ポストコロナ社会における地域経済と 社会資本整備のあり方に関する調査研究

ポストコロナ社会における地域経済と 社会資本整備のあり方に関する調査研究プロジェクト

2022年10月

公益社団法人日本交通政策研究会

- 1. "日交研シリーズ"は、公益社団法人 日本交通政策研究会の実施するプロジェクトの研究成果、本研究会の行う講演、座談会の記録、交通問題に関する内外文献の紹介、等々を印刷に付して順次刊行するものである。
- 2. シリーズはAよりEに至る5つの系列に分かれる。

シリーズAは、本研究会のプロジェクトの成果である書き下ろし論文を収める。

シリーズBは、シリーズAに対比して、より時論的、啓蒙的な視点に立つものであり、 折にふれ、重要な問題を積極的にとりあげ、講演、座談会、討論会、その他の方法によっ てとりまとめたものを収める。

シリーズCは、交通問題に関する内外の資料、文献の翻訳、紹介を内容とする。

シリーズDは、本研究会会員が他の雑誌等に公けにした論文にして、本研究会の研究調査 活動との関連において復刻の価値ありと認められるもののリプリントシリーズである。

シリーズEは、本研究会が発表する政策上の諸提言を内容とする。

- 3. 論文等の内容についての責任はそれぞれの著者に存し、本研究会は責任を負わない。
- 4. 令和2年度以前のシリーズは印刷及び送料実費をもって希望の向きに頒布するものとする。

公益社団法人日本交通政策研究会

代表理事 山 内 弘 隆 同 原 田 昇

令和2年度以前のシリーズの入手をご希望の向きは系列番号を明記の上,下記へお申し込み下さい。

〒102-0073 東京都千代田区九段北 1-12-6 守住ビル 4階

公益社団法人日本交通政策研究会

電 話 (03) 3263-1945 (代表)

Fax (03) 3234-4593

E-Mail:office@nikkoken.or.jp

日交研シリーズ A-845

令和 3 年度自主研究プロジェクト

「ポストコロナ社会における地域経済と社会資本整備のあり方に関する調査研究」

刊行: 2022 年 10 月

ポストコロナ社会における地域経済と社会資本整備のあり方に関する調査研究 On the Relationship between Local Economy and Public Investment after the Pandemic

> 主查: 宮崎 智視(神戸大学大学院経済学研究科) Tomomi Miyazaki

要旨

本研究プロジェクトでは、ポストコロナ社会における地域経済と公共投資のあり 方に関する以下の三つの研究を行った。

ポストコロナ社会においては、都市再生が重要な論点の一つとなる。この点について、第1章「制度的管理の導入が汚染土壌の除去に与える影響:東京都の事例」では、土壌汚染対策法の制度的管理の明確化が土壌汚染対策に与えたインパクトを明らかにした。分析の結果、地価が相対的に高いと考えられる23区内に存在する汚染サイトでは、周辺地域に比べ区域の解除率が有意に低いことが明らかとなった。このことは、都心部ほど制度的管理による土地の利活用が進んでいる可能性を示すものであり、ポストコロナ社会における土地活用策についても示唆を与えると考えられる。

ところで、コロナ禍はリモートワークの普及をもたらした。多様な働き方が可能になることで、人口動態も変わる可能性がある。このことを踏まえ第2章「高齢者の都道府県間移動」では、2つの国勢調査における年齢別都道府県間人口移動データを整理した。とりわけ、高齢化の進展を踏まえ、高齢者の移動パターンを把握した。分析の結果、後期高齢者が都市部に流入する傾向があることが示唆された。一方、広域地方計画圏間の高齢者の移動を見ると、前期高齢者は大都市圏から地方圏へと移動し、後期高齢者は逆に大都市圏、特に首都圏へと移動していることも明らかとされた。尤も、2010年調査における高齢者には、団塊の世代(第一次ベビーブーム世代)は含まれていない。団塊の世代が高齢層に入って来ることを踏まえたならば、ポストコロナ社会における介護サービスの計画と策定に際しては、居住している住民の自然動態だけではなく、社会動態(流出入)にも注意を払う必要があると結論付けている。

コロナ禍により多数の人たちが職を失ったことは、人口にも膾炙している通りである。すると、雇用対策も重要な課題となろう。この点を踏まえ、最後の第3章「社会資本整備と地域雇用:市町村データを用いた計量分析」では、市町村データを用いて、公共投資が雇用に与える効果を計測している。具体的には、いわゆる財政乗数の計測と、東日本大震災の復興投資の効果を推定した。分析の結果、市町村データを用いた場合には財政乗数は正に推定された。また、東日本大震災の復興投資は、復興年については市データならびに市町村データのいずれのケースでも頑健な結果が得られた。以上の結果は、公共投資は地域の雇用維持に一定の効果を持つことを示唆している。公共投資の雇用創出効果はしばしば疑問が呈せられることあるが、第3章の結果は、公共投資が地域の雇用創出にも貢献し得ることを示すものである。

キーワード: 土壌汚染対策法、土地活用、人口移動、高齢化、公共投資、財政乗数、DID Keywords: Soil Contamination Countermeasures Law, Land Utilization, Migration, Aging, Public

Investment, Fiscal Multiplier, DID

目 次

1章	制度的管理の導入が汚染土壌の除去に与える影響:東京都の事例1
1.1	はじめに1
1.2	背景3
1.3	分析方法7
1.4	分析結果11
1.5	結語
2章	高齢者の都道府県間移動17
2.1	はじめに
2.2	国勢調査における人口移動集計の特徴19
2.3	2010年国勢調査を用いた高齢者の移動21
2.4	まとめと考察26
3章	社会資本整備と地域雇用: 市町村データを用いた計量分析28
3.1	はじめに28
3.2	分析で用いるデータについて29
3.3	財政乗数の計測
3.4	東日本大震災の復興投資の計測32
3.5	まとめと今後の課題43

研究メンバーおよび執筆者 (敬称略・順不同)

川瀬晃弘 東洋大学経済学部教授(第1章)

中澤克佳 東洋大学経済学部教授(第2章)

宮崎智視 神戸大学大学院経済学研究科教授(第3章)

1章 制度的管理の導入が汚染土壌の除去に与える影響:東京都 の事例

1.1 はじめに

土壌はしばしば有害物質で汚染されており、深刻なケースでは、汚染土壌に含まれる有害物質が人間の健康に直接的な脅威をもたらす (Hamilton and Viscusi, 1999a; Kielb et al., 2010)。 土壌汚染は、それらを完全に除去するためには高額な費用を必要とし、ブラウンフィールドの原因となる (Rimer, 1996)。ブラウンフィールドとは、土壌汚染の存在やその疑いにより、再活用や利活用が困難になっている土地を指す (US EPA, 2020)。ブラウンフィールドの規模は、日本では8万サイト(Takahashi et al., 2013) に及ぶと推計されている。

米国では、スーパーファンド法・の施行後にブラウンフィールドが生じる事態となった (Chang and Sigman, 2007)。スーパーファンド法では、リスク評価の結果に基づく浄化基準を 設定し、措置実施後に住宅用地に利用されても差し支えないような水準まで処理することが 求められた (Geisinger, 2001)。高額な費用が土壌汚染のおそれがある土地への投資を妨げブラウンフィールドが生じるとの批判がなされた (Schofield, 2005)。そこで、The United States Environmental Protection Agency は、汚染サイトの再開発と浄化措置に係る費用の低減を目指すべく、将来の土地利用に応じた浄化措置を行い、制度的管理(institutional control)により、その後の土地利用を管理することにした (US EPA, 1995)。EPA は、制度的管理を"nonengineered instruments, such as administrative and legal controls, that help to minimize the potential for exposure to contamination and/or protect the integrity of a response action"と定義している (US EPA, 2012)。これは、対策コストを抑制しつつ、汚染による健康被害を防止する手法といえる (Schnapf, 2002)。

日本では、1990年代より工場跡地等での土壌汚染の判明事例の増加が増加し、不動産取引において土壌汚染対策の法規制が未整備であることが問題となった (Kobayashi, 2002)。これを受け、2003年に土壌汚染対策法(以下「土対法」、施行年で区別する場合は「土対法 2003」と呼ぶ)が施行された。土対法は、人の健康の保護を目的に掲げ、リスク管理のための措置の内容として、原位置封じ込めや覆土など有害物質の人への暴露経路を遮断する措置を原則とした (Murayama et al., 2006)。汚染が判明した土地は「指定区域」として指定され、健康被

¹ スーパーファンド法とは、1978 年に起きたラブキャナル事件を契機に制定した、1980 年の Comprehensive Environmental Response, Compensation and Liability Act (CERCLA) と 1986 年の Superfund Amendments and Reauthorization Act (SARA) の 2 つの法律を合わせた通称である。

害が生じるおそれがある場合に限り、汚染対策を実施することとした (MoE, 2007b)。

暴露経路の遮断による汚染対策を実施するという法律の趣旨に反し、法施行後には、清浄な土地を求める不動産市場の要請から、掘削除去による土壌汚染対策が選択されることが多くなった (Otsuka, 2009)。掘削除去は、他の汚染管理手法に比べ割高であることから、ブラウンフィールド問題の発生が懸念される事態となった (MoE, 2007a)。そこで、2010年に施行された改正土対法(以下「土対法 2010」と呼ぶ)では、それまで指定区域として単一で管理されていた汚染サイトを、措置が必要な「要措置区域」と「形質変更時要届出区域」として管理することとした。土対法 2003 の措置命令の発出基準と土対法 2010 の要措置区域の指定基準は同じであるが、土対法 2010 では区域指定時に措置の必要性が明示されることになった。

法改正のポイントは、掘削除去の回避と規制対象区域を分類し講ずべき措置の内容を明確化するという制度的管理の導入であった (Otsuka, 2009)。制度的管理は、将来の土地利用を考慮した浄化基準の設定において重要な役割を果たす (Applegate and Dycus, 1998)。予測される将来の土地利用が運動場や公園の場合、覆土により土壌汚染による人の健康被害を回避し、その後の土地利用の状況を、制度的管理により行政的および法的に管理する (US EPA, 2005)。スーパーファンドサイトの remediation にかかる研究では、制度的管理の実施による費用は、汚染を浄化する場合に比べて格段に低く、制度的管理の費用対効果が高いことが示されている (Hamilton and Viscusi, 1999b)。制度的管理により土地の利用制約が生じるものの、対策費用が抑制されることで、汚染地の利活用が進むと考えられる (Jackson et al., 2006)。

このような土地の利用制約による土壌汚染対策は、1990年代に、州の自主的浄化プログラムにより、全米に広まった(Wernstedt et al., 2013; Spaanstra et al., 2000)。自主浄化プログラムに関する既存研究では、プログラムに参加する土地の特徴が明らかとされている。汚染地の面積と自主調査プログラムへの参加の関係について、汚染地の面積が大きいほどプログラムに参加する確率が高くなる(Alberini, 2007; Guignet and Alberini, 2010)。また、汚染地の周辺の土地利用とプログラムへの参加の関係について、周辺の土地利用が住宅地である場合にプログラムへの参加確率が高まるとする研究(Alberini, 2007)がある一方、住宅地からの距離が離れた土地の参加が多いとする研究もある(Guignet and Alberini, 2010)。自主調査プログラムでは、将来の土地利用に応じて健康被害を防止するための措置を実施し、制度的管理により措置後の土地利用の状況を長期的にモニタリングする(US EPA, 2016)。そのため、一連の先行研究は、自主調査プログラムを通して制度的管理されている土地の特徴を捉えていると考えられる。しかしながら、制度的管理が土壌汚染対策に導入されたことよるインパクトに関するエビデンスは十分に得られていない。

本稿の目的は、土対法 2010 の制度的管理の明確化が土壌汚染対策に与えたインパクトを明らかにすることである。法改正によって掘削除去の実施率が低下すれば、健康リスクの低

い汚染サイトが低コストで活性化され、環境改善と都市再生につながると考えられる。分析 では、東京都における区域指定の実績データを利用して、掘削除去に偏った汚染除去がどの 程度、制度的管理へシフトしたかについての実証分析をおこなう。

本稿は以下のように構成されている。第2節では、制度的コントロールの観点から、日本の土壌汚染対策法の概要を説明する。第3節では、データと分析方法について説明する。第4節では、推計結果を示す。第5節で本論文の結論を述べる。

1.2 背景

1991年に土壌環境基準が設定されて以降、工場用地における土壌汚染調査が実施されるようになり、有害物質による土壌汚染の判明が相次いだ。土壌汚染の原因となる有害物質は、電子部品や機械設備などの大規模な工場のみならず、クリーニング工場やガソリンスタンドなど人々に身近な施設でも取り扱われている。日本において土壌汚染の調査が望まれる事業場の数は92万8,000件に上り、調査費用に2兆3,000億円、対策費用に11兆円が必要とされている(Zhang, 2019)。

土壌汚染の判明事例の増加を受け、2003年に土対法が施行された。土対法では、土壌に含まれることに起因して健康被害が生じるおそれがある物質を特定有害物質として規制の対象とした(表1-1)。図1-1aは、土対法2003の規制フローを示したものである。汚染調査は土地所有者により実施される。土対法2003における土壌汚染の調査は、工場において有害物質を使用する特定施設を廃止したとき(土対法2003,3条)と、健康被害をもたらす汚染に対し都道府県知事が命令を発出したとき(土対法2003,4条)に実施されると規定された。土対法2003の施行期間において有害物質を使用する特定施設の廃止件数は6,148件であったのに対し、都道府県知事の命令が発出された事例は5件であり(MoE,2019)、実質的には、土対法2003により調査義務が課せられたのは特定施設を有する工場に限定されていた。

土地所有者は、土壌汚染の調査結果を都道府県知事に提出する。都道府県知事は指定基準に基づき調査地の汚染状態を判断する (土対法 2003,5条)。指定基準は物質の特性に応じて溶出量基準と含有量基準が定められている。溶出量基準とは土壌を水に溶かした場合の有害物質の溶出量について、含有量基準は土壌中の有害物質の量についての基準である。どちらの基準も土地利用によらず全ての土地に一律に適用される。

表 1-1. 指定有害物質と指定基準

		Designation	on standard	
Designated hazardous sul	Soil Concentration Standard < Risk for direct ingestion>	Soil Leachate Standard < Risk of ingestion from groundwater etc.>		
Chloroethane			≤ 0.002 mg/L	
Carbon Tetrachloride			≤ 0.002 mg/L	
1,2-Dichloroethane			≤ 0.004mg/L	
1,1-Dichloroethylene			≤ 0.02 mg/L	
1,2-Dichloroethylene			≤ 0.04 mg/L	
1,3-Dichloropropene	Class 1		≤ 0.002mg/L	
Dichloromethane	(VOC)		≤ 0.02 mg/L	
Tetrachloroethylene			$\leq 0.01 \text{mg/L}$	
1,1,1-Trichloroethane			≤ 1mg/L	
1,1,2-Trichloroethane			≤ 0.006mg/L	
Trichloroethylene			$\leq 0.03 \text{mg/L}$	
Benzene			$\leq 0.01 \mathrm{mg/L}$	
Cadmium and its compound		≤ 150mg/kg	$\leq 0.01 \mathrm{mg/L}$	
Hexavalent Chromium		< 250 //	< 0.05 /T	
compounds		\leq 250mg/kg	≤ 0.05 mg/L	
Cyanides compounds		As isolated cyanides ≤ 50mg/kg	Less than detection limit	
Total Mercury and its compounds	CI 2		≤ 0.0005 mg/L	
Alkyl Mercury	Class 2 (Heavy metal	≤ 15mg/kg	Less than detection limit	
Selenium and its compounds	etc.)	≤ 150mg/kg	$\leq 0.01 \text{mg/L}$	
Lead and its compounds		≤ 150mg/kg	$\leq 0.01 \text{mg/L}$	
Arsenic and its compounds		≤ 150mg/kg	≤ 0.01mg/L	
Fluorine and its compounds	1	≤ 4000mg/kg	≤ 0.8mg/L	
Boron and its compounds	1	≤ 4000mg/kg	= 1mg/L	
Simazine			$\leq 0.003 \text{mg/L}$	
Thiuram	1		≤ 0.006mg/L	
Thiobencarb	Class 3		$\leq 0.02 \text{mg/L}$	
	(Agrochemicals		Less than detection	
PCB	and PCBs)		limit	
Organic phosphorus compounds	ĺ		Less than detection	
			limit	

Source: MoE (2007b)

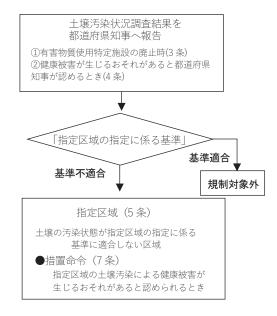


図 1-1a. 土対法 2003 におけるフローチャート

都道府県知事は、指定基準を超過した土地を指定区域に指定する。そのうえで有害物質の人への摂取経路がある場合、都道府県知事は措置命令を発する (土対法 2003,7条)。措置命令により、土地所有者は有害物質の摂取経路を遮断するため、封じ込めや盛土など、有害物質の人への摂取経路を遮断するための措置を実施する。また、土地所有者が掘削除去や原位置浄化といった土壌汚染の除去を実施し、浄化により土壌の汚染状態が指定基準を下回った場合、都道府県知事は指定を解除する。

土対法で特筆すべき点は、次の2点である。第一に、土対法における汚染対策は、有害物質の人への摂取経路を遮断するための措置を基本とし、原則として汚染の浄化は要求されない。指示措置は、暴露管理(汚染土壌と人が接触する機会を抑制することや、汚染された地下水の摂取を抑制すること)、暴露経路遮断(汚染土壌に含まれる有害物質の移動を抑制することや、有害物質が周辺の地下水を汚染することを抑制すること)という、いわゆる土壌汚染の管理を基本としている。溶出量基準に関する摂取経路の有無は、汚染サイト周辺の飲用井戸の有無で判断される。飲用井戸が存在する場合、土壌中の有害物質が飲用井戸に到達することを防止するため、汚染土壌を遮水壁などで封じ込める対策が要請される。含有量基準に関する摂取経路の有無は、汚染サイトへの一般の人の立ち入りの有無で判断される。立ち入りがあるサイトでは、汚染土壌に盛土する対策が要請される。土壌汚染の除去(土壌中に含まれる有害物質の抽出・分解又は当該土地からの搬出)が指示措置となるのは、乳幼児が利用する砂場等における直接摂取リスクへの対応等、限定的な場合のみである。

第二に、土対法では、日本の環境法体系において貫かれていた汚染者責任原則が修正され、土地所有者の責任が強められた。土対法 2003 では、土壌汚染の人への摂取経路を遮断するための対策は、土地の所有者が都道府県知事から措置命令を受け実施することとされた。土対法では、土地所有者が汚染原因者でない場合は汚染対策に要した費用を原因者に請求できるものの、土地所有者に土壌汚染の調査及び対策の法的責任が課せられた (Tanabe et al., 2002)。土対法 2003 の施行後、一般の土地取引における自主的な土壌汚染調査が増加し、また判明した汚染について割高な掘削除去が選択されるようになった (ReSAGPAPR WG, 2011)。措置の必要性について土対法 2003 では、健康被害が生じるおそれがある場合に封じ込め等の

置の必要性について土対法 2003 では、健康被害が生じるおそれがある場合に封じ込め等の 摂取経路の遮断措置で十分であることを示していた。しかしながら、実際には判明した汚染 に対して完全浄化のための割高な掘削除去が選択され、土地の資産価値に占める対策費の割 合が高い土地では浄化コストがネックとなり、売却が困難になる土地が生じた (MoE, 2007a)。

これに対応するため、土対法 2010 では、法律に基づく土壌汚染の把握の機会の拡大と、制度的管理の明確化のための規定が設けられた (図 1-1b)。法律に基づく土壌汚染の把握の機会の拡大について、(1) 一定規模以上の土地の形質の変更を契機として土壌汚染調査を実施する規定 (土対法 2010, 4 条)²、(2) 自主調査により土壌汚染が判明した場合に土地所有者の申請に基づき区域に指定する規定 (土対法 2010, 14 条)が設けられた。これらの規定により、特定施設が設置されていない一般の土地における土壌汚染も、区域指定の対象となった。

また、制度的管理の明確化に関する規定として、区域の指定区分が、汚染物質の摂取経路の有無に応じて、要措置区域(土対法 2010,6条)と形質変更時要届出区域(土対法 2010,11条)に分類された。要措置区域の土地の所有者は、摂取経路を遮断するための対策を講じなければならない(土対法 2010,7条)。対策により摂取経路が遮断された場合、都道府県知事は要措置区域を解除する。一方、形質変更時要届出区域では土地の所有者に土壌汚染対策を実施する義務がなく、事前に土地の形質変更を届け出ることで、汚染の拡散を防止しつつ汚染地を再開発することが可能である(土対法 2010,12条)。このように、形質変更時要届出区域では措置を実施しなくても土地利用に問題がないことを法律上明確に示した(Otsuka, 2009)。土地所有者が自主的な浄化を行った場合、都道府県知事は形質変更時要届出区域を解除する。

² これは、仮にその土地の土壌が汚染されていた場合、土地の形質変更が汚染の拡散につながるとの考えによるもので、3,000m²以上の大規模な土地の形質変更時に事前届出が義務付けられた (土対法 2010,4条 1項)。その土地に土壌汚染のおそれがあると都道府県知事が判断した場合に調査命令が発出される(土対法 2010,4条 2項)。

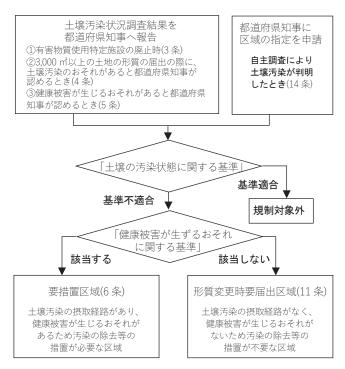


図 1-1b. 土対法 2010 におけるフローチャート

1.3 分析方法

1.3.1 分析のフレームワーク

区域の指定は汚染が除去されたときに解除される。汚染の除去には掘削除去と原位置浄化の2つの手法があるが、実態として汚染除去の9割以上が掘削除去となっており、区域の解除状況により掘削除去の実施状況を把握できると考えられる。

区域の解除状況を把握するには、指定の解除に関するモニタリング期間を考慮する必要がある (ReSAGPAPR WG, 2011)。図 1-2 は、有害物質による汚染が地下水にまで及んだ場合の措置を例として、汚染が判明した土地における区域の指定から解除までの流れを示したものである。この例では、区域に指定された直後に汚染土壌の掘削除去を実施した場合でも、その後に地下水汚染が生じていない状態が2年継続することを確認するためのモニタリング期間と指定解除のための事務処理期間が必要となる。そのため、区域の解除状況を把握するには、区域の指定から少なくとも2年が経過した時点で指定の状況を捉える必要がある。

 $^{^3}$ 2017 年までの累計では、汚染土壌の浄化事例は 2,841 件であり、そのうち 92.6%にあたる 2,630 件が掘削除去による措置である (MoE, 2019)。



図 1-2. タイムライン

本稿では、分析期間を 2003 年度⁴から 2014 年度までとし、区域の指定の状況を判断する時点を 2017 年 4 月 23 日とした⁵。これにより、分析対象とする全ての区域について、少なくとも 2 年以上の解除に要する期間を考慮することが可能となる。

1.3.2 データ

土壌汚染に関するデータは、都内で土対法を執行する東京都が管理する台帳より入手した。 現に区域の指定を受けている土地については、法律に基づきその台帳を自由に閲覧できる。 しかしながら、区域の指定が解除された台帳を閲覧するには、東京都の場合は東京都情報公 開条例に基づく手続きが必要であった。そこで筆者は、現に区域の指定を受けている土地に ついては、東京都庁にて台帳を借り受け複写作業により書類の写しを入手した。また区域の 指定が解除された台帳については、条例に基づき公文書の開示請求を行うことで書類の写し の提供を受けた。これらの書類をスキャンして PDF ファイルを作成し、さらにテキスト変換 することでクロスセクションデータを作成した。

台帳には、指定区域の種類、指定年月日、所在地、面積、土壌の汚染状態などの情報が記載されている7。一方、台帳には用途地域の記載がない。用途地域は、住居、商業、工業など市街地の大枠としての土地利用を定めるものであり、それぞれの地域で建てられる建物の種類が決められていることから、区域指定後の土地利用に影響を与えると考えられる。そこで、付与した座標を活用し、東京都都市整備局「都市計画情報等インターネット提供サービス」の「都市計画情報」より、区域が存在する土地の用途地域の情報を取得してマッチングした8。

 $^{^4}$ 土対法の施行は 2003 年 2 月 15 日であるが、東京都における最初の区域指定は 2003 年 7 月 29 日であった。

⁵ これは、分析時点の2017年度において最初に区域の指定状況に変化があった日が4月24日であったことによる。

⁶ その後の法改正により 2018 年 4 月から、指定が解除された台帳も閲覧可能となった。

 $^{^{7}}$ ただし、所在地の情報は地番によって示されており、そのままでは地理情報として活用するのは困難なため、Takahama and Kawase (2017) の方法に従い、台帳から得られる地番情報をもとに区域が存在する土地に座標を付与した。

⁸「都市計画情報」は https://www2.wagmap.jp/tokyo_tokeizu/Portal から入手できる。ただし、分析時点で提供されていた用途地域の情報は、2017年8月9日時点のものであったことには留意が必要である。

分析期間における東京都内の区域の観測数は延 607 件であった。図 1-3 は、これらを地図上にプロットしたものであり、赤は要措置区域、緑は形質変更時要届出区域を示している。土対法 2003 のもとで区域に指定されたのは 108 件、うち要措置区域は 18 件、形質変更時要届出区域は 90 件であった (図 1-3a)。一方、土対法 2010 のもとで区域に指定されたものは 499 件、うち要措置区域は 75 件、形質変更時要届出区域は 424 件であった (図 1-3b)。既述の通り、土対法 2003 の措置命令の発出基準は、土対法 2010 における要措置区域の指定基準と同じである。そこで本稿では、土対法 2003 において措置命令の対象となった区域を要措置区域としてカウントした。また、土対法 2010 施行の際、現に存する土対法 2003 による指定区域は形質変更時要届出区域とみなすとされた (土対法 2010, 附則 4条)。したがって、土対法 2003 において措置命令の対象とならなかった区域を形質変更時要届出区域としてカウントした。

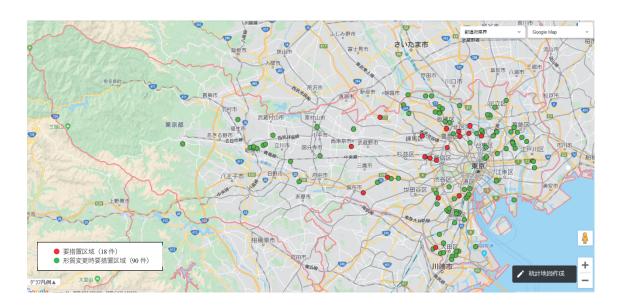


図 1-3a. 土対法 2003 における指定区域 (2003 年 2 月 15 日~2010 年 3 月 31 日)

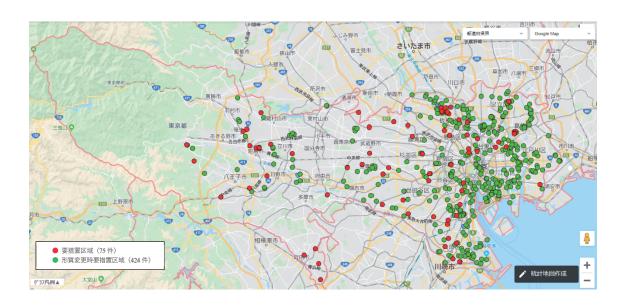


図 1-3b. 土対法 2010 における指定区域(2010 年 4 月 1 日~2015 年 3 月 31 日)

1.3.2 推定方法

本稿では、土壌汚染地の制度的管理の明確化が土壌汚染対策に与えた影響について 2003 年度から 2014 年度までのデータを用いて推定する。分析は汚染土壌の浄化措置が実施されるか否かの推定であり、離散選択モデルが適している。そこで、次式に示す logistic regression models を用いる。

$$Pr(Removal_{it} = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 Treatment_{it} + \beta_2 X_{it})$$
 (1)

ここで、i は指定区域、t は指定年を表す。Removal は汚染の除去による指定解除が行われれば 1、行われなければ 0 をとる変数である。また、Treatment は制度的管理の対象となる形質変更時要届出区域であれば 1、要措置区域であれば 0 をとる変数である。したがって、 β_1 が制度的管理の導入前後で変化しているかどうかに興味がある。

Xは汚染サイトの属性を示すベクトルである。これらには、汚染サイトの面積のほか、汚染物質を考慮するための変数として、汚染が揮発性有機化合物 (VOCs) によるものであれば 1、それ以外の物質であれば 0 をとる VOCs ダミー、重金属であれば 1、それ以外の物質であれば 0 をとる農薬ダミー、汚染地の所在地を区分するための変数として、区域が 23 区内に存在すれば 1、23 区外であれば 0 をとる汚染地の所在ダミー、都市計画法の用途地域を考慮する変数として、用途地域が住居系であれば 1、それ以外であれば 0 をとる住居系ダミー、商業系であれば 1、それ

⁹ 分析時点では東京都内において農薬等の第三種特定有害物質による汚染の発見は1件に止まっており、推定では自動的に変数が落とされている。

以外であれば 0 をとる商業系ダミー、工業系であれば 1、それ以外であれば 0 をとる工業系 ダミーを設定し、住居系を除外カテゴリーとした¹⁰。さらには土地利用規制の変数として容積 率を含めた。また各年における固定効果を考慮するための年ダミーを含めている。制度的管理の明確化が導入されたことの影響をみるため、サンプルを土対法 2010 の施行前後に分けて推定する。推定に用いたサンプルは欠損値がないものに限定した結果、改正前は 106 件、改正後は 493 件となった。

1.4 分析結果

表 1-2 は、(1)式の logistic regression models の推定結果を示したものである。独立変数の相対的な影響をみるため、ここでは odds ratio を報告している。(1)列は 2010 年改正前、(2)列は改正後のサンプルを用いた結果である。

制度的管理の対象となる形質変更時要届出区域は、要措置区域に比べるとオッズ比は有意に1より小さな値となっている。改正前は74%ほど低かったのに対して (odds ratio = 0.262)、改正後は80%とさらに低くなっている (odds ratio = 0.200)。このことは、制度的管理が導入されたことによって、費用をかけてまで汚染を除去する必要がなくなり、掘削除去が行われる確率が低下したことを意味している。

一方で、汚染サイトの属性により解除率に違いがあることも明らかとなった。まず汚染サイトの面積については、改正前には有意な影響がなかったのに対して、改正後には面積が大きくなるほど解除率が低下することを表している。掘削除去の実施コストは、盛土などの摂取経路を遮断する対策のコストに比べ高額であることから、汚染規模が大きくなるほどコストが課題となるケースが多くなるものと考えられる。

汚染物質については、改正前はいずれも有意ではなく汚染物質による違いは認められないが、改正後は VOCs による汚染が負で有意となっている。重金属は土壌と結合しやすく表層土壌に留まりやすいため工学的手法による除去が容易であるケースが多いが、VOCs は土壌中で分解されにくくベンゼンを除くと比重が水よりも重いため地下に深く浸透して残留しやすい性質を持っている (MoE, 2004)。このため、VOCs による汚染地では、重金属のみによる汚染地に比べ、措置により汚染状態を指定基準以下にすることが難しく、区域の解除が行わ

10 都市計画法の用途地域として、「住居系」には第一種低層住居専用地域・第二種低層住居専用地域・第一種中高層住居専用地域・第二種中高層住居専用地域・第二種住居地域・ 準住居地域、「商業系」には近隣商業地域・商業地域、「工業系」には準工業地域・工業地域・工業 専用地域が含まれる。 れにくいと考えられる。

表 1-2. 推定結果

	27 - 12/24	
	Pre-reform	Post-reform
	(1)	(2)
Treatment	0.262*	0.200***
	(0.182)	(0.070)
Size of site	1.188	0.654**
	(0.577)	(0.114)
Contaminant: VOCs	0.144	0.206***
	(0.225)	(0.100)
Contaminant: Heavy metals	0.403	0.951
	(0.569)	(0.648)
Location: Central area	0.287	0.426**
	(0.305)	(0.151)
Zoning district: Commercial zone	3.813	0.795
	(4.440)	(0.328)
Zoning district: Industrial zone	2.704	0.770
	(2.146)	(0.202)
Floor-area ratio (FAR)	0.652	1.188
	(0.213)	(0.161)
Year fixed effects	Yes	Yes
N	106	493
Pseudo R-sq	0.188	0.201

Note: Odds ratios, and clustered (at city levels) standard errors are in parentheses. *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01.

汚染地の所在については、改正前は中心部と郊外で解除率に有意な差はみられないが、改正後は23区内の方が汚染除去の確率が低くなっている。このことは、都心部ほど制度的管理による土地の利活用が進んでいる可能性を示している。ただし、汚染サイトがブラウンフィールドとなっている可能性も否定できないことは付言しておく必要がある。

用途地域については、住居系を除外カテゴリーとしているが、商業系と工業系のパラメータはいずれも統計的に有意ではない。ただし、改正前は商業系と工業系の符号は正であった

のに対し、改正後には商業系の符号は正だが工業系の符号は負になっている。これは、住居 系に比べて工業系において解除の確率が低下している可能性を示唆しているが、前述したよ うに得られた係数は統計的に有意ではないため、今後、更なる検証が必要である。

1.5 結語

本稿は、土対法における制度的管理の明確化が、汚染の除去、とりわけ掘削除去に与えた影響について、東京都を事例に定量的に明らかにした。我々の推定では、健康被害が生じるおそれがない土地の区域の解除率は、土対法 2003 および土対法 2010 ともに有意に低くなっているが、土対法 2010 で導入された形質変更時要届出区域では解除率の低下幅が拡大していることが確認された。

汚染地の属性に着目した場合、汚染サイトの面積が大きい場合および VOCs による汚染地では、区域の解除率が低くなることが示された。このことは、掘削除去のコストが高くなる汚染サイトでは、汚染除去が行われず制度的管理が活用される傾向にあることを示している。一方で、地価が相対的に高いと考えられる 23 区内に存在する汚染サイトでは、周辺地域に比べ区域の解除率が有意に低いことが明らかとなった。このことは、都心部ほど制度的管理による土地の利活用が進んでいる可能性を示している。ただし、汚染サイトがブラウンフィールドとなっている可能性も否定できない。用途地域のみならず区域指定後の土地利用も考慮する必要があると考えられるが、台帳からは区域指定後の土地利用情報を得ることができない。今後、跡地利用のデータを組み合わせることによって検証する必要がある。

参考文献

- Alberini, A. (2007). Determinants and Effects on Property Values of Participation in Voluntary Cleanup Programs: The Case of Colorado, *Contemporary Economic Policy*, 25(3), pp.415–432.
- Applegate, J. S., Dycus, S. (1998). Institutional Controls or Emperor's Clothes: Long-term Stewardship of the Nuclear Weapons Complex. *Environmental Law Reporter News & Analysis*, 28(11), pp.10631–10652.
- Chang, H., Sigman, H. (2007) The Effect of Joint and Several Liability under Superfund on Brownfields, International Review of Law and Economics, 27, pp.363–384.
- Geisinger, A. (2001). Rethinking risk-based environmental cleanup, *Indiana Law Journal*, 76(2), pp.367–402.

- Guignet, D., Alberini, A. (2010). Voluntary Cleanup Programs and Redevelopment Potential: Lessons from Baltimore Maryland, *Cityscape*, 12(3), pp.7–36.
- Hamilton, J., Viscusi, W. (1999a) Calculating Risks? Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Hamilton, J., Viscusi, W. (1999b) How Costly Is "Clean"? An Analysis of the Benefits and Costs of Superfund Site Remediations, *Journal of Policy Analysis and Management*, 18(1), pp.2–27.
- Jackson, T., Sowinski, J. (2006). Institutional Control and Contaminated Property Valuation. *Appraisal Journal*, 74(4), pp.328–332.
- Kielb, C. L., Pantea, C. I., Gensburg, L. J., Jansing, R. L., Hwang, S. A., Stark, A. D., Fitzgerald, E. F. (2010). Concentrations of selected organochlorines and chlorobenzenes in the serum of former Love Canal residents Niagara Falls, New York. *Environmental Research*, 110(3), pp.220–225.
- Kobayashi, H. (2002). Japanese Law for Remediation of Soil Contamination, *Asia Pacific Journal of Environmental Law*, 7, pp.25–49.
- Ministry of Environment (MoE). (2004). *To Clean the Groundwater* (in Japanese).

 https://www.env.go.jp/water/chikasui_jiban/pamph200407_01.pdf. (最終アクセス 2022年5月25日).
- Ministry of Environment (MoE). (2007a). *Current Status of the Brownfields Issue in Japan Interim Report*, https://www.env.go.jp/en/water/soil/brownfields/interin-rep0703.pdf (最終アクセス 2022年5月25日).
- Ministry of Environment (MoE). (2007b). *Soil Contamination Countermeasures*,

 https://www.env.go.jp/en/water/soil/contami_cm.pdf (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日) .
- Ministry of Environment (MoE). (2019). The Results of the Survey on Enforcement Status of the Soil Contamination Countermeasures Act & Numbers and Trends of Soil Contamination Investigations and Countermeasures in the Fiscal Year 2019, (in Japanese).

 http://www.env.go.jp/water/report/h31-01/index.html (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日).
- Murayama, A., Banno, K., Ishii, S., Kurose, T., Sato, T. (2006). Toward the integration of brownfield rehabilitation and planning methodologies: case study of Keihin Industrial Area Tokyo Japan, WIT Transactions on Ecology and the Environment, 94, pp.141–151.
- Otsuka, T. (2009). Legal Evaluation of Amendment to the Soil Contamination Countermeasure Act, *Jurist* 1382, pp.56–66. (in Japanese).
- Otsuka, N., Dixon, T., Abe, H. (2013). Stock measurement and regeneration policy approaches to 'hardcore' brownfield sites: England and Japan compared, *Land Use Policy*, 33, pp.36–41.
- Rimer, A. L. (1996). Environmental Liability and the Brownfields Phenomenon: An Analysis of Federal Options for Redevelopment, *Tulane Environmental Law Journal*, 10(1), pp.63–122.

- Schnapf, L. P. (2002). How to Use Institutional Controls for Contaminated Sites, *Practical Real Estate Lawyer*, 18, pp.25–38.
- Schofield, S. (2005). In search of the institution in institutional controls: The failure of the small business liability relief and brownfields revitalization act of 2002 and the need for federal legislation, *New York University Environmental Law Journal*, 12(3), pp.946–1032.
- Spaanstra, J., Miller, D., Rockwood, L. (2000). Institutional Controls: Brownfields Superweapon or Ultimate Trojan Horse?, *Natural Resources & Environment*, 15(2), 104–137.
- Takahama, N., Kawase, A., (2017). Geographic coordinate conversion of the designated areas in the Soil Contamination Countermeasures Act, *Planning and Public Management*, 40(2), pp.103–110 (in Japanese).
- Takahashi, A., Abe, H., Otsuka, N., Miyagawa, T. (2013). Legal framework and estimated stock measurement on brownfield as contaminated land in England and Japan, *Journal. of Architecture and Planning*, 78(687), pp.1077–1085 (in Japanese).
- Tanabe, A., Freeman, D., Giler, D. (2002). An Overview of Japan's New Soil Contamination Control Law: Has Superfund Come to Japan?, *Client Alert*, https://www.paulhastings.com/docs/default-source/PDFs/319.pdf (accessed December 7, 2020).
- United States Environmental Protection Agency (US EPA). (1995). *Land use in the CERCLA remedy selection process*, https://www.epa.gov/sites/production/files/documents/landuse.pdf (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日).
- United States Environmental Protection Agency (US EPA). (2005). A Citizen's Guide to Understanding Institutional Controls at Superfund, Brownfields, Federal Facilities, Underground Storage Tank, and Resource Conservation and Recovery Act Cleanups, https://www.epa.gov/sites/production/files/documents/ic_ctzns_guide.pdf (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日).
- United States Environmental Protection Agency (US EPA). (2012). *Institutional Controls: A Guide to Planning, Implementing, Maintaining, and Enforcing Institutional Controls at Contaminated Sites*, https://www.epa.gov/sites/production/files/documents/final_pime_guidance_december_20 12.pdf (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日).
- United States Environmental Protection Agency (US EPA). (2016). Cleaning Up Brownfields Under State Response Programs Getting to "No Further Action",

 https://www.epa.gov/sites/production/files/2016-08/documents/final_nfa_document_layout_8-1-16.pdf (最終アクセス 2022 年 5 月 25 日) .
- United States Environmental Protection Agency (US EPA). (2020). Overview of EPA's Brownfields

- *Program*, https://www.epa.gov/brownfields/overview-epas-brownfields-program (最終アクセス 2022年5月25日).
- Wernstedt, K., Blackman, A., Lyon, T. Novak, K. (2013). Revitalizing underperforming and contaminated land through voluntary action: Perspectives from U.S. voluntary cleanup programs, *Land Use Policy*, 31, pp.545–556.
- Working Group on Remediation for Soil and Groundwater Pollution of Asian and Pacific Region (ReSAGPAPR WG). (2011). *Soil Contamination Countermeasures in Japan*, https://sgw.epa.gov.tw/Resag/Upload/Files/20170412160340.pdf (最終アクセス 2022 年 5月 25 日).
- Zhang, M. (2019). Challenges of solving the problem of soil and groundwater contamination, *Synthesiology*, 12(1), pp.41–50.

2章 高齢者の都道府県間移動

2.1 はじめに

本稿は、2000年に実施された国勢調査における年齢別都道府県間人口移動データを整理し、高齢者の移動パターンを改めて把握することにある。これまで筆者が携わってきた一連の研究を通じて、わが国の高齢者の移動には一定のパターンが存在することが明らかになっている¹¹。すなわち、前期高齢者は都市部から地方部へと流出超過の傾向がある一方で、後期高齢者は都市部への流入超過となっており、移動パターンが異なること、後期高齢者は介護施設が量的に充実した自治体に流入する傾向があることである。一連の研究は人口動態に関する集計データを用いて定量的に分析されたものであるが、そもそも最新の国勢調査の人口移動データを整理して高齢者の移動を概観することは行われていない。

高齢者が移動する社会、特に医療や介護サービスを求めて移動する社会を検討する意義は大きくなってきている。人口減少と高齢化の同時進行が進んでいるだけではなく、高齢者をめぐる家族形態の変化も進行しているからである。厚生労働省「国民生活基礎調査」によれば、1953年の段階では平均世帯人員は5人を上回っていたが、2020年には2.27人となっている。一方で世帯数の推移を見てみると、1,718万世帯であったものが、5,583万世帯となっている。世帯数が増加する一方で平均世帯人員が縮小しているということは、家族規模の縮小・分散化が続いてきているということを意味している。特に、独り暮らしの世帯である単独世帯は2020年段階で2,115万世帯となっている。これは全世帯の38%に達しており、2000年の27.6%から大幅に上昇している。

それに加えて、65 歳以上の高齢者がいる高齢者世帯のうち、半数以上が単身高齢者(28.8%)、夫婦のみ世帯(32.3%)で構成されている(総務省「国民生活基礎調査、2019年」)。つまり、高齢者がいる世帯の6割が子どもと同居していない。また、80歳から84歳の要介護認定率(世代人口に対する要介護認定者の割合)は約3割、85歳以上では約6割となっている。

戦後の第1次ベビーブーム世代である団塊の世代(1947年から1949年生まれ)が高齢者になったのが2015年であり、2022年から2025年にかけて後期高齢者(75歳以上)になっていく。国立社会保障・人口問題研究所の推計では、2020年に1,871万人であった後期高齢者

¹¹ 中澤(2007, 2017, 2018)、中澤・川瀬(2011)、中澤・小松(2016)、Kawase and Nakazawa (2011)、Sumita、 Nakazawa and Kawase(2021)。

は 2025 年には 2,180 万人まで増加する。わずか 5 年で約 300 万人増加することになる。もちろん、後期高齢者になることですぐに介護が必要になるわけではないが、加齢に伴って要介護リスクが上昇していくことは間違いない。ごく近い将来、私たちは介護ニーズの爆発を目の当たりにする可能性が高い。それでは、このような単独ないし夫婦のみで生活している高齢者が、介護が必要になった場合、どこで、誰から、どのように介護を受けるのであろうか。

高齢者の地域間移動きっかけは、退職・配偶者の死亡・病気や介護の必要性により一人で生活することが困難になること、等が挙げられる。Venti and Wise (1989)、 Feinstein and McFadden (1989)は、退職や配偶者の死去が高齢者移動のきっかけになると指摘している。わが国において、具体的には、子ども世代が都市部に移動し、そのまま定住した後、地方に残った親世代が生活困難になった場合に、子どもが親を呼び寄せることが考えられる。このような高齢者の移動を「呼び寄せ介護」という。呼び寄せ介護は、上に書いたように都市部に住む子どもが地方部に住む高齢者を呼び寄せる行動であり、高齢者は都市部へと移動することになる。もう一つの高齢者の移動は、都市中心部に住む高齢者が住居を引き払い都市周辺部へと移動する「ダウンサイジング」である。いずれにせよ、高齢者は都市ないし都市周辺部へと移動していくことが予想される。

増田(2015)では、今後、東京都では高齢者が増加し、介護施設が大幅に不足することが予想されるので、高齢者を地方に移住させるべきだと主張している。増田(2015)の推計は、地域内の住民が高齢化していくという側面から人口動態を捉えている。このような人口の自然動態に注目した高齢化を「Aging-in place」と呼ぶ。一方で、上で述べたように、高齢者の社会動態、すなわち移動も、各地域の高齢者の状況を変化させ得る。これを「Net-migration」と呼ぶ。上での述べた高齢者の都市流入が事実だとすれば、増田(2015)で述べられている、都市部における介護需要の爆発と介護供給の圧倒的不足は、さらに加速する可能性がある。

以上のように、高齢者が増加し、さらに高齢者が移動すると予想される中で、高齢者の自然動態のみならず、社会動態を定量的に把握することはきわめて重要である。しかしながら、高齢者の移動を定量的に評価するための基礎的データの整備・公表はなされていない。また、筆者のヒアリングによれば、自治体担当者レベルで高齢者の社会動態を把握する試みはなされておらず、関心も薄い。人口移動に関しては膨大な研究蓄積があるが、そのほとんどは若年層の労働移動が中心であり、退職期の地域間移動を除いて、高齢者の移動はいくつかの事例研究が存在する程度であった。

それに対して、中澤(2007)は、東京圏の市区町村における高齢者の社会増加率 (2000 年~2005 年) と施設サービス水準の関係を定量的に考察し、後期高齢者は介護老人福祉施設の量的充実度に反応して移動していることを明らかにした。この傾向は、対象を全国市区町村に拡張した Kawase and Nakazawa (2009)、中澤・川瀬(2011)でも確認されており、後期高齢

者は都市部、具体的には大都市周辺部に流入する傾向がある。さらに中澤(2018)では男女別に推定を行い、女性の後期高齢者が介護移住仮説への当てはまりが強い事を明らかにしている。ただし、以上の研究は総務省「住民基本台帳人口要覧」および厚生労働省「人口動態統計」の市町村別・年齢階層別(5歳階級)の人口データおよび死亡者データを5カ年分組み合わせた推計データであり、厳密な人口移動データとはなっていない。

高齢者の移動を把握できる集計データとしては国勢調査の人口移動データも存在している。後述するように、国勢調査の人口移動集計は10年ごとの大集計で実施され、5年前の常住地を聞いている。介護関連のデータと組み合わせるためには2000年の介護保険制度実施以降の移動データが必要になるが、上記の理由で2000年の国勢調査データは利用できない。そこで、2010年の国勢調査の公表を経て推定を行ったのが中澤(2017)であり、一連の研究と整合的な結果を得ている。さらに、Sumita, Nakazawa and Kawase(2021)では高齢者の居住に関する個票データを用いて分析を行った結果、居住形態によって移動傾向は異なることを明らかにしている。国勢調査に基づく高齢者の移動を整理した研究には中澤・小松(2016)が存在するが、これは東京圏(埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県)に限定されたものであった。そこで、本稿では国勢調査の移動集計を用いて、全国レベルでの高齢者移動を整理する。

2.2 国勢調査における人口移動集計の特徴

地域間人口移動を把握できる統計調査の代表的なものとして、国勢調査が存在している。 国勢調査は5年ごとに実施されているが、人口移動は西暦の末尾が0の年に行われる10年 ごとの大集計で行われる調査で把握されている。大規模で、年齢別・属性別等の分析が可能 であるが、10年ごとの調査のため、社会経済情勢の変化に対してデータが断続的であるとい う問題がある。それに加えて、調査方法の変更などが行われてきており、分析をする上でデ ータの連続性に欠けるという問題点を有している。ここでは、西岡(2001)を参考に、国勢調査 の問題点を整理する。

1960年の国勢調査では「1年前の居住地」という項目がある。1970年、1980年調査では、この項目は無くなっているが、新たに「現住所への入居時期」という質問項目があるので、それを利用することで1960年から1980年調査までは「1年前の居住地から現居住地への移動」という形で地域間人口移動を捉えることができた。しかし、1990年調査から「5年前常住地」という調査項目に変更されたため、1960年から1980年までの調査と連続性を保つことができなくなった。

表 2-1 国勢調査における調査項目の変更

調査項目	1年前	5年前 現住所への		前住地
調査年	常住地	常住地 入居時期		
1960年	0	_	_	_
1970年	_	_	\bigcirc	\circ
1980年	_	_	\bigcirc	\circ
1990年	_	\bigcirc	_	_
2000年	_	\bigcirc	\bigcirc	_

出所 西岡(2001)、 p.2 より引用

本稿では 2010 年の国勢調査データを用いて、高齢者の都道府県間移動を検証する。都道府県間の高齢者の移動は、各都道府県間でどれだけ高齢者が移動したかという対応表を作成することで把握できる。具体的には、表 2-2 で示すクロス表を参照しつつ説明を進めたい。

表 2 都道府県間の人口移動クロス表

		,												
													$\overline{}$	
総	数		転占	出;	超過									>
			01北淮	Ŧ道	02青森県	03岩手県	04宮城県	05秋田県	06山形県	07福島県	08茨城県	09栃木県	10群馬県	11埼玉県
	転	01北海道		0	-8	18	84	-2	2	13	116	56	30	360
	T44	02青森県		8	0	-24	60	-18	-1	12	27	20	11	77
	入	03岩手県		-18	24	0	86	-33	8	21	19	20	8	17
	^	04宮城県		-84	-60	-86	0	-69	-108	-33	29	24	12	26
	超	05秋田県		2	18	33	69	0	0	17	32	26	-2	93
	旭	06山形県		-2	1	-8	108	0	0	19	20	24	5	40
	调	07福島県		-13	-12	-21	33	-17	-19	0	65	12	16	24
	먣	08茨城県	_	116	-27	-19	-29	-32	-20	-65	0	10	-1	-270
		09栃木県		-56	-20	-20	-24	-26	-24	-12	-10	0	31	-107
		10群馬県		-30	-11	-8	-12	2	-5	-16	1	-31	0	-34
		11埼玉県	_	360	-77	-17	-26	-93	-40	-24	270	107	34	0
		12千葉県	_	456	-99	-72	-25	-125	-52	-48	334	9	7	-293
		13東京都		-81	-34	65	109	-8	60	284	1440	538	390	7899
		14神奈川!	_	277	-88	-14	56	-33	-1	86	456	178	113	389
		15新潟県		-12	-17	-4	12	-6	6	11	45	10	47	189
		16富山県		-8	-16	0	5	-6	-2	6	7	7	2	8
		17石川県		-17	-1	1	1	-3	-1	4	6	3		17
		18福井県		-1	-1	-1	1	1	-2	-2	5	2	2	6
\sum	Z	19山梨県		-4	-4	-5	2	-3	1	2	3	-1	4	-16
	\checkmark	20長野県		-33	-19	-4	8	-7	-7	-2	5	-5	13	16
		21岐阜県		-9	-8	-2	-10	-4	-1	3	1	2	4	30
		22静岡県	_	124	-30	-6	1	-19	-10	-16	25	9	5	-42
		23愛知県		-83	-23	-18	1	-9	-12	6	20	1	6	76

出所 総務省(1990)「国勢調査」より作成

クロス表では、縦軸・横軸のそれぞれ 47 都道府県を並べている。同一都道府県内の移動はカウントされないので、当該の欄の数字は 0 となっている。クロス表 3 行目の「01 北海道」を縦に見ていくと、「02 青森県」と交差する欄の数字は「8」となっている。これは、青森

県から北海道に移動した高齢者の純増加数は8名、つまり8名の増加であることを意味している。逆に4行目の「02 青森県」を軸に縦に見ていくと、「01 北海道」と交差する欄は「-8」となっており、北海道から青森県に移動した高齢者の純増加数は-8名、つまり8名の減少であることを示している。

さて、本稿では、高齢者を2つのケースに分けている。65歳から74歳の「前期高齢者」と75歳以上の「後期高齢者」である。すでに述べたように、前期高齢者と後期高齢者では要介護認定率が大きく異なっている。また、すでに述べた一連の先行研究でも、前期高齢者と後期高齢者の移動パターンは異なっていると指摘されている。したがって、本稿においても前期高齢者と後期高齢者を分けて分析を進める。前期高齢者と後期高齢者に関して2010年の都道府県間移動を把握することになるが、47都道府県全てを考察の対象とするのは煩雑であり、高齢者の地域間移動の特徴をかえって分かりにくくしてしまう可能性がある。そこで、本稿では国土交通省が定める広域地方計画の枠組みにしたがって地域区分を行い、高齢者の移動に焦点を絞って分析を進める。

広域地方計画では、北海道と沖縄県を除く 45 都府県を以下の地域に区分している。東北圏(青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県・新潟県)、首都圏(茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・山梨県)、北陸圏(富山県・石川県・福井県)、中部圏(長野県・岐阜県・静岡県・愛知県・三重県)、近畿圏(滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県)、中国圏(鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県)、四国圏(徳島県・香川県・愛媛県・高知県)、九州圏(福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県)。

2.3 2010 年国勢調査を用いた高齢者の移動

2.3.1 広域地方計画圏内の移動

まず、2010年国勢調査における、広域地方計画圏内の高齢者の移動を把握する。東北圏の高齢者移動の集計表を表 2-3 で示す。表の見方として、同じ圏内の他県から何人流入してきたか、そして何人流出したか、最後にその収支を記載している。

東北圏の高齢者移動収支を見ると、前期高齢者、後期高齢者いずれも宮城県が比較的大き く流入超過となっており、他の県は流出超過となっている。これより、東北圏では宮城県に 高齢者が移動していっている傾向があると分かる。ただし、前期高齢者と後期高齢者では移 動の強さが異なっており、後期高齢者の方が流入超過の傾向が強い。

表 2-3 東北圏の高齢者移動

	前	前期高齢者		後期高齢者			
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入	
2青森県	255	302	▲ 47	337	323	14	
3岩手県	328	394	▲ 66	362	621	▲ 259	
4宮城県	874	606	268	1,154	454	700	
5秋田県	162	282	▲ 120	158	403	▲ 245	
6山形県	214	288	▲ 74	185	365	▲ 180	
7 福島県	350	329	21	317	405	▲ 88	
15新潟県	116	98	18	172	114	58	

次に、首都圏の高齢者移動の集計表を表 2-4 で示す。

表 2-4 首都圏の高齢者移動

	前	期高齢者		後期高齢者			
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入	
8茨城県	5,488	2,362	3,126	4,535	2,252	2,283	
9栃木県	2,681	1,385	1,296	1,782	1,797	▲ 15	
10群馬県	2,164	1,036	1,128	1,955	1,482	473	
11埼玉県	10,918	9,594	1,324	12,605	7,101	5,504	
12千葉県	11,696	7,280	4,416	10,178	6,430	3,748	
13東京都	14,456	26,302	▲ 11,846	12,435	29,299	▲ 16,864	
14神奈川県	10,630	10,988	▲ 358	13,496	8,692	4,804	
19山梨県	1,500	586	914	938	871	67	

東京都から域内の各県に大幅な流出超過となっていることが分かる。前期高齢者に関しては神奈川県をのぞく各県で流入超過、後期高齢者では栃木県をのぞく各県で流入超過となっている。東京都からの流出超過数が各県の流入超過数になっていると思われるが、後期高齢者では埼玉県、千葉県や神奈川県といったより東京都に近い県の流入超過数が多くなっている。

北陸圏は構成する県が3県しかなく、明確な傾向を見いだすことは難しいと思われたが、 後期高齢者に関しては石川県が大幅な流入超過となっており、北陸圏の後期高齢者の移動は 石川県に集中していることが分かる。集計表は表 2-5 で示す。

表 2-5 北陸圏の高齢者移動

	育	前期高齢者		後期高齢者			
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入	
16富山県	129	125	4	84	204	▲ 120	
17石川県	172	161	11	293	119	174	
18福井県	70	85	▲ 15	56	110	▲ 54	

中部圏の高齢者移動の集計表を表 2-6 で示す。中部圏でも前期高齢者と後期高齢者では異なる移動パターンとなっており、前期高齢者は愛知県から他の県への流出、後期高齢者は他の県から愛知県への流入という傾向を示している。

表 2-6 中部圏の高齢者移動

	育	前期高齢者		後期高齢者			
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入	
20長野県	532	270	262	277	348	▲ 71	
21岐阜県	1,324	1,151	173	1,137	1,597	4 460	
22静岡県	740	575	165	661	554	107	
23愛知県	1,890	2,774	▲ 884	2,721	2,125	596	
24三重県	902	618	284	711	883	▲ 172	

近畿圏の高齢者移動の集計表を表 2-7 で示す。近畿圏は京都府と大阪府が流出超過となっており、それを滋賀県と兵庫県が主に吸収しているという構図になっている。

表 2-7 近畿圏の高齢者移動

	前	」期高齢者		後期高齢者		
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入
25滋賀県	1,901	937	964	1,766	992	774
26京都府	2,575	2,756	▲ 181	2,494	3,497	1,003
27大阪府	5,615	8,524	▲ 2,909	7,401	8,225	▲ 824
28兵庫県	5,086	3,336	1,750	5,268	4,190	1,078
29奈良県	2,069	1,993	76	2,839	2,458	381
30和歌山県	1,071	771	300	824	1,230	▲ 406

中国圏の高齢者移動の集計表を表 2-8 で示す。中国圏では広島県が前期高齢者は流出超過、後期高齢者は流入超過となっており、東北圏における宮城県や中部圏における愛知県と同じ移動パターンを示している。

表 2-8 中国圏の高齢者移動

	前	前期高齢者		後期高齢者			
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入	
31鳥取県	198	157	41	348	191	157	
32島根県	312	317	▲ 5	242	751	▲ 509	
33岡山県	444	392	52	456	478	▲ 22	
34広島県	708	931	▲ 223	1,288	731	557	
35山口県	534	399	135	533	716	▲ 183	

四国圏の高齢者移動の集計表を表 9 で示す。四国圏では後期高齢者が香川県に集中する傾向が見られる。

表 2-9 四国圏の高齢者移動

	育	前期高齢者		後期高齢者		
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入
36徳島県	123	124	1	177	188	1 1
37香川県	217	236	▲ 19	330	173	157
38愛媛県	188	205	▲ 17	170	264	▲ 94
39高知県	146	109	37	122	174	▲ 52

最後に、九州圏の高齢者移動の集計表を表 2-10 で示す。九州圏でも他の地方圏と同様の移動パターンが確認できる。すなわち、後期高齢者が地方における大規模な人口集中地域である福岡県に関して大幅な流入超過となっている。

以上のように、広域地方計画圏内における高齢者の移動パターンを整理すると、一定の移動パターンが存在することが分かる。すなわち、圏内の中心となるような県、特に政令指定都市を抱えるような県に対して、後期高齢者が他の県から移動していった結果、流入超過となっている。これは、後期高齢者が都市部へと移動していく傾向があることを示唆している。

表 2-10 九州圏の高齢者移動

	前期高齢者			後期高齢者		
	流入	流出	純流入	流入	流出	純流入
40福岡県	2,214	2,533	▲ 319	3,727	2,672	1,055
41佐賀県	819	619	200	1,266	958	308
42長崎県	693	959	▲ 266	714	1,368	▲ 654
43熊本県	976	812	164	1,118	1,225	▲ 107
44大分県	758	608	150	789	1,012	▲ 223
45宮崎県	492	531	▲ 39	631	716	▲ 85
46鹿児島県	681	571	110	666	960	▲ 294

ただし、上記の圏内における高齢者の移動パターンは、指令指定都市を複数抱える東京圏 や近畿圏においては当てはまっていない。圏域の中心地となる経済拠点(東京都や大阪府) からは高齢者が流出し、周辺の各県へと移動していることが分かる。

2.3.2 広域地方計画圏間の移動

続いて、広域地方計画圏間での高齢者の移動を把握する。集計結果を表 2-11 で示す。

前期高齢者 後期高齢者 流出 流出 純流入 流入 純流入 流入 首都圏 79,478 90,019 **1**0,541 85,799 74,754 11,045 近畿圏 36,987 ▲ 7,441 **▲** 796 29,546 34,379 35,175 中部圏 16,783 19,161 2,378 17,462 16,343 1,119 東北圏 12,376 8,347 4,029 7,944 11,419 **▲** 3,475 北陸圏 2,538 2,175 363 2,049 2,569 **▲** 520 中国圏 9,644 7,499 2,145 7,785 10,316 **▲** 2,531 四国圏 5,108 3,269 1,839 3,594 4,913 **1,319** 九州圏 20,237 13,009 7,228 15,701 19,224 **▲** 3,523

表 2-11 広域地方計画圏間の高齢者移動

広域地方計画圏間の高齢者の移動パターンを見ると、前期高齢者は大都市部から地方部へ と流出する一方で、後期高齢者は首都圏に流入する傾向がある。前期高齢者に関しては首都 圏や近畿圏から他都市圏への流出超過が顕著である。一方で、後期高齢者の移動パターンは 前期高齢者と異なっており、特に首都圏への流入超過が著しい。

首都圏は大都市部であり、日本全体と比較すると「若い」地域である。しかしながら、今

後急速に高齢化が進展し、介護需要も増加することが確実視されている。そのような自然動態だけではなく、社会動態の観点からも首都圏には後期高齢者が流入しており、高齢者の増加がますます加速していくことが示唆されている。

2.4 まとめと考察

本稿では、2010年の国勢調査データを用いて、広域地方計画圏内・地方県間の人口移動を、 前期高齢者と後期高齢者に焦点を当てて考察を行った。

分析の結果、広域地方計画圏内の高齢者の移動は一定のパターンを有することが明らかとなった。すなわち、圏内の中心となるような都市を有する県に対して、特に後期高齢者が流入超過となる傾向にあることである。これは、後期高齢者が都市部に流入する傾向があることを示す。ただし、首都圏および近畿圏という大都市圏では、中心となる都と府からは後期高齢者も流出傾向にあり、周辺の県へ移動している。また、広域地方計画圏間の高齢者の移動を見ると、前期高齢者は大都市圏から地方圏へと移動し、後期高齢者は逆に大都市圏、特に首都圏へ移動している。

ただし、2010年調査における高齢者には、まだ団塊の世代(第一次ベビーブーム世代)は含まれていない。終戦直後の第一次ベビーブーム世代は、日本の人口構造の中でも最も人数が多い世代である。この団塊の世代が、退職を迎え、高齢者となっていく。そして介護が必要になってきたとき、本稿での考察をそのまま敷衍すれば、団塊の世代が首都圏に一気に流入してくる事が予想できる。同時に、高齢化の進行が相対的に遅れていた首都圏も、地域内の高齢者が急速に増加することになる。果たして、地域内の高齢者の増加(Aging-in-place)と、高齢者の流入(Net-migration)という二つの人口動態(自然動態と社会動態)の変化に、首都圏の介護サービスは対応できるだろうか。ごく近い将来、団塊の世代の流入が始まることが予想される。施設介護サービスをはじめとする介護サービスの計画と策定に際して、居住している住民の自然動態だけではなく、社会動態(流出入)にも注意を払う必要がある。

参考文献

Akihiro Kawase and Katsuyoshi Nakazawa (2009) Long-term Care Insurance Facilities and Interregional Migration of the Elderly in Japan, *Economics Bulletin* 29(4), 2981-2995.

Feinstein, J. and McFadden, D. (1989) The Dynamics of Housing Demand by the Elder, ly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects, *The Economics of Aging*. University of Chicago Press,

- Chicago, 55-92.
- Kazuto Sumita, Katsuyoshi Nakazawa and Akihiro Kawase (2021) Long-term care facilities and migration of elderly households in an aged society: Empirical analysis based on micro data, *Journal of Housing Economics* 53.
- Venti, S. F. and Wise D. A. (1989) Aging, Moving, and Housing Wealth, *The Economics of Aging*. University of Chicago Press, Chicago, 9-48
- 中澤克佳(2007)「高齢者の地域間移動要因の実証分析」『財政研究』第3巻, pp.142-159.
- 中澤克佳(2017)「高齢者の社会動態と介護保険制度」『社会保障研究』第 2・3 巻, pp.332-348.
- 中澤克佳(2018)「介護移住に性差は存在するのか-男女別・年齢階層別の実証分析-」『会計 検査研究』第 58 巻,pp.35-49.
- 中澤克佳・川瀬晃弘(2011)「介護移住の実証分析」『経済政策ジャーナル』第8巻1号, pp.2-19.
- 中澤克佳・小松真治(2011)「高齢者の都道府県間移動―国勢調査データを用いた考察―」『経済論集』(東洋大学経済学部)第42巻1号, pp.93-105.
- 西岡八郎(2001)「特集に際して一人口移動統計と社人研・人口移動調査について」『人口問題研究』57-1, pp.2-7.
- 増田寛也(2015)『東京消滅 一介護破綻と地方移住』中公新書.

3章 社会資本整備と地域雇用:市町村データを用いた計量分析*

3.1 はじめに

本稿では、社会資本整備が地域の雇用に与える影響について、計量経済学的手法を用いて 分析する。具体的には、いわゆる「乗数」の計測と、震災復興策の効果計測を試みる。後者 については、宮崎(2021)において、地域の雇用に対して有意な結果を得ることができた東 日本大震災の復興策を対象に分析を進める。

財政政策の需要面に関する実証分析は、旧来よりマクロデータによるものが中心であり、近年では Owyang and Zubairy (2013)や Brückner and Tuladhar (2014)、Bessho (2021)や Kameda et al. (2021)など、州ないしは都道府県データを用いたものも発表されている。しかしながら、基礎自治体(日本における市町村)レベルのデータを用いた研究は、筆者が確認する限り Acconcia et al. (2014)、Trezzi and Procelli (2014)、Dupor et al. (2018)、Imai (2020)および宮崎(2021)など数例に止まっている。

このことを踏まえ本稿では、まず市町村データを用いて財政乗数の計測を試みる。次に東日本大震災の復興投資の効果計測については、復興投資がなされた地域を処置群(トリートメント・グループ)、そうでない地域を対照群(コントロール・グループ)とすることで、復興投資の因果効果を識別することが可能となる。このことを踏まえ、差の差分析(difference-in-difference、以下 DID と表記)を用いて、東日本大震災の復興投資の効果を計測する。また、地震の場合には震源地の被害が最も大きく、かつ復興のための資金・資源が周辺地域よりも多く投下されると考えられる。このことを踏まえるならば、マクロや都道府県ではなく、市町村単位での分析に一日の長があると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では、分析で用いるデータについて説明する。 第3節では、財政乗数の計測結果を示す。第4節では、東日本大震災の復興投資の結果について報告する。第5節は本稿の結論部分である。

^{*} 本研究を進めるに当たって、神戸大学経済学部および大学院経済学研究科の、当方のゼミ生である今井翔、 岩本陽太、菊池将輝、渋谷みどり、杉本綾美、田中友那、平澤洸太郎、森山真稔および安田彩の各氏の協力を得た。記して感謝したい、本稿は科学研究費補助金(基盤研究(C)、課題番号:20K01706)の成果の一部である。

3.2 分析で用いるデータについて

3.2.1. 対象とする自治体について

標本期間は、東日本大震災の前後を含むために、2008 年度から 2016 年度までの 9 年間とした。その上で、市町村データについては 1591 自治体、市データについては 761 自治体を対象とした。但し、乗数効果の計測とコントロール変数を追加した DID 推定ではいくつかの自治体についてデータが得られないため、推定結果の報告の際にはアンバランスト・パネル推定となっていることに注意されたい。

DID 推定における処置群については、二つのケースを想定した。まず一つは、特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の自治体(ケース 1)である。もう一つは、東北地方沿岸部だけではなく、関東甲信越地方の特定被災地方公共団体についても処置群とした(ケース 2)。対照群については、いずれも処置群以外のすべての自治体を対象とする。

3.2.2. 処置年について12

2011 年 3 月 11 日に発生した東日本大震災については、2011 年度の第 1 次補正予算で約 4 兆円、同年度の第 2 次補正予算では約 2 兆円、さらに第 3 次補正予算において 9 兆円と、2011 年度合計で約 15 兆円の補正予算が策定された。翌 2012 年度には東日本大震災復興特別会計の当初予算で、3 兆 7754 億円が策定された。

ところで、財政政策には内部ラグが存在する。典型的な例は、予算執行に関する遅れである。すなわち、たとえ予算が成立したとしても、実際に執行されるまでにはある程度時間がかかる。特に公共投資については大半が地方自治体も含む形で執行されることを踏まえるならば、地方議会での審議も考慮すべきである。実際に宮崎(2008)では、地方まで含めた場合の公共投資の執行ラグは半年程度になると指摘している。

さらに、外部ラグも考慮する必要がある。宮崎(2008)では、有効求人倍率については中央政府の公共投資は2ヶ月、地方政府の公共投資は9ヶ月であることが示された。さらに、震災直後のサプライ・チェーンの寸断等供給制約が原因で、復興投資が思うように進まなかった可能性も考えられる。すると、効果ラグがさらに長くなることが考えられる。以上を踏まえ、補正予算の大半がアナウンスされた翌年度である 2012 年度を処置年とした。

¹² 以下の記述は、宮崎(2021)に大幅に依拠している。

3.2.3. データの出所

アウトカム変数は就業者とし、具体的には経済産業省「工業統計表」の、「産業別従業者数総数」を用いる。近年のアメリカの財政政策の研究では、GDPや州総生産に加えて、就業者ないしは労働力をアウトカム変数や被説明変数とするケースが多い。このことを踏まえ、本稿では就業者に対する影響を観察する。このほか「工業統計表」からは、産業別事業所数(総数)のデータを用いる。事業所数は、雇用の需要サイドの要因をコントロールするために用いられる。

自治体の公共投資については、総務省「市町村別決算状況調」の、普通建設事業費ないしは投資的経費を用いる。この他「市町村別決算状況調」からは、一般財源(地方税+地方交付税交付金+地方消費税交付金+特別地方消費税交付金+地方譲与税)のデータと、公債費のデータをそれぞれ用いる。一般財源は、自主財源比率(=地方税/一般財源)を計算するために用いる。自主財源比率は、地域の社会経済要因をコントロールする変数として用いられる。公債費は、Reinhart et al. (2012)などに従い、公債が経済成長に与える負の影響をコントロールするために追加する。

また、地域の所得については、総務省「市町村税課税状況等の調」の「課税対象所得」の データを用いた。その他、自治体の社会経済要因をコントロールするために、人口密度と離婚件数を追加した。人口密度を計算するにあたって、人口は総務省「住民基本台帳」のデータ、面積は国土地理院のデータを用いた。離婚件数は、厚生労働省「人口動態調査」のものを用いる。同変数は、都市部ほど離婚率が高いと考えられるため、都市部の代理変数として用いる。

3.3 財政乗数の計測

推定式は、Bessho (2021)や Kameda et al. (2021)など、この分野のいくつかの先行研究に従い、以下の通りに書くことができる。

$$\frac{L_{it}-L_{it-1}}{L_{it-1}} = \beta \frac{G_{it}-G_{it-1}}{Y_{it-1}} + X_{it}\delta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

このうち、 L_{it} は失業率(就業者/人口)であり、 G_{it} は市町村の公共投資(普通建設事業費ないしは投資的経費)、 Y_{it} は域内所得(課税対象所得)をそれぞれ示す。 β を推定することで、

財政乗数の大きさを確認する。 α_i は個別効果(市町村ないしは市ダミー)であり、各地域に固有の観測されない要因を捉える変数である。 γ_t は年次ダミー変数であり、すべての地域に共通のショックを捉える。 ε_{it} は撹乱項である。

(1) 式の推定結果のうち、市データによるものは表 3-1、市町村データを用いた者は表 3-2 に、それぞれ示した通りである。市データを用いた場合、 β は普通建設事業費および投資的経費の双方とも有意に推定されない一方、市町村データを用いた場合には有意に正に推定された。

表 3-1. (1)式の推定結果 (被説明変数= $\frac{L_{it}-L_{it-1}}{L_{it-1}}$ 、市データを用いた推定結果)

 説明変数		
$\frac{G_{it} - G_{it-1}}{Y_{it-1}}$	0.022	
(投資的経費)	(0.033)	
$\frac{G_{it} - G_{it-1}}{Y_{it-1}}$		0.036
(普通建設事業費)		(0.349)
事業所数(面積あたり)	0.001 **	0.001 **
	(0.001)	(0.001)
公債費比率	-0.001	-0.002
	(0.004)	(0.005)
自主財源比率	0.043 **	0.043 **
	(0.019)	(0.016)
人口密度	-2.73e-07	-2.77e-07
	(3.78e-07)	(3.78e-07)
離婚比率	22.979 ***	22.616 ***
	(3.200)	(3.161)
const	0.012	0.011
	(0.013)	(0.011)
R_2	0.854	0.855
NOB	8334	8334

表 3-2. (1)式の推定結果(被説明変数= $\frac{L_{it}-L_{it-1}}{L_{it-1}}$ 、市町村データを用いた推定結果)

説明変数		
$\frac{G_{it} - G_{it-1}}{Y_{it-1}}$	0.101 **	
(投資的経費)	(0.045)	
$\frac{G_{it} - G_{it-1}}{Y_{it-1}}$		0.103 **
(普通建設事業費)		(0.049)
事業所数(面積あたり)	0.004	0.004
	(0.004)	(0.004)
公債費比率	0.037	0.036
	(0.035)	(0.035)
自主財源比率	0.109	0.100
	(0.162)	(0.162)
人口密度	1.40e-07	1.40e-07
	(1.13e-06)	(1.14e-06)
離婚比率	39.536 ***	39.644 ***
	(5.074)	(5.081)
const	-0.045	-0.040
	(0.087)	(0.010)
R_2	0.700	0.700
NOB	14283	14283

3.4 東日本大震災の復興投資の計測

3.4.1. データによる観察

図 3-1a と図 3-1b には、処置群を特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の自治体としたケース (ケース 1) について、東日本大震災の前後の期間を対象として就業者 (対

数値)の、グループごとの平均値の推移を示した。なお、図のうち「Treatment group」は、処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の自治体であり、「Other cities」は対照群であるそれ以外の自治体を示す。なお図 3-1a は市、図 3-1b は市町村である。

いずれの図からも、震災発生時である 2011 年度を底として、処置群では就業者が増加している一方、対照群についてはその傾向が見られないことが分かる。すなわち、復興投資を行なった結果、処置群である被災自治体では就業者が増加した一方、復興投資が行われなかった対照群では雇用の増加が見られないことがわかる。一方、2015 年以降には双方のグループで就業者数が増加している。処置群の方がやや増加の幅は大きいものの、双方のグループとも景気回復の影響で就業者が増加していると解釈される。

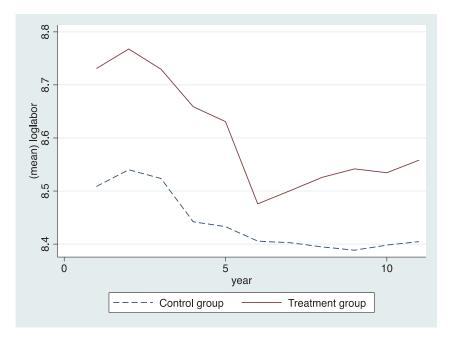


図 3-1a. 各グループにおける、就業者(対数値)平均値の推移(ケース 1、対象=市)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の市を示し、「Control group」は対照群の市を示す。

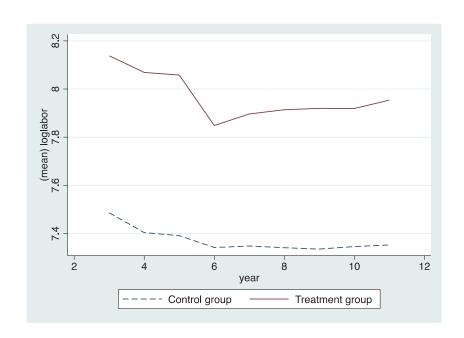


図 3-1b. 各グループにおける、就業者(対数値)平均値の推移(ケース 1、対象=市町村) 注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の市町村を示し、「Control group」は対照群の市町村を示す。

図 3-2a と図 3-2b には、処置群を特定被災地方公共団体全自治体としたケース(ケース 2)について、東日本大震災の前後の期間を対象として就業者(対数値)の、グループごとの平均値の推移を示した。なお、図のうち「Treatment group」は、特定被災地方公共団体(図 3-2a は市、図 3-2b は市町村)であり、「Other cities」は対照群であるそれ以外の自治体を示す。

特定被災地方公共団体を東北地方沿岸部に絞ったケース 1 と同様に、震災発生時である 2011 年度を底として、特定被災地方公共団体では就業者が増加している一方、対照群につい てはその傾向が見られない。

DID 推定の前提のうち、まず parallel trend assumption については、震災前と、本稿で想定した震災復興期間(2012 年から 2014 年)後である、上述の 2015 年度以降の動きから確認することができよう。Common shock assumption については、2012 年度には復興投資以外の政策で、処置群のみを対象とする政策はなされていないことから、この仮定も成立しているとして議論を進める。

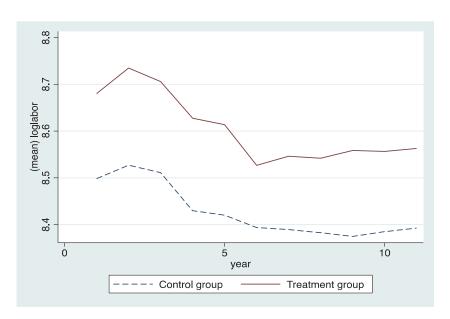


図 3-2a. 各グループにおける、就業者(対数値)平均値の推移(ケース 2、対象=市)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された市を示し、「Control group」は対照群の市を示す。

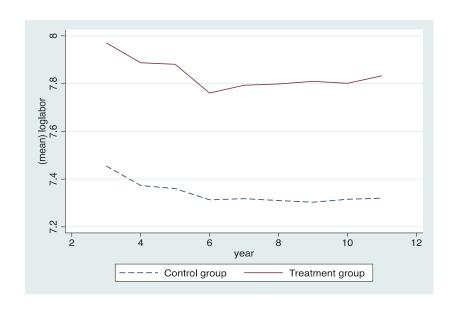


図 3-2b. 各グループにおける、就業者(対数値)平均値の推移(ケース 2、対象=市町村)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された市町村を示し、「Control group」は対照 群の市町村を示す。

先に述べた点は、図 3-3a から図 3-4b までのように、対数差分を取った場合に浮き彫りにすることができよう。すなわち、処置年である 2012 年から数年間は、処置群においては就業

者の増加率が正である一方、それ以外の自治体は負であることより明確になる。

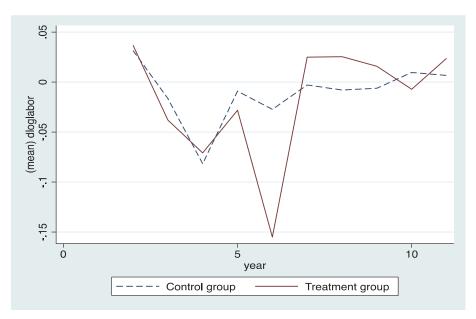


図 3-3a. 各グループにおける、就業者(対数差分)平均値の推移(ケース 1、対象=市)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の市を示し、「Control group」は対照群の市を示す。

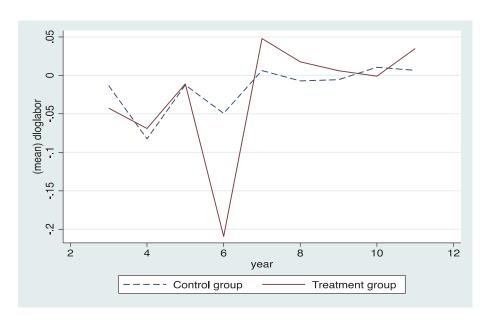


図 3-3b. 各グループにおける、就業者(対数差分)平均値の推移(ケース 1、対象=市町村)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の市町村を示し、「Control group」は対照群の市町村を示す。

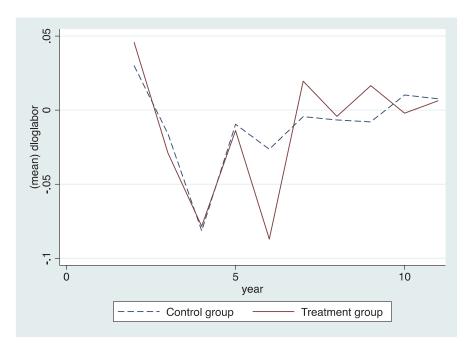


図 3-4a. 各グループにおける、就業者(対数差分)平均値の推移(ケース 2、対象=市)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された市を示し、「Control group」は対照群の市を示す。

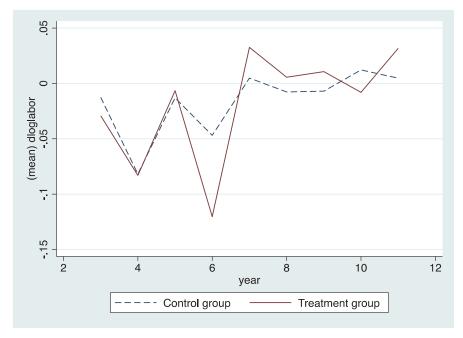


図 3-4b. 各グループにおける、就業者(対数差分)平均値の推移(ケース 2、対象=市町村)

注:「Treatment group」は処置群である特定被災地方公共団体に指定された東北地方沿岸部の市町村を示し、「Control group」は対照群の市町村を示す。

3.4.2. 推定式と推定結果

推定式は、以下の(2)式のようなイベントスタディタイプの DID 推定である。

$$\Delta L_{it} = \sum_{\tau=0}^{m} \beta_{-\tau} D_{i,t-\tau} + X_{it} \delta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

このうち L_{it} は就業者数、 D_{it} はトリートメント変数であり、処置群を 1、対照群を 0 とするダミー変数(T_i)と、復興投資(処置効果)を 1 とするダミー変数(GI_t)との交差項である。なお、Okamoto et al. (2021) などに倣い、アウトカムは差分を取る。これは、3.4.1 節における、データの観察を踏まえたものである。

イベントスタディアプローチを取る場合、通常はトリートメント変数 D_{it} の当期の値(本稿では 2012 年度)を加えるだけではなく、ラグ値とリード値を加える。ラグ値は post-treatment 効果、リード値は pre-treatment 効果(anticipation 効果)をそれぞれ捉える。復興投資の効果は、執行された当年だけではなく、複数年にわたる可能性も考えられる。トリートメント変数のラグ次数は,Miyazaki and Sato (2022)などの先行研究に従い 2 期とする。すなわち、2012年度の復興投資が、2013年度と 2014年度の就業者数にも効果を持つとの解釈を期待して、ラグ次数を設定する。 β_0 は 2012年度の就業者数に対する影響を捉え、 β_{-1} および β_{-2} はそれぞれ復興投資の、2013年度および 2014年度の就業者数に与える影響を捉える。

言うまでもなく、自然災害の場合には anticipation effect は尤もらしくないため、pre-treatment 効果は加えない。

コントロール変数を追加しない単純な DID 推定の結果は表 3-3a(市データによる推定結果)と表 3-3b(市町村データによる推定結果)、コントロール変数を追加した場合の DID 推定の結果は表 3-4a(市データによる推定結果)と表 3-4b(市町村データによる推定結果)に それぞれ示した通りである。

表から分かるように、市町村データを用いた場合には、 β_0 、 β_{-1} および β_{-2} とも、コントロール変数の有無にかかわらず有意に正に推定されている。但し、市データを用いた場合、ケース 2 については、定式化によらず β_{-1} の値は有意に推定されていない。 β_0 はいずれのケースでも有意に正に推定されるため、東日本大震災の復興投資は、少なくとも執行当初においては、被災地における就業者数の増加に寄与したことが頑健に確認された。

表 3-3a. (1) 式の推定結果 (コントロール変数なし)。被説明変数=就業者数の対数差分、 対象=市

	Case1	Case2
$D_{i,t}$	0.054 **	0.039 **
	(0.029)	(0.015)
$D_{i,t-1}$	0.060 ***	0.017
	(0.021)	(0.022)
$D_{i,t-2}$	0.048 ***	0.030 ***
	(0.012)	(0.008)
const	0.007 *	0.007 *
	(0.004)	(0.004)
R_2	0.140	0.139
NOB	6849	6849

表 3-3b. (1) 式の推定結果 (コントロール変数なし)。被説明変数=就業者数の対数差分、 対象=市町村

	Case1	Case2
$D_{i,t}$	0.068 **	0.041 **
	(0.034)	(0.015)
$D_{i,t-1}$	0.051 ***	0.026 *
	(0.017)	(0.017)
$D_{i,t-2}$	0.039 ***	0.031 ***
	(0.007)	(0.005)
const	0.007	0.007
	(0.006)	(0.006)
R_2	0.009	0.089
NOB	14319	14319

表 3-4a. (1) 式の推定結果 (コントロール変数あり)。被説明変数=就業者数の対数差分、 対象=市

	Case1	Case2	
$D_{i,t}$	0.067 **	0.040 **	
	(0.030)	(0.016)	
$D_{i,t-1}$	0.061 **	0.018	
	(0.024)	(0.023)	
$D_{i,t-2}$	0.044 ***	0.033 ***	
	(0.013)	(800.0)	
事業所数(対数値)	0.347 ***	0.347 ***	
	(0.035)	(0.036)	
公債費(対数値)	-0.002	-0.002	
	(0.004)	(0.004)	
自主財源比率(対数値)	-0.016	-0.027	
	(0.018)	(0.021)	
人口密度(対数値)	0.001	0.001	
	(0.002)	(0.002)	
離婚件数(対数値)	0.005	0.005	
	(0.120)	(0.012)	
const	-1.680 ***	-1.683 ***	
	(0.188)	(0.192)	
R_2	0.190	0.189	
NOB	6830	6830	

表 3-4b. (1) 式の推定結果 (コントロール変数あり)。被説明変数=就業者数の対数差分、 対象=市町村

	Case1	Case2	
$D_{i,t}$	0.085 **	0.044 **	
	(0.036)	(0.017)	
$D_{i,t-1}$	0.055 **	0.026 *	
	(0.021)	(0.017)	
$D_{i,t-2}$	0.039 ***	0.023 ***	
	(0.024)	(0.005)	
事業所数(対数値)	0.399 ***	0.399 ***	
	(0.024)	(0.024)	
公債費(対数値)	-0.005 *	-0.056 **	
	(0.003)	(0.004)	
自主財源比率(対数値)	-0.044 **	-0.052 **	
	(0.022)	(0.023)	
人口密度(対数値)	0.0001	0.0001	
	(0.002)	(0.002)	
離婚件数(対数値)	0.005	0.005	
	(0.005)	(0.005)	
const	-1.571 ***	-1.680 ***	
	(0.113)	(0.188)	
R_2	0.162	0.162	
NOB	14125	14125	

3.5 まとめと今後の課題

本稿では、市町村データを用いた公共投資の効果計測を試みた。その際、いわゆる財政乗数の計測と、前年度の研究である宮崎(2021)を拡張する形で、東日本大震災の復興投資の効果を検証した。

尤も、市町村データを用いた場合、都道府県データ以上にスピルオーバー効果を考慮する 必要性があろう。また、いずれの場合も、操作変数の適用や政策ショックを用いた推定など、 手法面も工夫する必要がある。これらは今後の課題である。

参考文献

- Acconcia, A., G. Corsetti., and S. Simonelli. (2014) "Mafia and Public Spending: Evidence on the Fiscal Multiplier from a Quasi-experiment." American Economic Review, 104: 7, pp. 2185-2209.
- Bessho, S. (2021) "Fiscal Multipliers in an Aging Japan." Japan and the World Economy, 60, #101099.
- Brückner, M., and A. Tuladhar. (2014) "Local Government Spending Multipliers and Financial Distress: Evidence from Japanese Prefectures." Economic Journal, 124: 581, pp. 1279-1316.
- Dupor, B., M. Karabarbounis., M. Kudlyak., and M. Saif Mehkari. (2018) "Regional Consumption Responses and the Aggregate Fiscal Multiplier." Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2018-04.
- Imai, M. (2020) "Local Economic Impacts of Legislative Malapportionment." Mimeo.
- Kameda, T., R. Namba., and T. Tsuruga. (2021) "Decomposing Local Fiscal Multipliers: Evidence from Japan." Japan and the World Economy, 57, #101053.
- Miyazaki, T., and M. Sato. (2022) "Property Tax and Farmland Use in Urban Areas: Evidence from the Reform in the Early 1990s in Japan." Journal of the Japanese and International Economies, 63, #101185.
- Trezzi, Ricardo., and F. Porcelli. (2014) "Reconstruction Multipliers." Finance and Economics Discussion Paper Series 2014-79, Divisions of Research and Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board.
- Okamoto, C., D. Kawaguchi, and K. Kawada. (2021) "Urban Redevelopment Program and Shopping Externality." Mimeo.
- Owyang, M. T., and S. Zubairy. (2013) "Who Benefits from Increased Government Spending? A Statelevel Analysis." Regional Science and Urban Economics, 43: 3, pp. 445-464.

- Reinhart C. M., V. R. Reinhart, and K. S. Rogoff. (2012) "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes since 1800." Journal of Economic Perspectives, 26: 3, pp. 69-86.
- 宮崎智視(2008)「地方政府の公共投資と景気対策」『フィナンシャル・レビュー』第 89 号, pp. 118-136.
- 宮崎智視(2021)「市町村レベルのデータを用いた財政政策の計測:二つの大震災に着目して」『社会資本整備のマクロおよび地域経済効果に関する理論・実証分析』報告書,pp.37-49.

日交研シリーズ目録は、日交研ホームページ http://www.nikkoken.or.jp/publication_A.html を参照してください。

> A-845 「ポストコロナ社会における地域経済と 社会資本整備のあり方に関する調査研究」

ポストコロナ社会における地域経済と 社会資本整備のあり方に関する調査研究プロジェクト

2022年10月 発行

公益社団法人日本交通政策研究会