

社会資本とマクロ経済の生産能力*

畑 農 鋭 矢

1 はじめに

近年、公共投資の効果が低下しているとの見方が強くなってきている。特に、最近の財政赤字拡大に伴って財政支出抑制の必要性が高まるにつれ、その傾向はますます強まりつつある。実際、伝統的なマクロモデルに基づき、乗数効果が低下しているという議論もいくつか見られる¹⁾。これに対し、近年、供給面及びストックを重視した研究が発展してきている。社会資本を含む生産関数を考え、社会資本の生産に対する貢献度を計測しようという試みである。マクロデータによる分析に限っても、アメリカについて Ratner [1983], Ram and Ramsey [1989], Aschauer [1989], Munnell [1990], Lynde and Richmond [1992, 1993] などが社会資本の生産に対する正の効果をj確認しているし、日本についても Asako and Wakasugi [1984], 岩本 [1990], 釜田他 [1994], 三井・井上 [1995] などが同様の結果を導き出している。これらの結論が示唆することは極めて重要である。なぜなら、社会資本が有意に生産力を高めるとすれば、公共投資は社会資本ストックとして蓄積されることにより民間経済に貢献することになり、伝統的なケインズ政策とは別の視点で政府の役割が強調されるからである。

しかし、異論がないわけではない。クロスカントリーによる分析を行っている Ford and Poret [1991], Evans and Karras [1994] においては、社会資本の生産力効果の存在は棄却されている。また、アメリカのマクロデータを利用した場合でも、インフレ率やエネルギー価格を考慮すると、社会資

本の正の効果が確認されなくなることを McCmillin and Smyth [1994], Smyth [1994] などが指摘している。さらに、推定に使用される変数が非定常系列であることから、階差をとるべきであるという批判もあり、Tatom [1991], Sturm and Haan [1995] などが階差をとった場合には社会資本の生産力効果は確認されなくなるという結論を得ている。また、Eisner [1991], 岩本他 [1996] などでは因果関係が逆であるという指摘もなされており、社会資本の生産力効果に関する証拠はそれほど強固なものではない。

以上のように、社会資本の生産力効果に対して批判的に検討した先行研究はいくつかあるが、その多くはアメリカを対象としたものであり、日本を対象とした実証分析に基づく批判的な議論はほとんどない。筆者の知る限り、地域データに基づき逆の因果関係を考慮した分析を行っている岩本他 [1996] が数少ない業績であり、マクロデータによるものに至っては皆無である。そこで、本稿では、マクロデータを用いて社会資本の生産力効果に関して批判的に検討し、いくつかの点でこれまでの議論の修正を試みる。

本稿の主要な分析内容は以下の通りである。最初に、社会資本ストックデータの作成方法を説明し、その時系列的推移を確認する。次に、社会資本の生産力効果を推定するための基本モデルを提示し、先行研究と同様に正の生産力効果を確認する。ここで、階差をとった場合にも依然として社会資本の生産力効果は正であることが示され、アメリカにおける批判が日本では必ずしも重要でないことが明らかになる。最後に、社会資本の生産力効果は労働時間への影響を考慮すると現実の生産に反映されない可能性が指摘される。

2 日本の社会資本

社会資本データは経済企画庁編 [1986] の推計をベンチマークとし、フローの公共投資を積み上げて作成した²⁾。また、データの連続性を維持するために民営化後の NTT 及び JR の投資額を公共投資に足し合わせている。したがって、民間資本との対応関係に注意を要するが、これについては後述す

図1 日本の社会資本の推移と増加率

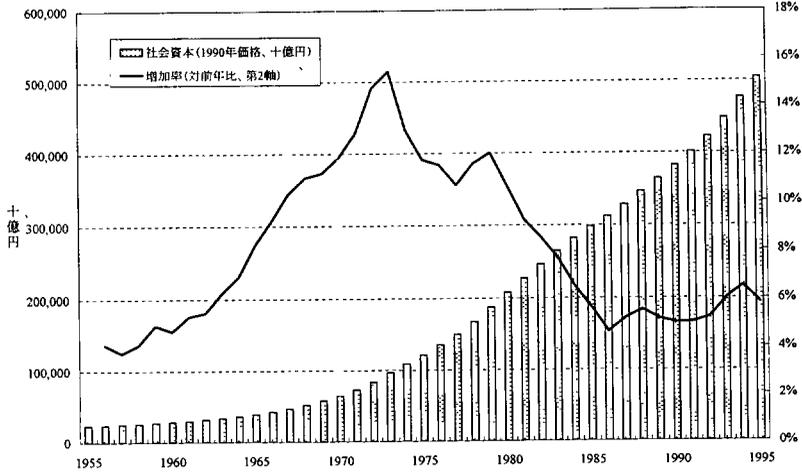
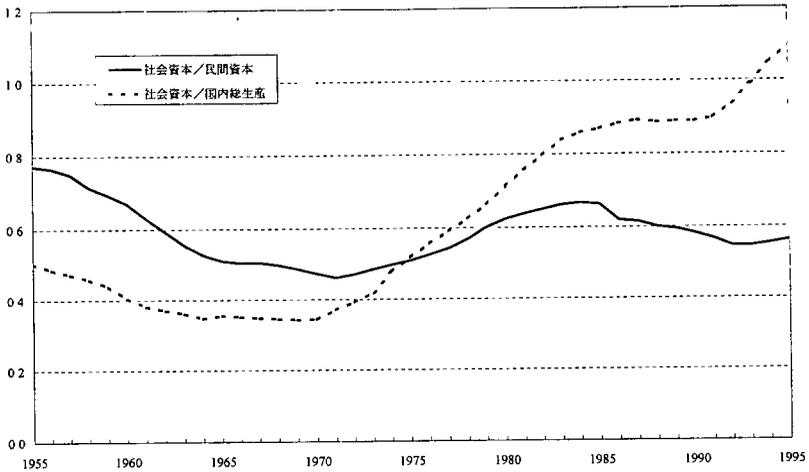


図2 社会資本と民間資本、実質国内総生産



る。

図1に推計された社会資本の推移と増加率、図2に社会資本と民間資本、実質国内総生産の比率を示してある。なお、本稿ではストック変数には各年の第4四半期末（前年度末）の値、国内総生産には暦年の値を使用した。これは社会資本のデータが年度ベースであることと、次節で使用する経済活動別総生産が暦年でしか得られないことによる。もちろん、厳密に各年のフローに期初のストックを対応させるのであれば、社会資本ストックについて前年の第4四半期末の値を用いるか、年度の国内総生産を用いることが適当であろうが、本稿では投入要素としての社会資本の役割が議論されるので、必ずしも期初にこだわる必要はないと考えた。実際、年度を分析対象とした三井・井上〔1995〕では当該年度と前年度の平均値を用いており、各年の社会資本の投入量の代理変数として暦年途中の値を用いることはそれほど不自然ではないと思われる。

さて、図1を見ると、量的には社会資本は順調に増加しているものの、増加のテンポは急速に鈍化してきていることがわかる。これは、三井・井上〔1995〕が指摘するように、国債発行を抑え、財政再建を推進する過程で、公共投資が抑制されてきたことを反映したものと考えてよいだろう。他方、図2からは、社会資本と民間資本の相対的な比率は平均的には0.6程度と見ることができ、長期では社会資本と民間資本は相似的に拡大している様子が窺われる。つまり、社会資本の成長率は歴史的に見れば低い水準にあるものの、民間資本と比較して量的に極端に少なくなっているわけではないのである。ただし、民間資本の蓄積は景気変動の影響を強く受けることから、中期的には社会資本と民間資本の比率はかなりの幅をもって変動している。これに対し、社会資本の国内総生産に対する比率は長期的には上昇傾向にあり、1980年代後半に横這いだったものの、近年再び上向きである。言い換えれば、経済成長を基準にすると、近年の社会資本の伸びは相対的に大きなものとなっている。しかし、これは社会資本の成長率が高くなったのではなく、主に経済成長率が急落したことによる。

3 社会資本の生産力効果

(1) 基本モデル

(1) のように社会資本を含むコブ・ダグラス型生産関数を考える。 Y , H , E , K , CU はそれぞれ、生産量、労働時間、就業者数、生産主体が所有する資本ストック、資本稼働率である。また、社会資本 KG は経済で共通に利用される資本であり、対価を必要としない。

$$(1) \quad \ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln(H_t E_t) + \beta \ln(CU_t K_t) + \gamma \ln KG_t + u_{Yt}$$

A は経済の技術水準、 α , β , γ はパラメータ、 u_Y は誤差項ある。資本の稼働率としては、通産省『通産統計』の稼働率指数を用いるが、この統計がカバーしているのは製造業のみなので、三井・井上 [1995] に倣って以下のような処理を行う。いま、製造業、非製造業の稼働率をそれぞれ MCU , NCU とし、 m を製造業の所有する資本ストックが民間資本ストック総量に占める割合とすると、 $CU = mMCU + (1-m)NCU$ である。 MCU と NCU が1に近い値をとることを考慮し、 $NCU_t = MCU_t^\theta$ を仮定すると、(2) 式が得られる。

$$(2) \quad \ln CU_t = n_t \ln MCU_t + \theta(1-m_t) \ln MCU_t$$

技術水準 A に関しては以下のように仮定する。 a_i はパラメータである。

$$(3) \quad \ln A_t = a_0 + a_1 t + a_2 t71 + a_3 t85 + a_4 t92$$

ここで、 t はタイムトレンド、 $t71$, $t85$, $t92$ はトレンドダミーで、

$$(4) \quad \begin{aligned} t71 &= \max[0, t-1970] \\ t85 &= \max[0, t-1984] \\ t92 &= \max[0, t-1991] \end{aligned}$$

と表される。 $t71$, $t85$ は三井・井上 [1995] と同様であり、 $t92$ は本稿独自のものである³⁾。

次に、生産関数のパラメータに関する制約について考える。Meade [1952] によれば、社会資本の役割には (i) 環境創出 (Creation of Atmosphere), (ii) 対価不払い生産要素 (Unpaid Factor of Production) の2

も電電公社、国鉄の資本を K に含めなければ、 Y と K の整合性はとれない。

三井・井上 [1995] を参考に、 Y として経済活動別「産業」の総生産、 K として民間資本から民営化以降のNTT及びJR資本を除いたもの(狭義資本)、 E として公務就業者を除いたものを用いて環境創出型を推定した結果が(1-1a)、対価不払い生産要素型を推定した結果が(1-1b)である。いずれも5%水準で有意に社会資本の生産力効果を確認できる。なお、推定期間は、経済活動別総生産の入手可能性の制約から1970~95年となっている。

次に、 K に交通・通信関連社会資本を足し合わせたもの(広義資本)を考える。このとき、交通・通信関連社会資本を社会資本から除くべきか否かが問題となろう。再び生産関数を想起すると、 KG が社会共通資本としての性質をもつと同時に生産資本としての役割を併せ持つことは否定されない。別の見方をすると、経済に存在する資本には、①生産主体保有資本、②社会共通資本、③両者の性質を併せ持つ資本、の3種類が考えられる。交通・通信社会資本はNTTやJRの保有資本として①の役割を果たす以外に、他の経済主体に外部効果をもたらすという意味で②の役割も併せ持つから、③に分類され、 K と KG の両方に含まれるべきであろう。したがって、ここでは K の範囲のみが変更され、 KG は不変である。推定結果は表1の(1-2)に示してある。若干、社会資本の係数が小さくなり、有意水準も低下するが、正の生産力効果は依然として確認される。

ところで、上の Y には教育や医療といった対家計民間非営利サービスの生産が含まれておらず、資本や就業者に比べて狭い定義になっている可能性がある。そこで、国内総生産から公務の生産分のみを除いたものを Y としたケースの推定も行った。これが表1の(1-3)である。社会資本の係数が大きくなり、有意水準も上昇することが確認できる。さらに、 Y に国内総生産、 E に全就業者を用いた場合を(1-4)に示した。これは(1-3)にかなり近い推定結果である。以上のことから、生産、資本の範囲を変更しても、社会資本の生産力効果の有意性は否定されないことがわかった。以下では、理論的にもっとも適当であると思われる(1-3)に推定結果が近いこと、デ

表1 生産、資本の範囲 (1970~1995年)

生産資本	産業狭義		産業広義		除公務広義		総生産広義	
環境創出	(1-1a)		(1-2a)		(1-3a)		(1-4a)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	-6.5611	-5.35***	-6.3738	-5.00***	-7.2970	-13.15***	-7.6523	-15.74***
t	-0.0133	-1.36	-0.0115	-1.15	-0.0201	-4.98***	-0.0212	-6.05***
t85	0.0240	3.18***	0.0246	3.28***	0.0275	8.60***	0.0276	9.87***
t92	-0.0243	-4.47***	-0.0256	-4.77***	-0.0220	-8.92***	-0.0214	-9.71***
労働投入	0.6402	7.52***	0.6327	7.18***	0.6873	15.30***	0.7312	18.21***
資本稼働率	-0.2370	-3.79***	-0.2461	-3.84***	-0.2429	-8.44***	-0.2245	-8.74***
社会資本	0.2793	2.40**	0.2586	2.13**	0.3600	6.84***	0.3938	8.59***
Adj. R ²	0.9962		0.9960		0.9999		0.9999	
D. W.	1.9426		1.9368		2.3002		2.4469	
対価不払い	(1-1b)		(1-2b)		(1-3b)		(1-4b)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	-2.7960	-6.47***	-2.9172	-6.56***	-2.3245	-11.65***	-2.1658	-11.77***
t	-0.0044	-0.60	-0.0030	-0.41	-0.0107	-3.40***	-0.0115	-3.95***
t85	0.0182	2.98***	0.0192	3.21***	0.0220	8.24***	0.0217	8.90***
t92	-0.0246	-4.22***	-0.0259	-4.53***	-0.0232	-8.45***	-0.0226	-8.91***
労働投入	0.4263	6.44***	0.4352	6.66***	0.4014	13.50***	0.4118	14.77***
資本稼働率	-0.2082	-2.69***	-0.2229	-2.83***	-0.1850	-4.94***	-0.1630	-4.74***
社会資本	0.1744	2.02**	0.1560	1.76*	0.2515	6.21***	0.2799	7.52***
Adj. R ²	0.9957		0.9953		0.9998		0.9999	
D. W.	1.9542		1.9496		2.2746		2.3629	

注1: ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す (以下同様).

注2: 推定法は、一階の系列相関を仮定した最尤法 (以下同様).

ータが1955年から得られることを考慮して、(1-4)の定義を用いる.

期間別の推定に移る前に、環境創出型(5)式と対価不払い生産要素型(6)式のいずれが現実的なのかについて考えておこう。ここでは、パラメータに制約を課さない場合との尤度比検定を試みた。結果は、環境創出型を棄却した場合に間違える確率が70.2%、対価不払い生産要素型では15.5%で、いずれも明確には棄却できなかった。三井・井上[1995]でも52.3%、10.6%という似た結果になっており、相対的には環境創出型の妥当性が高いようである。そこで、以下では環境創出型の推定結果のみを報告するが、この選択は結論には影響を及ぼさない。

最終的に採用された(1-4a)モデルをいくつかの期間について推定した結果が表2の上段である。(2-1a)の1955~95年はデータの得られる全期間、(2-2a)の1955~89年と(2-3a)の1955~84年はそれぞれ三井・井上[1995]、岩本[1990]に対応している。いずれも推定結果はほぼ同じで、社会資本の係数は有意に0.3強となっている。その他の係数について見てみると、まず労働投入の係数は労働分配率とそれほど変わらない値となっており⁴⁾、妥当な大きさである。次に、資本稼働率の係数が有意に負で、その絶対値の大きさが $1-\alpha$ と近い値であることから、 θ は極めて小さく、ほぼ0と考えてよい。これは非製造業の資本稼働率がほぼ1で、あまり変動しないことを意味する。最後に、 $t92$ の係数が有意であることから、近年の構造変化の可能性が窺われる。なお、(2-1a)における各トレンドの係数から社会資本の寄与分を除くTFP(Total Factor Productivity)⁵⁾成長率を計算すると、1970年までは2.83%、1971~84年は-1.13%、1985~91年は1.11%、1992年以降は-1.08%となる。社会資本の寄与分は除かれているので、これらは民間経済の技術進歩率やモデルで明示的に考慮されていないオイルショックやバブル崩壊等の影響を反映しているのであろう。

さて、基本モデル分析の最後のポイントとして、各変数に水準と階差のいずれを適用すべきかという問題が残っている。念のため、ここで上の回帰分析における被説明変数、説明変数についてDF検定を行うと、ほとんどのケースで少なくとも1つの単位根をもつという帰無仮説を棄却することができず、各変数は非定常系列である可能性が高い。そこで、Tatom[1991]、Sturm and Haan[1995]などが主張するように、階差をとると結果が変わるか否かを検討しよう。階差をとった場合の推定結果は表2下段に示してある。上段の水準モデルと比較すると、ほとんど結果が影響を受けないことがわかる。確認のため、水準モデルに対して共和分検定を行ったところ、「共和分していない」という帰無仮説はほぼ棄却された。したがって、そもそも階差をとる定式化は誤っている可能性が高く、基本モデルにおいては水準に基づく推定の方が好ましいと考えられる。

表2 基本モデルの推定

水準 推定期間	(2-1a)		(2-2a)		(2-3a)	
	55~95		55~89		55~84	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	-7.5667	-9.19***	-7.5554	-8.50***	-7.4639	-7.77***
<i>t</i>	0.0283	7.16***	0.0280	6.44***	0.0280	5.99***
<i>t</i> 71	-0.0396	-6.37***	-0.0395	-5.87***	-0.0387	-5.30***
<i>t</i> 85	0.0225	4.47***	0.0232	3.92***		
<i>t</i> 92	-0.0220	-4.15***				
労働投入	0.7548	13.99***	0.7518	12.88***	0.7501	11.90***
資本稼働率	-0.2670	-6.74***	-0.2673	-5.98***	-0.2751	-5.72***
社会資本	0.3249	4.64***	0.3243	4.30***	0.3177	3.90***
<i>Adj. R</i> ²	0.9983		0.9980		0.9977	
<i>D. W.</i>	1.9974		2.0150		1.9762	
階差 推定期間	(2-1b)		(2-2b)		(2-3b)	
	56~95		56~89		56~84	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	0.0252	4.24***	0.0246	3.99***	0.0246	3.64***
<i>t</i> 71	-0.0392	-5.85***	-0.0381	-5.38***	-0.0379	-4.80***
<i>t</i> 85	0.0235	3.63***	0.0249	3.55***		
<i>t</i> 92	-0.0210	-3.39***				
労働投入	0.7266	13.93***	0.7151	12.89***	0.7149	11.45***
資本稼働率	-0.2591	-6.43***	-0.2641	-5.98***	-0.2681	-5.49***
社会資本	0.3284	3.64***	0.3170	3.37***	0.3156	3.03***
<i>Adj. R</i> ²	0.9319		0.9328		0.9316	
<i>D. W.</i>	2.0760		2.0735		2.0908	

(2) 説明変数の内生性

Campbell and Perron [1991] は、共和分ベクトルの OLS 推定値は nuisance parameters に依存する分布を持つため、通常の *t* 検定は適切でないことを指摘している。この原因としては、誤差項の系列相関と被説明変数から説明変数への因果の2つが挙げられており、特に後者は重要である。一般的には、このような場合、Phillips [1991] が提唱する完全情報最尤法 (Full Information Maximum Likelihood Method, 以下 FIML) などを用いる必要がある。

理論的にも、生産量が増えれば生産要素に対する需要が増加する可能性は十分考えられる。例えば、限界生産力仮説が成立している場合には、 W を実質賃金率として生産関数から $\ln(H/E_t) = \ln \alpha + \ln Y_t - \ln W_t$ という形の労働需要関数が導出される。ここでは、後で社会資本と労働供給の関係について議論することを考慮して、説明変数のうち労働投入の内生性について検討することにし、井出 [1993] を参考に、次のような労働需要関数を考える。

$$(7) \quad \ln(H/E_t) = c_0 + c_1 t + d_1 \ln Y_t + d_2 \ln W_t + u_{Et}$$

ここで、限界生産力仮説が成立しているケースでは、 $c_0 = \ln \alpha$ ($\alpha = 0.75$ で約 -0.29)、 $c_1 = 0$ 、 $d_1 = 1$ 、 $d_2 = -1$ となる。各パラメータの推定値をこのケースと比較すると、(限界生産力仮説を基準としたときの)労働市場の歪みの程度がわかる。タイムトレンド t が加えられているのは、このような労働市場の歪みをもたらしていると考えられる雇用慣行が徐々に変化する可能性を考慮したからである。他方で、雇用慣行の変化は連続的に生じると考えられること、トレンドダミーによる生産関数のシフトの影響は $\ln Y_t$ に含まれることなどから、トレンドダミーは加えていない⁶⁾。

生産関数の推定式 (5) を (7) と連立させて FIML により推定した結果が表3の (3-1) である。この結果から以下のことがわかる。第1に、労働需要関数の推定結果は限界生産力仮説の成立を厳密に支持するものではない。第2に、値こそ前よりも小さいが、依然として社会資本の係数は有意に正となっている。ただし、このモデルにおいて社会資本が現実の生産量に及ぼす影響は γ ではなく、(5) と (7) を連立させて解いたときの $\gamma/(1-ad_1)$ であることに注意が必要である。すなわち、社会資本の影響は直接効果 γ と、それに反応して労働需要が増加することにより生じる乗数的な間接効果の2つから成っているのである。したがって、表2に比べて表3の γ の値が若干小さいという結果は、これまで間接効果を考慮していなかったために γ が過大評価されていた可能性を示唆している。なお、表3のパラメータ値から計算すると、社会資本が生産に及ぼす総効果 $\gamma/(1-ad_1)$ は 0.3453 である。また、社会資本の増加が労働需要に及ぼす影響 $d_1\gamma/(1-ad_1)$ 、社会資本が生産に

表3 FIMLによる同時推定(1955~1995年)

生産関数		(3-1)		(3-2)	
		係数	t値	係数	t値
定数項	a_0	-7.1881	-7.47***	-7.0284	-5.74***
t	a_1	0.0274	6.24***	0.0280	3.14***
$t71$	a_2	-0.0365	-4.66***	-0.0348	-3.09***
$t85$	a_3	0.0208	3.64***	0.0214	3.34***
$t92$	a_4	-0.0221	-1.80*	-0.0218	-1.08
労働投入	$b_1=\alpha$	0.7345	10.49***	0.7560	9.00***
資本稼働率	b_2	-0.2891	-4.64***	-0.3626	-3.65***
社会資本	$b_3=\gamma$	0.2963	3.80***	0.2983	3.26***
R^2		0.9991		0.9989	
$D. W.$		1.2732		1.2656	
労働需要関数		係数	t値	係数	t値
定数項	c_0	15.4702	70.49***	15.3688	39.56***
t	c_1	0.0042	3.91***	0.0039	2.17**
$\ln Y$	d_1	0.1932	6.16***	0.2223	4.50***
$\ln W$	d_2	-0.2313	-7.24***	-0.2659	-5.71***
R^2		0.9599		0.9598	
$D. W.$		1.0464		1.0177	
労働時間関数		係数	t値	係数	t値
定数項	e_0			10.2805	17.90***
t	e_1			0.0165	3.07***
$t71$	e_2			0.0120	1.60
$t85$	e_3			-0.0206	-3.08***
$t92$	e_4			0.0019	0.18
実質賃金	f_1			0.0500	0.51
社会資本	f_2			-0.3226	-2.59***
R^2				0.9536	
$D. W.$				0.9898	

及ぼす間接効果 $ad_1\gamma/(1-\alpha d_1)$ は、それぞれ 0.0667, 0.0490 であり、それほど大きなものではない。

(3) 社会資本と労働供給

以上の議論では労働需要サイドのみをモデル化し、社会資本ストックの変

化が労働供給に及ぼす影響を考慮してこなかった。しかし、社会資本整備に伴って人々の労働供給選択行動が変化する可能性は十分にある。ここでは労働時間に焦点を当て、社会資本が労働供給に及ぼす影響を考慮することの重要性を指摘する。直感的には、社会資本が余暇との関係で労働時間に影響を与えると想定し、道路が整備されると行楽に多く行くようになったり、通信設備が整うとインターネットに興じる時間が増えるというような効果を考える。ただし、この効果の正負は理論的には明らかでない。

さて、労働需要関数のみを考慮したモデルでは、 HE 全体が内生変数であり、 H と E のいずれが内生変数なのかは問題にならなかった。しかし、ここでは H を内生変数とし、 E を外生変数として扱う。もちろん、 H と E をともに内生変数として扱うモデルを考えることもできるが、分析が非常に複雑になる。もし、井出[1993]で主張されるように、日本では労働の固定性が強く、短期的調整が主に労働時間で行われると考えれば、 H の内生性がより重要であろう。実際、総生産から H 、 E への「Granger因果がない」という帰無仮説について F 検定を行うと、ラグの長さが2(3)のとき、 H では帰無仮説を棄却して誤る確率は1%以下(1%以下)であるのに対し、 E では35.8%(69.1%)となり、統計的にも H の内生性がより重要であると考えられる。

モデルは(8)のような労働時間(供給)関数により特徴づけられる。この(8)式と、上で議論した労働需要関数(7)の2式により労働市場が記述され、 H と W が内生変数となる。

$$(8) \ln H_t = e_0 + e_1 t + e_2 t^2 + e_3 t^3 + e_4 t^4 + f_1 \ln W_t + f_2 \ln KG_t + u_{Ht}$$

各パラメータは、(5)、(7)、(8)をFIMLで同時推定することにより得られる。この結果を示した表3(3-2)を見ると、以下のことがわかる。第1に、生産関数、労働需要関数の推定結果は以前とほぼ同じで、社会資本の生産力効果は有意に正である。第2に、 f_2 は負であり、労働供給サイドにおける社会資本の影響は労働時間を減少させる方向に働く。この第2の点が重要である。いま、(7)と(8)より、社会資本が労働時間に及ぼす影響は次式

で表せる。

$$(9) \quad \frac{\partial \ln H_t}{\partial \ln KG_t} = \frac{-d_1 f_1 \gamma}{d_2 - f_1 + ad_1 f_1} + \frac{d_2 f_2}{d_2 - f_1 + ad_1 f_1}$$

第1項は前節で議論した生産への正の効果を通じる労働需要への影響、第2項は労働供給サイドにおける労働時間への負の効果に対応している。表3(3-2)に基づけば、第1項は0.0108、第2項は-0.2790となり、負の効果の方がはるかに大きい。社会資本は生産への正の効果を通じて労働需要を増やすが、労働供給サイドを考慮すると労働投入は減少するということになる。このように2つの効果が混在するのは、ここでの労働時間が(7)で表される労働需要と(8)で表される労働供給の均衡点で決まるためであり、実質賃金率 W が変動することにより労働市場がクリアされていることになる。

このような労働時間への負の効果は、社会資本が現実の生産に及ぼす効果に重大な影響を与える。いま、(5)と(7)、(8)または(9)により、社会資本が現実の生産に及ぼす効果は、

$$(10) \quad \begin{aligned} \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln KG_t} &= \gamma + \alpha \frac{\partial \ln H_t}{\partial \ln KG_t} \\ &= \frac{(d_2 - f_1)\gamma}{d_2 - f_1 + ad_1 f_1} + \frac{ad_2 f_2}{d_2 - f_1 + ad_1 f_1} \end{aligned}$$

と書ける。(10)の上段によれば、この効果は直接効果 γ と(9)で見た社会資本が労働時間に及ぼす負の効果から成り、生産力効果 γ がかなり減殺されることがわかる。また、パラメータで表した下段によっても、第1項は正の生産力効果、第2項は労働時間への負の効果に対応し、同様の解釈が可能である。実際に計算してみると、上段では第1項0.2983、第2項-0.2028、下段では第1項0.3065、第2項-0.2109であり、総効果は0.0956となる⁷⁾。つまり、社会資本の生産力効果が正であっても、その3分の2は労働時間に対する負の効果により減殺されており、社会資本を整備しても現実の生産量は思ったほど増加しない。しかし、このような労働時間の変化は社会資本の増加により人々の効用が増大した結果と考えられるから、依然として社会資本

整備には意味がある。言い換えれば、社会資本が増えたことにより、以前より少ない労働時間で同じだけの生産を行うことができるようになったのである。重要なことは、社会資本を増やしたときに現実の生産があまり増えないからといって、社会資本の生産力効果がないとは限らないということである。

4 おわりに

本稿では社会資本の生産力効果について検討し、正の生産力効果を確認した。ただし、同時に社会資本は労働時間に対して負の影響を及ぼしており、生産力効果の一部は減殺されてしまう。岩本他[1996]は「たとえどんなに非効率な社会資本が供給されたとしても、社会資本の存在が経済の生産活動を阻害するような事態となるのは想像しがたい」(p.34)と述べているが、技術水準を引き下げなくとも、家計行動の変化を通じて結果的に現実の生産量を減らす可能性は否定できない。ただし、社会資本の増加によって労働時間が減るとき、それに対応して余暇時間が増加しているはずであり、現実の生産量がそれほど増えないからといって社会資本整備に意味がないことにはならない。

最後に課題についてまとめておこう。1つめは労働供給関数の精緻化である。そのためには、効用関数を明示的に導入し、社会資本と余暇の代替・補完関係について検討することが必要となろう。2つめは、労働時間以外の変数に対する社会資本の影響についてである。特に、民間資本蓄積は公共投資から影響を受けていると考えられる。3つめは、社会資本の細分化である。同じ社会資本でも、産業基盤と生活基盤では効果が異なるかもしれない。4つめは、トレンドダミーに関わる問題である。トレンドダミーは真の要因の代理変数に過ぎず、その背後には McMillin and Smyth [1994], Smyth [1994] などが指摘するインフレ率、エネルギー価格などの影響が考えられる。

付録 使用データ

〈社会資本総額〉

1983年度までは経済企画庁編 [1986]、以降は『国民経済計算』の公共投資額（実質）を積み上げた。1980年価格から1990年価格への変換には『国民経済計算』の公的資本形成のデフレーターを使用した。減価償却率については経済企画庁編 [1986] を参考に、耐用年数を31.9年（減価償却率3.13%）と考えた。また、データの連続性を維持するために、NTTについては1986年（統計では1985年度末）以降、JRについては1988年（統計では1987年度末）以降の投資額を公共投資に加えた。各年の第1四半期末（前年度末）の値。

〈交通・通信社会資本〉

建設省『公共工事着工統計』により公共投資の配分割合を求め、上と同様の方法で推計した。民間資本の範囲拡大に際しては、通信社会資本をNTT（電電公社）資本と等しいものとして処理し、JR資本については運輸省編『運輸白書』の投資額をもとに別途推計した。

〈生産量、デフレーター〉

経済企画庁編『国民経済計算』。国内総生産、経済活動別の国内総生産、民間最終消費支出、総固定資本形成・民間企業設備、公的固定資本形成の各デフレーター。1990年基準。

〈民間資本〉

経済企画庁編『民間企業資本ストック』取付ベース。1990年価格。社会資本と同様に各年の第1四半期末（前年度末）の値。

〈就業者〉

総務庁統計局『労働力調査報告』。各年平均。

〈労働時間, 実質賃金率〉

労働省『毎月勤労統計調査』。労働時間は総実労働時間数。実質賃金率は現金給与総額を民間最終消費支出デフレーターにより実質化し、労働時間で除した。各年平均。

* 本稿を作成するにあたり、石 弘光教授、田近栄治教授、浅子和美教授、山重慎二講師、及び本誌レフェリーから数多くの有益なコメントをいただいた。記して感謝する。もちろん、残る誤りはすべて筆者の責任である。

- 1) 望月・松田・佐野 [1989], 増淵他 [1995]などを参照。
- 2) 詳細は付録を参照。また、以降で使用するデータの出所についても付録を参照のこと。
- 3) 実質GDP成長率を計算すると、1991年で3.8%, 1992年で1.0%となる。このような成長率の急落を考慮してt92を採用したが、1年程度ずらしても後の結論は影響を受けない。
- 4) 雇業者所得/(国民所得-個人企業所得)は、1955~95年平均で0.766である。
- 5) 生産量のうちE, Kといった要素投入で説明できない部分で、経済の技術水準を表す。
- 6) トレンドダミーを加えた推定も行ったが、係数は有意でなく、ほとんど影響がない。
- 7) (5), (7), (8)による誘導形を推定すると、社会資本の係数は0.1241(10%水準で有意)となる。また、説明変数が非定常なため、(5)と同様に共和分検定を行ったところ、「共和分していない」という帰無仮説は1%水準では棄却できなかったが、5%水準では棄却できた。

参考文献

- Asako, Kazumi and Ryuhei Wakasugi [1984] "Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation," 『エコノミア』, 80, 36-51.
- Aschauer, David Alan [1989] "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), 177-200.
- Campbell, John Y. and Pierre Perron [1991] "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," *NBER Macroeconomic Annual*, 141-201.
- Eisner, Robert [1991] "Infrastructure and Regional Economic Performance:

- Comment," *New England Economic Review*, Sept/Oct, 47-58.
- Evans, Paul and Georgios Karras [1994] "Is Government Capital Productive? Evidence from a Panel of Seven Countries," *Journal of Macroeconomics*, 16 (2), 271-279.
- Ford, Robert and Pierre Poret [1991] "Infrastructure and Private-Sector Productivity," *OECD Economic Studies*, 17, 63-89.
- 井出多加子 [1993] 「ECM による産業別雇用調整関数の計測—マクロ経済へのインプリケーション」『日本経済研究』, 24, 1-22.
- 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.
- 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, 27-52.
- 釜田公良・河村 真・竹内信二・水野晶夫 [1994] 「公共投資と財政収支—高雇用余剰の実証分析—」『経済研究』, 45 (1), 31-40.
- 経済企画庁総合計画局編 [1986] 『日本の社会資本—フローからストックへ—』ぎょうせい.
- Lynde, Catherine and J. Richmond [1992] "The Role of Public Capital in Production," *Review of Economics and Statistics*, 74 (1), 37-44.
- Lynde, Catherine and J. Richmond [1993] "Public Capital and Total Factor Productivity," *International Economic Review*, 34 (2), 401-414.
- 増淵勝彦・若林芳雄・今井玲子・高山裕一・岸淵和也・山口芳樹・玉田裕之・浦嶋良日留・乃万一隆・倉知靖博・山岡博士・鈴木俊之・二宗仁史 [1995] 「第5次版 EPA 世界経済モデル—基本構造と乗数分析—」『経済分析』第139号.
- McMillin, W. Douglas and David J. Smyth [1994] "A Multivariate Time Series Analysis of the United States Aggregate Production Function," *Empirical Economics*, 19 (4), 659-673.
- Meade, James E. [1952] "External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation," *Economic Journal*, 62, 54-57.
- 三井 清・井上 純 [1995] 「社会資本の生産力効果」, 三井 清・太田 清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社, 第3章, 43-65.
- 望月 徹・松田啓司・佐野尚史 [1989] 「財政支出乗数に関するサーベイ」『フィナンシャル・レビュー』, 10, 148-156.
- Munnell, Alicia H. [1990] "Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment," *New England Economic Review*, Jan/Feb, 3-

22.

Phillips, Peter C. B. [1991] "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica*, 59 (2), 283-306.

Ram, Rati and David D. Ramsey [1989] "Government Capital and Private Output in the United States," *Economics Letters*, 30 (3), 223-226.

Ratner, Jonathan B. [1983] "Government Capital and the Production Function for U. S. Private Output," *Economics Letters*, 13 (2-3), 213-217.

Smyth, David J. [1994] "Inflation and Growth," *Journal of Macroeconomics*, 16 (2), 261-270.

Sturm, Jan Egbert and Jakob de Haan [1995] "Is Public Expenditure Really Productive?" *Economic Modelling*, 12 (1), 60-72.

Tatom, John A. [1991] "Public Capital and Private Sector Performance," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73 (3), 3-13.

Tatom, John A. [1993] "The Spurious Effect of Public Capital Formation on Private Sector Productivity," *Policy Studies Journal*, 21 (2), 391-395.

(平成10年3月10日脱稿・一橋大学大学院博士課程)