

# 日本の社会資本が地域別生産性に与える効果の再検証

御 園 一

## 【要約】

本稿においては、先行研究の社会資本ストックの推計方法に焦点を当てたサーベイ等を行い、推計方法の主要な仮定や推計結果の時系列的な傾向にも各研究間で大きな相違はないが、同年の数値を比較すると相応の差異が認められ、これらの相違が社会資本ストックの生産性などの研究成果に影響を与えていることも否定できないことを確認した。

次に、社会資本ストックや就業者数の時系列的な動きを確認したところ、社会・民間資本ストック装備率と労働生産性の関係から、社会資本ストックの非効率な配分の発生がデータ上から裏付けられるのは概ね1970年代後半であることが確認できた。

更に、補論ではあるが、従来の地域区分（都市圏、地方圏）と、実質GDP成長率に着目した地域区分（成長地域、低成長地域）の2通りの区分による社会資本ストック等の弾性値の推計を行ったところ、民間資本ストックと就業者数の弾性値は、成長地域と都市圏、低成長地域と地方圏で概ね同様の動きを示しているが、社会資本ストックの弾性値は、都市圏では1990～99年以降有意でなかったのに対し成長地域では2000～09年に1956～81年の水準を上回る正を記録していた。

2通りの地域区分による結果を比較すると、地域区分の相違による社会資本ストックの弾性値の違いの発生を確認出来たことにより、同種の研究における地域区分の重要性を指摘することができたと考えられる。

## はじめに

1990年代初頭のバブル崩壊以降、景気回復を目指した予算編成や数々の経済対策が行われてきた。当初予算の経済効果の公的な試算は行われたことはないが、補正予算や経済対策が組まれる都度、内閣府において雇用への影響<sup>1)</sup>も含む経済効果の試算が行われ、閣議決定の対象となることから国会での議論の対象にもなり、社会的な注目も高まっている<sup>2)</sup>。

しかしながら、経済効果の試算は政府、民間シンクタンクも含め公共投資を中心とする需要面からの短期的な景気押し上げ効果に関するものにとどまり、供給面、すなわち生産性への中長期的な貢献についての試算は行われていない。景気回復への努力にも関わらず、日本経済は未だ「失われた20年」ともいわれる長期的な停滞から脱することができず、努力の成果は先進国中で最悪水準の

1) 経済対策においては雇用創出が最も重要な目的であるが、公共工事に批判的であった民主党政権時代の経済対策では、雇用調整助成金の要件緩和など、雇用の創出よりも雇用の「下支え」に重点が置かれていた。例えば、東日本大震災以前の「円高・デフレ対応のための緊急総合経済対策」(2010年10月閣議決定)では、雇用への影響を「雇用創出・下支え効果」と曖昧に表現している。なお、公共投資の雇用への効果に関しては、平(2008)が沖縄県を対象に公共投資の雇用創出効果の限界を指摘し、高林他(2005)が公共投資の雇用効果の低下を指摘している。

2) 「新成長戦略実現に向けた3段階の経済対策」(2010年9月10日閣議決定)以来、経済効果、及び雇用への影響を閣議決定。なお、直近の経済対策「日本経済再生に向けた緊急経済対策」(2013年1月11日閣議決定)の経済効果は、実質GDP押し上げ効果概ね2%程度、雇用創出効果は60万人程度と試算。

財政赤字のみという現状にある。これは、短期的な需要刺激の面はともかく、中長期的な生産性への貢献という点では当初予算も含む経済対策等がその役割を十分に果たしてこなかったことの証左とも考えられる。

他方、研究面では、Aschauer (1989) 以来、日本でも予算や経済対策の重要な柱である公共投資のストックと位置づけられる社会資本ストックの生産性に関する、実証分析を中心とする研究成果が数多く蓄積されるようになった。研究の多くは全国、地方、都道府県別などの地域別に、社会資本ストックを含む諸要素を説明変数、総生産を被説明変数として生産関数の推計を行い、同時性やスピルオーバーの問題にも対処するなど相応の効果を上げている。

しかし、研究のベースとなる社会資本の金額ベースでの推計方法に関し、ある程度のデフェクト・スタンダードは確立されているものの、推計結果の公表が必ずしも十分でなく、金額の相違が研究成果の相違をもたらしている可能性も否定できない。また、地域区分の方法に関し多くの先行研究で「都市圏」を南関東、東海、近畿とすることが暗黙の前提となっているなど、議論の余地があると考えられる。

近年の動きを見れば、2011年3月の東日本大震災を機に課題となった防災・減災施設の充実や2012年12月の中央高速笹子トンネルの事故に象徴される社会資本ストックの更新問題などの課題が自民党の「国土強靱化計画」へとつながり、安倍政権の経済政策の「三本の矢」の1つである「機動的な財政出動」においても公共投資は最重要の柱となっている<sup>3)</sup>。このように「コンクリートから人へ」の民主党政権時と比べれば、公共投資の重要性が増しているが、経済学的な裏付けのない

公共投資は再び過去のばらまき政策に陥るのではないかとの懸念も根強い。

以上のような問題意識から、本稿においては、

1節で、先行研究の成果の全般的なサーベイ、2節で、先行研究の社会資本ストックの推計方法に焦点を当てたサーベイ、3節で、データの出所の説明、4節で、(1)推計・考察の前提となる諸データを概観、(2)各地方の社会・民間資本ストック等のシェアの推移、(3)社会資本ストック装備率と生産性の関係の確認、5節(補論)で、以下の2通りの社会資本ストック等の生産性(弾性値)の試算を行う<sup>4)</sup>。

- (1) 従来地域区分(都市圏、地方圏)を前提にした推計
  - (2) 実質GDP成長率に着目した地域区分を前提にした推計
- 6節で、まとめと今後の課題の説明を行う。

## 1節. 先行研究のサーベイ

社会資本ストックに関する先行研究は Arrow and Kurz (1970) をはじめとする最適規模に関する分析と、Aschauer (1989) に端を発した経済効果の分析に大別される。本稿2節以下で、主として社会資本ストックの生産性に関し考察するため、前者には簡単に触れるに留め、後者に関する先行研究をより詳細にサーベイすることとする。

- (1) 社会資本ストックの最適規模に関する先行研究

日本の社会資本ストックの最適規模を社会的割引率から分析した研究としては、岩本(1990)、土居(1995)などがある。岩本(1990)は日本の社会資本ストックは全国レベルで過小、吉野他

<sup>3)</sup> 「日本経済再生に向けた緊急経済対策」(2013年1月11日閣議決定)でも国費10.3兆円中、5.2兆円程度が公共事業費とされている。

<sup>4)</sup> 5節を補論としたのは、本節の目的が、社会資本ストックの生産性の研究において「地域区分」に再考の余地があることを確認するためであり、結果の頑健性の検証や経済学的な含意の分析にまで至っていないことによる。右は後日の研究対象としたい。

（1994）等は社会資本の限界生産性が地方圏よりも大都市圏の方が大きいことから効率性の観点から大都市圏の社会資本が過小であることを示している。また、吉野他（1999）は産業別の限界生産性の分析を行い、第一次産業において生産性が小さいことから社会資本ストックが過大と分析している。更に時期的な分析としては、推計方法、期間が異なることから単純な比較はできないが、岩本（1990）、三井他（1995）は概ね1980年代は社会資本ストック蓄積が過小と評価したのに対して、吉野他（1999）は同時期を過大と評価している。

社会資本の過大性、過小性の構造に踏み込んで分析した研究としては、浅子他（1994）、土居（1995）、吉野他（1996）、三井他（1995）、大河原他（1995）、経済企画庁（1997）などがある。浅子他（1994）は地域間配分の歪みにより、現行の社会資本ストックは対GDPで3%の生産性損失をもたらしていることを明らかにしている。土居（1995）は各地域の最適社会資本水準ストックを推定し、現実には都市圏での与党（自民党）議員の議席数減少を原因とする政治的構造変化により公共投資の地域間配分が歪められたことから、都市圏で過小、地方圏で過大と分析している。

## （2）社会資本ストックの経済効果に関する先行研究

社会資本ストックの経済効果に関する先行研究の論点は多岐に渡ることから、本稿4節、5節に関連の深い生産性、民間投資誘発効果、地域区分の方法を中心に先行研究をサーベイする。

### ① 生産性に関する観点からのサーベイ

社会資本ストックの経済効果、生産性に関する嚆矢ともいえるAschauer（1989）以来、日本でも多くの先行研究の蓄積がなされている。岩本（1990）が提案した、採用した社会資本ストックを民間資本ストック等と並ぶ生産要素とする考え方は、社会資本ストックの付加価値に対する弾性値が計測できることから岩本（1990）の他、浅子

他（1993）、吉野他（1994）、三井他（1995）等に採用され、多くの研究が社会資本ストックの経済効果（弾性値）を「正」としている。以上の研究は主としてCobb = Douglass型の生産関数を用いているが、関数形の一般化を目指し、Translog型の関数の推計も行われるようになってきた。近年では、林（2009）が1999～2004年の都道府県別パネルデータを用いた実証分析を行い、社会資本ストックの限界生産性が近年回復傾向にあるとの成果を得ている。

なお、社会資本ストックの経済効果を地域別に推計する際、計量経済学的には同時性問題が課題として取り上げられてきた。これは、社会資本ストックのフローである公共投資が景気刺激策の一環として景気の悪い地域、すなわち総生産の伸びの低い地域に優先的に投入されるため「負」に偏った経済効果が産出されるというものであり、米国を対象にした先行研究においてもEisner（1991）で言及されるように同様の問題が指摘されている。しかし、米国においては「正」への偏りが指摘されており、その背景として域内総生産や所得が高い地域により多くの公共投資がなされるためと理解されている<sup>5)</sup>。

こうした同時性問題に関して、説明変数の期にラグを入れるなどの操作変数法による対処が主として行われてきた。しかし、岩本他（1996）は公共投資政策の意図と相関を持たない操作変数を求めることは困難と指摘し、①政策に影響を与える要因を地域ダミー変数として捉える方法と②サンプルを性質の似通ったグループにまとめて推計する方法を提案している。①によれば1966～84年までの推計では、社会資本ストックに正の経済効果が認められたものの、サンプルを分割すると後期（1975～84年）では経済効果は観察されなかつ

<sup>5)</sup> 同時性問題が日米両国で逆の方向性を持つ背景としては、平川（2011）他で指摘されているように、米国では自治体間の財政力格差を調整する仕組みが乏しいのに対して、日本では住民1人当たりの歳入を逆転するような財政調整制度が存在することが挙げられる。

たことを、公共投資の地域配分が60年代の効率性重視から70年代以降の地域間格差是正重視に変化した結果と解釈している。②では、生産要素の投入量では説明ができない生産性の地域間格差を表しているダミー変数を公共投資の地域間配分の政策的意図と関連を持つものと捉え、これにより都道府県を所得水準別に3グループに分割して社会資本ストックの経済効果を推計した結果、いずれのグループでも前期(1965～73年)では正の経済効果が観察されたが後期(1975～84年)では観察されなかったとしている。また②の一環として、グループ化を産業別に行った結果第1次産業の後期(1975～84年)、第3次産業の前期(1965～73年)、後期(1975～84年)に正の経済効果が観察されており、社会資本ストックの役割の各産業での役割の相違の示唆としている。

## ② 民間投資誘発効果に関する観点からのサーベイ

社会資本ストックが直接、生産へ貢献するルートのみではなく、民間資本ストックの蓄積を誘発するという間接的な生産への貢献を分析した研究も多くなされている。吉野他(1994)、中島他(1999)では社会資本ストックを含んだTranslog型生産関数を用い、社会資本ストックの経済効果を直接、生産を拡大する効果(直接効果)と民間投資を誘発することで生産を拡大する効果(間接効果)に分け推計し、間接効果の存在を確認している。

また、三井他(1995)では、公共投資を含む投資関数と社会資本ストックを含む収益率関数を同時推計することで、公共投資のクラウドディング・イン効果の検証を行っており、高度成長期には社会資本ストックの水準が低かったこともあってクラウドディング・イン効果がクラウドディング・アウト効果よりも大きかったのに対して1971年以降、社会資本ストックによる民間資本ストックの収益性への貢献が小さくなりクラウドディング・アウト効果が強まっているとしている。同様の問題意識に立った畑農(2008)では、ディング・イン効果

が明確に確認されたとしている。畑農(2008)は、クラウドディング・イン効果を否定する先行研究も多いことに関して、本来、民間投資と公共投資の長期的な関係はフローではなくストックで捉えられるべきであるとし、社会資本ストックと民間資本ストックの関係にストック均衡を考慮しなかった点で先行研究を批判している。

## ③ 地域区分の方法に関する観点からのサーベイ

地域区分の観点から先行研究を概観すると、(ア)全国を1つの経済圏と捉えるもの、(イ)全国をいくつかの経済圏に分割するもの、(ウ)都道府県を各々1つの経済圏と捉えるものに大別できる。(ア)、(ウ)の区分の方法は自明であることから(イ)の区分の方法についてサーベイすることとする。

先行研究の大半を占め最もオーソドックスであるのが、北海道や東北といったいわゆる地理的な「地方」ごとに区分する方法であり、多くがスピルオーバー効果に対処したものとなっている。ただし、研究により北海道・東北や中国・四国を1つの経済圏として捉えるもの、関東を北関東・南関東に分割するものなどの相違がある。特に近年「東京の1人勝ち」、「地域格差」が大きな問題となってきてからは、東京「地方」の特徴を明確化するため、関東を首都圏、或いは南関東(東京、神奈川、埼玉、千葉)と北関東に分割する研究が多い。また、都市圏、地方圏の分析を行う場合には、南関東、東海、近畿を都市圏、その他の地域を地方圏と区分する研究が多いが、その区分に関する説明がなされていないことも多く、経済学的な裏付けを必ずしも満たさないものとなっている。

なお、先行研究の中でも経済学的な裏付けに基づいた区分をしているものもある。例えば、岩本他(1996)ではサンプル初年度の労働生産性の高低で都道府県を3区分、八田他(1997)では7政令指定都市(札幌、仙台、東京、名古屋、大阪、広島、福岡)を都市圏として把握し、岩本他(1996)

では労働生産性の高い地域、八田（他）では都市圏（7政令指定都市）で民間資本ストックが社会資本ストックに比べ充実しているとの結果を得ている<sup>6)</sup>。また唐木（2006）では1980, 90, 95, 2000年のDID（Densely Inhabited District）人口により全国を大都市雇用圏、小都市雇用圏に分類した大都市雇用圏で産業基盤、生活基盤について生産力効果が見られ、産業基盤の限界生産性（生産力効果）が最も大きいことが見られたとしている<sup>7)</sup>。

他方、地域区分とは異なるが、より経済学的な裏付けという意味で興味深いのは、中東（2008）であり、既存研究でも行われていた民間資本ストックの稼働率の概念を、社会資本ストックに応用し、より実際的な生産性の推計を試みている<sup>8)</sup>。結論としては03年末時点における社会資本の資産価値が、建設公債残高を上回っていることから受益と負担の関係を考えれば問題はないとしている。ただし、社会・民間資本ストックの稼働率のピークを各々4時点、2時点に仮定した説明が必ずしも十分ではない<sup>9)</sup>。

なお、本稿では、地域区分の相違による社会資本ストックの弾性値の違いの発生を確認することで、同種の研究における地域区分に再考の余地があることを確認するため、5節（補論）において従来の都市圏、地方圏の区分に従った分析と、成長率に着目した区分に従った試算を行う。

## 2節. 先行研究の社会資本ストックの推計方法に焦点を当てたサーベイ<sup>10)</sup>

ここでは、(1)「財政再建下の公共投資と地域経済（大河原他（2001）」、(2)「地域から見た日本経済と財政政策（土居（2002）」、(3)「社会資本整備の政策評価－都道府県データによる生産力効果の計測（遠藤（2002）」、(4)「社会資本の地方への重点的整備の評価（三井（2003）」、(5)「日本の社会資本整備2012（内閣府（2012）」の推計方法を概観する<sup>11)</sup>。いずれの研究も、他の研究において参考文献として挙げられることも多く、社会資本ストックの推計結果におけるデファクト・スタンダードに近い。中でも土居（2002）、内閣府（2012）は推計結果の詳細をHP上で公開していることから、多くの後進の研究へ貢献していると考えられる。なお、比較のポイントは①社会資本ストックのベンチマーク、②フローである公共投資額、③除却額推計における仮定とする。以下（表1）が、その概観である。

（表1）より、①社会資本ストックのベンチマーク、②フローである公共投資額、③除却額の推計における仮定とも、各研究に大きな相違はないことがわかる。(1)～(5)の研究の多くでは、社会資本ストックの推計結果を公表していることから、研究のベースとして後進へ貢献していることは勿論、推計結果である社会資本ストック金額の相違が、生産関数等、研究成果の相違に与えている影響も読み取ることができる。なお、各研究の社会

6) この結論は、乾他（2012）の80年、03年当時ともに相対的に民間資本ストックが多く、年代を経るに従いその差が大きくなっているという指摘と概ね合致している。

7) 本稿においては、先行研究にも様々な「地域区分」が存在することを指摘するに留め、地域区分の相違とその結果の対応関係の検証については、後日の課題とする。

8) 他に社会資本ストックに稼働率の概念を持ちこんだ先行研究としては、高橋（1996）、道路資本のみではあるが林（2004）等がある。

9) 以上で本稿で主として参考にした先行研究のサーベイを行ったが、より包括的なサーベイとしては中村（2010年）が挙げられる。

10) 乾・御園（2012）を基に作成

11) 土居（2002）、遠藤（2002）、内閣府（2012）においては、NTT、JRの民営化による社会資本への影響を明示的に説明している。ただし土居（2002）は民営化後のNTT、JRの資本ストックを社会資本ストックとして捉え直してデータを補完しているが、遠藤（2002）では、民営化前の電電公社、国鉄の資本ストックを民間資本ストックとして捉え直してデータを補完している。他方、内閣府（2012）は、民営化前は社会資本ストック、民営化後は民間資本ストックとしている。

表1 我が国の社会資本ストックに関する代表的な研究の推計方法の概観

	ベンチマーク	公共投資額	除却率推計の仮定
(1)	1970年国富調査(経済企画庁)	県民経済計算(内閣府)の固定資本形成系列, 公共工事着工統計(国土交通省)の目的別工事額より推計	除却スケジュール分布は, 投資の平均耐用年数30年, 42年後の残価率10%としてガンマ分布を当てはめる.
(2)	同上	同上	同上
(3)	同上	同上	平均耐用年数, 及びある時点での残価率が社会資本ストック全体で共通と仮定するのではなく)目的別社会資本ストックの各々に異なる平均耐用年数を適用.
(4)	同上	同上	除却スケジュール分布は, 投資の平均耐用年数30年, 42年後の残価率10%としてガンマ分布を当てはめる.
(5)	経済審議会地域圏会報告検討資料集(経済企画庁1968).	県民経済計算の公的固定資本形成より推計. 推計に当たっては, 長期にわたる名目投資額の収集が可能な部門はPI法(Personal Investment Method 恒久棚卸法), 困難な部門はBY法(Benchmark Year Method 基準年次法)を適用.	除却分布は釣鐘型(ワイブル型)を仮定し, 平均耐用年数は部門ごとに推計.

表2 各研究の社会資本ストックの推計結果(兆円)

暦年/年度	1955	1965	1975	1985	1995	2000	2009
大河原他	—	—	—	—	—	93(注1)	—
土居	32	57	155	304	458	—	—
遠藤	—	—	131	255	436	—	—
三井(注2)	—	—	—	—	—	—	—
内閣府	17	40	134	303	531	661	785
同上(注3)	10	29	108	234	380	455	471

(注)1 産業基盤型社会資本ストックのみの数値

2 三井(2003)は, 数値の公表はしていないが, (財)電力中央研究所よりデータ提供と紹介.

3 内閣府(上段)は租資本ストック, (下段)は純資本ストックの数値

資本ストックの推計結果は(表2)の通りである(暦年, 年度は本稿3節の分析期間も考慮して適宜抜粋).

本稿においては, 既存研究における計測方法を比較しているにとどまっているが, これは, 本稿部分の趣旨が代表的な既存研究においても, 当該分野のベースとなる社会資本ストックの推計結果

においても無視できない差異があることの確認する点にあることによる. なお, 各々の既存研究には, 多くにおいて電電公社や国鉄民営化などの際の取り扱い, 除却率などについては課題として明記され, 研究方針, 及び期待される成果と計測手法の選択の関係などについても記述されているものもあるが, 上記の理由により本稿ではそれらの

比較までは立ち入らない。しかしながら、社会資本ストックの研究の上で避けては通れない部分であることから、後日の課題としたい。

### 3節. データ出所の説明

各都道府県の総生産や社会資本ストック、民間資本ストック、就業人口等の推計については、概ね先行研究に従う。

#### データの出典等

データ	出典等
社会資本ストック（県別）	都道府県別圏門別純資本ストック（「日本の社会資本2012（内閣府2012）」）（1955～59年は「経済財政ハンドブック（土居）」を接合） なお、2009年の社会資本ストックは471兆円（全国）
民間資本ストック（県別）	都道府県別民間資本ストック（内閣府）（1955～69年は「経済財政ハンドブック（土居）」を接合） なお、2009年の民間資本ストックは1210兆円（全国）
総生産（県別）	「県民経済計算」の県内総生産（実質）
就業者数（県別）	「県民経済計算」の県内就業者数

社会資本ストックは一般に産業基盤型、生活基盤型、農林水産型、国土保全型に大別される。各々の種類に明確な定義はないが、本稿においては先行研究に従い、産業基盤型を道路、港湾、航空、廃棄物処理、工業用水道、生活基盤型を公共賃貸住宅、下水道、水道、都市公園、文教1（学校施設、学術施設）、文教2（社会教育施設、社会体育施設、文化施設）、農林水産型を農業、林業、水産業、国土保全型を治山、治水、海岸と区分することとする<sup>12)</sup>。

<sup>12)</sup> 本稿では都道府県別データを扱うところ「都道府県別部門別純資本ストック」では鉄道、及び郵便の都道府県別データがないことから、これらに関しては割愛する。また、沖縄県に関しては1972年以前のデータが不備であるため、本稿の対象からは除外することとする。

### 4節. 社会資本ストックの時系列的な変遷の概観の確認

#### (1) 推計・考察の前提となる諸データを概観

図1は、全国社会資本ストック、民間資本ストック、実質GDPの伸び率を5年移動平均で表したものであるが、社会資本ストックは政府財政の規模が拡大した高度成長前期から急激に伸び率を拡大させ、1962年以降1973年の第一次石油危機までは前年比12%以上の伸び率を記録していた。その後、伸び率は徐々に縮小し、財政に比較的余裕のあったバブル期にはおおむね5%程度で推移したものの、近年はマイナスの伸び率を記録している。これは維持更新投資さえも行われていないということであり、東日本大震災を機に課題となった防災・減災施設の充実や2012年12月の中央高速笹子トンネルの事故に象徴される社会資本ストックの更新問題等が自民党の「国土強靱化計画」でも課題となっているところである。

民間資本ストックの伸び率も高度成長前期から拡大したが、第一次石油ショック後は縮小しており、実質GDPの伸び率と合わせても、1980年代前半までは、3指標が概ね同様の動きを示していた。その後、民間資本ストックの伸び率はバブル期に拡大したが、1990年代初頭のバブル崩壊以降、2000年代に至るまで縮小している。これはバブル期の過剰投資とその後の設備削減の動きと整合的である。他方、社会資本ストックの動きは民間資本ストックとは異なり、バブル期には概ね横ばい、バブル崩壊後も民間資本ストックを上回る伸び率を記録しており、この時期の伸び率の振幅は民間資本ストックよりも小さい。これは、景気の過熱期には社会資本ストックのフローである公共投資の景気下支え面からの必要性が減少し、景気の後退期には逆の現象が起こるとされていることと整合的である。

図2～5は、実質GDP、社会資本ストック、

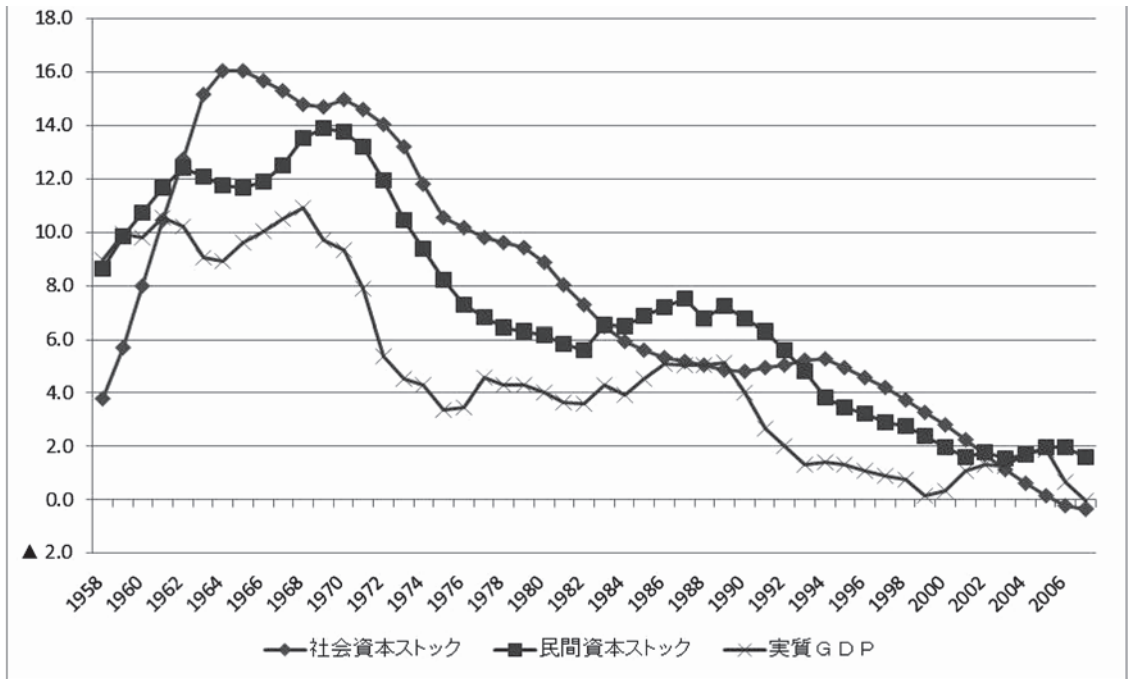


図1 各指標の伸び率(%, 5年移動平均)

民間資本ストック、就業者数の各地方<sup>13)</sup>の全国に占めるシェアを時期別に表したものである。(図2～5においては、左側のグラフが1955年、右側のグラフが2009年を示す。)実質GDPのシェア(図2)は、北関東、南関東、東海で上昇し、他地方は低下しているが、中でも南関東が7%ポイント程度シェアを伸ばしているのに対して、近畿は3%ポイント程度シェアを低下させており、1955年当時の東京圏、大阪圏の経済の2大中心体制から、半世紀の間に東京一極集中が起こったことがわかる。社会資本ストックのシェア(図3)

の変化は比較的小さく、また経済規模(実質GDP)よりも各地方の相違は小さい。この背景としては、社会資本ストックのフローである公共投資が景気刺激策の一環として景気の悪い地域、すなわち総生産の伸びの低い地域に優先的に投入されてきたことが推察できる。民間資本ストックのシェア(図4)は、東北、北関東、東海、九州で上昇しているが、社会資本ストックと同様、変化は比較的小さい。就業者数(図5)のシェアでは、南関東のシェアが倍近い伸びを示し、いわゆる3大都市圏(東京圏、名古屋圏、大阪圏)以外は全て低下している。

「地域の経済」(内閣府)においては、(就業数のシェアが上昇している)南関東、東海、近畿を都市圏、それ以外の地方を地方圏と分類している。「1節.(2)③地域区分の方法に関する観点からのサーベイ」でも確認したように、社会資本ストックの生産性を論じる場合にも同様の分類をしている先行研究が多い。この分類は、人口集中や過疎

13) 「地域の経済」(内閣府)に従い、本稿において各地方とは、北海道、東北(青森、岩手、秋田、宮城、山形、福島、新潟)、北関東(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)、南関東(埼玉、千葉、東京、神奈川)、東海(静岡、岐阜、愛知、三重)、北陸(富山、石川、福井)、近畿(滋賀、京都、奈良、和歌山、大阪、兵庫)、中国(鳥取、島根、岡山、広島、山口)、四国(徳島、香川、愛媛、高知)、九州(福岡、佐賀、長崎、大分、熊本、宮崎、鹿児島)、沖縄とする。



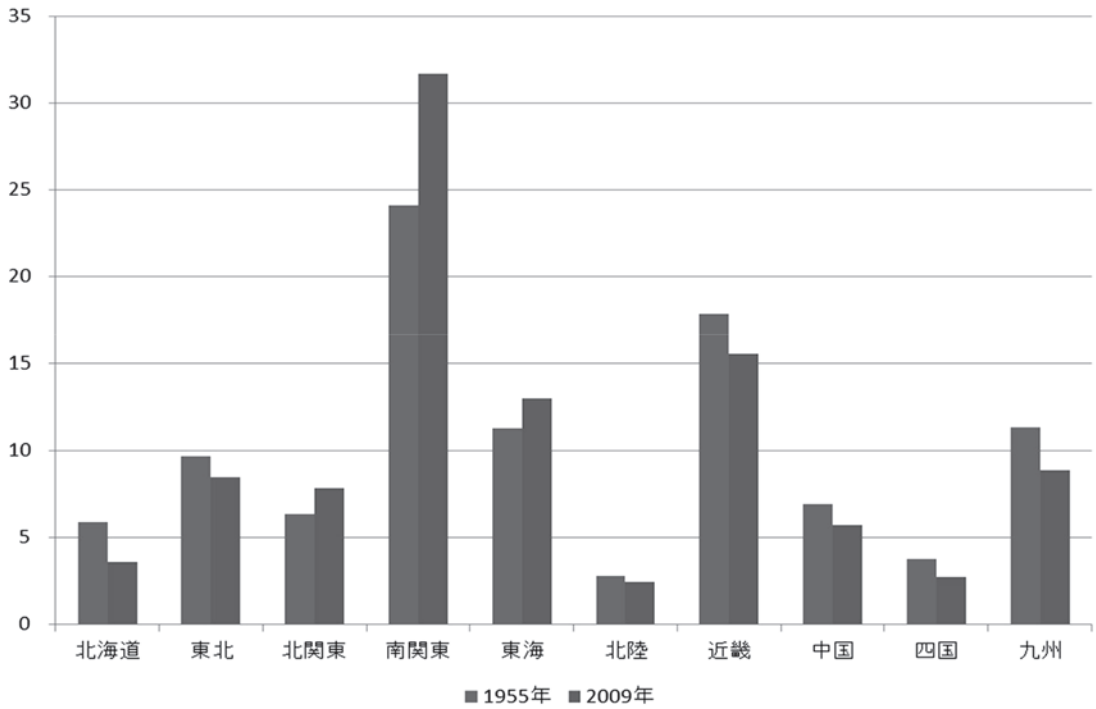


図2 実質 GDP のシェアの推移 (%)

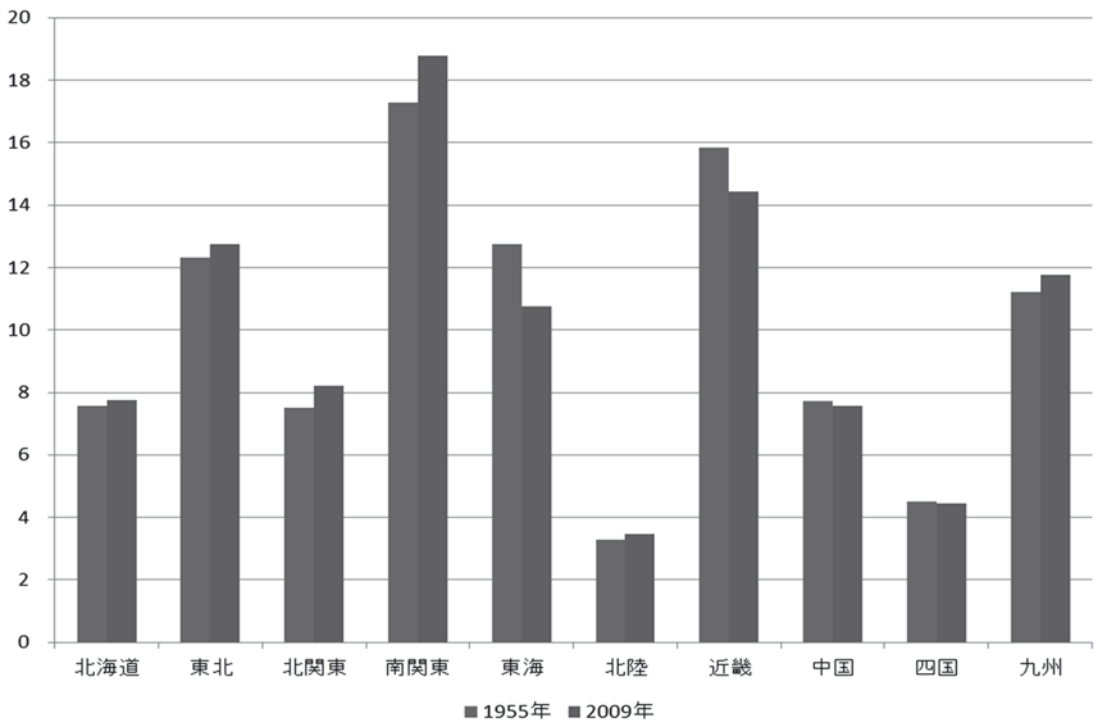


図3 社会資本ストックのシェアの推移 (%)

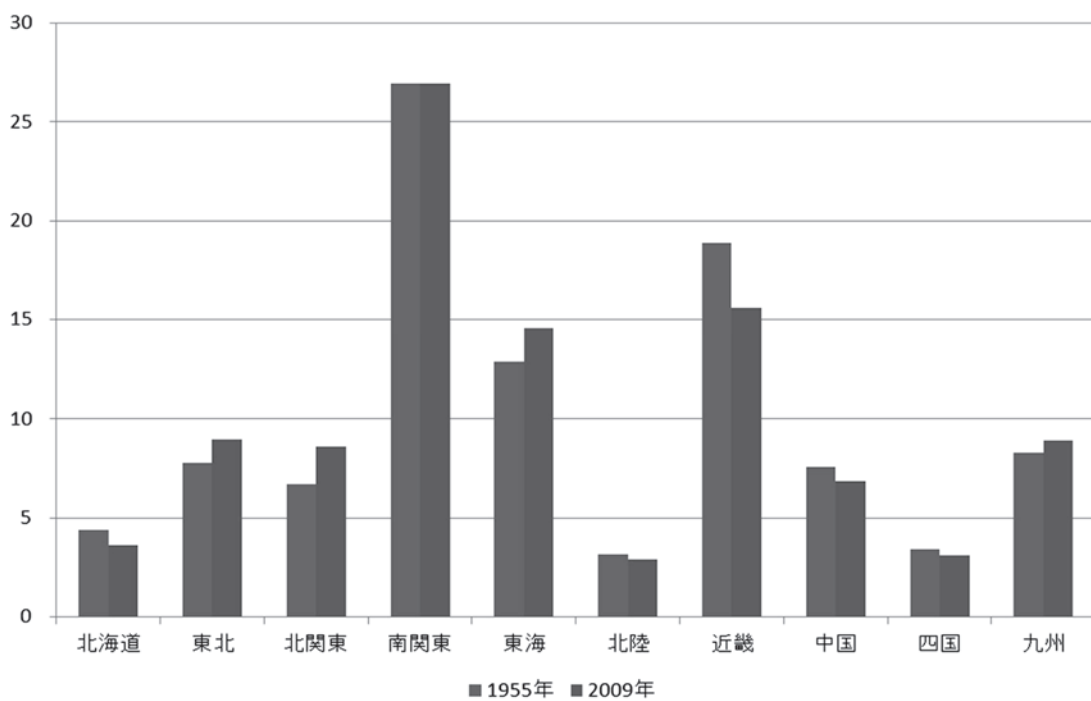


図4 民間資本ストックのシェアの推移 (%)

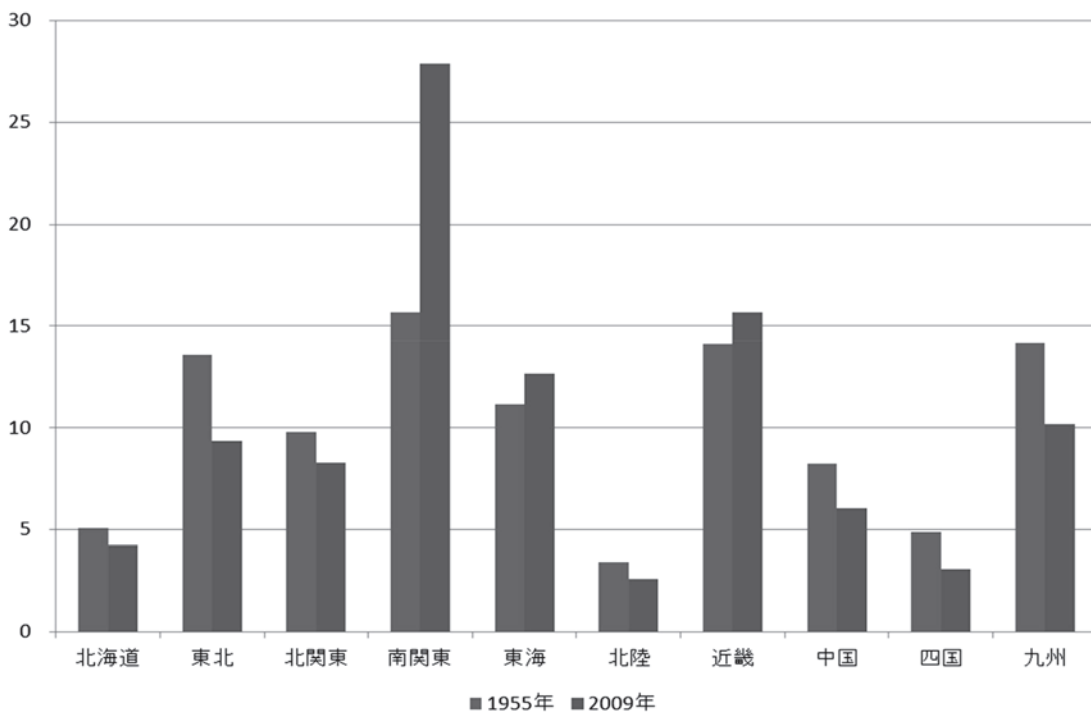


図5 就業者数のシェアの推移 (%)

化を論じる場合には、図5からも一定の整合性を持つと考えられるが、社会資本ストック、更に広く言えば経済を論じる場合には、必ずしも整合性を持つとは言えないのではないだろうか。生産の3大要素である社会資本ストック、民間資本ストック、就業者数、その結果である実質GDPの変遷が前述のようにかなり異なる以上、就業者数（≒人口）のみに焦点を当てるのではなく、他の分類方法も注目に値すると考えられる。

## （2）各地方の社会・民間資本ストック等のシェアの推移

図6は、社会資本ストック、民間資本ストックの1955年、2009年の各地方の全国に占めるシェアを百分率で表した散布図であり、データとしては前述の図3、4を組み合わせたものとなる。線分よりも左側の地域は社会資本ストックが、右側の地域は民間資本ストックが相対的に大きいこととなる。図7は、同様の形式で産業基盤型社会資本

本ストック、生活基盤型社会資本ストックのシェアを表した散布図であり、線分よりも左側の地域は産業基盤型社会資本ストックが、右側の地域は生活基盤型社会資本ストックが相対的に大きいこととなる。

図6によれば、1955年においては、民間資本ストックが社会資本ストックよりも相対的に大きい地方は南関東、近畿の2地域、ほぼ拮抗していたのが東海であり、その他の地方は全て社会資本ストックの方が大きかった。先行研究における「都市化」が進んだ地域では、民間資本ストックの方が相対的に大きいとの指摘に従えば、1955年当時、既に南関東、近畿は他地域に比べより「都市化」が進んでいたといえる。1955年と比較すると2009年においては、南関東の変化は小さいが、近畿の社会・民間資本ストック双方のシェア低下と、東海の両資本ストックのシェア上昇、及び右側への移動が目立つ。近畿のシェア低下は図2で確認した実質GDPシェアの低下と整合的であり、

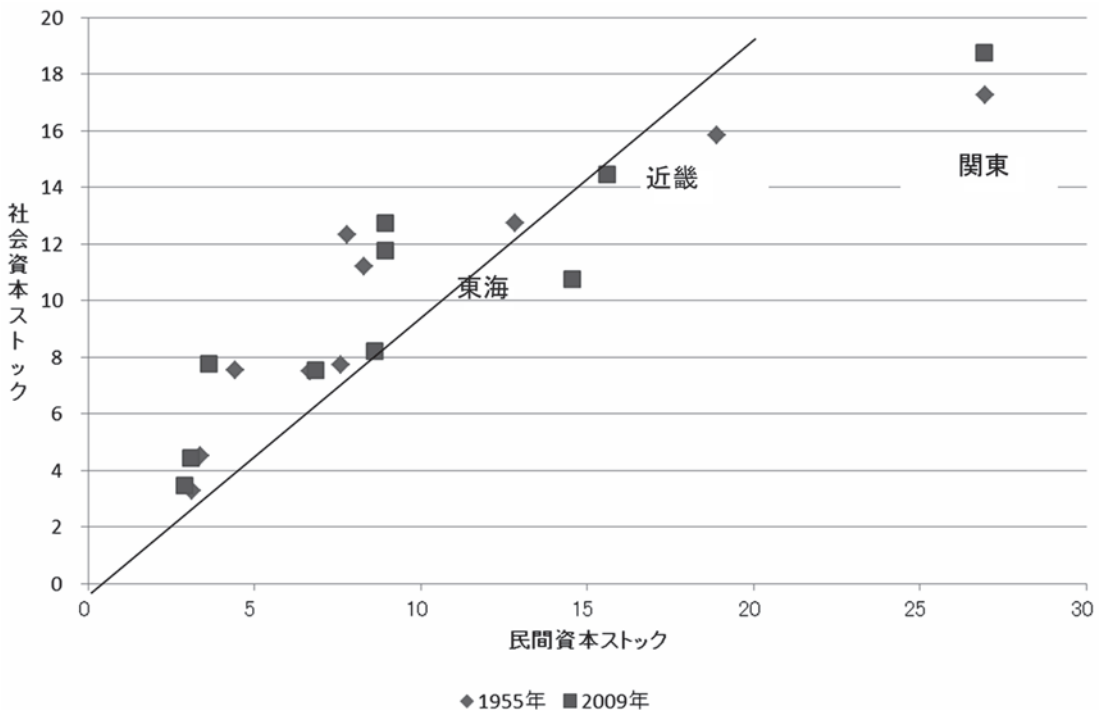


図6 社会・民間資本ストックのシェアの関係（%，地方別）

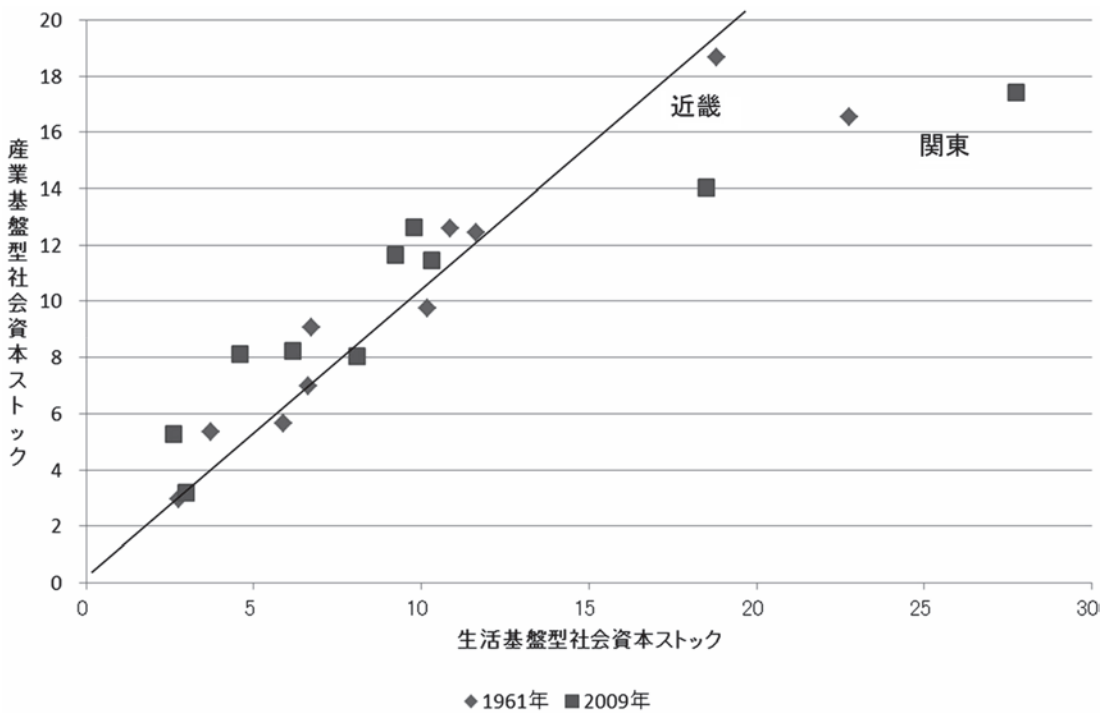


図7 産業・生活基盤型社会資本ストックのシェアの関係(%, 地方別)

また、東海のシェア上昇、右側への移動は GDP シェアの上昇と整合的であるほか、同地方の社会資本ストックと民間資本ストックの関係からみた「都市化」の進展を示唆するものといえる。

図7によれば、1961年においては、生活基盤型社会資本ストックが産業基盤型社会資本ストックよりも相対的に大きい地方は南関東、ほぼ拮抗していたのが北海道、北関東、東海、近畿、その他の地方は産業基盤型社会資本ストックの方が大きかった。先行研究における「都市化」が進んだ地域では、生活基盤型社会資本ストックの方が相対的に大きいとの指摘に従えば、1961年当時、既に南関東では「都市化」が進んでいたといえる。1961年と比較すると2009年においては、南関東は生活基盤型社会資本ストックのシェアが大きく伸びており、また近畿は下方(右側)に移動しているのが目立つ。両地方の産業基盤型社会資本ストックと生活基盤型社会資本ストックの関係からみた「都市化」の進展を示唆するものといえよう。

### (3) 社会・民間資本ストック装備率と労働生産性の関係

総生産、社会資本ストック、及び就業者数の関係は以下の数式に変形することができる。 $Y/L$ (労働生産性) =  $Y/G$ (社会資本ストック生産性) ×  $G/L$ (社会資本装備率)

(Y: 総生産, G: 社会資本ストック, L: 就業人口)

図8は、各地方の社会資本ストック装備率と労働生産性の関係を年代別に表した散布図である。また、図9は社会資本装備率と社会資本ストック生産性の関係を、図10は社会資本ストック生産性と労働生産性の関係を同様の形式で表わした散布図である。

社会資本ストック装備率と労働生産性の関係(図8)では、1956～81年においては安定的な関係は確認できなかったが、1982年以降は負の関係を確認できた。社会資本ストック装備率と社会資本ストック生産性の関係(図9)では、1956

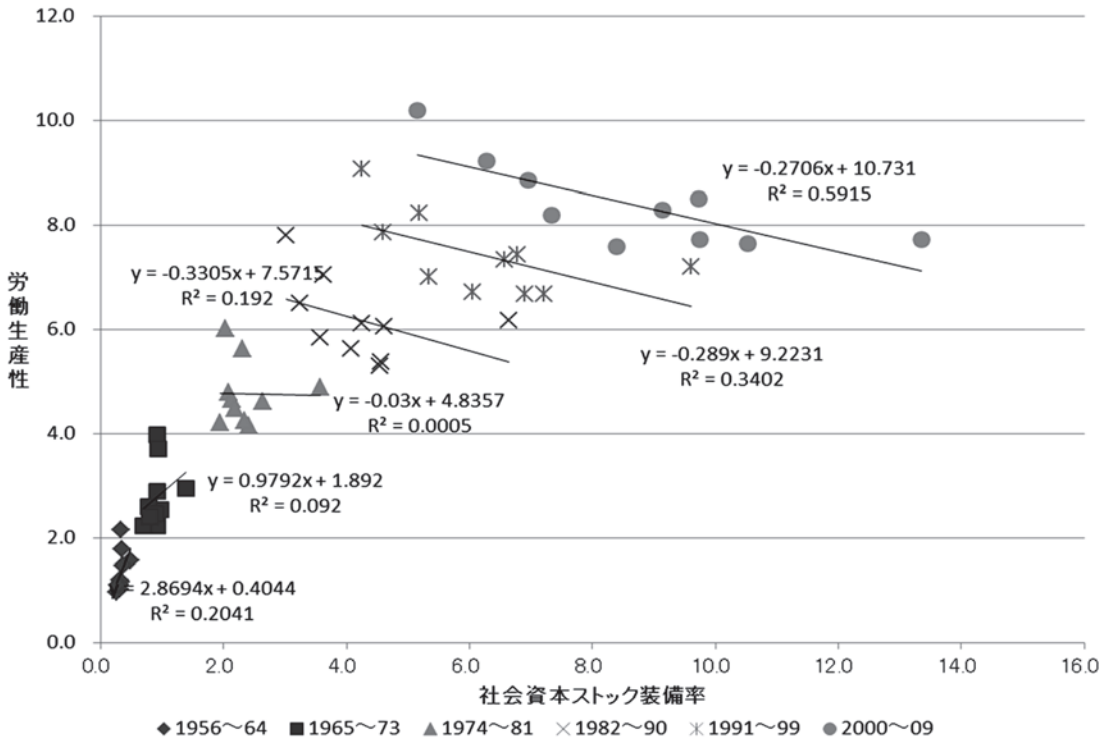


図8 社会資本ストック装備率と労働生産性の関係（地方別）

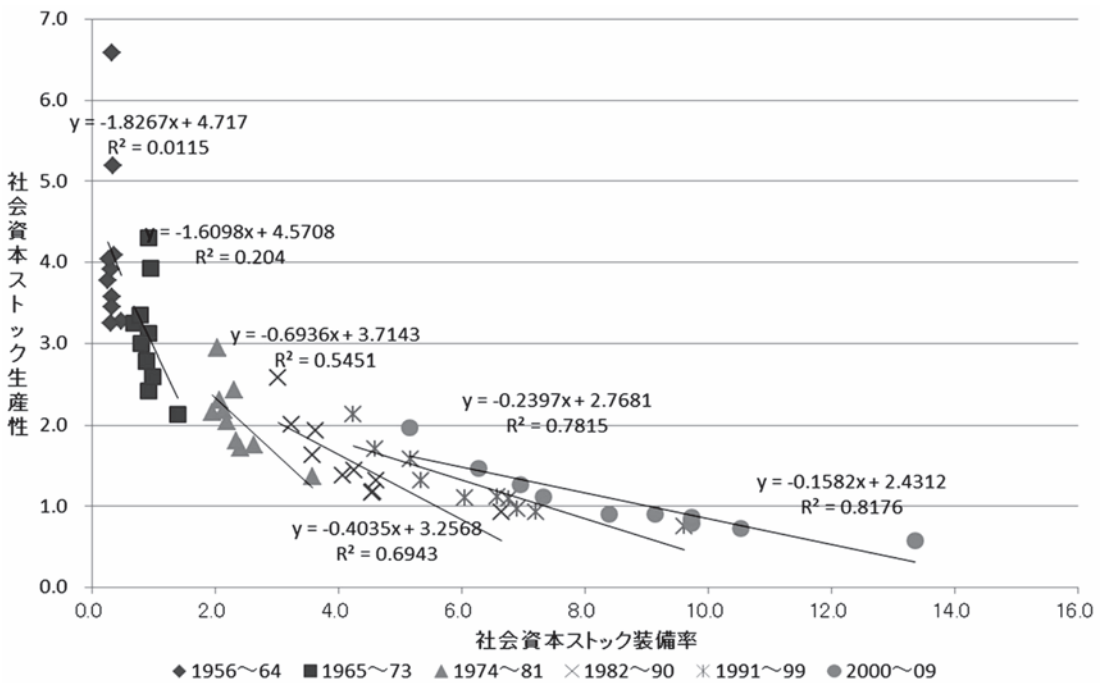


図9 社会資本ストック装備率と社会資本ストック生産性の関係（地方別）

～73年においては安定的な関係は確認できなかったが、1974年以降は負の関係を確認できた。社会資本ストック生産性と労働生産性の関係（図10）では、一貫して安定的な正の関係にあった。

すなわち、図10にみるように社会資本ストック生産性も労働生産性上昇に一定の寄与をしていることから、社会資本ストック生産性の分母にあたる社会資本ストックの蓄積が総生産の向上に負の寄与をするとは考えにくい。よって、社会資本ストック装備率と労働生産性の関係を示す弾性値等で負の関係が提示されれば、経済成長が停滞している地域により多くの公共投資がなされることから発生する非効率（計量経済学的には「同時性」）が背景にあると考えられる。社会資本ストック装備率と労働生産性が1982年以降、負の関係にあ

るといことは、この時点の非効率の発生を示唆している。さらに、社会資本ストック装備率と社会資本ストック生産性が1974年以降、負の関係にあるということは、同生産性の低い地域への公共投資の増加を示しており、非効率の発生に裏付けとなるものと考えられる。

以上で観察されたように、非効率の発生がデータ上から裏付けられるのは概ね1970年代後半からといえよう。ただし、それ以前にも、非効率は発生していたが、民間資本ストックや就業者数の増加による実質GDPの急増が非効率の負の効果を覆い隠していた可能性は否定できない<sup>14)</sup>。

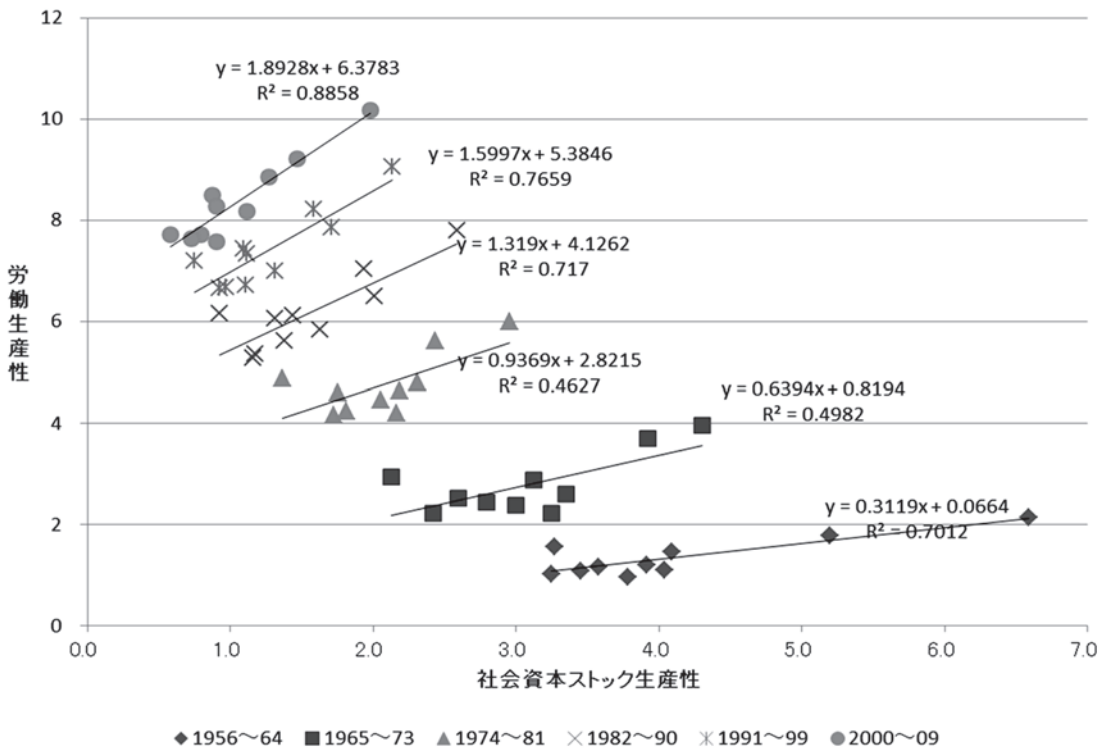


図10 社会資本ストック生産性と労働生産性の関係（地方別）

<sup>14)</sup> この点に関しては、5節（補論）で若干触れる。

### 5節(補論). 2通りの方法による 社会資本ストック等の生産性（弾性値）の推計

「1節. (2)④地域区分の方法に関する観点からのサーベイ」で説明した問題意識に従い、

- (1) 従来の地域区分（都市圏，地方圏）を前提にした推計
- (2) 実質 GDP 成長率に着目した地域区分を前提にした推計を行う。

ここでは、「地域区分」に焦点を当てるため、モデルは最もオーソドックスとされるコブ・ダグラス型の生産関数とする。説明変数は、社会資本ストック、民間資本ストック、就業人口、明変数は域内総生産。社会資本ストック、民間資本ストックは1期ラグを入れる。具体的には、全国を2地域に分け、時期（1956～2009年を8～9年単位で6年代に区分）ごとの各都道府県のデータをパネルデータとして取り扱うこととする。

### 【モデル式】

$$Y_{(R)} = A G_{(R)(t-1)}^{\alpha} K_{(R)(t-1)}^{\beta}$$

$Y_{(R)}$ ：地域ごとの総生産

$G_{(R)}$ ：地域ごとの社会資本ストック

$K_{(R)}$ ：地域ごとの民間資本ストック

- (1) 従来の地域区分（都市圏，地方圏）を前提にした推計

「3.(1)推計・考察の前提となる諸データを概観」で説明したとおり、「地域の経済」（内閣府）においては、南関東，東海，近畿を都市圏，それ以外の地方を地方圏と分類している。「1.(2)④地域区分の方法に関する観点からのサーベイ」でも見たように、社会資本ストックの生産性を論じる場合にも同様の分類をしている先行研究が多い。

図11は、上記の分類に従った都市圏の各指標におけるシェアの推移を表したものであり、言うまでもなく残りのシェアが地方圏のシェアということになる。各指標の時系列的な特徴としては、

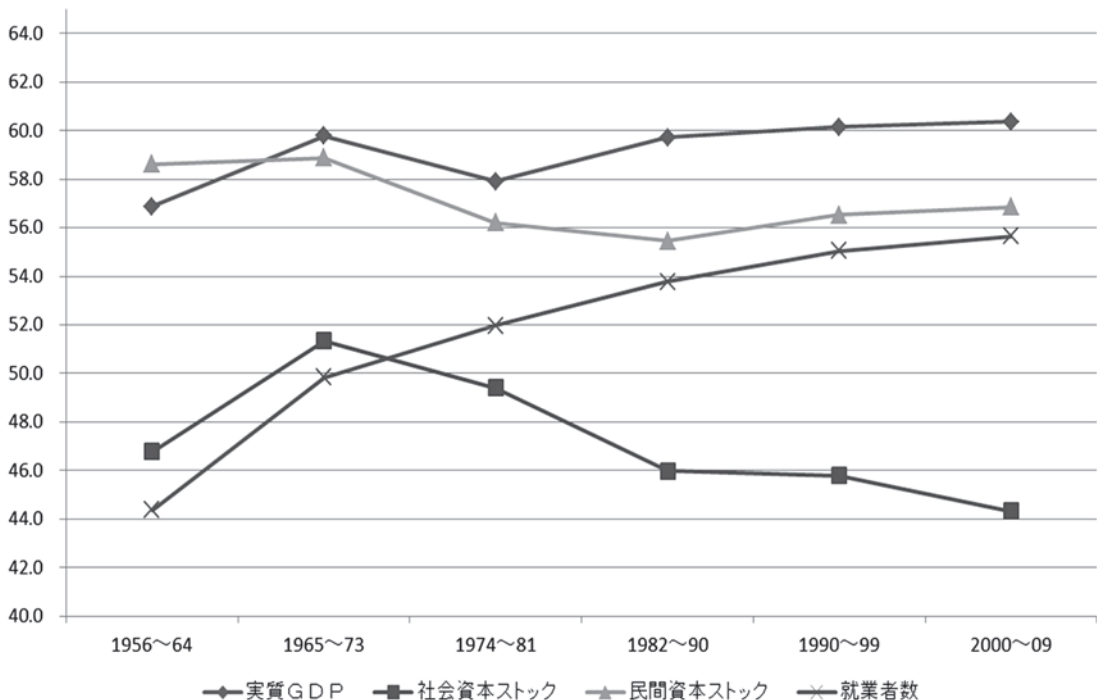


図11 各指標における都市圏（南関東，東海，近畿）の占めるシェアの推移（%）

実質 GDP 及び民間資本ストックでは都市圏のシェアは2%程度の変化幅ではあるが、前者は上昇傾向、後者は低下傾向にあること、社会資本ストックでは1965～73年以降、シェアの低下が続いており7%程度の低下となっていること、他方、就業者数では12%程度の上昇となっていることが挙げられる。就業者数の増減は人口の増減と平行と考えられることから、人口集中や過疎化を論じる場合には、これらの地方を「都市圏」、その他の地方を「地方圏」とするのには一定の合理性があると考えられる。なお、図2、4でも確認したように、都市圏の実質 GDP や民間資本ストックのシェアの変化が小さい背景には、南関東、及び東海のシェア上昇と近畿のシェア低下が存在する。「都市圏」の中に重要な指標の推移が相反する地方が混在することから考えると、経済を論じる場合には「都市圏」、「地方圏」の分類には人口集中や過疎化を論じる場合ほどの合理性はないと考えられる。

(参考1)は、都市圏の社会資本ストック、民間資本ストック、就業者数の域内総生産に対する弾性値の推移を表したものであり、(参考2)は地方圏に関する同様のものである。社会資本ストックの弾性値は都市圏では1990年まで、地方圏では1981年まで低下しながらも正を記録し、以降は負、または有意でない結果となっている。民間資本ストックの弾性値は、都市圏では1965～73年以降上昇、地方圏では全期間を通じ概ね横ばい、就業者数の弾性値は、都市圏では1990～99年までは概ね横ばいであったものが2000～09年に低下、地方圏では1990～99年まで上昇していたが2000～09年に低下となっている。

なお、「3節. (3)社会・民間資本ストック装備率と労働生産性の関係」において1970年代後半以前にも非効率が発生していたが、民間資本ストックや就業者数の増加による実質 GDP の急増が負の効果を覆い隠していた可能性は否定できない、と指摘したが、ここでの分析では、社会資本ストックの弾性値が都市圏では1990年まで正、

地方圏でも1981年までは正であったことから、上記の可能性は否定されたと考えられる。

## (2) 実質 GDP 成長率に着目した地域区分を前提にした推計

(1)において南関東、東海、近畿を都市圏、それ以外の地方を地方圏とする分類方法に疑問を呈したところ、ここでは実質 GDP のシェアの増減に着目した地域区分を行う。すなわち、図2を元に、半世紀の間に実質 GDP シェアの上昇した地方(北関東、南関東、東海)を「成長地域」、その他の地方を「低成長地域」と定義し、社会資本ストック等の生産性(弾性値)分析、比較を行うこととする。

図12は、上記の分類に従った成長地域の各指標におけるシェアの推移を表したものであり、言うまでもなく残りのシェアが低成長地域のシェアということになる。各指標の時系列的な特徴としては、実質 GDP、就業者数の成長地域のシェアが上昇、民間資本ストックも緩やかながら上昇傾向にある一方、社会資本ストックのみが緩やかではあるが低下傾向にあることが挙げられる。

(参考3)は、成長地域の社会資本ストック、民間資本ストック、就業者数の域内総生産に対する弾性値の推移を表したものであり、(参考4)は低成長地域に関する同様のものである。

民間資本ストックと就業者数の弾性値は、成長地域と(1)で説明した都市圏、低成長地域と地方圏で概ね同様の動きを示している。他方、社会資本ストックの弾性値は、都市圏では1990～99年以降有意でなかったのに対し成長地域では2000～09年に1956～81年の水準を上回る正を記録している一方、地方圏と低成長地域では概ね同様の動きとなっている。社会資本ストックの弾性値が2000～09年に成長地域で回復した一因としては、図14で確認したとおり、同地域での社会資本ストックのシェア低下傾向により、その相対的な希少価値が増したことが挙げられると考えられる。

なお「3節. (3)社会・民間資本ストック装備率



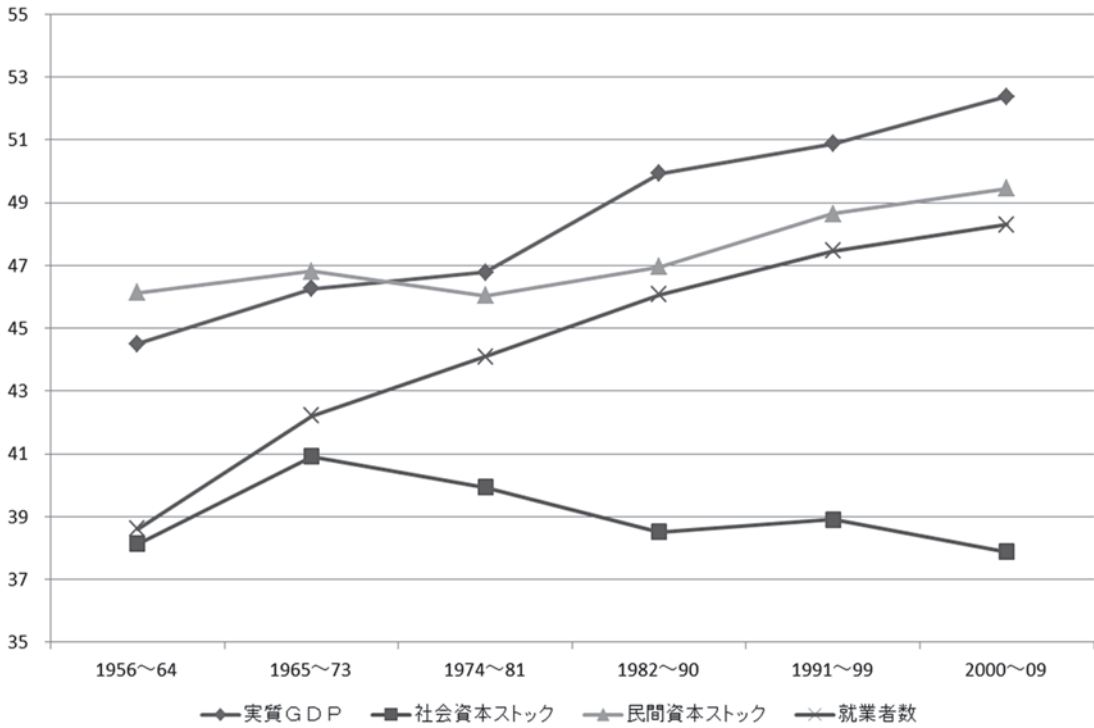


図 12 各指標における成長地域（北関東，南関東，東海）の占めるシェアの推移（%）

○域内総生産に対する各要素の弾性値（都市圏と地方圏）

年代	（参考 1） 都市圏			（参考 2） 地方圏		
	社会資本 ストック	民間資本 ストック	就業者数	社会資本 ストック	民間資本 ストック	就業者数
1956～64	0.28337 **	0.348878 ***	0.595118 ***	0.554175 ***	0.362544 ***	0.170142 ***
1965～73	0.445056 ***	0.221316 ***	0.495794 ***	0.297449 ***	0.363693 ***	0.409478 ***
1974～81	0.278882 ***	0.279399 ***	0.597993 ***	0.183004 ***	0.329821 ***	0.569017 ***
1982～90	0.225405 **	0.416939 ***	0.528159 ***	0.029648 —	0.416437 ***	0.630647 ***
1991～99	- 0.01258 —	0.564596 ***	0.572909 ***	- 0.05766 ***	0.361383 ***	0.745662 ***
2000～09	0.057215 —	0.74284 ***	0.314521 ***	- 0.02506 —	0.433602 ***	0.615253 ***

\*\*\*：1%水準で有意

\*\*：5%水準で有意

\*：10%水準で有意

## ○域内総生産に対する各要素の弾性値（成長地域と低成長地域）

年代	（参考3） 成長地域			（参考4） 低成長地域		
	社会資本 ストック	民間資本 ストック	就業者数	社会資本 ストック	民間資本 ストック	就業者数
1956～64	0.276781 **	0.47659 ***	0.512286 ***	0.478114 ***	0.37772 ***	0.274173 ***
1965～73	0.309676 ***	0.38111 ***	0.478118 ***	0.299514 ***	0.366468 ***	0.460218 ***
1974～81	0.296608 ***	0.281593 ***	0.594147 ***	0.154144 ***	0.329264 ***	0.637798 ***
1982～90	0.136908 —	0.511753 ***	0.501379 ***	- 0.00124 —	0.410904 ***	0.704876 ***
1991～99	0.008014 —	0.627538 ***	0.482941 ***	- 0.09984 ***	0.381208 ***	0.801053 ***
2000～09	0.345097 ***	0.736893 ***	0.104134 **	- 0.07253 ***	0.449849 ***	0.665231 ***

\*\*\*：1%水準で有意

\*\*：5%水準で有意

\*：10%水準で有意

## （参考）弾性値の検定統計量（図表 12、13）

X 値 1：社会資本ストック，X 値 2：民間資本ストック

1956～64 都市圏		回帰統計			
重相関 R		0.976039			
重決定 R <sup>2</sup>		0.952653			
補正 R <sup>2</sup>		0.951488			
標準誤差		0.206691			
観測数		126			
		係数	標準誤差	t	P-値
切片		- 2.54428	0.418608	- 6.07795	1.43E-08
X 値 1		0.28337	0.114226	2.48079	0.014472
X 値 2		0.348878	0.078098	4.4672	1.78E-05
X 値 3		0.595118	0.086448	6.884109	2.7E-10

地方圏		回帰統計			
重相関 R		0.975826			
重決定 R <sup>2</sup>		0.952236			
補正 R <sup>2</sup>		0.951732			
標準誤差		0.124127			
観測数		288			
		係数	標準誤差	t	P-値
切片		- 0.35051	0.234447	- 1.49507	0.136006
X 値 1		0.554175	0.039367	14.07724	1.67E-34
X 値 2		0.362544	0.024772	14.63522	1.58E-36
X 値 3		0.170142	0.03433	4.956122	1.24E-06

1965 ～ 73

都市圏

回帰統計				
重相関 R	0.989157			
重決定 R <sup>2</sup>	0.978432			
補正 R <sup>2</sup>	0.977902			
標準誤差	0.140801			
観測数	126			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-1.33758	0.243033	-5.5037	2.09E-07
X 値 1	0.445056	0.061274	7.263327	3.89E-11
X 値 2	0.221316	0.059565	3.715569	0.000307
X 値 3	0.495794	0.043568	11.3797	6.83E-21

地方圏

回帰統計				
重相関 R	0.982432			
重決定 R <sup>2</sup>	0.965173			
補正 R <sup>2</sup>	0.964805			
標準誤差	0.108306			
観測数	288			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.31728	0.194922	-1.62771	0.104695
X 値 1	0.297449	0.02246	13.24349	1.67E-31
X 値 2	0.363693	0.021514	16.9052	7.65E-45
X 値 3	0.409478	0.023219	17.6355	1.6E-47

1974 ～ 81

都市圏

回帰統計				
重相関 R	0.991204			
重決定 R <sup>2</sup>	0.982485			
補正 R <sup>2</sup>	0.981999			
標準誤差	0.122251			
観測数	112			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-1.33265	0.232245	-5.73813	8.85E-08
X 値 1	0.278882	0.072099	3.868023	0.000188
X 値 2	0.279399	0.058675	4.761808	6E-06
X 値 3	0.597993	0.054201	11.03297	2.08E-19

地方圏

回帰統計				
重相関 R	0.98516			
重決定 R <sup>2</sup>	0.97054			
補正 R <sup>2</sup>	0.97019			
標準誤差	0.094708			
観測数	256			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.3361	0.17361	-1.93593	0.053994
X 値 1	0.183004	0.023533	7.776498	1.91E-13
X 値 2	0.329821	0.023732	13.89765	5.56E-33
X 値 3	0.569017	0.030359	18.7428	1.11E-49

## X 值 2 : 就業者数

1982 ~ 90 都市圏

回帰統計				
重相関 R	0.991413			
重決定 R <sup>2</sup>	0.9829			
補正 R <sup>2</sup>	0.982479			
標準誤差	0.122655			
観測数	126			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	-1.77887	0.350035	-5.08198	1.36E - 06
X 値 1	0.225405	0.107388	2.09897	0.037881
X 値 2	0.416939	0.058582	7.117236	8.24E - 11
X 値 3	0.528159	0.065605	8.050556	6.22E - 13

地方圏

回帰統計				
重相関 R	0.991851			
重決定 R <sup>2</sup>	0.983769			
補正 R <sup>2</sup>	0.983597			
標準誤差	0.070926			
観測数	288			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	-0.25457	0.129226	-1.96995	0.049816
X 値 1	0.029648	0.020561	1.441935	0.150422
X 値 2	0.416437	0.018474	22.54145	3.26E - 65
X 値 3	0.630647	0.024228	26.02996	3.46E - 77

1991 ~ 99 都市圏

回帰統計				
重相関 R	0.991235			
重決定 R <sup>2</sup>	0.982546			
補正 R <sup>2</sup>	0.982117			
標準誤差	0.123449			
観測数	126			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	-1.24308	0.341618	-3.63882	0.000403
X 値 1	-0.01258	0.08811	-0.14276	0.886714
X 値 2	0.564596	0.058822	9.598346	1.36E - 16
X 値 3	0.572909	0.058204	9.843147	3.51E - 17

地方圏

回帰統計				
重相関 R	0.995692			
重決定 R <sup>2</sup>	0.991403			
補正 R <sup>2</sup>	0.991312			
標準誤差	0.051425			
観測数	288			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	0.418641	0.101603	4.120368	4.97E - 05
X 値 1	-0.05766	0.014488	-3.9801	8.75E - 05
X 値 2	0.361383	0.016748	21.5779	8.36E - 62
X 値 3	0.745662	0.021356	34.91569	9.1E - 105

2000～09

都市圏

回帰統計				
重相関 R	0.991463			
重決定 R <sup>2</sup>	0.982999			
補正 R <sup>2</sup>	0.982624			
標準誤差	0.120652			
観測数	140			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-1.75576	0.477546	-3.67663	0.000339
X 値 1	0.057215	0.099446	0.575339	0.566013
X 値 2	0.74284	0.055733	13.32864	1.89E-26
X 値 3	0.314521	0.060212	5.22353	6.44E-07

地方圏

回帰統計				
重相関 R	0.995015			
重決定 R <sup>2</sup>	0.990055			
補正 R <sup>2</sup>	0.989961			
標準誤差	0.054591			
観測数	320			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	0.548837	0.129537	4.236923	2.98E-05
X 値 1	-0.02506	0.016027	-1.56339	0.118962
X 値 2	0.433602	0.018614	23.29414	1.45E-70
X 値 3	0.615253	0.025251	24.36519	1.55E-74

(参考) 弾性値の検定統計量 (図表 15, 16)

X 値 1 : 社会資本ストック, X 値 2 : 民間資本ストック

1956～64

成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.975891			
重決定 R <sup>2</sup>	0.952364			
補正 R <sup>2</sup>	0.951099			
標準誤差	0.197192			
観測数	117			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-3.17625	0.543337	-5.84582	4.97E-08
X 値 1	0.276781	0.105868	2.614403	0.010157
X 値 2	0.47659	0.068626	6.944755	2.55E-10
X 値 3	0.512286	0.091874	5.575941	1.7E-07

低成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.982316			
重決定 R <sup>2</sup>	0.964945			
補正 R <sup>2</sup>	0.964586			
標準誤差	0.131322			
観測数	297			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.99244	0.211002	-4.70348	3.95E-06
X 値 1	0.478114	0.042947	11.13277	3.05E-24
X 値 2	0.37772	0.024693	15.29689	3.12E-39
X 値 3	0.274173	0.03529	7.769078	1.34E-13

1965 ~ 73 成長圈

回帰統計				
重相関 R	0.990132			
重決定 R <sup>2</sup>	0.980362			
補正 R <sup>2</sup>	0.979841			
標準誤差	0.12732			
観測数	117			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	- 1.67034	0.297148	- 5.62125	1.39E - 07
X 値 1	0.309676	0.054089	5.725292	8.64E - 08
X 値 2	0.38111	0.060407	6.309041	5.65E - 09
X 値 3	0.478118	0.049371	9.684171	1.64E - 16

低成長圈

回帰統計				
重相関 R	0.985618			
重決定 R <sup>2</sup>	0.971443			
補正 R <sup>2</sup>	0.971151			
標準誤差	0.123689			
観測数	297			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	- 1.04287	0.179258	- 5.81772	1.56E - 08
X 値 1	0.299514	0.026462	11.31858	7E - 25
X 値 2	0.366468	0.023246	15.76452	5.72E - 41
X 値 3	0.460218	0.024673	18.65244	9.99E - 52

1974 ~ 81 成長圈

回帰統計				
重相関 R	0.990097			
重決定 R <sup>2</sup>	0.980292			
補正 R <sup>2</sup>	0.979701			
標準誤差	0.120414			
観測数	104			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	- 1.60491	0.272031	- 5.89973	4.99E - 08
X 値 1	0.296608	0.065055	4.559345	1.46E - 05
X 値 2	0.281593	0.070542	3.991875	0.000125
X 値 3	0.594147	0.066505	8.933844	2.14E - 14

低成長圈

回帰統計				
重相関 R	0.990156			
重決定 R <sup>2</sup>	0.980409			
補正 R <sup>2</sup>	0.980182			
標準誤差	0.096144			
観測数	264			
	係数	標準誤差	t	P - 値
切片	- 0.82803	0.142253	- 5.82086	1.72E - 08
X 値 1	0.154144	0.025155	6.127858	3.28E - 09
X 値 2	0.329264	0.022268	14.78649	2.56E - 36
X 値 3	0.637798	0.028998	21.99424	2.8E - 61

X 値 2 : 就業者数

1982 ~ 90 成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.990309			
重決定 R2	0.980713			
補正 R2	0.980201			
標準誤差	0.119543			
観測数	117			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-1.59545	0.353976	-4.50722	1.61E-05
X 値 1	0.136908	0.093298	1.467421	0.145039
X 値 2	0.511753	0.061681	8.296761	2.55E-13
X 値 3	0.501379	0.066366	7.554796	1.18E-11

低成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.993399			
重決定 R2	0.986841			
補正 R2	0.986706			
標準誤差	0.078593			
観測数	297			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.69924	0.123363	-5.66815	3.45E-08
X 値 1	-0.00124	0.024135	-0.05153	0.958935
X 値 2	0.410904	0.019048	21.57183	1.86E-62
X 値 3	0.704876	0.025212	27.95817	1.13E-84

1991 ~ 99 成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.990637			
重決定 R2	0.981361			
補正 R2	0.980866			
標準誤差	0.116675			
観測数	117			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-1.36619	0.333567	-4.0957	7.94E-05
X 値 1	0.008014	0.070443	0.113764	0.909627
X 値 2	0.627538	0.059369	10.57004	1.42E-18
X 値 3	0.482941	0.061191	7.892398	2.09E-12

低成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.996094			
重決定 R2	0.992203			
補正 R2	0.992123			
標準誤差	0.060015			
観測数	297			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	0.007796	0.105398	0.073969	0.941085
X 値 1	-0.09984	0.017921	-5.571	5.74E-08
X 値 2	0.381208	0.017559	21.70972	5.88E-63
X 値 3	0.801053	0.02195	36.49383	5.3E-111

2000～09 成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.992647			
重決定 R <sup>2</sup>	0.985348			
補正 R <sup>2</sup>	0.984999			
標準誤差	0.10225			
観測数	130			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-3.30546	0.385025	-8.58507	2.89E-14
X 値 1	0.345097	0.065249	5.28892	5.27E-07
X 値 2	0.736893	0.045646	16.14368	1.82E-32
X 値 3	0.104134	0.051769	2.011519	0.046404

低成長圏

回帰統計				
重相関 R	0.995229			
重決定 R <sup>2</sup>	0.990481			
補正 R <sup>2</sup>	0.990394			
標準誤差	0.064396			
観測数	330			
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	0.35774	0.137243	2.606614	0.009564
X 値 1	-0.07253	0.019861	-3.65204	0.000303
X 値 2	0.449849	0.019636	22.90926	6.9E-70
X 値 3	0.665231	0.026475	25.12691	2.98E-78

と労働生産性の関係」における指摘に関しては、ここでの分析でも、社会資本ストックの弾性値が成長地域では1981年まで正、地方圏でも同様であったことから、上記の可能性は否定されている。

(1)、(2)の結果を比較すると、地域区分の相違による社会資本ストックの弾性値の違いの発生を確認出来た。これにより、同種の研究における地域区分の重要性を指摘することができたと考えられる。

## 6節. まとめと今後の課題

公共投資に関し、実務面では、短期的な需要押し上げ効果のみが議論されているが、研究面では、公共投資の供給面すなわち生産性への中長期的な貢献について、社会資本ストックの経済効果の実証的な分析という形で日本でも多くの成果が上げられている。

1節で先行研究に関するサーベイを行ったが、

社会資本ストックに関する先行研究は、最適規模に関する分析と経済効果の分析に大別されるところ、本稿では後者に関する先行研究のサーベイを①生産性、②民間投資誘発効果、③地域区分の方法に関する観点から、より詳細に行うこととした。その結果、各観点とも完全ではないながらもある程度コンセンサスを得られている手法が確立されていることがわかった。

2節で、先行研究の社会資本ストックの推計方法に焦点を当てたサーベイを行った結果、推計方法の主要な仮定や推計結果の時系列的な傾向にも各研究間で大きな相違はないが、同年の数値を比較すると相応の差異が認められ、これらの相違が社会資本ストックの生産性などの研究成果に影響を与えていることも否定できないことがわかった。

4節で、(1)推計・考察の前提となる諸データを概観、(2)各地方の社会・民間資本ストック等のシェアの推移、(3)社会資本ストック装備率と生産性の関係の確認をした結果、



- ① 1955年当時の東京圏、大阪圏の経済の2大中心体制から、半世紀の間に東京一極集中が起こったこと、就業者数では、南関東のシェアの倍近い伸びといわゆる3大都市圏（東京圏、名古屋圏、大阪圏）以外の低下が確認できた。
- ② 1955～2009年における東海圏の社会資本ストックと民間資本ストックの関係からみた「都市化」の進展、1961～2009年における南関東、近畿の産業基盤型社会資本ストックと生活基盤型社会資本ストックの関係からみた「都市化」の進展を確認できた。
- ③ 社会・民間資本ストック装備率と労働生産性の関係から、社会資本ストックの非効率な配分（同時性）の発生がデータ上から裏付けられるのは概ね1970年代後半であることが確認できた。

5節（補論）で従来の地域区分（都市圏、地方圏）と、実質GDP成長率に着目した地域区分（成長地域、低成長地域）の2通りの区分による社会資本ストック等の弾性値の推計を行ったところ、民間資本ストックと就業者数の弾性値は、成長地域と都市圏、低成長地域と地方圏で概ね同様の動きを示しているが、他方、社会資本ストックの弾性値は、都市圏では1990～99年以降有意でなかったのに対し成長地域では2000～09年に1956～81年の水準を上回る正を記録していた。

2通りの地域区分による結果を比較すると、地域区分の相違による社会資本ストックの弾性値の違いの発生を確認出来たことにより、同種の研究における地域区分の重要性を指摘することはできたと考えられる。

今後は、補論に留めた5節の「地域区分」の相違による分析結果の経済学的な含意等の検討を始めとして、人口減少社会を背景としたコンパクトシティ化における社会資本の維持・更新投資の費用便益などにも研究を深めていきたい。

（以上）

#### 参考文献

- 浅子和美、坂本和典（1993）「政府資本の生産力効果」『フィナンシャルレビュー』26号、pp.97-102.
- 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』135号.
- 乾友彦・御園一（2012）「日本の社会ストックの推計とその効果」『統計2012年6月号』第63巻6号、pp.8-14.
- 岩本康志（1990）「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』41号、pp.250-261.
- 岩本康志、大内聡、竹下智、別所正（1996）「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」、『フィナンシャルレビュー』41号、pp.1-26.
- 遠藤業鏡（2002）「社会資本整備の政策評価—都道府県データによる生産力効果の計測」『地域政策研究2002』
- 大河原透（2001）「財政再建下の公共投資と地域経済」『電力経済研究 No.45』pp.52-65.
- 大河原透、山野紀彦（1995）「社会資本の生産力効果：地域経済への影響分析」『電力経済研究』34号、pp.45-57.
- 唐木芳博、奥原崇、渡真利論、朝日ちさと、西畑知明（2006）「社会資本ストックの経済効果に関する研究—都市圏分類による生産力効果と厚生効果」『国土交通政策研究』68号.
- 経済企画庁（1997）『平成9年度 年次経済報告』第1章5節.
- 平 剛（2008）「沖縄県における公共投資の雇用創出効果」『沖縄法政研究』10号、pp.31-51.
- 高林喜久生、下山朗（2005）「経済学論究」59号第2巻、pp.29-51.
- 土居丈朗（1998）「日本の社会資本に関するパネル分析」『国民経済』161号、pp.27-52.
- （2002）「地域から見た日本経済と財政政策」三菱総研、内閣府「社会資本ストック推計データ2012年（内閣府経済社会システム担当）内閣府HP.
- 中東雅樹（2008）「社会資本の資産価値—社会資本の生産力効果からの接近—」『会計検査研究』pp.57-67.
- 中村悦広（2010）「社会資本の生産効果のレビュー」『総研レポート特別号』pp.4-12.
- 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.
- 八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社.
- 林正義(2003)「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』第169号, pp.87-107. 内閣府.
- (2009)「公共資本の生産効果:動学パネルによる再考」『財政研究』5号, pp.119-140.
- 三井清(2003)「社会資本の地方への重点的整備の評価」『失われた10年の真因は何か』pp.183-211.
- 三井清, 太田清(1995)『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社.
- 吉野直行, 中島隆信編(1999)『公共投資の経済効果』日本評論社.
- 吉野直行, 中野英夫(1996)「公共投資の地域配分と生産効果」『フィナンシャルレビュー』41号, pp.16-26.
- Arrow, K. J. and M. Kurz (1970) 「Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy」 *Johns Hopkins University Press*.
- Aschauer, D. A. (1989) 「Is public expenditure productive?」 *Journal of Monetary Economics* 23, pp.177-200.
- Eisner, R (1991) 「Infrastructure and regional economic performance: Comment」 *New England Economic Review-1991 Issues September/October* pp.47-58.

本論文は所定の査読制度による審査を経たものである。

採択決定日: 2013年7月1日

日本大学経済学部 経済集志・研究紀要編集委員会