

社会資本の産業別生産力効果に関する計量分析

—— 戦前期日本の経験 ——

森 脇 祥 太

要 旨

戦前期（1886～1937年）の長期時系列データを使用して民間非1次産業、農業を対象としたコブ＝ダグラス型生産関数をそれぞれ推定し、社会資本が両産業の生産を促進した効果を検証した。その結果、戦前期の両産業において生産の社会資本弾力性の値は正の値を示しており、社会資本の生産力効果が存在することが確認された。また、推定された生産関数のパラメータを使用して、社会資本の限界生産力を推計した。その結果、農業の社会資本の限界生産力が民間非1次産業を上回ることが確認された。また、社会資本の限界生産力は両産業において、経済発展の初期局面が最も大きな値となっていることが確認された。両産業において、社会資本の限界生産力は戦前期を通じて低下するが、特に、民間非1次産業において、戦前期を通じて社会資本が急速に充足した可能性があることが、民間資本の限界生産力の大きさとの比較から確認された。さらに、労働力配分関数を推定した結果、民間非1次産業の社会資本蓄積によって、長期的に農業から民間非1次産業へと労働力移動が生じたことが確認された。

キーワード：コブ＝ダグラス型生産関数、社会資本、生産の社会資本弾力性、社会資本の限界生産力

Econometric Analysis of the Productivity of Public Capital for Agricultural Industry and Private non Primary Industry in the Japanese Prewar Period

Shota MORIWAKI

Abstract

The purpose of this paper is to estimate production functions that contain public capital as the factor of production and the effects that promote indirectly the growth of the private non-primary sector and agricultural sector in Japan from 1886 to 1937. From estimated public capital elasticity of production, marginal productivity of public capital is estimated. The results show that the effects that promote indirectly the production of the private non primary sector and agricultural sector in Japan during prewar period have been positive, and public capital has been at an optimal level during the prewar period.

Key words: Cobb-Douglas production function, Public capital, Public capital elasticity of production, Marginal productivity of public capital

投稿受付日 2004年 1 月29日
採択決定日 2004年 4 月23日

拓殖大学国際開発学部専任講師
smoriwaki@ner.takushoku-u.ac.jp

1. はじめに

本研究の目的は、戦前期の日本の民間非1次産業と農業を対象に、時系列データを使用した生産関数を推定して社会資本の生産力効果を確認し、産業別（民間非1次産業、農業）にその大きさを比較することである。さらに、社会資本整備が産業別の労働力構成に与えた影響についても、労働力配分関数を推定して実証的に確認する。

戦後の日本とアメリカを対象に、社会資本が全民間部門の生産力を促進する効果（＝社会資本の生産力効果）の存在を実証的に確認した先行研究は数多く存在する。それらの先行研究においては、マクロ時系列データ、もしくは地域クロスセクション・データを使用して社会資本を含んだ生産関数や費用関数が推定されている。そして、推定された生産の社会資本弾力性や社会資本の限界生産力の値から、社会資本の生産力効果が存在していることが確認されている。（Asc-hauer (1989), Lynde and Richmond (1993), 岩本 (1990), 三井・井上 (1995), 畑農 (1998), 吉野・中島・中東 (1999a) 等)⁽¹⁾。また、戦前期の日本を対象として社会資本の生産力効果を確認する研究も、近年、徐々に進められている（櫻川 (1998), 中東 (2003), 森脇 (2003) 等）。

以上のような全部門を対象とした研究と同時に行われているのが、産業別に社会資本の生産力効果を比較する研究である。その先駆的な研究としては、Mera (1972) を挙げることができる。Mera は、1954～63年の地域クロスセクション・データをプールして、社会資本を含むコブ＝ダグラス型生産関数を1次～3次の各産業別に、それぞれ推定した。その結果、各変数の値をその地域の面積で除した推計値によって生産関数の推定を行った場合に、各産業において生産の社会資本弾力性の値が有意に正となる結果が出されている。そして、社会資本の限界生産力は2次産業が最も大きな値となっている。

吉野・中島・中東 (1999b) は、1975～94年度の地域パネル・データを使用して社会資本を含んだトランスログ型生産関数を1次～3次の産業別に、それぞれ推定した。その結果、多くの地域で1次産業の社会資本の限界生産力は、2次、3次産業の値を下回る結果となっている⁽²⁾。この場合、社会資本の生産力効果は、2次、3次産業が1次産業を上回っていると言えよう。また、西垣 (1994) は、1965～1982年度の時系列データを使用して、社会資本を含む生産関数を製造業を対象に推定した。その結果、生産の社会資本弾力性の値は有意に正の値となった。

同じく、製造業のみを対象とした研究としては、張 (1999) を挙げることができよう。張は、製造業を対象に、1966～94年の都道府県別パネル・データを使用して一般化レオンチェフ費用関数を推定した。その結果、全ての都道府県において、社会資本のシャドー価格の平均値が正の値をとっており、社会資本への追加的投資によって製造業の生産費用が節約可能であることが確認された。戦前期を対象として産業別に社会資本の生産力効果を比較した研究としては、吉野・中東 (2001) が挙げられる。吉野・中東は、農業については1906～40年、製造業については1906～30年の時系列データを使用してトランスログ型生産関数を推定した。その結果、双方ともに社会

資本の生産力効果は正の値となっており、製造業の社会資本の限界生産力の大きさは、農業を上回ることが確認された。また、森脇（2001）は、1906～40年の政府部門を含んだ非1次産業を対象に生産関数の推定を行い、社会資本に正の生産力効果が存在することを確認した。

以上のような先行研究の結果から、戦前、戦後の日本を対象とした多くの産業別の推定において、社会資本の生産力効果の存在が確認されよう。戦前～戦後を通じた先行研究の結果は表1、表2のようにまとめられる。

本研究においては、戦後期と比較して、先行研究が少ないと思われる戦前期を対象とした産業別の推定を行い、社会資本に正の生産力効果が存在するか否かを確認する。その際、先行研究よ

表1 戦後の社会資本の生産力効果の推計結果

研究者	データ・期間	関数型	生産の社会資本弾力性	社会資本の限界生産力
Mera (1972)	日本地域産業別データ (1954-63年)	コブ=ダグラス	0.22 (1次産業)	0.15 (1次産業)
			0.06-0.20 (2次産業)	0.14-0.96 (2次産業)
			0.13-0.18 (3次産業)	0.11-0.16 (3次産業)
Aschauer (1989)	アメリカ全国データ (1949-85年)	コブ=ダグラス	0.39	未推計
岩本 (1990)	日本全国データ (1971-84年度)	コブ=ダグラス	0.32	0.62-0.27
西垣 (1994)	日本製造業全国データ (1965-82年度)	コブ=ダグラス	0.22	未推計
三井・井上 (1995)	日本全国データ (1956-89年度)	コブ=ダグラス	0.25	約0.45-0.20
畑農 (1998)	日本全国データ (1955-95年)	コブ=ダグラス	0.33	未推計
張 (1999)	日本製造業都道府県別データ (1966～94年)	一般化レオンチェフ	未推計	0.2 (社会資本の シャドー価格)
吉野・中島・中東 (1999a)	日本全国データ (1955-95年)	コブ=ダグラス	0.2 (1955-70)	約0.36-0.06
			0.08 (19713-93)	(間接効果を 考慮した値)
吉野・中島・中東 (1999b)	日本地域データ (1977-94年度)	トランスログ	未推計	0.03-0.04 (1次産業)
				0.15-0.23 (2次産業)
				0.26-0.34 (3次産業)
				(間接効果を 考慮した値)

表2 戦前の生産関数の推定結果

研究者	データ・期間	関数型	生産の 労働力弾力性	生産の社会 資本弾力性	社会資本の 限界生産力
南・小野 (1975a)	日本非1次産業全国データ (1886-1940年)	コブ=ダグラス	0.85	未推計	未推計
南・小野 (1975a)	日本1次産業全国データ (1886-1940年)	コブ=ダグラス	0.19 0.42(土地弾力性)	未推計	未推計
新谷 (1989)	日本鉱工業全国データ (1885-1938年)	コブ=ダグラス	0.69	未推計	未推計
新谷 (1989)	日本1次産業全国データ (1885-1938年)	コブ=ダグラス	0.51	未推計	未推計
櫻川 (1998)	日本全国データ (1886-1938年)	コブ=ダグラス	0.31	-0.08 (有意でない)	未推計
吉野・中東 (2001)	日本製造業全国データ (1906-30年)	トランスログ	未推計	未推計	0.4 (間接効果を考慮)
吉野・中東 (2001)	日本農業全国データ (1906-31年)	トランスログ	未推計	未推計	0.08 (間接効果を考慮)
森脇 (2001)	政府部門を含んだ非1次産業 (1906-40年)	コブ=ダグラス	0.35	0.26	0.2~0.3
森脇 (2003)	日本全国データ (1886-1937年)	コブ=ダグラス	0.51	0.28	0.2~0.6
中東 (2003)	日本全国データ (1906-39年)	TFP	未推計	0.13	未推計

りも長い期間を推定対象に含めることによって小標本の問題の回避を図るとともに、先行研究では扱われなかった政府部門を除いた民間部門を対象とした分析を行う（民間非1次産業：1886～1937年，農業：1878～1937年）。また、推定された生産の社会資本弾力性の値を使用して限界生産力を推定し、民間非1次産業と農業の間でその大きさの比較を行う。多くの先行研究においては、社会資本は農業よりも工業や商業の生産をより大きく高めたとされている。それらの結論と一致するような結果が得られるか否かを、戦前期を通じた長期時系列データを使用した推定によって確認する。

また、戦前期の日本のように多くの労働力が農業に従事しているような国においては、経済発展が進行するにつれて、労働力が農業から非農業へと移動するような現象が観察される。この場合、非農業の発展が迅速に雇用を吸収するようなタイプのものでなければ、農業に低生産性労働力が滞留し、一国内に生産性の異なるセクターが並存するという「二重構造」の状態が顕著に現われる場合がある⁽³⁾。戦前期の日本のように、農業・非農業間の労働力の移動が経済発展のパフォーマンスに大きな影響を与えると思われる開発途上国においては、社会資本整備については、生産力効果と同時に、雇用構造に与えた影響を含めて評価することが望ましい。

本研究においては、労働力配分関数を推定し、政府による社会資本整備が農業・非農業間の労働力配分にどのような影響を及ぼしたのかを実証的に確認する。労働力配分関数は、上野・八

木・照井（1971）、南・小野（1975a）等によって推定されているが、いずれも、社会資本が産業別の労働力配分に与えた影響を確認する目的でなされたものではない。戦前期の日本において、民間非1次産業と農業における社会資本の生産力効果を比較し、産業間の労働力配分に与えた役割を確認することは、極めて実証的な課題であり、経済発展論や開発経済学等の分野における貢献も大きいと考えられよう。

2. 実証研究の方法

2.1 民間非1次産業の生産関数

時系列データを使用して社会資本の生産力効果を計測している先行研究においては、多くの場合、コブ＝ダグラス型生産関数が使用されている。

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。

$$[1] \quad \ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln h L_t + a_K \ln \rho K P_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-1)$$

生産技術が収穫不変であることを仮定すれば、(2-1) 式のパラメータには、以下のような1次同次制約を課すことが可能である。

$$a_L + a_K = 1 \quad \dots\dots (2-2)$$

社会資本 KG を生産要素として加えた場合、(2-1) 式は以下のように修正される。

$$[2] \quad \ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln h L_t + a_K \ln \rho K P_{t-1} + a_G \ln K G_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-3)^{(4)}$$

注) Y : 民間非1次産業総生産, L : 民間非1次産業労働力, KP : 民間非1次産業資本, h : 労働日数, ρ : 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) 式の実生産関数は (2-1) 式と同様に、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。社会資本を生産要素として生産関数に含むケースでは、多くの場合、以下のような形式で1次同次制約がパラメータに課されている⁽⁵⁾。

$$[3] \quad \ln \left(\frac{Y_t}{h L_t} \right) = \ln a_0 + a_K \ln \left(\frac{\rho K P_{t-1}}{h L_t} \right) + a_G \ln \left(\frac{K G_{t-1}}{h L_t} \right) + U_t \quad \dots\dots (2-4)$$

$$[4] \quad \ln \left(\frac{Y_t}{h L_t} \right) = \ln a_0 + a_K \ln \left(\frac{\rho K P_{t-1}}{h L_t} \right) + a_G \ln K G_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-5)$$

2.2 農業の生産関数

農業については、民間非1次産業の生産関数と異なり、生産要素として土地を含んだタイプの

生産関数を推定する。農業部門のコブ＝ダグラス型生産関数は以下のように表すことができる。

$$[5] \quad \ln Y_t = \ln a_0 + a_L \ln h L_t + a_K \ln K P_{t-1} + a_A \ln A_t + a_G \ln K G_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-6)$$

注) Y : 農業部門の総生産, L : 農業部門の労働力, KP : 農業部門粗資本ストック, h : 労働日数, A : 土地, KG : 農業部門社会資本, $a_L, a_K, a_A, a_G > 0$: 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

[5]のパラメータに1次同次制約を課した場合,

$$[6] \quad \ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln a_0 + a_K \ln \frac{K_{t-1}}{L_t} + a_A \ln \frac{A_t}{L_t} + a_G \ln \frac{K G_{t-1}}{L_t} + U_t \quad \dots\dots (2-7)$$

$$[7] \quad \ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln a_0 + a_K \ln \frac{K_{t-1}}{L_t} + a_A \ln \frac{A_t}{L_t} + a_G \ln K G_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-8)$$

と表すことが可能である。

時系列データを使用して農業の生産関数を推定する場合, 多くの先行研究において, 説明変数間の多重共線性が深刻な問題となり, パラメータの推定値の信頼性が損なわれる結果となっている。本研究では, その対処法として, 南・小野(1975a), 新谷(1983)と同様に, 各生産要素の生産弾力性を他の推定結果から与える方法を採用する。この場合, 推定パラメータの数が節約されることから, 多重共線性を緩和することが可能になると考えられる。すなわち, $a_K/a_A = \gamma$ とした場合, (2-8)式は, 以下のように表すことができよう⁽⁶⁾。

$$[8] \quad \ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln a_0 + a_A \left(\ln \frac{A_t}{L_t} + \gamma \ln \frac{K_{t-1}}{L_t} \right) + a_G \ln K G_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-9)$$

γ は, 新谷が推定した1880, 1890, 1900, 1910, 1920, 1930年における生産の労働力弾力性と土地弾力性の5カ年平均値をそれぞれの年代にあてはめて使用する⁽⁷⁾。新谷の推定結果を使用することによって, パラメータの構造変化を考慮した生産関数の推定が可能となる。

尚, タイムトレンド項を含んだ推定の場合, 社会資本とタイムトレンド項が強く相関して多重共線性の問題が発生し, 双方のパラメータの推定値の信頼性が低下する傾向が観察される。そのため, 本研究の対象となる民間非1次産業と農業の生産関数に関しては, タイムトレンド項を含んだ推定を行わない。

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, 民間非1次産業と農業の社会資本の生産力効果について実証的に確認する。実証研究の対象となる時期は民間非1次産業が1886～1937年, 農業が1878～1937年である。推定に際して注意を要するのは, 本研究のように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。民間非1次産業の生産関数を通常の最小自乗法(OLS)によって推定した場合, 付表1のように全ての推定結果においてダービン・ワトソン比が1を下回り, 系列相関の存在が強く示唆されることになった。そのため, 民間非1次産

業の生産関数の推定には最尤法 (ML) を使用する。農業の生産関数の推定には通常の最小自乗法 (OLS) を使用する。

2.3 社会資本の限界生産力

また、推定された生産関数のパラメータの値を使用して、社会資本の限界生産力を推計することが可能である。社会資本の限界生産力は、社会資本の生産力効果の大きさ自体を示す最も適切な指標の一つである。その大きさの比較を行うことによって、民間非1次産業と農業の間で社会資本の生産力効果の大きさを比較することが可能となる。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パラメータの値を使用して、以下の式によって推計する。

$$MPG_t = a_G \left(\frac{\hat{Y}}{KG} \right)_t \quad \dots\dots (2-10)$$

MPG：社会資本の限界生産力 $\hat{\cdot}$ ：推定値

尚、民間資本の限界生産力についても以下の式によって推計する。

$$MPK_t = a_K \left(\frac{\hat{Y}}{KP} \right)_t \quad \dots\dots (2-11)$$

MPK：民間資本の限界生産力

2.4 労働力配分関数

労働力配分関数は、南・小野 (1975a) を参考として、OLSにより以下のモデルを推定する⁽⁸⁾。

$$[9] \quad \ln\left(\frac{L_2}{L_1}\right)_t = \ln b_0 + b_w \ln\left(\frac{p_2 * w_2}{p_1 * w_1}\right)_{t-1} + b_Y \ln\left(\frac{Y_2}{Y_1}\right)_{t-1} + U_t \quad \dots\dots (2-12)$$

1：農業，2：民間非1次産業， p ：物価水準， w ：賃金率， Y ：生産額， $b_w, b_Y, >0$ ：推定すべきパラメータ， b_0 ：定数項

(2-12) 式によれば、非農業と農業の労働力配分は、前期の両産業間の物価水準を考慮した賃金の比率と生産量の比率によって決定されることになる。非農業の賃金水準と生産量が農業と比較して、相対的に上昇すると、1期のタイムラグを経て、労働力が農業から非農業へと移動し、その結果、非農業の労働力比率が上昇することになる。

3. 実証研究に使用されるデータ

3.1 民間非1次産業

総生産 Y ，労働力 L ，労働日数 h ，稼働率指数 ρ

総生産と労働力に関しては、長期経済統計を基礎として政府部門を控除した民間非1次産業の系列を作成した。これらの変数の推計方法の詳細については、森脇 (2003) を参照のこと。

民間資本 KP

石渡（1975）が作成した大川その他（1966）の修正データを使用して、全民間資本総額から大川その他に記載されてある1次産業資本の値を控除して推計した⁽⁹⁾。

社会資本 KG

社会資本分科会（1964）の推計値を使用した⁽¹⁰⁾。社会資本分科会の推計値は、道路、港湾、治山、治水、農林水産、国鉄、電電公社、その他の社会資本となっており、戦前期を通じた値を入手することが可能である⁽¹¹⁾。本研究においては、非1次産業社会資本として、全社会資本の合計値から農林水産業関連社会資本の値を控除した値を使用した。また、社会資本の値は1960年度価格で表示されているため、同資料から得られる政府固定資本形成のデフレーターを使用して1934～36年度価格に修正した⁽¹²⁾。尚、社会資本の値は民間非1次産業、農業ともに暦年表示ではなく、年度表示であるために、生産関数の推定にあたっては、1年前の値ではなく、9ヶ月前の値を使用することになる。

賃金 w

南・小野（1975b）が推計した労働分配率のデータに、大川その他（1974）から得られる名目国民純生産の値を乗じた値を、Minami（1973）から得られる従業者数の値で除して求めた。

物価水準 p

大川その他（1974）から得られる名目国民純生産の値を実質国民純生産の値で除して求めた。

3.2 農業部門

生産量 Y , 民間資本 KP , 土地 A

Hayami and others（1979）に掲載されている推計値をそれぞれ使用した。

社会資本 KG

社会資本分科会（1964）の推計値を使用した。この場合、農業関連社会資本のみを使用することが正しいが、資料の制約のために1次産業全体の社会資本を使用した。具体的な内容としては、政府が保有する農業設備、漁港、山林等、政府による土地改良投資で形成された社会資本となっている。

労働力 L

新谷（1973）が推計した農業部門の総労働日数を使用した。

賃金 w

梅村その他（1966）に掲載されている農業賃金の値を使用した。農業賃金が空白となっている期間に関しては、線形補間、補外法によって推計した。

物価水準 p

Hayami and others に掲載されている名目付加価値の値を実質付加価値の値で除して推計した。

尚、生産関数の推定に使用される全ての民間非1次産業、農業に関するデータは、1934～36年

平均を基準とする不変価格で表されている。

4. 実証研究

4.1 民間非1次産業の生産関数の推定結果

表3は、1886～1937年の時系列データを使用した民間非1次産業の生産関数の推定結果である。その結果は、下のようにまとめることができる。

- (1)生産の社会資本弾力性を示すパラメータ a_G は、全ての推定式において0.20～0.36の値となっており、[2]は5%水準、[3]、[4]は1%水準（両側検定）で有意である。
- (2)生産の労働力弾力性を示すパラメータ a_L は、0.29～0.72の値となっており、[1]、[2]、[4]が1%水準、[3]が10%水準でそれぞれ有意となっている。
- (3)生産の民間資本弾力性を示すパラメータ a_K は、0.40～0.42の値となっており、[1]、[3]、[4]が5%水準、[2]が1%水準でそれぞれ有意な結果となっている。
- (4) R^2 は、0.86～0.99となっており、ほぼ良好なフィットとなっている。

表3 民間非1次産業の生産関数の推定結果

回帰式番号	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	-0.0265 [-0.0693]	-2.9134 [-2.5638]	-0.1122 [-0.4082]	-2.1384 [-8.5830]
a_L	0.5872 [3.4745]	0.7212 [3.0769]	0.2906 [1.8512]	0.6004 [3.8643]
a_K	0.4128 [2.4429]	0.4239 [2.7454]	0.3525 [2.1018]	0.3996 [2.5716]
a_G		0.2010 [2.6554]	0.3569 [6.8339]	0.2508 [10.2185]
ϕ	0.9811 [44.6565]	0.6104 [4.7182]	0.7702 [7.7317]	0.6517 [5.6805]
R^2	0.8644	0.9902	0.9519	0.9280
DW	1.4327	1.8654	1.8920	1.8764

注) []内は t 値, R^2 は決定係数, DWはダービン・ワトソン比, ϕ は1階の自己回帰係数である。以下の表でも同じ。

(1)の結果から、戦前期の民間非1次産業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推察される。また、1次同次制約の有効性を尤度比検定によって確認してみると、尤度比統計量は[3]で4.5045、[4]で0.4407となっている。[3]は5%水準の臨界値を超えており、1次同次制約を棄却することができるが、[4]は棄却することができない。

また、[1]、[3]、[4]の各推定式について、マッキノンの J 検定を試みた。その結果として、推定パラメータの t 値が表4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、ともに有意な推定結果となる。[1]と[4]の推定値を、[3]へ挿入した場合、ともに有意な結果となる。[1]と[3]の推定値を[4]へ挿入した場合、前者の場合は有意であるが、後者

の場合は有意とならない。この結果から、[1]と[4]はどちらが望ましいかの結論は出せないが、少なくとも[3]よりは[4]のような定式化を行うことが望ましいと言えよう。

最後に、モデルの適合度を判断するために、赤池の情報量基準（AIC）、シュワルツのベイズ情報量基準（BIC）を計測してみよう。その結果は、表5のように示される。AIC、BICの値は[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。

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、民間非1次産業に関する[4]の推定結果が、相対的に最も良好な結果であると判断される。

表4 マッキノンのJ検定

	[1]	[3]	[4]
[1]	/	24.8063	24.6399
[3]	3.6376	/	6.5351
[4]	3.2894	-0.0313	/

表5 AIC, BIC

	[1]	[3]	[4]
AIC	-66.6220	-70.2866	-72.3185
BIC	-63.6951	-66.3841	-68.4160

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。

そこで、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た¹³⁾。その結果、全ての変数に関して、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ない（表6参照）。そのため、推定に際して、非定常となる変数を使用するため、「見せかけの回帰」が生じる可能性がある。

非定常な変数間の長期的関係を確認するには、共和分検定（Engle-Granger 検定）を行う必要がある。[4]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（付表2参照）。また、ダービン・ワトソン比がゼロに接近し、決定係数が高くなるといった「見せかけの回帰」の特徴が現れていない。よって、[4]の推定結果に関して「見せかけの回帰」が生じている可能性は低いと判断されよう。

本研究の推計期間は、1886～1937年という長期間であるため、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。本研究においては、1910年代に「転換点」と呼ばれる構造変化が劣

表6 民間非1次産業の単位根検定

変数	トレンド・定数項含む		
	時期	t値	ラグ
$\ln(Y/hL)$	1886～1937	-3.3829	6
$\ln(\rho KP/hL)$	1886～1937	-1.8057	6
$\ln KG$	1886～1937	-2.7313	2

働市場に生じたとする見解（大川・小浜（1993））と、真の構造変化は1960年代とする見解（南・小野（1977））をそれぞれ考慮して、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¹⁴。推定には以下の式を使用した。

$$\ln\left(\frac{Y_t}{hL_t}\right) = \ln a_0 + a_K \ln\left(\frac{\rho KP_{t-1}}{hL_t}\right) + a_K^i \ln\left(\frac{\rho KP_{t-1}}{hL_t}\right)^{i-1937} + a_C \ln KG_{t-1} + a_C^i \ln(KG_{t-1})^{i-1937} + U_t$$

..... (4-1)

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

表7 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
定数項	-1.4618 [-6.3453]	-1.3039 [-5.8441]	-1.5367 [-5.9000]
a_L	0.7219 [5.6921]	0.7918 [6.7126]	0.7502 [5.5250]
a_K	0.2781 [2.1929]	0.2082 [1.7653]	0.2498 [1.8400]
a_K^i	0.4566 [1.7562]	0.2421 [0.9524]	0.3264 [1.1112]
a_C	0.1840 [9.2916]	0.1780 [10.0804]	0.2006 [9.9234]
a_C^i	-0.0660 [-1.3748]	-0.0228 [-0.4835]	-0.0447 [-0.8140]
ϕ	0.3709 [2.7932]	0.3625 [2.7510]	0.3647 [2.5741]
R^2	0.9655	0.9696	0.9607
DW	1.8377	1.9072	1.8816
LR	14.6320	21.1801	7.9824

(4-1) 式は、1910～20年の間で民間資本のパラメータ a_K と社会資本のパラメータ a_C 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年まで存在する説明変数のことを意味する。MLによる(4-1)式の推定結果は、表7のように示される。表7は、尤度比統計量 LR が5%水準の臨界値を超える1914年、1915年、1916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。

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年の間に、政府部門を含む非1次産業で0.525～0.836となっている。また、南・小野（1978）による

と、1896～1937年の間に、民間非1次産業で0.450～0.718となっている。[4]の推定結果については、 a_L は約0.60となっており、実際の労働分配率の範囲内にあることから、妥当な結果であると判断される。また、表2で示される戦前の先行研究の結果との比較を行った場合においても、森脇（2001）の推定結果0.35と南・小野（1975a）の推定結果0.85の範囲内の値となっていることが確認されよう。生産の社会資本弾力性を示すパラメータ a_C の値は、[4]の推定結果によれば、約0.25となっており、表2にある中東による推定結果、0.13よりも大きな値となっている。しかし、森脇（2001）、森脇（2003）とほぼ同じ値となっている。

最後に、本研究に使用されている民間非1次産業の生産量、労働力、労働日数、労働時間、稼働率のデータは独自の方法によって推計されている。そのため、以下のようなMLによる推定を行い、推定結果の再確認を行った。

[4]—1：生産量、労働力に政府部門を含み、労働日数、稼働率について全く調整を行わないデータを使用した推定。

[4]—2：生産量、労働力に政府部門を含み、稼働率についてのみ調整を行ったデータを使用した推定。

[4]—3：民間部門及び労働日数、労働時間、稼働率について公刊データを使用することができる1905～37年を対象とした推定¹⁹。

[4]—4：労働力の内生性を考慮して、1期前と2期前の総労働投入日数、民間資本、社会資本、定数項を操作変数として、1階の系列相関を仮定した操作変数法による推定。

表8の推定結果によると、以上のような推定によっても、 a_C の推定値は有意に正の値となっており、データ、計測期間、計測方法を変更しても、戦前期の民間非1次産業の社会資本に正の生産力効果が存在することが確認された。

表8 他のアプローチによる推定結果

回帰式番号	[4]—1	[4]—2	[4]—3	[4]—4
定数項	2.7176 [2.1554]	1.0364 [1.2506]	-3.0347 [-3.5040]	-2.4568 [-8.4326]
a_L	0.7894 [4.0873]	0.5307 [4.1845]	0.1823 [0.7030]	0.4280 [2.1491]
a_K	0.2106 [1.0907]	0.4693 [3.7008]	0.8177 [3.1532]	0.5720 [2.8720]
a_C	0.2483 [11.4289]	0.2270 [15.6609]	0.2255 [2.7708]	0.2537 [8.7297]
ϕ	0.2800 [2.0328]	0.2150 [1.4475]	0.6479 [4.9163]	0.6186 [5.4635]
R^2	0.8998	0.9219	0.6968	0.9286
DW	1.8428	1.8144	1.7641	1.8598

4.2 農業部門の生産関数の推定結果

表9には1878～1937年の時系列データを使用した農業の生産関数の推定結果が示されている。その推定結果は以下のようにまとめられる。

表9 農業の生産関数の推定結果

	[5]	[6]	[7]	[8]
定数項	-2.2945 [-0.4741]	-4.8709 [-1.0262]	-4.1428 [-0.8621]	1.6445 [1.7784]
a_L	0.5560 [1.8275]	0.7216 [2.4235]	0.6881 [2.2953]	
a_K	0.4985 [0.8701]	0.9540 [1.7965]	0.8550 [1.5706]	
a_A	0.7456 [0.7017]	-0.7415 [-1.0202]	-0.5431 [-0.7021]	0.3924 [2.4313]
a_G	0.0468 [1.3788]	0.0658 [1.9825]	0.0682 [2.1169]	0.1207 [21.2688]
R^2	0.9461	0.6313	0.9041	0.8997
DW	2.3802	2.2077	2.2338	2.1671

- (1)[5]は、推定された多くのパラメータが有意ではなく、信頼性の低い結果となっている。
- (2)[6]は、 a_L 、 a_K 、 a_G が正の値となっており、 a_L が5%水準、 a_K 、 a_G が10%水準で有意な結果となっているが、 a_A は負の値であり、有意な結果ではない。
- (3)[7]は、 a_L と a_G が正の値となっており、5%水準で有意な結果となっているが、 a_K は正の値、 a_A は負の値であり、双方の結果ともに有意ではない。
- (4)[8]は、 a_A が5%水準で、 a_G が1%水準でそれぞれ有意に正の値となっている。

上記の結果によれば、全ての推定されたパラメータの値が有意である[8]の信頼性が最も高いと言えよう。[8]の推定結果によれば、 a_G は正の値となっており、戦前期の社会資本に農業の生産力を高めるような効果があったことが確認される。この場合、 a_G の値は0.12となっており、民間非1次産業の a_G の値0.25と比較して小さな値となっている。また、この値は、戦後期を対象としたMeraの推定結果である0.22を下回っている。

農業の生産関数の推定に使用したデータの定常性を民間非1次産業の場合と同様の方法で単位根検定によって検証した結果が表10である。表10によると、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のは $\ln(Y/hL)$ のみである。そこで[8]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(付表2参照)。

本研究においては、推定期間において生産の土地弾力性の値が一定であると仮定して、農業の生産関数の推定を行った¹⁰⁾。推定結果によれば、 a_A の値は0.39となっている。また、生産の労働力弾力性と民間資本弾力性の値は、時間とともに変化することが仮定されている。

それらの推計結果は、表11のように示される。生産の労働力弾力性は、1878～89年の0.386から1930～37年の0.480へと上昇し、逆に、生産の民間資本弾力性は、1878～89年の0.221から

表10 農業の単位根検定

変数	トレンド・定数項含む		
	時期	t値	ラグ
$\ln(Y/hL)$	1878～1937	-3.7051	2
$\ln(A/L) + \gamma \ln(KP/hL)$	1878～1937	-1.6307	4
$\ln KG$	1878～1937	-3.2279	1

1930～37年の0.127へと低下する。生産の土地弾力性が一定で、労働力弾力性が上昇し、民間資本弾力性が低下するという推定結果は、パラメータ推定に使用した新谷（1983）の推定結果（表12）を、ほぼ正確に反映している。

表11 農業の各生産要素の弾力性

	生産の労働力弾力性	生産の土地弾力性	生産の民間資本弾力性
1878～89	0.386	0.392	0.221
1890～99	0.410	0.392	0.198
1900～09	0.438	0.392	0.170
1910～19	0.459	0.392	0.148
1920～29	0.475	0.392	0.133
1930～37	0.480	0.392	0.127

表12 新谷による推定結果

	生産の労働力弾力性	生産の土地弾力性	生産の民間資本弾力性
1880	0.298	0.449	0.253
1890	0.350	0.432	0.218
1900	0.381	0.432	0.187
1910	0.410	0.429	0.162
1920	0.450	0.411	0.139
1930	0.514	0.367	0.119

4.3 社会資本の限界生産力の推定

本節では、前節で推定された民間非1次産業と農業の生産の社会資本弾力性から社会資本の限界生産力を推定し、その大きさの比較を行う。

生産の社会資本弾力性は、農業が0.12、民間非1次産業が0.25となっており、前者が後者を下回る結果となっている。戦前期を通じた両産業の社会資本の生産力効果を比較するためには、生産の社会資本弾力性から社会資本の限界生産力を推定することが望ましい。両産業の社会資本の限界生産力について示したのが表13である。社会資本の限界生産力は、戦前期を通じて農業が民間非1次産業を上回る状態となっていることが確認されよう。

それは、民間非1次産業よりも農業において社会資本の生産力効果が大きかったことを意味している。また、農業の社会資本の限界生産力は、1878年の154.47、民間非1次産業の社会資本の限界生産力は、1887年の0.67が最高値となっており、両産業において経済発展の初期局面において社会資本の生産力効果が最大化されたことが確認される。この結果は、戦前期を対象とした先行研究である吉野・中東とは異なっている。この相違は、吉野・中東と本研究が、対象としている時期及び産業、社会資本の範囲、等が異なっていることが原因であろう。特に、吉野・中東では、論文中で示されている限りにおいて、農業と製造業の生産関数の推定に同一の社会資本を使用しており、農業の社会資本の生産性が本研究の結果よりも著しく低いことが、結果の相違をも

表13 民間非1次産業と農業の社会資本の限界生産力

	1878年	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年	1937年
農業社会資本の 限界生産力	154.4667	17.0593	9.8360	4.2007	2.0975	0.9495	0.5270
民間非1次産業社 会資本の限界生 産力		0.5374	0.3238	0.2733	0.2438	0.2040	0.1887

たらした最大の要因であると推察される¹⁷⁾。

一方、農業の限界生産力は、1878年の154.47から1937年の0.53へと、民間非1次産業の限界生産力は、1887年の0.67から1937年の0.19へと、大幅に低下している。また、低下の程度は、農業において特に著しく大きい。両産業の社会資本の限界生産力が、推定期間を通じて大きく低下していることは、社会資本整備が戦前期の日本において急速に行われたことを示唆している。

このことを、より明確に示すために、民間資本と社会資本の限界生産力の大きさを比較してみよう。三井・井上によると、社会資本の最適供給の必要条件は、

$$MPK_i \geq MPG_i \quad \dots\dots (4-2)$$

と表される。(4-2)式の条件を満足すれば、社会資本は資源配分の点から効率的に供給されていることになる。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、減価償却の期間も社会資本の方が民間資本よりも長いと考えられることから、(4-2)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ることもできよう。農業の民間資本の限界生産力は1878年において0.075、非1次産業の民間資本の限界生産力は1886年において0.09である。また、1937年においては、農業では0.067、非1次産業では0.16となっている。1886年時点においては、双方の産業ともに、

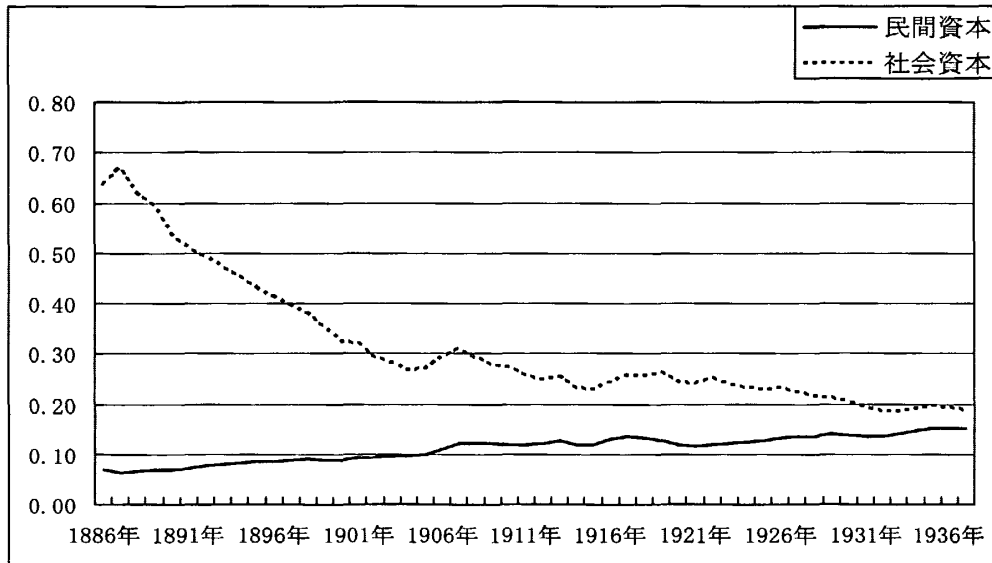
$$MPK_i < MPG_i \quad \dots\dots (4-3)$$

という状態が明確に成立しており、社会資本が民間資本と比較して不足するような状態にあった可能性が高いと考えられよう。生産の民間資本弾力性における両産業の標準誤差の大きさを考慮

表14 農業の民間資本と社会資本の限界生産力

	1878年	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年	1937年
民間資本の 限界生産力	0.0747	0.0874	0.0788	0.0719	0.0677	0.0635	0.0671
社会資本の 限界生産力	154.4667	17.0593	9.8360	4.2007	2.0975	0.9495	0.5270

図1 非1次産業の民間資本と社会資本の限界生産力



すれば、必ずしも、(4-3) 式のような状態が成立していると断定することはできない。しかし、経済発展の初期局面において、社会資本が不足状態にあると仮定することは、直感的に十分納得がいくことであろう。その後、戦前期を通じて、双方の産業ともに社会資本の限界生産力は、急速に低下した。その一方で、民間資本の限界生産力は、非1次産業においては上昇したために、(4-2) 式の条件を非1次産業においては、ほぼ満足する状態に接近している。一方、農業においては、(4-2) 式の条件へと接近はしたが、依然として非1次産業と比較して大きな格差が存在している。

4.4 労働力配分関数の推定

OLSによる労働力配分関数の推定結果は、表15のように示される。推定された全てのパラメータの符号は、1%水準で有意に正の値となっている。表16によれば、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のは、 $\ln(Y1/Y2)$ のみである。そこで、[9]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ない(付表2参照)。ただし、ダービン・ワトソン比と決定係数の値から考えて、必ずしも「みせかけの回帰」が生じているとは言えないと考えられる。松浦・マッケンジー(2001)は、推定方法がOLSの場合、みせかけの回帰のシグナルは、 $R^2 > DW$ であるとしている⁰⁸。

以上のような労働力配分関数の推定結果に基づき、社会資本整備による労働力配分への影響について考察してみよう。まず、1885年度～1935年度の民間非1次産業における社会資本の年平均成長率は6.3%であり、農業は9.0%となっている。生産の社会資本弾力性はそれぞれ0.25, 0.12であるから、この間の社会資本の増加によって、生産量は民間非1次産業において1.6%、農業において1.1%、それぞれ上昇することになる。この場合、生産量の比率は1886～1936年に0.5%上昇することになり、1887～1937年の民間非1次産業の労働力比率を0.49%上昇させることに

表15 労働力配分関数の推定結果

	[9]
定数項	-1.4195 [-31.2042]
bw	0.1215 [2.7530]
b_Y	0.9526 [20.6846]
R^2	0.9244
DW	1.4812

表16 労働力配分関数の単位根検定

変数	トレンド・定数項含む		
	時期	t値	ラグ
$\ln(L2/L1)$	1886~1937	-2.8029	8
$\ln(p2/p1 \cdot w2/w1)$	1886~1937	-1.2275	4
$\ln(Y1/Y2)$	1886~1937	-3.4912	0

なる。1887~1937年の間に、実際の労働力比率は2.2%上昇したから、社会資本の寄与率は22%となる。戦前期の日本においては、政府による社会資本の蓄積は、長期的に、農業に比して民間非1次産業の労働力を高めることとなったことが確認されよう。ただし、その寄与率は22%であり、効果の大きさ自体は、限定的であったと評価されよう。

5. 結論

社会資本が、戦前期の民間非1次産業と農業の発展に果たした役割については、前節の実証研究の結果から、以下のようにまとめることができる。

- (1)民間非1次産業の社会資本の生産弾力性は0.25、農業の社会資本の生産弾力性は0.12となり、戦前期においても、双方の産業に社会資本の正の生産力効果が存在することが確認された。
- (2)戦前期を通じて社会資本の限界生産力は、農業が民間非1次産業を上回る値となっている。これは、政府による社会資本整備によって、民間非1次産業と比較して農業の生産力が、より大きく増加したことを意味する。
- (3)社会資本の限界生産力に関しては、民間非1次産業は1887年、農業は1878年が最大の値となり、経済発展の初期局面において社会資本の生産力効果が最大となることが確認された。
- (4)民間資本の限界生産力の大きさととの比較から、戦前期において社会資本の不足状態が民間非1次産業で急速に解消された可能性があることが示された。
- (5)逆に、1930年代後半の段階において、農業の社会資本は、不足している可能性があることが示された。
- (6)労働力配分関数の推定結果から、社会資本蓄積は、農業から非農業への労働力移動に対して限定的ながら一定の影響を及ぼしている可能性があることが確認された。

本研究の結果から、戦前期の政府による社会資本の整備が、民間非1次産業と農業の双方の生産力を高め、日本の経済発展に貢献したことが明らかとなった。また、戦後期を対象とした多くの先行研究と異なり、戦前期においては、社会資本の整備によって農業の生産力が民間非1次産業と比較して、より大きく高められたことが実証的に確認された。さらに、社会資本蓄積によって、農業から非農業への労働力移動が、影響力は限定的ではあるが、長期的に促進されたことが

確認された。本研究の結果は、経済発展の初期局面において、産業の発展を目的とした社会資本整備の点から、政府の果たすべき役割の重要性を改めて評価するものである。そして、戦前期の日本と同様の発展局面にあると考えられる現在の開発途上国における開発政策の立案に際しては、都市や工業に関連したインフラ整備のみに偏ることなく、農業関連インフラ整備の重要性をも同時に考慮すべきであることを示唆している。

〈付表〉

付表1 OLSによる民間非1次産業の生産関数の推定結果

回帰式番号	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	-2.4115 [-5.3136]	-3.8119 [-5.5168]	-0.6092 [-2.7633]	-2.4223 [-15.0495]
a_L	-0.8287 [-3.0493]	0.7154 [3.9341]	-0.0045 [-0.0366]	0.4224 [3.5979]
a_K	1.8287 [6.7288]	0.5642 [4.9550]	0.6399 [4.7103]	0.5776 [4.9202]
a_G		0.1526 [3.1664]	0.3647 [15.5941]	0.2485 [18.6688]
R^2	0.1399	0.9863	0.9084	0.8918
DW	0.2323	0.8686	0.5993	0.7724

付表2 共和分検定の結果

回帰式番号	トレンド・定数項含む		
	時期	t値	ラグ
[4]	1886~1937	-7.4443	0
[8]	1878~1937	-7.1892	1
[9]	1886~1937	-0.7457	4

〈付記〉

本稿を作成するにあたり、早稲田大学教授鶴飼信一先生、林正寿先生、宮崎公立大学教授豊昭吉先生、からは多くの有益なコメントや御指導をいただいた。開発経済学の理論的研究に関しては拓殖大学教授渡辺利夫先生から御指導をいただいた。また、本誌匿名レフリーの先生からも非常に有意義な御助言をいただいた。ここに記して深く感謝申し上げたい。尚、本稿は、平成15年度拓殖大学国際開発研究所共同研究助成に基づく成果の一部である。

注

- (1) ただし、社会資本の内生性、系列相関、単位根等の問題を考慮した場合や、推定に使用される生産関数や費用関数のタイプによっては、社会資本の生産力効果が存在しないような結果も提示されている (Evans and Karras (1994), Holtz-Eakin (1994), Garcia-Mila et al (1996), Vijverberg et al (1997) 等)。
- (2) この場合の社会資本の限界生産力とは、社会資本が直接的に生産を拡大する効果である「直接効果」と民間資本と労働力の生産性を上昇させて、資本を誘発することによって生産に寄与する「間接効果」を含むものである。詳しくは、吉野・中島・中東の pp53-57を参照のこと。

- (3) ただし、工業と農業の二重経済発展モデルであるフェイ＝レニス・モデルは、工業と同時に農業が発展しない場合、ある国の経済発展は、食糧価格の上昇によって阻害されるような状態が生じる可能性があることを示唆している。詳しくは、渡辺（1996）第Ⅱ章参照のこと。
- (4) 大川他（1966）のp7の注4によると長期経済統計の資本ストックデータは年末値となっている。本研究では、社会資本と民間資本の内生性、生産力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。尚、社会資本を含んだ生産関数の内生性の問題については林（2002）を参照のこと。
- (5) Meade（1952）によれば、社会資本は(3)の場合、対価不払型、(4)の場合、環境創出型の役割を果たすことになる。
- (6) もちろん（2—7）式を基礎とした推定も可能であるが、その場合、生産の社会資本弾力性の値を他の推定結果から与える必要が生じ、その情報を得ることが困難であることから（2—8）式を基礎とした推定を行った。
- (7) 山口（1994）によれば、新谷の推定結果は、①分配率の計測値とはほぼ等しい、②資本ストックに植物資本を加えている、③時系列データによっても、クロスセクション・データによる推定結果がサポートされる、等の点から戦前期を対象とした他の推定結果と比較して優れたものとされている。
- (8) 上野・八木・照井は、

$$\ln(L_1/L_2)_t = b_0 + b_w \ln(w_2/p_1)_t + b_Y \ln(Y_1/Y_2)_{t-1} + U_t$$

のようなタイプの労働力配分関数を推定している。南・小野の労働力配分関数は、1次産業の賃金をも考慮したモデルとなっているため、本研究においては、南・小野のモデルを採用した。尚、上野・八木・照井は、産業別に社会資本を含んだ生産関数の推定を行っているが、生産の社会資本弾力性の値については、戦後期を対象とした他の推定によって得られた結果をあてはめた推定を行っている。

- (9) 修正についての詳細は、石渡を参照のこと。
- (10) 森脇（2001）、森脇（2003）は石渡の推計した社会資本を使用した。本研究は産業別に社会資本の生産力効果を比較するため、石渡の推計値から1次産業分を控除する必要がある。石渡の社会資本は農業土木関連社会資本は含まれていないが、漁港、農業関連施設、設備等の1次産業関連社会資本は含まれていると考えられることから、本研究においてはそれらを控除することが不可能な石渡推計の社会資本は使用しない。
- (11) 社会資本の推計に際しては、新設改良投資のみならず、維持修繕費、災害復旧費等が考慮されており、インベントリー法が採用されている。社会資本の耐用年数、物価倍率、推計手法の詳細については社会資本分科会を、長期経済統計と比較した説明については江見（1971）を、それぞれ参照のこと。
- (12) 大川その他（1966）のp88～89に記載されている資本ストックの実質化の方法を参考にした。
- (13) ラグを10期とってADF検定を行った結果の中から、AICが最も低いラグを選んでラグ数を決定し、ADF検定を行った。共和分検定でも同様の手法を採用した。尚、以下で行う単位根・共和分検定でも同様の手続きを採用した。ラグ数の決定に関しては、係数の有意性検定（general to specific approach）による方法もあり、近年一般的となりつつある。詳しくはHall（1994）を参照のこと。また、単位値検定と共和分検定に際しては、Davidson and Mackinnon（1993）に掲載されている分布表を使用した。
- (14) 構造変化のチャウ検定を行うこともできるが、本研究では推定に最尤法を使用しているため、尤度比検定を行う。
- (15) 労働力については、大川・ロソフスキーに記載されてある民間非農業（＝非1次産業）のデータを使用しているため、南・小野（1978）の系列を使用した1886～1937年についての分析とはデータの出所が異なっている点に注意が必要である。尚、労働時間については上野・八木・照井（1971）による推計値を使用した。
- (16) 2.2を参照のこと。
- (17) 吉野・中東（2001）130ページに掲載されてある社会資本の推計方法を参照のこと。
- (18) 松浦・マッケンジー231ページ注5を参照のこと。

参考文献

Aschauer, David, Alan. 1989. Is Public Expenditure Productive. *Journal of Monetary Economics*. 23(1):177-200.

- Davidson, Russell. and Mackinnon, James, G. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Evans, Paul and Karras, Georgios. 1994. Are Government Activities Productive? Evidence From A Panel of U. S. States. *Review of Economics and Statistics*. 76(1):1-11.
- Garcia-Milá, Teresa, McGuire, Therese, J. and Porter, Robert H. 1996. The Effect of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered. *Review of Economics and Statistics*. 78(1):177-180.
- Hall, Alastair. 1994. Testing for a Unit Root in a Time Series With Pretest Data-Based Model Selections. *Journal of Business & Economic Statistics*. 12(4):461-70.
- Hayami, Yujiro. and others. 1979. *Agricultural growth in Japan, Taiwan, Korea, and the Philippines*. Honolulu: University Press of Hawaii.
- Holtz-Eakin, Douglas. 1994. Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle. *Review of Economics and Statistics*. 76(1):12-21.
- Lynde, Catherine and Richmond, J. 1993. Public Capital and Total Factor Productivity. *International Economic Review*. 34(2):401-414.
- Meade, James, E. 1952. External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation. *Economic Journal*. 62(245):54-67.
- Mera, Koichi. 1973. Regional Production Function and Social Overhead Capital: An Analysis of The Japanese Case. *Regional and Urban Economics*. 3(2):157-186.
- Minami, Ryoshin. 1973. *The Turning Point in Economic Development: Japan's Experience*. Tokyo: Kinokuniya.
- Vijverberg, Wim P. M, Chu-Ping C, Vijverberg. and J. L. Gamble. 1997. Public Capital and Private Productivity. *Review of Economics and Statistics*. 79(2):267-278.
- 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：497-506.
- 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(3)：250-261.
- 梅村又次・山田三郎・速水佑次郎・高松信清・熊崎実. 1966. 『農林業』東洋経済新報社.
- 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.
- 江見康一. 1971. 『資本形成』東洋経済新報社.
- 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.
- 大川一司・ヘンリー・ロソフスキー. 1973. 『日本の経済成長』東洋経済新報社.
- 大川一司・小浜祐久. 1992. 『経済発展論』東洋経済新報社.
- 大川一司・高松信清・山本有造. 1974. 『国民所得』東洋経済新報社.
- 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』34(3・4)：121-133.
- 社会資本分科会. 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』.
- 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(1)：55-99.
- 新谷正彦. 1983. 『日本農業の生産関数分析』大明堂.
- 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.
- 張星源. 1999. 「都道府県別製造業データによる社会資本ストックの生産性効果の計測」『神戸大学経済学研究年報』46：179-207.
- 中東雅樹. 2003. 『日本における社会資本の生産力効果』三菱経済研究所.
- 西垣泰幸. 1994. 「社会資本と所得分配」奥野信宏・焼田党・八木匡編著『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会：78-96.
- 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(6)：738-756.
- 林正義. 2002. 「社会資本の生産性と同時性」ESRI Discussion Paper Series 21.
- 松浦克巳・コリン・マッケンジー. 2001. 『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社.
- 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：43-65.
- 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：466-494.
- 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：553-568.
- 南亮進・小野旭. 1977. 「戦前期日本の過剰労働」『経済研究』28(2)：156-166.
- 南亮進・小野旭. 1978. 「要素所得と分配率の推計」『経済研究』29(2)：143-169.
- 森脇祥太. 2001. 「戦前期日本の経済発展における社会資本の役割」『電力経済研究』46(2)：43-58.
- 森脇祥太. 2003. 「日本の経済発展と社会資本のマクロ生産力効果」mimeo.
- 山口三十四. 1994. 『産業構造の変化と農業』有斐閣.
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹. 1999a. 「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：13-33.
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹. 1999b. 「地域別・分野別生産関数の推計」吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』日本評論社：35-88.
- 吉野直行・中東雅樹. 2001. 「経済発展における社会資本の役割」『開発金融研究所報』4月号：119-140.
- 渡辺利夫. 1996. 『開発経済学〔第2版〕』日本評論社.