

集積と生産性*

——安定成長期以降の都道府県の生産性に関する実証分析——

小藤弘樹

1 はじめに

近年、前面に出てきている「東京大都市圏の規模が過大か否か」の議論からは多くの学ぶべきことがある。とくに東京大都市圏の注目すべき成長からだけでなく、混雑現象などの過密問題からも教訓を得ようとしているならばなおさらである。

経済活動の集積が地域経済の成長の重要な原動力であるという認識がコンセンサスになりつつある一方で、過度な集積が極めて有害なものとなり得ることも認識されている。そのなかでも社会資本サービス市場における混雑現象問題などが様々な分野で繰り返し議論されてきていることをふまえれば、公共投資政策のあり方に議論が及ぶことは自然なことである。

社会資本が地域レベルで生産活動に貢献してきたという実証的検証は数多くあるが、それらすべてが上述したような地域の抱える問題を適切に表現しているとはいいがたい。第1に、多くの社会資本の生産力効果を測定する研究では社会資本を「集合財」として定義する。しかし、「過剰利用の問題」(the over-utilization problem)などの議論でみられるように、社会資本サービス市場にお

* 本稿は、1998年12月に開催された応用地域学会での報告論文を翻訳、加筆修正したものである。学会報告では、奥村誠助教授（広島大学）をはじめ多くの方々から貴重なコメントを頂いた。また、本稿の作成において、同志社大学の徳岡一幸教授、八木匡助教授をはじめ同大学のセミナーの参加者から有益なコメントを頂いた。伊多波良雄教授（同志社大学）には貴重なデータを提供して頂いた。ここに記して、感謝する。

ける混雑現象は決して新しい現象ではない。第2に、集積効果を考慮せずに、地域レベルで社会資本の生産力効果を測定していることが多い。Jacobs [1969] が「大都市における交流と多様性のダイナミックな優位」(the dynamic advantage of diversity and communication of large cities) を提言した後、数多くの実証的証拠が示されてきたにもかかわらずである¹⁾。したがって、地域レベルで社会資本の生産力効果を測定する場合、これらの点に注意する必要がある²⁾。

本稿では、集積の効果を社会資本サービス市場と関連づけて推定し、都道府県レベルでみた生産性の経時的推移について考察する。なお、推定期間は東京一極集中構造が進展してきた1975年以降である³⁾。本稿は、次のように構成される。第2節で推定モデルとデータについて説明した後、第3節で推定結果について述べる。第4節は結論である。

2 モデルとデータ

2.1 モデル

本節では、集積と社会資本サービス市場の相互作用を考慮した地域の生産性に関する実証モデルを構築する。本稿の主たる関心がマクロ的観点からみた地域生産性にあるため、労働同様に社会資本の利用目的については問わない。

社会資本の最も重要な機能のひとつは、Meade [1952] が指摘した生産「環境」の創出である。生産環境の整備は地域成長、とくにその初期段階において不可欠であり、戦後のわが国の公共投資政策は資本集約的産業を地方へ引き寄

1) 初期の研究では、Sveikauskas [1975], Segal [1976], Moomaw [1981] などがある。1980年代には、Nakamura [1985] や Henderson [1986] らが、より精緻化したモデルを用いた産業レベルでの推計を試みている。最近の研究例としては、Moomaw [1998] などがある。

2) 集積の不経済に関する実証分析も、Kelley [1977] や Yezer and Goldfarb [1978] らの研究をはじめいくつかある。ただし、そこでは集積が交通混雑や生活環境の破壊などを通じて都市での生活費用を増加させることを前提としており、集積の不経済による社会資本の生産力効果の低下はほとんど論じられていない。

3) 第2次世界大戦後の日本における地域構造の変化については、Fujita and Tabuchi [1997] を参照。

せる目的をもつものであった⁴⁾。そこで本稿では、大河原 [1996] に従い、民間資本サービス K 、労働 L および社会資本サービス θ を利用して、 Q 単位の生産活動を行う各県の生産関数を次式で定義する。

$$Q = AK^{c+\theta}L^{1-c} \quad 0 \leq c \leq 1 \quad (1)$$

この生産関数のもとでは、社会資本は生産環境の整備を通じて民間資本の生産性を高める外部効果をもつ。また集積の経済は、県人口を P で表すとき、ヒックス中立的生産性 A を

$$\ln A = a + b \ln P \quad (2)$$

と定義することで表現できる⁵⁾。 $b > 0$ ならば、集積の経済が存在する。

ところで、集合財で定義できる社会資本はきわめて限定されるという主張がある⁶⁾。この定義に従うであろう治山治水目的の社会資本ストックは全体の 8-10% であり、大部分の社会資本の生産力効果はその供給量 V と利用量 X に依存すると考えられる⁷⁾。たとえば道路の場合、所与の交通量のもとでの道路整備は交通混雑の緩和により道路利用効率を高めるが、所与の道路整備のもとでの交通量の増加はその利用効率を低下させるであろう。そこで本稿では、社会資本の生産力効果の核心が社会資本ストックの規模よりも、むしろその利用効率にあることに着目し、

$$\theta = d \ln V + e \ln X \quad (3)$$

と定式化する。したがって推定では、 $d > 0$ と $e < 0$ が期待される。

以上の定式化のもとで労働生産性 q は、(1)式に(2)式と(3)式を代入して簡単な計算を行うことによって与えられる。

4) 浅子ほか [1994] は、1975-1988年のクロスセクション・データを用いて、日本の社会資本が生産環境を創出したことを示している。ただし、社会資本の整備が産業立地に与える影響についてはまだ共通の認識はない。たとえば、深尾 [1996] は高度に整備されたインフラストラクチャーが日本の電機産業を引き寄せる効果をもつことを指摘しているが、Forkenbrock and Foster [1996] は混雑現象が生じている場合にのみ影響力をもつと指摘している。

5) この定式化は最適都市規模モデルにおいて、もっとも利用される方法のひとつである。詳細については、たとえば Sveikauskas [1975]、Henderson [1985, Ch. 1] を参照。

6) たとえば、宇沢 [1994] を参照。

7) 数値は、伊多波・斎藤 [1998] の社会資本ストック推計から算定している。

$$\ln q = a + b \ln P + c \ln k + d \ln V \ln K + e \ln X \ln K \quad (4)$$

ここで、 k は民間資本・労働比率である。さらに、この式から導かれる労働の限界生産性 MPL 、民間資本の限界生産性 MPK そして社会資本の限界生産性 MPV は次の通りである。

$$MPL = (1 - c) \frac{Q}{L} \quad (5a)$$

$$MPK = (c + d \ln V + e \ln P) \frac{Q}{K} \quad (5b)$$

$$MPV = d \ln K \frac{Q}{V} \quad (5c)$$

2.2 データ

『県民経済計算年報 平成10年度版』で全都道府県の1975年以降の就業者数、県内人口および県内総生産が公表されているが、実質県内総生産については一部公表されていない。そのため、やむを得ず県内総生産をGDPデフレーターで実質化する⁸⁾。

また都道府県レベルでの民間・社会資本ストックの継続的な推計はなされていない。したがって、本来ならばその推計作業から始める必要があるが、本稿では入手できた伊多波・斎藤 [1998] の推計データを用いることにする⁹⁾。その結果として、サンプルは、両氏の社会資本ストックの推計作業で欠如された沖縄県を除く46都道府県である。

ところで、社会資本ストックの大部分を占める交通インフラストラクチャーは各都道府県の面積に比例的である。そこで推定では、1平方キロメートルあたりの社会資本ストックを用いる。さらに、社会資本サービスの利用量は地域規模が拡大するにつれて増加すると考えられることから、県内人口を代理変数

8) 欠損データは、埼玉 (1975, 1976)、福島 (1979)、富山 (1979)、兵庫 (1979)、奈良 (1979)、新潟 (1984) そして岡山 (1984) である。

9) 推計方法については、伊多波・斎藤 [1998] を参照。

として利用する。

3 推定結果

表1は、クロスセクション分析を用いて(4)式を推定した結果である¹⁰⁾。自由度調整済み決定係数は0.70-0.86であり、符号条件もすべて一致している。ただし、1982年以降で推定量 b と e の信頼度が低下しており、集積の経済と不経済を表す(4)式の第2項と第5項の間に多重共線性の問題が生じている可能性がある。そこでリッジ回帰を用いてみたがあまり改善されず、同様の結論を得た¹¹⁾。さらにプールデータ(サンプル数は920)を用いたところ、

$$\begin{aligned} \ln q = & -2.789 + 0.241 \ln p + 0.521 \ln k + 0.009 \ln V \ln K \\ & (-21.579)(6.393) \quad (28.340) \quad (14.017) \\ & -0.015 \ln X \ln K \quad S.E.R. = 0.031 \\ & (-5.123) \quad \bar{R}^2 = 0.901 \end{aligned}$$

が得られ、ここでも集積の経済と不経済の存在が確認できる。なお、推定係数の下にある括弧内は t 値である。以上の推定結果から、推定量は不安定ではあるが、集積が生産性に外部経済と外部不経済を同時にもたらすことが示唆されよう。

1980年以降の推定量 b と e を経時的にみると、次の2つの特徴がある。第1に、両者の絶対値は正の相関関係にある。「集積の経済が弱まれば集積の不経済も弱まる」というこの関係は自然である。第2に、1980年代に趨勢的に小さくなりつつあったこれら絶対値が、1990年代に再び大きくなる傾向にある。この点に関しては、次のような背景が考えられる。

1970年代のケインズの政策と石油危機によって財政赤字に直面した政府は、1980年代初頭、緊縮財政政策と民間資金による経済成長という方針を採る。この方針は、1983-1992年の資本蓄積に大きな影響を与えた。この期間の民間資

10) 伊多波・斎藤 [1998] の推計作業で投資額を前年度ストック額に加算する方式をとっているため、推定作業では民間・社会資本ストックについてのみ1期のラグをとっている。

11) リッジ回帰の結果については、補論を参照。

表1 推定結果 (OLS 推定量)

Year	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>e</i>	SER	\bar{R}^2
1976	-8.332*** (-6.799)	0.487*** (3.041)	0.585*** (6.942)	0.005*** (4.101)	-0.015** (-2.650)	0.065	0.852
1977	-7.611*** (-6.666)	0.400** (2.680)	0.518*** (6.700)	0.004*** (4.048)	-0.012** (-2.255)	0.060	0.858
1978	-7.691*** (-6.164)	0.415** (2.543)	0.529*** (6.319)	0.004*** (3.454)	-0.012** (-2.148)	0.066	0.826
1979	-7.961*** (-5.860)	0.437** (2.461)	0.601*** (6.605)	0.004*** (3.092)	-0.013** (-2.078)	0.072	0.819
1980	-7.361*** (-6.283)	0.358** (2.332)	0.586*** (7.469)	0.004*** (3.796)	-0.010* (-1.960)	0.062	0.860
1981	-7.126*** (-5.969)	0.330** (2.115)	0.552*** (6.839)	0.005*** (4.148)	-0.009* (-1.794)	0.063	0.853
1982	-6.698*** (-5.299)	0.274 (1.665)	0.549*** (6.436)	0.005*** (3.912)	-0.008 (-1.411)	0.066	0.833
1983	-6.227*** (-4.528)	0.212 (1.184)	0.522*** (5.600)	0.004*** (3.517)	-0.006 (-0.951)	0.071	0.805
1984	-5.629*** (-3.844)	0.143 (0.753)	0.467*** (4.685)	0.004*** (2.832)	-0.003 (-0.503)	0.075	0.764
1985	-6.022*** (-3.683)	0.190 (0.901)	0.493*** (4.402)	0.004** (2.651)	-0.005 (-0.669)	0.083	0.727
1986	-5.529*** (-3.404)	0.118 (0.559)	0.497*** (4.552)	0.004** (2.429)	-0.002 (-0.331)	0.082	0.731
1987	-5.173*** (-3.171)	0.084 (0.398)	0.452*** (4.010)	0.004*** (2.770)	-0.002 (-0.213)	0.082	0.729
1988	-5.134*** (-2.929)	0.065 (0.291)	0.494*** (4.028)	0.004** (2.543)	-0.001 (-0.112)	0.088	0.721
1989	-4.979*** (-2.800)	0.053 (0.231)	0.476*** (3.764)	0.004** (2.479)	-0.001 (-0.070)	0.089	0.701
1990	-5.303*** (-3.163)	0.092 (0.431)	0.494*** (4.082)	0.004** (2.668)	-0.002 (-0.251)	0.085	0.721
1991	-5.264*** (-3.095)	0.072 (0.333)	0.546*** (4.437)	0.003** (2.103)	-0.001 (-0.123)	0.085	0.716
1992	-5.510*** (-3.803)	0.112 (0.607)	0.548*** (5.139)	0.003** (2.480)	-0.002 (-0.401)	0.072	0.761
1993	-5.607*** (-4.193)	0.133 (0.785)	0.548*** (5.478)	0.003** (2.366)	-0.003 (-0.581)	0.067	0.760
1994	-5.444*** (-4.288)	0.138 (0.857)	0.483*** (5.002)	0.003** (2.272)	-0.003 (-0.645)	0.064	0.740

注) *, **, *** はそれぞれ10, 5, 1%水準で有意であることを表す。括弧内はt値。

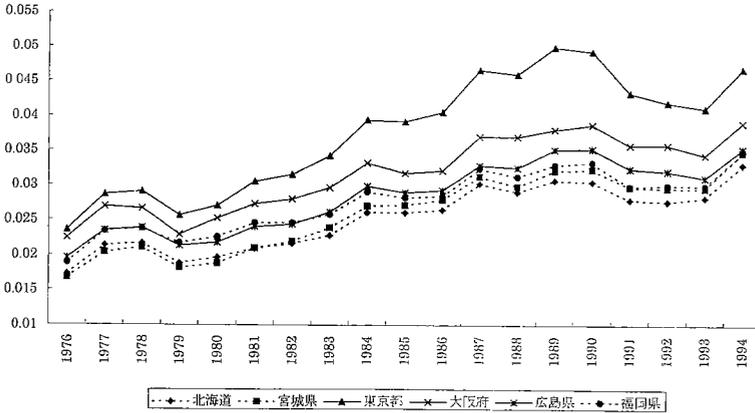


図1 労働の限界生産力

本の蓄積率7.1%は社会資本の蓄積率4.4%を大幅に上回っている。(推定期間の民間資本と社会資本の蓄積率はそれぞれ6.6%と5.2%)。この民間資本の多くが後述する都市部再開発と関連して大都市部で蓄積されたことおよび従来の社会資本整備が地方重点的であったことを考慮すると、民間資本が社会資本の不足を補完する役割を担った可能性がある。また1983年に始まった都市再開発は都市階層構造を再構築するとともに、日本だけでなく東アジアの中心機能を東京に集中させた。その結果、東京への巨大な投資は1983年と1986年に地価を急騰させ、都市部の居住者や零細企業を郊外へ移転させたのである。この現象は次第に日本全土へ広まり、人口で定式化した集積効果を弱めたと考えられる。ただし、これらの仮説の検定は今後の課題としておく。

最後に、各生産要素の限界生産性の推移について分析する。図1は主要6都道府県（北海道、宮城県、東京都、大阪府、広島県、福岡県）における労働の限界生産力の推移を描いている。そこでは、労働の限界生産力の趨勢的な上昇と都道府県間格差が東京都を含めると拡大しつつあることが確認できる。これらは、人的資本の局地的なスピルオーバー効果と各県で異なる産業構造が異なる労働の質を要求していることを反映していると考えられる。

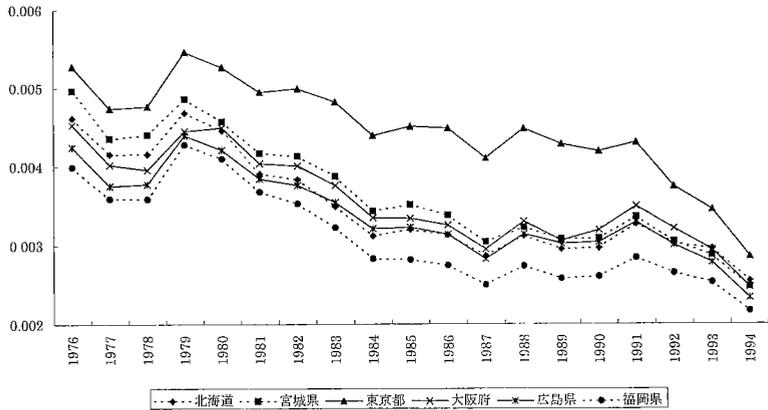


図2 民間資本の限界生産力

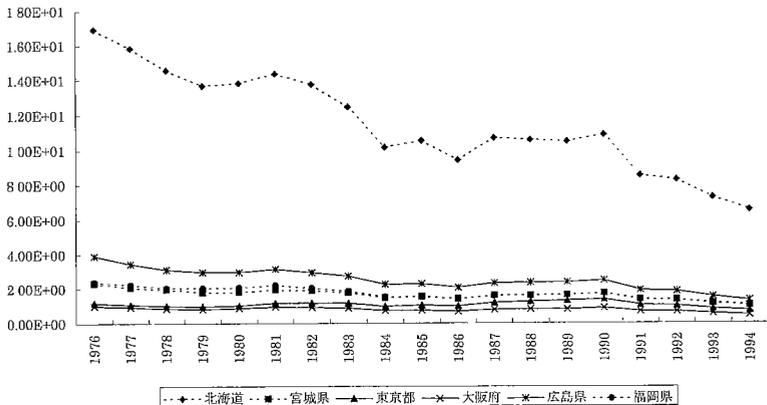


図3 単位面積あたり社会資本の限界生産力

図2と図3はそれぞれ民間資本と1平方キロメートルあたりの社会資本の限界生産力を描いているが、両資本ともに蓄積が進むにつれて趨勢的に低下している。ここでも、浅子ほか [1994] の研究が示したように、社会資本の限界生産力の低下率は民間資本のその低下率よりも小さい。また、これらの限界生産力における都道府県間格差が縮小しつつあることは、これら資本が適当に整備されてきたことを示唆しているとも考えられる。ただし都道府県単位で集計し

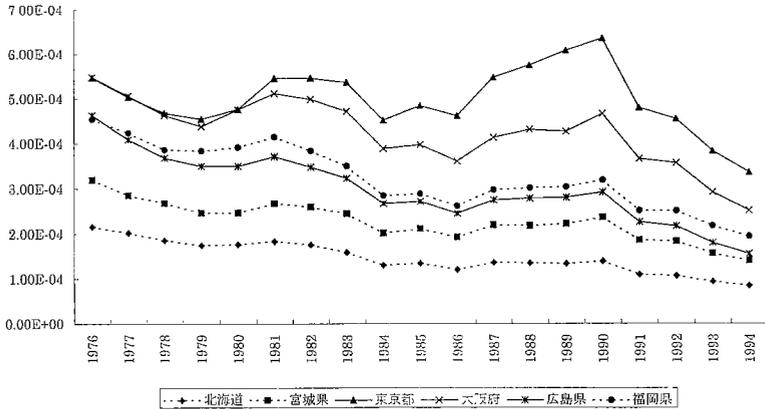


図4 県レベルで集計した社会資本の限界生産力

た社会資本ストックを用いて評価するとき、東京を除くとその限界生産性は収斂するが、東京の社会資本の限界生産力は依然として高く評価される。（図4）。

4 結 語

本稿では、集積効果を考慮して各県の生産性を推定してきた。従来の Jacobs-Kelley 流の研究では、集積の不経済を生活費用の増加で捉えられることを前提に、集積の生産力効果を測定している。そこで本稿では、社会資本の混雑現象に焦点を当てて、集積が生産性に与えるポジティブな効果とネガティブな効果の推定を試みたのである。

社会資本の整備は生産性を上昇させる効果をもつが、その最終的な効果は混雑などの集積の不経済を通じて縮小される。そして、1980年代に弱まりつつあった日本における集積効果は、1990年代にはいと再び強まりつつある。限界生産力の推移についてみると、労働に関しては上昇傾向にあるが、資本については低下傾向にあるという結論が得られた。さらにここでは、民間資本と単位面積あたり社会資本の限界生産力が主要6都道府県間で収斂傾向にあるのに対して、東京の労働の限界生産力は格差を拡大させつつあることが示された。

最後に、残された問題について述べておく。本稿ではデータの制約から都道府県レベルで議論してきたが、集積効果を議論する場合には大都市圏や産業構造を考慮した適当なレベルで議論する必要がある。また、社会資本には民間資本の生産性に貢献するものと労働の生産性に貢献するものがある。したがって、そうした機能面から社会資本を分類するとともに、空間的な利用範囲を考慮して社会資本ストックを推計する必要がある。第3に、集積と社会資本サービス市場間の相互作用を考慮して、社会資本の整備政策が厚生に与える影響を分析することも重要である。これらの点については、今後の研究課題とする。

補 論

生産関数の推定において社会資本サービスの利用量の代理変数として県内人口を用いた結果として、説明変数間で多重共線性の問題が生じていることが予想される。しかし、推定モデルの基礎である理論モデルの本質を保つことを考えるとき、多重共線性の可能性から直ちに説明変数を削除するべきではない。そこで、ここではリッジ回帰の適用を試みる。

リッジ回帰分析では多重共線性が生じていることを前提とする。説明変数行列、非説明変数行列および単位行列をそれぞれ X , y , I で表すとき、リッジ推定量 b_R は、

$$b_R = (X'X + CI)^{-1}X'y$$

で定義される。ここで、リッジパラメータ C は任意の正の定数である。リッジパラメータの選択については、修正されたマロースの C_p

$$C_p = \frac{SSE_R}{s^2} - n + \frac{2n}{n+C} + 2 \sum_{i=1}^k \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i + C} \right)$$

と GCV 最小化基準

$$GCV = \frac{SSE_R}{\left\{ n - n/(n+C) + \sum_{i=1}^k (\lambda_i/(\lambda_i + C)) \right\}^2}$$

表2 推定結果 (リッジ推定量)

Year	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>e</i>	SER	\bar{R}^2	<i>C</i>
1976	-8.185*** (-6.738)	0.468*** (2.947)	0.578*** (6.885)	0.005*** (4.072)	-0.014** (-2.554)	0.065	0.852	5.0E-05
1977	-7.477*** (-6.606)	0.383** (2.586)	0.512*** (6.645)	0.004*** (4.019)	-0.011** (-2.158)	0.060	0.858	5.0E-05
1978	-7.529*** (-6.098)	0.394** (2.439)	0.521*** (6.259)	0.004*** (3.421)	-0.011** (-2.042)	0.066	0.826	6.0E-05
1979	-7.763*** (-5.787)	0.412** (2.345)	0.591*** (6.541)	0.004*** (3.054)	-0.012* (-1.959)	0.072	0.819	7.0E-05
1980	-7.205*** (-6.215)	0.337** (2.223)	0.578*** (7.413)	0.004*** (3.761)	-0.010* (-1.849)	0.062	0.860	6.0E-05
1981	-6.949*** (-5.894)	0.307* (1.992)	0.544*** (6.775)	0.005*** (4.110)	-0.009 (-1.670)	0.063	0.853	7.0E-05
1982	-6.483*** (-5.212)	0.246 (1.520)	0.540*** (6.365)	0.005*** (3.869)	-0.007 (-1.265)	0.066	0.833	9.0E-05
1983	-5.959*** (-4.428)	0.177 (1.012)	0.510*** (5.520)	0.004*** (3.466)	-0.005 (-0.777)	0.071	0.805	1.2E-04
1984	-5.303*** (-3.731)	0.101 (0.548)	0.451*** (4.593)	0.004*** (2.772)	-0.002 (-0.295)	0.075	0.764	1.6E-04
1985	-5.628*** (-3.559)	0.140 (0.684)	0.474*** (4.301)	0.004** (2.586)	-0.003 (-0.448)	0.083	0.726	1.8E-04
1986	-5.110*** (-3.271)	0.064 (0.315)	0.478*** (4.452)	0.003** (2.353)	-0.001 (-0.083)	0.083	0.731	2.1E-04
1987	-4.719*** (-3.028)	0.026 (0.128)	0.431*** (3.900)	0.004** (2.695)	0.000 (-0.059)	0.082	0.728	2.4E-04
1988	-4.597*** (-2.771)	-0.003 (-0.014)	0.468*** (3.912)	0.004** (2.460)	0.001 (0.195)	0.088	0.721	2.9E-04
1989	-4.399*** (-2.631)	-0.021 (-0.097)	0.448*** (3.638)	0.004** (2.390)	0.002 (0.261)	0.089	0.700	3.3E-04
1990	-4.832*** (-3.018)	0.033 (0.160)	0.472*** (3.971)	0.004** (2.590)	0.000 (0.021)	0.085	0.720	2.5E-04
1991	-4.771*** (-2.945)	0.010 (0.050)	0.522*** (4.331)	0.003* (2.019)	0.001 (0.165)	0.085	0.716	2.55E-04
1992	-5.175*** (-3.684)	0.069 (0.390)	0.531*** (5.050)	0.003** (2.414)	-0.001 (-0.182)	0.072	0.760	1.6E-04
1993	-5.330*** (-4.087)	0.098 (0.595)	0.534*** (5.397)	0.003** (2.307)	-0.002 (-0.390)	0.067	0.760	1.3E-04
1994	-5.175*** (-4.180)	0.104 (0.664)	0.469* (4.912)	0.003** (2.211)	-0.002 (-0.451)	0.064	0.739	1.3E-04

注) *, **, *** はそれぞれ10, 5, 1%水準で有意であることを表す。括弧内は t 値。

を用いる。ただし、 n 、 SSE_R そして s^2 は、それぞれサンプル数、リッジ回帰における残差平方和および残差平方和の分散を表す。また、 λ が説明変数の相関行列の固有値であることに注意する必要がある。推定では、リッジパラメータを $1.0E-05$ ずつ動かすことによって、上記基準を満たす値を選択した。

表2は推定結果をまとめたものであり、最終列は選択されたリッジパラメータである¹²⁾。OLS推定量(表1)と比較すると、(1) a と e のリッジ推定量はOLS推定量よりも大きく、(2) b 、 c および d のリッジ推定量はより小さな値をとることが確認できる。その結果として、1987-1991年の b と e のリッジ推定量は期待される符号を得られなかったが、これらの推定量が0であるという帰無仮説を棄却できない。したがって、推定量の安定性を優先して推定モデルの理論的根拠に反するリッジ推定量を採択する理由に欠けるため、不安定ではあるが理論的に支持されるという観点からOLS推定量を採択できよう。

【参考文献】

- Fujita, M. and T. Tabuchi, "Regional Growth in Postwar Japan," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 27, 1997, pp. 643-670.
- Forkenbrock, D. J. and N. S. J. Foster, "Highways and Business Location Decision," *Economic Development Quarterly*, Vol. 10, 1996, pp. 239-248.
- Henderson, J. V., *ECONOMIC THEORY AND THE CITIES*, Academic Press, 1985.
- , "Efficiency of Resource Usage and City Size," *Journal of Urban Economics*, Vol. 19, 1986, pp. 47-70.
- Jacobs, J., *THE ECONOMY OF CITIES*, New York: Random House, 1969.
- Kelley, K. C., "Urban Disamenities and the Measure of Economic Welfare," *Journal of Urban Economics*, Vol. 4, 1977, pp. 379-388.
- Kofuji, H., "Agglomeration and Productivity: A Case Study of the Japanese Economy since 1975," *The 12th Annual Meeting of Applied Regional Science Conference*, 1998.

12) 1991年については、リッジパラメータを一意に選択できなかった。(C=2.5E-04, 2.6E-04)。そのため、この年についてのみ、リッジパラメータを $1.0E-06$ ずつ動かすこととした。

- Meade, J. E., "External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation," *Economic Journal*, Vol. 62, 1952, pp. 54-67.
- Moomaw, R. L., "Productivity and City Size: A Critique of the Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 96, 1981, pp. 675-688.
- , "Agglomeration Economies: Are They Exaggerated by Industrial Aggregation?" *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 28, 1998, pp. 199-211.
- Nakamura, R., "Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities," *Journal of Urban Economics*, Vol. 17, 1985, pp. 108-124.
- Segal, D., "Are There Returns to Scale in City Size?" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, 1976, pp. 339-350.
- Sveikauskas, L., "The Productivity of Cities," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 89, 1975, pp. 393-413.
- Yezer, A. M. J. and R. S. Goldfarb, "An Indirect Test of Efficient Size," *Journal of Urban Economics*, Vol. 5, 1978, pp. 46-65.
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典「社会資本の生産力効果と公共投資政策の厚生評価」『経済分析』, 135号, 1994.
- 経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報 平成10年度版』, 1998.
- 『県民経済計算年報 平成10年度版』, 1998.
- 深尾京司「海外か国内か 一わが国製造業の立地選択に関する実証分析」『経済研究』(一橋大学), 第47巻第1号, 1996, pp. 47-63.
- 伊多波良雄・斎藤秀則「社会資本ストックと民間資本ストックの推計」未定稿, 1998.
- 蓑谷千風彦『計量経済学の新しい展開』多賀出版, 1992.
- 大河原透「公共投資, 社会資本と地域経済」『ESP』, 5月号, 1996, pp. 32-35.
- 宇沢弘文「社会的共通資本の概念」『社会的共通資本 コモンズと都市』, 宇沢弘文・茂木愛一郎編, 東京大学出版会, 1994.