

ポストコロナ社会における官民連携と地域における
公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究

ポストコロナ社会における官民連携と地域における
公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究プロジェクト

2025年7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)

F a x (03) 3234-4593

E-Mail: office@nikkoken.or.jp

日交研シリーズ A-915

令和6年度自主研究プロジェクト

「ポストコロナ社会における官民連携と地域における公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究」

刊行：2025年7月

ポストコロナ社会における官民連携と地域における
公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究

**On the Relationship between Public Private Partnership and Issues on Infrastructure as well as
Public Investment in the Regional Economy after the Pandemic**

主査：宮崎 智視（神戸大学大学院経済学研究科）

Tomomi Miyazaki

要 旨

新型コロナウイルスの流行は地域経済に大打撃を与えた。とりわけ地域における公共投資や公共インフラは、人口高齢化に伴う財政的な制約もあって、民間部門との協働の視野に事業そのもののあり方を見直すことを強く求められている。そのためには、(1) 官民連携のあり方の検討、(2) 公共インフラについての分析、および(3) 公共投資の経済効果の再検証、の三点が求められよう。上記テーマの下、本プロジェクトでは以下の三つの研究を行った。

まず、第1章「官民連携事業の『多様な効果』に関する考察」では、内閣府が定義する「PFIの多様な効果」について、PFI事業に地域企業が参画することによるVFMへの影響を明らかにすることを目的に、これまで実施されてきたPFI事業のデータベースから地域企業が参画しているPFI事業におけるVFMの傾向について調査・分析を試みた。まず、既存文献の議論を踏まえ、地域企業の参画とVFMの関係性を定量的に明らかにしている。次に実証分析では、地域企業の参画とVFMがトレードオフの関係にあることを示唆するような結果を導いている。今後さらにPFI事業の多様な効果に関する議論が進むことが見込まれるなか、多様な効果の構成要素である地域企業の参画とVFMの関係性を明らかにしたという点で意義深い研究と言えよう。

第2章「補助金が公共下水道事業の効率性に与える影響：投入指向距離関数のBetween推定」では、公共インフラのうち公共下水道事業体を対象として、確率的フロンティア分析により距離関数を推定し、補助金など非効率要因と効率性の関係を検証した。公益事業の距離関数などをパネルデータから推定する際には、固定的な投入物使用量やネットワークの大きさを表す変数が時間を通じてほとんど変化しないことが多いため、各事業体について変数の時点間平均を用いるbetween推定を行うことが有用であるとされている。このことを踏まえ、between推定を行った。分析の結果、他会計からの補助金の割合が大きいほど、また、職員給与水準の高いほど、技術効率性が統計的に有意に低い傾向があることを明らかにした。

最後の「公共投資の地域経済効果：需要面の分析」では、昨今のこの分野の研究の動向を踏まえ、主として需要面に対する公共投資の地域経済効果を分析した。分析の結果、ゼロ金利期間とそれ以外の期間とに分けた場合、日本の時系列データや産業レベルのデータを用いた先行研究とは異なり、ゼロ金利期間での公共投資の有用性を見出すことはできなかった。しかしながら、地方を中心とした高齢化地域と、都市部を中心とした非高齢化地域とに区分して分析をした場合には、非高齢化地域において公共投資が民間消費や民間投資を刺激する効果が統計的に有意に推定された。このことは、都市部における公共投資の有用性を需要面からも示すものである。

キーワード： PPP、公共投資、公共インフラ、確率的フロンティア分析、地域経済

Keywords: Private Finance Initiative, Public Investment, Infrastructure, Stochastic Frontier Analysis, Regional Economy

目 次

第1章 官民連携事業の「多様な効果」に関する考察.....	1
1.1 本研究の背景と目的	1
1.2 PFI事業の「多様な効果」	4
1.3 わが国のPFIに関する既存文献.....	6
1.4 PFI事業における地域企業の参画とVFMの関係	8
1.5 まとめ	12
第2章 補助金が公共下水道事業の効率性に与える影響：投入指向距離関数のBetween推定	15
2.1 はじめに	15
2.2 モデルと推定方法	16
2.3 データ	20
2.4 推定結果と考察	22
2.5 結論と課題	26
第3章 公共投資の地域経済効果：需要面の分析.....	28
3.1 はじめに	28
3.2 実証分析のフレームワーク	29
3.3 データと実証結果	31
3.4 おわりに	40

研究メンバーおよび執筆者（敬称略・順不同）

森山 真稔	神戸大学大学院経済学研究科（第1章）
北村 友宏	追手門学院大学経済学部（第2章）
宮崎 智視	神戸大学大学院経済学研究科（第3章）

2025年5月現在

第1章 官民連携事業の「多様な効果」に関する考察*

1.1 本研究の背景と目的

わが国に PFI (Private Finance Initiative) が導入されてから 20 年あまりが経過した今日において、PFI はわが国の社会資本整備の手法としての地位を確立しつつある。PFI 事業は件数、事業分野ともに拡大しており、特定非営利活動法人日本 PFI・PPP 協会のデータベースによれば、2024 年 3 月末時点で 1,200 件を超える事業が実施または計画されている。

またこれまで実施された事業の中には、当初の事業期間が満了している事業もあり、事後評価や次期事業手法の検討も進められている。たとえば内閣府が実施した「期間満了 PFI 事業に関するアンケート調査」では、8 割以上の団体が PFI 事業の実施によって「財政負担の縮減効果が得られた」と回答しており、公共施設の整備を PFI 事業として実施することにより財政負担の縮減効果がもたらされているという実態が明らかにされている。

その一方で、市場の成熟や物価高騰などを背景に、近年実施された PFI 事業において財政負担の削減効果、すなわち VFM (Value For Money) が低下しているという実態もある。図 1.1 は、実施方針公表時点別の特定事業選定時 VFM と事業者選定時 VFM の平均値の推移を示している。これを見ると、特定事業選定時 VFM と事業者選定時のいずれも低下傾向にあることがわかる。

* 本章の執筆に際して、令和 7 年度 R6 研究プロジェクト報告会では、原田昇先生(東京大学名誉教授)、河野達仁先生(東北大学教授)、小路泰広氏より、さらなる研究の発展に向けて有意義なコメントを頂戴いたしました。また、分析の実施に際しては、データセットの構築に関して黒澤秀司氏(神戸大学大学院生)に多大なご協力を賜りました。ここに記し、皆様に感謝申し上げます。

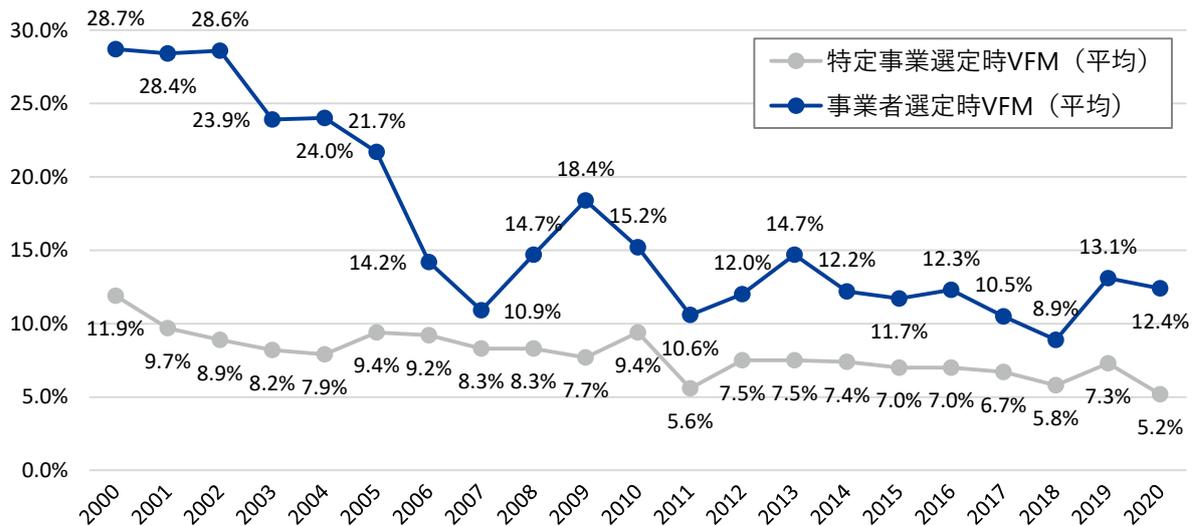


図 1.1 実施方針公表時点別 VFM の傾向

出典：内閣府（2022）をもとに筆者作成。

以上のように、近年は実態として PFI 事業による財政負担削減効果があまり期待できないといえる。しかしながら、本来 VFM とは「支払に対して最も価値の高いサービスを提供するという考え方」を意味しており、財政負担削減にとどまらない広範な概念である（内閣府，2023a）。つまり、PFI 事業の効果に関して議論を行うのならば、財政負担削減以外の効果、たとえばサービスの質の向上、地域活性化、事務負担軽減等の定性的な効果にも着目する必要があるといえよう。

実際に内閣府では、財政負担削減効果という「狭義の VFM」に限らない PFI 事業の「多様な効果」に着目し、その普及・啓発に向けた施策を展開している¹。たとえば内閣府（2023b）では、図 1.2 のように PFI 事業の効果は直接的効果と間接的効果の 2 種類に大別されることが示されている。①の領域はいわゆる「狭義の VFM」に相当するもので、従来型事業と比較した際に PFI 事業によって生み出される財政負担削減効果である。②の領域は民間事業者のノウハウや創意工夫の発揮によって実現されるサービス水準向上効果である。そして③の領域が近年新たに着目されている PFI 事業の効果であり、PFI 事業の実施によって地域の経済や社会にもたらされる効果をいう。内閣府（2023b）では、これら①、②、③の領域を包括した概念が PFI 事業の「多様な効果」として定義されている。

¹ 本来的な VFM と財政負担削減効果を意味する VFM を明確に区別するため、後者のことを「狭義の VFM」と称することもある（大西ほか，2022）。

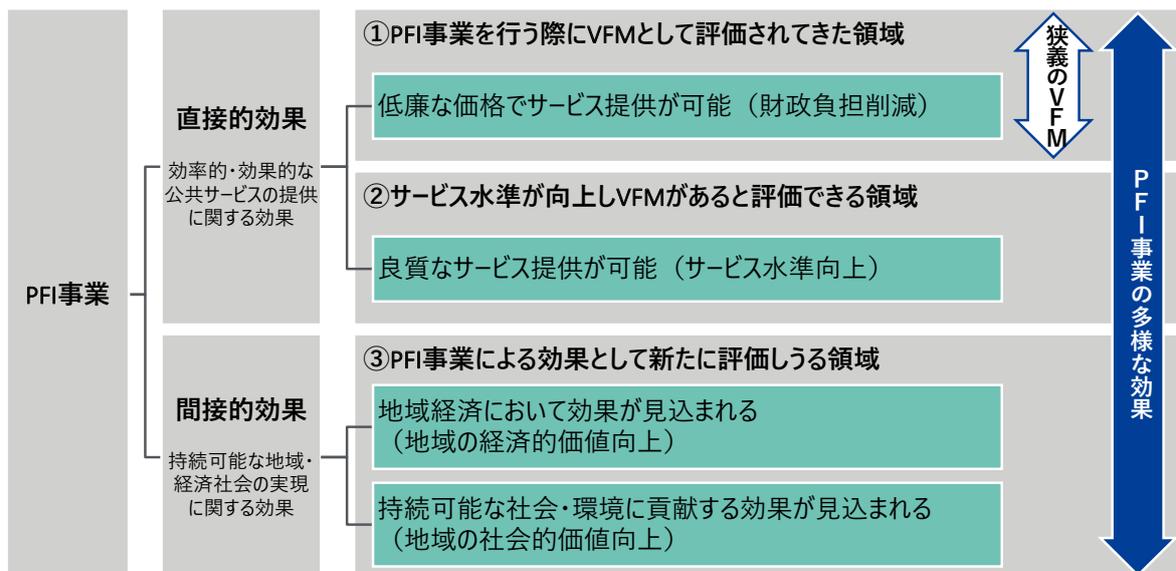


図 1.2 PFI 事業の多様な効果のイメージ

出典：内閣府（2023b）をもとに筆者作成。

特に③の領域に関しては、地域経済・社会にメリットをもたらすことを志向する「ローカル PFI」が推進されており、中でも事業が実施される地域に存在する企業、すなわち地域企業へのメリットが強く打ち出されている（内閣府，2023c）²。そのほか、下水道分野におけるウォーターPPPにおいても地域企業の参画が検討上の留意点・ポイントに位置付けられている（国土交通省，2025）³。さらに地域企業の参画に関しては、内閣府によって PFI 事業への地域企業の参画状況のモニタリングが行われていることから、PFI 事業の効果として地域企業の関与のあり方が重大な要素として位置づけられていることがうかがえる。

その一方で、VFM の源泉に焦点を当てると、PFI 事業の場合、公共施設の整備から運営までを一括で発注することによる規模の経済や PFI 事業の実施に足る技術力やノウハウを有する事業者が反復して受注することによる経験効果などにより VFM が生じることが指摘されている（北詰ほか，2021）。これはつまり、必ずしも技術力や PFI 事業に関するノウハウが豊富とは限らない地域企業が参画することにより、技術力やノウハウが豊富な大企業のみで事業を実施する場合に比べて VFM が相対的に低下する可能性が考えられる。今後さらに PFI 事業の多様な効果に関する議論が進むことが見込まれるなか、多様な効果の構成要素である地域企業の参画と VFM の関係性を明らかにすることの意義は大きいといえよう。

以上のような背景を踏まえ本研究では、PFI 事業に地域企業が参画することによる VFM へ

² 本研究における「地域企業」とは、内閣府(2025)に倣い、事業実施地点のある都道府県に本社が存在する企業をいう。

³ ウォーターPPP とは、上下水道事業における官民連携手法のうち、コンセッション方式(レベル 4)と管理・更新一体マネジメント方式(レベル 3.5)の総称をいう(国土交通省，2025)。

の影響を明らかにすることを目的に、これまで実施されてきた PFI 事業のデータベースから地域企業が参画している PFI 事業における VFM の傾向について調査・分析を行う。

1.2 PFI 事業の「多様な効果」

1.2.1 PFI 事業の直接的効果

(1) 財政負担削減効果

PFI の制度上の目的は、民間部門の資金や経営能力等を活用して公共施設の整備、運営等を行うことにより、従来型事業よりも効率的に事業を実施することとされている。この効率的に事業が実施できているかを測る指標が VFM であり、特定事業選定時 VFM の大きさが事業実施の判断基準の 1 つとなる。

VFM とは、従来型事業における財政負担の見込額、すなわち PSC (Public Sector Comparator) と、PFI 事業における財政負担の見込額、すなわち PFI-LCC (Life Cycle Cost) の差額をいう。両者を比較した際に、PFI-LCC が PSC を下回っている場合、PFI 事業の方が従来型事業よりも公共施設の整備等を効率的かつ効果的に実施できると判断される。

図 1.3 は VFM のイメージを示したものである。この図のように PSC と PFI-LCC の差額を VFM といい、PFI-LCC が小さいほど VFM は大きくなる。したがって、PFI-LCC に含まれる入札コスト、設計費、建設費、維持管理・運営費等を削減することによって VFM が生み出される。

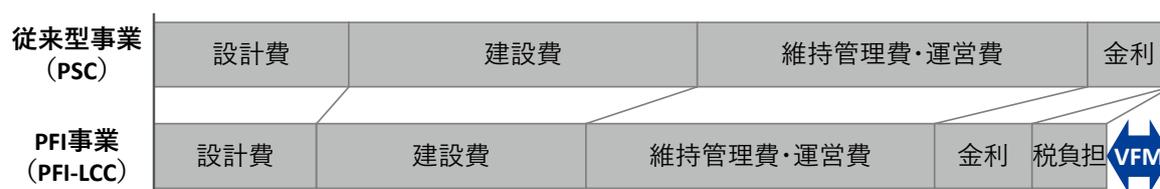


図 1.3 VFM のイメージ

出典：筆者作成。

(2) サービス水準向上効果

PFI 事業では、民間事業者のノウハウや創意工夫の発揮によるサービス水準の向上も期待される。このサービス水準の向上の例として、施設の開館時間の拡大や付帯事業の実施等による新たなサービスの提供、公共側職員の事務負担の軽減などが挙げられる。たとえば横浜市立十日市場小学校整備事業では、PFI 事業に期待する効果として①財政負担の縮減と平準

化，②速やかな学校整備，③安全で快適な施設，④事業実施体制の4点を掲げており，事後評価の結果，サービス水準向上効果として表 1.1 に示すような効果が得られたことが明らかにされている（横浜市，2021）。

表 1.1 サービス水準向上効果の例（横浜市立十日市場小学校整備事業）

分類	得られた効果の詳細
安全で快適な施設	<p>施設の維持管理・修繕に必要な業務を一括で民間企業に任せたことで，現場で即時対応する，あるいは専門業者に発注するなど，その都度最適な方法を，迅速に選択し対応することができた。</p> <p>長期的な計画に基づく修繕がなされたことで，施設の劣化が少ないことに加え，PFI 事業者がワンストップで対応したことで，事業所管課や学校からの発注業務を少なく抑えられ，職員の事務負担の軽減，修繕の迅速化が図られた。</p> <p>技術員は維持管理企業の従業員が配置されるが，現場の技術員については，維持管理企業の充実した人材育成の効果に加え，配置希望の多い小学校には優秀な人材が配置された。また，長期間にわたり，同一の業務に従事することで，維持管理に関する専門性が高められ，効率的な維持管理がなされた。</p>
事業実施体制	<p>PFI 事業者のセルフモニタリングにおいて，月に1回，構成企業の担当者が小学校に集まり，定例会議の場において情報共有や課題検討を行っていた。各構成企業の担当者が現場に赴くことで，施設の実態の把握と迅速な意思決定の面で効果があったと思われる。また，技術員も含め，関係者が日頃から関係を築くことで，災害などの有事の際にも，円滑な対応が可能であった。</p>

出典：横浜市（2021）。

1.2.2 PFI 事業の間接的効果

PFI 事業の間接的効果とは，地域経済・社会に対してメリットをもたらす効果をいい，具体的には，地域課題の解決，地域経営の視点，公共空間の活用の3種類の効果が想定されている（内閣府，2023b）。この種の効果は，すなわち事業のステークホルダー以外ににじみ出る効果であり，直接的効果をアウトプットとするならば，アウトカムに該当するといえよう。

内閣府では，地域経済・社会にメリットをもたらすことを志向する官民連携（PPP/PFI）のコンセプトとして「ローカル PFI」を推進している。内閣府（2023b）では，ローカル PFI の実施によって期待される効果として，地域課題を元に設定される「コアとなる効果」と事業実施の過程で発揮される「副次的効果」の2種類が想定されており，具体的には図 1.4 に示すようなものが挙げられている。

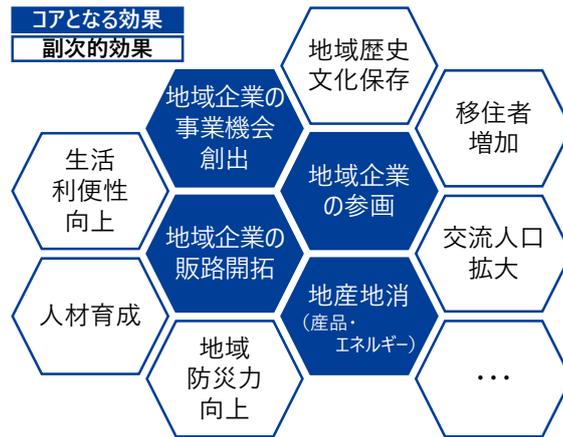


図 1.4 ローカル PFI の効果のイメージ
出典：内閣府（2023b）。

1.3 わが国の PFI に関する既存文献

わが国の PFI に関する既存文献は、①リスク分担に着目したもの（大西ほか，2003；小路，2003；白井，2014），②入札の制度や方式に着目したもの（駒井，2004；大西・宮本，2017），③官民の契約のあり方に着目したもの（岡本ほか，2003；石ほか，2006；原，2018），④VFM に着目したもの（下野・前野，2010；要藤ほか，2017）の 4 種類に大別される（森山，2022）。

このうち、本研究に同じく VFM に着目した文献には、わが国の PFI 事業のデータを用いて VFM の背景に存在する経済理論の検証を行っているものと、財政負担削減効果、いわゆる「狭義の VFM」の源泉に焦点を当て、その実態の調査を行っているものの 2 種類があるが、本研究のように間接的効果を含む多様な効果に着目した文献は確認されない。

1.3.1 VFM の発現に関する経済理論の検証を行っている文献

VFM の発現に関する経済理論として、競争入札に関する経済理論と契約理論がある。前者に関しては、入札参加者間の競争の強さが落札価格に対してマイナスの影響を持つとされている一方で、契約期間中の不確実性や発注者と入札者との間の情報の非対称性は落札価格に対してプラスの影響を持つことが示されている（Laffont and Tirole, 1993; Che, 1993）。後者に関しては、所有権者の帰属先の違いがサービス供給の効率性に影響を及ぼすことが示されている（Hart et al., 1997；岡本ほか，2003）。

これらの経済理論に関連して、わが国の PFI 事業では、①事業期間の長さが特定事業選定時 VFM に対して正の影響を持つこと（下野・前野，2010；要藤ほか，2017；上，2019），②

事業費に占める建設費の割合、事業期間の長さ、入札参加企業数が事業者選定時に対して正の影響を持つこと（下野・前野，2010；要藤ほか，2017；馬場・植田，2018；上，2019），③入札参加企業数，予定価格を公表することが特定事業選定時から事業者選定時にかけてVFMを上昇させること（下野・前野，2010；原田，2013；要藤ほか，2017；馬場・植田，2018；岩井・北詰，2019；上，2019），④入札参加企業数がサービス水準に対して正の影響を持つこと（原田，2015；馬場・植田，2018）などが実証分析によって明らかにされている。

また、地域企業に関連する実証分析の結果として、地域企業の参画を要件化することが地域企業の受注機会に正の影響を持つ一方で、地域企業の参画を促進すると考えられる入札参加要件の緩和や評価項目の設定については地域企業の受注機会に有意な影響を持たないことが明らかにされている（馬場・植田，2018）。

これらの既存文献は、実際の事業のデータを用いて競争入札に関する理論や契約理論の検証を行い、これらの理論を支持するような結果を導いており、中には地域企業の参画を考慮した分析を行っている文献もあるが、実際に事業に参画した地域企業の数等の実績に関するデータを用いた分析は行われていない。

1.3.2 VFMの源泉に関する実態の調査を行っている文献

VFMの源泉に焦点を当てた初期の文献として、野田（2003）、美原ほか（2004）、Benett & Iossa（2006）がある。その後、これらの文献の内容を踏襲する形で、北詰ほか（2021）によってVFMの源泉は表1.2のように整理・分類されている。

森山（2023）では、これらの既存文献が指摘するVFMの源泉と事業の現場での取組みの関係性を明らかにするため、PFI事業の管理者に対してアンケート調査を行い、その結果を報告している。具体的には、①既存文献が指摘するVFMの源泉のうち、「性能発注」「一括発注」「リスク対応」「競争」「モニタリング」の5つが実際の事業において機能しており、とりわけPFI事業の特徴である性能発注の考え方に基づく発注方式がVFMの発現に対して大きく貢献していること、②調査対象とした事業においては、財政負担額の削減に資する取組みのほとんどが民間事業者によって確実に実施されていること、の2点を明らかにしている。

これらの既存文献は、VFMの源泉に焦点を当て、VFMが生じるメカニズムや実際の現場での取組みに関して有意義な情報を提供するものであるが、本研究が焦点を当てる地域企業の参画とVFMの関係性については考慮されていない。

表 1.2 VFM の源泉

分類	VFM の源泉	
発注制度	性能発注	選択肢（工夫の余地）の拡大
	一括発注	分離・分割発注による非効率の解消 QCD 向上ノウハウの適用可能性の向上
	複数年契約	単年度契約の非効率の解消 引継ぎコスト低減 学習・イノベーション創出効果
	包括契約	併設施設とのシナジー効果
事業主体	リスク対応	得意分野の知識・経験を活かした確実性の向上 傘下業者へのガバナンス強化によるリスク抑制
	競争	競争を意識した工夫の動機付け 戦略価格の設定
規律付け	モニタリング	競争に代わる規律付け

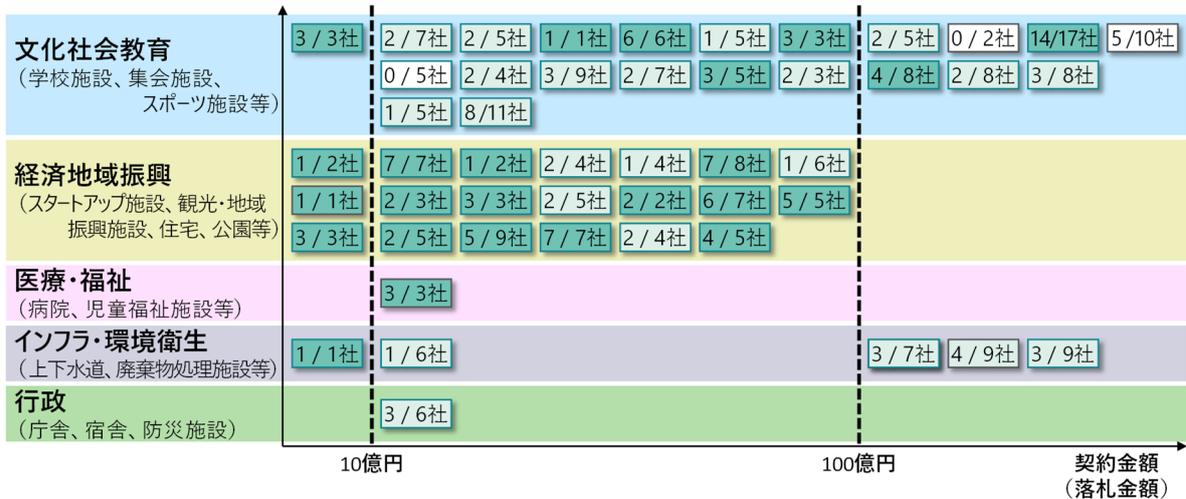
出典：北詰ほか（2021）。

1.4 PFI 事業における地域企業の参画と VFM の関係

1.4.1 地域企業の参画に関する政策的背景

PFI 事業における地域企業の参画をめぐっては、地方創生及び地域経済活性化の観点から地域の実情に精通した地域企業の参画が期待されている（総務省，2020）。また、地域課題の解決という観点からも、民間のノウハウ、技術、資金を活用することによる質の高い公共サービスの追求と地域経済の自立及び活性化を実現することが必要であり、その手段として PFI 事業への地域企業の参画を促進することが重視されている（地域総合整備財団，2021）。

国内の PFI 事業を所管する内閣府においても、特に地方部において PFI 事業を推進するためには、地域企業が PFI 事業の担い手として参画しやすい環境整備を図ることが重要との見解が示されており、上述のローカル PFI のコンセプトの下、PFI 事業への地域企業の参画を促進するための施策が展開されている（内閣府，2021）。そのほか内閣府では、図 1.5 に示すように PFI 事業への地域企業の参画状況のモニタリングが行われていることから、PFI 事業の効果として地域企業の関与のあり方が重大な要素として位置づけられていることがうかがえる。



【凡例】 選定されたコンソーシアムに占める地域企業の数／全構成企業数

■：地域企業が参画し、かつ、代表企業になっている事業 □：地域企業が参画しているが、代表企業になっていない事業 ○：地域企業が参画していない事業

図 1.5 PFI 事業における地域企業の参画状況（2023 年度）

出典：内閣府（2025）

1.4.2 地域企業の参画と VFM の関係

本研究では、PFI 事業に地域企業が参画することによる VFM への影響を明らかにすることを目的に、内閣府が公表している「PFI 事業 基礎データベース⁴」（以下、「内閣府データ」と表記）より以下に示す条件に合致する PFI 事業を抽出し、各事業の地域企業の参画状況および VFM について調査・分析を行った。なお、サンプルサイズは 278 である。

- 実施時期：実施方針公表年が 2009～2023 年
- 事業類型：サービス購入型
- 事業方式：BTO, BTM, BOT, RO
- VFM の公表：特定事業選定時 VFM と事業者選定時の両方が公表されている

(1) 地域企業の参画状況

表 1.3 は分析対象事業における地域企業の参画状況を示している。これを見ると、どの年においても地域企業参画事業比率は 6 割を超えているほか、分析対象期間の平均が 87.4%に上ることがわかる。また、直近 5 年における地域企業参画事業比率が 8 割を超えているほか、分析対象事業件数が最も多い 2018 年において 9 割を超えているなど、近年の PFI 事業では地域企業が参画することがより一般的になりつつあるといえる。

⁴ https://www8.cao.go.jp/pfi/pfi_jouhou/jigyuu/jigyuu_index.html

また、事業を実施する特別目的会社（Special Purpose Company, SPC）の代表企業に目を向けると、分析対象期間中の平均が 37.1%に上るなど、地域企業が代表企業を務めている事業も一定数あり、地域企業がイニシアチブをとって事業を推進しているという実態も垣間見える。

表 1.3 年別地域企業の参画状況

年	分析対象事業 (A)	地域企業が参画 している事業 (B)	地域企業が SPC 代表企業の事業 (C)	地域企業 参画比率 (B/A)	地域代表 企業比率 (C/B)
2009	12	9	4	75.0%	44.4%
2010	11	9	1	81.8%	11.1%
2011	8	5	3	62.5%	60.0%
2012	9	9	3	100.0%	33.3%
2013	11	9	3	81.8%	33.3%
2014	16	12	6	75.0%	50.0%
2015	16	15	7	93.8%	46.7%
2016	18	17	10	94.4%	58.8%
2017	26	23	6	88.5%	26.1%
2018	33	31	16	93.9%	51.6%
2019	26	22	8	84.6%	36.4%
2020	28	25	11	89.3%	44.0%
2021	29	26	12	89.7%	46.2%
2022	30	26	13	86.7%	50.0%
2023	5	5	0	100.0%	0.0%

出典：内閣府データをもとに筆者作成。

図 1.6 は各年の事業分野別の地域企業の参画状況を示している。これを見ると、どの年においても文化社会教育分野や経済地域振興分野の事業が多くを占めていることがわかる。

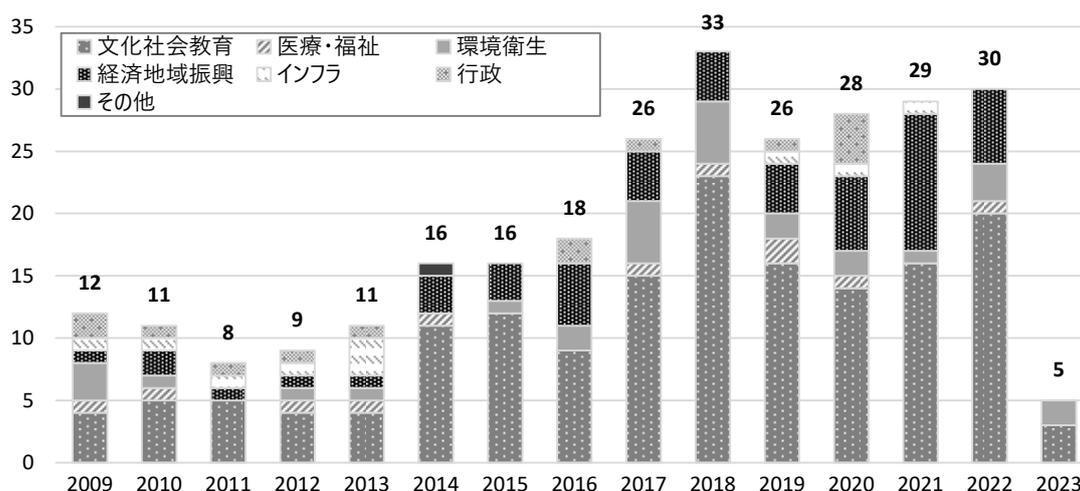


図 1.6 事業分野別地域企業の参画状況

出典：内閣府データをもとに筆者作成。

(2) VFM の傾向に関する考察

ここでは、地域企業の参画が VFM に対してどのような影響を持つのかを明らかにするため、初期的な分析として、通常最小二乗法 (Ordinary Least Squares, 以下、「OLS」と表記) を用いて事業者選定時 VFM を被説明変数 (VFM_i)、地域企業の参画状況を説明変数とした回帰式の推定を行う。説明変数には、事業を実施する SPC の構成員に占める地域企業の比率 ($LEratio_i$)、地域企業が SPC の代表企業を務めている場合に 1 の値をとるダミー変数 ($daihyo_i$) を設定した。

推定式は以下の(1)式のとおりである。VFM の源泉に関する既存文献の内容を踏まえるならば、地域企業の参画は事業者選定時 VFM に対して負の影響を持つと考えられる。したがって、係数 β_1 および β_2 は負の値になることが予想される。なお、 u_i は誤差項である。

$$VFM_i = \beta_0 + \beta_1 LEratio_i + \beta_2 daihyo_i + u_i \quad (1)$$

表 1.4 は推定結果を示している。 β_1 の符号が有意に負となっていることから、SPC 構成員に占める地域企業の比率が高い事業ほど事業者選定時 VFM が低い傾向がある可能性が示された。この結果は、必ずしも技術力や PFI 事業に関するノウハウが豊富とは限らない地域企業が事業に参画することにより、大企業のみで事業を実施する場合に比べて VFM が相対的に低下する可能性があることを示唆している。なお、地域企業が SPC の代表企業を担うことの VFM への影響に関しては、有意な関係性は確認されなかった。

表 1.4 推定結果

変数		偏回帰係数	標準誤差	P 値
<i>_cons</i>	β_0	0.141	0.011	0.000***
<i>LEratio</i>	β_1	-0.055	0.024	0.024**
<i>daihyo</i>	β_2	0.009	0.016	0.562
自由度修正済み決定係数		0.018		

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

1.5 まとめ

本章では、かねてより PFI の効果とされてきた直接的効果と新たに PFI の効果として定義された地域の経済的・社会的価値の向上の両立可能性を明らかにするため、地域企業の参画状況と VFM の関係性について、OLS を用いて分析を行った。分析の結果、地域企業の参画と VFM がトレードオフの関係にあることを示唆するような結果が導かれた。

本章の主な成果は、既存文献の議論を踏まえ、地域企業の参画と VFM の関係性を定量的に明らかにしたことにあるだろう。特に、今後さらに PFI 事業の多様な効果に関する議論が進むことが見込まれるなか、多様な効果の構成要素である地域企業の参画と VFM の関係性を明らかにしたという点に本章の意義があるといえよう。

その一方で、本章には分析モデルの改良に関して課題がある。推定結果を見ると自由度修正済み決定係数が 0.018 となっており、必ずしもモデルの当てはまりが良いとは言えないだろう。既存文献の中には OLS による VFM を被説明変数とした回帰式の推定を行っているものが多数存在するが、本章の分析モデルはこれらの既存文献のモデルを踏まえたものではないため、この点を改良することにより精緻な分析を行うことができると期待される。この点

は引き続きの研究課題である。

また、本章の分析結果は地域企業の参画により VFM が低下することを示しているが、施設の規模や特性ゆえに地域企業にしか事業を実施し得ないような事業も存在すると考えられる。したがって、地域企業の参画に負の影響がある可能性のみを指摘することは適切ではなく、地域企業が参画することによる、まさに多様な効果に着目することが地方創生及び地域経済活性化の観点から重要である。

参考文献

- Benett, J. and Iossa, E.(2006)“Building and managing facilities for public services”, *Journal of Public Economics*, 90(10-11), 2143-2160
- Che, Y.K.(1993)“Design competition through multidimensional auctions”, *Rand Journal of Economics*, 20(2), 188-202
- Hart, O., Shleifer, A., and Vishny, R.W. (1997)“The proper scope of government: Theory and an application to prisons”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1127-1161
- Laffont, J.-J. and Tirole, J. (1993) *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, The MIT Press
- 岩井翔太・北詰恵一（2019）「PPP/PFI 事業における VFM を創出する要因分析」『第 60 回土木計画学研究発表会・講演集』
- 上肇（2019）「最近 10 年間の公募 PFI 事業の実証研究」『土木学会論文集 F4（建設マネジメント）』 75(1), 51-62
- 大西智樹・宮本和明（2017）「PFI 事業者選定における総合評価方式の課題と改善提案」『土木学会論文集 F4（建設マネジメント）』 73(4), 76-87
- 大西智樹・宮本和明・五艘隆志（2022）「事業者選定のための総合評価における価格点と性能点のキャリブレーション」『土木学会論文集 F4（建設マネジメント）』 78(1), 70-80
- 大西正光・坂東弘・小林潔司（2003）「PFI 事業におけるリスク分担ルール」『都市計画論文集』 38(3), 289-294
- 岡本陽介・大西正光・坂東弘・小林潔司（2003）「PFI 事業方式における所有権構造と経済的効率性」『都市計画論文集』 38(3), 175-180
- 北詰恵一・稲垣博信・小林健・鈴木文彦（2021）「VFM を高める価値ドライバー」土木学会建設マネジメント委員会インフラ PFI/PPP 研究小委員会編『公共調達における事業手法の選択基準：VFM』第 3 章，土木学会
- 国土交通省（2025）『下水道分野におけるウォーター PPP ガイドライン 第 2.0 版』
- 駒井正晶（2004）「PFI 事業の事業者選定における価格と提案内容の総合評価」『会計検査研究』 (29), 11-23
- 下野恵子・前野貴生（2010）「PFI 事業における経費削減効果の要因分析—計画時 VFM と契約時 VFM の比較—」『会計検査研究』 (42), 49-61

- 小路泰広 (2003) 「PFI 事業における交通需要リスクの分担方法について」『交通学研究』(47), 149-158
- 白井健太郎・宮本和明・森地茂 (2014) 「PFI 事業における建設物価変動のリスク分析」『土木学会論文集 F4 (建設マネジメント)』 70(3), 81-90
- 石磊・大西正光・小林潔司 (2006) 「PFI 事業とモラルハザード」『土木学会論文集 D』 62(4), 586-604
- 総務省 (2020) 『地域企業の参画による PPP/PFI 導入に関する事例調査研究報告書』
- 地域総合整備財団 (2021) 『PFI 事業における地域企業の参画を促進させる取組みに関する調査・研究 報告書』
- 内閣府 (2021) 『地域における PPP/PFI の推進』
- 内閣府 (2022) 『PPP/PFI 推進アクションプラン総括レビュー』
- 内閣府 (2023a) 『VFM (Value For Money) に関するガイドライン』
- 内閣府 (2023b) 『PPP/PFI 事業の多様な効果に関する手引・事例集』
- 内閣府 (2023c) 『ローカル PFI の推進について』
- 内閣府 (2025) 『PFI 事業における地域企業の参画状況 (令和 5 年度)』
- 野田由美子 (2003) 『PFI の知識』 日本経済新聞社
- 馬場康郎・植田和男 (2018) 『PFI 事業における財政負担軽減・サービス水準向上等に係る分析』 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング
- 原田峻平 (2013) 「PFI 事業の入札プロセスに関する実証研究」『公益事業研究』 65(2), 9-18
- 原田峻平 (2015) 「PFI 事業における非価格要素と入札競争」『公益事業研究』 67(2-3), 1-7
- 原征史 (2018) 「PPP における情報の非対称性に関する一考察—モラル・ハザードと逆選択を回避する実践手法—」『東洋大学 PPP 研究センター紀要』 (8), 1-21
- 美原融・赤羽貴・日本政策投資銀行 PFI チーム (編著) (2004) 『PFI 実務のエッセンス』 柏木昇監修, 有斐閣
- 森山真稔 (2022) 「我が国の PFI に関する経済学的研究の展望」『土木学会論文集 D3 (土木計画学)』 77(5), I_39-I_46
- 森山真稔 (2023) 「PFI 事業における VFM の源泉に関する実態分析」『公益事業研究』 74(2), 13-22
- 要藤正任・溝端泰和・林田雄介 (2017) 「PFI 事業における VFM と事業方式に関する実証分析—日本の PFI 事業のデータを用いて—」『経済分析』 (192), 47-66
- 横浜市 (2021) 『PFI 事業手法効果検証報告書 [横浜市立十日市場小学校整備事業]』

第2章 補助金が公共下水道事業の効率性に与える影響： 投入指向距離関数の Between 推定

2.1 はじめに

近年、日本では人口減少や節水志向の高まりにより下水処理水量が減少傾向にあり、下水道設備の老朽化や自然災害への対処のための設備投資の必要性の高まりなどにより、下水道事業の経営環境が厳しくなりつつある。設備の老朽化については、2025年1月には埼玉県において下水管の老朽化により道路が陥没し、通行したトラックが転落する事故を発生させた。そのため、日本全国において下水管などの老朽化対策を急ぐ必要が生じている。これらによる経営環境の厳しさの増大は、下水道事業体にとっては事業の効率的な経営の必要性がさらに高まったことをも意味する。

日本の下水道事業体には一般会計から繰出金が交付されて補助金として繰り入れられることで、それが事後的な赤字補填を事業体に期待させ、費用削減努力を阻害して非効率な経営をもたらすソフトな予算制約問題が発生する可能性がある（川村他、2009）。川村他（2009）は2002年度、2003年度、2004年度の単年度の横断面データを用い、公共下水道事業の費用関数を推定して、他会計繰入金や職員給与水準が高いほど効率性が悪くなることを示した。下水道事業体には地方公営企業法が適用されている「法適用事業体」と、同法が適用されていない「法非適用事業体」があるが、法非適用事業体についてはデータの制約により、経済理論に基づく費用関数の推定が困難である。川村他（2009）では法非適用事業体も分析対象に含め、経済理論に基づくものではなく利用可能な変数を用いた費用関数を推定している。しかしながら、経済理論に基づく距離関数の推定はサンプルに法非適用事業体が含まれていても可能であるため、経済理論から導出された距離関数を推定して効率性を測定する余地がある。

ここで、下水道事業などの公益事業は、距離関数や費用関数の説明変数になり得る固定的投入物やネットワークの距離などが時間を通じてほとんど変化しないことが多い。このような場合、パネルデータを用いて固定効果モデルを仮定した **Within** 推定や、**True Fixed Effect Model** を仮定して個体ダミー変数を説明変数に含む確率的フロンティア分析などを実行することが困難である。Smith et al. (2024)によれば、そのような場合、各個体について各変数の時点間平均をとって **Between** 推定を行うことが有効である。

そこで本章では、日本の公共下水道事業のパネルデータを用い、距離関数を **Between** 推定して事業の効率性を厳密に測定し、補助金など非効率要因と効率性の関係を検証することを試みる。そして、川村他（2009）と整合的な結果が得られるかどうかを確認する。

2.2 モデルと推定方法

本章では下水道事業の効率性を測定するため、下水道事業の投入指向距離関数を計量経済学的手法により推定する。投入指向距離関数は、

$$d(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \max_{\rho} \{\rho : (\mathbf{x}/\rho) \in L(\mathbf{y})\}, \quad (1)$$

のように表される。ここで、 \mathbf{x} は投入物使用量ベクトル、 \mathbf{y} は産出量ベクトル、 $L(\mathbf{y})$ は \mathbf{y} の量の産出を行うことが可能な投入物使用量の集合である。また、

$$\rho > 1,$$

である。

投入指向距離関数における「距離」とは、 \mathbf{y} を産出するために実際に用いた投入物の量と最小の投入物使用量との距離である。

ここで、事業者が2種類の投入物を用いて1種類の財・サービスを産出する場合を考える。図2.1には、横軸に第1投入物の使用量 x_1 、縦軸に第2投入物の使用量 x_2 をとった平面上に、等量曲線が描かれている。この等量曲線は、 \mathbf{y} の量を産出するために必要な最小の第1投入物と第2投入物の使用量の組み合わせを示している。

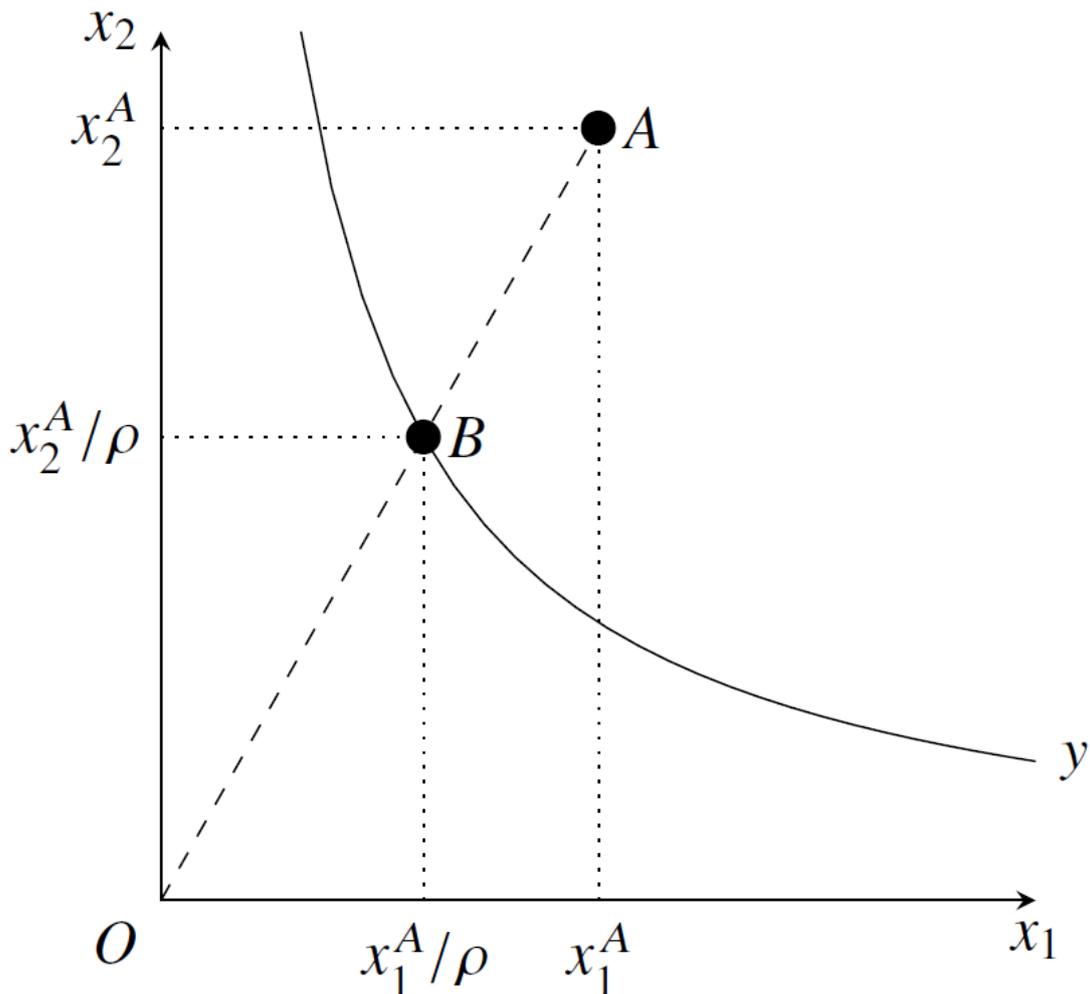


図 2.1 等量曲線と距離関数

(出所) Coelli et al. (2005), Kumbhakar et al. (2015)を参考に作成

図 2.1 において、事業体が点 A で産出を行っているとしよう。点 A は等量曲線の右上方に位置しており、事業体が第 1 投入物を x_1^A だけ使い、第 2 投入物を x_2^A だけ用いて、 y の量の産出物を産出している。ただし、等量曲線上の点 B においても、 y の量の産出は可能である。すなわち、第 1 投入物使用量と第 2 投入物使用量を同時に $1/\rho$ 倍し、両者の投入物使用量をそれぞれ x_1^B と x_2^B まで減らしても、 y の量を産出することができる。よって、点 A での算出は、投入物を使い過ぎているという意味で、非効率である。これを技術非効率という。産出量を減らすことなくすべての投入物使用量の値を $1/\rho$ 倍することのできる最大の ρ が、投入物距離となる。なお、投入指向距離関数に関する詳細は、たとえば Coelli et al. (2005) や Kumbhakar et al. (2015) を参照されたい。

(1) 式の関数形は未知である。そのため、実証分析により推定を行う際には近似を行う必要

がある。産出物を M 種類、投入物を N 種類として、説明変数にコントロール変数を含め、(1)式の各変数の自然対数を取り、2次近似をして誤差項を付けると、

$$\begin{aligned}
\ln d_{it} = & \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_{Y,m} \ln y_{mit} + \sum_{n=1}^N \beta_{X,n} \ln x_{nit} \\
& + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{l=1}^M \beta_{Y,ml} (\ln y_{mit}) (\ln y_{lit}) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^N \beta_{X,n,k} (\ln x_{nit}) (\ln x_{kit}) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \beta_{Y,X,m,n} (\ln y_{mit}) (\ln x_{nit}) + \sum_{p=1}^P \beta_{Z,p} z_{pit} + v_{it},
\end{aligned} \tag{2}$$

となる。これが投入指向トランスログ型距離関数である。ここで、添え字の i は事業体の番号を、 t は時点を表す。 d_{it} は事業体 i の投入物距離、 y_{mit} は事業体 i の時点 t における産出物 m の産出量、 x_{nit} は事業体 i の時点 t における投入物 n の使用量、 z_{pit} は事業体 i の時点 t におけるコントロール変数である。また、 v_{it} は期待値が0で正の値も負の値もとりうる誤差項であり、正規分布に従っていると仮定する。つまり、

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

である。ただし、 σ_v^2 は v_{it} の分散である。なお、産出量と投入物使用量はすべて、対数変換前にそれぞれの幾何平均で除して基準化する。また、すべてのコントロール変数もその算術平均を引いて基準化する。

経済理論上、投入指向距離関数は投入物使用量に関して1次同次である。そのため、(2)式に、投入物使用量に関して1次同次の線形制約

$$\begin{aligned}
\sum_{n=1}^N \beta_{X,n} = 1 & \Leftrightarrow \beta_{X,n} = 1 - \sum_{n=1}^{N-1} \beta_{X,n}, \\
\sum_{n=1}^N \beta_{Y,X,m,n} & = 0, \\
\forall k, \quad \sum_{n=1}^N \beta_{X,n,k} & = 0,
\end{aligned} \tag{3}$$

を課す。また、2次の項の係数の対称性の線形制約

$$\begin{aligned}
\forall m, l, \quad \beta_{Y,m,l} & = \beta_{Y,l,m}, \\
\forall n, k, \quad \beta_{X,n,k} & = \beta_{X,k,n},
\end{aligned} \tag{4}$$

も課す。

ここで、(2)式の被説明変数である投入物距離の対数值 $\ln d_{it}$ は観測不能であり、(2)式の形

では計量経済学的な推定ができないため、右辺に移項する。さらに、(2)式に1次同次制約(3)式と対称性制約(4)式を代入することによって(2)式の右辺に出現した $\ln x_{Nit}$ を左辺に移項すると、

$$\begin{aligned}
-\ln x_{Nit} = & \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_{Y,m} \ln y_{mit} + \sum_{n=1}^{N-1} \beta_{X,n} \ln \frac{x_{nit}}{x_{Nit}} \\
& + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{l=1}^M \beta_{Y,m,l} (\ln y_{mit}) (\ln y_{lit}) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N-1} \sum_{k=1}^{N-1} \beta_{X,n,k} \left(\ln \frac{x_{nit}}{x_{Nit}} \right) \left(\ln \frac{x_{kit}}{x_{Nit}} \right) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^{N-1} \beta_{Y,X,m,n} (\ln y_{mit}) \left(\ln \frac{x_{nit}}{x_{Nit}} \right) + \sum_{p=1}^P \beta_{Z,p} z_{pit} + v_{it} - u_{it},
\end{aligned} \tag{5}$$

のようになる。これにより、(5)式の左辺が $-\ln x_{Nit}$ となり、これは観測可能である。ここで、

$$u_{it} = \ln d_{it},$$

である。投入指向距離関数において、 d_{it} は1以上の値をとるので、 u_{it} は0以上の値をとる。前述のとおり、この u_{it} 、すなわち $\ln d_{it}$ は観測不能なので、 u_{it} を確率変数とみなせば、(5)式は u_{it} を非効率項とする確率的フロンティアモデルと考えることができる。

また、確率変数である非効率項 u_{it} について、その確率分布を、

$$u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2),$$

すなわち(切断前の)期待値 μ_{it} 、(切断前の)分散 σ_u^2 の、0で下から切断された切断正規分布と仮定する。さらに、非効率関数を、

$$\mu_{it} = \gamma_0 + \sum_{q=1}^Q \gamma_q h_{qit} + w_{it}, \tag{6}$$

とすれば、事業体*i*の時点*t*における非効率要因 h_{qit} が非効率項の(切断前の)期待値 μ_{it} に影響を与えていると仮定したモデルとなる。ただし、 w_{it} は(切断前の)期待値が0の、 $-(\gamma_0 + \sum_{q=1}^Q \gamma_q h_{qit})$ で下から切断された切断正規分布に従う確率変数である。

以上のモデルは、Battese and Coelli (1995)によって提案された確率的フロンティアモデルである。確率的フロンティア分析を実行し、最尤法により投入指向距離関数(5)式と非効率関数(6)式を同時推定することができる。

推定結果を用い、事業体*i*の時点*t*における技術効率性を TE_{it} として、

$$TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it}], \tag{7}$$

のように技術効率性を予測できる。ただし、

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it},$$

である。

続いて、**Between** 推定では、すべての事業体について、用いるすべての変数の時点間平均をとったうえで推定を行う。本章の実証分析では、投入指向距離関数(5)式と非効率関数(6)式を同時推定する際に、各変数の時点間平均を用いた **Between** 推定を行うことで、たとえ時間を通じてほとんど変化しない固定的な投入物の使用量がモデルの説明変数に含まれていても、投入指向距離関数を厳密に推定することを試みる。なお、**Between** 推定については、たとえば Baltagi (2011)を参照されたい。

2.3 データ

本章の実証分析では、2012 年度から 2017 年度まで一貫して存在した（他の事業体を吸収した事業体を含む）日本の公共下水道事業体のうち、下水処理場を保有し単独処理を行っている事業体のパネルデータを用いる。前述のとおり、公共下水道事業体には、地方公営企業法が適用されている「法適用事業体」と、同法が適用されていない「法非適用事業体」が存在するが、本章では両方の種類の事業体をプールして分析を行う。

投入指向距離関数の投入物としては、下水管距離と処理能力と実質維持管理費の 3 種類を用いる。下水管距離は污水管と合流管の敷設距離の合計、処理能力は 1 日当たり晴天時下水処理能力とし、実質維持管理費は維持管理費の名目値を、その年度の事業体が所在する都道府県の電気・ガス・熱供給・水道業の年間所定内給与額と年間賞与額の合計で除して実質化したものと定義する。ここで、合流管とは、雨水と污水を同一の管に流す下水管のことである。これらのうち、下水管距離と処理能力が、各事業体について時間を通じてほとんど変化しない変数であると考えられる。

産出物としては、水洗便所設置済戸数と下水処理区域面積と 1 日当たり下水総処理水量の 3 種類を用いる。総処理水量には、雨水と污水両方を含む。

続いて、投入指向距離関数のコントロール変数は、等量曲線をシフトさせる要因となる。コントロール変数としては、処理場数、最大稼働率、雨水管割合、合流管割合、接続率の 5 種類を用いる。最大稼働率は晴天時における下水処理場の最大稼働率、雨水管割合は下水管敷設距離に占める雨水管敷設距離の割合、合流管割合は下水管敷設距離に占める合流管敷設距離の割合、接続率はその事業体の処理区域内戸数に占める水洗便所設置済戸数の割合、つまり下水道に接続している家計の割合である。

さらに、非効率要因としては、川村他（2009）と同様に、他会計繰入率と単位汚水当たり給与を用いる。各変数の定義は、川村他（2009）を参考に、他会計繰入率は総収益に占める他会計補助金の割合、単位汚水当たり給与は有収水量 1 立方メートル当たりの職員給与とした。

データは、水洗便所設置済戸数と処理区域内戸数は日本下水道協会『下水道統計』（各年度版）から、都道府県別の電気・ガス・熱供給・水道業の年間所定内給与額と年間賞与額は厚生労働省『賃金構造基本統計調査』（各年度版）から、それら以外はすべて総務省『地方公営企業年鑑』（各年度版）から、それぞれ入手した。

用いる変数に欠損値のある事業体を除くと、本章の実証分析で用いるデータの事業体数は402となった。また、6年間のパネルデータのため、観測値数は2,412である。

表 2.1 に、分析に用いる各変数の基本統計量が示されている。この表から、他会計繰入率は平均的には44%であるが、他会計からの繰入をほとんど行っていない事業体・年度もあれば、繰入率が9割近くになっている事業体・年度もあることが分かる。また、汚水の有収水量1立方メートル当たり給与は、平均値・中央値ともに20円程度であるが、平均値や中央値を大きく超える390円程度を職員に支払っている事業者・年度も存在することが分かる。

表 2.1 基本統計量

変数名	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
下水管距離 (km)	196.08	115.00	9.00	2,160.00	241.85
処理能力 (m ³ /日)	20.76	9.57	0.87	241.40	32.82
実質維持管理費	62.42	34.69	1.59	777.93	88.21
水洗便所設置済戸数 (軒)	14,141.01	5,634.50	168.00	250,559.00	25,784.01
処理区域面積 (km ²)	8.73	5.20	0.38	80.30	10.60
処理水量 (m ³ /日/1000)	13.55	5.08	0.16	197.43	23.41
処理場数 (箇所)	1.41	1.00	1.00	5.00	0.78
最大稼働率	0.74	0.73	0.14	2.06	0.25
雨水管割合	0.09	0.03	0.00	2.00	0.17
合流管割合	0.02	0.00	0.00	0.47	0.07
接続率	0.81	0.85	0.28	1.00	0.15
他会計繰入率	0.44	0.47	0.00	0.88	0.21
単位汚水当たり給与 (千円/m ³)	0.02	0.02	0.00	0.39	0.03

(注) 観測値数は2412である。

2.4 推定結果と考察

表 2.2 に、投入指向距離関数と非効率関数の同時推定を **Between** 推定により実行した結果が示されている。まず、投入指向距離関数については、投入物使用量である下水管距離（対数）、処理能力（対数）の 1 次項の係数推定値はどちらも符号が正で、有意水準 1% で統計的に有意に 0 と異なり、産出量である水洗便所設置済戸数（対数）、処理区域面積（対数）、処理水量（対数）の 1 次項の係数推定値はどれも符号が負で、有意水準 1% で統計的に有意に 0 と異なる。これらのことから、経済理論と整合的な投入指向距離関数が推定された。

次に、非効率関数について、他会計繰入率と単位汚水当たり給与の係数推定値はどちらも符号が正で、有意水準 1% で統計的に有意に 0 と異なる。このことから、他会計繰入率が高いほど、また、単位汚水当たり給与が高いほど、事業の技術効率性が悪くなることが明らかになった。これは、2002 年度、2003 年度、2004 年度の単年度の横断面データを用いて費用関数を推定した川村他（2009）と整合的な結果である。

表 2.2 モデル推定結果

	係数推定値	標準誤差	
投入指向距離関数：			
下水管距離（対数）	0.460	0.035	***
処理能力（対数）	0.436	0.039	***
水洗便所設置済戸数（対数）	-0.190	0.034	***
処理区域面積（対数）	-0.257	0.040	***
処理水量（対数）	-0.489	0.045	***
1/2×下水管距離（対数）の二乗	0.078	0.112	
1/2×処理能力（対数）の二乗	-0.322	0.112	***
1/2×水洗便所設置済戸数（対数）の二乗	-0.047	0.136	
1/2×処理区域面積（対数）の二乗	-0.123	0.157	
1/2×処理水量（対数）の二乗	0.053	0.135	
下水管距離（対数）×処理能力（対数）	0.091	0.092	
下水管距離（対数）×水洗便所設置済戸数（対数）	-0.060	0.078	
下水管距離（対数）×処理区域面積（対数）	-0.058	0.112	
下水管距離（対数）×処理水量（対数）	0.061	0.096	
処理能力（対数）×水洗便所設置済戸数（対数）	-0.024	0.096	
処理能力（対数）×処理区域面積（対数）	-0.179	0.107	*
処理能力（対数）×処理水量（対数）	0.239	0.125	*
水洗便所設置済戸数（対数）×処理区域面積（対数）	0.167	0.099	*
水洗便所設置済戸数（対数）×処理水量（対数）	-0.067	0.123	
処理区域面積（対数）×処理水量（対数）	-0.057	0.116	
処理場数（対数）	-0.036	0.027	
処理場数（対数）二乗	-0.115	0.101	
処理場数（対数）×下水管距離（対数）	0.084	0.073	
処理場数（対数）×処理能力（対数）	0.005	0.072	
処理場数（対数）×水洗便所設置済戸数（対数）	-0.061	0.067	
処理場数（対数）×処理区域面積（対数）	-0.077	0.086	
処理場数（対数）×処理水量（対数）	0.158	0.080	**
最大稼働率	0.333	0.035	***
雨水管割合	0.008	0.035	
合流管割合	0.102	0.105	
接続率	0.348	0.058	***
定数項	0.185	0.019	***
非効率関数：			
他会計繰入率	0.274	0.046	***
単位汚水当たり給与	1.277	0.335	***
定数項	0.158	0.029	***
非効率項の分散	0.011	0.001	***
誤差項の分散	4.71E-15	1.06E-12	
対数尤度	340.084		
事業体数	402		
観測値数	2412		

(注) 表中の***, **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを表す。

続いて、モデル推定結果を用いて(7)式により技術効率性を予測した。この予測値が説明のつくものとなっているかを確認する。図 2.2 に、縦軸に技術効率性の予測値を、横軸に水洗便所設置済人口をとった平面上に散布図が描かれている。この散布図からは、水洗便所設置済人口と技術効率性の間には正の相関関係が見てとれる。(7)式で予測した技術効率性は 1 に近いほど効率性が良く、水洗便所設置済人口の多い事業体は規模の大きな事業体であると考えられるため、この散布図からは、規模の大きな事業体ほど効率性が良い傾向があるという、説明のつく結果が得られたことが分かる。

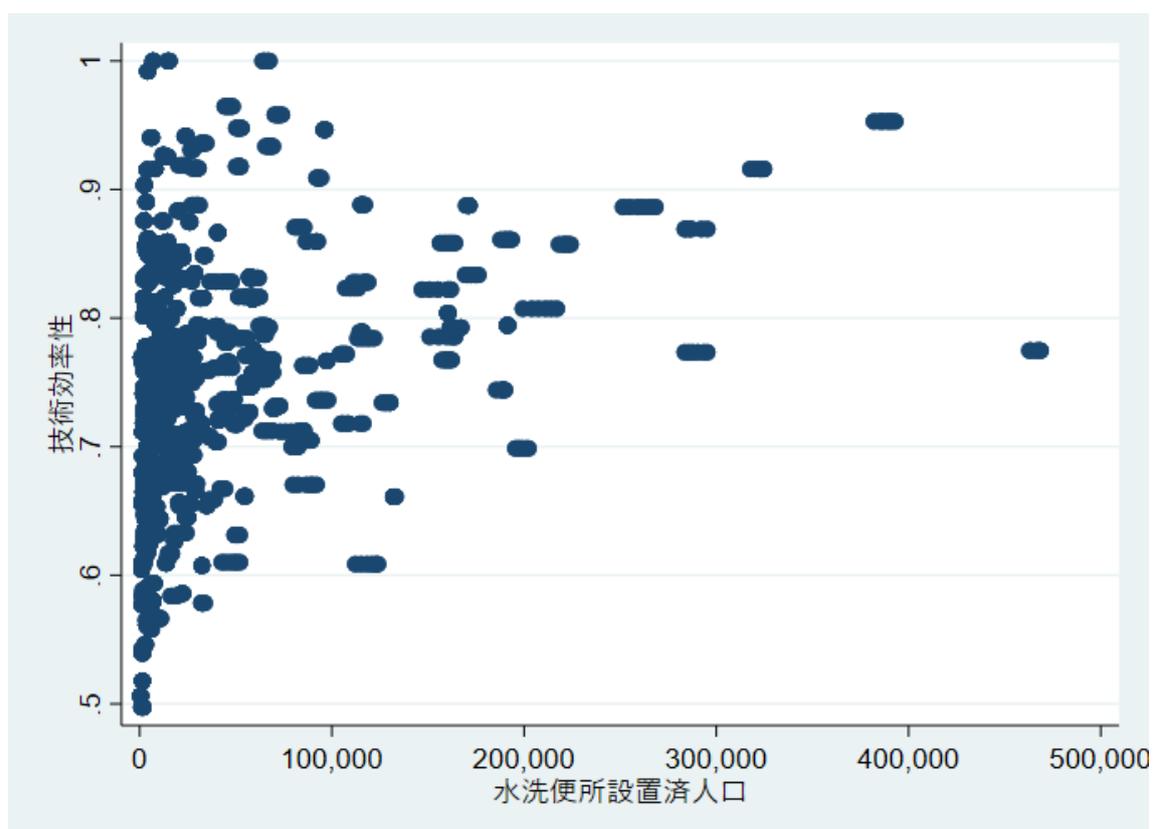


図 2.2 人口と技術効率性の散布図

図 2.3 は、縦軸に技術効率性の予測値を、横軸に他会計繰入率をとった平面上に描いた散布図を示している。この散布図によれば、他会計繰入率と技術効率性の間には負の相関関係が見られる。すなわち、他会計繰入率が高いほど技術効率性が悪い傾向がある。これは、他会計からの補助金での赤字補填が期待されることにより、事業体の費用削減努力を阻害するソフトな予算制約問題が発生している可能性があることを示唆している。

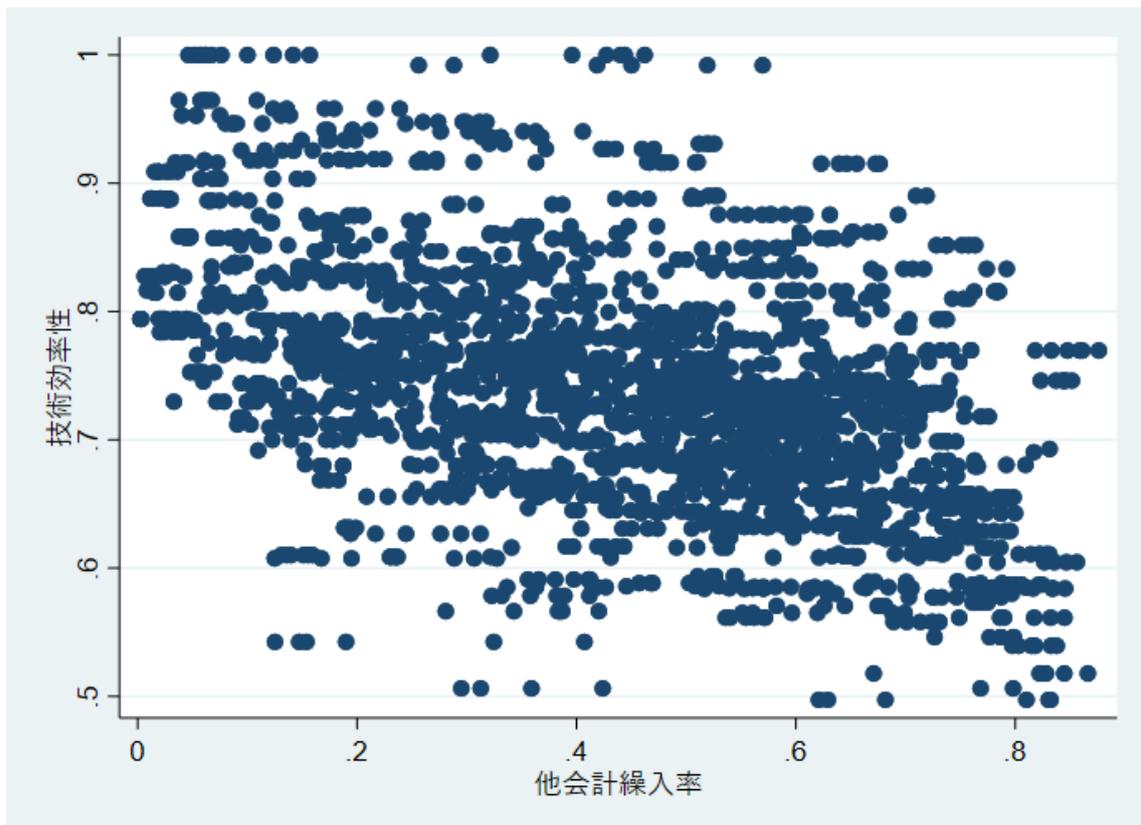


図 2.3 他会計繰入率と技術効率性の散布図

図 2.4 には、縦軸に技術効率性の予測値を、横軸に単位汚水（有収水量）当たり給与をとった平面上に散布図が描かれている。この散布図によると、単位汚水当たり給与と技術効率性の間にも、負の相関関係が見てとれる。すなわち、有収水量1立方メートル当たり職員給与額が高いほど技術効率性が悪い傾向が見られる。これは、事業体の職員給与水準の高さが費用を増大させているため、経営が非効率になっている可能性がある。

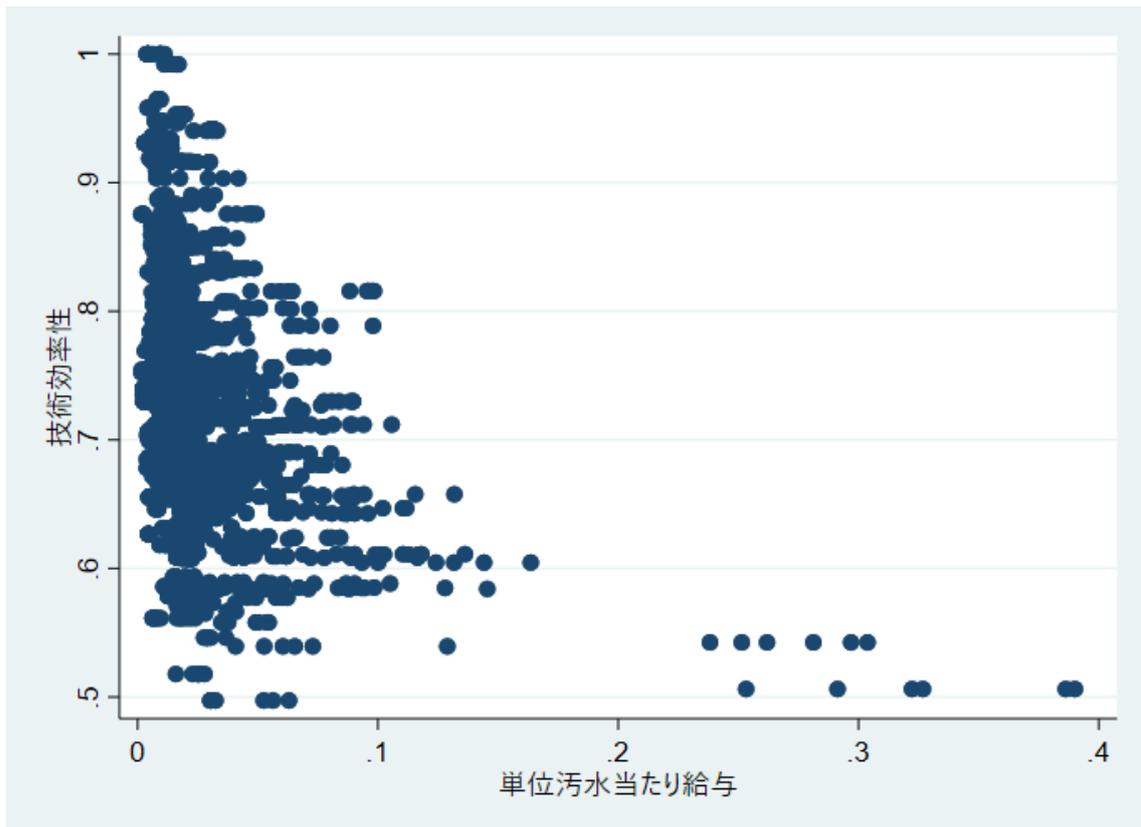


図 2.4 単位汚水当たり給与と技術効率性の散布図

2.5 結論と課題

本章では日本の公共下水道事業体のパネルデータを用いて、公共下水道事業の投入指向距離関数と非効率関数を確率的フロンティア分析により同時推定し、経営を非効率にする要因の探索を行った。公益事業の距離関数などをパネルデータから推定する際には、固定的な投入物などの変数が時間を通じてほとんど変化しない場合が多く、固定効果モデルを仮定した推定が困難なため、各事業体について各変数の時点間平均を用いる **Between** 推定を行うことが有効とされている。そこで、距離関数と非効率関数を推定する際には **Between** 推定を行った。

分析の結果、まず、規模の大きな事業体ほど技術効率性が高いという、説明のつく結果が得られた。次に、他会計からの繰入金割合が高い事業体ほど、また、汚水 1 立方メートル当たりの職員給与が高い事業体ほど、技術効率性が低いことが明らかになった。これは、川村他 (2009) と整合的な結果である。他会計繰入金と技術効率性との負の相関関係は、ソフトな予算制約問題の存在を示唆している。

本章の実証分析では、各事業体の時点間平均の変数を用いて投入指向距離関数と非効率関

数の **Between** 推定を行ったため、技術効率性の時間を通じた変化までは計測できなかった。そのため、補助金の割合や給与水準の変化により下水道事業の効率性が時間を通じてどのように変化するかを厳密に計測することが、課題として残されている。

参考文献

- Baltagi, B.H. (2011), *Econometrics*, fifth ed., Springer, Heidelberg, Germany.
- Battese, G.E. and T.J. Coelli (1995), “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data,” *Empirical Economics* 20(2): pp.325-332.
- Coelli, T.J., D.S.P. Rao, C.J. O'Donnell and G.E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, second ed., Springer, New York, NY, USA.
- Kumbhakar, S.C., H. Wang and A.P. Horncastle (2015), *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, New York, NY, USA.
- Smith, A., K. Odolinski, P. Wheat, and C. Dheilily (2024), “Why the Fixed-Effects Estimator May Not Be the ‘Gold Standard’ for Estimation of Economies of Density in Rail Transport: An Application from Rail Infrastructure Maintenance Data in France,” *Journal of Transport Economics and Policy* 58(2): pp. 207-226.
- 川村顕・大平邦明・吉田あつし (2009) 「公共下水道事業の効率性と補助金」 Department of Social Systems and Management Discussion Paper Series no.1236, University of Tsukuba.

第3章 公共投資の地域経済効果：需要面の分析*

3.1 はじめに

本稿では、公共投資の地域経済効果を探る。公共投資の地域経済効果を巡っては、宮崎(2004)や宮崎(2014)のようにかつては社会資本を組み込んだ生産関数による供給面に対する分析が中心であった。しかしながら、昨今では Bessho(2021)、Imai(2022)、Miyazaki(2025)などのように、財政乗数の計測など、どちらかといえば需要面への効果計測が盛んに行われている。このことを踏まえ、本稿でも県内総生産(県内総支出)だけではなく、地域の民間消費や民間投資への効果についても検証する。

分析にあたっては、(1) Miyazaki et al. (2024)に従いゼロ金利時期とそれ以外とに分けた推定、(2) Bessho(2021)を参考にした高齢化地域とそれ以外の地域とに分けた推定、の二通りのケースで試みる。さらに(1)については、都道府県を高齢化地域とそれ以外の地域とに区分した推定も試みる。期間をゼロ金利期とそれ以外で分ける理由は、マクロデータによる Miyamoto et al. (2018)、産業別データを用いた Miyazaki et al. (2024)と同様、ゼロ金利下における財政政策の景気刺激効果が地域データでも確認できるかを検証するためである。高齢化地域とそれ以外の地域に分ける理由は、地方圏を中心とした高齢化地域と、都市部を中心としたそれ以外の地域で、公共投資の効果が見られるのかを確認するためである。かつ、(1)のゼロ金利期とそれ以外の期間の推定についても、高齢化・非高齢化に地域を区分し、都市部と非都市部で違いが見られるのかを検証する。

実証分析の結果は以下の通りである。まず、ゼロ金利期間とそれ以外の期間に分けた場合、ゼロ金利期については必ずしも公共投資が県内総支出を引き上げたとの効果が得られなかった。次に高齢化地域とそれ以外の地域とに分けた場合、都市部を中心とした高齢化地域以外の地域では、公共投資が民間消費や民間投資に与える効果が有意に正に推定された。以上の結果は、マクロデータや産業データを用いた研究とは異なり、ゼロ金利期間には公共投資は必ずしも地域の経済活動を刺激する効果が確認されなかったことを示すものである。一方、非高齢化地域を中心とした都市部においては、浅子他(1994)や宮崎(2014)など供給面の

* 本稿を作成するにあたり、黄玲妹(北京外国語大学大学院修士課程修了)と高井陽菜美(神戸大学大学院経済学研究科修士課程)両氏にリサーチ・アシスタントとしてデータの整理に従事して頂いた。また、近藤春生先生(慶應義塾大学)、郭歆歆先生(上海杉達学院)、種本直人氏(神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程)には、Miyazaki et al. (2025)において推計した公共投資ショックの使用をご許可頂いた。特に、郭先生と種本氏には、ショックの推計で多大なる協力を頂いた。記して感謝したい。なお、本稿は科学研究費補助金(基盤研究C、課題番号:23K01421)の成果の一部である。

分析と同様、民間需要の面からも都市部における公共投資の必要性を示すものであり、一国の景気浮揚の上でも都市部への公共投資が有益であることを示唆する結果が得られた。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では、分析のフレームワークについて説明する。第3節では、データの出所を説明した後で、推定結果を示す。第4節は本稿の結論部分である。

3.2 実証分析のフレームワーク

3.2.1 ゼロ金利期間とそれ以外についての分析

推定式は以下の(1)式の通りである。

$$Y_{i,t+k} = \alpha_i + I_t^{ZLB} \times (\beta_{A,k} Gshock_t + \sum_{j=1}^l \gamma_{A,j}^k Y_{i,t-j}) + Gshock_t + \sum_{j=1}^l \gamma_{B,j}^k Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^k \quad (1)$$

ここで、添え字の i は地域（都道府県）、 t は年をそれぞれ表す。 $Y_{i,t+k}$ は $t+k$ 期における民間需要（県内総支出（県内総生産）、民間消費、ないしは民間投資）の対数値である。 $Gshock_t$ は公共投資政策ショックであり、具体的には Miyazaki et al. (2025) で Factor Augmented Vector Autoregression モデル（FAVAR モデル）によって計測された公共投資ショックである¹。 I_t^{ZLB} はゼロ金利期間を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。四半期のマクロデータを用いた Miyamoto et al. (2018) では、1995 年第 4 四半期以降で 1、それ以前の期間を 0 としている。年次データを用いた本稿では、1996 年以降を 1、それ以前の期間を 0 とする。 α_i は個別効果であり、 $\varepsilon_{i,t}^k$ は g 攪乱項である。なお、公共投資政策ショックは各都道府県に共通のショックであるため、年次ダミーを加えることは不可能である。このため、(1) 式は二元配置固定効果モデル（two-way fixed effect model）ではないことに注意されたい。

本稿では、公共投資政策の持続性・波及性を計測するために、Jordà (2005) および Stock and Watson (2007) による局所予測法（local projection method、以下 LP 法と省略）を用いる²。具体的には、(1) 式を k 期先まで推定し、そこで得られたパラメーターを連ねてインパルス応答

¹ 同様の方法は、Miyazaki et al. (2024) でも採用されている。

² 局所予測法という表現は、新谷・前橋 (2025) に基づき、LP 法という表現は宮本 (2023) で用いられた表現を踏襲した。

関数を算出する。(1) 式では、公共投資政策ショックの係数である $\beta_{A,k}$ と $\beta_{B,k}$ が、インパルス応答関数算出のためのパラメーターになる。推定は固定効果モデルを用い、その際標準誤差は White (1980)の方法で不均一分散を修正する。ところで、(1) 式には個別効果とラグ付内生変数が説明変数に加えられている。この場合、Nickell (1981)が指摘する通り、系列相関があり時系列方向の標本サイズが小さい場合にはバイアスが発生することが知られている。しかしながら、時系列方向の標本サイズは 34 とある程度確保されていると判断し、LP 法を用いた多くの研究に従い、本研究では固定効果モデルで推定を行う。

3.2.2 高齢化地域とそれ以外の地域に分けた場合の分析

推定式は以下の (2) 式の通りである。

$$Y_{i,t+k} = \alpha_i + D_i^{aging} \times (\beta_{A,k} Gshock_t + \sum_{j=1}^l \gamma_{A,j}^k Y_{i,t-j}) + \beta_{B,k} Gshock_t + \sum_{j=1}^l \gamma_{B,j}^k Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^k \quad (2)$$

ここで、 D_i^{aging} は高齢化地域を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。高齢化地域の指標については、Bessho (2021)に従って表 3.1 の通り区分をした。(1) 式と同様に、公共投資政策ショックの係数である $\beta_{A,k}$ と $\beta_{B,k}$ を k 期先まで連ねることで、インパルス応答関数を計測する。言うまでもなく、この推定の場合、 k 期先までの $\beta_{A,k}$ が高齢化地域のインパルス応答関数となり、 k 期先までの $\beta_{B,k}$ がそれ以外の地域（非高齢化地域）のインパルス応答関数となる。なお、(2) 式の推定と、インパルス応答関数の計測の手順は 3.2.2 のゼロ金利下における推定と同じである。

表 3.1 高齢化地域のリスト

岩手県、秋田県、山形県、福島県、新潟県、富山県、福井県、山梨県、 長野県、和歌山県、鳥取県、島根県、岡山県、山口県、徳島県、愛媛県、 香川県、高知県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、鹿児島県

3.3 データと実証結果

3.3.1 データについて

本稿では、宮崎（2024）の集計の基となった、内閣府の「都道府県別経済財政モデル・データベース」のデータを用いる。同データは、内閣府の web サイトよりダウンロード可能である³。期間は 1986 年から 2019 年で、対象は 47 都道府県である。推定でも用いる県内総支出（県内総生産）、民間最終消費支出、民間固定資本形成の標本統計量は表 3.2 の通りである。

表 3.2 標本統計量

	県内総支出 (県内総生産)	民間消費	民間投資
最小	1500087	834442	215728
最大	114483109	43097239	15344225
標準偏差	15136120.7	6634930.72	2105377.39
標本サイズ	1598	1598	1598

本稿で用いる公共投資政策ショックは、先に述べた通り Miyazaki et al. (2025)で FAVAR モデルによって計測された公共投資ショックである。Miyazaki et al. (2025)は四半期データであるため、年次変換して本稿における推定に用いる。政策ショックの計測にあたっては、Fujii et al. (2013)で用いられた変数のうち、121 変数を用いて公共投資政策ショックを計測した⁴。なお、推定においては定常性を確保する必要があることから、すべての変数について 1 階の階差を取って推定をしており、公共投資政策ショックの基となった内閣府「国民経済計算年報」の公的固定資本形成のデータについては対数を取っている。

図 3.1 には、年次変換した公共投資政策ショックの動きを示している。大規模な景気対策がなされた 1990 年代後半、いわゆる「アベノミクス」によって積極的な財政政策が行われた 2010 年代半ば以降は増加していることが分かる。一方、2009 年から 2010 年代前半までは低下傾向にあり、この間の民主党を中心とした連立政権による公共投資の削減など、時期によっては実際の公共投資政策の動きと付合していることが分かる。

³ 具体的には、以下のサイト (<https://www5.cao.go.jp/keizai3/database.html> (最終閲覧:2024 年 4 月 12 日)) を参照されたい。

⁴ 詳細については、Miyazaki et al. (2025)を参照のこと。

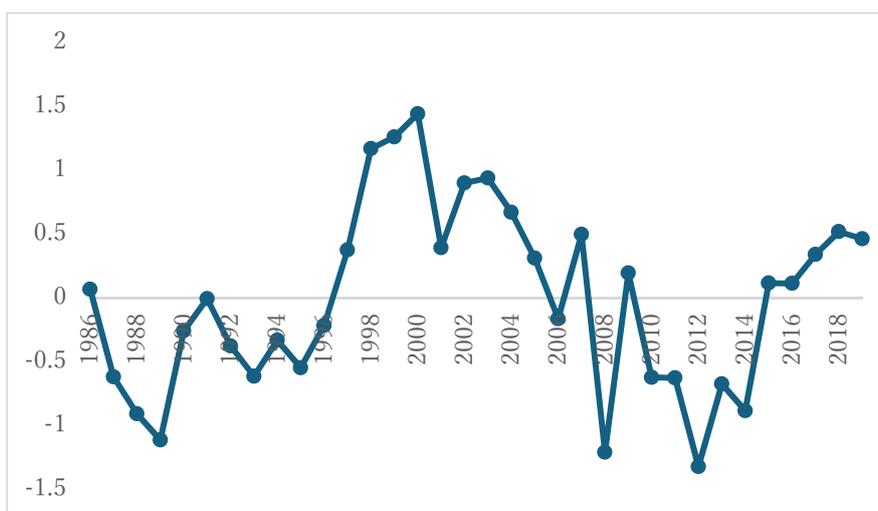


図 3.1 公共投資政策ショックの動向

3.3.2 実証結果

最初に、(1) 式および (2) 式の被説明変数として用いる県内総支出、民間最終消費支出、および民間固定資本形成（すべて対数値）の定常性を確認する。具体的には、Levin et al. (2002) によるパネル単位根検定を用いる。結果は表 3.3 に示した通りであり、すべてのケースについてレベルで単位根の帰無仮説が 1%の有意水準で棄却される。すなわち、すべての変数がレベルで定常過程に従うことが分かる。

表 3.3 パネル単位根検定の結果

トレンド	県内総支出 (対数値)	民間最終消費支出 (対数値)	民間固定資本形成 (対数値)
なし	-18.100 ***	-21.6025 ***	-9.9069 ***
あり	-10.7086 ***	-8.0137 ***	-7.1256 ***

注：***は、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを表す。

まず、(1) 式の推定結果から述べる。図 3.2a と図 3.2b には、公共投資政策ショックの県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果を示した。図 3.2a がゼロ金利期間以前、図 3.2b がゼロ金利期間の結果である。図 3.2a から分かるように、ゼロ金利期間以前には公共投資は県内総支出に対して 3 期目以降有意に負の影響を与えている。一方、図 3.2b に示した通り、ゼロ金利期間には公共投資は県内総支出に対して正の効果を確認されるものの、信頼区間が 0 を挟んでいるため、統計的な有意性は確認されないことが分かる。

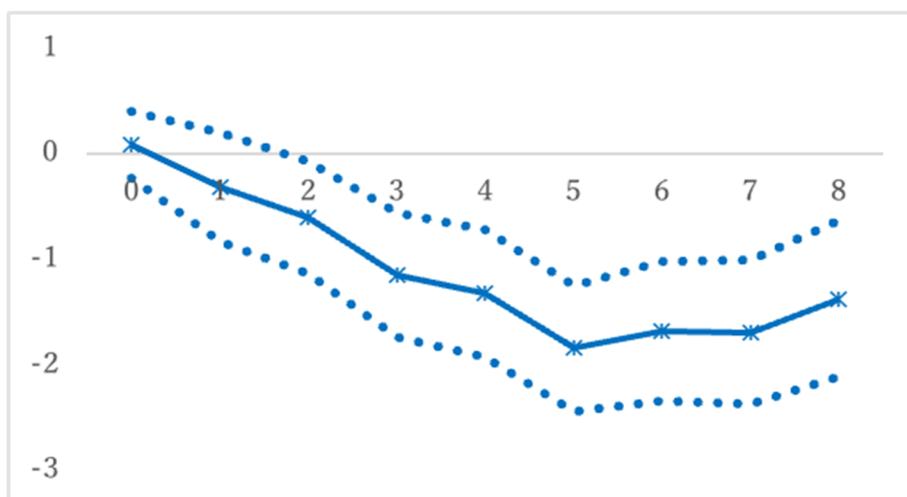


図 3.2a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間以外、全地域）
 注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

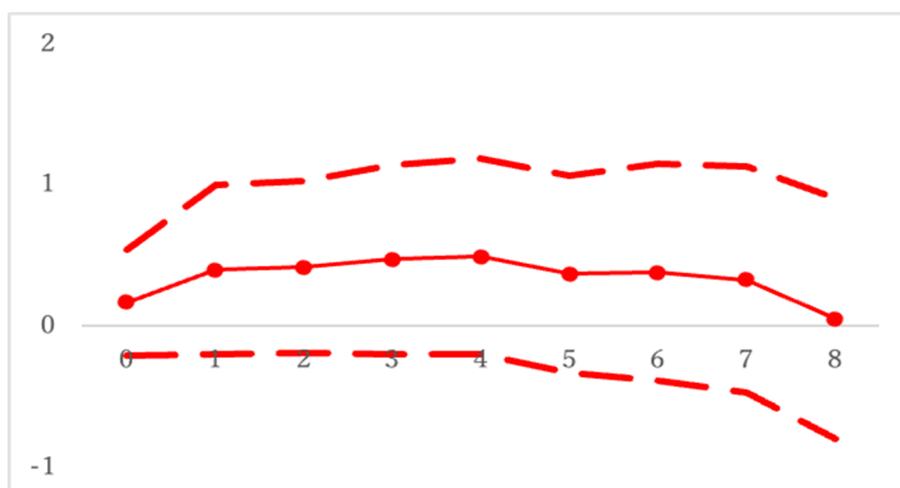


図 3.2b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間、全地域）
 注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

そこで、地方圏を中心とした、表 3.1 に示した高齢化地域と、それ以外の非高齢化地域とに区分して、(1) 式に基づきインパルス応答関数を計測した。高齢化地域は図 3.3a と図 3.3b、非高齢化地域は図 3.4a と図 3.4b とにそれぞれ結果を示した通りである。図 3.2a と図 3.2b 同様、ゼロ金利期間以前には公共投資は県内総支出を低下させる一方、ゼロ金利期間には公共投資が県内総支出を引き上げる効果が確認されるものの、統計的に有意な結果を得ることはできなかった。

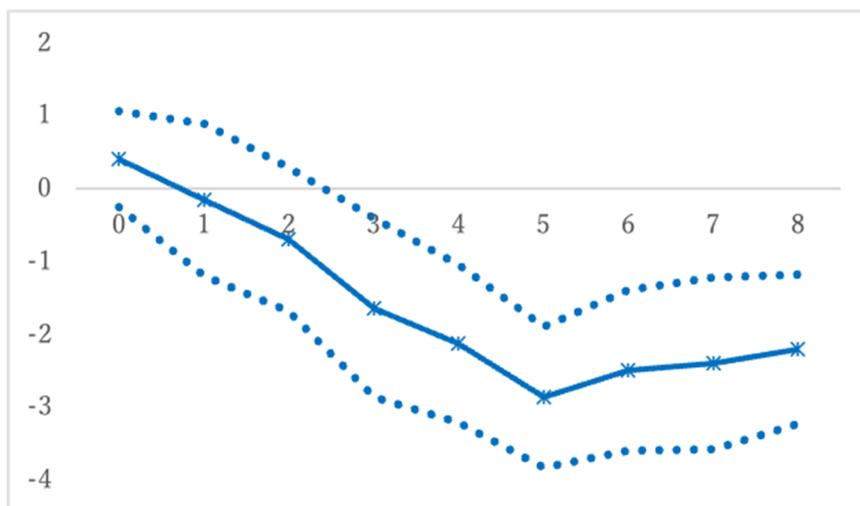


図 3.3a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間以外、高齢化地域）
 注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

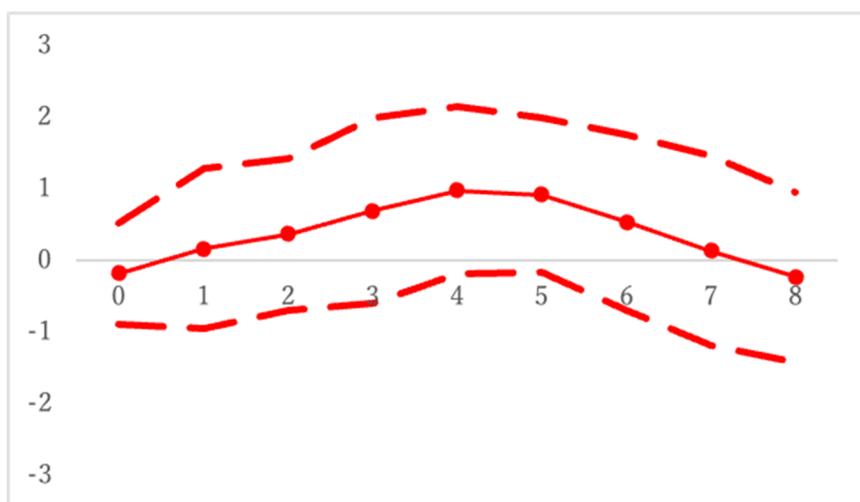


図 3.3b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間、高齢化地域）
 注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

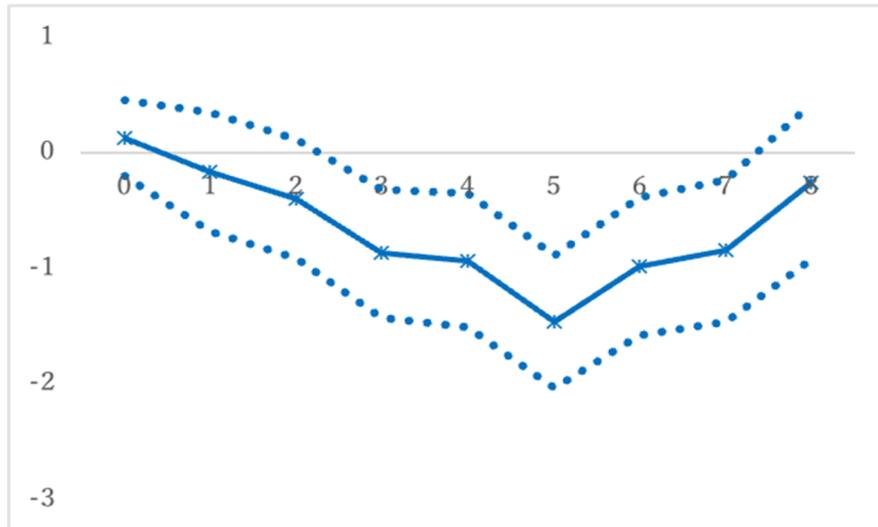


図 3.4a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間以外、非高齢化地域）
注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

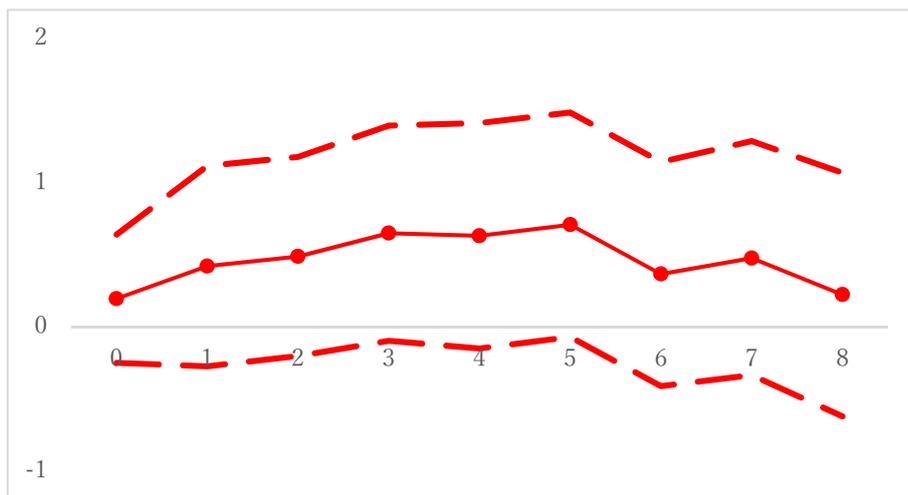


図 3.4b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間、非高齢化地域）
注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

一方、Miyamoto et al. (2018)や Miyazaki et al. (2024)に従い信頼区間を 68%にしたところ、ゼロ金利期間の公共投資の効果は、図 3.5b に示した通り高齢化地域では 4 期目先と 5 期目先、図 3.6b に示した通り、非高齢化地域では 2 期目から 5 期目の間でそれぞれ有意に正に推定された。換言すると、都市部を中心とした非高齢化地域では信頼区間を 68%にしたところ 4 年程度公共投資が地域経済を支える効果が統計的に有意に確認され、高齢化地域では 2 年間有意な刺激効果が確認された。

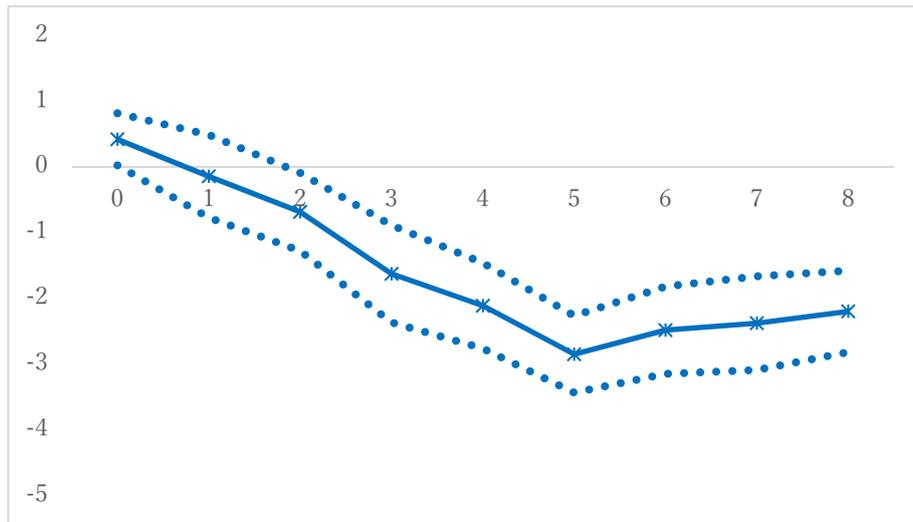


図 3.5a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間以外、高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は68%の信頼区間をそれぞれ表す。

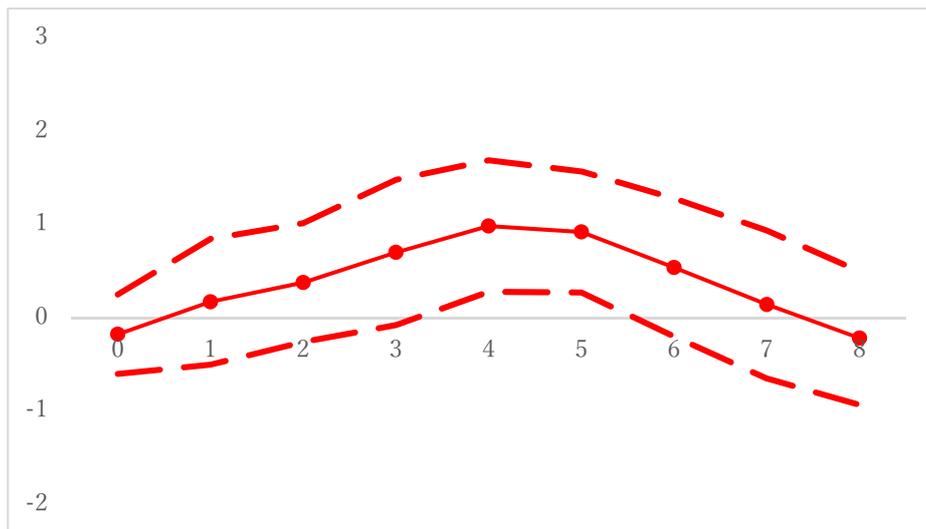


図 3.5b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間、高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は68%の信頼区間をそれぞれ表す。

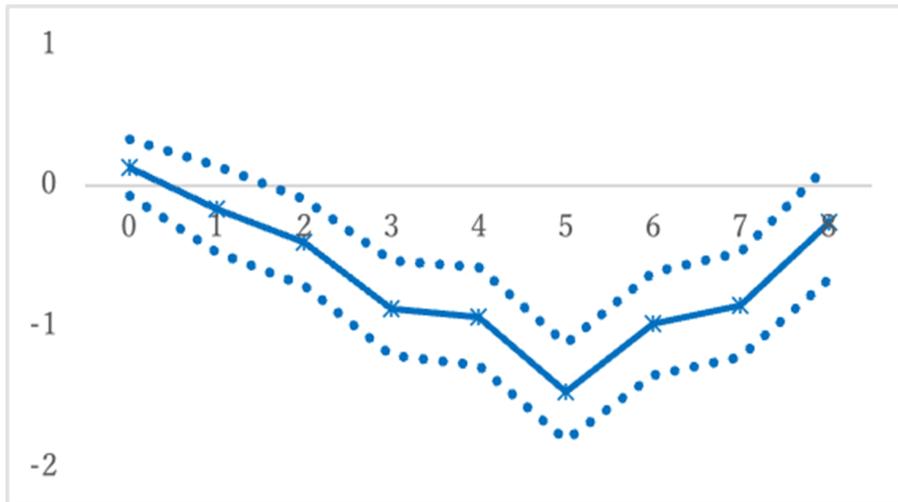


図 3.6a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間以外、非高齢化地域）
注：実線はインパルス応答関数、点線は 68%の信頼区間をそれぞれ表す。

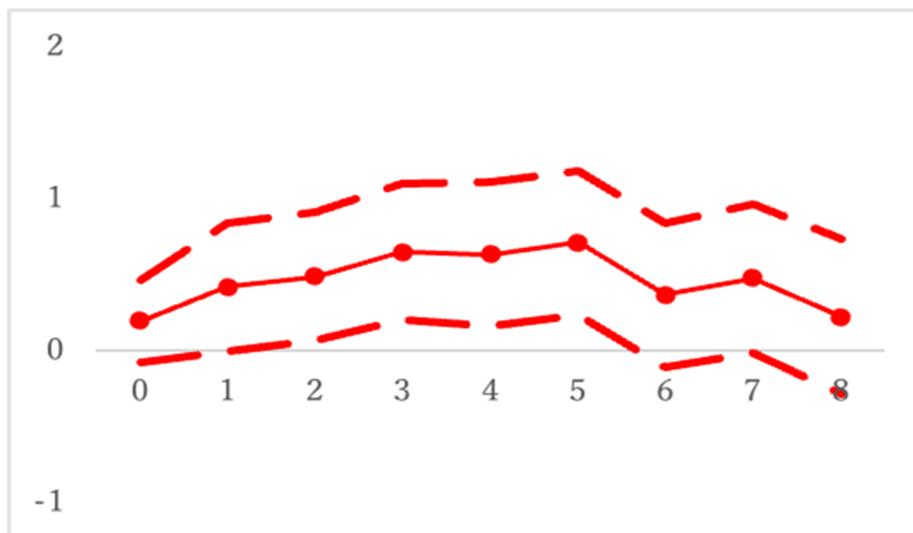


図 3.6b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（ゼロ金利期間、非高齢化地域）
注：実線はインパルス応答関数、点線は 68%の信頼区間をそれぞれ表す。

次に、(2) 式を基に、高齢化地域と非高齢化地域とで公共投資の効果に違いがみられるか否かを確認する。図 3.7a と図 3.7b に示した通り、いずれの地域においても県内総支出に対して公共投資政策ショックが負の効果を持つとの結果が得られた。特に非高齢化地域においては 3 期以降で統計的に有意に推定された。

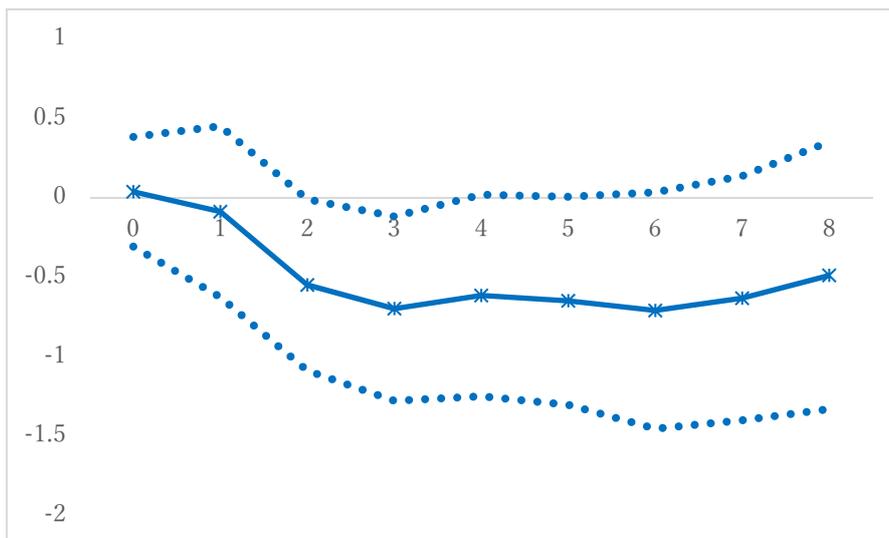


図 3.7a 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

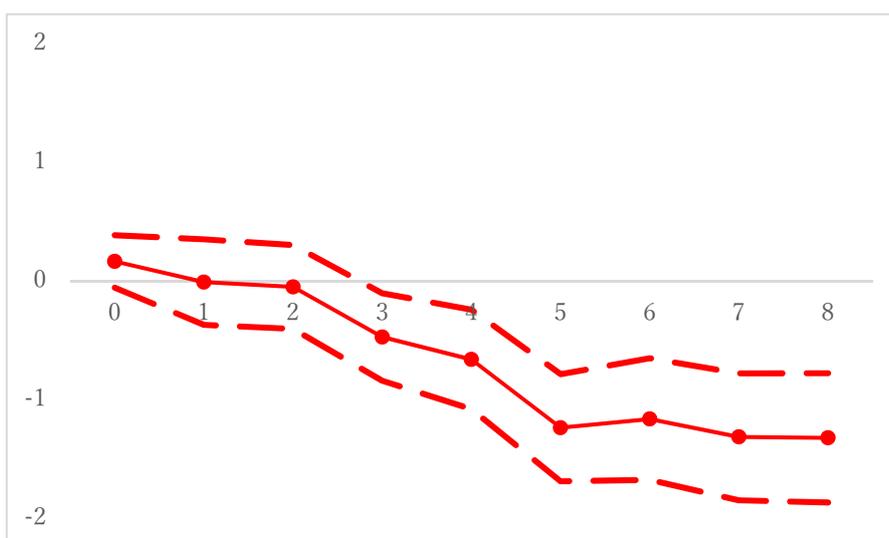


図 3.7b 県内総支出に対するインパルス応答関数の計測結果（非高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

そこで、被説明変数を民間最終消費支出（民間消費）と民間固定資本形成（民間投資）にそれぞれ分けた推定も試みた。結果は図 3.8a から図 3.9b に示した通りである。図 3.8b と図 3.9b に示した通り、非高齢化地域においては民間消費・民間投資とも 4 期目以降にインパルス応答関数が有意に正に推定された。

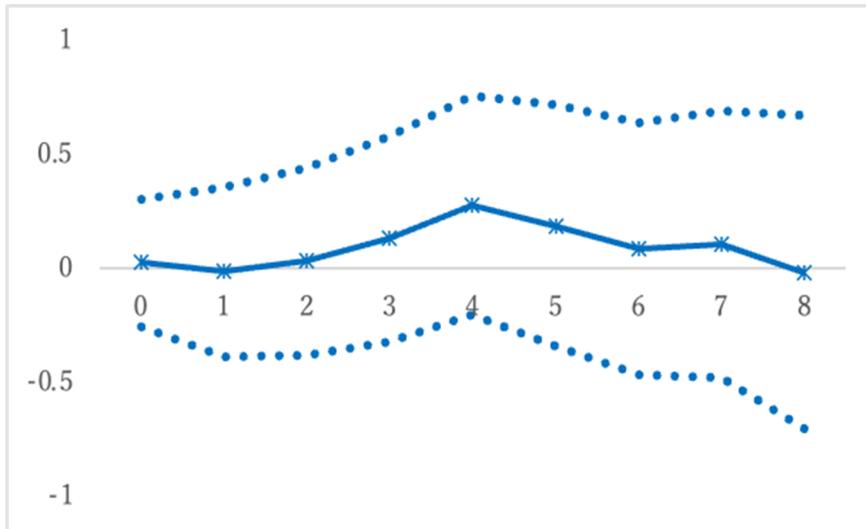


図 3.8a 民間消費に対するインパルス応答関数の計測結果（高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

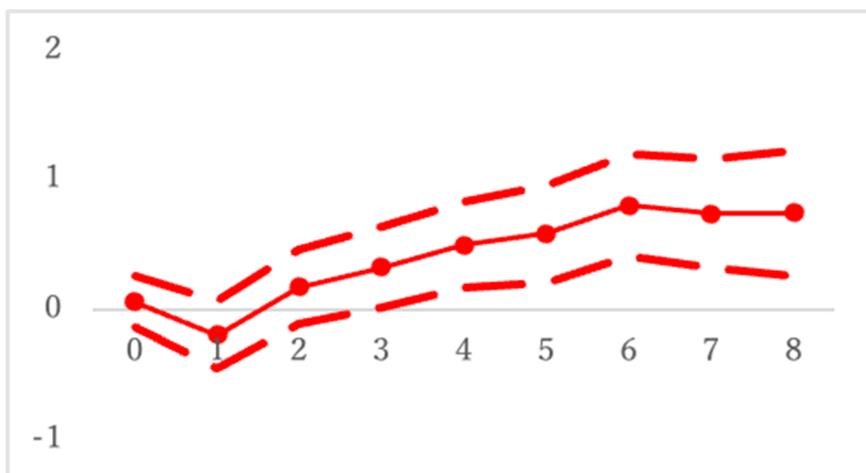


図 3.8b 民間消費に対するインパルス応答関数の計測結果（非高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

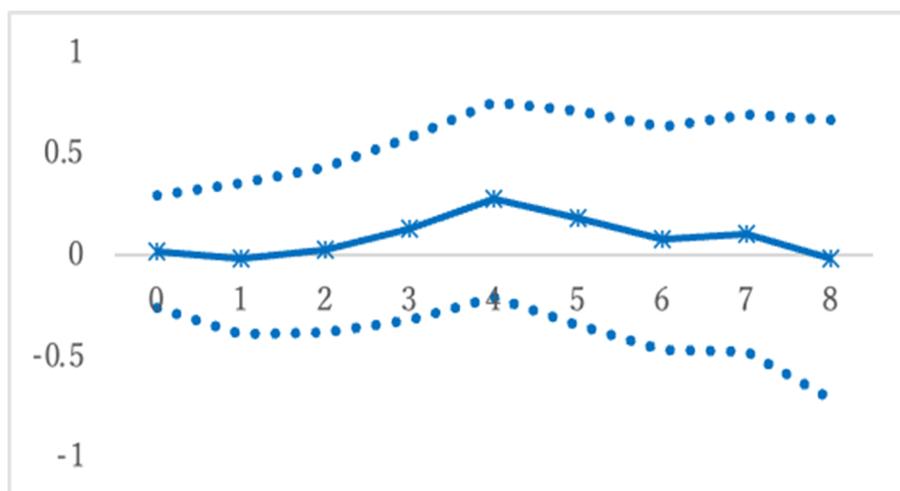


図 3.9a 民間投資に対するインパルス応答関数の計測結果（高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

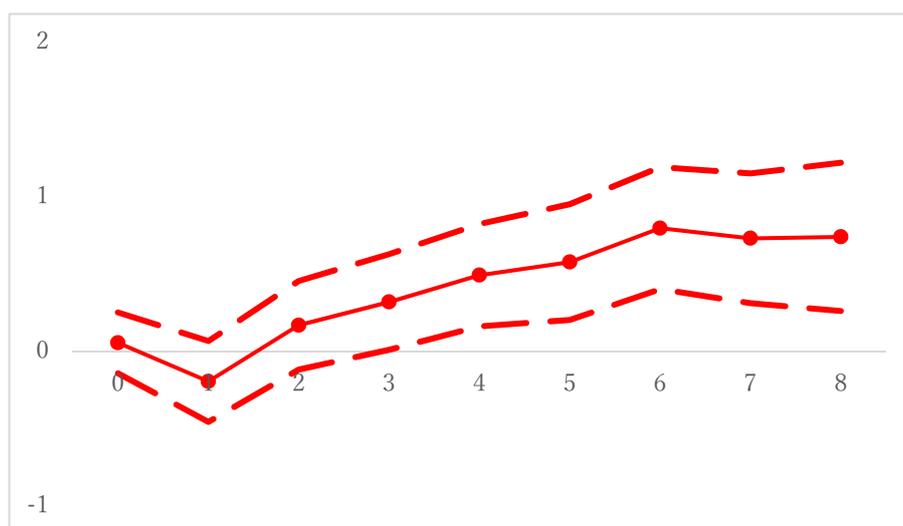


図 3.9b 民間投資に対するインパルス応答関数の計測結果（非高齢化地域）

注：実線はインパルス応答関数、点線は90%の信頼区間をそれぞれ表す。

3.4 おわりに

本稿では、公共投資の需要面に対する地域経済効果を計測した。その際、Miyazaki et al. (2024)に従い、第一段階でFAVARを用いて公共投資政策ショックを計測し、第二段階の説明変数として用い、LP法を用いてインパルス応答関数を計測した。主要な結果は以下の通りにまとめられる。

1. ゼロ金利期間とそれ以前の時期に区分した場合、非高齢化地域では一部のケースにおいてゼロ金利期間において公共投資が地域経済を下支えする効果が確認された。
2. 高齢化地域と非高齢化地域とに区分した場合、非高齢化地域において公共投資が民間消費および民間投資を刺激する効果が統計的に有意に得られた。

高齢化地域と非高齢化地域とに区分した場合、非高齢化地域において当初有意な効果が得られず、民間消費・民間投資双方とも有意に正の効果が確認されるまでに4年程度かかっている。民間消費については、当初は公共投資の増加が生涯の税負担増加に伴う恒常所得の低下を招く一方、数年後に公共投資が社会資本となって正の所得効果を生み民間消費を刺激する効果が恒常所得の低下を上回ることで説明されよう⁵。民間投資については、当初クラウドイング・インは発生せずクラウドイング・アウトが確認されるものの、社会資本による生産性向上効果が数年後に顕著になり、当初のクラウドイング・アウト効果を上回ることを反映していると考えられる⁶。いずれも都市部を中心とする非高齢化地域において確認されたことは、浅子他(1994)や宮崎(2014)など、生産性分析と同じ結果である。本稿の結果は、都市部における公共投資の有効性を需要面からも説明するものである。

但し本稿では Miyamoto et al. (2018) や Miyazaki et al. (2024)、および Miyazaki et al. (2025) など で用いられた四半期データではなく年次データを用いている。このことは、とりわけゼロ金利期間とそれ以前との期間とに分けた場合に統計的に有意な結果とならなかったことの一因とも考えられる。四半期ベースである地域レベルでの鉱工業生産指数などを用いた検証は、今後の課題としたい。

参考文献

- Bessho, S (2021). “Fiscal Multipliers in an Aging Japan.” *Japan and the World Economy* 60, #101099.
- Fujii, T., K. Hiraga., M. Kozuka (2013). “Effects of Public Investment on Sectoral Private Investment: A Factor Augmented VAR Approach.” *Journal of the Japanese and International Economies* 27, pp. 35-47.
- Imai, M (2022). “Local Economic Impacts of Legislative Malapportionment.” *Journal of Urban Economics* 131, #103475.

⁵ この点についての説明は、麻生(1997)や宮本(2023)なども参照のこと。

⁶ 社会資本のクラウドイング・イン/アウト効果についての説明は、宮崎(2016)や宮崎(2022)を参照のこと。

- Jordà, O (2005). “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.” *American Economic Review* 91:1, pp. 161-182.
- Levin, A., C.-F. Lin., and C.-S. J. Chu (2002). “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties.” *Journal of Econometrics*, 108:1, pp. 1-25.
- Miyamoto, W., T. L. Nguyen., and D. Sergeyev (2018). “Government Spending Multiplier under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 10:3, pp. 1-32.
- Miyazaki, T (2025). “Disaster Relief and Regional Employment: The Case of the Great East Japan Earthquake.” *Applied Economics Letters* 32:1, pp. 78-86.
- Miyazaki, T., K. Hiraga., and M. Kozuka (2024). “Stock Market Response to Public Investment under the Zero Lower Bound: Cross-industry Evidence from Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies* 71, #101302.
- Miyazaki, T., H. Kondoh., H.-H. Guo., and N. Tanemoto (2025). “Effects of Fiscal Policy on Regional Employment under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan.” Mimeo.
- Nickell, S (1981). “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects.” *Econometrica* 49:6, pp. 1417-1426.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (2007). “Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?” *Journal of Money, Credit and Banking* 39:1, pp. 3-33.
- White, T (1980). “A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity.” *Econometrica* 48:4, pp. 817-838.
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典（1994）「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』第 135 号。
- 麻生良文（1997）「公共投資の効果：短期的効果と長期的効果～新古典派アプローチ～」『道路資本ストックの国際比較に関する調査』財政経済協会， pp. 63-77.
- 新谷元嗣・前橋昂平（2025）「マクロ経済政策評価のための時系列分析 4：局所予測法による動学的因果推論」『経済セミナー』2025 年 4・5 月号， pp. 135-145.
- 宮崎智視（2004）「財政移転、公共投資と地域経済の効率性」『日本経済研究』第 48 号，pp. 58-75.
- 宮崎智視（2014）「交通関連社会資本の生産性分析」『地域活性化と社会資本整備の財源問題』報告書，日本交通政策研究会， pp. 39-57.

宮崎智視（2016）「公共投資と民間投資の代替・補完関係：都道府県データを用いた実証分析」『道路を中心とした社会資本整備の経済分析』報告書，日本交通政策研究会，pp. 39-57.

宮崎智視（2022）「財政の機能と役割（8）長期停滞下の財政政策」日本経済新聞朝刊『やさしい経済学』2022年1月27日朝刊.

宮崎智視（2024）「近年の地域経済動向と公共投資」『ポストコロナ社会における地域経済と官民連携のあり方に関する調査研究』報告書，日本交通政策研究会，pp. 1-13.

宮本弘暁（2023）『日本の財政政策効果：高齢化・労働市場・ジェンダー平等』日本経済新聞出版.

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-915 「ポストコロナ社会における官民連携と地域における
公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究」

ポストコロナ社会における官民連携と地域における
公共インフラ・公共投資の諸問題に関する調査研究プロジェクト

2025年7月 発行

公益社団法人日本交通政策研究会