

戦前期日本の経済発展と社会資本の役割

Prewar Japanese Economic Development and Social Capital

キーワード：社会資本、コブ＝ダグラス型生産関数、民間資本需要関数、
社会資本需要関数、経済発展局面

森脇祥太

社会資本が経済発展に対して与えた直接、あるいは間接の効果を戦前期の日本の全部門、非一次産業部門を対象として実証的に検証する。また、戦前期の社会資本が民間資本と比較して適正な水準にあったか否かについても検討する。コブ＝ダグラス型生産関数の推定結果によると、直接的生産力効果は戦後と同様、正の値をとり、労働生産性の成長率の約50%を説明する結果が示された。また、直接的生産力効果と同時に間接効果も存在することが連立方程式モデルによって確認された。民間資本と社会資本の限界生産力の比較によると、第1局面の初期に社会資本は不足状態にあるが、その状態は急速に解消し、その後は戦前期を通じて最適水準を維持するという結果が示された。

1. 研究の目的

- 1.1 経済発展と社会資本
- 1.2 社会資本の直接的生産力効果
- 1.3 社会資本の間接効果
- 1.4 社会資本の限界生産力
- 1.5 研究の課題

2. 実証研究の方法

- 2.1 コブ＝ダグラス型生産関数
- 2.2 要素需要関数
- 2.3 民間資本と社会資本の限界生産力

2.4 使用されるデータ

3. 実証研究

- 3.1 コブ＝ダグラス型生産関数の計測結果
- 3.2 成長要因の分析
- 3.3 連立方程式モデルの計測結果
 - 3.3.1 民間資本が内生変数
 - 3.3.2 民間資本と社会資本が内生変数
- 3.4 社会資本の最適水準

4. 結論

補論 民間部門データを使用した推定

1. 研究の目的

1.1 経済発展と社会資本

本研究の第一の目的は、社会資本が戦前期の日本の経済発展において、生産面に及ぼした直接・間接の影響を時系列データを使用した生産関数を推定することによって、実証的に明らかにすることである¹。また、第二の目的は、生産関数の推定されたパラメータの値を使用して社会資本と民間資本の限界生産力を推定し、戦

前期の社会資本が適正水準にあったか否かについて検討することである。

戦前期の日本経済は、経済発展の初期的段階からより進んだ段階への移行過程にあり、同様の状況にある発展途上国にとっては、発展段階や経済構造が類似的である点で、戦後よりも戦前期の日本の経験と自国の状態を比較することによって、局面移行を可能とするための意義深い教訓を引き出すことが可能であると考えられる。もちろん、戦前期の日本と発展途上国の経

¹ 社会資本には広範な定義が存在し、ソフト面からハード面まで様々なものを含むが、本研究で対象とするのは、ハ

ード面の社会資本であり、道路・橋梁・港湾・鉄道等の物的社会資本の中で政府によって形成されたものである。

経済発展の比較を行うことは、歴史的、地理的、文化的諸条件の相違の大きさを考慮すると安易になしうることではない。しかし、大川・小浜(1993)、Ohkawa, Otsuka and Key (1993)、Ohkawa and Otsuka (1994)等は、経済学のフレーム・ワークを使用して日本と発展途上国の経済発展の比較研究を実証的に行っており、そのような研究の進展を示している。また、大塚(1990)、大塚(1995)は、日本の経済発展を伝統部門と近代部門の二重的発展と捉え、現在の発展途上国の経済発展との共通性を示してその比較研究の重要性を強調する。

発展途上国を対象とした経済発展と社会資本についての実証研究を行い、戦前期の日本の経験と比較することは非常に重要なテーマである。しかし、社会資本の数量データを使用した実証分析を発展途上国を対象に行うことは、データの制約から現時点では不可能である。そのため、現時点で利用可能な日本の戦前期のデータによって経済発展と社会資本の関係についての実証分析を行うことは、データが整った将来時点での発展途上国との比較を可能とする点でも、経済構造が類似した発展途上国の経済開発に対して有益な教訓を引き出すことができる点でも、非常に意義深いと考えられる。

戦後の日本を対象に社会資本が主に生産面に対して与える効果に着目して実証的に分析した先行研究は数多く存在する。戦後期を対象に行われた先行研究の方法は基本的に戦前期についても適用可能であり、問題意識についても共有できる点が多いと考えられる。そのため、次節においては、戦後の日本及び発展途上国を対象に行われた研究について簡単にサーベイし、戦前期について分析する際のベンチマークとした。

1.2 社会資本の直接的生産力効果

政府部門の保有する資本(社会資本:インフ

ラストラクチャー)が一国全体もしくは民間部門の総生産や労働生産性を上昇させる効果(直接的生産力効果)については、近年、実証研究の対象として特に注目されている²。先行研究においては、高度経済成長期以降の日本を対象に、時系列のマクロ・データか地域クロスセクション・データを使用して生産関数を推定し、推計された生産の社会資本弾力性から社会資本が総生産及び生産性に与えた効果の計測を行う方法が共通に採用されている。それら多くの先行研究では、社会資本が全部門もしくは民間部門の総生産を増加させ、効率性を上昇させるような効果を与えたことが示されている。(三井・井上(1995)、井田・吉田(1999)、吉野・中島・中東(1999)等)。

1.3 社会資本の間接的効果

先行研究において、社会資本の直接的生産力効果とともに注目されているのはその間接的効果である。間接的効果とは、社会資本が整備されることによって経済が活性化し、民間部門の資本や労働力の雇用が誘発的に増加するような効果のことをいう。高度経済成長期以降の日本を対象に、直接的生産力効果とあわせて間接的効果の計測を行った先行研究も数多く存在する。直接的生産力効果の場合と同じく、時系列データもしくは、都道府県別クロスセクション・データを使用して、トランスログ型の費用関数や生産関数を推定し、労働及び民間資本の社会資本弾力性を推計する方法が採用されている(北坂(1999)、三井・井上(1995)、吉野・中島・中東(1999)等)。ただし、多くの先行研究において、その効果が計測された直接的生産力効果とは異なり、社会資本が労働や民間資本と代替的であるとして、間接的効果の存在を否定す

² Aschauer (1988) は、社会資本の蓄積の低下が1970年以後のアメリカのマクロセクターのTFP(全要素生産性)の低下を説明する大きな要因であるとしている。

る結果（北坂（1999））、あったとしても非常に低い効果しかないとする結果（畑農（1998））も出されており、間接的効果が存在するという一致した結論は出されていないようである。

Jimenez（1995）は、経済発展にとってより重要なのは、社会資本の直接的生産力効果よりも学校の整備によって人的資本の効率性が上昇したり、エネルギー供給施設や道路網、鉄道網等の交通網が整備されることによって、資本投資や雇用が誘発的に増大するような間接的生産力効果である点を強調する³。政府による道路整備や鉄道の開通、電力供給網の普及等の結果、国内の生産部門が活性化して一国の雇用や資本蓄積が促進され、間接的に総生産を高める効果は、乏しい資源を用いて社会資本整備を行う発展途上国においては、先進諸国より強く期待されると考えられる。

1.4 社会資本の限界生産力

社会資本に関しては、生産面に対して、直接・間接に大きなプラスの効果を与えるか否かを問うこととあわせて、その総量が資源配分の面から見て適正な水準にあるのか否かについての評価を行う必要がある。社会資本の効率性についての実証分析を行った先行研究は、高度経済成長期には社会資本は不足していたとする（根本・河村・釜田（1994））が、それ以後は、不足状態が解消され、過剰な状態になりつつあるとしている（三井・井上（1995）、吉野・中島・中東（1999）等）。

Dessus and Herrera（2000）は、アジア、アフリカ、南米の発展途上国のクロス・カンントリーデータを使用して、生産関数と民間資本、社会資本需要関数から構築された連立方程式モ

デルを推定し、社会資本と一国の生産水準の間に正の相関関係が存在していることを確認した。しかし、同時に、1980年代には、これら発展途上国では、民間資本と比較して社会資本が過剰に蓄積されており、その原因として、公的部門の債務負担の増加によって民間部門の経済活動が圧迫されていることを挙げている。

1.5 研究の課題

以上のような先行研究における課題と結論を念頭におきながら、戦前期の日本の経済発展において、社会資本が果たした役割を実証的に研究する際の課題について検討してみよう。まず第1の課題として考えられるのは、生産関数を推定して生産の社会資本弾力性を推計し、直接的生産力効果の存在を確認することである。戦後、特に、高度経済成長期においては、社会資本の正の生産力効果の存在を確認した先行研究が数多く存在している。同様の結論が戦前期においてもあてはまるか否かをコブ＝ダグラス型生産関数を推定することによって検証する。また、推定されたパラメータの値を使用して、社会資本の成長率の、労働生産性の成長率に対する寄与率を計測して、戦前期の経済成長の要因を計測する。その際、大川・小浜（1993）による経済発展の局面区分の方法を採用して、経済発展の各局面において社会資本が成長に対して及ぼした影響の特徴を実証的に把握する。

第2の課題は、社会資本が整備されることによって、民間資本の蓄積や労働力の雇用が誘発的に増加し、生産を促進するような間接的効果の存在を確認することである⁴。本研究では、特に、社会資本の整備が進められることによって、民間資本の需要が誘発的に増大する効果に注目して推定を行う。民間資本投資が増加する

³ Hirshman（1958）は、社会資本を社会的間接資本（Social Overhead Capital: SOC）としており、SOCであるための条件は、「その経済活動の提供する用役が多岐多様にわたる多くの経済活動の実行を促進するものであること」としている。

⁴ ここでいう間接効果とは、社会資本の増加によって誘発的に民間資本や労働力の需要が増加するような効果のことをいう。民間資本や労働力の質を向上させるという意味の間接効果は、生産性やTFPの上昇に対する貢献に含まれる。

ことは、発展途上国の経済発展にとって、最も重要な役割を果たすと考えられる。社会資本の直接的生産力効果とあわせて、民間資本需要を誘発する間接的効果が存在することを確認することができれば、戦前期の日本経済の発展にとって、社会資本整備が果たした役割をより強固に評価することができよう。

第3の課題は、社会資本が最適水準にあるか否かを検証することである。戦後の日本を対象とした多くの先行研究においては、生産関数の推定によって求められたパラメータの値から民間資本と社会資本の限界生産力を計測し、両部門の相対的稀少性の比較を行っている。発展途上国においては、民間資本と社会資本は双方ともに、希少資源であると考えられ、その効率的配分を検証することは、特に重要な問題である。

戦後の日本経済を対象として上記のような課題を検証した研究は数多く存在しているが、戦前期の日本経済を対象とした研究は殆ど存在しない⁵。戦前期を対象とした歴史的事実分析を行うことは、この分野の研究に残された大きな課題であると言えよう。

2. 実証研究の方法

2.1 コブ=ダグラス型生産関数

時系列データを使用して、社会資本の直接的生産力効果を計測する際には、コブ=ダグラス型生産関数を使用するのが一般的である。対数変換後のコブ=ダグラス型生産関数は以下のよう示される。

$$\ln Y_t = \ln a + a_L \ln L_t + a_K \ln(\rho KP)_t + a_G \ln KG_t + U_t \quad \dots (2-1)$$

Y ：総生産、 L ：労働力、 K ：民間部門粗資本ストック、 ρ ：資本稼働率、 G ：政府部門粗資本ストック、 $\ln a$ ：技術水準、 a_L 、 a_K 、 a_G ：

推定すべきパラメータ、 U ：確率誤差項、添え字の t ： t 年

(2-1) 式のプロダクション関数は、生産技術が収穫不変であることを仮定すれば、パラメータに1次同次の制約を課した形式で表すことができる。また、社会資本を生産要素として含むケースでは、一次同次の制約は、通常、① $a_L + a_K + a_G = 1$ 、② $a_L + a_K = 1$ 、のように二通りの形式でパラメータに課されており、それぞれについて生産関数は以下のように示される⁶。

$$[1] \ln\left(\frac{Y}{\rho KP}\right)_t = \ln a + a_L \ln\left(\frac{L}{\rho KP}\right)_t + a_G \ln\left(\frac{KG}{\rho KP}\right)_t + U_t$$

$$[2] \ln\left(\frac{Y}{\rho KP}\right)_t = \ln a + a_L \ln\left(\frac{L}{\rho KP}\right)_t + a_G \ln KG_t + U_t$$

また、時間が経過するにつれて、技術水準 $\ln a$ が変化すると仮定すれば、技術進歩率は時間 t のパラメータ λ によって表されることになり、生産関数は以下のように示される。

$$\text{技術水準：} \ln a_t = a_0 + \lambda t$$

$$[3] \ln\left(\frac{Y}{\rho KP}\right)_t = \ln a_t + a_L \ln\left(\frac{L}{\rho KP}\right)_t + a_G \ln\left(\frac{KG}{\rho KP}\right)_t + U_t$$

$$[4] \ln\left(\frac{Y}{\rho KP}\right)_t = \ln a_t + a_L \ln\left(\frac{L}{\rho KP}\right)_t + a_G \ln KG_t + U_t$$

a_0 、 λ ：推定すべきパラメータ、 t ：タイムトレンド

推定式[3]、[4]は資本生産性関数であるが、それらは、以下のように労働生産性関数として示すこともできる。

$$[5] \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \ln a + a_K \ln\left(\frac{\rho KP}{L}\right)_t + a_G \ln\left(\frac{KG}{L}\right)_t + U_t$$

⁵ 先駆的研究として Yoshida (1993) を、また、経済発展と社会資本の関係を特に戦後期に注目して分析した実証研究として吉野・中東 (2000) を挙げることができよう。

⁶ 社会資本は、(1)の場合、対価不払い生産要素型、(2)の場合、環境創出型とされる。

$$[6] \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \ln a + a_K \ln\left(\frac{\rho KP}{L}\right)_t + a_G \ln KG_t + U_t$$

$$[7] \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \ln a_t + a_K \ln\left(\frac{\rho KP}{L}\right)_t + a_G \ln\left(\frac{KG}{L}\right)_t + U_t$$

$$[8] \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t = \ln a_t + a_K \ln\left(\frac{\rho KP}{L}\right)_t + a_G \ln KG_t + U_t$$

本研究においては、推定式[1]～[8]によって、コブ=ダグラス型生産関数を推定し、それぞれのケースで生産の社会資本弾力性が正の値となるか否かを検証する。時系列データを使用して回帰分析を行う際には、誤差項間に相関関係が生じる系列相関の問題が発生する可能性が高く、本研究においては、系列相関に対処するために、最尤法 (ML) による推定を行う。

また、本研究で使用されるようなマクロ時系列データは、上昇トレンドをもつ場合が多く、非定常となる可能性があることが知られている。非定常な性質をもつデータを使用して回帰分析を行った場合、「見せかけの回帰」(spurious regression) が生じる可能性がある。そのため、使用するデータの定常性を単位根検定によって検証する。そして、データの非定常性が確認された場合、長期的に変数間の安定的関係が存在することを確認するために、共和分検定を行う。

2.2 要素需要関数

理論的には、総生産が増加するにつれて、各生産要素の需要が増加するようなケースを考える事も可能である⁷。その場合、生産関数のみを最小自乗法によって推定すれば、説明変数と誤差項との間に相関が生じる同時方程式バイアスの問題が起り、推定されたパラメータの性

質が不偏性と一致性を失うことになる。また、社会資本の間接的効果の大きさを求めるためには、単一のコブ=ダグラス型生産関数の推定だけでは不十分である。そのため、本研究においては、生産関数と要素需要関数 (民間資本、社会資本) を3段階最小自乗法 (3SLS) によって同時推定し、社会資本の直接・間接の効果を計測する⁸。労働の要素需要関数を省略したのは、戦前期を対象とした信頼度の高い賃金、労働時間等のデータを得ることが、現時点ではできないためである。

民間資本、社会資本の需要関数は、Dessus and Herrera (2000) を参考にして、以下のようにならそれぞれ定式化した。それら要素需要関数の定式化に際しては、加速度モデルの投資関数を想定した。

$$[9] \ln(\rho KP)_t = b_0 + b_Y \ln Y_t + b_{K-1} \ln(\rho KP)_{t-1} + U_t$$

$$[10] \ln KG_t = c_0 + c_Y \ln Y_t + c_{G-1} \ln KG_{t-1} + U_t$$

2.3 民間資本と社会資本の限界生産力

推定された生産関数のパラメータの値を使用して、民間資本と社会資本の限界生産力を推計することができる。そして、それらの限界生産力の推計値を比較することによって、社会資本が最適水準にあるか否かを確認することが可能となる。民間資本の限界生産力 MPK_t と社会資本の限界生産力 MPG_t は、推定された生産関数のパラメータの値を使用して、以下の式によって推計される。

$$MPK_t = a_K \left(\frac{Y}{KP}\right)_t \dots (2-2)$$

$$MPG_t = a_G \left(\frac{Y}{KG}\right)_t \dots (2-3)$$

社会資本の最適基準は、三井・井上 (1995) が導出した最適条件から、以下の基準を適用す

⁷ 経済発展の進行につれて必要となる社会資本の種類とその動向については、Yoshida (1993)、吉田 (2000) が詳しい。

⁸ 畑農 (1998) は、同様の視点で生産関数と労働需要・供給関数の同時推定を行った。

る⁹。

$$MPK_t \geq MPG_t \cdot \dots (2-4)$$

一般的に、資本の調達コストは、一国の信用力を背景とするために、民間資本よりも社会資本の方が低いと考えられる。また、資本の償却期間も社会資本の方が民間資本よりも長く、償却率も低いと考えられることから、(2-4)式のような限界生産力の格差は資本コストの格差を反映した結果であると考えられ、この場合、資源配分からみて社会資本の水準は効率的であると解釈できる。

2.4 使用されるデータ

以下で、実証研究に使用されるデータの出所及び推計方法について説明しておく。

総生産 Y は、『長期経済統計1 国民所得』に記載されている全部門 GDP 、非1次産業 GDP の値を使用した。労働力 L は、『長期経済統計2 労働力』に記載されている全産業、非1次産業の有業者数の値を使用した。非1次産業の有業者数データは、1906年以降しか利用することができないために、非1次産業の推定期間は1906年以降となる。以上の総生産、労働力については、政府部門を含む数値となっており、これらのデータを使用した推定を行うと、社会資本が純粋に民間部門の生産を促進する効果を推計することはできない。総生産と労働力について、政府部門、民間部門に分離したデータとして公表されているのは、純付加価値額と従業者数の値であり、推計データの整合性を保つことができないため、それらを使用した推計については、本論文の補論で試みることにした。

民間資本ストック KP と社会資本 KG は、『長期経済統計3 資本ストック』に記載されたデータの、石渡(1975)による修正値を使用した¹⁰。

ここでいう社会資本は中央、または地方政府部門が保有する資本ストックのことである。尚、生産に殆ど影響しないと考えられる軍事部門の資本は、推計の段階で控除されている。

本研究に使用される社会資本は、道路建設や治山治水等の公共土木によって形成された資本ストック、政府部門の生産者耐久施設、国鉄、地方政府の電気、ガス事業等の公的部門が保有する資本ストックであり、社会資本として使用する正当性は高いと考えられる。また、信頼できるデフレーターを作成が不可能であり、人件費と固定資本形成の区別をつけることが困難であることから、1次産業部門の社会資本は石渡(1975)の推計値には含まれていない点に注意が必要である。

また、非一次産業の民間資本に関しては、全部門の民間部門資本の値から『長期経済統計3 資本ストック』に記載された1次産業資本の値を控除して推計した。稼働率 ρ は、尾高(1975)が推計した値を使用した。稼働率のデータを得られるのが、1904年以降に限られるため、全期間を対象とした分析には、稼働率を使用していない。以上の実証研究に使用される全てのデータは、1934~1936年を基準とする不変価格で表されている。

3. 実証研究

3.1 コブ=ダグラス型生産関数の計測結果

前節で[1]~[8]のように定式化したコブ=ダグラス型生産関数のパラメータを最尤法によって推定した結果が表1である。表1の推定結果については、以下のようにまとめることができる。

(1)資本生産性関数の推定式[1]、[2]では、全部門、非1次産業部門の両部門において $\ln K$ 、 $\ln(KG/KP)$ のパラメータは1%水準で

⁹ 以下の解釈は匿名査読者の御指摘による。

¹⁰ 修正についての詳細は、石渡(1975)を参照のこと。

表1 ML法による生産関数の推定

回帰式番号	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
対象部門	全部門	全部門	全部門	全部門	全部門	全部門	全部門	全部門
期間	1885~1940	1885~1940	1885~1940	1885~1940	1885~1940	1885~1940	1885~1940	1885~1940
ln(L/KP)	-0.0008 [-0.0056]	0.3748 [1.6470]	0.8283 [3.3340]	0.4105 [2.5309]				
ln(KP/L)					0.6945 [3.1308]	0.6252 [2.7471]	0.5383 [3.2253]	0.5895 [3.6342]
ln(KG)		0.2868 [4.0410]		-0.4217 [-2.1868]		0.2868 [4.0410]		-0.4217 [-2.1868]
ln(KG/KP)	0.3064 [3.8336]		-0.3666 [-1.9596]					
ln(KG/L)					0.3064 [3.8336]		-0.3666 [-1.9596]	
タイムトレンド			0.0321 [3.7282]	0.0366 [3.7552]			0.0328 [3.7282]	0.0366 [3.7552]
定数項	-0.0010 [-0.0389]	-1.3149 [-4.0343]	-0.0363 [-1.7933]	1.8900 [2.1665]	-0.0010 [-0.0389]	-1.3149 [-4.0343]	-0.0363 [-1.7933]	1.8900 [2.1665]
決定係数	0.6592	0.6701	0.8276	0.8421	0.9363	0.9386	0.9721	0.9748
D.W.	1.9931	1.9926	1.9151	1.8979	1.9933	1.9926	1.9151	1.8983
サンプル数	56	56	56	56	56	56	56	56
回帰式番号	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
対象部門	非1次産業	非1次産業	非1次産業	非1次産業	非1次産業	非1次産業	非1次産業	非1次産業
期間	1906~1940	1906~1940	1906~1940	1906~1940	1906~1940	1906~1940	1885~1940	1906~1940
ln(L/KP)	-0.0953 [-0.8616]	0.3469 [2.4170]	0.6788 [1.9975]	0.5437 [3.8166]				
ln(KP/L)					0.6989 [4.8233]	0.6531 [4.5511]	0.5693 [3.9050]	0.4563 [3.2035]
ln(KG)		0.2560 [5.6149]		-0.8407 [-2.3447]		0.2560 [5.6149]		-0.8407 [-2.3447]
ln(KG/KP)	0.3963 [5.1993]		-0.2481 [-0.9190]					
ln(KG/L)					0.3963 [5.1993]		-0.2481 [-0.9190]	
タイムトレンド			0.0216 [2.4270]	0.0580 [3.0457]			0.0216 [2.4270]	0.0580 [3.0457]
定数項	0.0241 [0.5767]	-1.1510 [-4.7334]	0.0194 [0.5680]	3.8584 [2.3543]	0.0241 [0.5767]	-1.1510 [-4.7334]	0.1935 [0.5680]	3.8584 [2.3543]
決定係数	0.3979	0.4437	0.5497	0.6851	0.7856	0.8046	0.8575	0.9106
D.W.	2.1280	2.1177	2.0688	2.0041	2.1280	2.1177	2.0688	2.0041
サンプル数	35	35	35	35	35	35	35	35

注) [] 内はt値、D.W. はダービー・ワトソン統計量 (以下同じ)

有意であり正の値となっている¹¹⁾。
 (2) タイムトレンド項を加えた資本生産性関数の推定式[3]については、(1)の結果とは逆に、全部門の場合には $\ln(KG/KP)$ のパラメー

タは10%水準で有意であるが、負の値となり、非1次産業部門の場合は有意にはならない。また推定式[4]については、全部門、非1次産業部門ともに $\ln KG$ のパラメータは5%水準で有意であるが、負の値となっている。
 (3) 労働生産性関数の推定式[5]、[6]では、全

¹¹⁾ 以下のt検定はすべて両側検定の結果である。

部門、非1次産業部門の両部門において、 $\ln KG$ 、 $\ln(KG/L)$ のパラメータは1%水準で有意であり正の値となっている。

- (4) タイムトレンド項が付加された労働生産性関数の推定式[7]、[8]では、(3)の結果とは逆に、全部門、非1次産業部門の両部門において $\ln KG$ 、 $\ln(KG/L)$ のパラメータは負の値となっている。これらのパラメータの中で非1次産業部門を対象とした推定式[7]の $\ln(KG/L)$ のパラメータは有意ではないが、その他の推定式の $\ln KG$ 、 $\ln(KG/L)$ のパラメータは5%水準で有意である。
- (5) 推定された全ての変数のパラメータが1次同次の理論的条件を満たし、かつ1%水準で有意である回帰式は、全部門を対象とした推定式[6]、非1次産業を対象とした推定式[6]である。
- (6) $D.W.$ は、1.90~2.13の範囲にあり、系列相関の影響は殆どないと考えてよい。

以上の観察結果から、戦前期の日本の経済発展において社会資本の生産力効果が確認されるか否かを検討してみよう。タイムトレンド項が付加された場合、生産の社会資本弾力性はマイナスの値となる。しかし、タイムトレンド項が付加されていないケースでは、生産の社会資本弾力性は、推定式のタイプに関わらず、有意に正の値をとっている。また、タイムトレンド項が付加された場合は、それが付加されない場合と比較して、生産の社会資本弾力性を示すパラメータの信頼度は低下する傾向があることが観察できる。

生産関数の推定に使用された総生産、労働、民間資本、社会資本についてそれぞれ単位根検定(Augmented Dickey-Fuller検定: ADF検定)を行うと、1%水準で単位根があるという帰無仮説を棄却することができない¹²。その

12 ADF検定の際のラグは1期とした。

ため、推定に使用されたデータは非定常であり、「みせかけの回帰」が生じる可能性がある。非定常である変数間の長期的関係を確認するためには、共和分検定(Engle-Granger検定)を行う必要がある。すべての推定式について共和分検定を行うと、1%水準で共和分関係にないという帰無仮説を棄却することができた¹³。また、ダービン・ワトソン統計量の値がゼロに近くなり、 t 値が極端に高くなるという「みせかけの回帰」の特徴が推定結果からは観察できないことから、「みせかけの回帰」は生じていないと結論づけてよい。

以上の結果から、社会資本の正の生産力効果が存在した可能性は高く、社会資本が戦前期の全部門、非一次産業部門の総生産の増大に寄与したことは、部門別、期間別の結果に変化が見られないことからからも、ほぼ確認されたとしてもよいであろう¹⁴。

3.2 成長要因の分析

以下では、生産関数の推定によって求められたパラメータの値を使用して、戦前期の日本の非1次産業の成長要因を分析する。戦前期の資本の稼働率統計が入手できるのは、1904年以後であり、また、社会資本の中に農業部門の社会資本が含まれていないことから、計測対象を非1次産業に限定し、対象時期も1906年以後として分析を行う。また、成長要因を計測する際には、説明変数のパラメータの信頼度が高く、タイムトレンド項を含まない[6]の推定結果を使用する。同じ労働生産性関数である[5]の推定結果も良好であるが、 $a_L < 0$ となっており、生産関数の理論条件を満たさないために、使用

13 共和分検定には通常の単位根検定の臨界値を使用することはできないために、Davidson and Mackinnon (1993)のtable 20.2に示された数値によって検定を行う。

14 ただし、タイムトレンド項が付加された際に、社会資本のパラメータが負の値をとることについては、他の要因も含めたもう少し詳しい解釈が必要であり、今後の課題としたい。

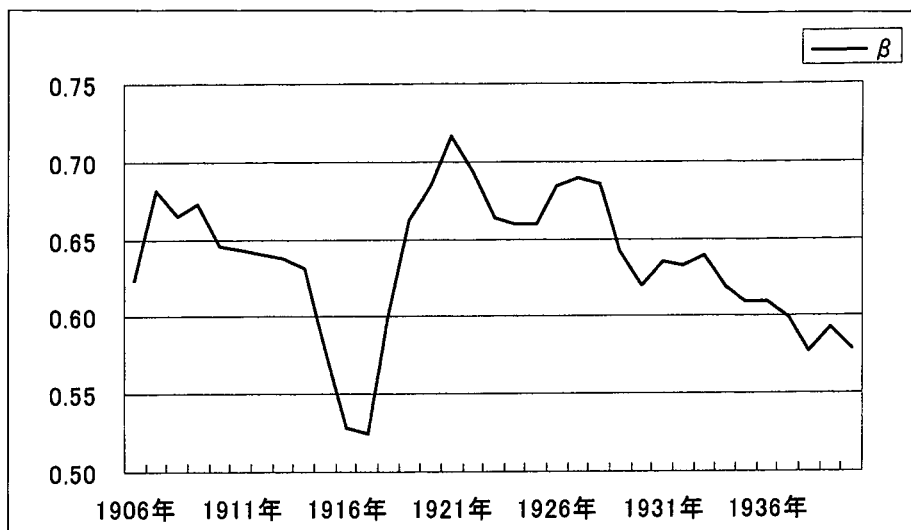


図1 労働分配率βの動向 (1906~1940)

することができない。

大川・小浜 (1993) は、戦前の日本の経済発展を 1919 年を境界としてそれ以前を第 1 局面、それ以後を第 2 局面に区分した分析を行っている。その局面区分は、産業構造と貿易構造の変化を考慮した基準によってなされており、その妥当性は高いと思われることから、本研究においても同様な局面区分を採用する。また、本研究においては、構造変化の検証を行うことが課題ではないために、構造変化の統計学的検証は行わない。これは、生産関数のパラメータが推定期間中一定であると仮定した分析を行うことを意味する。

以下では、[6]の推定結果を使用した分析を行うことの是非を、現実の労働分配率の動向と先行研究の結果から確認してみよう。南・小野 (1975) が計測した 1906~40 年の非 1 次産業の労働分配率の動向は、図 1 のように示される。図 1 によると、1906~40 年の期間に、日本の労働分配率は、異常値と呼べる期間 (1916 年前後) を除いて、約 0.6~0.7 の範囲にある。労働分配率と生産の労働弾力性が等しいならば、非 1 次産業を対象とした [6] の生産の労働弾力性の推定結果は、約 0.6~0.7 の範囲にあると

考えられる。[6]の推定結果によると、1 次同次の制約条件から、生産の労働弾力性は約 0.35 となり、労働分配率の値よりも低い値となっている。これは、非 1 次産業部門に近代的工業部門のみならず、伝統的中小企業や零細サービス業等の非資本主義的行動様式をとる部門が含まれる結果であると考えられる。戦前期の日本経済に伝統部門と近代部門が並存している二重構造が存在したことはよく知られており、そのことを示唆する結果となっている¹⁵。

また、先行研究における生産関数の推定値と比較することも可能である。石渡・尾高 (1975) は、1906~1938 年の期間で全部門を対象としたコブ=ダグラス型生産関数を推定し、以下のような結果となっている。

$$\ln Y = 4.444 + 0.539 \ln KP_{-1} - 0.184 \ln L + 0.061 t_1$$

(0.839) (2.846) (-0.138) (1.196)

$$+ 0.010 t_2 + 0.017 t_3$$

(0.737) (1.183)

$$\overline{R^2} = 0.987, D.W. = 1.773$$

・・・ (3-1)

パラメータに 1 次同次の制約条件は課せられていないが、 $\ln KP_{-1}$ のパラメータは、1%水

¹⁵ 二重構造に関する理論的、実証的考察に関しては安場 (1980) 第 5 章を参照のこと。

表2 成長要因分析

	GY	GKP	GKG	GL	ak	ag
1906～1919	0.0446	0.0356	0.0486	0.0186	0.6531	0.2560
1920～1940	0.0479	0.0293	0.0509	0.0210	0.6531	0.2560
	Gy	akGk	agGKG	GR	akGk/Gy	agGKG/Gy
1906～1919	0.0261	0.0112	0.0124	0.0024	0.4284	0.4777
1920～1940	0.0269	0.0054	0.0130	0.0084	0.2020	0.4843
	GR/Gy					
1906～1919	0.0939					
1920～1940	0.3137					

注) G: 成長率、y: (Y/L)、k: (K/L)、ak: 生産の民間資本弾力性、ag: 生産の社会資本弾力性、GR=Gy-akGk-agGKG

準で有意であり、その値は0.539となっている。本研究の推定結果と比較して著しい格差はなく、[6]の推定結果を使用する事の正当性を確認することができる¹⁶。

本研究においては、大川・小浜(1993)による局面区分を採用し、第1局面(1906～1919年)と第2局面(1920～1940年)の労働生産性(Y/L)の成長要因をそれぞれ、推定されたパラメータの値を使用して、実証的に計測する。日本の非1次産業の成長要因を示したのが表2である。表2の結果から、非1次産業の労働生産性の成長要因について、以下のようにまとめられる。

- (1) 第1局面においては、労働生産性の成長率に対する社会資本の成長率の寄与率は約47.8%、第2局面においては、約48.4%となっている。
- (2) 第1局面においては、労働生産性の成長率に対する資本労働比率(K/L)の成長率の寄与率は約42.8%、第2局面においては、約20.2%となっている。

以上の観察結果から、社会資本の成長率が戦前期の非1次産業の労働生産性の成長率の約50%を説明していることが確認された。資本

¹⁶ 石渡・尾高(1975)は、あわせて、労働を省略した生産関数を推定しており、生産の民間資本弾力性は0.553となっている。

労働比率の成長率の寄与率が第1局面から第2局面へかけて約半分の値に低下したことを考えると、計測期間を通じて労働生産性の上昇に最も大きく寄与したと判断できる。また、残余GRの労働生産性の成長率への寄与率は、第1局面から第2局面へかけて大きく上昇しており、民間資本及び社会資本の成長率以外の要因も、第2局面において、労働生産性の成長に大きく貢献するようになったことが示されている。

3.3 連立方程式モデルの計測結果

本節では、連立方程式モデルの推定を行うが、まず、内生変数を民間資本のみと仮定して推定を行う。そして、内生変数に社会資本が付加されたケースの推定を行い、推計結果が安定的であるか否かを確認する。

3.3.1 民間資本が内生変数

1906～1940年の時系列データを使用して、非1次産業部門の労働生産性関数[6]と民間資本の需要関数[9]を3SLSで同時推定した結果が表3で示される。推定に際しては、外生変数である労働力L、社会資本KGと先決内生変数である前期の民間資本 KP_{-1} を操作変数として使用した。

全ての変数のパラメータは有意であり、決定係数も高く、[6]のD.W.がやや好ましくない

表 3 3SLS による推定結果(1)

回帰式番号	[6]	[9]
対象部門	非1次産業	非1次産業
期間	1906~1940	1906~1940
ln(KP/L)	0.7697 [4.2943]	
ln(KG)	0.2255 [5.2540]	
lnY		0.3572 [2.4860]
lnKP(-1)		0.5481 [3.0230]
定数項	-0.9982 [-4.4670]	0.4113 [2.1323]
決定係数	0.928	0.977
D.W.	0.834	1.530
サンプル数	35	35

のを除くと、良好な結果となっている。推定結果をみると、lnKG のパラメータの推定値は 0.2255 となっているが、この値は、連立方程式モデルの社会資本の総生産力効果を意味する値ではない。連立方程式モデルにおいては、社会資本の総生産力効果 A_G は、社会資本の直接的生産力効果と、社会資本の増加に誘発された民間資本の増加による間接的生産力効果の双方を含むものであり、連立方程式モデルを解く事によって、以下のように示すことができる。

$$A_G = \frac{a_G}{1 - a_K b_Y} \dots \dots (3-2)$$

また、社会資本の民間資本誘発効果 A_{GKP} は以下のように示される。

$$A_{GKP} = \frac{a_G b_Y}{1 - a_K b_Y} \dots \dots (3-3)$$

(3-2)、(3-3) 式にパラメータの値を代入して、社会資本の総生産力効果、民間資本誘発効果を計測した結果が表 4 で示される。

社会資本の総生産力効果は、0.3110 と正の値を示しており、連立方程式モデルにおいても社会資本に正の生産力効果が存在していることが確認された。また、社会資本の民間資本誘発効果は 0.1111 となっており、正の値を示している。この場合、社会資本が 10% 増加すると、

表 4 直接・間接的生産力効果

回帰式番号	1906~1940	AG	AGKP
[6][9]	非1次産業	0.3110	0.1111

民間資本は 1% 増加することになる。これは、政府により、社会資本の整備が進められることによって、民間資本の需要が誘発的に増加するような現象が戦前期の日本において生じていたことを意味する。

3.3.2 民間資本と社会資本が内生変数

発展途上国の経済発展が進行するにつれて、生産水準の上昇とともに必要とされる社会資本も質、量ともに高まると考えられ、特に、経済発展の進行が迅速な場合、社会資本不足が経済発展のボトルネックとなるような事態を想定することも可能である。本研究においては、ここまで、社会資本を外生変数として生産関数の推定を行ってきた。しかし、上記のようなケースでは、総生産から社会資本への逆の因果関係を考慮する必要がある。そしてこの場合、総生産から社会資本への影響を考慮した関数（社会資本需要関数）を、民間資本需要関数とあわせて、生産関数と同時推定する必要がある。1906~1940 年の非 1 次産業部門の労働生産性関数[6]と民間資本、社会資本の需要関数[9]、[10]を 3SLS で同時推定した結果は、表 5 のように示される。推定に際しては、外生変数である労働力 L と先決内生変数である前期の民間資本 KP_{-1} と社会資本 KG_{-1} を操作変数として使用する。また、パラメータに制約を課さずに推定した場合、社会資本需要関数のパラメータの t 値が低い値となり、信頼度の低い結果となった。そのため、[10]については、

$$c_Y + c_{G-1} = 1 \dots \dots (3-4)$$

のような 1 次同次制約をパラメータに課した推定を行った。尚、制約条件についての F 検定を行うと、 $F=1.750$ となり、 F 分布の有意水準 1% の臨界値を下回る結果となった。その結

表5 3SLSによる推定結果(2)

回帰式番号	[6]	[9]	[10]
対象部門	非1次産業	非1次産業	非1次産業
期間	1906~1940	1906~1940	1906~1940
ln(KP/L)	0.7207 [4.3165]		
ln(KG)	0.2359 [5.6264]		
lnY		0.3543 [2.5245]	
lnKP(-1)		0.5516 [3.1101]	
ln(KG(-1)/Y)			0.9536 [44.3327]
定数項	-1.0516 [-4.8024]	0.4090 [2.1376]	0.0611 [10.7635]
決定係数	0.929	0.977	0.987
D.W.	0.828	1.540	0.745
サンプル数	35	35	35

果、パラメータに制約条件を課すことが正しいとする帰無仮説を棄却することができないために、(3-4)式のような制約を課した推定が許容されることになる。

表5の結果は、表3の結果と同様に、全ての変数のパラメータは有意であり、決定係数も高く、D.W. がやや好ましくないのを除くと、良好な結果となっている。

推定式[10]のlnYのパラメータは、(3-4)式の関係から、 $1-0.9536=$ 約0.05となり、正の値となる。このことから、非1次産業の生産が増加するにつれて、社会資本の需要が増加するような状態、すなわち、逆の因果関係の存在を想定することが可能であると確認できる。ただし、パラメータの値は約0.05と小さい値となっており、その影響力は限定的であると考えてよい。

社会資本の総生産力効果は、以下のように示される。

$$A_G = \frac{a_G c_{G-1}}{1 - a_K b_Y + a_G c_{G-1} - a_G} \dots (3-5)$$

また、社会資本の民間資本需要誘発効果は、以下のように示される。

$$A_{GKP} = \frac{a_G b_Y c_{G-1}}{1 - a_K b_Y + a_G c_{G-1} - a_G} \dots (3-6)$$

(3-5)、(3-6)式にパラメータの値を代入して、社会資本の総生産力効果、民間資本誘発効果を計測した結果が表6で示される。

表6 直接・間接的生産力効果

回帰式番号	1906~1940	AG(-1)	AG(-1)KP
[6][9][10]	非1次産業	0.3067	0.1087

注意を要するのは、表6では、KPに加えてKGが内生変数となるため、先決内生変数である1期前の社会資本 KG_{-1} が総生産、民間資本に与える影響が計測されていることであり、表4の結果とは多少意味が異なることである。しかし、その違いにも関わらず、基本的に、表4のケースとほとんど変わらない計測結果が出されていることが、表6でも確認することができる。

社会資本の総生産力効果は民間資本と社会資本を内生変数とした連立方程式モデルでは、間接的効果が加わるために、非1次産業を対象とした推定式[6]の推計結果よりは若干、高い値となっている。また、社会資本の民間資本誘発効果は、社会資本が内生変数である場合でも正の値となっている。

以上の結果から、戦前期の日本において、社会資本が整備されることによって、非1次産業の総生産が拡大したことが、生産要素の内生性を考慮した連立方程式モデルの推定によっても検証されたことになる。また、社会資本の整備によって、誘発的に民間資本の需要が増加する効果は正の値となっている。それは、社会資本が、それ自体が生産要素として、直接的に生産力の増加に貢献する効果が存在するのみならず、間接的に民間資本の需要を誘発的に増加させることによって、総生産を高めるような効果が存在していることが、戦前期の日本において確認されたことを意味する。

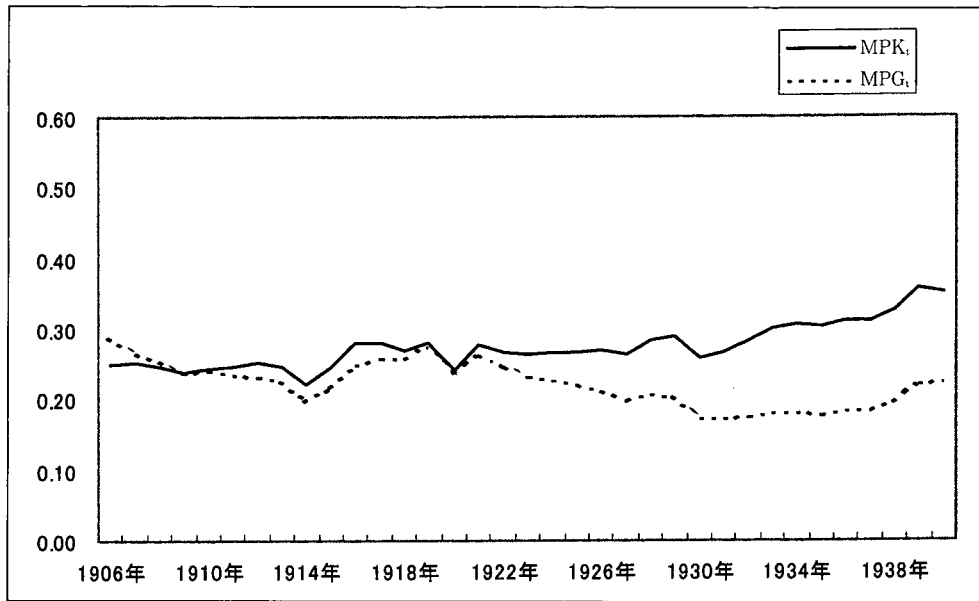


図2 民間資本と社会資本の限界生産力

3.4 社会資本の最適水準

前項までの分析で、社会資本に正の生産力効果が存在することが確認され、戦前期の非1次産業の効率性の上昇に大きな影響を与えていたことが明らかになった。最後に残された課題は、日本の社会資本の水準が適正水準にあったのか否かである。資源配分の効率性を無視して、大量の社会資本の整備を行えば、当然、総生産は増加する。しかし、そのような社会資本の非効率的増大は、民間資本の蓄積をクラウド・アウトして、適正な資源配分を阻害することにより、経済発展に悪影響を与える。

社会資本が資源配分からみて適正水準にあるのか否かについては、推定された生産関数のパラメータから推計された民間資本と社会資本の限界生産力の大きさを比較することによって確認することができる。民間資本と社会資本の限界生産力の推計結果は、図2のように示される。図2によると、第1局面である1910年以前はMPG_t（社会資本の限界生産力）はMPK_t（民間資本の限界生産力）を上回っており、相対的に社会資本が不足する状態になっていると考えられる。しかし、そのような状態は1910年前

後から急速に解消して、1920年頃までMPG_tとMPK_tは、ほぼ均等な値で推移する。日本の経済発展の第1局面においては、工業部門の発展の中心が伝統的な製糸業や綿工業のような繊維産業であり、それらと農業部門が、同時並行的に発展するような現象が、その特徴として観察される¹⁷。経済発展の初期局面において、社会資本が不足するような状態は、より一層の工業化の進展にとって、大きなボトルネックになると考えられるが、日本においては、社会資本の整備が急速に進み、そのような状態が解消したと考えられる。また、第1局面から第2局面への移行にともない、1920~1930年頃までMPG_tが急速に低下した結果、それ以後、

$$MPK_t > MPG_t \dots (3-7)$$

のような関係が、安定的に成立することになる。(3-7)式のような状態は、(2-4)式の条件を満足しており、社会資本が資源配分の点からみて効率的な水準にあると考えてよい。第2局面においては、軽工業が工業部門の主要産業である第1局面と異なり、重化学工業化が進行して

¹⁷ 大川・小浜（1993）第1章を参照のこと。

経済構造がより近代化していく。戦前期の日本の経済発展は、初期工業化局面から本格的工業化局面への移行過程であると考えられる。経済発展の成否を決める非常に重要な時期に、社会資本が資源配分の点からみて効率的な水準にあったことは、当時の日本政府による社会資本整備政策が、経済発展の進行にとって、生産力効果の点のみならず、資源配分の効率性の点からも評価に値するものであったことを示唆している。

4. 結論

社会資本が戦前期の日本の経済発展に果たした役割について、実証研究の結果から、以下のようによまとめることができる。

- (1) コブ=ダグラス型生産関数の推定の結果、戦前期の生産の社会資本弾力性は、有意に正の値をとるとする結果が多く観察されることから、社会資本に正の直接的生産力効果が存在することが示された。
- (2) 非1次産業の労働生産性の成長率に対する社会資本成長率の寄与率は、第1局面、第2局面ともに約50%となっており、戦前期を通じて、社会資本は効率性の上昇に非常に大きな役割を果たしたことが確認できる。
- (3) 連立方程式モデルの推定結果によると、社会資本には、直接的生産力効果が存在するのみならず、社会資本整備によって、民間資本需要を誘発的に増加させる間接的效果が存在すると考えられる。
- (4) 生産関数の推定によって求められたパラメータの値から民間資本と社会資本の限界生産力の大きさを比較した結果、第1局面の初期においては、社会資本が不足するような状態となっている。しかし、その後、そのような状態は急速に解消し、戦前期を通じて社会資本が最適な状態にあることが示される。戦後の日本経済を対象として、三井・井上

(1995) が推定した生産の社会資本弾力性は約0.25となっており、本研究の推定値とほぼ同じ値になっている。それは、戦前期に推定された生産の社会資本弾力性が、戦後期よりも特に高かったとは言えないことを意味する。ただし、この結果は、推計の対象とされる部門が、戦前期は非一次産業部門全体、戦後期は全民間部門となっており、双方の研究で異なっていることから、厳密な比較ではないことを確認しておきたい。実証研究の対象となる部門の範囲を一致させ、より厳密に、戦前と戦後の社会資本の生産力効果を比較することは、今後の課題としたい。

戦前期の日本の社会資本が生産力を増加させ、労働生産性の上昇に大きく寄与したことは、発展途上国の生産力と生産性を高めるために、社会資本整備が大きな役割を果たす可能性があることを示唆する。また、戦前期の日本に、社会資本の間接効果が存在したことは、同様の発展局面にある現在の発展途上国にとって、社会資本整備は、生産力効果のみならず、間接的效果をもあわせて期待できる点で大きな意味をもつ。ただし、本研究の推定結果によると、社会資本の民間資本誘発効果 A_{GKP} は、約0.1であり、その影響は限定的であると考えられることから、あくまで「間接的」なものであることを付け加えておく。

本格的工業化を遂げて経済発展を進行させるためには、社会資本整備を進める必要があるが、社会資本は、その整備に必要とされる技術水準が高く、より資本集約的であるために、発展途上国の要素賦存状態に適合しない場合が多いと考えられる。そのため、発展途上国が常に非効率性の罠に陥ってしまう可能性があることは、Dessus and Herrera (2000) 等、先行研究の結果が示唆している。特に東アジア・東南アジア諸国のように経済成長のテンポが著しく速い国においては、必要とされる社会資本の整備の

速度も迅速であることが求められるために、常に効率性の観点からのチェックが必要となるであろう。

しかし、戦前期の日本においては、第1局面から第2局面への移行を遂げ、経済発展を進めながらも、社会資本は最適水準を維持することが可能であった。このことは、局面移行を可能とした要因の一つとして大きく評価することができるが、社会資本を最適水準に維持することを可能ならしめた要因、及びその背景については、より詳細な分析が必要であり、今後の課題としたい。

近年においては、必要とされる社会資本も、質・量ともに戦前期の日本とは比較にならないような規模の社会資本整備が必要となっており、効率性を問うことの重要性は高まっていると考えられよう。しかし、社会資本の整備には生産面における直接・間接の貢献のみならず、国民生活の快適性、家計の満足度等を改善する効果も存在する。そのため、一概にその非効率性を批判し、その蓄積のテンポを遅らせることは、逆にその国の国民の生活水準を低下させてしまう可能性があり、特に発展途上国においては、その点に配慮した政策の実現が望ましいことを最後に付け加えておきたい。

補論 民間部門データを使用した推定

本研究で使用された非1次産業部門の総生産と労働力は、政府部門を含んだデータである。社会資本の整備が民間部門の生産活動に与える影響をより直接的に検証するためには、政府部門を含まない民間部門の総生産と労働力の数値を使用した推定を行う必要がある。ここでは、本研究で使用された民間・社会資本と大川・ロソフスキー[1973]と南・小野[1978]でそれぞれ推計されている非1次産業民間部門の純付加価値額、従業者数の時系列データを使用して[6]

を推定し、その結果を本研究の推定結果と比較してみる。もちろん、総生産額には民間部門の粗付加価値額のデータを使用することが望ましいが、本研究で使用される民間資本ストックと整合的な減価償却額のデータを得ることが、現時点では困難であるため、ここでは純付加価値額をそのまま使用した分析を行う。

推定式[6]の推計結果は、以下のように示される。

計測期間：1906～1940年 $n=35$

$$\ln \frac{Y}{L} = -1.1328 + 0.7788 \ln \frac{KP}{L} + 0.2621 \ln KG$$

(-3.5544)
(6.5059)
(4.5026)

$$\bar{R}^2 = 0.7269, D.W. = 2.0214$$

・・・(補-1)

各変数のパラメータはすべて有意に正の値となっており、良好な推計結果となっている。本研究の推計結果と(補-1)式を比較すると、生産の民間資本弾力性は、約0.1ポイント高い値となっているが、生産の社会資本弾力性は、ほぼ等しい値となっている。この結果は、総生産と労働力に民間部門のデータを使用しても、政府部門を含む場合と結論は、ほぼ変わらないことを意味している。また、(補-1)式の結果から、社会資本が民間部門の労働生産性の上昇に大きく貢献していることが、より直接的に確認されたと言えよう。

謝辞

本論文の作成にあたり早稲田大学教授鶴飼信一先生と東京女子大学教授白砂堤津耶先生からは丁寧な御指導を賜りました。二名の匿名査読者の先生方からも本論文を改善する上で非常に有益なコメントを頂戴致しました。また、拓殖大学教授吉田恒昭先生は御自身の学位論文を提供して下さいました。ここに心より御礼申し上げます。もちろん、ありうべきすべての誤りは筆者の責任です。

【参考文献】

- [1] Aschauer, David, Alan (1989), "Is Public Expenditure Productive," *Journal of Monetary Economics*, 23
- [2] Davidson, Russell. and Mackinnon, James, G (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford:Oxford University Press
- [3] Dessus, Sébastien and Herrera, Rémy (2000), "Public Capital and Growth Revisited: A Panel Data Assessment", "*Economic Development and Cultural Change*, 48
- [4] Hirshman, Albert, O (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven: Yale University Press (麻田四郎訳『経済発展の戦略』巖松堂)
- [5] Jimenez, Emmanuel (1995), "Human and Physical Infrastructure: Public Investment and Pricing Policies in Developing Countries," in Behrman, J and Srinivasan, T, N ed., *Handbook of Development Economics Vol III*, Amsterdam: North-Holland
- [6] Ohkawa, Kazushi and Otsuka, Katsuo (1994), *Technology Diffusion, Productivity Employment and Phase Shifts in Developing Economies*, Tokyo: University of Tokyo Press
- [7] Ohkawa, Kazushi, Otsuka, Katsuo and Key, Bernard (1993) *Growth Mechanism of Developing Economies: Investment, Productivity and Employment*, Tokyo: International Development Center of Japan/International Center for Economic Growth
- [8] Yoshida, Tsuneaki (1993), *Japan's Experience in Infrastructure Development and Economic Growth: It's Relevance to Japan's Official Development Assistance*, A Paper Prepared on the Basis of the Doctoral Thesis Submitted to the University of Tokyo
- [9] 石渡茂 (1975)「民間設備投資と民間・政府部門別資本ストック」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社
- [10] 石渡茂・尾高煌之助 (1975)「需要変動と趨勢加速」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社
- [11] 井田知也・吉田あつし [1999]「社会資本の部門別生産力効果」『日本経済研究』38号
- [12] 大川一司・小浜祐久 (1993)『経済発展論』東洋経済新報社
- [13] 大川一司・ロソフスキー, H (1973)『日本の経済成長』東洋経済新報社
- [14] 大塚勝夫 (1990)『経済発展と技術選択』文真堂
- [15] 大塚勝夫 (1995)『比較経済発展論』早稲田大学出版部
- [16] 尾高煌之助 (1975)「資本稼働率」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社
- [17] 北坂真一 (1999)「社会資本と民間資本の代替・補完性」『国民経済雑誌』179巻5号
- [18] 中村隆英 (1971)『戦前期日本経済成長の分析』岩波書店
- [19] 根本二郎・河村真・釜田公良 (1994)「社会資本の最適水準」奥野信宏・焼田党・八木匡編『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会
- [20] 畑農鋭矢 (1998)「社会資本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』119巻6号
- [21] 三井清・井上純 (1995)「社会資本の生産力効果」三井清・太田清編『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社
- [22] 南亮進・小野旭 (1975)「非1次産業の要素所得と分配率」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社
- [23] 南亮進・小野旭 (1978)「要素所得と分配率の推計」『経済研究』29巻2号
- [24] 南亮進 (1992)『日本の経済発展』東洋経済新報社
- [25] 安場保吉 (1980)『経済成長論』筑摩書房
- [26] 吉田恒昭 (2000)「日本のインフラ整備の経験と開発協力」『開発金融研究所報』11月増刊号
- [27] 吉野直行・中島隆信・中東雅樹 (1999)「社会資本のマクロ生産効果の推計」吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』日本評論社
- [28] 吉野直行・中東雅樹 (1999)「社会資本の経済効果」『開発金融研究所報』11月増刊号

(もりわき しょうた
早稲田大学産業経営研究所 特別研究員)