

# 日本の経済発展における社会资本のマクロ生産力効果

Japanese Economic Development and Public Capital

キーワード：日本の経済発展、コブ＝ダグラス型生産関数、経済発展の要因分析、  
社会资本と民間資本の限界生産力

森 脇 祥 太

19世紀後半以降1990年代に至る日本の経済発展において、社会资本が民間部門の発展に果たした役割を実証的に確認する。その結果、戦前期についても戦後期と同様に、社会资本に民間部門の生産力を増大させる効果が確認された。また、経済成長要因分析によって、社会资本の寄与率は、特に労働生産性の成長に関して、戦後よりも戦前の方が高いことが確認された。また、経済発展の初期局面において、社会资本が不足状態にあった場合は、戦前期を通じて、社会资本は適正水準へと接近した可能性があることが確認された。最後に、社会资本の生産力効果は、1880年代と1960年代が最も大きいことが確認された。

## 1.はじめに

### 2.実証研究の方法

#### 2.1 コブ＝ダグラス型生産関数

#### 2.2 民間資本と社会资本の限界生産力

#### 2.3 実証研究に使用されるデータ

##### 2.3.1 戦前編

##### 2.3.2 戦後編

### 3.実証研究

#### 3.1 コブ＝ダグラス型生産関数の計測

#### 3.2 成長要因の分析

### 3.実証研究

#### 3.1 生産関数の推定結果

#### 3.2 社会資本の成長要因分析

#### 3.3 社会資本の限界生産力と効率性

### 4.結論

## 1.はじめに

本研究の目的は、戦前期以降の日本の経済発展において、社会资本が果たした役割をマクロ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確認することである。

本研究の第1の課題は、特に、戦前期（1886～1937年）に注目して、全民間部門を対象として社会资本を含んだマクロ生産関数を推定し、社会资本に全民間部門の生産力を増大させる効果（＝社会资本の生産力効果）が存在したか否かを確認することである。戦後期の日本やアメリカを対象として生産関数を推定し、社会资本の生産力効果を確認した先行研究は、数多く

存在する<sup>1</sup>。また、近年、戦前期の日本を対象とした研究も徐々に進められている。表1は、戦前期を対象とした先行研究をまとめたものである。表1によれば、全民間部門を対象とした研究は櫻川（1998）のみであり、社会资本の生産力効果は存在しないという結果が得られている。櫻川（1998）は、基本的に「長期経済統計」に基づいたデータを使用して推定を行っている。本研究においては、「長期経済統計」の作成過程で派生的に集計された民間部門に関するデータを出来る限り収集し、不足する

<sup>1</sup> 森脇（2004）の表1、表2を参照のこと。

表1 戦前期を対象とした先行研究

研究者	対象	関数形	推計期間	生産の社会资本弾力性	社会资本の限界生産力
櫻川(1998)	全民間部門	コブ=ダグラス	1886～1938	-0.008(有意ではない)	未推計
森脇(2001)	政府部门を含む全産業	コブ=ダグラス	1885～1940	0.2868	未推計
森脇(2001)	政府部门を含む非1次産業	コブ=ダグラス	1906～1940	0.256	0.2～0.3
吉野・中東(2001)	鉱工業	トランスログ	1906～1930	0.252	0.404
中東(2003)	政府部门を含む全産業	TFP	1906～1939	0.125	未推計
森脇(2004)	民間非1次産業	コブ=ダグラス	1886～1937	0.2508	0.2～0.7

データについては独自の推計を行う<sup>2</sup>。特に、民間資本と社会资本については、「長期経済統計」において実際に資本ストックを推計した当事者による「長期経済統計」の修正データ（石渡（1975））を使用する。その結果、生産関数の推定に使用される全てのデータは櫻川（1998）とは異なるものとなった。

研究の第2の課題は、推定された生産関数のパラメータを使用して、戦前期と戦後期を通じた民間部門の成長要因分析を行うことである。森脇（2001）は、政府部门を含む非1次産業を対象として、戦前期（1906～1940年）についての成長要因分析を行った。本研究においては、対象を全民間部門、時期を19世紀後半～1990年代後半に拡大して、成長要因分析を行う。戦前と戦後の日本を対象として、社会资本が民間部門の成長に貢献するメカニズムの比較を行うことにより、社会资本が経済発展の局面に応じて、いかなる影響を与えたかということを実証的に確認することが可能となろう。そのため、本研究においては、1956～98年の時系列データを使用して、戦前期と同様に全民間部門を対象に、社会资本を含んだマクロ生産関数を推定す

る。そして、それぞれの生産関数の推定パラメータを使用し、日本の経済発展を幾つかの局面に区分して、生産要素の寄与率を計測し、経済成長の要因分析を行う。

本研究の第3の課題は、主に、戦前期を対象として、政府による社会资本整備が、資源配分の観点から適正な水準にあるか否かを確認することである。そのため、戦後期を対象とした研究である岩本（1990）、三井・井上（1995）、吉野・中島・中東（1999）と同様に、生産関数の推定パラメータを使用して、社会资本と民間資本の限界生産力の大きさを比較することによって、社会资本が適正な水準にあるか否かを確認する。

森脇（2001）は、1906～40年の政府部门を含んだ非1次産業に関して社会资本と民間資本の限界生産力の動向を比較し、その期間において、社会资本が最適な水準にあることを示した。しかし、森脇（2001）が推定対象としたのは、非1次産業に限定されており、社会资本の最適な水準を確認するためには、より幅広い範囲を対象とする必要があると考えられる。さらに、森脇（2001）が使用した社会资本には、農業土木関連資本を含まないが、その他の政府が保有する1次産業関連資本や1次産業に関連性の深い治山治水資本を含んでおり、非1次産業を対象

<sup>2</sup> データに関する詳細は、2.3.1を参照のこと。

とするよりも、民間部門を対象とする方が望ましいと思われる<sup>3</sup>。尚、本研究においては、参考として、生産関数の推定結果を使用して、戦後期についても社会資本と民間資本の限界生産力の比較を行う。

## 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、社会資本の生産効果を計測する際には、多くの先行研究でコブ＝ダグラス型生産関数が使用されている。民間部門の資本ストック $KP$ 、労働力 $L$ を生産要素とした場合、対数変換後のコブ＝ダグラス型生産関数は以下のように示される。

$$\ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln hL_t + a_K \ln \rho KP_{t-1} + U_t \quad \dots (2-1)$$

生産技術が規模に関して収穫一定であれば、(2-1) 式のパラメータに以下のように1次同次制約を課して表すことが可能である。

$$[1] \quad \ln\left(\frac{Y_t}{\rho KP_{t-1}}\right) = \ln a_0 + a_L \ln\left(\frac{hL_t}{\rho KP_{t-1}}\right) + U_t \quad \dots (2-2)$$

生産要素として社会資本 $KG$ を加えると、(2-1) 式は以下のように修正される。

$$[2] \quad \ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln hL_t + a_K \ln \rho KP_{t-1} + a_G \ln KG_{t-1} + U_t \quad \dots (2-3)^4$$

<sup>3</sup> 南(1965)は、1880年代に社会資本が不足から充足に至る過程を、国鉄の資本係数の動向によって説明しているが、この場合、資本に無駄が生じることが仮定されており、安定的生産関数の存在を仮定する本研究とは異なる概念となっている。

<sup>4</sup> 大川他(1966)の7ページの注4によると長期経済統計の資本ストックデータの多くは年末値となっている。本研究では社会

$Y$ : 民間部門総生産、 $L$ : 民間部門労働力、 $KP$ : 民間部門粗資本ストック、 $h$ : 労働時間、 $\rho$ : 資本稼働率、 $KG$ : 社会資本、 $a_L$ 、 $a_K$ 、 $a_G > 0$ : 推定すべきパラメータ、 $a_0$ : 定数項、 $U$ : 確率誤差項、添え字の $t$ :  $t$ 年

(2-3) 式の生産関数は、パラメータに1次同次の制約を課した、

$$[3] \quad \ln\left(\frac{Y_t}{\rho KP_{t-1}}\right) = \ln a_0 + a_L \ln\left(\frac{hL_t}{\rho KP_{t-1}}\right) + a_G \ln\left(\frac{KG_{t-1}}{\rho KP_{t-1}}\right) + U_t \quad \dots (2-4)$$

$$[4] \quad \ln\left(\frac{Y_t}{\rho KP_{t-1}}\right) = \ln a_0 + a_L \ln\left(\frac{hL_t}{\rho KP_{t-1}}\right) + a_G \ln KG_{t-1} + U_t \quad \dots (2-5)$$

という2つの形式によって表すことができる。本研究においては、推定式[1]～[4]によってコブ＝ダグラス型生産関数を推定して、社会資本の生産効果が存在するか否かを検証する。実証研究の対象となる期間は1886～1937年である。尚、本研究においては社会資本との間に強い相関関係が生じて、推定パラメータの信頼性が低下する結果が観察されたため、タイムトレンド項を含んだ生産関数の推定は行わない<sup>5</sup>。

推定に際して注意を要するのは、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いということである。本研究にお

資本と民間資本の内生性、生産効果が生じるまでの時間的ラグ、等の問題を考慮して、社会資本と民間資本については1期前の年末値を使用する。

<sup>5</sup> 生産関数の推定に、タイムトレンド項を入れた場合、社会資本の係数が有意にならない現象が生じる。戦後期を対象とした先行研究では、タイムトレンド項を含んだ場合でも、有意に正となるものが多く、本研究とは異なる結論となっている。この原因に関しては、モデルの変更を含めたより詳細な検討が必要であり、今後の課題の一つである。

いては、系列相関の問題に対処するため、1階の系列相関の存在を仮定した最尤法（ML）による推定を行う。また、成長率を $G$ とすると総生産の成長率 $GY$ は以下のように表される。

$$[5] \quad GY = GR + a_L GL + a_K GKP + a_G GKG$$

$GR$  : 残差  
... (2-6)

$$[6] \quad G(Y/L) = GR + a_K G(KP/L) + a_G GKG$$

... (2-7)

本研究においては、生産関数の推定されたパラメータと総生産及び各生産要素のデータを[5]、[6]にあてはめて、社会資本の総生産及び、労働生産性の成長に対する寄与率を戦前と戦後について計測する<sup>6</sup>。

## 2.2 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。民間資本と社会資本の限界生産力の推移を確認することによって、社会資本が最適水準にあることの可能性を検証することが可能となる。民間資本と社会資本の限界生産力は、生産関数の推定によって求められた生産の民間資本弾力性と社会資本弾力性の値をそれぞれ使用して、以下の式によって推計する。

$$MPK = a_K \cdot (Y^*/KP) \quad \dots (2-8)$$

$$MPG = a_G \cdot (Y^*/KG) \quad \dots (2-9)$$

$MPK$  : 民間資本の限界生産力、 $MPG$  : 社会資本の限界生産力、\* : 推定値

三井・井上（1995）は、社会資本の生産に対

する貢献に加えて、消費者の生涯にわたる効用に対する影響を考慮して、社会資本の動学的最適供給の必要条件を、

$$MPK \geq MPG \quad \dots (2-10)$$

とした<sup>7</sup>。本研究においては（2-10）式を基準として、社会資本が適正水準にあるか否かを確認する。

## 2.3 実証研究に使用されるデータ

### 2.3.1 戦前編

民間部門総生産 $Y$  :

戦前期の民間部門の総生産の推計データとしては、大川・ロソフスキイ（1973）から1905年以後の民間非1次産業部門の国内純生産（NDP）の系列を得ることができる。1905年以前については、以下の方法で1886年までの延長を試みた。①1905～10年の非1次産業全体のNDPと民間部門のNDP比率の平均値を求める。②計測された平均値（=0.8984）を1886～1904年の非1次産業全体のNDPに乗じて各年の民間非1次産業部門のNDPを推計する<sup>8</sup>。③推計され

<sup>7</sup> この場合、生産額は純生産を使用しているが、民間資本と社会資本は粗資本ストックであり、資本減耗を含んでいる。純粋な収益率を求めるためには、資本減耗を資本ストックから控除した値を使用する必要があるが、社会資本と民間資本の資本減耗を戦前期のデータから推計するのは、現時点においては困難であり、 $MPK$ と $MPG$ の推計値をそのまま使用する。

<sup>8</sup> 民間部門の総生産についての推計値は、他に、大川・小浜（1993）194ページに掲載されている高松信清氏作成の民間工業部門のデータが存在する。しかし、このデータは現時点では利用することが困難である。そこで、本研究においては、南・小野（1978a）が1896～1905年の民間部門の要素所得の推計に使用した方法を採用した。この時期は、日清戦争や金本位制の採用、鉄道建設の進展といった経済全体あるいは産業構造の大きな変化があったと考えられ、このような方法が完全でないのは言うまでもない。しかし、『長期経済統計』の作成過程で加工された民間部門を対象としたデータを『長期経済統計』の当事者である南氏と小野氏の方法を採用してデータを加工する

<sup>6</sup> 全ての生産要素についての規模に関する収穫遞増になつてゐる生産関数から導出される要因分析は、一般的な要因分析とは異なる概念である点に注意が必要である。

た民間非1次産業部門のNDPに1次産業部門のNDPを加えて全産業部門のNDPを求め、民間部門の総生産Yとして生産関数の推定に使用する<sup>9</sup>。

#### 労働力L:

民間部門の就業者数については、南・小野(1978a)が推計した民間非1次産業部門を対象とした1906年以後の系列が存在する。そこで、1906年以前については以下のような方法で1886年までの延長を試みた。①非1次産業を鉱工業と公益産業、建設業からなるM産業とサービス産業からなるS産業との2つに区分する。②M産業の就業者数については、Minami(1973)が推計した全就業者数から高松(1975)が推計したS産業の就業者数の値を控除して求める。③M産業の1886年～1905年までの民間部門就業者数については、南・小野(1978a)が推計した1905～10年における民間部門就業者比率の平均値0.731をM産業の全就業者数に乗じて推計する。④S産業の民間部門は、大川他から得られる公務員数を全S産業の就業者数から控除して求める。⑤以上のように推計した民間非1次産業部門の就業者数にMinami(1973)が推計した1次産業の就業者数を合計して全民間部門の就業者数Lを推計した<sup>10</sup>。

#### 労働時間h:

①新谷(1973)が計測した農業の総労働日数を、Hayami and others(1979)に記載されてある農業部門の労働者数で除して農業の1人あた

ことは、現時点における最良の手段であると判断した。

<sup>9</sup>推計期間を通じた、政府部門の生産を含んだ1次産業と非1次産業のNDPの値は、大川他(1974)に掲載されているデータを使用した。

<sup>10</sup>民間部門労働力の推計に関しては、総生産の推計と同様のことと言える。注8を参照のこと。

り労働日数を求める。②その値に、Minami(1973)が推計した1次産業の就業者数を乗じて、1次産業の総労働投入日数を求める。

民間非1次産業部門の労働日数については、1899年以後は、Minami(1973)にある繊維産業の1人あたり年間平均労働日数Dを用いる。1899年以前については、Hayami and Ogasawara(1999)を参考に、以下のような推計を行った。③1899年以後のDが、製造業の総生産の7ヵ年移動平均値からの乖離率を指数化した値qの関数であると仮定してMLによるパラメータの推定を行う<sup>11</sup>。その推定結果は、以下の(2-11)式のように示され、推定された全てのパラメータは1%水準で有意となった。

$$\ln D = 5.7609 + 0.2409 \cdot q \quad \dots \quad (2-11)$$

$$R^2 = 0.2898 \quad D.W. = 1.931$$

④(2-11)式に1899年以前のqの系列を代入して、同期間のDの系列を推計した。⑤以上のように推計された民間非1次産業の年間1人あたり労働日数に就業者数を乗じ、民間非1次産業の年間総労働投入日数を推計した。⑥民間非1次産業と1次産業の年間総労働投入日数を合計して全民間部門の総労働投入日数を推計した。

労働時間については、1905年以後については上野・八木・照井(1971)が推計した非1次産業の1日あたりの平均労働時間が存在する。1905年以前については以下のようない推計を行った。⑦非1次産業の1日あたりの平均労働時間

<sup>11</sup>(2-11)～(2-13)式については、OLSによる推定も行ったが、ダービン・ワトソン比が低く、1階の系列相関の存在が確認されたためMLを使用した。製造業の総生産については、製造業の生産額の値を1874年以降、戦前期を通じて継続して利用することができるため、篠原(1972)のデータを使用した。

$H$ が製造業の総生産の7カ年移動平均値からの乖離率を指数化した値 $q$ の関数であると仮定して最尤法によるパラメータの推定を行う。その推定結果は、以下の（2-12）式のように示され、推定された全てのパラメータは1%水準で有意となった。

$$\ln H = 8.0753 + 0.4314 \cdot q \dots \dots \quad (2-12)$$

$$R^2 = 0.3287 \quad D.W. = 2.0243$$

⑧（2-12）式に1905年以前の $q$ の系列を代入して、同期間の $H$ の系列を推計した。⑨非1次産業の1日あたりの労働時間を全民間部門の総労働投入日数に乗じて1886年以後の年間総労働投入時間数を求めた。

民間部門資本ストック $KP$ 、社会资本ストック $KG$ ：

石渡（1975）が作成した長期経済統計の修正データを使用した<sup>12</sup>。この修正データは、民間及び政府（中央、地方）が保有する資本ストックをそれぞれ示してある。この場合の政府保有の資本ストックとは、道路建設や治山治水等の公共土木により形成された資本ストック、政府部門の生産者耐久施設、地方政府の電気、ガス事業や国鉄等の公的部門が保有する資本ストックであり、社会资本として使用する正当性は高いと考えられる。

稼働率指數 $\rho$ ：

1905年以後については、尾高（1975）が推定した製造業の稼働率を使用する。1905年以前については以下のような推計を行った。①Hayami

<sup>12</sup> 修正についての詳細は、石渡を参照のこと。尚、軍事部門の資本は推計の段階で控除されており、デフレータの精度やその殆どが人件費であることから、農業土木関連の資本は社会资本には含まれていない。

and Ogasawara（1999）を参考として、製造業の稼働率 $\rho$ が製造業の総生産の9カ年移動平均値からの乖離率を指数化した値 $r$ の関数であると仮定して最尤法によるパラメータの推定を行う<sup>13</sup>。その推定結果は、（2-13）式のように示されており、推定された全てのパラメータは1%水準で有意となった。

$$\ln \rho = -0.066 + 0.881 \cdot \ln r \dots \dots \quad (2-13)$$

$$R^2 = 0.9231 \quad D.W. = 1.8378$$

②（2-13）式に1905年以前の $r$ の系列を代入して同期間の $\rho$ の系列を推計した。

以上の実証研究に使用される全ての戦前期に関するデータは1934～1936年平均を基準とした不变価格に修正されてある。

### 2.3.2 戦後編

総生産 $Y$ ：

経済企画庁『国民経済計算報告 長期遡及主要系列』に記載されている全産業のGDPを使用した。

労働力 $L$ ：

総理府統計局『労働力調査』の全就業者数から公務員数を除き使用した。

労働時間 $h$ ：

『毎月勤労統計調査』に記載されてある、製造業に所属しており、規模30人以上の事業所に勤務する常用労働者の月平均労働時間を使用した。

<sup>13</sup> 稼働率に関しては、製造業の総生産の9カ年移動平均値とともに推計されており、労働時間、労働日数の7カ年移動平均値とは異なる点に注意が必要である。この相違は、Hayami and Ogasawara（1999）で採用された方法の相違によるものである。

民間部門資本ストック $KP$ 、社会資本ストック $KG$ ：

土居(2002)に掲載されているデータを使用した。土居(2002)の民間部門資本ストックは、経済企画庁『民間企業資本ストック』に基づいている。また、社会資本ストックは、多くの先行研究と同様に、経済企画庁『昭和45年国富調査』をベンチマークとして政府による公共投資(道路、港湾、国鉄、電電公社、治山、治水、農林漁業等)を積み上げて算出されており、概ね、戦前期との整合性がとれる内容となっていると思われる。

土居のデータは、NTT、JT、電源開発、JR、新幹線鉄道保有機構等の民営化による影響を

の1つであると評価することが可能である。

稼働率指数 $\rho$ ：

『通産統計』に記載されている製造業の稼働率指数を使用した。

以上の実証研究に使用される全ての戦後期に関するデータは、1990年を基準とする不变価格に修正されている。また、戦後期のデータは、民間資本と社会資本は年度データとなっているが、他の変数は全て暦年データとなっている。この場合、1956年を例に挙げれば、民間資本と社会資本は3月時点、他の変数は12月時点のデータとなる。戦前については民間資本と社会資

表2 生産関数の推定結果

回帰式番号	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	-0.4002 [-3.6909]	-7.1474 [-3.9198]	-0.6854 [-12.3111]	-3.8559 [-16.0249]	-1.3016 [-5.1559]	-3.4749 [-1.4025]	-0.6913 [-8.6264]	-3.8495 [-11.6979]
$a_L$	-0.7037 [-5.7383]	0.7999 [4.2358]	0.1941 [2.1714]	0.5039 [5.1292]	0.3627 [1.7229]	0.4750 [1.8054]	0.2000 [1.6492]	0.5096 [3.9005]
$a_K$	1.7037 [5.1966]	0.6085 [5.3312]	0.4242 [3.7547]	0.4961 [5.0503]	0.6373 [3.0267]	0.4789 [3.1501]	0.4203 [2.7352]	0.4904 [3.7530]
$a_G$		0.1584 [2.3246]	0.3817 [13.2007]	0.2778 [14.6467]		0.2898 [3.2001]	0.3797 [8.8920]	0.2766 [10.4403]
$\phi$					0.9694 [29.5817]	0.4455 [2.8663]	0.5391 [4.6541]	0.4312 [3.4198]
$R^2$	0.3850	0.9862	0.9530	0.8833	0.8168	0.9877	0.9005	0.9024
DW	0.3485	1.3654	0.9045	1.1183	1.8005	1.9910	2.0016	1.9871
lnL						81.7721	81.1388	81.7604
LR							1.2666	0.0233
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS	ML	ML	ML	ML

排除するために、これらの部門の資本を民間資本から控除して、社会資本へと加算しており、データの一貫性が保たれている。また、阪神淡路大震災の影響をも考慮に入れた推計を行っている。さらに、1955～98年度に涉る長期の系列を入手可能な点からも、戦後期を対象として社会資本を含んだマクロ生産関数を推定する際に使用するデータとしては、最も優れたもの

本は、他の変数よりも1年前となるデータを使用したが、戦後については9ヶ月前となるデータを使用することになる。

### 3. 実証研究

#### 3.1 生産関数の推定結果

表2は、OLSとMLによる1886～1937年の民間部門の時系列データを使用した生産関数の

推定結果である<sup>14</sup>。OLSによる推定は、ダービン・ワトソン比の値が0.35～1.37となっており、1階の正の系列相関がある可能性が高い。そのため、本研究においては、MLによる推定結果が選択されることになる<sup>15</sup>。MLによる生産関数の推定結果は、以下のようにまとめることができる。

(1)[1]については、生産の労働力弾力性を示すパラメータ  $a_L$  は10%水準（両側検定）、生産の民間資本弾力性を示すパラメータ  $a_K$  は1%水準でそれぞれ有意に正の値となっている。

(2)[2]については、生産の労働力弾力性を示すパラメータ  $a_L$  は10%水準、生産の民間資本弾力性を示すパラメータ  $a_K$  、生産の社会資本弾力性を示すパラメータ  $a_G$  は1%水準でそれぞれ有意に正の値となっている。

(3)[3]については、生産の労働力弾力性を示すパラメータ  $a_L$  は有意ではない。一方、生産の民間資本弾力性を示すパラメータ  $a_K$  、生産の社会資本弾力性を示すパラメータ  $a_G$  は、1%水準でそれぞれ有意に正の値となっている。

(4) [4]については、生産の労働力弾力性を示すパラメータ  $a_L$  、生産の民間資本弾力性を示すパラメータ  $a_K$  、生産の社会資本弾力性を示すパラメータ  $a_G$  は、1%水準でそれぞれ有意に正の値となっている。

(5)全ての推定式で  $R^2$  は0.82～0.99となってお

<sup>14</sup>[ ] :  $t$  値、  $R^2$  : 自由度修正済決定係数、  $\phi$  : 1 階の自己回帰係数パラメータ、  $D.W.$  : ダービン・ワトソン比、  $\ln L$  : 対数尤度、  $LR$  : 尤度比検定統計量。以下、全て同じとする。

<sup>15</sup> 使用するデータの定常性を単位根検定（Augmented Dickey-Fuller 検定：ADF 検定）によって検証してみると、5%水準で「単位根がある」とする帰無仮説を棄却することができる。総生産と社会資本であり、他の変数は全て帰無仮説を棄却することができない。非定常な変数間の長期的関係を確認するために、共和分検定（Engle-Granger 検定）を行ったところ、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。

り、良好なフィットを示している。

(1)～(4)によれば、生産の社会資本弾力性を示すパラメータ  $a_G$  の推定値は、全て1%水準で有意に正の値となっており、戦前期の日本経済において、社会資本の生産力効果が存在する可能性が高いことが、全民間部門を対象とした推計からも確認されよう。

また、推定された全てのパラメータの信頼性は[4]の推定式が最も高い結果となっている。[4]の1次同次制約の有効性を尤度比検定によって検証してみると、尤度比検定統計量  $LR$  は0.023となり、1次同次制約を棄却することはできない。さらにその値は、パラメータに異なるタイプの1次同次制約を課した[3]の推定式の  $LR$  の値1.27を下回っている。

表3 マッキノンのJ検定

	[1]	[3]	[4]
[1]		17.2803	17.3223
[3]	1.3867		4.2500
[4]	2.0402	0.8019	

また、推定式[1]、[3]、[4]は、それぞれの推定式の説明変数が、他の推定式の説明変数となっていないために、非入れ子型モデル（non-nested model）と言える。ここでは、非入れ子型モデルの場合の望ましいモデルを検定するための方法として、マッキノンのJ検定を試みた。マッキノンのJ検定の結果として、推定パラメータの  $t$  値が表3のように示されている。[3]と[4]の推定値を[1]へ加えた推定を行った場合、双方ともに有意な推定結果をえることができる。[1]と[4]の推定値を[3]へ挿入した場合、[1]は有意とならないが、[4]は有意となる。[1]と[3]の推定値を[4]へ挿入した場合、[1]は有意であるが、[3]は有意とならない。この結果は、[1]と[4]はどちらが選択されるとは言えないが、少なくとも[3]よりは[4]の方が望ましいことを意味している。最後に、赤池の情報量基準（AIC）、シュワルツのベイズ情報量基準（BIC）を計測し

てみる。その結果は、表4のように示される。AIC、BICの値はともに[4]が最も小さい値となっており、モデルの適合度は相対的に[4]が最も良好であると考えられる。

表4 AIC,BIC

	[1]	[3]	[4]
AIC	-68.3792	-77.1388	-77.7604
BIC	-65.4523	-73.2363	-73.8579

以上、尤度比検定、マッキノンのJ検定、AIC、BICの大きさからも、[4]が相対的に最も良好な結果であると判断することが可能であろう<sup>16</sup>。

本研究の推計期間は、1886～1937年という長期の推定期間であるため、構造変化を考慮したモデルの修正が必要となる場合がある。大川・小浜（1993）は、日本の労働市場において1910

年代に「転換点」ともいべき大きな構造変化が生じたとしている。一方、南・小野（1977）は、1910年代の構造変化は一時的なものであり、真の構造変化は1960年代であるとする立場をとっている。それら日本の労働市場に関する構造変化の先行研究の見解を踏まえて、本研究では1910～20年の間に構造変化が生じたか否かを、ダミー変数を使用した尤度比検定で確認してみる<sup>17</sup>。推定には以下の式を使用した。

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_t}{\rho K P_{t-1}}\right) = & \ln a_0 + a_L \ln\left(\frac{hL_t}{\rho K P_{t-1}}\right) + a_L^i \ln\left(\frac{hL_t}{\rho K P_{t-1}}\right)^{i-1937} \\ & + a_G \ln K G_{t-1} + a_G^i \ln(K G_{t-1})^{i-1937} + U_t \end{aligned}$$

$i=1910, 1912, \dots, 1920$

(3-1)

(3-1) 式は、1910～20年の間で労働力のパラ

表5 構造変化を仮定したモデルの推定結果

回帰式番号	[4] i=1914	[4] i=1915	[4] i=1916	[4] i=1917
定数項	-3.4071 [-12.1777]	-3.5190 [-16.2337]	-3.6425 [-16.6495]	-3.7383 [-15.0370]
$a_L$	0.5364 [2.5377]	0.5922 [3.1217]	0.5832 [2.9571]	0.5455 [2.5639]
$a_{L,i}$	0.0466 [0.2451]	0.1094 [0.6406]	0.1823 [1.0268]	0.2457 [1.2361]
$a_K$	0.4636 [2.1932]	0.4078 [2.1496]	0.4168 [2.1131]	0.4545 [2.2864]
$a_G$	0.2163 [8.4091]	0.2234 [11.3892]	0.2402 [12.6539]	0.2572 [0.2572]
$a_{G,i}$	0.0091 [0.4268]	0.0051 [0.2677]	-0.0033 [-0.1692]	-0.0120 [-0.5627]
$\phi$	0.2232 [1.6117]	0.0528 [0.3655]	0.0157 [0.1048]	0.1319 [0.8596]
$R^2$	0.9192	0.9285	0.9206	0.9120
D W	1.9192	1.9352	1.9277	1.8935
ln L	87.7260	90.9264	88.2009	85.5055
L R	11.9311	18.3320	12.8809	7.4902

<sup>16</sup> 以下のようなタイプの生産関数を使用して、パラメータに1次同次制約を課した推定を同時に行つたが、[4]が相対的に良好であるとする結論に変わりはなかった。

$$\ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln hL_t + a_K \ln \rho K P_{t-1} + a_{LG} \ln hL \ln K G_{t-1} + U_t$$

$$\ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln hL_t + a_K \ln \rho K P_{t-1} + a_{KG} \ln \rho K P_{t-1} \ln K G_{t-1} + U_t$$

メータ  $a_L$  と社会資本のパラメータ  $a_G$  が変化することを係数ダミーによって示している。 $i=1937$  は、 $i$  (1910～20) 年から1937年まで存在

<sup>17</sup> 構造変化のチャウ検定を行うこともできるが、本研究では推定に際して最尤法を使用しているため尤度比検定を行う。

する説明変数のことを意味する。

MLによる(3-1)式の推定結果は、表5のように示される。表5は、尤度比検定統計量LRが5%水準の臨界値を超える1914～1917年の推定結果を示しており、この期間に生産関数のパラメータが変化した可能性があると考えられる。

しかし、これらの期間においては、ダミー変数のパラメータの  $t$  値が低く、多くの推定パラメータが有意ではない結果となっている。そのため、構造変化を考慮したモデルのパラメータを使用した分析を行った場合、良好な結果を得ることが困難である可能性が高いため、本研究においては、構造変化を考慮しないモデルをそのまま使用する。

[4]のパラメータの値を先行研究の結果と比較してみよう。南・小野(1975a)は、1886～1940年のマクロ時系列データを使用して、パラメータに1次同次の制約条件を課して、非1次産業(政府部门含む)の生産関数を推定している。

その結果、 $a_L$ の値が0.849、 $a_K$ の値が0.151となっており、[4]の推定結果と比較すると、 $a_L$ の値が高く、逆に $a_K$ の値が低い結果となっている。しかし、南・小野(1975a)の結果は、ダービン・ワトソン比が0.51とかなり低い値となっており、系列相関の存在が強く示唆される結果であり、推定されたパラメータの信頼性について問題が残る。

櫻川(1998)は、1886～1938年のマクロ時系列データを使用して、パラメータに1次同次の制約条件を課して全民間部門の生産関数を推定しており、その結果、 $a_L$ の値が0.311、 $a_K$ の値が0.689となっている<sup>18</sup>。しかし、櫻川の推定結果では、 $a_G$ のパラメータの推定値が有意な結果とはなっていない。

<sup>18</sup> 櫻川は、支出面から全民間部門の生産量を推計している。

森脇(2001)は、1906～40年の政府部門を含む非1次産業を対象として生産関数を推定しており、その結果は、 $a_L$ の値が0.35、 $a_K$ の値が0.65と櫻川の推定結果に近い値となっている。また、 $a_G$ の値は0.26となっており、本研究の推定結果に近い値となっている。また、森脇(2004)は、1886～1937年の民間非1次産業を対象として生産関数を推定した。その結果、 $a_L$ の値が0.60、 $a_K$ の値が0.40、 $a_G$ の値が0.25となっており、同様に $a_G$ の値が、本研究の推定結果とほぼ等しい値となっている。新谷(1989)は、1886～1938年の全産業を対象として生産関数を推定しており、その結果、 $a_L$ は0.505となっており、本研究の推定結果とほぼ等しい値となっている。

戦前期を対象として生産関数を推定した先行研究の結果は、上記のように幅のある結果となっているが、本研究とほぼ等しい値となっている先行研究も存在している。

コブ＝ダグラス型生産関数のパラメータ $a_L$ は、労働市場が均衡しているとき、実際の労働分配率の値と等しくなる。実際の労働分配率は、南・小野(1975b)によると、1885～1937の間に、政府部门を含む非1次産業部門で0.525～0.836となっている。また、南・小野(1978a)によると、1896～1937年の間に、民間部門のみの非1次産業部門で0.450～0.718となっている。南・小野(1978b)は、1次産業部門を含めた労働分配率を暫定的推計として掲載しているが、その図によると、1次産業を含めた全民間部門の労働分配率は、1900～37年の間で約0.5～0.8の間となっている<sup>19</sup>。本研究の推計結果を実際

<sup>19</sup> いずれの労働分配率の推計結果も戦前期の日本の労働分配率が持続的に低下していく傾向にあるとしているが、本研究の生産関数は、代替の弾力性が一定であることを仮定しているコブ＝ダグラス型であるため、このような低下傾向を反映させることができない。代替の弾力性が可変的である生産関数、例えば、トランスログ型生産関数を推定して本研究の結果と比較することは、今後の重要な課題である。

の労働分配率と比較した場合、最低値と同等かやや上回る値となっており、許容範囲とみなすことが可能であろう。

戦前の $a_L$ の標準誤差は0.13、 $a_G$ の標準誤差は0.03となっている。この場合、パラメータの区間推定を行うと、真の $a_L$ の値は95%の確率で0.26～0.76の間にあり、真の $a_G$ の値は、95%の確率で0.21～0.34の間にある。戦前の $a_L$ については、先行研究と実際の労働分配率の計測値との比較から真の値に近い可能性が高いが、 $a_G$ についてはそのような比較を行うことができない。また、同じことが次節において行う戦後の推定結果についてもあてはまるところから、戦前、戦後を通じた寄与率と限界生産力の値は相対的な意味で捉えた方が望ましいと言える<sup>20</sup>。

また、本研究においては、民間資本と社会資本の内生性を考慮してそれらの値に1期ラグをつけた変数による推定を行っているが、労働については考慮していない<sup>21</sup>。戦前の日本では、労働組合のような勤労者の雇用を守るために制度は多くの企業で存在していないか、極めて

弱いと考えられる<sup>22</sup>。その場合、雇用調整がダイレクトに労働者の数量調整によって行われた可能性があり、総労働投入時間も民間資本や社会資本と同様に内生変数となる可能性がある。そこで、1期前と2期前の総労働投入時間、民間資本、社会資本、定数項をそれぞれ操作変数として、1階の系列相関を仮定した操作変数法によって[1]～[4]のパラメータの推定を行った（-1）。また、本研究で使用されている民間部門の総生産、労働力、稼働率、労働時間は推計値であり、その信頼性について多少の問題が残ると見えよう。

そこで、推定式[1]～[4]について、政府部門を含み、稼働率、労働時間の調整をしない推計（-2）、政府部門を含み、稼働率の調整のみを行う推計（-3）、民間部門、稼働率、労働時間について正確なデータが得られる1905年以後の推計（-4）を行った<sup>23</sup>。その結果は表6A、表6Bで示され、データと推計時期を変更しても、多くの推定式において、社会資本の生産力効果が存在することが確認されよう。また、推定式[4]

表6A 異なるデータ、期間による推定

回帰式番号	[1]-1	[1]-2	[1]-3	[1]-4	[2]-1	[2]-2	[2]-3	[2]-4
定数項	-0.9483 [-3.3622]	-1.7692 [-4.5803]	-1.3939 [-2.4830]	-1.0816 [-3.5697]	-6.8227 [-1.9905]	0.5381 [0.3224]	0.4589 [0.3387]	-2.1151 [-0.7574]
$a_L$	0.1138 [0.2407]	-0.0790 [-1.4368]	-0.0370 [-0.4573]	0.1829 [0.5714]	0.7925 [2.1490]	0.7333 [0.8744]	0.2936 [0.4290]	0.2640 [0.7486]
$a_K$	0.8862 [1.8736]	1.0790 [19.6133]	1.0370 [12.8243]	0.8171 [2.5520]	0.5671 [3.7958]	0.2976 [1.2504]	0.4576 [3.4528]	0.5325 [2.3661]
$a_G$					0.1779 [1.5839]	0.3633 [3.4240]	0.3567 [4.2169]	0.3337 [3.0660]
$\phi$	0.9225 [12.2210]	0.6260 [5.8820]	0.6585 [4.6112]	0.9408 [9.7903]	0.3252 [1.7818]	0.4835 [3.7592]	0.4297 [3.2166]	0.6948 [4.9647]
$R^2$	0.8604	0.4861	0.4983	0.4690	0.9864	0.9884	0.9902	0.9754
DW	2.4763	2.0011	2.0684	1.7848	2.0290	1.9777	1.9992	1.8158

<sup>20</sup> 戦後の $a_L$ の標準誤差は0.08、 $a_G$ の標準誤差は0.10となっているため、真の $a_L$ の値は95%の確率で0.51～0.82の間にあり、真の $a_G$ の値は、95%の確率で0.17～0.56の間にある。

<sup>21</sup> 社会資本を生産要素として含んだ生産関数を推定する際に生じる同時性、内生性の問題については、林（2002）によって詳しく論ぜられている。

については、 $a_L$ 、 $a_K$ の双方ともに有意な値とな

<sup>22</sup> Cha (2003) のTable1(133ページ)によれば、労働者の労働組合加入率は1929～1937年にかけて6.8%から6.2%へと低水準で推移している。

<sup>23</sup> [4]～[4]の労働者数は大川・ロソフスキイ（1973）にある民間非第一次産業の労働者数を使用している。

表6B 異なるデータ、期間による推定2

回帰式番号	[3]-1	[3]-2	[3]-3	[3]-4	[4]-1	[4]-2	[4]-3	[4]-4
定数項	-0.6685 [-7.2155]	1.2705 [1.1546]	0.6867 [1.0895]	-0.6348 [-5.5826]	-3.7625 [-9.3190]	0.5936 [0.6002]	-0.0207 [-0.0368]	-3.8795 [-4.4402]
$a_L$	0.1564 [1.0563]	0.2486 [1.6808]	0.1645 [1.8970]	0.0957 [0.6243]	0.4707 [3.0111]	0.7000 [3.0395]	0.5541 [4.2671]	0.4476 [1.9879]
$a_K$	0.4770 [2.5146]	0.3449 [1.5643]	0.4651 [3.6800]	0.5480 [2.4506]	0.5293 [3.3855]	0.3000 [1.3026]	0.4459 [3.4340]	0.5524 [2.4530]
$a_G$	0.3665 [6.9750]	0.4064 [5.3760]	0.3704 [8.4994]	0.3563 [3.5642]	0.2705 [8.3564]	0.3666 [5.3339]	0.3274 [8.3559]	0.2846 [3.6630]
$\phi$	0.5497 [4.7077]	0.4639 [3.7481]	0.4216 [3.3359]	0.7197 [5.9130]	0.4420 [3.4944]	0.4818 [3.9565]	0.4499 [3.6426]	0.6471 [4.7828]
$R^2$	0.8908	0.8815	0.9074	0.7020	0.8938	0.8824	0.9073	0.7022
DW	2.0900	1.9557	1.9932	1.7862	2.0722	1.9761	2.0131	1.8497

っている[4]-3、[4]-4は、[4]の推定結果と大きく異なる結果となっている。

以上の検証によって、戦前期の社会資本に生産力効果が存在する可能性が高く、推定結果を利用して寄与率と限界生産力を推計するためには、[4]の推定結果を使用するのが相対的に良好な結果をえる可能性が高いことが示された。

### 3.2 社会資本の成長要因分析

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、戦前期の民間部門の成長への社会資本の寄与率を計測する。その際、戦前期の特徴を比較するために、戦後期についての計測を行う。その場合、1956～98年のマクロ時系列データを使用して、戦前期と共にした形状であり、戦後期を対象とした多くの実証研究で採用されている[4]の推定を行う。 $ML$ による推定結果は以下の(3-2)式で表される<sup>24</sup>。

(3-2) 式の推定結果は、 $t$ 値、 $R^2$ についても良

好な推定結果となっている。

$$\begin{aligned} \ln Y_t &= -1.9258 + 0.6649 \cdot \ln hL_t + 0.3351 \cdot \ln \rho \\ &\quad [-1.3623] [7.8863] [3.9746] \\ &KP_{t-1} + 0.3617 \cdot \ln KG_{t-1} \dots (3-2) \\ &\quad [3.4720] \\ \phi &= 0.9613 \quad R^2 = 0.9932 \quad D.W. = 1.5674 \\ &\quad [27.1795] \end{aligned}$$

また、実際の労働分配率と $a_L$ の値を比較してみると、三井・井上(1995)が計測した戦後の実際の労働分配率は0.5～0.8の間にあるため、望ましい結果であると判断されよう。

多くの先行研究で構造変化が生じたとされている1965～1975年について、(3-1)式と同様のモデルを推定し、尤度比検定によって、構造変化の有無を確認したところ、1969～75年にかけて構造変化が生じていることを確認することが出来た。しかし、生産の労働力弾力性を示すパラメータの値が、0.9～1.1と極めて大きな値をとり、1次同次制約の前提条件を満足しない値となる場合がある。また、同様の生産関数を推定した三井・井上(1995)は $a_L = 0.62$ 、 $a_G = 0.25$ 、畠農(1998)は $a_L = 0.75$ 、 $a_G = 0.32$ となっており、先行研究においても、本研究の推定結果とほぼ、変わらない結果が得られて

<sup>24</sup> 三井・井上(1995)、畠農(1998)は、製造業以外の資本が、民間資本に占める比率を製造業の稼働率に乘じた値を説明変数として採用しているが、戦前期については有意な結果を得られず、戦後期については他の説明変数のパラメータの推定値が不安定となるため、本研究では省略した推定を行った。

表 成長要因

	$GY$	$GKP$	$GKG$	$GL$	$G_Y$	$G_k$	$a_k G_k$	$a_G GKG$	$GR$	$a_G GKG/GY$	$a_G GKG/G_Y$
1889～1900 (I)	0.027	0.015	0.043	0.012	0.015	0.003	0.002	0.012	0.002	0.434	0.789
1900～1910 (II) *	0.026	0.013	0.057	0.019	0.007	-0.005	-0.003	0.016	-0.006	0.612	2.274
1910～1920 (III)	0.047	0.030	0.045	0.012	0.035	0.018	0.009	0.013	0.013	0.265	0.358
1920～1930 (IV) *	0.019	0.022	0.058	0.005	0.014	0.017	0.009	0.016	-0.011	0.847	1.144
1930～1934 (V)	0.035	0.019	0.051	0.015	0.020	0.004	0.002	0.014	0.004	0.404	0.715
戦前平均	0.030	0.020	0.051	0.012	0.018	0.008	0.004	0.014	0.000	0.463	0.784
1959～1970 (VI)	0.075	0.106	0.064	0.006	0.069	0.101	0.034	0.023	0.012	0.307	0.333
1970～1980 (VII) *	0.050	0.074	0.079	-0.002	0.052	0.076	0.026	0.029	-0.002	0.569	0.548
1980～1990 (VIII) *	0.041	0.065	0.066	0.013	0.028	0.052	0.017	0.024	-0.013	0.585	0.855
1990～1995 (IX)	0.043	0.061	0.042	0.005	0.038	0.056	0.019	0.015	0.004	0.354	0.405
戦後平均	0.054	0.080	0.066	0.006	0.049	0.074	0.025	0.024	0.000	0.438	0.489

る。そのため、構造変化の存在を仮定しないモデルの推定結果をそのまま使用する。

民間部門の生産額及びそれぞれの生産要素の年平均成長率の測定に際しては、生産関数の推定に用いられたデータをそのまま使用する。その際、各変数に関しては、7カ年移動平均値が使用される。社会資本の寄与率の比較を行うために、戦前期を1889～1900年 (I)、1900～1910年 (II)、1910～1920年 (III)、1920～1930年 (IV)、1930～1934年 (V)、戦後期を1959～1970年 (VI)、1970～1980年 (VII)、1980～1990年 (VIII)、1990～1995年 (IX) に区分した推計を行う<sup>25</sup>。

表7によると、戦前期の平均的な社会資本のGDPの成長に対する寄与率は0.463、1人当たりGDPの成長に対する寄与率は0.784となっている<sup>26</sup>。戦後期については、GDPの成長に対する寄与率は0.438、1人当たりGDPの成長に対する寄与率は0.489となっている<sup>27</sup>。GDPの成長に対

<sup>25</sup> 森脇 (2001) で行った成長要因分析の時期区分については、大川・小浜 (1993) を参考としたが、本研究においては、戦後期についての考察もあり、より詳細な10年ごとの時期区分を行った。

<sup>26</sup>  $Y/L = y$ 、 $KP/L = k$ とした。

<sup>27</sup>\*の期間はGRがゼロを下回っている。これは、技術進歩がマ

しては、戦前と戦後でほぼ同じ寄与率となっているが、1人当たりGDPの成長に対しては戦前期が戦後期を上回る結果となっている。また、戦前、戦後を通じて、GDP、1人当たりGDPの成長率が低下した場合、社会資本の寄与率が高くなる傾向が観察される。

近代経済成長の初期局面から、より成熟した局面への移行を意味する第III局面、日本が本格的工業化を遂げて先進国型の経済構造へと移行する第VI局面においては、残余GRや民間資本蓄積の寄与率が相対的に高く、政府以外の要因が経済成長により大きな影響を及ぼす結果となっている。

### 3.3 社会資本の限界生産力と効率性

戦前・戦後の全産業の民間資本と社会資本の限界生産力を図示したのが図1～図4である。図1と図3は、生産の民間資本弾力性と社会資本弾力性の推定期間を使用した結果である。一方、図2と図4は、生産の民間資本弾力性と社会資本弾

イナスであることを意味しており、理論的に許容することが出来ない。そのため、II、IV、VII、VIIIの期間は参考事例とする。尚、生産関数の推定期間と要因分析のカバレッジが異なっているのは、7カ年移動平均値を使用しているためである。

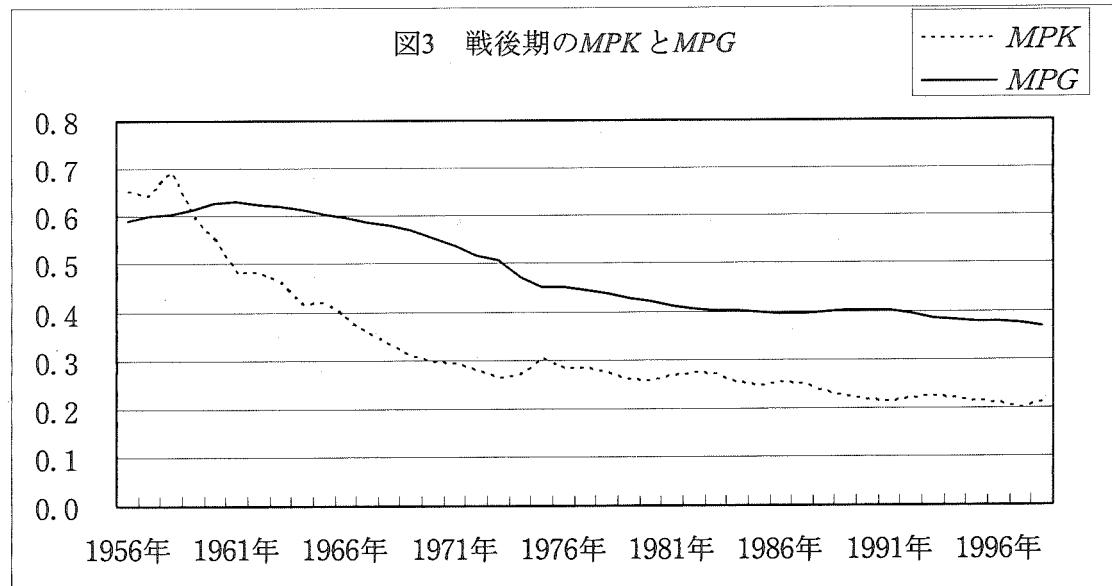
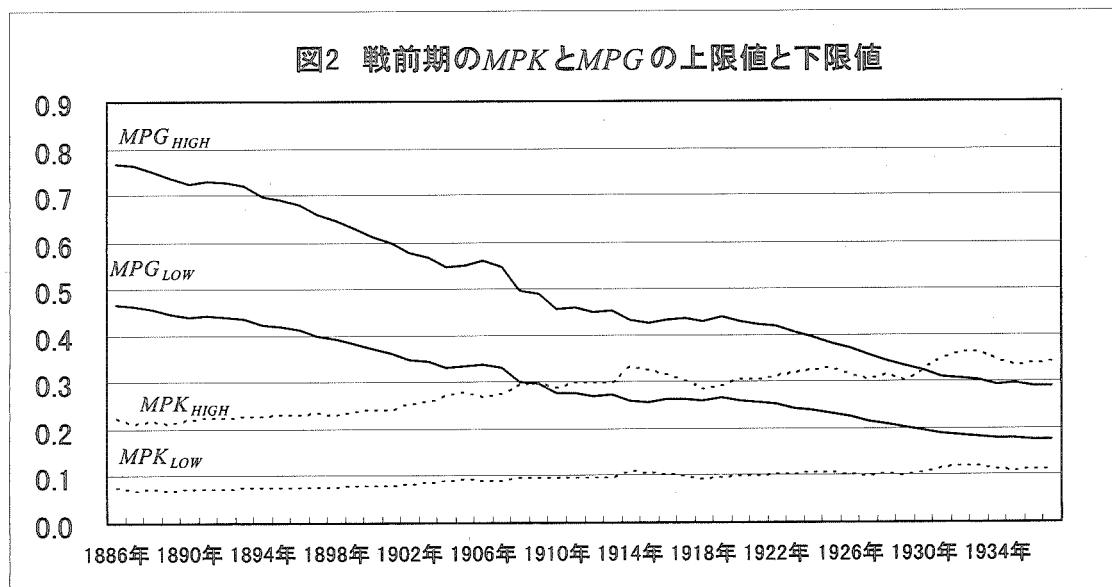
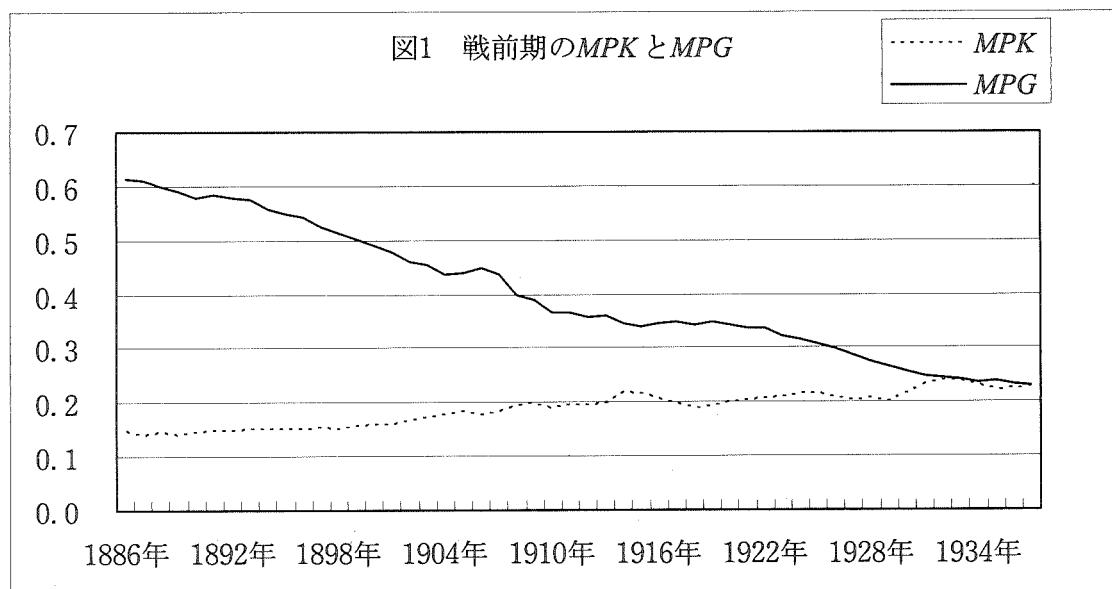
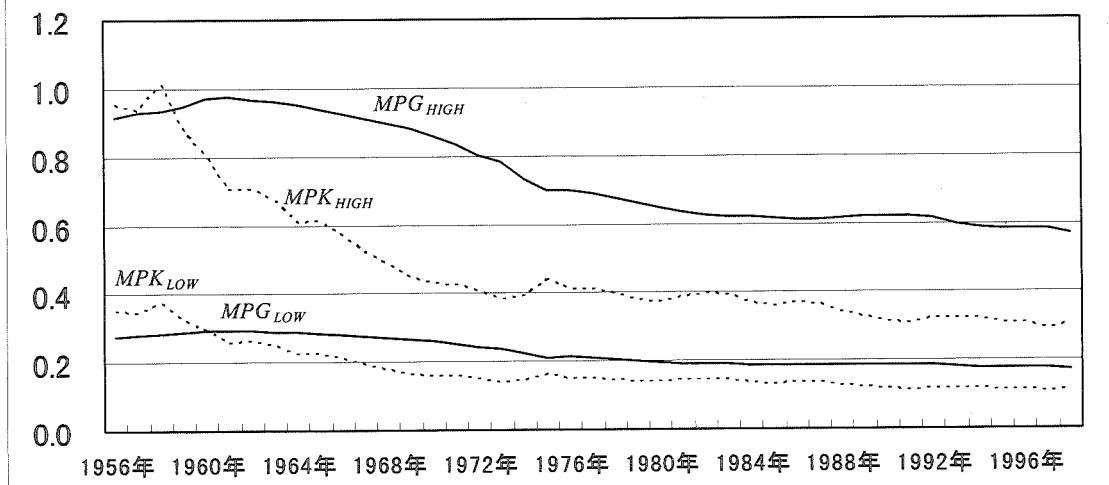


図4 戦後期のMPKとMPGの上限値と下限値



力性の上限値と下限値を示したものである<sup>28</sup>。

図1によれば、戦前期については、社会資本の限界生産力MPGは1886年から約0.4の幅で持続的かつ大幅に低下する。逆に、民間資本の限界生産力MPKは約0.1の幅で持続的に上昇している。この結果は、戦前期において、社会資本が近代経済成長の初期局面で不足状態にあつたとするならば、その不足状態は一貫して解消に向かっていることを意味している。このことは、図2のMPKとMPGの上限値と下限値の動向からも確認することが出来よう。また、戦前期のMPKが持続的に上昇しているのは、資本収益率が上昇していることを意味している。

南・小野（1978a）が実際に計測した民間非一次産業の利潤率の大きさも1906年～1937年にかけて持続的に上昇しており、本研究におけるMPKの動向と一致している<sup>29</sup>。

戦後については、図3によると、MPGの大きさは1961年を最高点として上昇した後、約0.2の幅で1990年代にかけて持続的に低下する。ま

た、MPKの大きさは1958年を最高点として上昇し、その後、1970年ごろまで約0.4の幅で大幅に低下する。そして、1970年代後半からMPKとMPGの大きさは、ほぼパラレルに約0.1の幅で低下する傾向となっている。

図3のような状態をそのまま受容すれば、1990年代においても、社会資本は依然として不足状態にあるという、直感的にも、先行研究の結果との比較においても、ふさわしくない解釈がなされることになる。

そこで、仮に、1950年代前半、高度経済成長の初期局面において、MPKの値がMPGの値を大きく上回っていたとしよう。図4によれば、戦後のMPGとMPKの値は、かなりの幅をとつており、このような仮定もありうると考えられる。この場合、高度経済成長期に社会資本が大きく不足する傾向が生じ、その不足状態は徐々に解消して、現在に至っている可能性が高いことになろう。このような解釈は、多くの先行研究の結果とも一致しており、直感的にもふさわしいものとなっていると考えられる。

また、MPGの推移を観察することによって、社会資本が最も高い生産力効果を実現した局面を確認することができる。図1と図3によると、

<sup>28</sup> 3.1と注20を参照のこと。

<sup>29</sup> 南・小野（1978b）によれば、戦前期における利潤率の上昇は、設備投資を刺激し、戦前期の経済成長の大きな要因となったとされている。

1880年代と1960年代にMPGの大きさは最も大きくなっている。社会資本の生産力効果は、近代経済成長の初期局面と高度経済成長期に最もその効果が大きくなっていると言えよう。

#### 4.結論

(1)生産関数の推定の結果、戦前期における生産の社会資本弾力性の値は0.28～0.38と正の値となっており、戦前期についても戦後期と同様に社会資本に民間部門の生産力を促進する効果が存在することが確認された。

(2)社会資本のGDPの成長への寄与率は、戦前と戦後でほぼ同じ値となっているが、1人当たりGDPの成長への寄与率は、戦後期と比較して戦前期の方がより大きな値となっている。

(3)第III局面と第VI局面に社会資本の成長への寄与率は相対的に低下していると考えられ、経済発展の局面移行には、民間部門の資本蓄積と技術進歩が大きな役割を果たすことが示唆された。

(4)近代経済成長の初期局面において社会資本が不足するような状況にあった場合、社会資本は戦前期においては、適正水準へと接近した可能性がある。戦後期においては、初期局面において社会資本が適正水準にあった場合、高度経済成長期において社会資本が急速に不足し、その後、適正水準へと収束していく可能性がある。

(5)社会資本の生産力効果は1880年代と1960年代が最も大きい。

社会資本に民間部門の総生産を促進する効果が存在することが、日本の長期的な経済発展過程において確認されたということは、経済発展に対して社会資本が重要な役割を果たすという仮説を検証するための1つの事例を提供したことを意味する。今後、この仮説をより確かなものとするためには、戦前期の日本とあわせて、特に研究蓄積の少ない開発途上国を対象と

した研究の進展が待たれるところである。また、戦前期に社会資本が適正水準へと接近した可能性があることを確認したことは、戦前期における日本政府の経済政策の有効性を資源配分の面から確認する1つの材料を提供したことにもなろう。

#### 謝辞

本論文の作成にあたり宮崎公立大学教授畠昭吉先生、拓殖大学教授渡辺利夫先生からは丁寧なご指導を賜った。2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した。ここに心より感謝申し上げたい。尚、本研究は、平成16年度拓殖大学国際開発研究所共同研究助成による成果の一部である。

#### 【参考文献】

- [1]Cha,Myung Soo (2003) "Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?," *The Journal of Economic History*, vol63, pp127-144
- [2]Hayami, Yujiro and others (1979) *Agricultural growth in Japan, Taiwan, Korea, and the Philippines*, Honolulu : University Press of Hawaii
- [3]Hayami, Yujiro and Ogasawara, Junichi (1999) "Changes in the Sources of Modern Economic Growth: Japan Compared with the United States," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol13, pp 1-21
- [4]Minami, Ryoshin (1973) *The Turning Point in Economic Development: Japan's Experience*, Tokyo : Kinokuniya
- [5]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、pp497-506
- [6]井上徹・宮原勝一・深沼光 (1999) 「社会資本の生産力効果と最適基準」井上徹・鵜飼由巳編『わが国公的金融の役割』日本評論社、pp89-110
- [7]上野裕也・八木達雄・照井清司 (1971) 『2部門成長モデルによる潜在成長力の測定』経済企画庁経済研究所研究シリーズ第23号
- [8]大川一司・石渡茂・山田三郎・石弘光 (1966) 『資本ストック』東洋経済新報社
- [9]大川一司・小浜祐久 (1992) 『経済発展論』東洋経済新報社
- [10]大川一司・高松信清・山本有造 (1974) 『国民所得』

- 東洋経済新報社
- [11]大川一司・ヘンリーロソフスキ (1973) 『日本の経済成長』東洋経済新報社
- [12]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、pp507-519
- [13]櫻川幸恵 (1998) 「戦前期におけるわが国のマクロ生産関数」『オイコノミカ』第34巻3・4合併号、pp121-133
- [14]篠原三代平 (1972) 『鉱工業』東洋経済新報社
- [15]社会资本分科会 (1964) 『政府固定資本形成及び政府資本ストックの推計 明治3年～昭和37年』
- [16]新谷正彦 (1973) 「農業部門の労働力フローの推計(1874-1970)に関するノート」『西南学院大学経済学論集』8巻1号、pp55-99
- [17]新谷正彦 (1989) 「産業連関構造の変化に関する数量的研究：1885-1938年」西南学院大学紀要23号
- [18]高松信清[1975]「商業・サービス業の従業上の地位別有業者数」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社、pp544-552
- [19]土居丈朗 (2002) 『地域から見た日本経済と財政政策』三菱経済研究所
- [20]中東雅樹 (2003) 『日本の社会资本の生産力効果』三菱経済研究所
- [21]畠農鋭矢 (1998) 「社会资本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』119巻6号、pp738-756
- [22]林正義 (2002) 「社会资本の生産性と同時性」*ESRI Discussion Paper Series No.21*
- [23]三井清・井上純 (1995) 「社会资本の生産力効果」三井清・太田清編『社会资本の生産性と公的金融』日本評論社、pp43-65
- [24]南亮進 (1965) 『鉄道と電力』東洋経済
- [25]南亮進 (1992) 『日本の経済発展〔第2版〕』東洋経済新報社
- [26]南亮進 (2002) 『日本の経済発展〔第3版〕』東洋経済新報社
- [27]南亮進・小野旭 (1975a) 「二重構造下の雇用と賃金」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』東洋経済新報社、pp466-494
- [28]南亮進・小野旭 (1975b) 「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、pp553-568
- [29]南亮進・小野旭 (1977) 「戦前期日本の過剰労働」『経済研究』第28巻2号、pp156-166
- [30]南亮進・小野旭 (1978a) 「要素所得と分配率の推計」『経済研究』第29巻2号、pp143-169
- [31]南亮進・小野旭 (1978b) 「分配率の趨勢と変動」『経済研究』第29巻3号、pp230-242
- [32]森脇祥太 (2001) 「戦前期日本の経済発展における社会资本の役割」『電力経済研究』第46巻
- [33]森脇祥太 (2004) 「社会资本の産業別生産力効果に関する計量分析」『産業経営』第35号
- [34]吉野直行・中島隆信・中東雅樹 (1999) 「社会资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、pp13-33
- [35]吉野直行・中東雅樹 (2001) 「経済発展における社会资本の役割」『開発金融研究所報』4月号、pp119-140
- 森脇 祥太 (もりわき しょうた)  
拓殖大学 国際開発学部