

社会資本の生産性効果に非線形性はあるか？

塩路悦朗

この論文の目的は社会資本が一人あたり生産に与える影響に重要な非線形性があるかどうかをチェックすることである。そのために、社会資本を含んだ所得収束の式を日本の都道府県のパネル・データを用いて推定する。この式の右辺には、通常含まれる一次の項、つまりラグつきの一人あたり生産及びラグつきの一人あたり社会資本（ともに対数値）だけでなく、非線形の項が含まれる。後者の係数が有意になるかどうかによって、データに非線形性があるかどうかを検討する。分析の結果、実際に重要な非線形性があることが確認された。特に、もともと定常状態に比べ貧しかった経済が、一人あたりの生産や社会資本が増加して経済が豊かになり定常状態に近づくにつれて、定常状態に収束するスピードが落ちてくる、という傾向が観察された。

1. はじめに

この論文の目的は社会資本が一人あたり生産に与える影響に重要な非線形性があるかどうかをチェックすることである¹⁾。私はShioji (1999a, b) や塩路 (2000) といった論文において、所得収束アプローチを用いて、日本の社会資本が一人あたり生産の定常値に与える影響を推定した。具体的には、都道府県別の過去数十年（5年おき）の県内総生産及び社会資本のデータに動学的なパネル・データ・モデルの分析手法を応用した。そして、一人あたり県内総生産が定常値に収束して行くスピードと、その定常値に対して一人あたり社会資本が与える影響とを推定した。その結果、社会資本は生産に有意に正の影響を及ぼすことが示された。しかし、これらの論文には一つの限界があった。それは、推定式の形が対数線形型にはじめから先験的に特定されてしまっていたことである。つまり、一人あたり生産の対数値を左辺においた式において、右辺には一人あたり社会資本の対数値が一次式の形で入る、ということが仮定されていた。しかし、この仮定は必ずしも一般性を持ったものではない。社会資本の生産性効果には非線形性が存在するかもしれない。例えば、社会資本はその量のごく少ないときには大きな生産性効果を発揮するが、あまりに大量にあるとこれ以上社会資本が増えてもあまり生産性効果を発揮しない、というような状況が存在するかもしれない²⁾。あるい

¹⁾ 本論文のモチベーションのひとつは、第1回TCER-CIRJE（日本経済国際共同センター）共催 マクロコンファレンス（1999年9月）において筆者がShioji (1999b) を発表したときに討論者であった福田慎一氏（東京大学）から寄せられた数々の有益なコメントである。ここに同氏に感謝したい。

²⁾ ただしこのことは、いわゆる社会資本の「限界生産性逓減」という概念とは区別される必要がある。対数線形型のモデルの場合も、その背後には、暗黙裏に、たとえば一次同次のコブ・ダグラス型のような生産関数が仮定されているのが普通である。この生産関数においても社会資本の限界生産性は逓減しうる。したがってモデルが対数線形であっても、社会資本の限界生産性逓減が成り立っている可能性は充分あるのである。

は、社会資本はまだ経済が貧しいときには大きな生産性効果を発揮するが、経済が豊かになると効果を失う、というような、社会資本と生産のクロス効果も存在するかもしれない。このような効果の有無を検討することにより、たとえば、「どのような地域に社会資本をより重点的に配分すべきか」といった論議に資することが期待される。また、「経済が豊かになるに連れて社会資本は役割を失っていくのか」といった論議にも一石を投じることが期待される。本論文では、前出の論文のアプローチを拡張することで、これらのような非線形性が存在するかどうかを実証的に検討する。

2. 推定方法

推定方法を説明するため、前出の諸論文で提示された、次の線形の式を考えよう。

$$Y_{it} = a \cdot Y_{it-5} + b \cdot PUB_{it-5} + c_i + d_t + e_{it} \dots\dots\dots (1)$$

上の式(1)で、 i は都道府県を、 t は年を表す下付き文字である。 i は1からNまでの値をとり、 t は $t_0+5, t_0+10, \dots, t_0+5 \cdot T$ の値をとるとしよう。ここで5年おきのデータを用いているのは、あとで述べる社会資本のデータが5年おきに存在するからである。一方、 Y は一人当たり生産(対数表示)を、 PUB は一人あたり社会資本(やはり対数表示)を示している。 a は係数であり、 Y が「条件つき収束」の性質を持つ時には0と1の間の値をとる。その場合、この係数の値が1に近いほど、 Y が定常状態にゆっくり収束することになる。一方、 b は PUB が5年後の Y に与える影響の大きさを表す係数である。 c_i, d_t は固定効果を表す項である。前者は都道府県固有の定数項であり、 Y の定常値に影響を与える要素のうち PUB を除いたすべてのものの影響をまとめて表すものである。後者はある年固有の定数項であり、全国共通のトレンドや景気循環の影響などを表す。

上の式(1)は都道府県固有のダミー変数と年固有のダミー変数を入れて最小二乗法によって推定することもできる。しかし、実際には、(同じことだが)次の方法がしばしば用いられる。まず t ごとに式(1)の両辺の全ての都道府県についての平均をとり、もとの式からこの平均の式を辺辺差し引く。これによって

$$\tilde{Y}_{it} = a \cdot \tilde{Y}_{it-5} + b \cdot \tilde{PUB}_{it-5} + c_i + \tilde{e}_{it} \dots\dots\dots (2)$$

を得る。ただし、各変数の上のティルダ(\sim)は一期間内の都道府県間平均からの乖離を示す。たとえば、

$\tilde{Y}_{it} \equiv Y_{it} - \frac{1}{N} \cdot \sum_i Y_{it}$ である。次に、式(2)の各都道府県内の期間間平均をとり、式(2)からこの平均の式を辺辺差し引く。これによって

$$\hat{Y}_{it} = a \cdot \hat{Y}_{it-5} + b \cdot \hat{PUB}_{it-5} + \hat{e}_{it} \dots\dots\dots (3)$$

を得る。ただし、各変数の上のハット($\hat{\quad}$)は都道府県内平均からの乖離を示す。たとえば、

$\hat{Y}_{it} \equiv \tilde{Y}_{it} - \frac{1}{T} \cdot \sum_t \tilde{Y}_{it}$ である。前出論文では研究の一環として式(3)を最小二乗法で推定した³⁾。

3. データ

データは沖縄県をのぞく46都道府県について、1955、60、65、70、75、80、85、90、95の各年をカバーしたものである。沖縄県を除いたのは1970年代以前のデータが一部利用可能でなかったためである。また、推定の際には、右辺にラグつきの変数が入っているため、左辺で実際に使われるデータは1960年以降のものである。よって $N=46$ 、 $T=8$ で、総サンプル数は $N \times T=368$ である。一人あたり生産の指標は名目県内総生産を県内就業者数で割って求められる⁴⁾。県内総生産データの出所は1955-1974年が経済企画庁『長期週及推計 県民経済計算報告 昭和30年～昭和49年』(1991年刊)、1975-1995年が同『県民経済計算年報平成10年版』である(単位百万円)。県内就業者データの出所は1955-1974年が土居(1998)(推計値)、1975-1995年については県内総生産と同じである(単位人)。一方、社会資本のデータとしては、経済企画庁『日本の社会資本：21世紀への資本ストック』(1998)より、表3-11「都道府県別主要部門別社会資本ストック額」(p.183-p.197)を用いる。ここには全都道府県の1955年から5年間隔で1990年までと、1993年のデータが部門別に掲げられている。ここでは14部門の総計を用いる(単位百万円)。これを前出の県内就業者数で割ることで一人あたり社会資本が求まる。

4. 推定結果 (1)

まず、後の結果と比較するために、上の式(3)の線形モデルを推定してみた。ただし、都道府県間では産業構造がかなり異なり、したがって産業固有のショックが一人当たり生産の動向に大きな影響を与えている可能性がある。このことを考慮するため、Shioji(1999b)で開発した、農業部門ショックと工業部門ショックの影響をそれぞれ表す2変数を右辺に付け加える。これらの変数の係数はいちいち報告しないがいずれも常に正で有意となっており、部門間ショックが確かに強い影響を持っていることが分かる。さて、この線形モデルの推定結果を表すのが表1の1列目である。ラグつき Y の係数は有意に正である。しかもこの係数の標準誤差は0.036なので、この係数の推定値は有意に1より小さい。よって確かに条件つき収束の傾向があることがわかる。次に、ラグつき PUB の係数も期待通り正で有意である。

次に、 PUB の影響に非線形性があるかどうかを最も簡単にチェックする方法として、 PUB の2次の項および PUB と Y の交差項を右辺に含めてみる。新たな推定式は、

³⁾ このような動学的パネル・データ・モデルの問題点は、最小二乗法を用いるとラグ付き内生変数の係数が過小に推定されてしまうことである(Nickell(1981))。このバイアスを修正するためには、例えば、Shioji(1999 a)が用いたKiviet(1995)の「修正LSDV」を使わなくてはならない。ただし、Kivietのモンテ・カルロ実験の結果は、外生変数の係数(上の式の場合にはb)に関してはあまりバイアスが発生しないことを示している。本論文での興味は主に外生変数の諸係数にあるので、最小二乗法を用いることにする。

⁴⁾ 都道府県間の物価水準比が一定である限りにおいて、第2節に述べた操作でインフレの影響は取り除かれる。

表1 推定結果(1) (左辺 = \hat{Y}_{it})

	式(3)	式(4)	式(5)
\hat{Y}_{it-5}	0.676 (18.784)	0.629 (17.701)	0.597 (15.243)
$P\hat{U}B_{it-5}$	0.121 (4.039)	0.044 (1.387)	0.075 (2.099)
$S\hat{Q}Y_{it-5}$			-0.043 (-1.833)
$SQ\hat{P}UB_{it-5}$		0.071 (4.784)	0.011 (0.324)
$CR\hat{O}SS_{it-5}$		-0.132 (-6.283)	-0.034 (-0.600)
R^2	0.633	0.672	0.675

注：サンプル数368。手法はOLS，カッコ内はt値。

$$\hat{Y}_{it} = a \cdot \hat{Y}_{it-5} + b_1 \cdot P\hat{U}B_{it-5} + b_2 \cdot SQ\hat{P}UB_{it-5} + f \cdot CR\hat{O}SS_{it-5} + \hat{\varepsilon}_{it} \dots \dots \dots (4)$$

ただし $SQ\hat{P}UB_{it} \equiv PUB_{it}^2$, $CR\hat{O}SS_{it} \equiv PUB_{it} \cdot Y_{it}$

と書ける(ただし部門間ショック変数は省略して書いている)。この式の推定結果は表1の2列目に示されている。まず注目されるのは、 PUB の2次の項、交差項ともに係数が有意になっていることである。ここから PUB の生産性効果には重要な非線形性があることが伺える。もう少し具体的に見ていくと、まず、 PUB の1次の項は正だが有意性は失われ、2次の項の係数は有意に正である。後者の結果は、すでに PUB が大きい地域ほど追加的な社会資本の効果は大きいことを意味する。これはやや意外な結果である。一方、 PUB と Y の交差項の係数は負で有意である。これは一人あたり生産の大きな都道府県ほど追加的な社会資本の生産力効果が小さいことを意味し、また、経済が成長するにつれて、追加的な社会資本の生産力効果が低まっていくことを意味している。したがって生産力を増進する手段としての社会資本は豊かな社会においては重要性が低くなることになる。

さて、式(4)においてはの PUB の影響のみに非線形性があると仮定されていた。しかし、もし PUB に関して非線形性の可能性を考慮するのだったら、もう一つの説明変数であるラグつきの Y に関しても同じ可能性を考慮しない理由はないであろう。そこで、上の式にラグつきの Y の2次の項を追加する。新たな推定式は

$$\hat{Y}_{it} = a_1 \cdot \hat{Y}_{it-5} + b_1 \cdot P\hat{U}B_{it-5} + a_2 \cdot S\hat{Q}Y_{it-5} + b_2 \cdot SQ\hat{P}UB_{it-5} + f \cdot CR\hat{O}SS_{it-5} + \hat{\varepsilon}_{it} \dots \dots (5)$$

ただし $SQY_{it} \equiv Y_{it}^2$

である(ただし部門間ショック変数は省略して書いている)。この式の推定結果は表1の3列目に示されている。まず、新たに加わった Y の2次の項の係数は負だが5%有意水準で有意ではない(10%水準では有意)。しかしこの変数を含めると他の結果が大幅に変わることが注目される。まず PUB の1次の項は有意性を回復する。問題は PUB の2次の項と交差項が完全に有意性を失ってしまうことである。ここから得られる結論は、ラグつき Y の影響には弱い非線形性があるかもしれないが、 PUB の非線形性は事実上無視できる、というものであり、先ほどの結論とはまったく異なったものになってしまう。

5. 推定結果 (2)

式(5)の推定結果より、社会資本の生産力効果に非線形性はない、と結論づけてしまってよいのだろうか。ここで注目したいのは、表1の式(5)の結果を式(3)の結果と比べると、説明変数3つが加わることで決定係数はそれなりに上がっているにもかかわらず、その3つうちのどれもが個別には有意となっていないことである。また、式(5)の結果を式(4)と比べると、 SQY が右辺に加わることで決定係数はほとんど上がっていない。これらのことは SQY 、 $SQPUB$ 、 $CROSS$ の間で多重共線性の問題が発生していることを示唆する。この可能性を追求するため、まずこれら3変数の間の相関係数を算出してみた。その結果、 $\hat{S}QY_{it-5}$ との相関係数は $\hat{S}QPUB_{it-5}$ が -0.1827 、 $\hat{C}ROSS_{it-5}$ が 0.6072 であることがわかった。これらの値は問題となるほど大きくはないように思われる。それでも、 $SQPUB$ と $CROSS$ の何らかの一次結合が SQY と高い相関を持っている可能性が残されている。この可能性を検討するため、上記3変数に対し主成分分析を行った。各変数を分散が1になるよう基準化した上でベクトル化し、これを横に結合して得られる行列を $X(N \cdot T \times 3)$ と呼ぼう。ここから行列 $X'X$ を求めその固有値を調べたところ大きい順に次の通りであった。

$$\lambda_1 = 1.801, \quad \lambda_2 = 1.182, \quad \lambda_3 = 0.017.$$

第3の固有値が極端に小さくなっている。このことは上記3変数の間に実は事実上2つしか変動の源がないことを示しており、多重共線性が発生しているという仮説を裏付けている。各固有値に対応する固有ベクトルから主成分を形成すると以下の通りとなる。

$$PRIN1 = 0.449 \cdot \overline{SQY}_{it-5} + 0.497 \cdot \overline{SQPUB}_{it-5} + 0.742 \cdot \overline{CROSS}_{it-5}$$

$$PRIN2 = -0.731 \cdot \overline{SQY}_{it-5} + 0.682 \cdot \overline{SQPUB}_{it-5} - 0.014 \cdot \overline{CROSS}_{it-5}$$

$$PRIN3 = -0.513 \cdot \overline{SQY}_{it-5} - 0.536 \cdot \overline{SQPUB}_{it-5} + 0.670 \cdot \overline{CROSS}_{it-5}$$

ただし、上付きのバー(—)は、ハット(^)つきの変数が分散が1になるように基準化されたものであることを示す。これらの主成分の意味を経済学的に解釈するのは容易ではないが、 $PRIN1$ には全ての変数が正のウェイトで入っていることから、これは経済の豊かさ(一人あたりの所得ないしは社会資本ではかった)の進行度を表すものと考えられる。 $PRIN2$ には SQY と $SQPUB$ がほぼ同じウェイ

トで、反対の符号で入っており、*CROSS*のウェイトはほとんどゼロである。よってこれは所得と比べて社会資本がどのくらいの進行度で蓄積しているかを表すものと解釈できる。

もし式(5)の推定が多重共線性に蝕まれているとしたら、その結果を用いて結論を下すのは適当ではないであろう。この問題を回避するために、ここでは上の主成分分析の結果を応用して、問題となっている3変数の代わりに3つの主成分を説明変数とすることを考える。すなわち、次のような式を推定する。

$$\hat{Y}_{it} = a \cdot \hat{Y}_{it-5} + b \cdot P\hat{U}B_{it-5} + g_1 \cdot PRIN1 + g_2 \cdot PRIN2 + g_3 \cdot PRIN3 + \hat{\epsilon}_{it} \quad \dots\dots\dots (6)$$

結果は表2に示されている。最も重要なのは、3つの主成分のうち、大きな固有値に対応する最初の2つがいずれも有意となっていることである。しかも*PRIN1*, *PRIN2*のいずれにおいても*PUB*の2次の項は大きなウェイトを与えられており、*PRIN1*については*PUB*と*Y*の交差項も大きなウェイトを与えられている。ここから、社会資本の生産力効果にはやはり無視できない非線形性がある、という結論を得ることができるのである。個別の係数を見ると、まず*PRIN1*の係数は有意に負である。これは、もともと定常状態に比べ貧しかった経済が、一人あたりの生産や社会資本が増加して経済が豊かになり定常状態に近づくにつれて、定常状態に収束するスピードが落ちてくることを意味している。いっぽう、*PRIN2*の係数は有意に正であり、豊かさの進行度を一定として、豊かさの中身が所得よりも社会資本に偏っている方が成長が早くなる、という関係を表している。

表2 推定結果(2) (左辺 = \hat{Y}_{it})

	式(6)
\hat{Y}_{it-5}	0.597 (15.243)
$P\hat{U}B_{it-5}$	0.075 (2.099)
<i>PRIN1</i>	-0.275 (-6.434)
<i>PRIN2</i>	0.356 (4.907)
<i>PRIN3</i>	0.049 (0.112)

注：サンプル数368。手法はOLS、カッコ内はt値。

6. 結論

本論文では、条件つき収束のアプローチを用いて、社会資本の生産力効果に重要な非線形性があることを示した。最後に強調しておきたいのは、本研究はあくまで社会資本の生産力効果に焦点を

当てるものであって、社会資本に期待されている役割はそれよりずっと広いものだということである。たとえば、仮に経済が豊かになるにつれて生産力を向上させるものとしての社会資本の役割が減少するのだとしても、生活のアメニティーを向上させるものとしての社会資本の役割はかえって増大するかもしれない。この点は昨今の政策論議でつとに指摘されている点である。より多角的な社会資本の役割の検討は今後の研究の重要課題である。

(横浜国立大学経済学部助教授)

参考文献

- 土居丈朗, 「日本の社会資本に関するパネル分析」『国民経済』(国民経済研究協会) 161, 1998年, pp. 27-52.
- Kiviet, Jan F., “On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 68, 1995, pp. 53-78.
- Nickell, Stephen, “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects,” *Econometrica*, 49(6), 1981, pp. 1417-1426.
- Shioji, Etsuro, “Convergence in Output per Capita and Public Capital in Japan: Evidence from the Corrected LSDV Method,” 『エコノミア』49巻, 3・4号, 1999年, pp. 33-48. (a)
- Shioji, Etsuro, “Public Capital and Regional Output Dynamics: A US-Japan Comparison,” Yokohama National University Discussion Paper, 99F-2, 1999. (b)
- 塩路悦朗, 「日本の地域所得の収束と社会資本」吉川洋・大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会, 2000年.