

第3章:地域別・分野別生産関数の推計

I. 既往研究と本研究における推計の特徴

社会資本の生産力効果についての研究には、日本全体で見たマクロベースの社会資本の生産力効果の大きさを測定し、ひいてはその最適水準を探るという方向性があるが、もうひとつの大きな視点として、投資分野や地域によって、社会資本ストックの生産力効果にどのような違いがあるかということがある。

以下では、地域別あるいは分野別の社会資本整備について研究した事例について、1. コブ=ダグラス型生産関数を用いた推計、2. その他の生産関数を用いた推計、に分けて紹介する。その後、それら研究の問題点について述べた後、本稿で行う推計の特徴について述べる。

1. コブ=ダグラス型生産関数を用いた推計

以下で紹介する各研究は、コブ=ダグラス型生産関数を用いたものである。コブ=ダグラス型生産関数は、生産要素に対する生産の弾力性が一定であることを仮定した関数であり、生産関数の推計の際にしばしば用いられ、推定するパラメーターの数が少なく、様々な便利な性質をもった汎用性のある推計手法である。

その一方で、コブ=ダグラス型生産関数は、関数型を先験的に制約しすぎてしまうという短所を持つ¹。特に、以下で紹介するようなミクロ的な企業の最適化行動を仮定した場合など、詳細な費用・生産の動きを分析するためには、(2)で紹介するように、コブ=ダグラス型以外の生産関数を用いる必要がある。

(1)平成9年度経済白書(経済企画庁)

平成9年度の年次経済報告においては、社会資本の生産力効果について都市部と地方部に分けて以下のように算出している。

$$\log(Y/K) = A + \alpha \log(E/K) + \beta \log G + TFP$$

Y：県内総支出， E：労働投入量（県内就業者数×総労働時間），

¹ 詳細は、本章第Ⅲ節で述べる。

K：民間資本ストック， G：政府社会資本ストック， TFP：全要素生産性

ただし、TFPは

$$e = \log Y - \gamma \log E - (1 - \gamma) \log(K + G)$$

で表される、eの三期移動平均である。（ γ ：雇用者所得/GDP）

表 1-3-1

ブロック	α	β	決定係数	D. W.
都市圏	0.8757 (16.59)	0.2013 (5.79)	0.991	1.07
地方圏	0.6506 (4.96)	0.1401 (1.45)	0.988	0.54

<推計期間 1975～93年度>

このように、日本において地域別の生産力効果を測定する場合には、「都市と地方の社会資本のバランス」に焦点をあてて解釈しようとする試みが多い。

経済白書における結果は、都市圏においては社会資本に対する生産の弾力性が民間資本に比べて大きく²、地方圏においては、 β に係るt値が十分でないものの、概ねその逆と言える。また、弾力性という観点からは、地方圏よりも都市圏における社会資本の方が生産性が高い。

ただし、①D.W.値が低い、②1次同次制約の外にある社会資本量の変化によって説明されるはずの効果の一部が、TFPによって説明されている可能性もある、などの点を指摘し得る。

(2)「東京は過大か—集積の経済と都市規模の経済分析—」(金本・大河原(1997))

この論文での直接的な目的は最適な都市規模に関するものであるが、経済の集積による効果を計測するために生産関数を用いた分析手法をとっているので、ここでは同様に検討する。

最初に、1985年におけるクロスセクションのデータをもとに、コブ=ダグラス型の生産関数を使った分析を行っているが、社会資本が生産量に対して有意に負の効果を持っているという推計結果を提示している。

² 民間資本に係る弾力性は、 $1 - \alpha$ で表される。

そこで、就業者の生産性は社会資本が存在することにより高まり、就業者が多ければ多いほど社会資本の生産性も高まるという状況を反映させるために、社会資本が非線形的に寄与している関数形

$$\ln(Y/N) = A_0 + a_1 \ln(K/N) + a_2 \ln N \ln G$$

(ただし、N：人口，K：民間資本，G：社会資本とする。)

を用いた推計を行っている。その結果、全都市や大都市で区分された都市で a_2 が有意に正の値をとっていて、これは社会資本の限界生産力の弾性値は、人口が多ければ多いほど大きいことが示されている。ただし人口の少ない都市単独での推定では a_2 について有意な結果が得られていない。

しかし、前述したコブ＝ダグラス型生産関数による計測では、社会資本の生産に与える効果がマイナスとなっている。コブ＝ダグラス型生産関数の場合のマイナスは、生産高の低い地域に対して公共事業が多く行われているという特徴を反映していると考えられ³、必ずしも社会資本それ自体の生産効果を表しているわけではないと予想されている。

本来は、このような生産関数による推定と、公共事業などの社会資本の地域への配分の方程式を連立させて推定することが将来的には必要であると考えられる。

(3)社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価(浅子他 (1994))

この研究では、

$$\ln Y_t = a_0 + \alpha \ln E_t + \beta \ln K_t + \gamma \ln G_t$$

というコブ＝ダグラス型生産関数に、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ という係数間制約を導入した、

$$\ln Y_t - \ln E_t = a_0 + \beta(\ln K_t - \ln E_t) + \gamma(\ln G_t - \ln E_t)$$

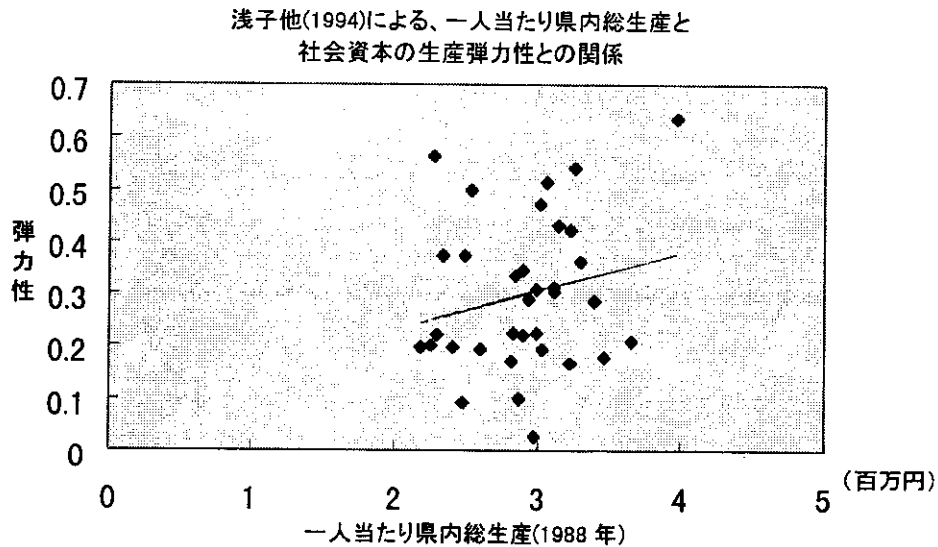
を都道府県別の生産関数の推計に用いている。これにより1975年から88年までの各県毎の社会資本の生産力に与える効果を見ると、各係数の中にはマイナスとなるものや、t値が十分でないものもあるものの、各地域で異なる生産弾力性が計測されている。

そのうち、発表されている結果の中から社会資本に係る係数がプラスであるものを

³ 金本・大河原(1997)34ページ参照。

拾い上げると、図 1-3- 1に見るように、生産弾力性と一人当たり県内総生産との有意な関係が検出されないことがわかる⁴。この結果は、社会資本の生産力効果を測定する場合、必ずしも地方圏で生産弾力性が低いという関係にないことを示唆している。

図 1-3- 1



(4) 「社会資本の部門別生産力効果」 (三井他 (1995))

この研究では、コブ＝ダグラス型生産関数において、まず、社会資本を部門別に分類して、部門毎の生産力に与える効果を検証し、次にその結果を踏まえ、社会資本のうち生産力に与える効果の大きかったものを「コアインフラ： G_t^{core} 」として、生産力効果が小さかったものを「コアインフラ以外： G_t^{igai} 」（「住宅」、「都市公園」、「廃棄物処理」、「水道」、「海岸」、「国有林」）に分けて生産要素に加えて推計を行っている。つまり、

$$\ln Y_t - \ln E_t = a_0 + a_1 t + a_2 t_{D71} + a_3 t_{D85} + \beta (\ln K_t - \ln E_t) + \gamma_1 (\ln G_t^{core} - \ln E_t) + \gamma_2 (\ln G_t^{igai} - \ln E_t) + a_4 w_t \cdot mcu_t$$

において、 G_t^{core} の係数については、0.162 という係数が得られ、t 値も有意であった

⁴ 一人当たり県内総生産は、県民経済計算年報の 1988 年度の値を用い、当センターにおいて、回帰分析を行った。

が、 G_t^{lga} の係数については、係数が0.0320であり、t値も有意でなかった。このように、住宅など生活関連資本については生産に対する寄与が確認されなかったものの、「生活関連社会資本は民間の生産活動を經由せずに、国民の厚生を直接高める効果を持っているはずであり、生活環境社会資本の社会的評価をするためには他の方法を用いる必要がある。」としている。

2. コブ=ダグラス型以外の生産関数を用いた推計

以上では、社会資本の生産力効果を推計するために、先験的に得られる関数型をもちいてパラメーターを測定する手法を見てきた。しかし、こうした手法は、社会資本がどのように生産に寄与するかというマイクロ経済学的な視点が欠けているといわなければならない。

特に、地域別の生産関数を測定する場合は、企業における資源配分の最適化行動にぞらえて、社会資本が民間資本の生産性などに与える影響を、一定の形で仮定することが可能である。以下に紹介する研究においては、そのような企業行動についての分析を踏まえた上で関数型の特定化を行っている。

こうした特定化は、単に推計の信頼性を高めるだけでなく、先に指摘した社会資本と生産の因果関係を明確にする上でも寄与すると考えられる。

(1) State-Infrastructure And Productive Performance Morrison-Schwartz(1992)

(「州単位のインフラと生産性」)

この論文は、社会資本の寄与を、社会資本がもたらす技術変化が生産投入物の量と費用を変化させるという、費用面の成長をもとに補足するものである。

Morrison-Schwartz は、これまでの社会資本の生産力効果についての研究は、応用生産理論における企業行動や技術などの研究の枠組みを十分に活かしていないと指摘する。そしてその上で、企業の費用最小化行動をもとに費用の変化を

コスト変化=技術進歩+企業内部の規模の経済+民間資本の固定性⁵+インフラのように4つに分解し、そこから社会資本と民間資本の企業にとっての価値である「陰

⁵ 短期において、企業が資本量を市場価値に即して最適に調節できないために、民間資本の生産性向上が費用の逡減につながる過程を示した項。詳細は原文参照。

の価格」(Shadow-Price)を求め、それらの大きさを地域別に測定した。

その結果、社会資本の「陰の価格」は有意に正であり、北東部のスノーベルトにおいて社会資本の寄与が大きかったこと、南西部のサンベルトにおいて社会資本が不足しており、成長を阻害してきたという結論を導いている。

(2)「首都圏への公共投資配分」(吉野・中野(1994))

この論文は、社会資本整備の効果について日本を11の地域に分類し、それぞれの時系列データを用いて地域別の生産関数の特定化を行っている。その際に、社会資本整備によって得られる総供給に与える効果は、①公共投資によって公共資本が増加し、直接的に総供給を引き上げる効果(総供給創出効果)の他に、②公共投資によって工業団地等のインフラの整備が行われ、それに誘発された民間投資が生産に結びつく資本ストックを形成することで、財の総供給を間接的に増やす効果(総供給誘発効果)がある事を指摘した⁶。

こうした間接効果は、コブ=ダグラス型生産関数では式の中に十分に反映させることができない。したがって、生産関数の形をより制約の少ないものにする必要がある。そのため、この論文では、以下に示すようなトランスログ型生産関数を用いている。

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_{r0} + \beta_1 (\ln E_{it} - \ln \bar{E}) + \beta_2 (\ln E_{it} - \ln \bar{E})^2 + \beta_3 (\ln K_{it} - \ln \bar{K}) + \beta_4 (\ln K_{it} + \ln \bar{K})^2 \\ & + \beta_{5r} (\ln G_{it} - \ln \bar{G}) + \beta_6 (\ln G_{it} - \ln \bar{G})^2 + \beta_7 (\ln E_{it} - \ln \bar{E})(\ln K_{it} - \ln \bar{K}) \\ & + \beta_8 (\ln E_{it} - \ln \bar{E})(\ln G_{it} - \ln \bar{G}) + \beta_9 (\ln K_{it} - \ln \bar{K})(\ln G_{it} - \ln \bar{G}) + e_{it} \end{aligned}$$

β_{r0} および β_{5r} は、定数項と社会資本に関する一次の項が地域によって異なっているという仮定を意味している。すなわち、これらの項の違いが地域における社会資本のストック効果のパラメーター上の違いとなっている。このような、トランスログ型生産関数による推計結果は以下の通りである。

表 1-3-2

地域	直接効果	間接効果	総和
	E_D	E_I	$E_D + E_I$

⁶ 間接効果のミクロ経済学的定式化については、第Ⅲ節において述べる。

北海道	-0.071	0.655	0.583
東北・北陸	0.080	0.962	1.043
南関東	0.236	1.252	1.488
北関東	0.279	1.295	1.573
東海	0.327	1.374	1.701
近畿	0.206	1.187	1.393
中国	0.190	1.374	1.303
四国	0.083	0.988	1.070
九州	0.123	1.060	1.183

吉野・中野(1994)の表 6.10 を加工。

以上の結果より、大都市において社会資本による貢献が顕著であることがわかる。ただし、この研究も、上記の結果をもって、大都市に集中的に公共投資を行うことが望ましいとはいえないとしている。なぜなら、大都市圏に行う投資は、生産性の上昇が民間企業の資本の限界生産性を引き上げ、民間資本や就業者の大都市集中の誘因となり、集中を促進してしまう効果を持つからである。

また、北海道、東北・北陸、四国等で公共投資を行っても、生産に対する直接効果がほとんど無くなっている。こうしたことが起こる要因としては、これらの地域は第一次産業の比重が高いため企業資本の蓄積が進んでおらず、社会資本を整備しても、それを活かす民間資本と技術が蓄積されていないことが考えられるとしている。

なお、本研究については、社会資本整備の経済効果について、この論文と基本的に同様の推計手法を採用している。

(3) 公共投資の地域配分と生産効果 (吉野・中野(1996))

この研究では、まず、公共投資の地域間配分がどのような原因及び地域特性に基づいて行われているかについて、検討を行っている。その結果、生活関連投資は一人当たり所得の高い地域に重点的に配分されている。また、農林水産関連・国土保全投資は一人当たり所得の少ない地域に重点的に配分されており、政治力による影響も見られる、という結果となっている。

一方、社会資本の技術的効率性について、以下のようなトランスログ型生産関数に

よる特定化を試みている。

$$\begin{aligned} \ln Y_{rt} = & \beta_{r0} + \beta_{1r}(\ln E_{rt} - \ln \bar{E}) + \beta_{2r}(\ln E_{rt} - \ln \bar{E})^2 + \beta_{3r}(\ln K_{rt} - \ln \bar{K}) + \beta_{4r}(\ln K_{rt} + \ln \bar{K})^2 \\ & + \beta_{5r}(\ln G_{rt} - \ln \bar{G}) + \beta_{6r}(\ln G_{rt} - \ln \bar{G})^2 + \beta_{7r}(\ln E_{rt} - \ln \bar{E})(\ln K_{rt} - \ln \bar{K}) \\ & + \beta_{8r}(\ln E_{rt} - \ln \bar{E})(\ln G_{rt} - \ln \bar{G}) + \beta_{9r}(\ln K_{rt} - \ln \bar{K})(\ln G_{rt} - \ln \bar{G}) + e_{rt} \end{aligned}$$

基本的には前出の吉野・中野(1994)における生産関数と同じであるが、ここにおいて定式化する生産関数は、全ての係数が異なるものである。例えば、ある地域で社会資本と民間資本が代替的で、ある地域では補完的であるというようなケースも検証できるといふ、より一般性の高いものといえる。

結果は、全ての地域で労働と民間資本、労働と社会資本が補完的であることを示し、直接効果が大都市圏において大きな値となっている。ただし、民間資本と社会資本の代替・補完関係、一部地域の直接効果、全ての地域の間接効果については、有意な値が得られなかった。

この研究は、推定式に係数ダミーを加えて地域間の生産技術の違いを推定するものであり、各地域で別々に生産関数を推定するよりも、推定量の有効性は高まる。しかし、推計式上の推定パラメーターの数が増えるために、データ数の制約を受けるだけでなく、多重共線性の問題をも引き起こす。

この推計において一部に有意な値が得られなかったのは、上記の多重共線性によるものであるとしている。このように、トランスログ型生産関数を用いた推計は、関数形の一般性という特徴をできるだけ損なわないようにしながら、いかに推定パラメーターの数を小さくしてゆけるかが課題であるといえるだろう⁷。

3. 同時性問題の発生

このように、地域別の社会資本の生産力効果を扱う研究が多くなってきたが、それらの研究に共通の手法として、各変数について地域別のデータがそれぞれ時系列に並んでいるパネルデータを用いて地域別の生産関数を同時推定する推計手法がある。こ

⁷ 推計パラメーターの数を減らす方法としては、①係数間に制約をかける方法、②シェア関数を用いる方法が考えられるが、②の手法をとっているものとして、例えば釜田他(1994)が挙げられる。

の推計手法は、各地域にあてはめられる生産関数の構造が、概ね共通であるという仮定に基づき、地域ごとの生産関数を推計しようとするものであるが、社会資本の生産力効果を把握する上ではいくつかの課題がある。

その中で最も深刻であると考えられるのが、吉野・中野(1994)において指摘されるような、同時性の発生による地域別の生産力効果が過小推定の問題である。つまり、社会資本が地域の所得再配分という目的をもって整備されている場合に、地域別社会資本と所得との間に負の相関が存在しているために、時系列で発生している生産力効果が打ち消し合うという問題である。

以下では、同時性問題を扱う上で参考となる論文を紹介する。

(1)Public-Sector Capital And The Productivity Puzzle Holtz-Eakin(1992)

(『公共部門資本と生産性のパズル』)

この論文では、マクロ生産関数の特定化について、米国の地域別のパネルデータを用いて計測を行っている。Holtz-Eakinは、コブ=ダグラス型生産関数を用いて通常最小二乗法(OLS)により推定を行って、Aschauerとほぼ同様の数値を得ている。

ところが、これを地域別に期間を通じて州固有の効果を期間を通じて一定として織り込んだ(Fixed Effect)モデルと、州固有の効果が誤差項として入っているとする(Random Effect)モデルによって推計を行うと、社会資本に関する項が有意な値を示さなくなる。また、地域間のスピルオーバーや階差をとった推計でも、社会資本の生産力効果はほとんど確認できなかった。

Holtz-Eakinは、これらをもって、社会資本の生産性に対する寄与はゼロであるという結論を導いている。

しかし、この推計にはもう一つ長期の影響を見る推計が行われている。それは、全ての変数の69年から86年間の変化をとった推計であり、その結果は以下の式で表される。

$$\Delta Y = 0.643 \cdot \Delta L + 0.504 \cdot \Delta Kp - 0.115 \cdot \Delta Kg$$

(4.69) (3.55) (0.91)

この式においては、社会資本に関する項は有意な値をとらない。このような長期的な賦存量の変化をとらえた場合においては、総生産と社会資本ストック量の推移にお

いて検出されるはずの生産力効果よりも、所得再配分のために社会資本が増えるという、長期にわたる政策的な因果関係が大きく現れると考えられる。

こうした同時性の問題を解決する方法として、社会資本の動きを説明するような操作変数を用いた推計も行っている。しかし、ここで操作変数として用いられている、前々期の労働、民間資本および社会資本は、依然として誤差項との相関が存在し、操作変数には適さない⁸。

Holtz-Eakin が導いている数値に同時性による過小推定が発生しているとは必ずしも断定できない。しかし、社会資本が所得再配分の目的をもって配分された可能性については、さらなる慎重な検討が必要であると考えられる。

(2) 社会資本の生産性と公共投資の地域間配分（岩本他(1996)）

この論文では、同時性の問題を正面から採り上げ、次のように言及している。「民間資本と労働力は各地域でさほど違いがないが、地域固有の事情で生産性に違いがある。このとき、政府が所得の地域間格差を縮小するために、生産性の低い地域に重点的に社会資本を配分する政策をとったとしよう。この場合、社会資本が生産量を増加させる効果があったとしても、社会資本の多い地域で所得が低くなっており、生産関数の推定では、社会資本の生産力の係数が下方に偏って推定されてしまう。」

そのため、各地域で様々に異なる地域別特性を全国での生産関数から除去するために、①政策に影響を与える要因を地域ダミー変数としてとらえる方法、②サンプルを性質の似通ったグループにまとめて推定する方法によって推計を行っている。

この結果、地域別のダミー変数を入れる方法では、1973年頃までのサンプルでは正の生産力効果が確認されたが、73年以後は確認できなかった。岩本他は、この原因を、日本の公共投資政策が効率重視から地域間再配分に急激に傾斜した時期と符合したことから、1970年代半ば以降、同時性の問題がますます顕在化したためであるとしている。

地域をグループ別に分ける方法としては、各都道府県を一人当たり総生産によって3段階に分ける方法が採られたが、同時性の問題を克服できなかった。さらに、地域における産業構成の影響に着目して、産業別の生産関数を求める試みもなされている

⁸ 岩本他(1996)参照。

が、社会資本及び民間資本の産業別のデータが取れないため、これら生産要素について、全産業のデータを用いており、その結果も第2次産業で十分なものとはならなかった。

4. 本研究の特徴

次節以降では、望ましい地域別・分野別の社会資本整備のあり方についての研究に資するため、地域別・分野別の社会資本の生産力効果について検討を行う。生産関数については、これまでの欧米及び我が国における研究事例に比して、以下の2点の特徴を有する。これらは、これまでの研究によって残されてきた様々な問題点を改善することができると思われる。

(1) 地域別・分野別の生産力効果の測定

本研究においては、地域別・産業分野別の生産力効果の測定を行う。具体的には、日本全体を地域別に区分し時系列で並べたパネルデータを用い、総生産、民間資本、労働において第1・2・3次産業の産業分野別に分類し、さらに社会資本についても行政投資の5分野（農林水産・国土保全・産業基盤・生活関連・その他）別に切り分けた上で、社会資本の地域別分野別の生産関数を導出する。

このように、生産を産業別に分類することで、各地域における産業ごとの社会資本の生産力効果の計測が可能になり、吉野・中野(1994)にあるような、地域における社会資本の生産力効果の差が、人口密度など地域固有の問題によるものなのか、産業構造・社会資本分野によるものなのかを知ることができる。

(2) トランスログ型生産関数とシェア関数制約の採用

本研究においては、吉野・中野(1994)において導入された社会資本による民間資本の誘発の理論的可能性を前提としている。一部研究で用いられているコブ＝ダグラス型生産関数は、社会資本の整備が民間資本及び労働を介して総生産の向上に寄与するような間接効果の測定には制約が多く、不適當である。こうした観点から、本研究においてはより関数として制約の少ないトランスログ型生産関数を用いている。

このような制約の少ない生産関数を仮定することで、より現実に合った分析が可能になり、社会資本が企業の生産性を上昇させ、民間資本を誘発するという影響経路も

検出することができる。

その一方で、トランスログ型生産関数は推定量となっている係数の数が多く、20年分というデータの制約の中では、多重共線性の問題等も顕在化してくる。そこで、本研究においては、生産と所得分配との理論的整合性について配慮しつつ、推計すべきパラメーターの数の多さを緩和するために、トランスログ型生産関数とシェア関数を連立させて推計を行っている。

II. 社会資本ストックの分野と産業の関係

前章では、日本経済全体のマクロ生産関数を用いて、社会資本ストックが国民経済の上で総生産に大きく寄与していることを示した。また、一部研究では地域別に生産力効果を導出し、大都市圏において相対的に効果が高くなっていることを示した。本章では、吉野・中野(1994)で行われている分析手法を援用しながら、産業別・行政投資分野別・地域別にクロスさせた効果の計測を行い、社会資本の生産力効果の大きさを左右する要因を探ってゆくこととする。

本研究で用いるデータは、全て後述する11の地域毎の域内総生産 (Y)、労働投入量 (E)、民間資本ストック (Kp)、社会資本ストック (Kg) である。そのうち、 Y 、 E 、 Kp については産業分野別 (3分類) であり、 Kg については行政投資分野別 (表 1-3-3 参照。) に分類されている。

表 1-3-3

本研究における分類	『行政投資実績』における中分類
農林水産	農林水産
国土保全	治山治水、海岸保全
産業基盤	国県道、港湾、空港、工業用水
生活関連	市町村道、街路、都市計画、住宅、下水道、環境衛生、厚生福祉、文教施設、水道
その他	災害復旧、官庁営繕、鉄道、電気、ガス、軌道、地下鉄、その他

データの作成方法については、補論「データ作成方法」に詳述するが、まず、 Y は経済企画庁経済研究所『県民経済計算年報』における各県の産業別総生産を地域別に集計したものである。また、 E は総務庁統計局『就業実態調査報告』の値を各産業に

における労働者数として産業分野別の労働時間数を乗じたものであり、 K_p は経済企画庁経済研究所国民所得計算部『民間企業資本ストック年報』における産業分野別の進捗ベースの値を各県に一定比率で案分したものを地域別に集計したものである。

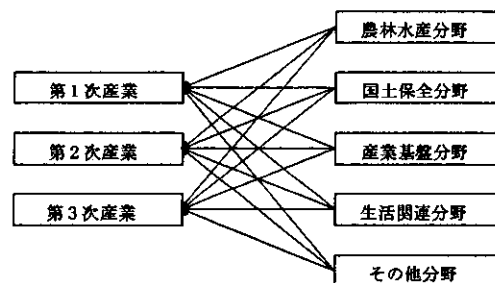
一方、社会資本 K_g については、現在利用可能なデータがないため、経済企画庁総合計画局『経済審議会地域部会報告検討資料集』の1963年の値をベンチマークとし、自治省『行政投資実績』における各年の投資額を用地費等を控除した上で投資分野別に積み上げた値である。

これらを用いて、行政投資の地域別かつ分野別の効果を、地域別かつ産業別の総生産で評価するのであるが、各社会資本ストック量の変化は非常に似通っていると考えられ、データも20年分とそれほど多いとは言えない。

したがって、下図に見られるような $3 \times 5 = 15$ 本の経路のうち、多重共線性を除去すること、及び推計式の自由度⁹を高めるため、社会資本ストックの分野と各産業の総生産とのリンクを考慮し、大きな影響を与えないと考えられる結びつきについては、あらかじめ推計式上から除いておく必要がある。

つまり、社会資本ストックが効果を発揮する経路を可能な限り絞り込んでゆくということが、以下でのクラスター分析の目的である。

図 1-3-2



また、以下の議論では、第2次産業については建設業を除外することとする。この理由は、建設業は社会資本整備に携わるという面があり、これを他産業と同じように扱って生産関数を推計すると、誤った定式化を行ってしまう可能性があるためである。

⁹ 統計の自由度とは、データ数と推定量（定数項・係数など）数の差であり、この数が多いほど統計的に望ましい値が得られる。自由度が0以下になると、推定は行えないことになる。

1. クラスタ分析

クラスタ分析とは、異質なものの混ざり合っている対象の中で、互いに「似ているもの」を集めて集落（クラスタ）を作り、特定の計算手順を用いて対象を分類する分析手法を総称したものである。

「似ているもの」を自動的に分類する際には、何らかの意味におけるデータ間の距離を用いて数値基準を作成することが必要である。この数値については様々な捉え方があるが、一般的に、距離を使って値の小さい方が類似性が高いというように見なしで行う非類似度（dissimilarity）を使った分類法を使う。

本研究においては、絶対値が小さいものの方が距離が過小に評価されることのないよう、非類似度に標準化ユークリッドの距離を与え、2つのクラスタに含まれる可能な限り全ての組み合わせをとる。つまり、それぞれn個の値を含む個体 O_i, O_j の非類似度を測定する場合に、標準化ユークリッド距離 d_{ij} は、以下のように定義される。

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_k \left(\frac{x_{ik} - x_{jk}}{s_k} \right)^2}$$

$$\text{ただし、 } s_k = \sum_i (x_{ik} - \bar{x}_k)^2 / N, \quad \bar{x}_k = \sum_i x_{ik} / N \quad (N \text{は個体の総数を表す})$$

本研究においては、産業・社会資本分野との対応を調べるために、

表 1-3-4

		北海道(h)	東北(t)	……	南九州(m)
O_1	一次産業	X_{1h}	X_{1t}	……	X_{1m}
O_2	農林水産	X_{2h}	X_{2t}	……	X_{2m}
O_3	国土保全	X_{3h}	X_{3t}	……	X_{3m}
O_4	産業基盤	X_{4h}	X_{4t}	……	X_{4m}
O_5	生活関連	X_{5h}	X_{5t}	……	X_{5m}
O_6	その他	X_{6h}	X_{6t}	……	X_{6m}

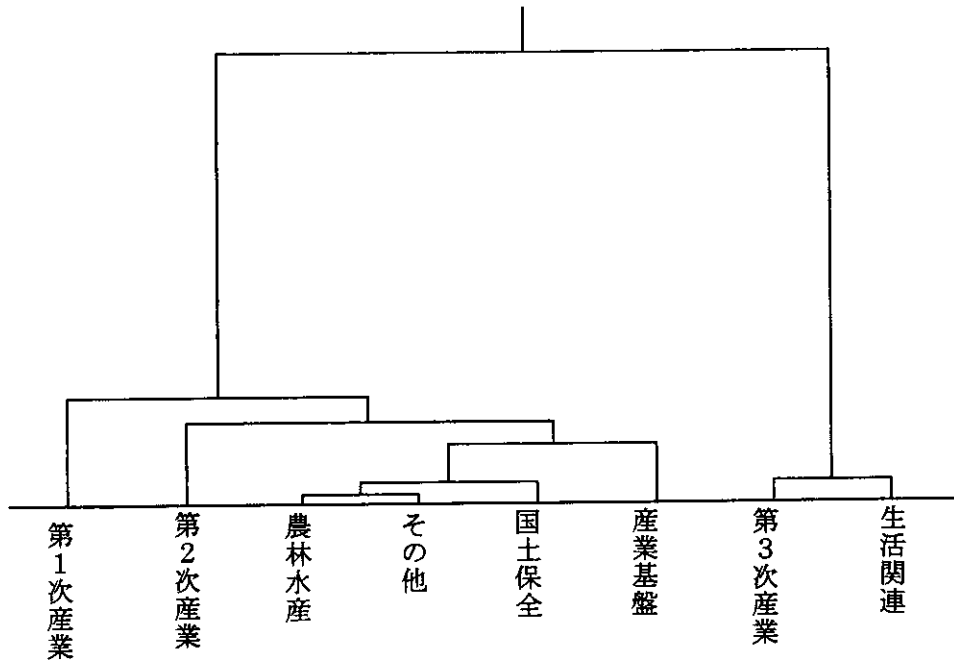
のように作成されたデータを用いて、それぞれの個体 $O_1 \sim O_6$ の間の距離を測定する。このような測定された非類似度は、表 1-3-5のような非類似度行列で表される。

		O ₁	O ₂	O ₃	O ₄	O ₅	O ₆
O ₁	一次産業		d_{12}	d_{13}	d_{14}	d_{15}	d_{16}
O ₂	農林水産		d_{23}	d_{24}	d_{25}	d_{26}	
O ₃	国土保全		d_{34}	d_{35}	d_{36}		
O ₄	産業基盤		d_{45}	d_{46}			
O ₅	生活関連		d_{56}				
O ₆	その他						

この非類似度行列をもとに、これらの対象間の類似度の平均を非類似度の尺度とする「群平均法¹⁰」を用いてクラスターの結合を行う。その結果は、結合点とその距離を示した表で要約され、それぞれの結合の状況は、デンドログラムという図で示される。

2. 産業分野・投資分野別クラスター分析

図 1-3-3 1985 年度の分野別クラスター分析



まず、クラスター分析によって、1次から3次の産業分野と、農林水産分野と国土保全分野、産業基盤分野、生活関連分野、その他分野という5つの投資分野に分けて、

¹⁰ 章末の付注1参照。

その距離を測定する。

図 1-3-3により示された、産業分野と社会資本の関係より、第3次産業が生活関連型社会資本と結びつき、生活関連型以外の社会資本が組み合わさって、第一次・第二次産業と近い距離にあることが分かる。

表 1-3-6

非類似度行列

農林水産	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	平均
I	1.0	1.4	1.8	2.3	3.0	4.0	4.7	5.0	5.6	6.1	6.2	7.1	7.5	7.7	7.8	8.0	8.2	8.5	8.8	8.7	5.7
II	12.6	12.8	11.1	10.6	11.2	10.2	9.8	9.0	9.2	9.6	9.3	8.8	8.2	8.6	8.4	8.2	7.8	6.5	5.9	5.6	8.2
III	76.6	74.3	72.0	69.1	64.7	61.7	58.0	55.9	53.2	49.1	49.8	46.1	46.9	46.4	45.3	44.8	43.7	40.8	37.6	35.6	53.7

国土保全	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	平均
I	0.4	0.4	0.5	0.7	0.9	1.3	1.5	1.7	1.9	2.1	2.3	2.5	2.8	2.9	3.0	3.2	3.4	3.6	4.0	4.1	2.2
II	12.2	12.4	10.3	9.7	10.3	9.2	8.5	7.5	7.6	7.9	7.5	6.5	6.1	6.5	6.3	6.2	5.9	4.2	3.3	2.9	7.6
III	85.5	83.6	81.7	78.9	74.6	71.7	67.9	65.6	63.1	59.0	59.4	58.3	56.7	56.1	54.7	53.9	52.3	48.6	44.4	41.9	62.9

産業基盤	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	平均
I	8.8	9.7	10.6	11.8	13.3	14.8	16.1	16.7	17.8	19.3	19.3	21.0	22.1	22.5	23.0	23.5	24.0	25.2	26.2	26.3	18.8
II	4.8	5.0	5.1	5.3	5.6	5.6	6.0	6.3	6.6	7.5	7.9	8.3	8.5	8.5	8.4	8.6	8.5	8.7	9.5	10.0	7.2
III	42.4	41.4	39.9	38.4	35.2	33.7	31.2	29.9	28.0	24.7	25.7	24.5	23.6	23.4	22.6	22.4	21.5	19.1	16.8	15.5	26.0

生活関連	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	平均
I	28.4	32.0	36.0	40.2	46.2	50.8	55.6	58.4	61.7	66.5	65.1	66.3	67.9	68.2	69.8	70.5	72.6	76.8	80.8	83.0	62.8
II	7.3	7.8	10.8	12.7	14.0	15.6	18.9	21.8	23.2	25.7	25.9	27.5	28.3	27.5	28.2	28.6	29.4	34.5	39.2	42.2	23.5
III	16.6	14.8	12.3	10.2	7.3	5.9	4.1	3.4	2.6	1.6	2.0	1.9	1.8	1.9	1.8	1.8	1.5	1.4	1.5	1.9	4.8

その他	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	平均
I	1.2	1.9	2.7	3.6	4.8	6.1	7.1	7.7	8.2	8.8	8.4	8.6	8.5	8.1	7.8	7.6	7.7	7.6	7.7	7.3	6.6
II	8.7	8.4	6.8	6.4	6.7	6.0	6.0	5.6	5.8	6.1	5.9	5.4	5.2	5.4	5.2	5.1	4.8	3.7	3.3	2.9	5.7
III	69.8	65.4	62.0	58.8	54.0	51.2	47.5	45.6	43.3	39.6	41.3	41.0	40.9	41.5	41.3	41.3	40.5	38.0	35.2	33.7	46.6

そのため、推計において投資分野ごとに結びつきの深い産業分野を特定化するためには、再び非類似度行列に立ち戻って数値の検討を行う必要がある。その結果、社会資本各分野ごとの産業分野に対する非類似度行列は図 1-3-5のようになる。

(1)投資分野ごとに対応関係を作成する方法

各年の非類似度行列の平均値より、各産業分野と社会資本各分野の対応関係は、表 1-3-7のようにまとめられる。

表 1-3-7

	対応する産業分野
第一次産業	農林水産投資, 国土保全投資
第二次産業	産業基盤投資, その他投資
第三次産業	生活関連投資

(2)産業分野別社会資本を作成する方法

以上のような対応関係の作成は、国道・県道の整備が地域農業の活性化に資する場

合など、社会資本整備の多様な経済効果を捨象することにつながる。したがって、上のように社会資本各分野別に境界をもって区分するのではなく、社会資本各分野を産業ごとにウェイトづけする方法をとる。

具体的には、各年の産業 i と行政投資分野 j の非類似度 (d_{ij}) を平均した ($\overline{d_{ij}}$) を両者の平均的な距離とする。そして、社会資本の各分野が影響を与える大きさが距離の2乗に反比例すると仮定して、社会資本分野 j のストック額を、産業 i との平均距離の二乗の逆数 $1 / (\overline{d_{ij}})^2$ をもって産業ごとに、産業 i 用の社会資本 j として配分する。

表 1-3-8 各投資分野についての産業別における非類似度と案分比率

農林水産	平均 ²	案分比率
第1次産業	32.0	0.718
第2次産業	83.8	0.274
第3次産業	2881.8	0.008

国土保全	平均 ²	案分比率
第1次産業	4.7	0.924
第2次産業	57.1	0.075
第3次産業	3956.1	0.001

産業基盤	平均 ²	案分比率
第1次産業	346.2	0.124
第2次産業	52.2	0.821
第3次産業	783.3	0.055

生活関連	平均 ²	案分比率
第1次産業	3948.8	0.006
第2次産業	550.7	0.040
第3次産業	23.1	0.954

その他	平均 ²	案分比率
第1次産業	43.1	0.424
第2次産業	32.1	0.568
第3次産業	2170.8	0.008

表 1-3-8 ように j 産業に配分された 5 分野の社会資本を集計し、 j 産業における社会資本として説明変数に用いて推計を行った。推計によって得られた産業ごとの生産力効果は、行政投資分野ごとにフィードバックすることで、投資分野別に、地域別・産業別の生産力効果が求められることになる。

このように、結びつきの強い社会資本分野と産業分野を先験的に結びつけることで、データ数の制約や推計における多重共線性の問題を回避することができる¹¹。ただし、クラスター分析はあくまでデータの間の距離を測るのみで、因果関係を特定することができない。また、①、②のいずれの方法をとっても、推計に用いる産業別の社会資本ストック額については、一定の仮定をおかざるを得ないことに注意する必要がある。

¹¹ 多重共線性については章末付注 2 参照。

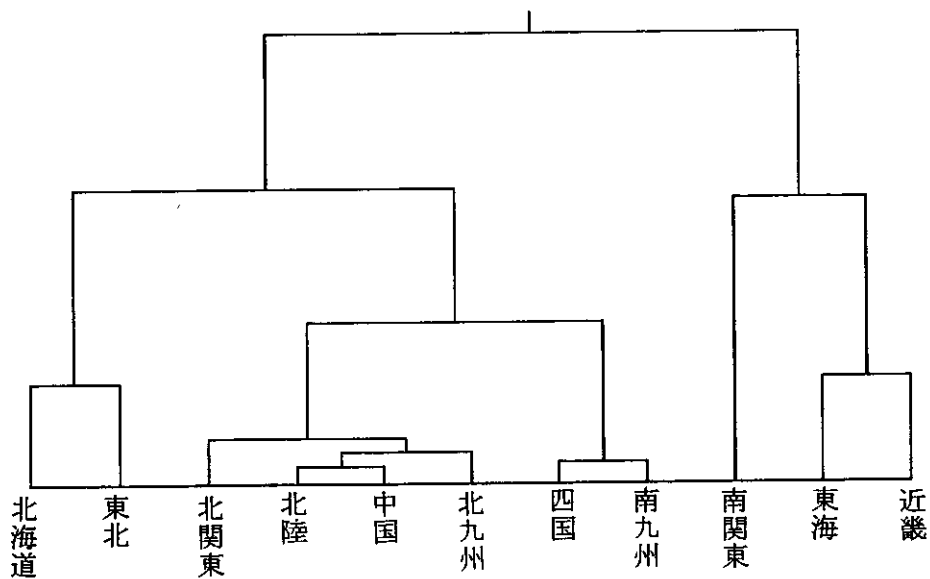
3. 地域別クラスター分析

さらに、前節のクラスター分析を地域間の検討に用いることで、地域の特性をもとに地域を類型化することができる。これにより、地域別に導出された結果がある程度体系的に解釈することが可能になるであろう。

例えば、1985年の各地域における産業・社会資本の分布をもって地域を分類すると、図 1-3-4 のようになる。

各年で共通である地域区分形式としては、〈北海道・東北〉、〈近畿・東海〉、〈北関東・北陸・中国・北九州〉、〈四国・南九州〉、〈南関東〉というクラスターが形成されている点である。このうち、〈近畿・東海〉については75年当初は南関東と比較的距離が近かったが、それ以後南関東よりもその他の地域との距離が近くなった。これは、三大都市圏以外の地域が近畿・東海にキャッチアップしたことと、南関東が独自の地位を築いたという二つの現象が起こったためと考えられる。具体的には、生活関連型社会資本が南関東で引き続き高い割合を維持しているのに対し、近畿地方でその割合を低下させていることが挙げられる。

図 1-3-4



以上のような傾向をもとに、地域の類型を作成すると表 1-3-9 のようになる。

表 1-3-9 地域の類型

	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ5
地域	四国 南九州	北関東・北陸 中国・北九州	北海道・東北	東海・近畿	南関東
特徴	生活基盤少 産業基盤多 その他 少	生活基盤中 農林水産中 生活基盤中	農林水産多 生活基盤少	農林水産少 生活基盤多	農林水産極少 生活基盤極多 国土保全少
ストック 効果 ¹²	1.070 (四国)	1.573 (北関東) 1.303 (中国)	0.583 (北海道)	1.701 (東海) 1.393 (近畿)	1.488 (南関東)

こうした地域区分を際だたせているのが、生活関連型社会資本と農林水産型社会型であり、吉野・中野(1994)における地域別の生産力効果もこうした地域の特徴と比較的近い形での数字となっている。

Ⅲ. 地域別・分野別社会資本における生産力効果の推定手法

1. 直接効果と間接効果

前章で行ったマクロ生産関数の推計では、民間資本、社会資本等の生産要素の変化が、どの程度総生産を直接的に変化させるかに着眼した。しかし、吉野・中野(1994)に指摘されているように、社会資本の増加は民間資本を誘発する効果を持つと考えられる。以下で行う地域別の生産力効果の推定では、この間接的な効果にも着眼して分析を進めることにする。

吉野・中野(1994)において行われている説明を再構成すると、こうした誘発効果については、以下のような理論づけを行うことができる。

ある経済主体（企業、あるいは経済全体と見てもよい。）が生産活動を行う際に、労働（ E ）、民間資本（ Kp ）、社会資本（ Kg ）の3つを生産要素として用いているとすると、生産量と生産要素量（要素賦存量）の関係は、一般に(1)式によって表される。

$$Y = F(E, Kp, Kg) \quad (1)$$

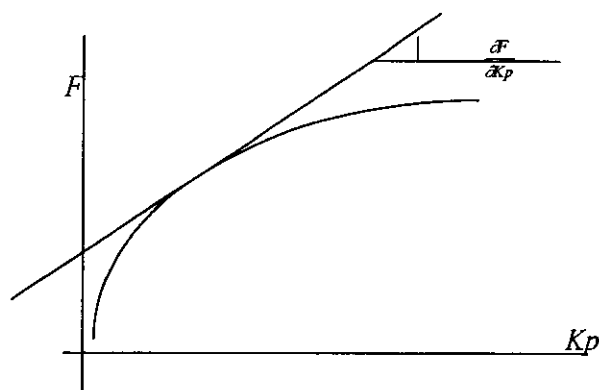
さらに生産要素投入量と生産量との関係は以下のように考えることができる。

¹² ストック効果は、吉野・中野(1994)における直接効果と間接効果の総和を用いている。

$$\frac{\partial F}{\partial E} > 0, \quad \frac{\partial F}{\partial Kp} > 0, \quad \frac{\partial F}{\partial Kg} > 0 \text{ かつ、} \frac{\partial^2 F}{\partial E^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial Kp^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial Kg^2} < 0$$

つまり、生産投入量を増やせば生産量は常に増えるものの、特定の生産要素を単独で増加させる場合には、限界生産性は逓減してゆくと考えられる。したがって、民間資本 (Kp) と生産量の関係をグラフにとると、図 1-3-5 のようになる。

図 1-3-5



ここにおいて、企業が利潤を最大化している下での Kp (民間資本) を実質賃金 (w/p) と実質利子率 (r) の関数であるとする、それらの関係は

$$Kp = Kp(r, w/p, Kg) \quad (2)$$

であらわされる。実質賃金 (w/p) と実質利子率 (r) は、それぞれ労働と民間資本の 1 単位の投入にかかるコストであるとする、利潤を最大化するためには、

$$\frac{\partial F}{\partial Kp} = r, \quad \frac{\partial F}{\partial E} = w/p \quad (3)$$

のように、各生産要素において、

[1 単位の投入によって得られる収穫 (限界生産性)]

= [1 単位の投入に要するコスト (限界費用)]

が成立していなければならない。

今、ある企業が Kp を投入して操業しており、実質利子率 (r) が一定であるとする。このとき政府が社会資本整備を行って社会資本ストック (Kg) が増大することによって、民間資本 (Kp) 一単位あたりの生産性が向上すると、民間資本の限界生産性 ($\partial F/\partial Kp$) は実質利子率 (r) を上回るようになる。

このとき、民間資本 1 単位の投入による費用の増大よりも生産の増大が上回ってお

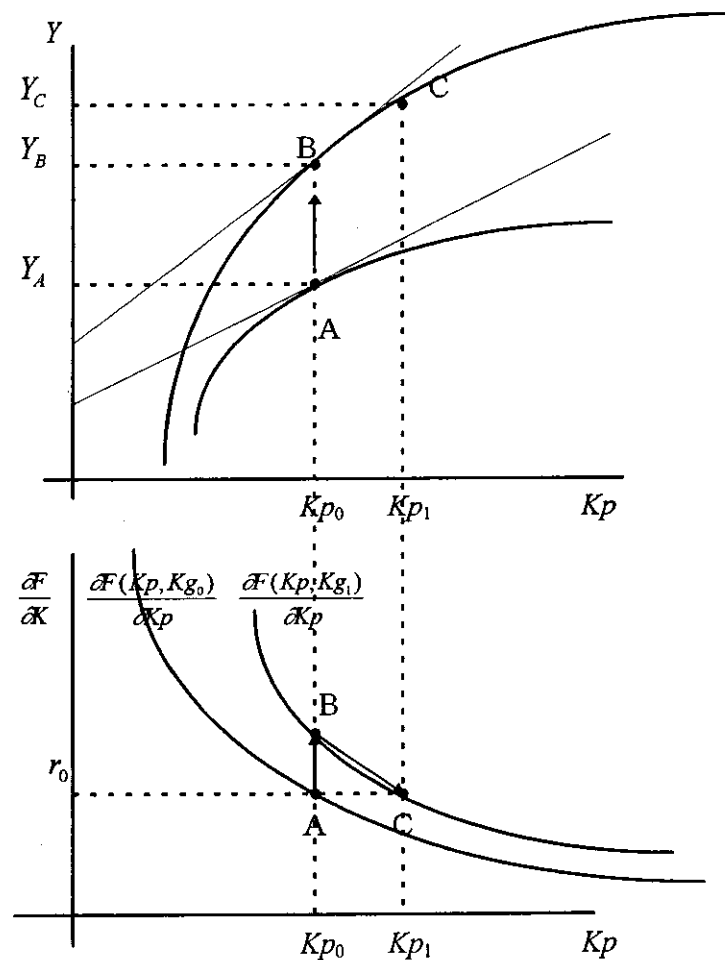
り、利潤最大化のために、企業は K_p を増大させようとする。これが「社会資本の増大が民間資本の限界生産性を高めることによる民間資本の誘発」のメカニズムである。

さらに、 $\partial^2 F / \partial K_p^2 = \partial(\partial F / \partial K_p) / \partial K_p < 0$ であれば、 K_p の増大が限界生産性を低下させることになり、再び $\partial F / \partial K_p = r$ が成立するところで K_p の増大が止まる。

この過程を、吉野・中野(1994)では以下のような図を用いて表している。図 1-3-6 において、当初は、 $K_p = K_{p0}$ 、 $\partial F / \partial K_p = r_0$ が成立しているとする。 K_g が増大することによって、 K_p 一単位あたりの生産性が向上し、 K_p を横軸とする生産関数が上方にシフトする。

このとき、において K_p の限界生産性を示す曲線も上方にシフトするが、民間資本量が K_{p0} のままであったとすると、 $\partial F / \partial K_p > r_0$ となり、最適性の仮定を満たさなくなる。そこで、再び $\partial F / \partial K_p = r_0$ を満たすように K_p が調整され、の K_{p1} まで K_p が増加する。

図 1-3-6



以上のように、社会資本整備が生産に寄与する経路としては、社会資本が直接に生産を押し上げる効果（直接効果）と民間資本及び労働量の生産性を押し上げ、資本を誘発する形で生産に寄与する効果（間接効果）があることが、理論的に示されていることになる¹³。

2. 各関数における直接効果・間接効果

(1)一般的な関数における直接効果・間接効果

$$Y = F(E, Kp, Kg) \quad (1)$$

再び、生産関数の一般型としての(1)式を見てみる。このような関数における直接効果、間接効果を数学的に示すと、(4)式のように表される¹⁴。

$$\frac{dY}{dKg} = \underbrace{\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kg}}_{\text{直接}} - \underbrace{\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp} \frac{\partial^2 F(\cdot)}{\partial Kg \cdot \partial Kp}}_{\text{間接}} \frac{\partial^2 F(\cdot)}{\partial Kp^2} \quad (4)$$

(4)式において、右辺の第一項が直接効果、右辺の第二項が間接効果と呼ばれるもの

¹³ ただし、マクロ経済全体で見た場合には、企業は投資を増大するか否かの選択に直面しており、利率の調整が、民間資本量の拡大よりも速く行われる可能性がある。したがって、日本全体で見た場合にはこうした資本誘発の効果が減殺されている可能性がある。

それに対して、企業が日本の中でどこに立地するかを選択するという意思決定にあたっては、企業は地域の社会資本の状況を重視するため、社会資本の整備が日本全体の経済において十分に小さい地域の生産性を上昇させるならば、利率の調整を待たずに企業が投資を増大させることになる。したがって、地域の生産構造を検討する際には、社会資本が民間資本を誘発する効果を反映させる必要があると考えられる。

¹⁴ 導出過程は、章末の数学補注1参照。

である。また、第二項の間接効果のうち $\partial F(\cdot)/\partial K_p$ は生産性を表し、残りの部分は誘発された K_p の増大分である。

(2)コブ＝ダグラス型生産関数における直接効果、間接効果

ここで、前章で用いたコブ＝ダグラス型生産関数の一般型、

$$Y = E^\alpha K_p^\beta K_g^\gamma \quad (5)$$

について、直接効果・間接効果をみると、直接効果・間接効果を合わせた場合の生産量増大の弾力性は

$$\frac{dY/Y}{dK_g/K_g} = \frac{dY}{dK_g} \frac{K_g}{Y} = \frac{\gamma}{1-\beta} \quad (6)$$

である。また、このときの民間資本の誘発弾力性

$$\frac{dK_p/K_p}{dK_g/K_g} = \frac{dK_p}{dK_g} \frac{K_g}{K_p} = \frac{\gamma}{1-\beta} \quad (7)$$

となり¹⁵、コブ＝ダグラス型生産関数においては、社会資本による民間資本の誘発を考慮に入れた際に、社会資本に対する生産量増大の弾力性と民間資本誘発量の弾力性が等しくなることが分かる。

したがって、社会資本によって民間資本が誘発する効果を考慮に入れる場合に、各地域の生産関数を推定する際に(5)式のようなコブ＝ダグラス型生産関数を用いることは、社会資本が誘発する民間資本の弾力性と、直接・間接効果を含めた生産に対する弾力性が等しくなるという、かなり強い仮定を伴わなければならないことになる。

(3)トランスログ型生産関数における直接効果と間接効果

本研究には、吉野・中野(1994)と同様に、(8)式のようなトランスログ型生産関数を用いる。

¹⁵ 導出過程は、章末の数学補注2参照。

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Kp + \alpha_2 \ln E + \alpha_3 \ln Kg \\ & + \ln Kp \left(\frac{1}{2} \beta_1 \ln Kp + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln Kg \right) \\ & + \ln E \left(\frac{1}{2} \beta_4 \ln E + \beta_5 \ln Kg \right) + \frac{1}{2} \beta_6 (\ln Kg)^2 \end{aligned} \quad (8)$$

トランスログ型生産関数は、一般的な生産関数である(1)式の対数をとってテイラー展開したものを基にしている。この関数は、2次までのテイラー展開をとっており、コブダクラス型生産関数よりも一般性があると考えられる。特に、生産の弾力性についても一定であるというような形で推計するのではなく、要素の賦存量によって弾力性が変化するようになっている。

また、(8)式を用いて、(4)式の直接効果と間接効果とを弾力性を用いてトランスログ型生産関数によって表すと、以下のようなになる¹⁶。

$$\text{直接効果：} \quad \eta_{Kg} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Kg} = \alpha_3 + \beta_3 \ln Kp + \beta_5 \ln E + \beta_6 \ln Kg \quad (9)$$

$$\text{間接効果：} \quad \eta_{Kp} \frac{\beta_3 + \eta_{Kg} \cdot \eta_{Kp}}{\eta_{Kp} (1 - \eta_{Kp}) - \beta_1} \quad (10)$$

$$\left(\text{ただし、} \eta_{Kp} = \frac{\partial \log Y}{\partial \log Kp} = \alpha_2 + \beta_1 \log Kp + \beta_2 \log L + \beta_3 \log Kg \text{ とする。} \right)$$

このとき、直接効果+間接効果は

$$\frac{d \ln Y}{d \ln Kg} = \eta_{Kg} + \eta_{Kp} \frac{\beta_3 + \eta_{Kg} \cdot \eta_{Kp}}{\eta_{Kp} (1 - \eta_{Kp}) - \beta_1} \quad (11)$$

であり、民間資本誘発量（弾力性）は、

$$\frac{d \ln Kp}{d \ln Kg} = \frac{\beta_3 + \eta_{Kg} \cdot \eta_{Kp}}{\eta_{Kp} (1 - \eta_{Kp}) - \beta_1} \quad (12)$$

である。したがって、トランスログ型生産関数においては、直接効果・間接効果を合わせた場合の社会資本に対する生産弾力性と民間資本弾力性が、ともに要素賦存量に

¹⁶ 導出過程は、章末の数学補注3参照。

よって変化するものであることが分かる。

3. シェア関数の導入と推計式

(1) シェア関数の導入

利潤最大化のための条件として、生産物と生産要素の価格比は限界生産性に等しいという条件

$$\frac{w_E}{p} = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial E} \quad (13)$$

がある。ここで両辺に $\frac{E}{Y}$ をかけると

$$\frac{w_E \cdot E}{p \cdot Y} = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial E} \cdot \frac{E}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln E} \quad (14)$$

となる。これは利潤最大化における条件から直接導出される。そして(14)式は、前述したように、利潤最大化による条件という見方と別に、労働分配率を規定していると見ることができる。

したがって、分配と生産の弾力性との関係を仮定した生産関数の推計にあたっては、

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Kp + \alpha_2 \ln E + \alpha_3 \ln Kg \\ & + \ln Kp \left(\frac{1}{2} \beta_1 \ln Kp + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln Kg \right) \\ & + \ln E \left(\frac{1}{2} \beta_4 \ln E + \beta_5 \ln Kg \right) + \frac{1}{2} \beta_6 (\ln Kg)^2 \end{aligned} \quad (8)$$

というトランスログ型生産関数¹⁷に加えて、労働分配率及び資本分配率の方程式

$$S_E = \frac{pE}{Y} = \frac{\partial \log Y}{\partial \log E} = \alpha_2 + \beta_2 \ln Kp + \beta_4 \ln E + \beta_5 \ln Kg \quad (15)$$

$$S_{Kp} = \frac{p_{Kp} Kp}{Y} = \frac{\partial \log Y}{\partial \log Kp} = \alpha_1 + \beta_1 \ln Kp + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln Kg \quad (16)$$

を加えて、(8),(15),(16)式の三本の方程式を同時推定することとなる¹⁸。

¹⁷ 推計にあたっては、総生産・労働量・民間資本・社会資本それぞれの平均値との差をとることとする。

¹⁸ 生産関数とシェア関数の同時推定は、釜田他（1994）においてなされている。

(2)一次同次制約の導入

現実の経済においては、生産要素によって生産された生産物は、所得となって各生産要素に分配され尽くしていると考えられる（総生産＝総所得）。このような、生産物が全て生産要素に分配されつくすという、一次同次の制約を(4)(5)式に導入すると、

$$1 = \frac{p_{Kp} Kp}{Y} + \frac{p_E E}{Y}$$
$$= (\alpha_1 + \beta_1 \ln Kp + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln Kg) + (\alpha_2 + \beta_2 \ln Kp + \beta_4 \ln E + \beta_5 \ln Kg) \quad (17)$$

よって、

$$1 = (\alpha_1 + \alpha_2) + (\beta_1 + \beta_2) \ln Kp + (\beta_2 + \beta_4) \ln E + (\beta_3 + \beta_5) \ln Kg \quad (18)$$

である。

(18)式より、 Kp , E , Kg の賦存量に関わらず、(15), (16)の方程式及びそれらと連立する(8)式のトランスログ型生産関数が1次同次制約を常に満たすためには、(19)式の条件が十分条件になる。

$$\begin{cases} \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \\ \beta_1 + \beta_2 = 0 \\ \beta_2 + \beta_4 = 0 \\ \beta_3 + \beta_5 = 0 \end{cases} \quad (19)$$

また、似通った式を同時推定することになるため、誤差項が相関していることが多く、同時推定された誤差項の分散共分散行列についての吟味を加える必要がある。そのため、推定にはSUR (Seemingly Unrelated Regression) を用いて推定している。

4. パネルデータについて

本研究における推計は、(1)式をN地域×T期に適用するものであり、地域ごとの生産力効果の違いを見るため、時系列の部分とクロスセクションの部分を併存させたパネルデータを用いている。

なお、原データ制約及び前章で見るとような70年代前半における日本経済の構造変化の可能性等に鑑み、本研究においては1975年度から94年度の20年分のデータによって推計を行っている。しかし、20という時系列データの数によって、推定すべきパラメーターが多いトランスログ型生産関数により個々の地域の生産関数を推計する場合

には、自由度が小さくなって推計が不安定になる。

そのため、本研究では地域別に計測を行う場合でも、それぞれの地域ごとに推計式を作るのではなく、年ごと地域ごとにマトリクスとなったデータによって推計している。この方法を採用すれば、定式化したモデルが安定化するだけでなく、地域間の生産力効果の違いを有効に検出しやすくなる。

IV. 分野別生産関数の推計結果

1. 推計式と推計結果

推計にあたっては、以下のトランス-ログ型生産関数とシェア関数を連立させ、SUR (Seemingly Unrelated Regression) によって推計をおこなった。その結果、産業によって β_6 (Kg^2 の係数)が有意な値をとらなくなる場合があったため、有意でない係数は除去した。

また、下の推計式に加え、定数項と労働の一次の項について、地域別のダミーを導入し、有意でない地域別ダミーを除去した上で再び推計しなおし、推計結果として採用した。

・生産関数

$$\begin{aligned}\ln Y = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Kp + (1 - \alpha_1) \ln E + \alpha_3 \ln Kg \\ & + \ln Kp \left(-\frac{1}{2} \beta_2 \ln Kp + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln Kg \right) \\ & + \ln E \left(-\frac{1}{2} \beta_2 \ln E - \beta_3 \ln Kg \right) + \frac{1}{2} \beta_6 (\ln Kg)^2\end{aligned}$$

・労働シェア関数

$$S_E = \frac{pE}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln E} = (1 - \alpha_1) + \beta_2 \ln Kp - \beta_2 \ln E - \beta_3 \ln Kg$$

第一次産業

ケース1. 社会資本=農林水産+国土保全

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.234	52.11
$\alpha_3(Kg)$	0.040	2.72
$\beta_2(Kp \times E)$	-0.103	-10.29
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.044	3.76
$\beta_6(Kg^2)$	-	-

労働ダミー	係数	t値
東海	0.036	2.91
近畿	0.072	5.44
中国	0.040	3.32
南九州	-0.058	-4.50

定数項ダミー	係数	t値
北海道	-0.251	-12.64
東北	-0.119	-5.81
北関東	-0.270	-14.07
北陸	-0.088	-4.57
東海	0.294	15.21
近畿	0.298	15.25
中国	0.258	12.92
南九州	-0.331	-15.92

決定係数	
生産関数	0.936
労働シェア関数	0.680

ケース2. 社会資本=0.718×農林水産+0.924×国土保全+0.124×産業基盤+0.006×生活関連+0.424×その他

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.233	52.96
$\alpha_3(Kg)$	0.048	3.22
$\beta_2(Kp \times E)$	-0.098	-10.63
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.059	5.11
$\beta_6(Kg^2)$	-	-

労働ダミー	係数	t値
東海	0.035	2.87
近畿	0.077	6.13
中国	0.036	3.04
南九州	-0.069	-5.34

定数項ダミー	係数	t値
北海道	-0.249	-12.92
東北	-0.121	-6.04
北関東	-0.273	-14.30
北陸	-0.103	-5.31
東海	0.300	15.63
近畿	0.297	15.40
中国	0.250	12.52
南九州	-0.324	-15.34

決定係数	
生産関数	0.937
労働シェア関数	0.693

第二次産業

ケース1. 社会資本 = 産業基盤 + その他

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.320	115.34
$\alpha_3(Kg)$	0.239	22.31
$\beta_2(Kp \times E)$	0.048	5.38
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.105	11.74
$\beta_6(Kg^2)$	-0.054	-2.03

定数項ダミー	係数	t値
東北	-0.178	-10.89
北陸	-0.079	-5.31
東海	-0.098	-6.93
中国	-0.110	-7.74

技術進歩率(%)	t値
0.382	7.09

労働ダミー	係数	t値
北海道	0.084	12.94
東北	0.059	7.01
南関東	0.096	12.07
近畿	0.048	6.37
四国	-0.035	-5.76
南九州	0.043	7.70

決定係数

生産関数	0.998
労働シェア関数	0.751

ケース2. 社会資本 = 0.274 × 農林水産 + 0.075 × 国土保全 + 0.821 × 産業基盤 + 0.040 × 生活関連 + 0.568 × その他

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.320	111.85
$\alpha_3(Kg)$	0.242	22.29
$\beta_2(Kp \times E)$	0.048	5.20
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.102	11.46
$\beta_6(Kg^2)$	-0.039	-1.43

定数項ダミー	係数	t値
東北	-0.178	-10.84
北陸	-0.077	-5.14
東海	-0.099	-7.00
中国	-0.106	-7.49

技術進歩率(%)	t値
0.352	6.48

労働ダミー	係数	t値
北海道	0.087	12.68
東北	0.058	6.82
南関東	0.092	11.78
近畿	0.047	6.12
四国	-0.033	-5.45
南九州	0.046	8.42

決定係数

生産関数	0.993
労働シェア関数	0.749

第三次産業

ケース1. 社会資本=生活関連

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.197	21.46
$\alpha_3(Kg)$	0.182	36.47
$\beta_2(Kp \times E)$	0.075	8.09
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.131	13.88
$\beta_6(Kg^2)$	—	—

定数項ダミー	係数	t値
東北	-0.084	-11.01
北関東	-0.131	-17.06
南関東	-0.101	-10.22
東海	-0.132	-17.17
近畿	-0.106	-12.24
四国	0.042	4.61

技術進歩率(%)	t値
0.296	12.73

労働ダミー	係数	t値
北海道	-0.073	-6.43
東北	-0.100	-9.91
北関東	-0.111	-11.52
南関東	0.061	8.80
北陸	-0.159	-11.17
東海	-0.087	-10.88
中国	-0.122	-11.39
四国	-0.218	-12.78
北九州	-0.115	-10.74
南九州	-0.121	-8.11

決定係数

生産関数	0.998
労働シェア関数	0.725

ケース2. 社会資本=0.008×農林水産+0.001×国土保全+0.055×産業基盤+0.954×生活関連+0.008×その他

生産関数	係数	t値
$\alpha_1(Kp)$	0.198	21.70
$\alpha_3(Kg)$	0.183	36.55
$\beta_2(Kp \times E)$	0.076	8.20
$\beta_3(Kp \times Kg)$	0.133	13.98
$\beta_6(Kg^2)$	—	—

定数項ダミー	係数	t値
東北	-0.084	-11.11
北関東	-0.129	-16.90
南関東	-0.098	-10.05
東海	-0.130	-17.06
近畿	-0.104	-12.10
四国	0.040	4.43

技術進歩率(%)	t値
0.291	12.51

労働ダミー	係数	t値
北海道	-0.072	-6.42
東北	-0.098	-9.89
北関東	-0.112	-11.58
南関東	0.060	8.77
北陸	-0.159	-11.22
東海	-0.087	-10.91
中国	-0.121	-11.42
四国	-0.216	-12.83
北九州	-0.115	-10.77
南九州	-0.121	-8.14

決定係数

生産関数	0.998
労働シェア関数	0.726

2. 関数形の性質と課題

(1)各地域の生産構造の違い

本研究において推計された生産関数は、各産業の中で、基本的に地域間で共通した生産構造であることを仮定している。ただし、推計結果においては、定数項 (α_0)、労働の一次の項 ($1 - \alpha_1$) について、複数の地域でダミーが有意に効いている。これらの結果は、他の係数についても地域間で差があることを排除するものではない。しかし、少なくとも地域間で、すべての係数が同じであるとして推計をおこなうことは、誤った生産関数の定式化を導く可能性があるといえる。

特に、定数項のダミーが多く地域で有意に効いているという事実は、労働、民間資本、社会資本の各生産要素以外の要因が、生産構造に影響を及ぼしていることを示していると考えられる。

(2)推計の問題点

本研究の問題点としては以下のようなものが挙げられる。

①第一次産業のデータ上の問題点

本研究においては、各産業についての労働量として、就業者数×労働時間というのを産業別地域別に求めた。しかし、第一次産業については、兼業農家・漁家が多いために就業者数の有効なデータが取れず、労働時間についても農家の全国平均の値しかとれず、データ上の問題がある。

また、シェア関数についても、個人企業の多い第一次産業では、(雇用者所得/国民所得)が労働分配率とは大きく乖離しているため、有効なデータが作成できない。このため、第一次産業については国民経済計算年報より、全国で同じ労働分配率の値をとった。

②地域間の民間資本ストック量および労働量の推定方法

地域間の民間資本ストックについては、固定資本減耗比率を用いて各県に案分しており、データが(減耗額/ストック額)が地域間で一定であるという仮定に依拠している。また、労働量についても、労働人口の変化を直線推計した年度があり、若干の不正確さは否めない。この点については、特に民間資本ストック量について、各県ごとの分布が容易に把握

できるようなデータの整備が望まれる。

③シェア関数のデータ設定

推計にあたっては、生産関数と労働・資本の分配率のシェア関数を同時推定している。しかし、シェア関数については、二次・三次産業で共通の値を用いており、労働についても産業間で同一の値を用いている。したがって、各地域・産業間で労働・資本分配率が異なる可能性が充分考慮されていないといえる。

④社会資本ストックと総生産との関係

本研究においては、社会資本の地域配分の検討及び前述の同時性問題の克服のため、生産における産業分野と社会資本の分野との結びつきを、クラスター分析によって、あらかじめ特定化した。

本研究の推計結果はこの特定化があつて、はじめて成立したものであるが、この計測結果は、こうした特定化によって数値が若干変動することは否めない。

したがって、特に各分野における生産性の絶対水準については、若干の幅を持って解釈する必要がある。ただし、地域別の生産性の格差については、特定化を変化させた場合にも比較的同じような傾向が見られ、信頼性が高いと考えられる。

また、国土保全分野については、クラスター分析の結果より第一次産業を中心として生産に寄与しているとして分類しているが、「総生産や資産に影響を与える災害などを防ぐ」というランダムな経済的効果については、本推計に用いた20年程度のデータでは、その効果が十分には検出されないと考えられる。

付注1. 群平均法によるクラスター分析

対象間の類似度の平均を非類似度の尺度として、次のような手順で凝集型の階層的クラスター分析を行う。

- ①クラスター間の非類似度行列 (d_{ij}) を参照して、最も類似性の高い2つのクラスターを融合して、1つのクラスターを作る。
- ②クラスター同士の非類似度を計算して新しい非類似度行列 (d_{ij}) を更新し、再び最も類似性の高い2つのクラスターを融合する。
- ③②の過程を繰り返して、最終的に一つのクラスターにまとまれば終了。

群平均法は、階層的にクラスターを融合する際に非類似度が単調に大きくなるという樹形図の単調性の条件と、2つのクラスターを融合する際に他のクラスターとの距離が変化しないという便利な性質を持っている。

付注2. 多重共線性の問題

経済における多重回帰分析において多く発生する問題として、多重共線性がある。これは、説明変数間の高い相関関係が存在する場合に起こるものであり、厳密な多重共線性が存在するときは、パラメーターを一意に決定することができず、回帰式の説明変数の個別の効果を特定できない。特に、各分野別の社会資本量は変数間の相関が高く、そのまま推計式の説明変数とすると、深刻な多重共線性が発生する。

多重共線性が発生している場合には、以下のような状況が見られる。

1. 推計値の符号が理論と整合的でない。
2. 決定係数が高いあてはまりの良いモデルであっても、個々のパラメーターに関しての t 値が小さい値になる。
3. 観測数を増やしたり減らしたりすることによって推定値が大きく変わる。
4. 説明変数の増減によって推定値が大きく変動する。

数学補注1. 直接効果及び間接効果の導出

マクロ生産関数

$$Y_t = F(E_t, Kp_t, Kg_t) \quad (1)$$

を考える。ここで労働は固定的であり、民間部門は政府の行動を所与として完全競争の下で利潤を最大化するように、民間資本ストック量を決めるものとする。

今、民間部門が直面する資本の価格を r とすると、利潤最大化の必要条件は、

$$\frac{\partial F(E_t, Kp_t, Kg_t)}{\partial Kp_t} = r \quad (2)$$

となる。これについて両辺を全微分すると

$$\frac{d\left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t}\right)}{\partial Kp_t} dKp_t + \frac{d\left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t}\right)}{\partial Kg_t} dKg_t = dr \quad (3)$$

である。さらに、 $dr = 0$ が成り立っているとすると、(3)式より、

$$dKp_t = -\frac{\frac{\partial}{\partial Kg_t} \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t} \right)}{\frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t} \right)} dKg_t \quad (4)$$

である。この左辺が、社会資本量を政府が変えた際に企業が変化させる民間資本量である。

ここで(1)の生産関数を全微分すると、

$$dY_t = \frac{\partial F(E_t, Kp_t, Kg_t)}{\partial Kp_t} dKp_t + \frac{\partial F(E_t, Kp_t, Kg_t)}{\partial Kg_t} dKg_t \quad (5)$$

であり、これが社会資本ストックの増分が生産に与える影響である。

(4)式を(5)式に代入して変形すると、

$$\frac{dY_t}{dKg_t} = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kg_t} - \frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t} \frac{\frac{\partial}{\partial Kg_t} \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t} \right)}{\frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial Kp_t} \right)} \quad (6)$$

である。ここにおいて右辺第一項は直接効果、第二項は間接効果と呼ばれている。

数学補注2 コブ=ダグラス型生産関数における直接・間接効果の導出

$$\text{直接効果: } \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{g,t}} = \gamma (E_t^\alpha K_{p,t}^\beta K_{g,t}^{\gamma-1}) = \gamma \frac{Y_t}{K_{g,t}} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{間接効果: } -\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{p,t}} \frac{\partial \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{g,t}} \right)}{\partial \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{p,t}} \right)} &= -\beta (Y_t / K_{p,t}) \frac{\frac{\partial (\beta Y_t / K_{p,t})}{\partial K_{g,t}}}{\frac{\partial (\beta Y_t / K_{p,t})}{\partial K_{p,t}}} \\ &= -\beta (Y_t / K_{p,t}) \frac{(\beta \gamma \cdot Y_t) / (K_{p,t} \cdot K_{g,t})}{\{\beta(\beta-1)Y_t\} / K_{p,t}^2} = \frac{\beta \gamma}{1-\beta} \frac{Y_t}{K_{g,t}} \end{aligned} \quad (8)$$

したがって、間接効果を考慮に入れた際の社会資本の限界生産性は、

$$\frac{dY_t}{dK_{g,t}} = \gamma \frac{Y_t}{K_{g,t}} + \frac{\beta \gamma}{1-\beta} \frac{Y_t}{K_{g,t}} = \frac{\gamma}{1-\beta} \frac{Y_t}{K_{g,t}} \quad (9)$$

であり、生産の社会資本に対する弾力性は、

$$\frac{dY_t / Y_t}{dK_{g,t} / K_{g,t}} = \frac{dY_t}{dK_{g,t}} \frac{K_{g,t}}{Y_t} = \frac{\gamma}{1-\beta} \quad (10)$$

である。

一方、このときの社会資本の1単位の増大に伴う民間資本の誘発量は

$$\frac{dK_{p,t}}{dK_{g,t}} = -\frac{\frac{\partial \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{p,t}} \right)}{\partial K_{g,t}}}{\frac{\partial \left(\frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_{p,t}} \right)}{\partial K_{p,t}}} = -\frac{(\beta \gamma \cdot Y_t) / K_{p,t} \cdot K_{g,t}}{\{\beta(\beta-1)Y_t\} / K_{p,t}^2} = \frac{\gamma}{1-\beta} \frac{K_{p,t}}{K_{g,t}} \quad (11)$$

であり、民間資本の社会資本に対する弾力性は

$$\frac{dK_{p,t} / K_{p,t}}{dK_{g,t} / K_{g,t}} = \frac{dK_{p,t}}{dK_{g,t}} \frac{K_{g,t}}{K_{p,t}} = \frac{\gamma}{1-\beta} \quad (12)$$

となる。

数学補注3 トランスログ型生産関数における直接・間接効果の導出

ここでは生産関数として以下のような translog 型生産関数

$$\begin{aligned} \ln Y_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Kp_t + \alpha_2 \ln E_t + \alpha_3 \ln Kg_t \\ & + \ln Kp_t \left(\frac{1}{2} \beta_1 \ln Kp_t + \beta_2 \ln E_t + \beta_3 \ln Kg_t \right) \\ & + \ln E_t \left(\frac{1}{2} \beta_4 \ln E_t + \beta_5 \ln Kg_t \right) + \frac{1}{2} \beta_6 (\ln Kg_t)^2 \end{aligned} \quad (13)$$

を仮定しているのので、これを使って直接効果と間接効果を表現する。

①直接効果の導出

直接効果については、(13)式を $\ln Kp$ もしくは $\ln Kg$ で偏微分することにより得られる。

$$\text{民間資本の直接効果： } \eta_{Kp} = \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} = \alpha_1 + \beta_1 \ln Kp_t + \beta_2 \ln E_t + \beta_3 \ln Kg_t \quad (14)$$

$$\text{社会資本の直接効果： } \eta_{Kg} = \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kg_t} = \alpha_3 + \beta_3 \ln Kp_t + \beta_5 \ln E_t + \beta_6 \ln Kg_t \quad (15)$$

②間接効果の導出

(6)式の右辺第二項の分子については、

$$\frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial Y_t}{\partial Kp_t} \right) = \frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} \frac{Y_t}{Kp_t} \right) \quad (16)$$

となることから、

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} \frac{Y_t}{Kp_t} \right) = \frac{\partial}{\partial Kp_t} \left[(\alpha_1 + \beta_1 \ln Kp_t + \beta_2 \ln E_t + \beta_3 \ln Kg_t) \frac{Y_t}{Kp_t} \right] \\ & = \frac{\beta_1 \partial (\ln Kp_t)}{\partial Kp_t} \frac{Y_t}{Kp_t} + (\alpha_1 + \beta_1 \ln Kp_t + \beta_2 \ln E_t + \beta_3 \ln Kg_t) \cdot \left(\frac{\partial Y_t / \partial Kp_t}{Kp_t} - \frac{Y_t}{Kp_t^2} \right) \\ & = \frac{\beta_1 Y_t}{Kp_t^2} + \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} \frac{\partial Y_t}{\partial Kp_t} \frac{1}{Kp_t} - \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} Y_t \frac{1}{Kp_t^2} \\ & = \frac{Y_t}{Kp_t^2} \left(\beta_1 + (\eta_{Kp})^2 - \eta_{Kp} \right) \end{aligned} \quad (17)$$

また、(6)式の右辺第二項の分母については、

$$\begin{aligned}
\frac{\partial}{\partial Kp_t} \left(\frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kg_t} \frac{Y_t}{Kg_t} \right) &= \frac{\partial}{\partial Kp_t} \left[(\alpha_3 + \beta_3 \ln Kp_t + \beta_4 \ln E_t + \beta_6 \ln Kg_t) \frac{Y_t}{Kg_t} \right] \\
&= \frac{\partial(\beta_3 \ln Kp_t)}{\partial Kp_t} \frac{Y_t}{Kg_t} + (\alpha_3 + \beta_3 \ln Kp_t + \beta_4 \ln E_t + \beta_6 \ln Kg_t) \cdot \left(\frac{\partial Y_t / \partial Kp_t}{Kg_t} \right) \\
&= \frac{\beta_3 Y_t}{Kp_t Kg_t} + \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kg_t} \frac{\partial \ln Y_t}{\partial \ln Kp_t} \frac{Y_t}{Kp_t Kg_t} \\
&= \frac{Y_t}{Kp_t Kg_t} (\beta_3 + \eta_{Kp} \eta_{Kg})
\end{aligned} \tag{18}$$

よって、(17), (18)式を(6)式に代入すると、以下の式のようになる。

$$\frac{d \ln Y_t}{d \ln Kg_t} = \eta_{Kg} + \eta_{Kp} \frac{\beta_3 + \eta_{Kg} \cdot \eta_{Kp}}{\eta_{Kp} (1 - \eta_{Kp}) - \beta_1}$$