

社会資本と生産性成長の相互関係

—同時方程式モデルによる計量分析—

馬 場 正 弘

1 はじめに

経済成長の主要な源泉の一つである技術進歩は、しばしば生産性の上昇という指標によって表される。資本や労働など各種投入要素の成長がもたらす生産の成長の残余として定義される全要素生産性の成長に対しては、社会資本、人的資本、技術知識ストック、そして様々な社会の制度的側面が影響を及ぼすとされるが、1960年代から1970年代にかけて経済の高成長とその後の成長の鈍化を経験した主要工業国においては、これらのうち社会資本が生産性成長に対して及ぼした影響の解明に大きな関心が払われてきた。そして、経済成長の決定要因の解明を試みた実証分析の中には、社会資本の蓄積の鈍化が生産性成長の鈍化の原因であるとの見方を提示するものも多かった。

Aschauer [1989] 以来、この社会資本の生産性効果に関する仮説は様々な実証分析によって検討されてきた。その中には、社会資本と経済成長の間に有意な関係の存在を認めるものがある一方で、そのような効果の存在に否定的なものもある。また、その分析手法自体に対しても、因果関係や時系列データの性質などを巡って様々な問題点が指摘されている。

本稿の主要な目的は、これらの先行研究と同様、社会資本が持つ生産性成長に対する効果の実証分析であるが、その際、特に次の各点に注目してこれを行う。第1に、本稿では、生産関数に基づいて社会資本を投入要素と位置づける伝統的なアプローチに対して、各産業がその社会資本を利用

するために自ら行う投資の大きさという、新たな要因を加えて検討を行う。第2に、社会資本蓄積のペースの大小が生産性の上昇率に影響するという、従来から検討されてきた因果関係の方向に加えて、経済成長が社会資本の蓄積に何らかの影響を及ぼしているという、反対の因果関係を想定する。そして、社会資本の効果の計測値がこの想定によってどのような影響を受けるかについて検討を行う。第3に、社会資本を運輸・通信などその種類によって細分化する一方で、生産性上昇との関係について各産業毎に細分化して検討することによって、産業間での関係の差異について明らかにすることを試みる。

これらの方法によって、本稿では、従来は公共事業の蓄積として一括されがちでもっぱらそのマクロ的效果が検討されてきた社会資本について、それを利用する民間産業側における利用の程度ならびに変数間の同時的関係の存在を考慮した場合の、産業別のセミマクロ的效果の有無とその大きさについて考察を行う。

2 社会資本の概念と近年の動向

2.1 社会資本の概念

(1) 社会資本の定義

高速道路、空港、電力・ガスなど、社会活動の基礎となる設備のストックはしばしば「社会資本」「社会的共通資本」あるいは「インフラ」と呼ばれ、多くの場合政府やその他公的セクターによってそのサービスが供給されている。社会資本という概念は様々な捉え方が可能であり、一口で定義することは容易ではないが、典型的な定義の一つとして、Hirschman [1958] による次のような機能面からの定義がある。すなわち、社会的共

通資本は「通常はそれなくして第1次、第2次、第3次の生産活動が機能し得ないような基本的サービスから形成され、私的動機による投資に委ねた場合にはその必要量に対して存在量が著しく不足するか、供給に著しい不均衡を生じるおそれがあるもの」とされる。彼は、ある活動が広義の社会的共通資本に該当するかどうかの条件として、(i) 非常に広範な経済の諸活動を促進し、(ii) それが公的機関ないし公的なコントロール下にある私企業によって供給され、(iii) 輸入が不可能で、(iv) それが技術的不可分性と高い資本産出比率によって特徴づけられること、の4点を挙げている。¹⁾ 産業基盤社会資本と呼ばれる、道路、港湾、空港、鉄道、上下水道、電力・ガスなどの事業における資産とサービスはこの定義を満たすものであるが、これら以外にも生活関連のインフラや学校教育・文化施設、国土保全のための治山治水施設などもこの範疇に含まれる。²⁾

特定の企業における活動としてではなく、政府などの公的な手段によって形成されるこれらの社会資本ストックには、生産に対する投入の増加と生産要素の生産性上昇を通じて地域ないし一国の生産能力を拡大させる可能性がある。例えば、計画的に建設された高速道路網はより少ない時間で財を市場に運ぶことを可能にし、所要時間の短縮は運転手へのより低い賃金支払いとトラックのより少ない消耗を意味する。かくして、高速道路への公的投資は民間企業がその生産物をより低い総費用で生産することを可能にする。同じような筋書きが大量輸送機関、上下水道、その他公的資本建造物についてもいえる。³⁾ 社会資本ストック全体に関するこの効果の存在そのものについては広く認められており、なかでもAschauer [1989] における米国に関する実証分析は、マクロ的な生産関数アプローチに基づいてこの社会資本ストックの生産性への効果を明らかにし、この変数を生産関数の新たな一変数とすることの重要性を広く認知させた研究とされる。

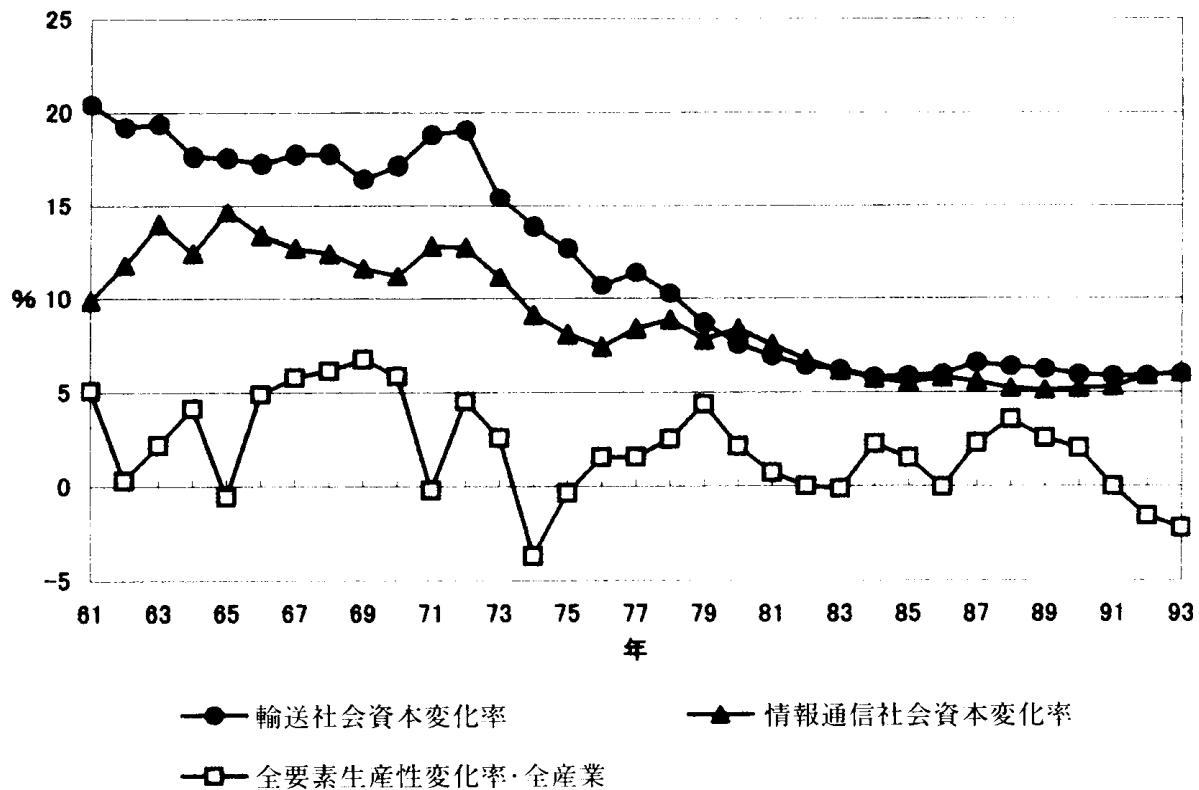
(2) 社会資本の利用とその効果

こうした社会資本は各産業部門において様々な方法で利用されるが、その際注目されるべき視点の1つとして、インフラ整備とその利用のための民間側の活動との間の関係がある。これは、社会資本を利用することによって何らかの効果が生じるためには、それを利用するために必要な資源を利用者側が投入する必要があるというものである。先に述べた高速道路やその他の道路というインフラの例で考えるならば、道路の利用者は、道路を使用するために自動車を保有するという行動によって、これを利用してという見方ができる。すなわち、各企業が自ら保有する自動車という機材と道路というインフラを投入要素として輸送サービスを生産するという、企業内における輸送サービスの生産関数という関係の存在が想定される。⁴⁾ 反対に、自動車を保有しない主体にとっては、自分では道路ストックを利用しないので、運輸事業者からのサービス購入を通じて利用する場合以外には、道路網の整備発展は直接の便益をもたらさない。⁵⁾ 一方、産業別だけでなく同一産業内あるいはマクロ的に見ても、道路網に依存した経済活動の比率が高い時代にはその利用による効果は大きく、反対に、道路利用のための積極的行動が行われない時期には、道路網の整備が進んでもその効果は相対的に小さいということもあり得る。本稿では、この考え方について、社会資本の真の効果を明らかにする上で重要であると考え、次節において詳細に検討する。

2.2 社会資本整備の近年の動向

上述のような観点から、特に運輸・通信関連の社会資本成長率と主要産業における技術進歩を表す全要素生産性上昇率の動向について、日本の年次時系列データを用いて観察すると、図1に示すように、1960年代においてはこれらの社会資本の成長率は10~20%と高く、この時期に整備が進ん

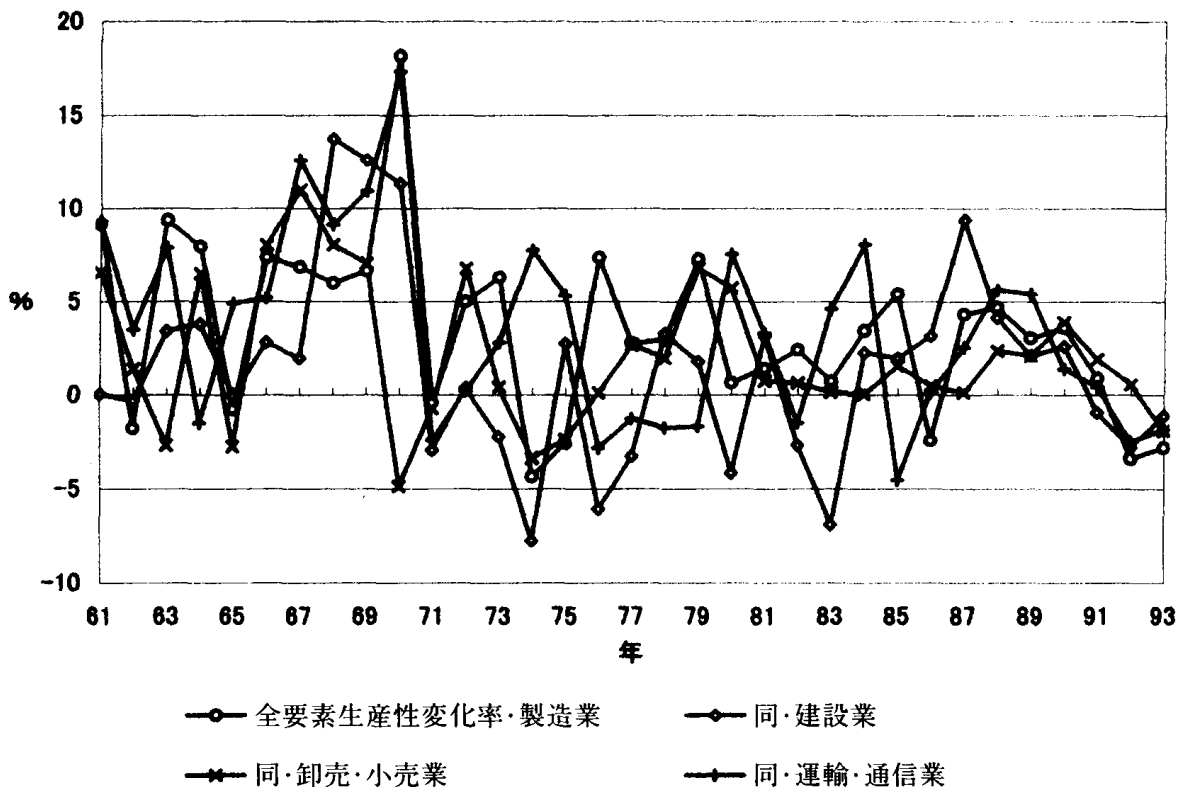
図1 社会資本ストック変化率と全要素生産性変化率の推移



だことがわかる。一方、1970年代以降にはこの成長率は低下して、10%を割り込んでいる。これに対して、産業部門の生産性の動向については、図2に示すように、短期的な景気循環にともなう部分があるためこのような一貫した傾向はないものの、1960年代には年平均4%程度であった全産業の全要素生産性変化率が1970年代以降には年平均1%台半ばへと、やはり高度成長期に比べて低下しているように見える。また、産業毎のばらつきが大きいものの、この傾向は各産業についてもおおむねあてはまっているように思われる。⁶⁾

各種の先行研究によれば、生産性成長の鈍化と社会資本整備の停滞が1970年代以降歩調を合わせたように観察されるというこの傾向は、先進国で広く認められる。ここから、1960年代における各国の経済成長はこの社会資本の伸びによってもたらされた生産性の上昇が一因であり、反対に1970年代以降の生産性の上昇の鈍化は同時期における社会資本成長の鈍化

図2 産業別全要素生産性変化率の推移



によって説明されるという、広く議論される仮説が展開されている。しかし、この生産性と社会資本整備の並行的な関係については、経済成長率の変化が社会資本の成長率に影響を及ぼした結果発生したものであるという説明も全く同様に可能であり、したがって、これはただちに社会資本の生産性効果を裏付けるものではない。特に、この仮説の後半部分については、1970年代以降の社会資本の成長の鈍化は、経済成長率の低下の結果各国の財政が悪化し、これが公共投資の抑制に働いた結果として生じたものであり、したがって因果関係の方向はむしろ反対である、という解釈も可能である。このことは、社会資本の生産性効果の有無を論じる際には、単純な変数間の回帰による相関の有無の検討ではなく、この両方向に向かう因果関係の可能性に焦点を当てて、反対方向の因果関係による作用をコントロールした上で分析を行うことが重要であるということを示している。

3 分析のためのモデル

3.1 社会資本と経済成長の基本モデル：Aschauerのモデルとその発展

マクロの時系列データを用いて社会資本の生産性効果を計測する実証研究においては、社会資本を説明変数に含む生産関数の存在を前提として計測モデルを導出し、これを用いて社会資本投入に関する産出の弾力性を推計し、その有意性をもって社会資本の効果を判断するという方法が一般的である。この方法を用いた代表的な研究としてまず挙げられるものはAschauer [1989] であるが、そこでは資本生産性と全要素生産性が生産性指標として用いられ、これを投入あたりの社会資本の成長へ回帰させる試みが行われている。彼の場合、コブ＝ダグラス型生産関数を陽表的に想定し、これを対数線形に変換したものをモデルとして、社会資本の係数すなわち弾力性を推定している。一方、これと同様な生産関数を想定したFord and Poret [1991] およびSturm and de Haan [1995] では、対数の階差をとった変化率どうしの回帰によって弾力性が推計されている。このうち前者は、主要先進国のそれぞれについて各国の時系列データを用いて検討を行い、多くの国について生産性成長に対する社会資本の有意な貢献を導出している。⁷⁾ これに対して後者においては、Aschauer [1989] と同様の米国の時系列データを用いても、対数階差をとってデータとした場合には社会資本の効果が不明確になるとして、社会資本の効果について否定的な結論が導かれている。⁸⁾ 本稿ではこれらの実証分析で用いられたモデルを詳細に検討し、本稿の意図にあわせて以下のようにそれを改め、日本の時系列データを用いた実証分析への適用を試みる。

まず、Sturm and de Haan [1995] のモデルは以下の集計量生産関数を出発点とする。(本稿では時系列データを念頭に置いたモデルを論じるが、表記の簡略化のために、以下の記述では時間を表す添え字を省略した。)

$$Y = MFP L^{\alpha} K^{\beta} G^{\gamma} \quad (1)$$

ここで Y は民間部門の総産出、 K は民間資本ストック、 L は労働投入である。また MFP は全要素生産性であり、その成長率はヒックス中立的技術進歩率を表す。 G は政府資本ストックであり、政府部門からのサービスフローに対応する。⁹⁾ $\alpha + \beta = 1$ を仮定して、(1)式から導かれるものとして、以下の資本生産性方程式が想定される。

$$\ln(Y/K) = c + \tau \text{trend} + \alpha \ln(L/K) + \gamma \ln(G/K) + \delta \ln CU \quad (2)$$

ここで trend は MFP の指数的成長を表すトレンド変数、 CU は民間部門における稼働率である。さらに、Sturm and de Haan [1995] は規模に関する収穫一定の仮定を検定するためにここから次式を導出し、検討している。

$$\begin{aligned} \ln(Y/K) = c + \tau \text{trend} + \alpha \ln(L/K) + \gamma \ln(G/K) \\ + (\alpha + \beta + \gamma - 1) \ln K + \delta \ln CU \end{aligned} \quad (3)$$

規模に関する収穫一定が成立するならば、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ が成立するため、(3)式は(2)式に帰着する。この方法では、(3)式を計測して $\ln K$ のパラメータを検定し、これが有意にゼロと異なる正值であるならば、想定した生産関数が規模に関する収穫通増性を有している¹⁰⁾と判断されることになる。

一方、本稿では全要素生産性成長率を技術進歩の指標として用いるため、Aschauer [1989] の方法を利用して以下のように修正されたモデルを用いて、これと同様の収穫通増性の検討を行う¹¹⁾。まず、民間資本と労働投入はそれぞれ限界生産力に比例した単位あたり報酬 p_K 、 p_L を受けると仮定し、 $p_K = \partial Y / \partial K$ 、 $p_L = \partial Y / \partial L$ とする。一方、(1)式の生産関数では α と β はそれぞれ労働と資本に関する生産の弾力性であるから、両者に関して規模に関する収穫一定を仮定すると、

$$\alpha + \beta = (\partial Y / \partial L)(L/Y) + (\partial Y / \partial K)(K/Y) = 1$$

である。ここから、労働分配率を s_L 、資本分配率を s_K として、 $s_L + s_K = p_L L/Y + p_K K/Y = 1$ である。これはマクロ統計上の分配率の関係にあたる。一方、経済成長は社会資本の貢献からなる部分を含むが、民間資本と労働

投入の価格のみを想定して分配が行われるとする統計上では、この社会資本への分配分は考慮されていない。すなわち、この分配率の計算においては社会資本の貢献の大きさだけ民間の資本と労働投入の分配率が過大に表されている。そこで、実際にはこの社会資本の貢献分を除いた残りについて、民間資本と労働がその限界生産物に応じた分配を受けているとして、各分配率を $s_L = \theta \alpha$ 、 $s_K = \theta \beta$ と表す。この θ は統計上生じた民間要素の貢献の過大評価分にあたる。これを用いて、Sturm and de Haan [1995] における生産関数は以下のように変形される。

$$\begin{aligned}\ln Y &= c + \tau \text{trend} + \alpha \ln L + \beta \ln K + \gamma \ln G + \delta \ln CU \\ &= c + \tau \text{trend} + (1/\theta)(s_L \ln L + s_K \ln K) + \gamma \ln G + \delta \ln CU \\ &= c + \tau \text{trend} + (1/\theta) \ln I + \gamma \ln G + \delta \ln CU\end{aligned}\quad (4)$$

ただし I は民間資本と労働を統計上の分配率で結合させた投入水準を表し、

$$\ln I = (1 - s_L) \ln K + s_L \ln L$$

をみtas。かくして産出（対数値）からこの投入（対数値）を差し引いた全要素生産性（対数値）は

$$\begin{aligned}\ln P &\equiv \ln Y - \ln I \\ &= c + \tau \text{trend} + (1/\theta) \ln I + \gamma (\ln G - \ln I) + (\gamma - 1) \ln I + \delta \ln CU \\ &= c + \tau \text{trend} + (1/\theta + \gamma - 1) \ln I + \gamma (\ln G - \ln I) + \delta \ln CU\end{aligned}\quad (5)$$

となる。

この右辺の変数についていえば、上記の一連の方程式のうち(2)式および(5)式の計測はAschauer [1989] における計測に相当するものである。しかし、しばしば行われる批判にもあるように、対数線形モデルの計測の場合には、変数にトレンドが存在することによる見かけ上の相関の結果、有意ではない関係が誤って有意に計測される可能性がある。この問題を取り除くために、本稿においては、Sturm and de Haan [1995] が資本生産性を説明するモデルに対して行った方法と同様に、(5)式について1階の階差を想定し、成長率どうしでの回帰分析を行うようにモデルを修正する。

いま、変数 X の成長率を GX と表記すると、(5)式は次式のように描かれる。

$$GP = \tau + \gamma (GG - GI) + (1/\theta + \gamma - 1) GI + \delta GCU \quad (6)$$

本稿ではこの(6)式を中心に用いて、社会資本の生産性効果の大きさを推定するとともに、生産要素として社会資本を考慮した場合の規模に関する収穫逓増性の検討を行う。

3.2 産業における社会資本の利用の考慮：Fernaldによるモデル

一方、Fernald [1999] は、社会資本の利用者がそのために自らの負担で投入する物的資本の大小が、生産性上昇に対するその社会資本の効果に大きく影響するという仮説を立て、合衆国における生産性推移に対する高速道路建設の効果を検討した。この仮説は、社会資本の利用者は、社会資本とその利用のための自らの投資を結合させることによって社会資本利用によるサービスを内部で生産しており、その結果、社会資本を利用するために必要な設備や機材を他の産業よりも多く保有する産業ほど、その社会資本から受ける便益も大きくなるというものである。そして、このような産業の生産性の伸びが他の産業の生産性の伸びに比べて大きいという関係を見いだすことによって、生産性上昇に対する社会資本の効果を明らかにすることができるとしている。また、例えば道路という社会資本ストックの場合、自動車保有比率が高い産業において道路ストックと生産性上昇の間に有意な関係が認められる一方で、そうではない産業においてこうした効果が認められないならば、道路ストックの効果が及ぶ際にはその産業の自動車への投資の大小が重要であるということがわかる。以下では、この要因を社会資本の効果の考察に関する伝統的な生産関数アプローチに導入した場合の定式化について論じる。

彼のモデルは産業間の格差に注目しているため、個別の産業毎の生産関数がまず想定される。 Y_i , K_i , L_i をそれぞれ i 産業の付加価値産出、民間資

本、労働投入とし、そのヒックス中立的技術水準を U_i とする。そして T_i をその産業内で生産される輸送サービスとすると、これは政府が供給する道路ストック G からのサービスとその産業内の輸送設備（自動車など）のストックに依存する。このとき i 産業の生産関数は（時間を表す添え字は省略して）

$$Y_i = U_i F_i(K_i, L_i, T(V_i, G)) \quad (7)$$

と書かれる。¹²⁾

いま、競争的市場の存在と民間の資本と労働投入という要素について規模に関する収穫一定を仮定し、個々の産業について、 F_X を投入 X に関する生産関数 F の導関数とする（添え字 i は省略）。また、要素 X に関する生産の弾力性 $F_X X/F$ は X の投入シェア s_{Xi} に等しく、民間の資本と労働投入のシェアの総和は 1 に等しいとする。このとき道路ストック G に関する生産の弾力性は $F_G G/F$ と書け、これは次式のように表せる。

$$F_G G/F = \{F_G G/(F_V V)\} \{(F_V V)/F\} \quad (8)$$

これは、道路ストックのサービスに関する生産の弾力性が、輸送設備ストックに関する弾力性 $F_V V/F$ に道路に関する弾力性と輸送設備に関する弾力性の比率を乗じたものに等しいことを意味する。この弾力性の比率を ϕ_i と書くと、次式を得る。

$$\begin{aligned} F_G G/F &= \{(F_G G/F)/(F_V V/F)\} (F_V V/F) \\ &= \phi_i (F_V V/F) \end{aligned} \quad (9)$$

そして、弾力性が投入シェアに等しいという仮定の下では

$$F_G G/F = \phi_i s_{Vi} \quad (10)$$

が成立する。ここで s_{Vi} は輸送設備投入のシェアである。なおこの ϕ は、内部での輸送サービス生産に関して全ての産業が同一の技術を持つと仮定するとき、全産業で共通の ϕ と書くことができ、道路に関する生産の弾力性は輸送設備のシェアに比例することになる。¹³⁾

さらに、Fernald [1999] は(9)式の弾力性の表現を、以下のような方法

を用いて、生産性上昇を説明するモデルに対して適用する。いま dx を投入 X の成長率 dX/X とする。生産関数を対数階差で表し、生産の弾力性を投入シェアで置き換えると、 i 産業の産出成長率は

$$dY_i = dU_i + s_{Ki} dK_i + s_{Li} dL_i + s_{Gi} dG + s_{Vi} dV_i \quad (11)$$

と書ける。そして全要素生産性変化率は

$$dP_i \equiv dY_i - s_{Ki} dK_i - s_{Li} dL_i - s_{Vi} dV_i = s_{Gi} dG + dU_i \quad (12)$$

となる。 $s_{Gi} = FG_i/F$ より、 $FG_i/F = \phi s_{Vi}$ という関係を用いてこれは

$$dP_i = \phi s_{Vi} dG + dU_i \quad (13)$$

と書かれる。(13)式は、ある産業の全要素生産性変化率が技術ショックと政府が供給する道路の貢献の和に等しいことを意味する。¹⁴⁾

この社会資本変数 $s_{Vi} dG$ は、Aschauer [1989] や Sturm and de Haan [1995] における社会資本そのものの成長率という変数とは異なるが、いずれも生産関数に関する想定は共通しており、また(13)式は基本的に(6)式と同じスタイルを持っている。そこで、(6)式の計測に際して独立変数として $s_{Vi} dG$ を用いることで、Aschauer [1989] や Sturm and de Haan [1995] の定式化においても ϕ を推定することが可能となる。Fernald [1999] はこの定式化をさらに進めて、相対的な生産性上昇率を相対的な社会資本利用の程度で説明するモデルを実証分析に用いているが、本稿では、この方法を前述のAschauer [1989] などの方法を発展させるための手段として利用する。その場合、各年の弾力性は回帰分析の推定値 ϕ に各年の s_{Vi} を乗じることで求められ、これは計測期間全体に関して一定の弾性値を想定する場合に比べて、より改善された推定結果をもたらすと予想される。

ただし、これらの手法をマクロ時系列データではなく産業毎の時系列データに対して適用する、すなわち産業毎に別個の生産性関数を推定する場合には、各産業毎の計測における誤差項どうしの相関関係に注意する必要がある。これは次のような同時性の問題から発生する。まず、社会資本の成長は様々な産業の生産性を向上させるが、この生産性向上によって生じ

る各産業の産出成長は一方で社会資本そのものの成長をもたらす。この社会資本の成長は再び各産業の生産性に影響するため、各産業の生産性成長は他の産業の生産性成長によって影響を受ける。すなわち、このような社会資本と全要素生産性の成長の間の相互作用的な関係の結果、個々の産業における生産性上昇をマクロ的社会資本成長によって説明する推定結果は他の産業の推定結果に影響され、これは推定式間の誤差項の相関として表れる。Fernald [1999] はこの産業毎の回帰の誤差項どうしが相関するという問題に対して、各産業の方程式を一つのシステムとして連立させ、これを見かけ上無相関の回帰 (Seemingly Unrelated Regression, SUR) という手法を用いて処理することによって、分析を改善できるとしている。¹⁵⁾

3.3 因果関係の方向

一方、全要素生産性成長による産出の成長が社会資本を成長させるという、反対の因果関係の存在から生じる同時性の問題は、マクロデータで計測を行う場合にも考慮する必要がある。

前述のように、単純に社会資本の変化の方向と生産性の変化の方向が一致する時期が多いということを以て、社会資本整備には経済の生産性水準の改善を通じて経済成長に貢献する効果があると断定する、あるいはその効果の大きさを数量的に定めるということとはできない。両者の関係を適切に評価するためには、この因果関係の方向についての考察が必要である。社会資本と経済成長の間に存在すると考えられる因果関係の方向について、時系列分析の観点から検討を行った実証研究に Sturm [1998] がある。これは、生産関数という両者の関係の基本にある理論を前提とせず、GDP、設備投資、社会資本投資の時系列データの間の因果関係の方向にのみ注目したものである。このような限定はあるものの、ベクトル自己回帰 (Vector AutoRegression, VAR) モデルを用いて 3 者間のグランジャー的因

果関係を検討した結果、彼は次のようなグランジャー的因果関係の存在を見いだした。すなわち、社会資本はGDPにとって正のグランジャー的原因であり、GDPは社会資本にとって負のグランジャー的原因であるという。¹⁶⁾これは本稿で検討している生産関数アプローチとは異なるものであり、またストックとしての社会資本ではなくそのための投資というフロー概念としての変数間の関係の考察である。しかし、彼の検討をフローではなくストック値で置き換え、産出と民間資本から計算されるものとしてこれらを生産性水準で置き換え、さらに変数間の関係を成長率で置き換えるならば、社会資本整備とマクロ的経済パフォーマンスの相互関係を調べたという点で両者は共通している。したがって、この変数間の関係は本稿と同様のストックと生産性の変化率どうしの関係を検討する場合にも参考にすることができる。すなわち、フローの生産量と投資の間の関係に関する彼の分析の結果は、ストックで捉えた場合の分析においても、生産性変化から社会資本ストックの成長へと向かう因果関係の存在を予想させるものである。

このように2変数間に双方向の因果関係が存在すると考えられる場合にとりうる方法としては、それぞれの方向の因果関係を記述する方程式を連立させ、係数を推定するという方法がしばしば用いられる。本稿ではこの問題について、3段階最小2乗法を適用して推定を試みる。

4 社会資本のマクロ的および産業別効果：計量分析

4.1 モデルの定式化と変数の選択

本稿では、以上の先行研究において用いられていた方法を修正したものを用いて、産業活動の基盤としての性質を持つ社会資本の整備が産業部門の全要素生産性上昇に対して及ぼす効果について、変数間の因果関係の方

向の問題を考慮しつつその大きさと有意性を検討する。その際、社会資本の形態として、道路、鉄道、空港、港湾等からなる輸送社会資本および電気通信設備を中心とした情報通信社会資本の役割に注目する。これによって、整備の目的や市場での資産評価基準などがそれぞれ異なる多様な種類の社会資本を金額で単純に集計することによって生じる、変数の意味合いと効果の不明瞭化を回避することを試みる。また、社会資本の効果は全産業で同一ではなく、むしろ産業毎に異なっているという可能性があることから、マクロ集計データだけでなく、産業別の時系列データを用いることによって、各産業における生産性変化と社会資本の間の個別の関係についても検討する。本稿では、前節において導出した(6)式および(13)式を検討するためのモデルについて、次に述べる3通りの方法での計測を試みる。

(1) 単一方程式による社会資本の効果の計測

本稿での計測は基本的に、経済全体を一括したマクロ的關係について、社会資本と生産性の關係を検討するSturm and de Haan [1995]の方法を基本として、これにFernald [1999]が用いた資本利用度という要因を加味するというものである。そこでまず、Aschauer [1989]などにおける従来の実証分析と同様に、単一方程式体系のもとでこの新しい変数を考慮し、以下の2つの計測式の計測結果を比較する。

$$GTFP = \beta_0 + \beta_1 (GK - GI) + \beta_2 GI + \beta_3 GH \quad (14)$$

$$GTFP = \beta_0 + \beta_1 (GK - GI) R + \beta_2 GI + \beta_3 GH \quad (15)$$

ここで $GTFP$ は技術進歩率の指標としての全要素生産性の成長率、 GK は社会資本ストックの成長率（輸送社会資本、道路ストック、および情報通信基盤）、 GI は民間の要素投入量の成長率（民間における資本投入成長率と労働投入成長率を民間要素の分配率で加重したもの）、 GH は所定外労働時間指数変化率、 R は各社会資本の利用のための民間の投入シェア（輸送ストックについては輸送機械への設備投資、道路ストックについては自動

車集約度、情報通信基盤については電気機械設備投資を投入と見なした)である。所定外労働時間指数変化率は本来のモデルにおける稼働率指数変化率に代わるものであるが、本稿の計測において稼働率指数を用いない理由は、①稼働率指数は基準の改訂に伴って30年以上にわたる一貫した時系列を得ることが困難である、②産業毎の計測に際して非製造業の景気水準の指標が必要となる、の2点である。一方、所定外労働時間指数は稼働率指数とともに景気動向指数の一致系列に採用され、また非製造業各業種についても調査が行われており、さらに両者の変化がほぼ並行していることから、これを代理変数に用いた。(14)式はSturm and de Haan [1995] を修正した(4)式に基づく資本利用度を考慮しない場合の計測であり、一方(15)式はFernald [1999] が注目した要因である資本利用度 R を社会資本成長率に乗じたものを変数とした計測である。この第1の方法による計測においては、この両者を比較することによって、資本利用のための民間の活動という要因がどの程度社会資本と生産性上昇の間の関係にかかわっているのかを検討する。

(2) 同時方程式体系による反対の因果関係の考慮

第2の方法は、上述のようなマクロ的關係について、これを変数間の因果關係の方向を考慮した同時方程式体系として計測するものである。本稿では、生産性成長を社会資本成長および短期の景気変動に関する要因によって説明する(14)(15)式のような方程式と、反対に社会資本成長を生産性成長、投入および景気の変動で説明する方程式とを連立させる。そして、これらを1つのシステムとして推定する3段階最小2乗法を用いて、反対の因果關係の影響を考慮した上での社会資本に関する生産の弾力性を計測する。このため、モデルとしては、前項の生産性決定式(14)(15)式のそれぞれに対応して、社会資本の成長を生産性上昇で説明する方程式が組み合わされる。そして、この同時性を考慮した場合としなかった場合を比較す

ることで、反対の因果関係をコントロールした場合にも社会資本蓄積は生産性上昇に貢献しうるのか、そうであればそれはどのようなタイプの社会資本であるのかについて考察する。(14)式および(15)式に対応する社会資本方程式はそれぞれ次の通りである。

$$(GK - GI) = \gamma_0 + \gamma_1 (GK_{t-1} - GI_{t-1}) + \gamma_2 GTFP + \gamma_3 GI + \gamma_4 GH \quad (16)$$

$$(GK - GI)R = \gamma_0 + \gamma_1 (GK_{t-1} - GI_{t-1}) R_{t-1} + \gamma_2 GTFP + \gamma_3 GI + \gamma_4 GH \quad (17)$$

ここでは、①個別の社会資本の整備は単年度では完了せず、翌年以降も引き続いて整備が進められることが一般であるため、全体としては今期の社会資本の伸びには前期の伸びに影響される部分がある、②生産性上昇による景気拡大と経済成長は社会資本の原資を増加させうるが、一方で景気回復・過熱は公共投資を抑制して社会資本の成長を抑制しうる、などの要因が考えられることから、社会資本成長率の決定要因として、前期の当該社会資本成長率、当期の全要素生産性上昇率、民間部門の生産活動を表す民間要素投入量成長率、景気変動の代理変数としての所定外労働時間指数変化率を用いる。操作変数はすべての外生変数と先決内生変数および1期前の生産性の変化率とした。

(3) 相互に関連した産業毎の同時方程式体系

以上で述べた2つの方法が全産業を集計したマクロデータに基づくものであるのに対し、次に述べる第3の方法は、社会資本が全ての産業に等しく影響するのではなく、産業毎の特性に応じてその効果が異なりうるという点を考慮し、産業毎に個別の生産関数を想定して生産の弾力性を計測するものである。しかもこの場合、前述のFernald [1999] の指摘にあるような変数間の相互関係があるため、各産業毎の生産性とそれらに共通した社会資本の関係は相互に関連しあう同時的なものであり、これは産業毎の計測式における誤差項どうしの相関を発生させる。そこでこの場合、社会資本と経済成長の関係は、この同時的關係に配慮した1つのシステムとし

て計測される必要がある。本稿ではこれを、Fernald [1999] にならって SUR によるシステム推定を用いて行う。個々の産業についての方程式は単一方程式による第 1 の方法と同一である。すなわち、 n 種類の産業のうちの第 i 産業について

$$GTFP_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}(GK - GL_i)R + \beta_{2i}GL_i + \beta_{3i}GHi, i = 1, 2, \dots, n \quad (18)$$

を想定し、合計 n 本の方程式を連立させ、各 β_i を推定する。ただし、インフラ利用のための民間投資シェア R について産業毎の長期時系列データが得られなかったため、これについては前 2 者と同じ全産業平均の値を用いた。これはインフラ利用のための支出比率が全産業で共通であるという不自然に強い制約を仮定することと同じであり、このため結果は十分なものとは言えないが、利用度を全く考慮しない場合よりは改善されていると考えることはできる。用いた産業分類はデータが利用可能な鉱業、製造業、建設業、金融・保険業、卸・小売業、不動産業、電気・ガス・水道業、運輸・通信業の 8 産業として、これらについて計測を行う。¹⁷⁾

(4) 変数定義とデータの出所

本稿の計測では、社会資本として高速道路、一般道路、旧日本国有鉄道とその継承会社および日本鉄道建設公団が保有する鉄道資産、港湾、および空港からなる輸送インフラと、旧電電公社とその継承会社である日本電信電話会社、KDD、およびその他の第 1 種電気通信事業者の資産からなる情報通信インフラをとりあげる。計測に際しては、これら全てを同時に変数とするのではなく、それぞれの変数について別個に検討を行う。これは、しばしば見られるストック量としての社会資本データの間の多重共線性に関する問題を解決するためである。¹⁸⁾

本稿での計測における変数の定義とそれらのデータの出所は以下の通りである。

GTFP: 全産業ないし各産業の全要素生産性成長率

GI: 全産業ないし各産業の資本と労働を総合した投入量の成長率（産出成長率－全要素生産性成長率で計算）

（以上は社会経済生産性本部生産性研究所編〔1998〕の推計値による）

GKtrans: 道路、鉄道、港湾、空港に関する資本ストックの成長率

GKtelecom: 情報通信基盤資本ストックの成長率

（以上は経済企画庁総合計画局編〔1998〕の推計値による）

GH: 全産業平均ないし各産業の所定外労働時間指数変化率

（労働省「毎月勤労統計要覧」による）

Rtm: 全産業の輸送機械設備投資対GDP比率

Rem: 全産業の電気機械設備投資対GDP比率

（以上は経済企画庁「国民経済計算年報」による）

計測の期間は、1962年から上記社会資本に関する推計結果が利用できる1993年までとしたが、情報通信については近年の変化を考慮してこのうちの後半の期間のみの計測も行う。

4.2 輸送資本ストックの生産性効果

(1) 輸送資本全体の場合

まず、輸送インフラという社会資本の生産性への効果に関する計測の結果を以下に示す。表1は、全産業を総合したマクロデータを用い、前述の(14)式と(15)式について単一方程式モデルで予備的に検討、比較したものである。これは、規模に関する収穫の問題をSturm and de Haan〔1995〕による方法で検討した場合の計測に相当する。まず、景気変動の影響を表す*GH*の係数が有意になっていることから、ここでの計測では景気変動がもたらす生産性の短期的変動はコントロールされていると見ることができる。一方、*GI*は有意な正の値となっており、これは社会資本が存在することに

表1 全産業・単一方程式モデルによる輸送社会資本の生産性効果の推定

推定方法：OLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(1.1)	(1.2)
定数項	-0.00957 (-1.212)	-0.00723 (-1.186)
<i>GI</i>	0.673** (4.877)	0.584** (3.319)
<i>GH</i>	0.211** (6.467)	0.211** (6.569)
<i>GKtrans - GI</i>	0.0770 (0.559)	...
<i>(GKtrans - GI) Rtm</i>	...	3.164 (0.940)
\bar{R}^2	0.671	0.677
<i>DW</i>	1.798	1.783
<i>s</i>	0.0146	0.0145

- (i) ()内は係数の t 値、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、*DW*はダービン・ワトソン統計量、*s*は推定の標準誤差。**は1%水準、*は5%水準、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
(ii) 変数名における時間を表す添え字 t は省略。

よる規模に関する収穫逓増を示唆している。これら2つの変数の計測結果については、他の社会資本変数の選択の如何にかかわらず、後述する各計測においてもほぼ一貫して観察される。しかし、*GKtrans*については、資本利用度を考慮した(1.2)式においても係数は有意ではなく、社会資本の効果はここからは確認できない。¹⁹⁾

次に、同じマクロデータを用い、経済成長が社会資本に影響する可能性を考慮して、(14)式と(16)式、および(15)式と(17)式を連立させた同時方程式体系を用いて推定を行った結果を表2に示す。その結果、10%水準程度と必ずしも十分有意とはいえないものの、OLSによる推定と比べて、社会資本変数の係数の有意性はある程度改善された。そして、(2.2)式の場合、産出の弾力性は係数7.030に期間中の平均輸送機械投資比率0.0310を乗じたおよそ0.218という値となり、これはAschauer [1989]における米国に関する高速道路ストックの産出弾力性(0.8)、Sturm and de Haan [1995]におけるオランダに関する公共インフラストラクチャーの産出弾力性(0.63~0.8)などに比べると低いものの、大きくかけ離れた値にはなっていない

表2 全産業・同時方程式モデルによる輸送社会資本の生産性効果の推定

推定方法：3SLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(2.1)	(2.2)
被説明変数	GTFP	GTFP
定数項	-0.0157 [†] (-1.871)	-0.00776 (-1.328)
GI	0.629** (4.648)	0.450* (2.444)
GH	0.216** (6.866)	0.214** (6.952)
GKtrans - GI	0.247 (1.491)	...
(GKtrans - GI) Rtm	...	7.030 [†] (1.814)
R^2	0.687	0.696
DW	1.697	1.681
s	0.0141	0.0139
被説明変数	GKtrans - GI	(GKtrans - GI) Rtm
定数項	-0.00486 (-0.293)	-0.000924 [†] (-1.772)
(GKtrans - GI) ₋₁	0.964** (3.893)	...
[(GKtrans - GI) Rtm] ₋₁	...	1.399** (3.890)
GTFP	-0.768 (-0.734)	-0.100* (-2.036)
GI	0.540 (0.797)	0.0584* (2.323)
GH	0.0673 (0.327)	0.0180 [†] (1.819)
R^2	0.564	0.354
DW	2.342	1.930
s	0.0136	0.00127

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。

²⁰⁾ さらに、(2.2)式においては、生産性の上昇が社会資本の蓄積へ負の作用をもたらしているという、逆の因果関係自体も有意となっている。これは Sturm [1999] によるオランダのフローデータにおける生産から社会資本に向かう負のグランジャー的因果の発見と整合する。

つづいて、輸送インフラが特定の産業に対して特に大きな効果を有しているという可能性を考慮しつつ、産業間の相互関係に基づく同時性の効果を検討するために、(18)式についてSURを用いて産業別の推計を行った結

表3 産業別方程式の同時推定による輸送社会資本の効果の推定

推定方法：SUR

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

産業分類	鉱業	製造業	建設業	卸・小売業
定数項	-0.0204 (-0.753)	-0.00503 (-0.452)	-0.0139 (-0.839)	0.00668 (0.347)
GI	0.315 (0.410)	0.400** (2.621)	1.690 (0.739)	-0.433 (-1.225)
GH	0.360 (1.065)	0.252** (7.513)	0.0981 (0.775)	-0.0445 (-1.003)
(GKtrans - GI) Rtm	18.411* (2.422)	15.822** (3.621)	13.165** (2.751)	16.964** (3.443)
R^2	0.273	0.560	0.175	0.312
DW	2.223	2.124	1.482	1.790
s	0.0882	0.0305	0.0460	0.0398
社会資本に関する弾力性	0.571	0.490	0.408	0.526

産業分類	金融・保険	不動産業	電気ガス水道	運輸・通信
定数項	0.0155 (1.089)	-0.00884 (-0.257)	0.0108 (0.807)	-0.000535 (-0.0401)
GI	-0.336 (-1.053)	0.325 (0.690)	-0.557** (-3.507)	-0.408† (-1.710)
GH	0.284** (3.059)	-0.195 (-0.708)	0.0486 (0.690)	-0.161 (-1.507)
(GKtrans - GI) Rtm	15.166** (2.878)	22.146† (1.740)	9.235† (1.770)	18.520** (4.602)
R^2	0.341	0.114	0.887	0.441
DW	1.751	1.564	1.632	1.228
s	0.0312	0.0836	0.0181	0.0380
社会資本に関する弾力性	0.470	0.687	0.286	0.574

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。弾力性は計測期間中の平均輸送機械投資比率を0.0310として計算。

果を、これに基づいて計算した社会資本に関する生産の弾力性ととも表3に示す。ここでは、マクロデータでは5%水準に達しない程度で有意だった輸送社会資本の係数について、1%水準でも有意な値となった産業が現れた。さらに、有意性が最も低い産業でも10%水準で有意であることから、輸送インフラはどの産業に対しても概ね効率化をもたらす効果があることがわかる。特に、製造業については、GI、GHの係数がいずれもマクロデータでの計測結果と整合的であると同時に、輸送社会資本についても

1%水準で有意な係数が推定され、この効果の妥当性がうかがえる。また、ここから計算された弾力性の値も従来の推定と整合的である。特に製造業については、表2の結果に比べると、前述の先行研究の結果にさらに近づいている。ただし、その効果の大きさは全ての産業で同一というわけではない。すなわち比較的有意性が低い産業も存在し、有意な場合でも弾力性の大きさは産業毎に異なっている。ここでの計測では、輸送機械投資比率について全産業で共通の値が仮定されているので、この弾力性の違いの原因としては、実際に弾力性が異なっているか、ないしは真の弾力性は産業間で共通でありながら、真の輸送機械投資比率が異なることで発生しているかの両方の可能性がある。特に後者の可能性は、各産業内部における輸送サービス生産の技術が産業間で共通であるというFernald [1999]の仮定が成立している場合に相当する²¹⁾。これは、後述する他のタイプの社会資本の効果を計測した結果の解釈についてもあてはまる。この問題については、真の産業別投資比率に関するデータを入手した上での今後の課題としたいと考えている。

(2) 道路ストックに限定した場合

このように、輸送社会資本全体を対象とした場合、表3のように産業別ではその有意な効果が認められたものの、表1のように資本利用のための投入を考慮しても有意性が低い場合もあった。そこで、Fernald [1999]の場合と同様、輸送社会資本のうちでも対象を道路ストックに限定することによって社会資本とその利用のための投入の対応関係をはっきりさせ、効果を同様に検討した結果を以下に示す。その際、資本利用度の尺度として、自動車保有台数増加分の対GDP比率という道路ストックとより直接的に結びつく変数を用いる。新たな変数は

GKroad：道路社会資本ストック成長率

(経済企画庁総合計画局編 [1998] の推計値による)

表4 全産業・単一方程式モデルによる道路ストックの生産性効果の推定

推定方法：OLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(4.1)	(4.2)
定数項	-0.00743 (-0.970)	-0.00708 (-1.207)
<i>GI</i>	0.681** (4.193)	0.515** (3.154)
<i>GH</i>	0.209** (6.376)	0.211** (6.841)
<i>GKroad - GI</i>	0.0177 (0.140)	...
<i>(GKroad - GI) Rcar</i>	...	0.0172† (1.748)
\bar{R}^2	0.667	0.700
<i>DW</i>	1.797	1.837
<i>s</i>	0.0147	0.0140

記号の意味は表1を参照。

Rcar：自動車保有台数対前年増加数(台)対実質GDP(10億円)比
(運輸白書各年版による)

である。

表4はマクロデータによるOLS推定、表5は同じく3SLS推定、そして表6は産業別のSUR推定の結果である。このように道路ストックに特に注目すると、その生産性への効果がよりはっきりする。すなわち、表4の(4.2)式のように、自動車保有台数増加数対GDP比率を考慮した場合、単一方程式においても社会資本変数の係数は10%水準で有意である。さらに、反対の因果関係を考慮すると、表5の(5.2)式のように生産性変化と道路ストック成長が有意な負の相関をしている一方で、道路資本の生産性効果が有意であることがわかる。(5.2)式の場合、計算される道路ストックに関する弾力性は、期間中の平均自動車保有台数増加数対GDP比率を6.045としてこれを係数0.0275に乘じることによっておよそ0.166という値が得られ、この値は表2や前述の先行研究よりは小さいものの、大きくかけ離れてはいない。

表5 全産業・同時方程式モデルによる道路ストックの生産性効果の推定

推定方法：3SLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(5.1)	(5.2)
被説明変数	GTFP	GTFP
定数項	-0.0141† (-1.740)	-0.00724 (-1.296)
GI	0.545** (3.183)	0.409* (2.474)
GH	0.215** (6.734)	0.213** (7.234)
GKroad - GI	0.205 (1.338)	...
(GKroad - GI) Rcar	...	0.0275* (2.532)
R^2	0.677	0.720
DW	1.647	1.748
s	0.0143	0.0133
被説明変数	GKroad - GI	(GKroad - GI) Rcar
定数項	0.00509 (0.418)	-0.646* (-2.212)
(GKroad - GI) ₋₁	0.858** (4.806)	...
(GKroad - GI) Rcar ₋₁	...	2.651** (3.212)
GTFP	-0.0291 (-0.0368)	-74.506* (-2.563)
GI	0.0749 (0.163)	36.285** (2.740)
GH	-0.0860 (-0.545)	14.240* (2.459)
R^2	0.765	0.115
DW	2.293	1.915
s	0.0122	0.896

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。

このように、輸送インフラ全体および道路インフラに関しては、単一方程式モデルでは社会資本成長が生産性上昇にもたらす効果の有意性が十分高くない一方で、同時方程式モデルでは、生産性上昇が同時期の社会資本成長と負の相関をするという抑制的な作用としての反対方向の因果関係が認められ、同時に社会資本から成長に至る効果が有意な正の値となっていることがわかる。すなわち、生産性上昇がもたらす経済成長の結果として

表6 産業別方程式の同時推定による道路ストックの効果の推定

推定方法：SUR

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

産業分類	鉱業	製造業	建設業	卸・小売業
定数項	-0.00930 (-0.347)	0.00225 (0.213)	-0.00743 (-0.485)	0.00970 (0.504)
GI	-0.244 (-0.358)	0.347* (2.263)	0.0210 (0.0986)	-0.523 (-1.453)
GH	0.474 (1.387)	0.251** (7.190)	0.0930 (0.733)	-0.0565 (-1.236)
(GKroad - GI) Rcar	0.0550† (1.922)	0.0457** (3.066)	0.0466** (2.703)	0.0623** (3.422)
R^2	0.233	0.534	0.164	0.292
DW	2.127	2.156	1.508	1.716
s	0.0907	0.0314	0.0464	0.0403
社会資本に関する弾力性	0.332	0.276	0.282	0.377

産業分類	金融・保険	不動産業	電気ガス水道	運輸・通信
定数項	0.0214 (1.582)	-0.00135 (-0.0426)	0.0248* (2.501)	0.00944 (0.693)
GI	-0.635† (-1.875)	0.205 (0.439)	-0.759** (-8.239)	-0.503* (-1.984)
GH	0.249** (2.841)	-0.182 (-0.658)	0.0251 (0.355)	-0.154 (-1.337)
(GKroad - GI) Rcar	0.0695** (3.485)	0.0681 (1.594)	0.0155 (0.665)	0.0573** (3.757)
R^2	0.363	0.0966	0.879	0.344
DW	1.788	1.583	1.524	1.240
s	0.0301	0.0843	0.0187	0.0412
社会資本に関する弾力性	0.420	0.412	0.0937	0.346

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。弾力性は計測期間中の平均自動車保有台数増加対GDP比を6.045として計算。

輸送や道路のようなタイプの資本の成長が鈍化するため、日本では社会資本成長が生産性上昇をもたらすという関係が打ち消され、両者の関係は必ずしも明瞭とはいえないように見えるものの、同時方程式モデルによるパラメータの推定によってこの反対方向の因果関係を考慮する場合には、この反対方向の因果関係がコントロールされる結果、これらの種類のインフラが生産性成長に貢献するという関係が比較的是っきりと観察される。

なお、表6のようにSURでシステムを推定した場合も、全輸送社会資本

表7 全産業・単一方程式モデルによる情報通信社会資本の生産性効果の推定

推定方法：OLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(7.1)	(7.2)
定数項	-0.00877 (-1.378)	-0.0116 [†] (-1.705)
GI	0.591** (3.566)	0.586** (3.949)
GH	0.215** (6.597)	0.221** (6.802)
GKtelecom - GI	0.0866 (1.023)	...
(GKtelecom - GI) Rem	...	4.595 (1.465)
\bar{R}^2	0.679	0.691
DW	1.755	1.799
s	0.0144	0.0142

記号の意味は表1を参照。

の場合と同様の有意な効果が認められた。一方ここからは、産業によってこの効果が有意にならない場合があることがさらにはっきりする。すなわち、製造業については他の変数とともに有意な係数が推定された一方で、表3で10%水準で有意であった不動産業と電力ガス水道業において、社会資本変数の係数の有意性がさらに低下していることがわかる。

4.3 情報通信資本ストックの生産性効果

さらに、同様の産業関連社会資本としての、また近年の成長の源泉の1つである情報技術を活用する場としての情報通信資本ストックと生産性上昇との関係について、前項と同じ手順を用いて検討した結果を以下で説明する。

表7は、輸送ストックと同じく全産業を総合したマクロデータを用い、(14)式と(15)式について単一方程式モデルで検討したものである。これについても同様に、規模に関する収穫の問題と、資本の利用度に関する問題

表8 全産業・同時方程式モデルによる情報通信社会資本の生産性効果の推定

推定方法：3SLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

	(8.1)	(8.2)
被説明変数	GTFP	GTFP
定数項	-0.00844 (-1.405)	-0.0101 (-1.533)
GI	0.608** (3.786)	0.620** (4.297)
GH	0.214** (6.977)	0.217** (7.039)
GKtelecom - GI	0.0723 (0.834)	...
(GKtelecom - GI) Rem	...	3.167 (0.947)
R^2	0.710	0.719
DW	1.770	1.823
s	0.0135	0.0133
被説明変数	GKtelecom - GI	(GKtelecom - GI) Rem
定数項	-0.0148 (-1.069)	0.0006 (1.446)
(GKtelecom - GI) ₋₁	1.102** (7.162)	...
(GKtelecom - GI) Rem ₋₁	...	0.702** (5.328)
GTFP	-2.034 (-1.565)	0.0507 (1.373)
GI	1.299 (1.597)	-0.0283 (-1.176)
GH	0.343 (1.251)	-0.0126 (-1.606)
R^2	0.537	0.620
DW	1.847	1.976
s	0.0316	0.000689

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。

について予備的に検討してみる。まず、情報通信社会資本成長率そのものを変数とした(7.1)式と、情報通信社会資本と結びつく民間投入として電気機械投資を想定してこれに電気機械投資対GDP比率を乗じたものを変数とした(7.2)式を比較すると、有意性は十分高くないものの前者に比べて後者ではある程度の改善が見られた。なお、この場合もやはり(7.2)式の係数4.595に期間中の平均電気機械投資対GDP比率0.0304を乗じることで弾力性

表9 全産業・同時方程式モデルによる情報通信社会資本の生産性効果
・1970年代以降

推定方法：3SLS

被説明変数：GTFP，計測期間：1975-93年，標本数：19

	(9.1)	(9.2)
被説明変数	GTFP	GTFP
定数項	-0.0315 (-0.825)	-0.0250 (-1.286)
GI	0.658 (1.539)	0.842 [†] (1.871)
GH	0.154** (5.446)	0.154** (5.675)
GKtelecom - GI	0.147 (1.227)	...
(GKtelecom - GI) Rem	...	9.185 (1.624)
R^2	0.669	0.692
DW	1.631	1.645
s	0.00949	0.00915
被説明変数	GKtelecom - GI	(GKtelecom - GI) Rem
定数項	0.0384** (4.549)	0.00165** (6.677)
(GKtelecom - GI) ₋₁	0.693** (11.036)	...
(GKtelecom - GI) Rem ₋₁	...	0.493** (7.065)
GTFP	0.271 (0.814)	0.0125 (1.469)
GI	-1.067** (-3.786)	-0.0398** (-5.195)
GH	-0.0811 (-1.537)	-0.00232 [†] (-1.677)
R^2	0.940	0.894
DW	1.687	1.439
s	0.00610	0.000184

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。

の期間中平均値を求めると、約0.14という値が一応計算された。これを前述の道路ストックの場合と比較すると、係数の大きさは小さく、有意性も十分高くはない。

次に、輸送ストックの場合と同様に(14)式と(16)式、および(15)式と(17)式からなる同時方程式体系を用いて、情報通信基盤と生産性上昇の間の関係を再検討した計測の結果を表8に示す。この場合、輸送ストックとは反

対に、単一方程式で10%水準ほどの有意性があった情報通信インフラの係数の有意性が非常に低くなった。すなわち、この表によれば、輸送や道路ストックの場合と異なり、同時方程式で反対の因果の影響を取り除くと情報通信基盤の生産性への効果は認められない。

ところで、この情報通信基盤の効果の有意性が低いという結果は、設備とその利用の形態が質的に変化していると考えられる今日の情報通信基盤整備が生産性改善に貢献していない、ということだけをただちに意味しない。これを検討するため、検定に必要な自由度を維持しつつ計測期間を可能な限り近年に限って1975～93年とした同様の計測の結果を表9に示す。ここからは、情報通信インフラの生産性に対する効果が、10%水準に近い有意性を以て観察される。

この一連の結果からは、輸送インフラの場合と違って情報通信インフラの場合には、生産性成長がこのタイプの資本の成長を加速するという性質がある結果、単一方程式における有意な正の推計値のうち反対の因果によって生じたとみられる部分がかなりあり、これを差し引くと輸送インフラほど明確な効果は存在しないということがうかがえる。一方で、情報通信整備がコンピュータなど情報機器と結びついて産業の革新に利用される傾向が強まった近年に計測期間を限定することによって、同時方程式において有意性がやや改善された推定値が観察されるようになったという結果は、近年において従来よりもインフラとしての情報通信基盤の効果が強まったということを示唆している。

さらに、輸送インフラと同じように産業間の効果の差異を考慮し、産業別に(18)式を計測した結果を表10に示す。ここからは、情報通信基盤についても1～5%水準で有意な効果が認められる産業があり、そこでは情報通信ストックの効果が認められる。その一方で、この効果は産業毎にかなり異なっているということも明らかとなった。すなわち、推定された弾力性は有意に0と異なるものから1.142と大きくばらつき、5%水準以

表10 産業別方程式の同時推定による情報通信社会資本の効果の推定

推定方法：SUR

被説明変数：GTFP，計測期間：1962-93年，標本数：32

産業分類	鉱業	製造業	建設業	卸・小売業
定数項	-0.0898 [†] (-1.956)	-0.0192 (-1.330)	-0.0178 (-0.797)	0.00860 (0.362)
GI	0.515 (0.624)	0.483** (3.197)	0.145 (0.608)	-0.449 (-1.178)
GH	0.706* (2.102)	0.281** (8.173)	0.0994 (0.753)	-0.0689 (-1.463)
(GKtelecom - GI) Rem	37.699** (2.657)	17.224** (3.611)	13.064 [†] (1.795)	13.415* (2.147)
R^2	0.292	0.575	0.124	0.110
DW	2.116	2.176	1.352	1.455
s	0.0871	0.0300	0.0476	0.0454
社会資本に関する弾力性	1.142	0.522	0.396	0.406

産業分類	金融・保険	不動産業	電気ガス水道	運輸・通信
定数項	0.0102 (0.610)	-0.0215 (-0.557)	0.0261** (3.565)	-0.0102 (-0.500)
GI	-0.0649 (-0.198)	0.358 (0.769)	-0.775** (-13.068)	-0.288 (-1.015)
GH	0.192* (2.000)	-0.174 (-0.653)	0.00136 (0.0205)	-0.147 (-1.265)
(GKtelecom - GI) Rem	7.795 (1.142)	21.454 [†] (1.685)	4.849 (1.523)	18.696** (3.245)
R^2	0.170	0.0960	0.889	0.303
DW	1.617	1.629	1.743	1.114
s	0.0346	0.0844	0.0179	0.0425
社会資本に関する弾力性	0.236	0.650	0.147	0.566

R^2 は決定係数。その他の記号の意味は表1を参照。弾力性は計測期間中の平均電気機械投資比率を0.0303として計算。

上の有意性を持ったものは8産業中4産業にとどまった。なお、製造業については表3、表6と同様、各変数とも良好な推定値が得られており、マクロデータから製造業へ対象を絞り込んだことによって情報通信基盤の生産性効果が明確に表れていることがわかる。

5 結論

社会資本の生産性効果に関する実証研究は従来から数多く行われているが、本稿における計測と考察の新たな貢献は、社会資本の利用度という概念を導入して、これが社会資本の効果に対して影響を及ぼしていることを明らかにしたこと、および変数間の同時的関係を考慮した計測を行うことによって推定値が持つ意味を改善したことの2点であると考えられる。

以上の実証分析の結果に基づいた本稿の結論は、以下の4点にまとめられる。

まず、2つのタイプの同時性バイアスについて考慮した場合、少なくとも道路資本ストックに関する限りは、反対の因果関係が存在することは事実だが、これはむしろ生産性上昇が社会資本成長を減速させるというものであり、正の生産性効果そのものははっきりと支持された。鉄道や港湾、空港を含む輸送社会資本全体についても、有意性が10%水準程度と高くない場合があるものの、同様な関係が認められた。一方、情報通信ストックについては、反対の因果関係の考慮によってその生産性効果が説明されてしまい、道路ストックの場合のような関係は見だしにくかった。

第2に、社会資本を利用するための民間の投資の水準を考慮した場合、これを考慮しない場合と比較して係数の推定値の有意性が高まることから、社会資本の効果に対してはその利用の程度が及ぼす影響が大であることがわかる。すなわち、道路や港湾の整備によって経済の供給側の改善が達成されるためには、インフラを利用する民間側にその利用を促進するような投資が伴っていることが重要であり、言い換えれば、社会資本整備と同様に民間側にもその利用の促進を図ることが求められる。

第3に、産業別に社会資本の効果を比較すると、単純なマクロデータの場合よりも弾力性が大きな特定の産業が存在し、一方でそのような有意な関係が認められにくい産業もある。すなわち社会資本といってもあまねく

全産業の生産性改善に貢献する訳ではなく、その効果はある程度偏っている。この効果のばらつきは輸送インフラよりも情報通信インフラにおいて顕著である。また、全体を一括したマクロデータによる推定と比較すると、これらの産業ではその有意性がいっそう高く、社会資本の有意な効果がはっきり認められた。その中でも製造業に注目すると、非製造業を含めたマクロデータによる各種推定方法による計測結果に比べて各種社会資本が有する効果が明確になった。これは、情報通信ストックの場合に典型的にみられる計測結果の曖昧さが、有意性が低い非製造業の存在に起因していることを示唆している。

第4に、特に情報通信に注目して検討すると、戦後一貫してマクロ的な生産性改善に寄与していたわけではないものの、70年代以降には生産性との関係が強まったことがわかる。これは経済成長における情報通信基盤の意味づけが時代とともに変化していることを示していると言えるかもしれない。

注 釈

- 1) Hirschman [1958], pp. 83-84.
- 2) 伝統的な見方では、道路・街路、都市公園、港湾、鉄道、下水道など、国民や地域住民が共通に使用する生産活動や生活のための資本、および国公立学校、国公立病院・保健所、防衛関係施設、官庁施設、治山・治水・海岸整備などの国土保全施設がこれに該当するとされる。野口[1994]、p.224。
- 3) Munnell[1992], p.191.
- 4) このような、社会資本の効果における民間側の投入を伴うサービス産出に着目する考え方は、Fernald[1999]において強調されている。
- 5) もちろんこうした産業にとっても、道路網の整備によって経済全体の効率化がもたらされる結果、輸送・運搬に要する費用の低下、在庫管理に要する費用の低下、その他様々な取引についての取引費用の低下などといった、社会的基盤としての効果は存在する。あくまでも自身の活動に対しての直接的、一次的効果が小さいという意味である。
- 6) 図1，図2および後述の計測においては、全要素生産性のデータについては社会経済生産性本部生産性研究所編[1998]、社会資本ストックについては経済企画庁総合計画局編[1998]による推計値を用いた。
- 7) Ford and Poret[1991], p. 68.
- 8) Sturm and de Haan[1995], pp. 63-64.
- 9) 他の参考文献との間での表記の統一を図るため、本稿におけるこれらの変数名の表記は、Sturm and de Haan[1995]自身のものとは異なる。
- 10) Sturm and de Haan[1995], p. 61.
- 11) 以下の変形およびモデルの導出は、Aschauer[1989], pp. 180-181の方法を適用したものに相当する。
- 12) Fernald[1999], p. 621.
- 13) Fernald[1999], pp. 621-622.
- 14) Fernald[1999], pp. 622-623.
- 15) Fernald[1999], p. 626.
- 16) Sturm[1998], pp. 135-137.
- 17) 農林水産業は所定外労働時間指数が利用できないため除いた。
- 18) 実際に各種社会資本の変化の様子を観察すると、相互に高い相関関係が認められるため、社会資本を細分化した場合に複数の指標を同時に用いて計測を行うと多重共線性が発生し、推定値が不安定になる。
- 19) ただし、計測結果は示さなかったが、Sturm and de Haan[1995]の方法に代えて、Ford and Poret[1991]が採用したモデルであるGKからGIを差し引かない変数を用いた場合には、係数は有意に近くなる。
- 20) Aschauer[1989], p. 188, Sturm and de Haan[1995], p. 63.

- 21) Fernald[1999], pp. 621-622.

参考文献

- Aschauer, David A. [1989], "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, pp. 177-200.
- Fernald, John G. [1999], "Roads to Prosperity? Assessing the Link Between Public Capital and Productivity," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, pp. 619-638.
- Ford, Robert and Pierre Poret [1991], "Infrastructure and Private-sector Productivity," *Economic Studies*, No. 17, pp. 63-89.
- Hirschman, Albert O. [1958], *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press. (小島清監修、麻田四郎訳『経済発展の戦略』、巖松堂出版。)
- 経済企画庁総合計画局編[1998]、『日本の社会資本 21世紀へのストック』、東洋経済新報社。
- Munnell, Alicia H. [1992], "Infrastructure Investment and Economic Growth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.6, No.4, pp.189-198.
- 野口悠紀雄[1994]、「社会資本整備の今後の方向性」、宇沢弘文、茂木愛一郎編『社会的共通資本 コモンズと都市』、東京大学出版会。
- 社会経済生産性本部生産性研究所編[1998]、『生産性の産業別比較』、社会経済生産性本部。
- Solow, Robert M. [1957], "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, pp. 312-320.
- Sturm, Jan E. and Jakob de Haan[1995], "Is Public Expenditure Really Productive? New Evidence for the USA and the Netherlands," *Economic Modelling*, Vol. 12, No. 1, pp. 60-72.
- Sturm, Jan E. [1998], *Public Capital Expenditure in OECD Countries*, Edward Elgar Publishing.
- 拙稿[1994]、「社会資本としての技術的基盤のマクロ経済的分析」、『富士論叢』第39巻第2号、富士短期大学学術研究会、pp.1-33。