

生産性の変化を通じた財政政策の長期的効果^{*1}

中東 雅樹^{*2}

要 約

少子高齢化の進展により人口減少社会を迎えるなかで、2000年代に入って社会資本の概成化により公共投資の規模が低下してきたが、近年になって社会資本の老朽化が問題視されている。本論文は、今後の社会資本整備の必要性を検討するために、公共投資がもたらす経済的影響のうち、民間部門の生産活動における民間資本の要素生産性の変化を通じて民間投資に与える影響について、長期的なストック均衡に基づいて産業別に分析したものである。推定結果からは、少なくとも民間部門のサービス業においては、一貫して社会資本ストックの増加が民間資本の生産性を高め、最適民間資本ストックを高める作用をもち続けていることが明らかになった。今後、日本における民間部門の生産性を維持するためには、少なくともストックとして社会資本を維持していくことが不可欠であるといえよう。

キーワード：公共投資，社会資本ストック，民間投資，民間資本ストック
JEL Classification：C23，C26，D22，H54

I. はじめに

財政政策のなかでも公共投資は、需要創出と要素生産性の変化を通じた潜在生産力の変化という2つの経済的影響をもつ。とくに、後者は、内生的経済成長モデルにおいて公共投資により蓄積される社会資本が組み入れられたモデルとして数多くの研究がなされている（Arrow and Kurz (1970), Baxter and King (1993), Aschauer (2000) など）。

日本における公共投資は、高度経済成長期以

降急速に行われ、その結果として物量的に社会資本ストックは拡大してきた。2000年代に入ると、社会資本が概成化されたこともあって、公共投資の規模は縮小してきており、近年の対GDP比率でみた公共投資の規模は、他のOECD諸国と変わらない。

そのなかにあって、日本の社会資本において老朽化問題が指摘されている。この問題は、国土交通省において2000年代に入ってから議論

* 1 本論文の作成にあたっては、フィナンシャル・レビュー論文計画報告会および論文検討会議における参加者の皆さまからのコメントが非常に有益であった。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本論文のあり得べき誤謬は全て本人の責任に帰する。また、本論文に示す見解は著者の個人的見解であり、財務省の見解または方針を示すものではない。

* 2 新潟大学経済科学部准教授，財務省財務総合政策研究所特別研究官

されてはいたが、2012年12月の中央自動車道の笹子トンネル天井板崩落事故を契機にして、積極的に政策対応がなされるようになった。たとえば、橋梁やトンネル、道路付帯設備については5年に一度の点検が義務化され、財政面からは、防災・安全交付金の創設、および地方債対象事業として施設の延命化や機能強化に資する事業が加わっている。

もし、社会資本が潜在的生産能力を高めるのであれば、社会資本の老朽化は、実質的に社会資本サービス量を低下させることを通じて、日本における民間部門の生産性を低下させることになると考えられる。とくに、日本の公共投資は近年減少しているが、過去新設された社会資本の更新投資が十分になされていなければ、物量的なストックの水準が高くとも、質の観点からは低下するといえよう。したがって、公共投資のあり方においては、社会資本ストック水準

の変化とその生産性への影響を改めて評価することが必要であると考えられる。

本論文は、少子高齢化と社会資本の老朽化が同時進行する日本において、公共投資の経済効果のうち、要素生産性の変化を通じた民間設備投資に与える影響について、ストックの変化からその影響を明らかにする。とくに、社会資本の老朽化が進むなかで、現在の実質的な社会資本サービス水準を維持する必要性を明らかにできると考えている。

本論文の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、公共投資の経済効果のうち、設備投資への影響を扱った論文を中心にレビューし、本論文の位置づけを明らかにする。第Ⅲ節では本論文の分析モデルを説明し、第Ⅳ節で本論文の分析に使用するデータについて説明する。第Ⅴ節で分析結果を示し、第Ⅵ節で本論文の結論と残された課題を提示する。

Ⅱ. 先行研究と本論文の位置づけ

政府支出がもたらす経済効果において、近年、さまざまな実証分析が行われている。そのなかでも、公共投資による民間投資への影響に関しては、公共投資の要素生産性への影響の評価からも重要な観点であり、その存否や大きさは、経済成長に対する影響の有無に対して決定的に重要であると考えられる。

公共投資の民間投資への影響に関する研究は、近年に限定しても数多く存在する。Abiad et al. (2016) は、政府債務でファイナンスされる公共投資の経済的影響と租税でファイナンスされる公共投資の経済的影響を比較している。Malizard (2015) は、フランスを対象にして、軍事支出が民間設備投資を押し下げるか否かを共和分関係に基づいて分析している。

日本を対象にした研究として、Miyazaki (2018) は、公共投資の規模の多寡による設備投資への

影響を産業別にみており、鉱業や輸送機械、運輸・通信業において統計的に有意にプラスの効果を持つが、金融・保険業やサービス業においてクラウドニング・アウト効果をもつことが示されている。Funashima and Ohtsuka (2019) は、地域間のスビルオーバー効果を空間自己相関として捉えたうえで、政府支出のさまざまな経済変数への影響を分析している。そのなかで、公共投資の民間投資に与える影響は、クラウドニング・イン効果もクライティング・アウト効果もみられないことが示されている。

さらに、公共投資の民間投資に与える影響を、社会資本ストックと民間資本ストックの関係から分析している研究も存在する。畑農 (2008) は、民間資本と社会資本の長期的関係は、民間投資と公共投資のフローの関係ではなくストックの関係で表現される可能性を示したうえで、

日本においてマクロ的に民間資本ストックと社会資本ストックの間にプラスの共和分関係の存在を見出している。Dreger and Reimers (2016) は、畑農 (2008) で示されたモデルをベースにして共和分分析を行い、ユーロ圏諸国において民間資本と社会資本の間のストック均衡の存在を示し、それがプラスの関係であることを示している。

これら先行研究を概観すると、公共投資の民間投資への影響において、フローである投資を用いた結果と資本ストックを用いた結果が著しく異なっていることがわかる。その要因として、畑農 (2008) は、長期均衡の視点と動学的な要素の不足を指摘している。もちろん、これらの問題は、調整費用を明示的に取り入れることで解消され、フロー変数である投資変数により均衡モデルを表現できる可能性はある。しかし、ストックの老朽化や技術進歩による陳腐化が時間を通じて変化する場合、フロー変数で均衡を表したモデルが安定しない可能性がある。

ここで、日本における社会資本ストックの老朽化の時間推移をみてみよう。図1は、「日本の社会資本2017」における粗資本ストックの変化率と生産的資本ストックの変化率の推移を示したものである。粗資本ストックは、資本ストックとして物的に存在している量を表し、生産的資本ストックは、資本サービスの経年に伴う劣化を加味した資本サービスの実質的な供給量を表している。新設、機能強化および機能維持を図るための投資は、粗資本ストック、生産的資本ストックをともに増やすが、それぞれの増加量は、既存の資本ストックの経年による減少の影響を受ける。粗資本ストックの経年による減少は破損など除却のみによるものである一方で、生産的資本ストックの経年による減少は除却だけでなく機能低下によるものも含むため、生産的資本ストックの増加量は、粗資本ストックの増加量に比べて必ず小さくなる。また、資本ストックの変化率は変化量を既存の資本ストック量を基準にして測定されるので、その大小は、既存の資本ストック量と投資額の相対的

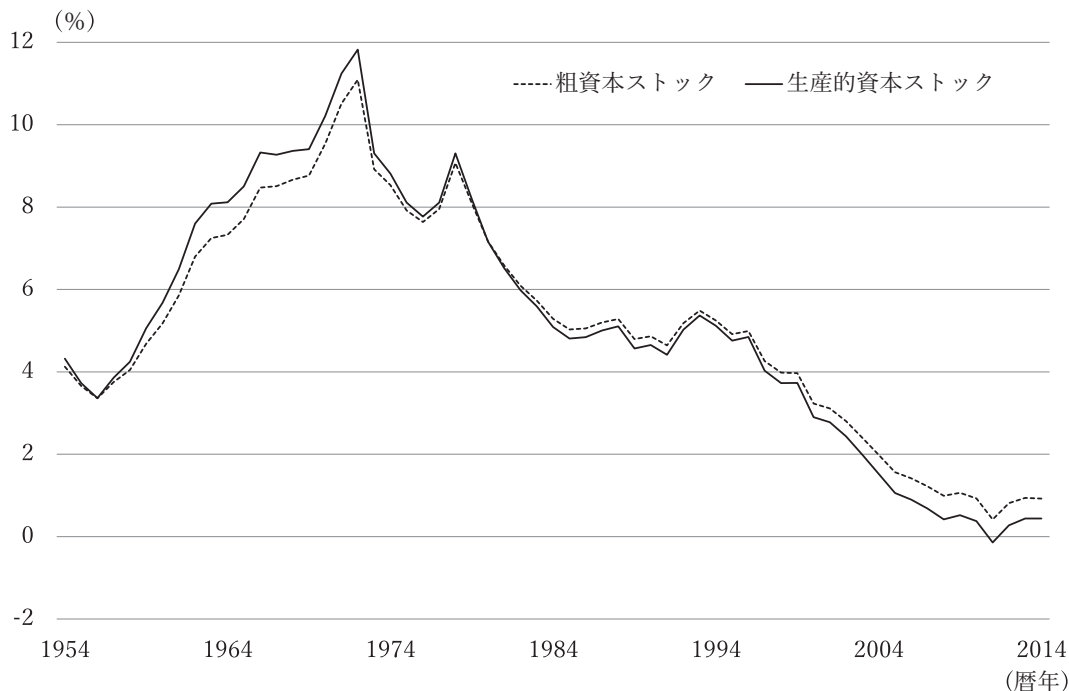
な大きさに依存する。したがって、既存の資本ストック量に比べて投資額が相対的に大きいほど、生産的資本ストックの変化率は粗資本ストックの変化率よりも大きくなる。

この点に基づいて改めて図1をみると、1980年を境にして粗資本ストックの変化率と生産的資本ストックの変化率が逆転しており、1980年より前において社会資本が急激に整備されていること、および1980年以降資本ストックが蓄積され、過去に整備した資本ストックの経年劣化の影響が大きくなっているといえる。また、2000年代に入ると、粗資本ストックの変化率と生産的資本ストックの変化率の乖離は拡大し、過去に整備した資本ストックの経年劣化の影響が一層大きくなっていることがわかる。

日本における社会資本の老朽化の進展は、生産における投入産出関係が安定的であったとしても、実質的な社会資本サービス量の低下を通じて民間資本ストックの最適水準を変えるので、ストック量の変化と投資の変化が一致しない可能性を生む。このことは、畑農 (2008) が指摘したストックでの長期均衡の視点が重要性を増すことにもつながると考えられる。

以上のことをふまえ、本論文では、公共投資が民間投資に与える影響を分析にすにあたり、畑農 (2008) の考え方に倣い、ストックでの均衡関係に基づき、公共投資を社会資本ストックの変化、民間設備投資を民間資本ストックの変化として捉えたうえで、公共投資の民間設備投資に与える影響を明らかにする。本論文は Miyazaki (2018) と同じ分析対象、データであるが、ストック量の変化により影響を評価しているため、分析結果が全く異なったものになる可能性がある。

図1 粗資本ストックと生産的資本ストックの変化率の推移



(出所) 「日本の社会資本 2017」より筆者作成

Ⅲ. 分析モデル

公共投資が民間設備投資に与える影響をストックの変化で捉えるにあたり、本論文の分析モデルは、先行研究とは2つの点で異なる。一つは、マクロレベルでの影響ではなく、産業毎でみていることである。もちろん、マクロレベルでの影響は重要ではあるが、公共投資の民間部門の要素生産性の変化を通じた影響は産業毎に異なることは、吉野・中島編（1999）などの研究で明らかになっている。そこで、本論文では、民間部門の要素生産性の変化の影響を産業毎に明らかにする。もう一つは、投資をストック均衡の変化として捉えることであり、通常のフロー変数である投資支出による実証分析とは異なる分析モデルである。

Ⅲ-1. 理論モデル

地域 i に立地している企業の生産は、完全競争下で、社会資本サービス G_i を所与として、民間資本サービス K_i と労働投入量 L_i を決定しているとする。なお、生産関数は、

$$Y_i = f(K_i, L_i; G_i)$$

で表され、吉野・中島編（1999）や中東・吉野（2015）と同じように、民間資本と労働投入量で規模に関する収穫一定であり、社会資本を含めれば規模に関する収穫逓増であるとする。

この下で、企業は、要素価格を所与として費用最小化するならば、

$$\frac{r}{w_i} = \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} / \frac{\partial Y_i}{\partial L_i}$$

を満たすように生産要素量を決定する。なお、資本サービス価格 r と生産物価格 p は、同一産業内では地域間で同一であるとみなし、賃金率 w_i は地域間での移動に費用が要することをふまえ、異なる水準をとりうるものとする。以上から、完全競争下での地域 i の最適民間資本サービス K_i^* と最適労働投入量 L_i^* は、以下のよう

$$\begin{aligned} K_i^* &= K_i(Y_i; G_i, w_i, r, p), \\ L_i^* &= L_i(Y_i; G_i, w_i, r, p) \end{aligned}$$

また、民間資本と労働投入量での規模に関する収穫一定の仮定により、

$$\frac{K_i^*}{Y_i} = K_i^*(G_i, w_i, r, p) \quad (1)$$

となり、生産規模に対する最適民間資本サービスの比率が、社会資本ストックおよび要素価格に影響を受けている。これは、吉野・中島編 (1999) や中東・吉野 (2015) で提示された、社会資本ストックの増加による要素生産性の変化を通じた生産量の変化である間接効果のうち、民間資本の生産性が変化したことによるものとしても解釈可能である。

Ⅲ-2. 推定モデルの特定化

(1) 式の推定に用いるデータのうち、資本サービス量はストック変数で代理させることになるため、ストック変数の大きさを捉える時点とフロー変数の大きさを捉える時点が整合する必要がある。そこで、ストック変数とフロー変数が混在するモデルを時点 t を用いて特定化する。

地域 i に立地している企業が時点 t における生産で用いる資本サービス量は、 $t-1$ 期末時点の資本ストック量に比例しているとする。このとき、 t 期末時点における地域 i の民間資本ストック量を $K_{i,t}$ 、社会資本ストック量を $G_{i,t}$ で表すと、生産関数は、

$$Y_{i,t} = f(K_{i,t-1}, L_{i,t}; G_{i,t-1})$$

となり、 t 期末時点の最適民間資本ストック量は

$$\frac{K_{i,t}}{Y_{i,t+1}} = K_i^*(G_{i,t}, r_t, w_{i,t}, p_t)$$

となる。つまり、最適資本ストック量は将来の

生産量に依存していることになる。そこで、 $Y_{i,t+1}$ は、 t 期における実際の実測の生産量 $Y_{i,t}$ に基づいて予想していると仮定すると、

$$\frac{K_{i,t}}{Y_{i,t}} = K_i^*(G_{i,t}, r_t, w_{i,t}, p_t) \quad (2)$$

と表すことができる。

さらに、要素需要関数は対数線形で表せ、かつ各期において民間資本ストックが最適水準になるように民間投資を調整しているならば、辺々階差をとることで、近似的に推定モデル (以下、1期差モデルとよぶ) は、以下のよう

$$\begin{aligned} \frac{K_{i,t} - K_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} \bigg/ \frac{Y_{i,t} - Y_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} \\ = \beta_G \left(\frac{G_{i,t} - G_{i,t-1}}{G_{i,t-1}} \right) + \beta_W \left(\frac{w_{i,t} - w_{i,t-1}}{w_{i,t-1}} \right) \\ + a_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

なお、 a_i は、時間を通じて一定の地域固有の要因を表しており、 μ_t は、同一時点の全地域共通の変動要因を表し、 $\epsilon_{i,t}$ は、説明変数および地域固有要因、全地域共通の変動要因以外のものを表している。なお、資本サービス価格 r_t 、生産物価格 p_t による影響および産業において生じる技術進歩は、同一産業内であれば全地域共通であると仮定しているため、すべて μ_t に含まれているとみなせる。

また、1期差モデルは、資本ストックが每期最適な水準になるという仮定の下では正しいが、この仮定は強すぎる可能性がある。畑農 (2008) や Dreger and Reimers (2016) は共和分関係に基づいているが、そこでは、最適水準との乖離の調整は瞬時に行われないと想定している。他方で、本論文の分析に使用するデータは年単位で測定され、大規模装置を伴う産業でないかぎり、この仮定を設けることによる推定結果に与える影響は小さい可能性もある。そこで、本論文では、ストック均衡に至るまで長期にわたって調整される可能性を考慮し、対数線形をとったものの辺々を5期間の差をとったモデル (以下、5期差モデルとよぶ)

$$\begin{aligned} & \frac{K_{i,t} - K_{i,t-5}}{K_{i,t-5}} \bigg/ \frac{Y_{i,t} - Y_{i,t-5}}{Y_{i,t-5}} \\ & = \beta_G \left(\frac{G_{i,t} - G_{i,t-5}}{G_{i,t-5}} \right) + \beta_W \left(\frac{w_{i,t} - w_{i,t-5}}{w_{i,t-5}} \right) \\ & \quad + \alpha_i + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

も推定する。

Ⅲ-3. 内生性への対応

本論文のモデルは、社会資本を所与とした産業毎の経済活動に関する部分均衡分析となっているため、企業の意思決定において社会資本ストックは外生的に扱われる。しかし、公共投資の地域間配分を扱った吉野・吉田（1988）や道路投資の地域間配分を扱った長峯・片山編（2001）、近藤（2013）および後藤（2015）によれば、公共投資の地域間配分において所得水準の影響を考慮し、吉野・吉田（1988）を除き、統計的にも負で有意、つまり、所得水準が低い地域ほど公共投資配分は大きくなることが示されている。もし、これが正しければ、実際に観測されるデータには、企業の意思決定とともに公共投資の決定方式による影響も同時に含まれるため、推定結果にはバイアスが生じる可能性がある。とくに、付加価値額に占める割合が大きいサービス産業や地域内の主要産業における推計では、被説明変数に含まれる産業の付加価値額の変化と所得水準の変化の連動性は高くなり、推定結果にバイアスが生じやすくなると考えられる。

そこで、本論文では、推定式に含まれる同時性に対応するために、操作変数法を用いた推定も行うこととする。先行研究では、Miyazaki（2018）は被説明変数の変化や過去の変数、Kameda et al.（2019）は教育および公共投資向けの国庫支出金を用いているが、本論文では、上記の公共投資の地域間配分に関する先行研究をふまえ、低所得の地域ほど公共投資が高水準になることを反映した変数を作成し、その変数を社会資本ストックの操作変数とする。

本論文で用いる操作変数は、以下のように作成する。1期差モデルである(3)式を推定するときの操作変数は、 t 期における地域 i の社会資本ストック水準 $G_{i,t}$ の変化率が当該地域の1期前における一人あたり所得水準 $Y_{i,t-1}$ の全国平均 Y_{i-1}^A に対する比率 $s_{i,t}$ が低いほど社会資本ストックが多く配分されることを反映したものとす。つまり、 t 期末における全国の社会資本ストック水準を G_t^A とすると、地域 i の社会資本ストック水準 $G_{i,t}$ の変化率は

$$\frac{1}{s_{i,t-1}} \frac{G_t^A - G_{t-1}^A}{G_{t-1}^A}$$

に依存しているものと仮定し、これを操作変数にする。また、ストックの変化を5年前との差で捉えた(4)式を推計する場合の操作変数は、上記の操作変数の1期前の変数を5期前の変数に変えた

$$\frac{1}{s_{i,t-5}} \frac{G_t^A - G_{t-5}^A}{G_{t-5}^A}$$

を使用する。

Ⅳ. データ

本論文で用いるデータについて、以下では、地域区分と使用データ、分析期間について説明する。

本論文の地域区分は、都道府県単位のデータを用いるが、社会資本のスピルオーバー効果を

内部化するために、吉野・中島編（1999）や中東・吉野（2015）などと同じように、47都道府県を表1のように11地域に集約している。なお、本論文の地域区分は、中東・吉野（2015）と茨城県と沖縄県の取り扱いにおいて異なった

表1 本論文における地域区分

地域名	都道府県
北海道	北海道
東北	青森県, 秋田県, 岩手県, 宮城県, 山形県, 福島県
北関東	栃木県, 群馬県, 長野県
南関東	茨城県, 埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県, 山梨県
北陸	新潟県, 富山県, 石川県, 福井県
東海	静岡県, 岐阜県, 愛知県, 三重県
近畿	滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県
中国	鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県
四国	香川県, 徳島県, 愛媛県, 高知県
北九州	福岡県, 佐賀県, 長崎県, 大分県
南九州・沖縄	熊本県, 宮崎県, 鹿児島県, 沖縄県

(出所) 筆者作成

ものとなっている。沖縄県は、中東・吉野（2015）において、分析対象に含めていなかったが、本論文では分析対象とし、南九州地方に含めている。また、茨城県は、金本・徳岡（2002）が提案した都市雇用圏において東京大都市圏に含まれており、南関東地方を含む他の都県との間にスピルオーバー効果が発生する可能性を考慮し、南関東地方に含めている。

民間資本ストックと賃金率、域内実質付加価値は、長期間にわたって一貫した定義で推定されている徳井ほか（2013）により構築された都道府県別産業生産性データベース（以下、R-JIP データとよぶ。）を用いる。社会資本ストックは、「日本の社会資本2017」で推定されている資本ストックのうち、除却と経年劣化の影響を考慮した生産的資本ストックを用いることとする。

なお、R-JIP データの産業分類は、資本ストックの用途で区分しているため、各産業のなかには、投資主体が民間と公的部門が混在している。そのため、「日本の社会資本」で社会資本として扱われている分野のなかには、R-JIP データの産業における資本ストックとして含むものが存在する。そこで、使用する2つのデータでの

社会資本と民間資本の範囲の整合性をとるため、本論文において社会資本として扱う分野は、「日本の社会資本2017」で都道府県別に推計されている16分野のうち、道路と都市公園、治山、治水、海岸整備の5分野のみとする¹⁾。また、R-JIP データの23産業のうち電気・ガス・水道業、運輸通信業とサービス業（政府）は、「日本の社会資本2017」で社会資本ストックとして扱われている資本ストックが民間資本ストックに含まれているため、本論文の分析対象から除外している。また、精密機械において、付加価値がマイナスになっている県が存在するため、産業別推定では精密機械を分析対象から除外し、その代わりに、一般機械と電気機械、輸送用機械、精密機械を合算した産業を「機械」として分析対象に加えている。

分析期間は、R-JIP データで沖縄県を含めて都道府県別に資本ストックが推定されている期間である1972年から2012年としている。

1) 本論文で社会資本として扱う5分野の社会資本ストックが「日本の社会資本」の18分野の総計に占める割合は、生産的資本ストックでみると2014年暦年末時点約51%で、本論文で社会資本として扱う社会資本ストックのうち道路が占める割合は、生産的資本ストックでみると2014年暦年末時点で約72%である。

V. 分析結果

V-1. 基本モデルの推定

表2は、1期差モデルである(3)式をOLS推定した結果を示している。なお、推定では、事前に地域固定効果（(3)式の a_i ）の存否について仮説検定を行い、電気機械、建設業および不動産業の3つの産業で地域固定効果の存在が確認されている。また、これら以外の産業では、自由度の確保の観点から、時間効果のみを含む推定モデルを用いる。さらに、近畿地方では阪神淡路大震災、東北地方では東日本大震災の影響が存在する可能性を考慮し、震災の発生年と次の年にダミー変数を設定している。

推定結果からは、その他の製造業、金融保険業、不動産業およびサービス業（民間）の4産業において社会資本の係数が統計的に有意にプラスで、窯業・土石業において社会資本の係数が統計的に有意にマイナスであることがわかる。ただし、この定式化には同時性の影響を含んでいるため、この段階での推定結果の解釈は、現時点では留保する必要がある。

V-2. 内生性を考慮した場合の結果

次に、推定式に含まれる同時性の可能性を考慮するため、操作変数法を適用した結果を示す。まず、操作変数法の第一段階の推定にあたる、社会資本ストックの変化率を本論文で作成した操作変数と外生変数で回帰したモデルの推定結果を表3に示している。とくに、本論文で用いるモデルの変数は全て変化率であるため、選択した操作変数によっては内生変数の変動をうまく説明できない場合、Stock and Yogo (2005)などで指摘されているように、操作変数推定量およびその標準誤差に信頼性が低い状況、つまりWeak Instrument Variableの問題が生じる可能性がある。それを確認するために、表3には、第一段階推定において全ての係数がゼロで

あることを帰無仮説とするF統計量も示している。なお、第二段階の推定において、地域固定効果を持つ場合と持たない場合を推定する場合を考慮し、地域固定効果の有無で別に推定している。

推定結果からは、地域固定効果の有無にかかわらず、いずれの推定式においてもF統計量および決定係数は非常に大きな値をとっていることが分かり、Stock and Yogo (2005)で示された分布表からもWeak Instrument Variableによる問題は生じていないと判断できる。

そして、表3の第一段階の推定に基づき、(3)式を操作変数法により推計した結果を示したものが表4である。表2で結果を示した推計と同じように地域固定効果の存否を仮説検定し、電気機械、不動産業の2産業で地域固定効果の存在が確認されている。

推定結果からは、社会資本の係数パラメータが統計的に有意にプラスである産業がその他の製造業とサービス業（民間）の2産業のみであることがわかる。これらの産業における社会資本の係数は、表2の推定結果と比べて大きくなっており、OLS推定における推定結果は同時性の影響を受けていたといつてよい。これら2つの産業では、社会資本整備が民間資本の要素生産性を高めることを通じて最適民間資本ストック水準を増やすように作用しており、社会資本ストックを減らすことになる社会資本の老朽化は、民間資本ストックを減らすような投資決定がなされる可能性があり、結果的に経済活動にマイナスの影響を与えるといえる。また、この結果は、吉野・中島編 (1999)や中東・吉野 (2015)において、間接効果の大きさが最も大きい産業が第3次産業であることも整合的である。

なお、繊維および建設業の2産業では、社会資本ストックの増加が最適民間資本ストックを

表2 1期差モデルをOLS推定した結果

	農林水産業		鉱業		食料品		繊維		パルプ・紙	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	-0.397 —	(0.502)	-0.909 —	(0.666)	-0.011 -0.051	(0.410) (0.120)	-0.289 -0.375**	(0.282) (0.077)	-0.410 -0.052	(0.545) (0.094)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		無		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.697		0.768		0.610		0.687		0.495	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	化学		石油・石炭製品		窯業・土石製品		一次金属		金属製品	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	0.312 -0.009	(0.455) (0.151)	0.824 -0.634	(1.273) (0.620)	-0.413** 0.161*	(0.155) (0.080)	0.055 0.373	(0.615) (0.528)	0.350 -0.080	(0.551) (0.185)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		無		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.677		0.115		0.632		0.429		0.670	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	一般機械		電気機械		輸送用機械		その他製造業		建設業	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	-0.009 -0.090	(0.470) (0.192)	-1.212* 0.054	(0.560) (0.158)	2.064* 0.102	(1.125) (0.258)	1.067*** 0.103	(0.273) (0.076)	-0.198 0.015	(0.432) (0.023)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		有		無		無		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.669		0.705		0.312		0.768		0.790	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	卸売・小売業		金融・保険業		不動産業		サービス業（民間）		機械	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	0.694 0.052	(0.395) (0.056)	0.973** -0.073	(0.348) (0.044)	1.779*** —	(0.389)	1.642*** 0.014	(0.348) (0.038)	0.833 -0.005	(0.526) (0.147)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		有		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.734		0.738		0.816		0.673		0.705	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	

(注1) 地域固定効果がある場合の決定係数は within の決定係数を示し、地域固定効果がない場合の決定係数は通常の決定係数を用いている。標準誤差は地域をクラスターにした cluster-robust な標準誤差を示している。

(注2) *, **, ***は、それぞれ係数パラメータが10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

(注3) 農林水産業、鉱業、不動産業における賃金率は全国共通であるため、これらの産業の推定では賃金率を説明変数から除外している。

(出所) 筆者作成

表3 1期差モデルにおける第一段階推定

	地域固定効果有		地域固定効果無	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
操作変数	0.672***	(0.083)	0.606***	(0.042)
震災ダミー				
時間効果	有		有	
F統計量	141.140		134.770	
決定係数	0.937		0.938	
標本の大きさ	440		440	

(注) *, **, ***は、それぞれ係数パラメータが10%水準, 5%水準, 1%水準で統計的に有意であることを示している。

(出所) 筆者作成

減らす結果を示している。この結果が正しければ、社会資本整備が民間資本の要素生産性を低めている、もしくは社会資本サービスと民間資本サービスは代替関係にあることが考えられる。しかし、これらの産業における生産過程を思い浮かべれば、上記2つのいずれも起こることは考えにくいので、定式化において考慮されていない要素が存在する可能性も考えられる。

V-3. 差分をとる期間を長くした場合の推定結果

次に、民間資本ストックが每期最適水準に調整されるのではなく、ある程度の期間にわたって調整される可能性を考慮して、差分をとる期間を5年に設定した場合の推計結果を表5に示し、操作変数法を適用した場合の第一段階の推定結果を表6、操作変数法による推定結果を表7に示している。なお、推定においては、事前に地域固定効果の存否を統計的に検定し、石油・石炭製品、一次金属、輸送用機械を除いて地域固定効果の存在が確認されている。

OLS推定では、その他の製造業、金融・保険業、不動産業、サービス業（民間）の4産業において社会資本ストックの係数が統計的に有意にプラスであることが示されている。

次に、同じ推定モデルを操作変数法で推定する。まず、1期差モデルと同様に、Weak Instrument Variableの問題を検討するため、

社会資本ストックの変化率を本論文で作成した操作変数と外生変数で回帰したモデルの推定結果を表6に示している。なお、推定においては、地域固定効果の有無で別に推定している。

5期差モデルにおいても、1期差モデルと同様、地域固定効果の有無にかかわらず、いずれの推定式においてもF統計量および決定係数は非常に大きな値をとっており、Stock and Yogo (2005) で示された分布表からも Weak Instrument Variableによる問題は生じないと判断できる。

表7は、操作変数法を適用した結果を示しており、サービス産業（民間）のみが社会資本ストックの係数で統計的に有意にプラスになっていることがわかる。差をとる期間によって結果が異なるなかで、全ての推定を通して、少なくともサービス業（民間）において、社会資本整備が民間資本の要素生産性を高め、その結果として最適民間資本ストック水準を増やすように作用していると言ってもよいと考えられる。とくに、本論文における社会資本は、道路ストックが約7割を占めること、および道路資本は、Bernard et al. (2019) における高速鉄道網整備の分析と同様に、経済主体間のネットワーク形成を容易にすることを通じて集積の経済を生み出すことを想定できるので、サービス産業において社会資本の係数が統計的に有意にプラスであることは自然なことといえよう。

表4 1期差モデルを操作変数法で推定した結果

	農林水産業		鉱業		食料品		繊維		パルプ・紙	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	-0.724	(0.491)	-1.137	(0.744)	-0.329	(0.508)	-0.573**	(0.242)	-1.308	(0.827)
	—		—		-0.056	(0.108)	-0.379***	(0.071)	-0.070	(0.078)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		無		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.726		0.768		0.609		0.686		0.492	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	化学		石油・石炭製品		窯業・土石製品		一次金属		金属製品	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	-0.659	(1.007)	-0.932	(1.397)	-0.671*	(0.405)	-0.690	(0.618)	0.986	(0.707)
	-0.033	(0.122)	-0.633	(0.531)	0.156**	(0.072)	0.363	(0.475)	-0.068	(0.166)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		無		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.674		0.114		0.670		0.429		0.668	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	一般機械		電気機械		輸送用機械		その他製造業		建設業	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	-0.050	(0.765)	-2.313*	(1.215)	0.900	(0.650)	1.503***	(0.434)	-1.437**	(0.609)
	-0.091	(0.177)	0.029	(0.157)	0.087	(0.235)	0.111	(0.074)	0.020	(0.023)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		有		無		無		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.669		0.704		0.311		0.766		0.776	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	
	卸売・小売業		金融・保険業		不動産業		サービス業（民間）		機械	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 賃金率	0.441	(0.537)	0.669	(0.437)	0.894	(1.256)	2.441***	(0.773)	0.252	(0.375)
	0.053	(0.051)	-0.072*	(0.040)	—		0.006	(0.036)	-0.020	(0.134)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	無		無		有		無		無	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.733		0.737		0.809		0.663		0.704	
標本の大きさ	440		440		440		440		440	

(注) 表2の注に同じ。

(出所) 筆者作成

表5 5期差モデルのOLS推定の結果

	農林水産業		鉱業		食料品		繊維		パルプ・紙	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	-0.223	(0.621)	-0.485	(0.778)	0.133	(0.490)	-0.666	(0.567)	0.099	(0.664)
	—		—		0.075	(0.233)	0.631*	(0.289)	0.196	(0.191)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		有		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.649		0.704		0.543		0.862		0.559	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	化学		石油・石炭製品		窯業・土石製品		一次金属		金属製品	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	0.313	(0.506)	1.290*	(0.579)	-0.164	(0.394)	-0.285	(0.561)	-0.003	(0.360)
	-0.441	(0.267)	0.694	(0.904)	0.192	(0.261)	0.008	(0.915)	-0.225	(0.197)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		無		有		無		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.810		0.186		0.549		0.526		0.780	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	一般機械		電気機械		輸送用機械		その他製造業		建設業	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	0.396	(0.523)	-1.031	(0.586)	0.351	(0.461)	0.937**	(0.309)	0.140	(0.449)
	-0.169	(0.182)	0.327	(0.312)	-0.372	(0.508)	0.105	(0.099)	-0.018	(0.059)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		無		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.710		0.703		0.269		0.762		0.817	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	卸売・小売業		金融・保険業		不動産業		サービス業（民間）		機械	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	0.535	(0.400)	1.351**	(0.449)	2.058***	(0.319)	0.907***	(0.045)	0.838	(0.611)
	0.128	(0.151)	-0.060	(0.090)	—		-0.008	(0.042)	-0.224	(0.242)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		有		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.736		0.842		0.926		0.972		0.784	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

(注) 表2の注に同じ。
(出所) 筆者作成

表6 5期差モデルにおける第一段階推定

	地域固定効果有		地域固定効果無	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
操作変数	0.782***	(0.297)	0.561***	(0.131)
震災ダミー 時間効果	有		有	
F統計量	43.860		42.620	
決定係数	0.826		0.828	
標本の大きさ	396		396	

(注) 表3の注に同じ。

(出所) 筆者作成

VI. おわりに

本論文は、少子高齢化と社会資本の老朽化が進展している日本において、その実質的な社会資本サービス量を維持する必要性を明らかにするため、公共投資の経済効果のうち、生産性の変化を通じた民間設備投資に与える影響の存否を、ストックの変化により明らかにしたものである。

推定結果からは、分析モデルや推定方法により結果は異なっているものの、少なくともサービス業（民間）において、社会資本ストックの増加を通じて民間資本ストックが影響を受けていること、そしてその影響がプラスであることが示された。この結果をふまえると、社会資本の老朽化の進展は、実質的な社会資本サービス量を減らすことを通じて民間部門の生産性を低下させ、結果的に経済活動にマイナスの影響を

与えることになると考えられ、社会資本を適正に維持し続けることは、日本の生産性を維持するためには必要不可欠であるといえよう。

ただし、本論文の推定結果は、推定方法を変えることで結果が大きく変動しているところがある。とくに、操作変数法を適用した場合の結果は、適用前の結果と比較しても係数の変化に一貫性がなく、より望ましい操作変数の存在を検討する必要があると考えられる。また、本論文では企業が一定期間で民間資本ストックを最適水準に調整するという仮定の下で推定モデルを定式化しているが、畑農（2008）と同様、投資額を長期的関係との乖離を修正する要素を含めた定式化も考えられよう。これらは、今後の課題としたい。

参 考 文 献

金本良嗣・徳岡一幸（2002）「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』No. 7, pp. 1-15
 後藤孝夫（2015）「自動車関係諸税の地域間配分の要因分析—都道府県管理の一般道路事業額の決定要因」後藤孝夫著『道路政策の経済

分析』同文館出版, pp. 65-103
 近藤春生（2013）「道路投資における政治的要因の実証分析」『西南学院大学経済学論集』47巻3・4号, pp. 41-63
 徳井丞次・牧野達治・深尾京司・宮川努・荒井

表7 5期差モデルの操作変数推定の結果

	農林水産業		鉱業		食料品		繊維		パルプ・紙	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	-2.168 —	(1.169)	1.734 —	(2.763)	-0.369 0.046	(1.183) (0.206)	-1.543 0.578*	(2.373) (0.326)	0.827 0.256	(2.757) (0.304)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		有		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.509		0.677		0.533		0.855		0.551	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	化学		石油・石炭製品		窯業・土石製品		一次金属		金属製品	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	-0.486 -0.523***	(1.968) (0.179)	0.555 0.669	(0.681) (0.803)	-0.281 0.188	(2.704) (0.228)	-1.252** -0.053	(0.493) (0.827)	1.138 -0.166	(1.010) (0.199)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		無		有		無		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.805		0.184		0.549		0.519		0.759	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	一般機械		電気機械		輸送用機械		その他製造業		建設業	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	1.644 -0.069	(1.279) (0.144)	-1.149 0.316	(1.694) (0.305)	-1.612 -0.393	(1.107) (0.477)	1.510 0.136	(1.225) (0.089)	0.209 -0.019	(0.429) (0.060)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		無		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.691		0.703		0.239		0.751		0.817	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

	卸売・小売業		金融・保険業		不動産業		サービス業（民間）		機械	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
社会資本 貸金率	-0.875 0.188**	(1.006) (0.156)	2.522 -0.102	(1.823) (0.103)	1.489 —	(1.247)	1.597** 0.066	(0.686) (0.104)	1.369 -0.173	(1.355) (0.274)
震災ダミー	有		有		有		有		有	
地域固定効果	有		有		有		有		有	
時間効果	有		有		有		有		有	
決定係数	0.669		0.826		0.922		0.876		0.781	
標本の大きさ	396		396		396		396		396	

(注) 表2の注に同じ。

(出所) 筆者作成

- 信幸・新井園枝・乾友彦・川崎一泰・児玉直美・野口尚洋 (2013) 「都道府県別産業生産性 (R-JIP) データベースの構築と地域間生産性格差の分析」『経済研究』No. 64 No. 3, pp. 218-239
- 中東雅樹・吉野直行 (2015) 「インフラの経済効果の変化とそのファイナンス手法」『フィナンシャル・レビュー』124号, pp. 77-94
- 長峯純一・片山泰輔編著 (2001) 『公共投資と道路政策』勁草書房
- 畑農鋭矢 (2008) 「公共投資の民間投資誘発効果—ストック均衡を考慮した誤差修正モデルによる検証—」『フィナンシャル・レビュー』89号, pp. 30-42
- 吉野直行・吉田祐幸 (1988) 「公共投資の地方への配分の実証分析」『ESP』1988年6月号, pp. 42-47
- 吉野直行・中島隆信編著 (1999) 『公共投資の経済効果』日本評論社
- Abiad, A., D. Furceri and P. Topalova (2016) “The Macroeconomic Effects of Public Investment: Evidence from Advanced Economies”, *Journal of Macroeconomics*, 50, pp. 224-240
- Arrow, K.J. and M. Kurz (1970) *Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy*, The Johns Hopkins Press
- Aschauer, D.A. (2000) “Do States Optimize? Public Capital and Economic Growth”, *Annals of Regional Science*, 34, pp. 343-363
- Baxter, M. and R.G. King (1993) “Fiscal Policy in General Equilibrium”, *American Economic Review*, 83(3), pp. 315-334
- Bernard, A.B., A. Moxnes, and Y.U. Saito (2019) “Production Networks, Geography, and Firm Performance”, *Journal of Political Economy*, 127(2), pp. 639-688
- Dreger, C. and H.-E. Reimers (2016) “Does Public Investment Stimulate Private Investment? Evidence for the Euro Area”, *Economic Modelling*, 58, pp. 154-158
- Funashima, Y. and Y. Ohtsuka (2019) “Spatial Crowding-out and Crowding-in Effect of Government Spending on the Private Sector in Japan”, *Regional Science and Urban Economics*, 75, pp. 35-48
- Kameda, T., R. Namba, and T. Tsuruga (2019) “Decomposing Local Fiscal Multipliers: Evidence from Japan”, *Institute of Social and Economic Research Discussion Paper*, No. 1065
- Malizard, J. (2015) “Does Military Expenditure Crowd Out Private Investment? A Disaggregated Perspective for the Case of France”, *Economic Modelling*, 46, pp. 44-52
- Miyazaki, T. (2018) “Interactions between Regional Public and Private Investment: Evidence from Japanese Prefectures”, *Annals of Regional Science*, 60, pp. 195-211
- Stock, J.H. and M. Yogo (2005) “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D.W.K. Andrews and J.H. Stock, *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, pp. 80-108
- 経済産業研究所「R-JIP データベース 2017」
 〈<https://www.rieti.go.jp/jp/database/R-JIP2017/>〉
- 内閣府政策統括官 (経済社会システム担当)「日本の社会資本 2017」
 〈<https://www5.cao.go.jp/keizai2/ioj/>〉