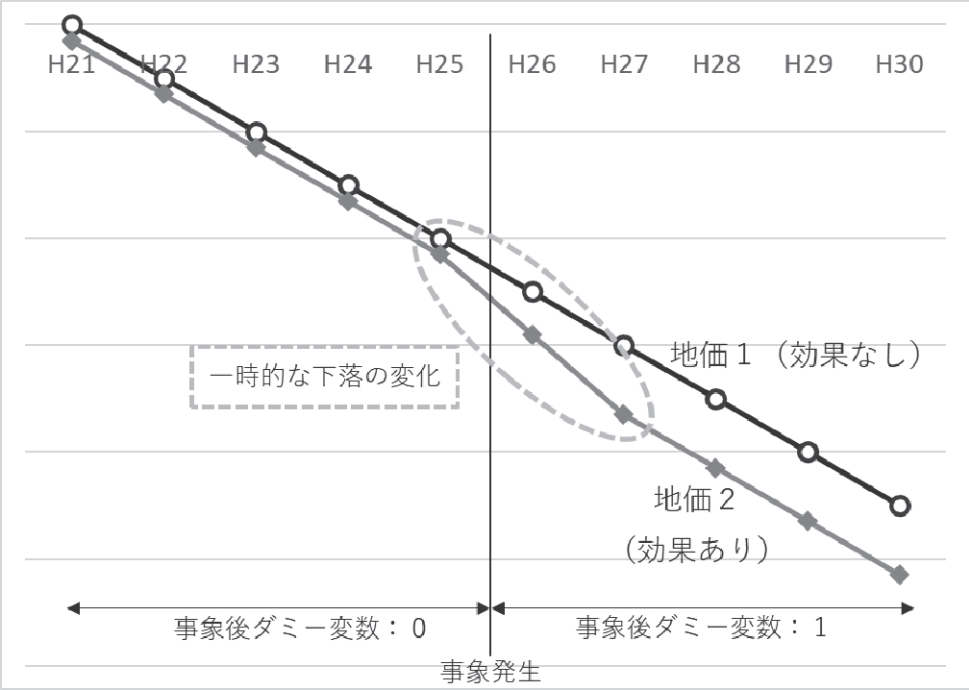


図 3 事象による効果のイメージ図

4.2. 実証分析2

より詳細に地価の経年変化を分析するため、和歌山県内の公示地価データ（パネルデータ）を被説明変数とし、和歌山県の津波区域を到達時間別に４つに分け、それぞれの津波到達時間ダミーと年次ダミーの交差項を作成し、固定効果モデルにて分析する。

実証分析１は、各津波到達時間別地域のトレンドをコントロールできていないと考えられることから、実証分析２では推計結果をグラフで表し、事象による効果がある場合は事象前後の一時的な下落の変化があると考え分析を行う。その上で、その変化について検定による定量的な考察も行う。

＜実証分析２　推計モデル＞

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_{1i}\cdot d1_{it}+\beta_{2i}\cdot d2_{it}+\beta_{3i}\cdot d3_{it}+\beta_{4i}\cdot d4_{it}+\beta_{5i}\cdot d5_{it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

Y_{it}：ln公示地価　（和歌山県　平成21年～平成30年）

$d1_{it}$：年次ダミー（平成22年～平成30年）

$d2_{it}$：津波到達時間（0～5分）ダミー　×　年次ダミー

$d3_{it}$：津波到達時間（5～15分）ダミー　×　年次ダミー

$d4_{it}$：津波到達時間（15～30分）ダミー　×　年次ダミー

$d5_{it}$：津波到達時間（30分～）ダミー　×　年次ダミー

i:公示地価のポイント　t:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜被説明変数、説明変数の説明＞

表 8 変数の説明（実証分析2）

変数		説明	出典
＜被説明変数＞			
	土地価格（円/m2）	平成21年から令和3年までの和歌山県における公示価格	①
＜説明変数＞			
1	年次ダミー	平成22年から令和3年までの年次ダミー変数であり、該当する年度であれば1をとる	
2	津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ × 年次ダミー	津波浸水想定区域内で津波到達時間が0～5分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーの交差項	②③
3	津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ × 年次ダミー	津波浸水想定区域内で津波到達時間が5～15分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーの交差項	②③
4	津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ × 年次ダミー	津波浸水想定区域内で津波到達時間が15～30分であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーの交差項	②③
5	津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ × 年次ダミー	津波浸水想定区域内で津波到達時間が30分以上であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーの交差項	②③

出典　①：国土数値情報を元に作成
②：和歌山県津波避難計画策定指針（平成27年11月策定）から南海トラフ巨大地震が発生した場合の津波高１ｍ到達時間を元に作成
③：ArcGIS にて空間結合

＜推計結果及び考察＞

実証分析 2 の推計結果は表 9 のとおりである。津波到達時間 0〜5 分の地域については、津波到達時間 0〜5 分ダミーと平成 24 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 5〜15 分の地域については、津波到達時間 5〜15 分ダミーと平成 25 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 15〜30 分の地域については、津波到達時間 15〜30 分ダミーと平成 28 年から平成 30 年までの年次ダミーとの交差項の係数が 10%以下の水準で有意に負の値となった。津波到達時間 30 分〜の地域については、津波到達時間 30 分〜ダミーと年次ダミーとの交差項の係数はすべての年次について 10%以下の水準で有意な値とならなかった。

さらに、震災、津波リスク公表、区域指定によって効果がある場合は事象前後の一時的な下落の変化があると考え、実証分析の結果をグラフ化し、視覚的に考察を行う。まず、推計式の右辺の係数の変化について図 4 に示す。これは、推計結果によって得られた結果から、年次ダミーの係数と年次ダミー×各津波到達時間別地域ダミーの係数の合計を表したものである。これに定数項を加えた値が ln 地価の推定値となる。平成 21 年を基準とし、そこからの係数の変化をグラフとして表す。考察として、県全体で下降トレンドとなっており、津波到達時間が短い地域ほど下落が大きくなっているように見受けられる。

次に、県全体のトレンドを年次ダミーでコントロールしたうえでの各津波到達時間別地域の事象前後の一時的な下落の変化を考察するために、年次ダミーと各津波到達時間別ダミーとの交差項の係数を図 5 のとおりグラフ化した。考察として、津波到達時間 0〜5 分地域は震災後の平成 24 年から下落が大きくなり、折れ線の傾きが大きくなっているように見受けられ、その係数は 10%以下の水準で有意である。一方で、リスク公表後、区域指定後については、下落に大きな変化はないように見受けられる。津波到達時間 15〜30 分地域はリスク公表後の平成 26 年から下落が大きくなっているように見受けられ、係数が 10%以下の水準で有意になるのは平成 28 年からである。一方で、区域指定後は下落に大きな変化はないように見受けられる。なお、津波到達時間 30 分以上地域はいずれの年次でも 10%以下の水準で係数が有意な結果とならなかった。

表 9 推計結果（実証分析2）

被説明変数：log 公示地価公示価格(円/㎡)					
説明変数	係数	標準誤差	t 値	95%信頼区間	
平成22年ダミー	-0.0489541 ***	0.0074928	-6.53	-0.06366	-0.03425
平成23年ダミー	-0.099021 ***	0.0074928	-13.22	-0.11373	-0.08431
平成24年ダミー	-0.1459463 ***	0.0075274	-19.39	-0.16072	-0.13117
平成25年ダミー	-0.1910104 ***	0.007778	-24.56	-0.20628	-0.17574
平成26年ダミー	-0.2275817 ***	0.0079784	-28.52	-0.24324	-0.21192
平成27年ダミー	-0.2475222 ***	0.0082974	-29.83	-0.26381	-0.23124
平成28年ダミー	-0.265916 ***	0.0081552	-32.61	-0.28192	-0.24991
平成29年ダミー	-0.2757723 ***	0.008138	-33.89	-0.29175	-0.25980
平成30年ダミー	-0.2914436 ***	0.0081533	-35.75	-0.30745	-0.27544
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	0.0007865	0.0216425	0.04	-0.04169	0.04327
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	-0.0124163	0.0216425	-0.57	-0.05490	0.03006
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0505812 **	0.0216545	-2.34	-0.09308	-0.00808
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0967361 ***	0.0223916	-4.32	-0.14069	-0.05279
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.1126642 ***	0.0241468	-4.67	-0.16006	-0.06527
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.1493773 ***	0.025407	-5.88	-0.19925	-0.09951
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.168113 ***	0.025361	-6.63	-0.21789	-0.11833
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1907639 ***	0.0253554	-7.52	-0.24053	-0.14100
津波到達時間(0～5分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.2022162 ***	0.0253603	-7.97	-0.25199	-0.15244
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	-0.0200647	0.0296759	-0.68	-0.07831	0.03818
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	-0.0302206	0.0296759	-1.02	-0.08847	0.02803
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0485269	0.0296846	-1.63	-0.10679	0.00974
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0638395 **	0.0297492	-2.15	-0.12223	-0.00545
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.0789641 ***	0.0298022	-2.65	-0.13746	-0.02047
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.1074172 ***	0.0298892	-3.59	-0.16608	-0.04875
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.124311 ***	0.02985	-4.16	-0.18290	-0.06572
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1472218 ***	0.0298453	-4.93	-0.20580	-0.08864
津波到達時間(5～15分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.157573 ***	0.0298495	-5.28	-0.21616	-0.09898
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	0.0063096	0.0329664	0.19	-0.05840	0.07102
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	0.0043409	0.0329664	0.13	-0.06037	0.06905
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	-0.0007924	0.0329743	-0.02	-0.06551	0.06393
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	-0.0095149	0.0330324	-0.29	-0.07435	0.05532
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	-0.0253487	0.0330802	-0.77	-0.09028	0.03958
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.0516578	0.0331586	-1.56	-0.11674	0.01343
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.0759672 **	0.0331233	-2.29	-0.14098	-0.01095
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.1066633 ***	0.033119	-3.22	-0.17167	-0.04166
津波到達時間(15～30分)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.1263978 ***	0.0331228	-3.82	-0.19141	-0.06138
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成22年ダミー	0.006678	0.0161948	0.41	-0.02511	0.03847
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成23年ダミー	0.0071989	0.0161948	0.44	-0.02459	0.03899
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成24年ダミー	0.0099909	0.0162108	0.62	-0.02183	0.04181
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成25年ダミー	0.0119124	0.0163287	0.73	-0.02014	0.04396
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成26年ダミー	0.0115975	0.0166221	0.7	-0.02103	0.04422
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成27年ダミー	-0.0008632	0.0169858	-0.05	-0.03420	0.03248
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成28年ダミー	-0.0052633	0.0169168	-0.31	-0.03847	0.02794
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成29年ダミー	-0.0155817	0.0169085	-0.92	-0.04877	0.01761
津波到達時間(30分～)ﾀﾞﾐｰ×平成30年ダミー	-0.0175099	0.0169158	-1.04	-0.05071	0.01569
定数項	10.83421 ***	0.0043063	2515.87	10.82575	10.84266
			サンプル数		995
			自由度修正済決定係数		0.868

***，**，*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。

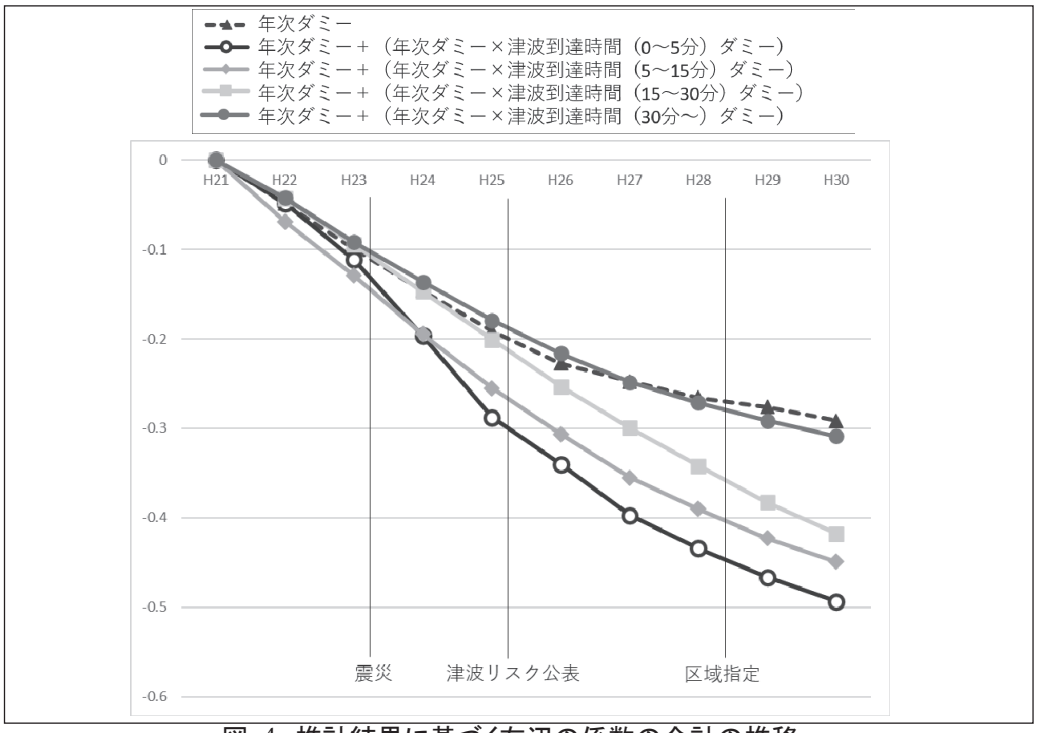


図 4　推計結果に基づく右辺の係数の合計の推移

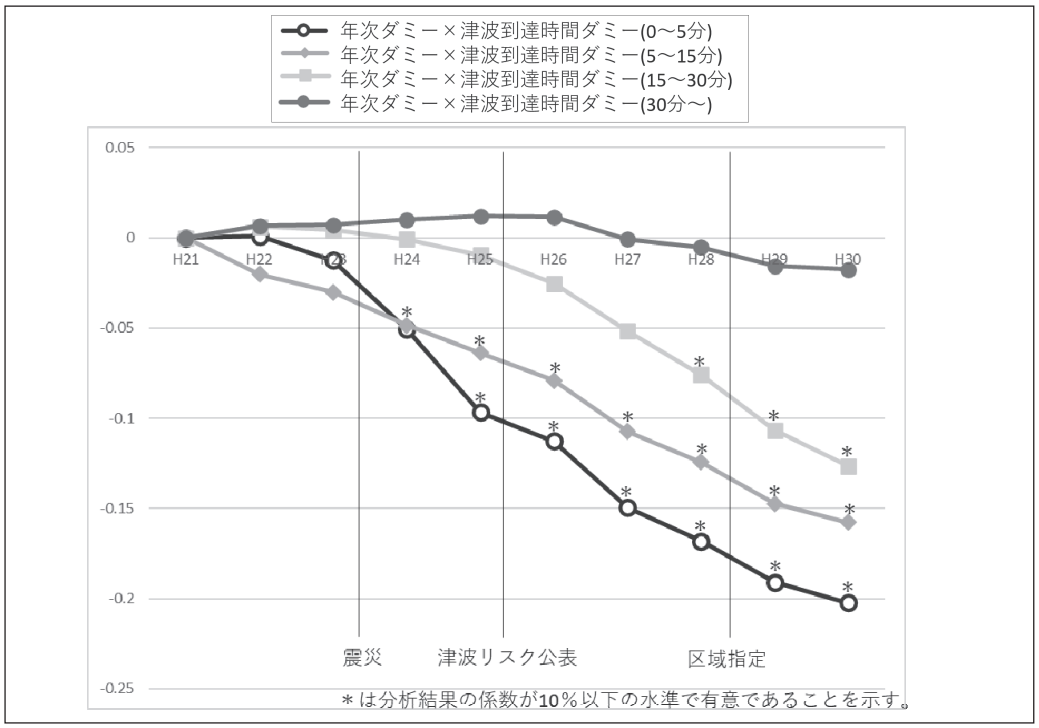


図 5　年次ダミーと各津波到達時間別ダミーとの交差項の係数の推移

＜実証分析結果の係数の差の検定＞

さらに事象前後の一時的な下落の変化を定量的に検定する。震災、津波リスク公表、区域指定について、それぞれの事象の前後の一定期間の係数の差について、その差が前後で等しいという帰無仮説の検定を行った。それぞれの事象の前後の期間の差については、表１０の右のように設定した。

表 10 係数の差の検定結果

	津波到達時間 0～5分	津波到達時間 5～15分	津波到達時間 15～30分	津波到達時間 30分～	期間の差の設定 前	後
東日本大震災前後	0.5059	0.8741	0.9558	0.9355	H22－H23	H23－H24
津波リスク公表前後	0.7313	0.705	0.5755	0.6295	H24－H25	H25－H28
区域指定前後	0.6521	0.8159	0.9974	0.8779	H26－H28	H28－H30

検定の結果は表１０の左のとおりである。津波到達時間別のすべての地域において、東日本大震災、津波リスク公表、区域指定のすべての事象の効果は通常の 10%以下の水準で統計的に有意な結果とならなかった。

そのうえで、各津波到達時間別にそれぞれの事象ごとの検定結果の値を比較すると、津波到達時間 0～5 分の地域では、東日本大震災前後の検定結果が 0.5059 と他の事象の結果より小さい値となっていることから、他の事象と比べると東日本大震災後は一時的な下落の変化があった可能性がありうると考えられる。また、津波到達時間 15～30 分及び津波到達時間 30 分～の地域では、津波リスク公表前後の検定結果がそれぞれ 0.5755 及び 0.6295 と他の事象の結果より小さい値となっていることから、他の事象と比べると津波リスク公表後は一時的な下落の変化があった可能性がありうると考えられる。

5. 人口に関する実証分析

津波防災地域づくり法に基づく津波リスク（浸水想定区域図）の公表及び津波災害警戒区域の指定、さらにこの法律が制定される契機となった東日本大震災がそれぞれ人口増減、人口移動に与える影響を分析する。

分析方法については、町丁目ごとの時間を通じて変化しない固有効果を除去した上で、時間によって変わる要因を評価するために、町丁目別人口増減データをパネルデータとして使用し、固定効果モデルにて分析を行う。

＜使用するデータ＞

和歌山県南部の３町（すさみ町、串本町、那智勝浦町）から提供いただいた住民基本台帳データを元に１年ごとの町丁目別人口増減データを作成した。さらに、津波浸水想定区域内での人口増減の分析が目的であるため、町丁目内に津波浸水想定区域の境界があるものは除外し、

町丁目全域が津波浸水想定区域内または区域外のものを対象とした。表１１のとおり町丁目数全 144 地域のうち 41 地域を除外し、津波浸水想定区域内は 47 地域、区域外は 56 地域となっている。

表 11 各町の町丁目数

	区域内	区域外	除外	合計
すさみ町	12	21	6	39
串本町	13	9	29	51
那智勝浦町	22	26	6	54
合計	**47**	**56**	41	144

また、町丁目別人口増減データの基本統計量は表１２のとおりである。

表 12 町丁目別人口増減データの基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
人口増減	1,236	-3.88269	11.25631	-100	50

5.1. 実証分析3

和歌山県南部の人口移動を分析するため、和歌山県南部の 3 町（すさみ町、串本町、那智勝浦町）の住民基本台帳データ（H21～R3）を元に作成した町丁目別人口増減（前年からの人口増減）を被説明変数とし、年次ダミーと津波区域ダミー及びその他ダミー変数との交差項を作成し、固定効果モデルにて分析する。

＜実証分析３　推計モデル＞

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_{1i}\cdot d_{1it}+\beta_{2i}\cdot d_{2it}+\beta_{3i}\cdot d_{3it}+\beta_{4i}\cdot d_{4it}+\beta_{5i}\cdot d_{5it}+\delta_i+\varepsilon_{it}$$

Y_{it}：町丁目別人口増減（平成22年～令和3年の前年からの人口増減（すさみ町、串本町、那智勝浦町））

d_{1it}：年次ダミー（平成23年～令和3年）

d_{2it}：津波浸水想定区域ダミー　×　年次ダミー

d_{3it}：串本町ダミー　×　年次ダミー

d_{4it}：那智勝浦町ダミー　×　年次ダミー

d_{5it}：都市計画区域ダミー　×　年次ダミー

i:各町丁目　t:年次　δ_i:固定効果　ε_{it}:誤差項

＜被説明変数、説明変数の説明＞

表 13 変数の説明（実証分析3）

変数	説明	出典
＜被説明変数＞		
町丁目人口増減	平成22年から令和3年までの和歌山県すさみ町、那智勝浦町、串本町における1年ごとの前年度からの町丁目人口増減。各年の1月1日時点の人口を基準に算出。	①
＜説明変数＞		
1 年次ダミー	平成23年から令和3年までの年次ダミー変数であり、該当する年度であれば1をとる	
2 津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	町丁目全域が津波浸水想定区域内であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーの交差項	②
3 串本町ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	町丁目が串本町であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーとの交差項	
4 那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	町丁目が那智勝浦町であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーとの交差項	
5 都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×年次ﾀﾞﾐｰ	町丁目が都市計画区域内であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数と年次ダミーとの交差項	③

出典 ①：和歌山県すさみ町、串本町、那智勝浦町から提供していただいた住民基本台帳データを元に作成
②：和歌山県HP（https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/011400/d00153865.html）にて公表されている津波浸水想定区域図とゼンリン住宅地図から各町の町丁目が区域内か否かを確認し作成。
③：和歌山県すさみ町、串本町、那智勝浦町から提供していただいた都市計画区域一覧表を元に作成

＜推計結果及び考察＞

実証分析 3 の推計結果は表１ 4 のとおりである。津波浸水想定区域内については、津波浸水想定区域ダミーと平成 25 年から令和 3 年までの年次ダミーとの交差項の係数が１0%以下の水準で有意に負の値となった。那智勝浦町については、那智勝浦町ダミーと平成 24 年ダミー及び平成 26 年から令和 3 年ダミーとの交差項の係数が１0%以下の水準で有意に負の値となった。

実証分析 3 の結果について、各係数の値をグラフ化したものが図 6 である。津波浸水想定区域内について、津波浸水想定区域ダミーと年次ダミーとの交差項の係数を東日本大震災が発生した平成 23 年前後で比較すると、震災前の平成 23 年は、係数の値が-2.71 であり、10%以下の水準で有意ではない値であった。震災 2 年後の平成 25 年は、係数の値が-8.32 と大きく減少しており、かつ１0%以下の水準で有意な値となっている。よって、東日本大震災による人口減少への影響があった可能性がありうると考える。一方で、その後の津波リスク公表、区域指定の政策については政策前後で大きな係数の値の変化がないと見受けられるため、それぞれの政策の人口増減への影響はない可能性がありうると考える。

また、那智勝浦町について、那智勝浦町ダミーと年次ダミーとの交差項の係数を紀伊半島大水害が発生した平成 23 年前後で比較すると、水害前の平成 23 年は、係数の値が 1.49 であり、10%以下の水準で有意でない値であった。水害 3 年後の平成 26 年は係数の値が-5.52 と大きく

減少し、かつ 10%以下の水準で有意な値となっている。よって、紀伊半島大水害[11]による人口減少への影響があった可能性がありうると考える。

以上より、人口増減については、移転先の選択等の様々な制約があるため、効果が次の年にすぐに表れるということは考えにくく、2,3 年のスパンで考えると、東日本大震災震災、紀伊半島大水害によって人口減少に影響があった可能性がありうると考えられる。一方で、津波リスクの公表や区域指定といった政策による効果は見受けられなかった。

[11] 平成 23 年台風 12 号の豪雨により紀伊半島を中心に甚大な被害を受け、和歌山県那智勝浦町では、同時多発的な土砂災害により死者・行方不明者 29 人の人的被害を受けた。

表 14 推計結果（実証分析3）

被説明変数：和歌山県すさみ町、那智勝浦町、串本町における1年ごとの町丁目人口増減

説明変数	係数	標準誤差	t 値	95%信頼区間	
平成23年ﾀﾞﾐｰ	-0.0238137	2.458976	-0.01	-4.84874	4.80111
平成24年ﾀﾞﾐｰ	-2.167395	2.458976	-0.88	-6.99232	2.65753
平成25年ﾀﾞﾐｰ	-1.889641	2.458976	-0.77	-6.71456	2.93528
平成26年ﾀﾞﾐｰ	1.013554	2.458976	0.41	-3.81137	5.83848
平成27年ﾀﾞﾐｰ	0.2809203	2.458976	0.11	-4.54400	5.10584
平成28年ﾀﾞﾐｰ	0.0256242	2.458976	0.01	-4.79930	4.85055
平成29年ﾀﾞﾐｰ	0.1438201	2.458976	0.06	-4.68110	4.96874
平成30年ﾀﾞﾐｰ	0.8708497	2.458976	0.35	-3.95407	5.69577
令和元年ﾀﾞﾐｰ	1.282972	2.458976	0.52	-3.54195	6.10789
令和2年ﾀﾞﾐｰ	1.1796	2.458976	0.48	-3.64532	6.00452
令和3年ﾀﾞﾐｰ	0.6798134	2.458976	0.28	-4.14511	5.50474
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	-2.710589	3.161716	-0.86	-8.91441	3.49323
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	-2.985503	3.161716	-0.94	-9.18932	3.21831
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	-8.320382 ***	3.161716	-2.63	-14.52420	-2.11657
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	-10.24326 ***	3.161716	-3.24	-16.44708	-4.03945
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	-9.590844 ***	3.161716	-3.03	-15.79466	-3.38703
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	-7.420375 **	3.161716	-2.35	-13.62419	-1.21656
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	-8.199298 ***	3.161716	-2.59	-14.40311	-1.99548
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	-6.544813 **	3.161716	-2.07	-12.74863	-0.34100
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	-11.17009 ***	3.161716	-3.53	-17.37390	-4.96627
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	-5.72914 *	3.161716	-1.81	-11.93296	0.47468
津波浸水想定区域ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	-9.242855 ***	3.161716	-2.92	-15.44667	-3.03904
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	1.745398	3.490438	0.5	-5.10343	8.59422
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	1.05019	3.490438	0.3	-5.79863	7.89901
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	6.514624 *	3.490438	1.87	-0.33420	13.36345
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	2.802342	3.490438	0.8	-4.04648	9.65117
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	5.025738	3.490438	1.44	-1.82309	11.87456
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	0.7979673	3.490438	0.23	-6.05086	7.64679
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	5.616066	3.490438	1.61	-1.23276	12.46489
串本町ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	1.460792	3.490438	0.42	-5.38803	8.30962
串本町ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	3.551677	3.490438	1.02	-3.29715	10.40050
串本町ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	0.3359472	3.490438	0.1	-6.51288	7.18477
串本町ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	2.438587	3.490438	0.7	-4.41024	9.28741
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	1.490373	2.83863	0.53	-4.07949	7.06024
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	-6.345293 **	2.83863	-2.24	-11.91516	-0.77543
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	-1.35693	2.83863	-0.48	-6.92680	4.21294
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	-5.524155 *	2.83863	-1.95	-11.09402	0.04571
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	-4.92986 *	2.83863	-1.74	-10.49973	0.64001
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	-5.259587 *	2.83863	-1.85	-10.82945	0.31028
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	-5.808803 **	2.83863	-2.05	-11.37867	-0.23894
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	-7.940302 ***	2.83863	-2.8	-13.51017	-2.37044
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	-6.267185 **	2.83863	-2.21	-11.83705	-0.69732
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	-7.165245 **	2.83863	-2.52	-12.73511	-1.59538
那智勝浦町ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	-5.12835 *	2.83863	-1.81	-10.69822	0.44152
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成23年ﾀﾞﾐｰ	2.487528	3.12284	0.8	-3.64001	8.61506
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成24年ﾀﾞﾐｰ	5.490006 *	3.12284	1.76	-0.63753	11.61754
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成25年ﾀﾞﾐｰ	8.94685 ***	3.12284	2.86	2.81932	15.07438
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成26年ﾀﾞﾐｰ	5.56479 *	3.12284	1.78	-0.56274	11.69232
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成27年ﾀﾞﾐｰ	4.721317	3.12284	1.51	-1.40622	10.84885
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成28年ﾀﾞﾐｰ	4.21326	3.12284	1.35	-1.91427	10.34079
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成29年ﾀﾞﾐｰ	6.443035 **	3.12284	2.06	0.31550	12.57057
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×平成30年ﾀﾞﾐｰ	3.253315	3.12284	1.04	-2.87422	9.38085
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×令和元年ﾀﾞﾐｰ	6.713531 **	3.12284	2.15	0.58600	12.84106
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×令和2年ﾀﾞﾐｰ	1.921525	3.12284	0.62	-4.20601	8.04906
都市計画区域ﾀﾞﾐｰ×令和3年ﾀﾞﾐｰ	5.233028 *	3.12284	1.68	-0.89551	11.35956
定数項	-1.417476	0.8685023	-1.63	-3.12162	0.28667
			サンプル数		1236
			自由度修正済決定係数		0.0975

***, **, *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。

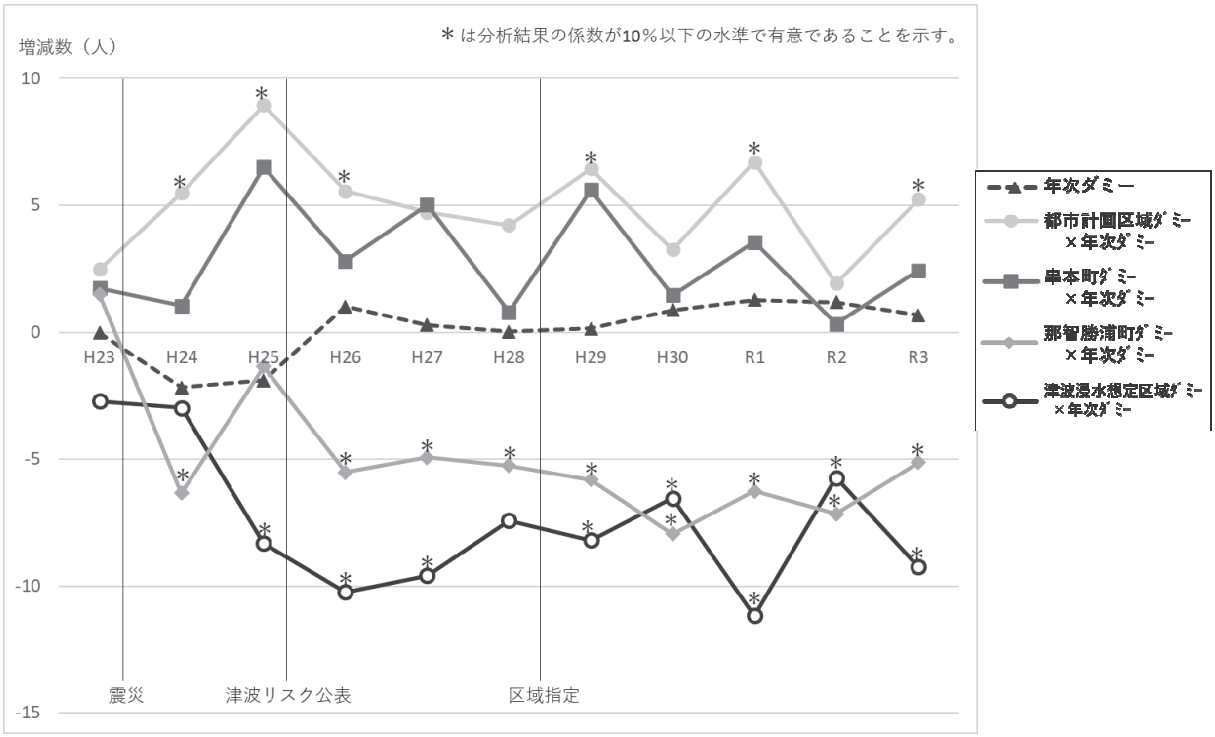


図 6 各係数の推移

6. 実証分析結果の考察まとめ

以上の結果をまとめると、津波到達時間 0～5 分地域では、震災により地価及び人口に影響があり、津波到達時間 15～30 分地域では、津波リスクの公表（浸水想定図公表）により地価に影響があった可能性があると考えられる。一方で、区域指定（イエローゾーン）の影響はみられなかった。

結果から考えられることとして、津波リスクが高い地域はリスク公表前の震災による影響があったことから、津波リスクが高い地域では元々リスクが認識されており、震災の報道等によってリスクがより具体化され、地価及び人口に影響があった可能性があると考えられる。また、津波リスクがそれほど高くない地域の中には、津波リスク公表によりリスクが周知されることで需要が減少し、地価が下落した可能性がある地域がある。一方で、津波リスク公表の影響がみられない地域もあることから、そのような地域においては津波リスクの周知が不十分であるとも考えられるため、よりいっそうの津波リスク公表方法の充実が求められる。また、区域指定（イエローゾーン）による地価への影響はみられないと考えられる。

7. 政策提言

7.1. 実証分析結果からの政策提言

実証分析の結果及び考察から、政策提言として下記の２つをあげる。

①区域指定の促進、義務化

②津波リスク公表方法の充実

①区域指定の促進、義務化

実証分析の結果から、津波災害警戒区域指定（イエローゾーン）による地価への影響はみられないと考えられることから、区域指定が難航する理由のひとつでもあり、地元の懸念事項でもある地価の下落は起こらない可能性が高いと考えられる。よって、区域指定を促進するために指定を義務化とすることでいっそうの津波警戒体制整備の強化につながると考える。

津波防災地域づくり法では、津波災害警戒区域の指定は「できる」規定となっており、区域指定を行うにあたり、関係市町村への意見照会を行うこととなっている。その際に、市町村からの要請により地元自治体への説明をはじめ、場合によっては区域内の住民に対する地元説明会を開催する必要があり、多くの時間と手間を要しており、行政コストが大きいのが現状である。また、説明会の中で住民から反対意見が出た場合、反対意見への対応や説得、粘り強い説明のために何度も説明会を開催することとなり、行政コストがさらに膨らむことになる。義務化にすることで、一定の説明を行うことで区域指定を行うことができるため、時間や手間といった行政コストの削減にもつながると考える。

②津波リスク公表方法の充実

実証分析の結果から、津波リスク公表及び区域指定の影響がみられないような地域においては津波リスクの周知が不十分であるとも考えられるため、よりいっそうの津波リスク公表方法の充実が求められる。公表方法として、より具体的に津波リスクを認識できるようなリスク公表とすべきと考える。例えば、案１として、図７の左のように、現在東北地方において道路標識として東日本大震災時の津波浸水区間を周知している事例を参考に、今後南海トラフ地震が想定される地域においても、津波浸水想定区域を道路標識として設置し、自動車運転時に目に入るようにすることで、日常生活の中でのより具体的な津波リスク周知となると考える。

さらに案２として、電柱への津波浸水想定高さへの津波リスク周知標識の設置をあげる。現行の津波リスク周知対策は、図８の下のように電柱の人の目線の位置にその地点の海抜を表記した標識を設置している。しかし、海抜の表記だけではその地点で想定津波高はどれくらいか、実際にどのあたりの高さまで津波によって浸水するかを認識することは難しい。よって、図８の上のように津波想定高さの位置に津波リスク周知の標識を設置することで具体的なリスクの認識につながると考える。

日常生活の中に具体的な津波リスク周知を入れることで、人々の津波防災に関する自助を促

すことにつながると考える。

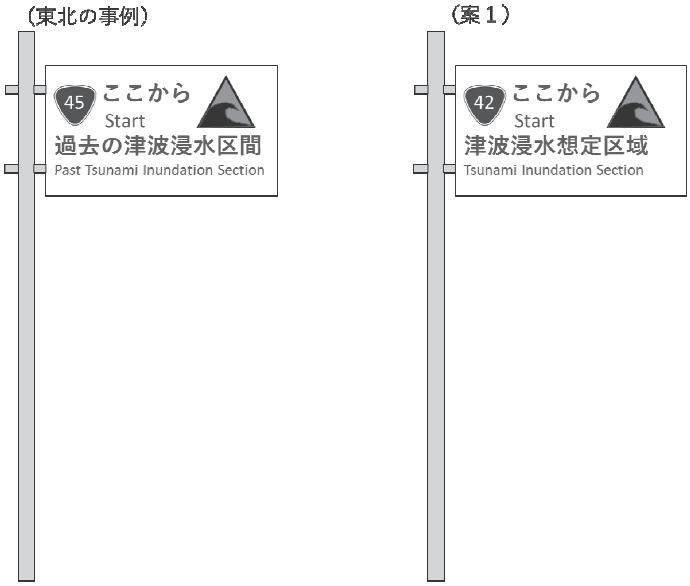


図 7 イメージ図（道路標識として津波リスク標識を設置）

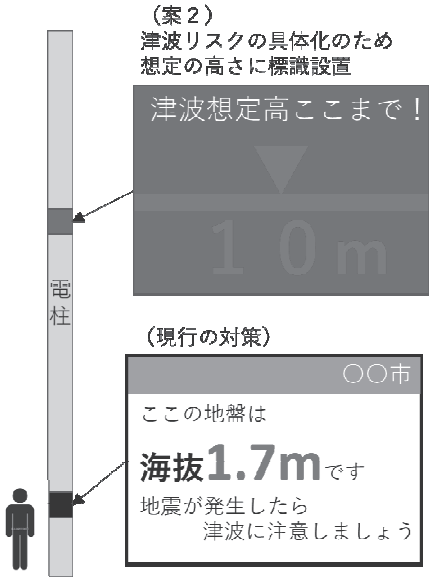


図 8 イメージ図（電柱の津波想定高さに津波リスク標識を設置）

7.2. 政策提言（津波による死者を減らすための対策）

津波災害は他の災害と比較し、広範囲で多くの人々が犠牲になる可能性があり、生死に大きく関わるという特徴を考慮すると、津波発生時に適切に避難し、一人でも多くの生命を守ることが非常に重要であると考える。そこで、実証分析結果から考えられることとは別に、津波による死者を減らすための幅広い対策について考察を行う。

対策として、居住対策と避難対策の２つがあると考える。それぞれの具体的な対策を表１５にあげ、それぞれ考察を行う。

居住対策は、死者を減らす効果は大きいと考えられるが、住民からの反発や政策をはじめるにあたっての行政コストが大きく、時間もかかると考えられる。一方で、避難対策は、効果は居住対策より大きくないと考えられるが、即効性、実行性は高く、地方自治体独自でも実施可能であるという点から優先順位は高いと考える。

このような様々な政策の実施にあたっては、費用対効果を十分に検討したうえで適切に実施していく必要がある。

表 15 津波による死者を減らすための対策

対策			内容	優先度
居住対策	①	区域指定の義務化	区域指定を義務化し、レッドゾーンでは土地利用規制を行う	
	②	強制加入保険制度	津波区域内の居住者に対し、地震保険加入を義務化	
	③	津波リスクに応じた課税制度	応益原則に基づき津波リスクに応じて課税負担を割り増し	
	④	区域外への移転補助	津波区域内の居住者について、津波区域外への移転に対する移転費の補助	
	⑤	被災者生活支援再建制度の見直し	被災者生活再建支援制度について、事前に災害リスクが周知されている地域は制度の除外とする	
避難対策	⑥	避難行動要支援者への対策	避難行動要支援者の個別避難計画の策定補助者への補助 （民生委員、地元自治会、福祉関係者）	○
	⑦	自動車避難の対策	原則徒歩避難を周知徹底のうえ、自動車避難を行う場合の条件やルールづくり	○
	⑧	教育、啓蒙	・学校教育、参観授業での避難訓練 ・メディアによる積極的な情報発信（テレビ、ラジオ） ・津波伝承施設積極活用（修学旅行）	○

⑨	公助の限界 自助を促す	・行政は必要最低限の措置のみ行う ・公助（行政の政策）には限界があり、自助（自己責任で避難する）ことが重要だと発信する

＜居住対策＞

【① 区域指定の義務化】

津波防災地域づくり法では津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）に指定することで、土地利用規制が行われることとなっており、レッドゾーンの区域指定についても津波への居住対策という点で非常に重要であり、津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン、レッドゾーン）の指定を義務化とすることは非常に意義があると考えられる。レッドゾーン内では、津波襲来によって建物が倒壊しないような強固な建築構造とするような構造規制や、建築物の高さを津波想定高さより高くするといった構造規制を行うことで、津波発生後の被害抑制が見込まれ、行政コストの削減につながり、負の外部性対策にもなると考える。現状では、静岡県の伊豆市のみが津波災害特別警戒区域（オレンジゾーン）を指定済であるが、災害発生後のコスト削減を考えると、区域指定を義務化することで、構造規制を行うことが必要であると考える。

一方で、レッドゾーンを指定することで、土地利用規制を行うにあたっての住民からの反発やレッドゾーン区域決定の時に行政側に様々なインセンティブが働き、適切な区域設定ができない可能性もあるといった課題も考えられる。

【② 強制加入保険制度】

津波に関する保険制度として地震保険がある。地震保険は地震、津波などによって発生した火災、家屋や家財の損壊等を補償する制度である。損害保険会社が販売する火災保険に付帯して地震保険に加入できることとなっている。1966 年に施行された地震保険に関する法律によって、地震保険制度が開始された。

地震保険制度については、官民の共同で運営されており、1 回の地震で支払われる保険金の総額は 11.7 兆円で、1259 億円までは民間のみで負担し、1259 億円から 2661 億円までは民間と政府が 50%、2661 億円から 11.7 兆円までは約 99.8%を政府が負担することとなっている。補償対象は建物と家財となっており、建物と家財に分けて加入する必要があり、保険金額の限度額は建物が 5000 万円、家財が 1000 万円で、全損、半損、一部損という 3 つ損害の程度により保険金が異なり、それぞれ契約金額の 100%、50%、10%となっている。また、保険金額は火災保険の 30～50%の範囲内でなければならないこととなっている[12]。

全国の地震保険の加入率は令和 2 年時点で 33.9%となっている[13]。災害危険地域と知りながら、地価が安いことを理由に居住するような危険愛好的な人は、地震が発生しても政府の支援

---

[12] 日本地震再保険株式会社　閲覧日:2022 年 1 月 7 日
https://www.nihonjishin.co.jp/insurance/

[13] 日本損害保険協会　閲覧日:2022 年 1 月 7 日
https://www.sonpo.or.jp/insurance/jishin/index.html

があることを前提に考え、地震保険が割高だと感じるために地震保険に加入はしないと考えられる[14]。このような災害リスクが高い地域に居住しているにもかかわらず地震保険に未加入の住民が多数いる場合、政府が行うこととなる災害後の救助や支援等の社会的コストはきわめて大きくなり、負の外部性が生じると考えられる。

このような負の外部性への対策には、強制加入保険制度が有効であると考えられる。個人の判断にまかせると多くの住民が保険未加入者となり、負の外部性という市場の失敗が生じるため、津波浸水想定区域のような災害危険地域に居住することを選択する場合は、地震保険をはじめとした災害保険への加入を強制させるといった、自己責任の下で生活を行うような仕組みが必要であると考える。そうすることによって、災害危険地域での居住コストが保険料分だけ大きくなるため、居住の抑制にもなり、災害時の被害も減少すると考えられる。

一方で、強制保険加入制度を導入するにあたっては、制度導入に対する大きな政治的反発や、保険料の支払いができないような低所得者の既存住民への対応といった問題も予想され、制度実施にあたっての社会的コストも大きいといった課題も考えられる。

【③ 津波リスクに応じた課税制度】

津波による被害が発生すると、被災者への支援費や救済費が発生し、津波浸水区域内の居住者が負担している以上の大きな行政コストが発生する。これは、津波浸水区域内の居住者が区域外の居住者に対して、災害支援費等を通じて負の外部性を与えていると考えられる[15]。

よって、応益原則に基づき津波リスクに応じた課税負担制度を導入し、リスクが高い地域の居住者に対しては多くの課税を課すといった津波リスクに応じた課税とすることで負の外部性の軽減となると考えられる。また、津波リスクが高い地域は居住するためのコストも高くなるため、居住の抑制、区域外への移転促進にも効果があると考えられる。

一方で、住民からの反発や制度をはじめるにあたっての行政コストが大きく、時間もかかるといった課題も考えられる。

【④ 区域外への移転補助】

津波対策の最善策は津波浸水想定区域内に居住しないことであるが、非常に多くの住民が居住している現状をふまえるとすべての住民が津波浸水想定区域内に居住しないようにすることは現実的に困難であると考えられる。しかし、津波浸水想定区域内に居住し続けると、災害発生時に行政からの支援費や救済費が発生し、その費用は津波浸水想定区域外に居住する住民にとっては負の外部性であると考えられる。よって、ひとりでも多くの住民が災害危険区域外に移転することにより負の外部性が小さくなるため、負の外部性対策として、災害危険区域外へ

---

[14] 山崎福寿、中川雅之（2020）「人口減少時代の住宅土地問題」東洋経済新報社

[15] 田窪成貴（2021）「災害ハザードエリアからの居住者の移転を促進する仕組みの検討」

の移転補助といった対策が有効であると考えられる。

現行の移転制度である防災集団移転促進事業は高台造成費等の莫大な費用を用いて実施されている。東日本大震災後も東北地方の各地で防災集団移転促進事業によって高台移転が行われているが、中には陸前高田市にように造成した高台の分譲地のほとんどが空き地であるといった事例も見受けられる。それに比べて移転補助は、高台造成費用を投じることなく、一定の移転補助を支払うことで区域外へ移転させる制度であり、コスト面において優れていると考えられる。ただし、移転補助額については、他事業との比較や費用対効果を十分に検討したうえで適切に設定する必要があると考える。

【⑤ 被災者生活再建支援制度の見直し】

津波等の災害発生後に被災者を支援する制度として、被災者生活再建支援制度がある。阪神・淡路大震災で生活再建を行えない人々が多数発生し、被災者に対する必要最小限の公助の必要性が指摘されたことにより、被災者生活再建支援法が 1999 年に施工された[16]。この制度は、自然災害により住宅が全壊、半壊等となった場合に、被害の程度に応じて被災世帯に 50 万円～100 万円、住宅の再建時にはその方法に応じてさらに 50 万円～200 万円の支援金を給付する制度である。

この支援制度は災害危険地域の居住抑制とは反対の効果があると考えられる。災害危険地域と知りながらも、災害が発生しても政府の支援があることを前提に考え、災害危険地域内での居住を選択することも考えられる。災害リスクに関する情報は行政により公開され、誰でも簡単に確認できるようになっている現状をふまえると、リスクを承知の上で災害リスクの高い地域に居住している場合は、この制度の対象外とする等の見直しが必要であると考える。

一方で、被災者生活再建支援制度の見直しにあたっては、制度見直しに対する政治的反発や、見直しを行うことで災害時に生活保護申請者が多く発生することによる行政コストの増加等の課題も考えられる。

＜避難対策＞

【⑥避難行動要支援者への対策】

和歌山県の避難対策については、平成 26 年 10 月に「津波から『逃げ切る！』支援対策プログラム」を策定し、津波による死者をゼロとすることを目指して、住民一人ひとりの避難を支援し、津波避難困難地域を解消するための対策を実施しているところであり、全国でも同様の対策が行われている。対策が完了し、津波発生時に徒歩で適切に避難を行うことができれば、犠牲者は発生しないと想定される。しかし、高齢者や障がい者のように歩行が不自由な方については、避難時の支援が必要であり、個々への具体的な支援対策が課題である。

---

[16] 田近栄治、宮崎毅（2014）「震災における被災者生活再建支援のあり方」『都市住宅学 86 号』

現在の避難行動要支援者への対策としては、平成 25 年 6 月の災害対策基本法の一部改正により、災害発生時の避難にあたり支援を要する方の名簿（避難行動要支援者名簿）の作成を義務付けることが規定され、現在は約 99%の市町村において作成されている。しかし、いまだ災害によって多くの高齢者が被害を受けている現状をふまえると、避難の実効性確保という課題が見受けられる。それを受け、令和 3 年 5 月に災害対策基本法がさらに一部改正され、避難行動要支援者の円滑迅速な避難を図るという観点から、避難行動要支援者の個別避難計画について、市町村による作成が努力義務化されることとなった[17]。

そのうえで、今後の課題について県や市町村への聞き取りを行ったところ、個別避難計画の作成への支援が課題として見受けられた。現在は名簿に掲載されている避難行動要支援者が個別に避難計画を作成し、市町村に提出することとなっているが、高齢者や障がい者の方が自分で作成するのは困難であり、現状についても作成が完了している市町村の割合が約 10%と低くなっている[18]。そこで、今後の対策として、地域の民生委員や自治会の委員、福祉関係者が作成の補助をする仕組みが必要と考える。地域の民生委員や自治会の委員、福祉関係者の作成補助のインセンティブを与えるように、作成補助を行った補助者に対して、補助金を交付するといったことも必要であると考えられる。

【⑦ 自動車避難の対策】

津波発生時の避難方法としては、原則徒歩とされている。しかし現状として、東日本大震災時には、避難者の半数以上が自動車で避難したという調査結果がでている。また、その時の課題として、「渋滞して車が動けない状態だった」、「家屋・電柱の倒壊、陥没、がれき等が錯乱していて通行しづらい状態だった」、「人や車が混在して危険な状態だった」等があげられている[19]。⑥でふれたような避難行動要支援者の避難には自動車が必要不可欠であるが、このような問題が発生すると避難困難な状況になると想定されることから、避難方法として自動車を利用しないといけない人が円滑に避難できるような対策が必要と考える。原則徒歩避難を周知徹底のうえ、自動車避難を行う場合の条件やルールづくりが必要である。

【⑧教育、啓蒙】

津波は土砂災害や洪水等の他の自然災害と比べ、発生頻度が低いが一度発生すると広範囲に甚大な被害を及ぼすという特徴があると考えられる。土砂災害、洪水は毎年のように全国のどこかで発生しており、その度にメディアに取り上げられることで人々が土砂災害、洪水の災害

---

[17] 内閣府　避難行動要支援者の避難行動支援に関すること　閲覧日:2022 年 2 月 2 日
http://www.bousai.go.jp/taisaku/hisaisyagyousei/yoshiensha.html

[18] 内閣府　「個別避難計画作成等への支援策等について（周知）」令和 3 年 6 月 22 日付

[19] 国土交通省街路交通施設課「津波防災まちづくりの計画策定に係る指針」平成 25 年 6 月

対策を考える機会となるが、津波に関しては発生頻度が低いため、人々の津波に対する防災意識や避難意識が風化しやすいといったことが懸念される。よって、教育、啓蒙活動が重要であると考える。

教育について、子どもの自助という点から考えると小学校、中学校という幼い頃からの防災教育、避難教育を行うことが重要と考える。例えば、休日に親御さんが授業を参観するような参観授業の際に、避難訓練を取り入れ、学校を避難場所と想定して避難をしながら登校し、授業内容は防災教育に関することを行うといったようなことも考えられる。生徒だけでなく、家族も一緒に考えることで、日ごろ防災に関心がない人も防災について考える機会を作ることは非常に重要である。

また、東日本大震災後に東北地方の多くの市町村で震災被害を風化させないよう、後世に語り継いていけるよう、震災伝承館が建設されている。震災に関する写真や映像、資料を展示していたり、震災当時の状況のままの建物を見学できたり、常駐職員による説明を聞くこともできる。震災の伝承は東北地方の住民への伝承はもちろん、近いうちに発生する可能性が高い南海トラフ地震の被害想定地域への住民に対する伝承がより重要で、このような施設を義務教育の修学旅行等で見学することも防災教育という点で非常に意義があると考える。

【⑨公助の限界、自助を促す】

現行の防災制度は事前対策としての津波防潮堤等の防災施設のハード対策をはじめ、避難に関するソフト対策も行われており、また災害発生後は、被災者の支援制度、地域の復旧事業等の手厚い対策が実施されることとなっている。にもかかわらず、東日本大震災では甚大な被害となったこともふまえ、公助の限界について言及し、自助を促す必要があると考える。

行政の充実した災害対策によって、災害危険区域内の住民は政府に甘えて災害リスクを過小に評価することで、自助努力で危険を回避し、個々が被害を最小限にしようとするモチベーションを失うことにつながり、災害を回避するという個々のインセンティブは、政府によって失われているのではないかということも考えられる[20]。

よって、自助を促すための一つの方法として、政府は災害危険地域に住んでいる住民は危険を知りつつも自分の意思で居住を選択したのだから、災害発生時には行政として必要な応急措置はとる、つまり人命は尊重し救助、支援は行うが、災害後の街の復興や住民の生活の保障までは面倒を見切れないと明言する[21]ことも必要だというような考え方もあるのではないかと考える。個々が自己責任の下で居住を選択し、自己責任の下で避難を行うことになるため、自助を促すという点でこのような考え方は非常に重要であると考える。

---

[20] 山崎福寿、中川雅之（2020）「人口減少時代の住宅土地問題」東洋経済新報社

[21] 山崎福寿、中川雅之（2020）「人口減少時代の住宅土地問題」東洋経済新報社

8. 今後の課題

本研究の分析では、東日本大震災、津波リスク公表、区域指定のそれぞれの事象が地価及び人口に与える影響を固定効果モデルによって分析し、算出された各津波到達時間別地域ダミーと年次ダミーの交差項の係数をグラフ化し、事象前後の一時的な下落の変化を視覚的に考察し、さらに係数の差の検定を行うことで効果の有無を判断した。今後はより適切な検定を行うことによってさらに正確で信頼度の高い分析結果となると考えられる。

また、地価の分析について、本研究では被説明変数を公示地価の対数値としたが、前年からの変化の値とすることで、事象前後の一時的な下落の変化をより正確に捉えることができると考えられる。

さらに、人口の分析については、和歌山県南部の３町のみの住民基本台帳データを用いての分析を行ったが、範囲を和歌山県全域や全国に広げることや、地価についても公示地価ではなくレインズデータ等の取引データを用いることで、より詳細かつ正確な分析と幅広い考察が可能になると考えられる。

9. 謝辞

本稿の執筆にあたり、まちづくりプログラム教員の皆様から丁寧な指導を頂くとともに、大変貴重なご意見を頂きましたこと、心より感謝申し上げます。なお、本研究は東京大学 CSIS 共同研究（№1135）の成果の一部であることを申し添えます。

また、政策研究大学院大学にて研究の機会を与えて頂いた派遣元、1 年間励まし合いサポートいただきました同期の皆様には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、全て筆者に帰属いたします。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。

10. 参考文献

・内閣府　避難行動要支援者の避難行動支援に関すること
http://www.bousai.go.jp/taisaku/hisaisyagyousei/yoshiensha.html
・内閣府　防災情報のページ
http://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/h18/bousai2006/html/honmon/hm01010101.htm
・内閣府　我が国の地震対策の概要
http://www.bousai.go.jp/jishin/gaiyou_top.html
・国土交通省　国土交通省政策評価会
https://www.mlit.go.jp/seisakutokatsu/hyouka/seisakutokatsu_hyouka_fr_000003.html
・和歌山県　過去の地震被害
https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/040400/bosai/jisinnsonae.html

・和歌山県　地震被害想定調査
https://www.pref.wakayama.lg.jp/prefg/011400/d00153668_d/fil/wakayama_higaisoutei.pdf
・日本地震再保険株式会社
https://www.nihonjishin.co.jp/insurance/
・日本損害保険協会
https://www.sonpo.or.jp/insurance/jishin/index.html
・内閣府　「個別避難計画作成等への支援策等について（周知）」令和 3 年 6 月 22 日
・国土交通省「国土交通白書 2012」
・国土交通省「津波防災まちづくりの計画策定に係る指針」平成 25 年 6 月
・和歌山県「和歌山県津波避難計画策定指針」平成 27 年 11 月
・金本良嗣、藤原徹（2016）「都市経済学（第 2 版）」東洋経済新報社
・杉安和也、村尾修(2006)「平成 18 年 8 月における日本全国の津波ハザードマップの作成状況」
・田窪成貴（2021）「災害ハザードエリアからの居住者の移転を促進する仕組みの検討」
・田近栄治、宮崎毅（2014）「震災における被災者生活再建支援のあり方」『都市住宅学 86 号』
・津波防災地域づくり法研究会（2014）『津波防災地域づくり法の解説』大成出版社
・福井秀夫（2007）「ケースからはじめよう　法と経済学」日本評論社
・山崎福寿、中川雅之（2020）「人口減少時代の住宅土地問題」東洋経済新報社