

生産関数推定について ：手法に関する考察と規制緩和への示唆

中 村 豪

第1節 イン트로ダクション

企業の効率性や技術進歩を計測する上で、代表的な指標となるものが全要素生産性（Total Factor Productivity。以下 TFP と略す）である。Solow（1957）が提唱したこの概念は、生産関数において通常の要素投入の貢献分を差し引いた「残差」として、効率性や技術進歩を捉えられるという考えに基づく。その分かりやすさと理論的な裏付けの存在によって、以来経済成長論や産業組織論といった分野を中心に、TFP に関する膨大な実証分析がなされてきている¹⁾。

実際に TFP を分析するには、労働や資本ストックといった通常の生産要素が生産の変化にどの程度貢献しているかを知る必要がある。これには大きく分けて2つの方法がある。1つには、生産要素分配率あるいはコストシェアがそれぞれの生産要素の限界生産性を反映していると見なし、データとして観測された生産要素分配率あるいはコストシェアと生産要素投入量から、各要素の生産への寄与を測るというやり方がある。しかしながらこの手法は、生産関数の1次同次性や、財市場及び生産要素市場における完全競争といった仮定を置くことになり、結果の信頼性を論ずる際にその仮定の是非が問われることになる。また、実際にはある程度の大きさで存在すると考えられる測定誤差の影響を考慮できていない点も、この手法の限界として指摘されている。

これに対してもう1つの手法は、生産要素と産出のデータから直接生産関数を推定し、それによって各生産要素の貢献分を求めるというものである。この手法においては必ずしも生産関数の1次同次性や完全競争は仮定されず、測定誤差についても推定の中で考慮することができるという利点がある。

その一方で生産関数を推定するには、それに関するさまざまな統計学的問題に対処する必要がある。なかでも重要な課題となるのは、内生性バイアスの問題である。例えば、企業にとっては認識できるが分析者には観察できない生産性の上昇があった場合、企業は労働投入などの生産要素を増やそうとするかも知れない。しかしこの生産性の上昇は観察できないため、このときの生産の増大のうち、生産性が上昇したことによる部分と、労働投入が増えたことによる部分とをデータからは識別できない。その結果、労働投入からの貢献分を過大

に推定し、生産性を過少に推定するというバイアスが生じることになる。

このような内生性バイアスに対処するために、さまざまな推定手法が考案されている。van Biesbroeck (2007) は、こうした複数の推定手法を仮想的なデータセットに適用し、どの手法がより望ましい推定結果をもたらすかを考察しているが、どのようなデータの構造が想定されるかによっても、それぞれの手法の望ましさは変わりうるという結論を得ている。

本稿は、現実の日本企業のデータに対して複数の推定手法を適用して生産関数を推定し、それぞれの手法がもたらす結果にどの程度の差異がみられるか、またどのような場合にその差異が大きなものとなるのかを探った分析である。また実際の生産関数推定においては、データセットの構築などの面でも扱い方を考慮すべき点があり、データの扱いによって推定結果がどの程度左右されるのか、それぞれの手法の中での比較も行っている。

本稿ではもう1つ、推定されたTFPを用いて、規制緩和の進展に合わせてどのように企業の生産性が変化してきたのかも検証する。日本では特に1980年代後半以降さまざまな分野で規制改革が進展し、多くの産業で規制の撤廃・緩和が進んだ。企業の生産性の向上は、新規参入の活発化や内外価格差の縮小などと並んで、規制緩和のもたらす成果の1つとして指摘される場所である(江藤(2010))。この点についても、本稿で得られた推定結果をもとに若干の考察を加えたい。

本稿の構成は以下になる。まず第2節では、本稿で取り上げる生産関数推定の手法を紹介し、それぞれどのように内生性バイアスに対処しようという考え方であるのかを述べる。第3節では生産関数推定に用いるデータを紹介する。なおデータの構築については、補論において詳述されることになる。第4節では手法別に生産関数の推定結果を提示していく。生産関数は、産業(おおまかに証券コード協議会の業種分類の中分類に対応)ごとに推定されており、それぞれの手法でどの程度頑健な結果が得られているのか、手法間で推定結果がどの程度異なるのかを考察することになる。第5節では、推定によって得られた産業ごとのTFPについて、各産業における規制緩和の進展度との相関を確かめる。第6節はまとめである。

第2節 生産関数の推定手法

本節では、企業(または工場・事業所等)レベルのパネルデータが利用できる場合における生産関数推定の手法について概観する²⁾。企業 $i \in \{1, \dots, N\}$ の時点 $t \in \{1, \dots, T\}$ における生産関数を推定する場合、その関数形³⁾をどのように定めるかも問題になり得るが、通常は以下のようなコブ・ダグラス型生産関数

$$Y_{it} = AL_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} \quad (1)$$

(Y :産出, L :労働投入, K :資本ストック)を仮定し、誤差項 u を加えた形で両辺の対数

をとった

$$y_{it} = \alpha + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + u_{it} \quad (2)$$

を推定する ($y \equiv \log Y$, $\alpha \equiv \log A$, $l \equiv \log L$, $k \equiv \log K$)。このように生産関数が定義されると、TFP (対数値) は

$$\log TFP_{it} \equiv y_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_k k_{it} = \alpha + u_{it} \quad (3)$$

のように表される。従って、もし β_l と β_k が「正しく」推定されれば、TFP についても正しく推定されるということになる。

もし (2) において誤差項 u が標準的な仮定を満たしているとすると、最小2乗法によってこの式を推定すれば、不偏性・一致性を持つ推定量が得られる。しかし Marschak and Andrews (1944) はこの点が成り立たないことを指摘した。すなわち企業に何らかの生産性ショックがあれば、それに応じて企業は生産要素投入 l , k を変化させると考えられる。例えば生産現場の改善が行われ、他企業よりも費用面で優位に立った企業は、生産規模を拡大すべく雇用や設備を増やすかも知れない。もしこのような生産性ショックがデータとして観察できなければ、それは誤差項 u に含まれることになって、誤差項と説明変数の間に相関が生じてしまう。その結果、(2) において l や k の変化による y の変化と、 u による y の変化とが識別されず、 β_l と β_k の推定値にバイアスが生じることになる。

そこでこの内生性バイアスに統計学的に対処する方法がいくつか提案されている。特にパネルデータセットが利用できる場合は、その性質を利用することでさまざまなタイプの内生性に対応する手法が考えられている。それらは大まかには、

- 固定効果を考慮するもの
- 操作変数を用いるもの
- 代理変数を用いるもの

の3つに分類できる。以下ではこれら3種類の推定手法について、その概要を述べていく。

2.1 固定効果による対応

誤差項のうち説明変数と相関を持つ部分が、観測期間中に不変であると想定できれば、固定効果推定によって内生性バイアスを解消できる。例えば企業の経営能力や、技術水準といった短期的には大きく変動しない要因が生産要素投入の水準に大きく影響するのであれば、その部分を固定効果として取り除いてやれば、誤差項と説明変数との相関のない形で推定を行うことが可能になる。

パネルデータが利用可能であれば、誤差項について

$$u_{it} \equiv v_i + e_{it} \quad (4)$$

という構造を仮定して、固定効果部分 v_i は説明変数と相関を持ちうるが、 e_{it} については説明変数と無相関であるという状況を考えることができる。(4) を (2) に代入した式

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

$$y_{it} = \alpha + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + v_i + e_{it} \quad (5)$$

は、within 推定という手法によって推定できる。これは (5) について、観測主体（ここでは企業）ごとに y_{it} の平均をとってそれを差し引いたもの

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_l (l_{it} - \bar{l}_i) + \beta_k (k_{it} - \bar{k}_i) + (e_{it} - \bar{e}_i) \quad (6)$$

については、 e_{it} が（すべての期における）説明変数と無相関である限り、誤差項に相当する部分 $e_{it} - \bar{e}_i$ と説明変数 $l_{it} - \bar{l}_i$ 、 $k_{it} - \bar{k}_i$ は無相関となるため、(6) を通常の最小 2 乗法で推定して一貫性のある推定量が得られるという考え方である。なお \bar{z}_i は変数 z_{it} の観測主体内平均 ($= (1/T) \sum_{t=1}^T z_{it}$) である。

固定効果モデル (5) を推定する手法は within 推定だけではない。(5) の階差をとった

$$y_{it} - y_{i,t-d} = \beta_l (l_{it} - l_{i,t-d}) + \beta_k (k_{it} - k_{i,t-d}) + (e_{it} - e_{i,t-d}) \quad (7)$$

においても、(6) と同様に内生性バイアスの原因となる v_i を取り除いた形で β_l 、 β_k を推定できる。Griliches and Hausman (1986) は、使用する変数に測定誤差がある場合には、within 推定を行うと測定誤差の影響が観測主体内平均の部分を通じて拡大されてしまい、推定結果に別の形のバイアスを生じさせることを指摘して、(7) においてある程度大きな d を採用し、各変数の長期階差 (long difference) をとる方が、実際にはよりバイアスの小さな推定結果が得られると主張した。本稿でも within 推定、長期階差モデルの推定の両方を試みることにする。

2.2 操作変数による対応

内生性バイアスが生じるときの対応としては、操作変数の利用も広く行われている。操作変数とは誤差項と無相関であり、かつ説明変数とは相関を持つ変数である。操作変数を用いれば、説明変数の変動のうち誤差項と相関を持たない部分だけを識別し、その被説明変数への影響を見ることができる。

操作変数は誤差項と無相関であるため、適切な操作変数 x_{it} が得られれば、それに関して直交条件 (orthogonality condition)

$$E(x_{it} e_{it}) = 0 \quad (8)$$

が成り立つことになる。これは積率条件 (moment condition) の一種であり、この条件を満たすようなパラメータ β_l 、 β_k を一般化積率法 (generalized method of moments。GMM と略す) によって推定することができる。そのため適当な変形によって (8) を満たすような e_{it} が導き出せさえすれば、より複雑な形を持つ生産関数についても、GMM の手法により一貫性のある推定量が得られることになる。

Arellano and Bond (1991) や Blundell and Bond (1998) はこの考えを応用し、内生性バイアスに加えて、誤差項の系列相関も存在する場合に生産関数を推定する手法を提案している。(5) において $e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ というような系列相関が想定されるとき、

$$\rho y_{i,t-1} = \rho\alpha + \beta_l \rho l_{i,t-1} + \beta_k \rho k_{i,t-1} + \rho v_i + \rho \varepsilon_{i,t-1} \quad (9)$$

を (5) から差し引けば、

$$y_{it} = \rho y_{i,t-1} + (1-\rho)\alpha + \beta_l l_{it} - \rho\beta_l l_{i,t-1} + \beta_k k_{it} - \rho\beta_k k_{i,t-1} + (1-\rho)v_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

という式が得られる⁴⁾。(10) は固定効果として $(1-\rho)v_i$ が含まれた式であると考えれば、(7) のような階差 (ここでは $d=1$ とする) をとれば固定効果部分を取り除いた式が導かれ、その式における誤差項部分 $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ が適切な操作変数と直交するという条件から、パラメータ β_l , β_k , ρ の一致推定量が得られることになる。 ε_{it} が l_{it} , k_{it} , $l_{i,t-1}$, $k_{i,t-1}$ とは相関を持つが、それ以前の $l_{i,t-s}$, $k_{i,t-s}$ と相関を持たないとすれば、 $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ は $s \geq 3$ となる $l_{i,t-s}$, $k_{i,t-s}$ とは相関を持たないということになる。従って操作変数を x_{it} として、 $s \geq 3$ となる $l_{i,t-s}$, $k_{i,t-s}$ を用いた直交条件

$$E[x_{it} \cdot (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \quad (11)$$

について GMM を適用することになる。なお GMM を行うには、少なくとも推定すべきパラメータの数を上回るだけの数の式から (11) が成り立っていないなければならない。すなわち x_{it} は、パラメータの数を上回るだけの次数を持つベクトルとなる。Blundell and Bond (1998) は、(11) に

$$E[\Delta x_{it} \cdot \{(1-\rho)v_i + \varepsilon_{it}\}] = 0 \quad (12)$$

という直交条件も加えた形で推定することで、よりバイアスの少ない推定値が得られると論じている。(12) における x_{it} は $s \geq 2$ となる $l_{i,t-s}$, $k_{i,t-s}$ である。

2.3 代理変数による対応

固定効果推定、操作変数を用いた GMM 推定とも、生産関数の推定において広く用いられる手法であるが、他方でそれぞれに課題を抱えてもいる。例えば各企業の生産性格差は固定的といえるのかという点や、Blundell and Bond (1998) で提唱されている操作変数は実際に有効なものなのかといった点である。GMM 推定は小標本におけるパフォーマンスが必ずしもよいものではなく、特に操作変数が弱いものである場合は問題が大きい。

そこで近年では、これらとはさらに異なる考えに基づいて、生産関数推定における内生性バイアスに対処しようという試みが提案されている。生産性ショックがあった場合に影響を受けるのは、企業の生産活動だけではない。例えばより優れた技術が利用可能になったとき、企業は新規に設備の拡張を試みるかも知れない。設備投資額自体は生産関数に含まれるものではないが、それが生産性ショックを反映したものであるならば、設備投資額の関数として生産性ショックを明示的に生産関数に取り込み、 l や k と相関を持たない部分だけが誤差項となるように生産関数を定式化できるはずである。そうであれば、必ずしも時間を通じて固定的ではない生産性ショックを考え、かつ操作変数も不要な形で、内生性バイアスの問題を解消することが可能になる。

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

Olley and Pakes (1996) (以下 OP と略す) は、このような考え方に基づいて生産関数を推定する手法を提案している。すなわち Ericson and Pakes (1995) や Hopenhayn and Rogerson (1993) のような生産性ショックのある動学的な産業のモデルに基づき、生産性ショックが生産活動のみならず、設備投資行動⁵⁾に関わる枠組みを一般性のある形で示し、その枠組みを用いて生産関数を推定しようという試みである。

OP における生産関数は、

$$y_{it} = \alpha + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + w_{it} + e_{it} \quad (13)$$

のように定式化される。誤差項部分のうち w_{it} は企業の意思決定に影響する生産性ショックであり、 e_{it} は企業にとっても予期されていないショックを表している。(5) との違いは、 v_i と異なり w_{it} は時間とともに変化する点にある。 w_{it} は生産活動のみならず、設備投資水準 I_{it} の決定にも関わっている。 I_{it} は、1 次のマルコフ過程に従う生産性ショック w_{it} と、状態変数 (ここでは資本ストック額 k_{it}) の関数

$$I_{it} = g(k_{it}, w_{it}) \quad (14)$$

として表される。もし関数 g が w_{it} に対して単調である (すなわち k_{it} を一定とするときに、生産性ショックの値が大きければ大きいほど、設備投資水準も大きくなる) ならば、

$$w_{it} = h(k_{it}, I_{it}) \quad (15)$$

というように逆関数をとることができ、かつ関数 h は I_{it} に対して単調となり、 k_{it} を一定としたときに I_{it} が生産性ショックの代理変数となり得るという関係が導かれる。OP では標準的な産業の動学モデルにおいて、関数 g が w_{it} に対して単調になることを示しており、この性質に基づいて生産関数推定の手法を提案している。

生産関数 (13) に (15) を代入すると、

$$y_{it} = \alpha + \beta_l l_{it} + \varphi(k_{it}, I_{it}) + e_{it} \quad (16)$$

という式が得られる。ただし

$$\varphi(k_{it}, I_{it}) \equiv \beta_k k_{it} + h(k_{it}, I_{it}) \quad (17)$$

である。仮定より e_{it} は l_{it} , k_{it} , I_{it} と相関を持たない。すると β_k については、 $\varphi(k_{it}, I_{it})$ において $\beta_k k_{it}$ の部分と $h(k_{it}, I_{it})$ の部分を事前に区別できないことから、このままでは推定できないものの、 β_l の方は何らかの形で $\varphi(k_{it}, I_{it})$ を定めることができさえすれば、(16) をセミパラメトリックなモデルとして扱って推定することができるようになる。 $\varphi(k_{it}, I_{it})$ の関数形は不明であるが、これを (k_{it}, I_{it}) に関する多項式で近似できるものとする、(16) を通常の最小 2 乗推定して、まず β_l の一致推定量を得ることができる。

β_k の推定値を得るには、もう 1 つの重要な仮定として、今期の状態変数 k_{it} が、今期の生産性水準のうち前期までには予測されていなかった部分

$$\xi_{it} = w_{it} - E(w_{it} | w_{i,t-1}) \quad (18)$$

と相関を持たない、というものを置く必要がある。この仮定が成り立てば、(16) より、

$$E(y_{i,t+1} - \beta_l l_{i,t+1} | k_{i,t+1}) = \alpha + \beta_k k_{i,t+1} + E(w_{i,t+1} | w_{it}) \equiv \beta_k k_{i,t+1} + \gamma(w_{it}) \quad (19)$$

となり ($\gamma(w_{it}) \equiv \alpha + E(w_{i,t+1} | w_{it})$), $w_{it} = \varphi(k_{it}, I_{it}) - \beta_k k_{it}$ であるので,

$$y_{i,t+1} - \beta_l l_{i,t+1} = \beta_k k_{i,t+1} + \gamma(\varphi(k_{it}, I_{it}) - \beta_k k_{it}) + \xi_{i,t+1} + e_{i,t+1} \quad (20)$$

と表すことができる。(16)を推定した時点で β_l および $\varphi(k_{it}, I_{it})$ の一致推定量 $\hat{\beta}_l$ および $\hat{\varphi}$ は得られている。これらの値を, (20)において γ を $\hat{\varphi} - \beta_k k$ の M 次多項式で近似したものに代入すると,

$$y_{i,t+1} - \hat{\beta}_l l_{i,t+1} = \beta_k k_{i,t+1} + \sum_{m=1}^M \beta_\gamma^m (\hat{\varphi}_{it} - \beta_k k_{it})^m + \xi_{i,t+1} + e_{i,t+1} \quad (21)$$

となり, k_{it} が ξ_{it} および e_{it} と相関を持たないことから, (21)を非線形最小2乗法で推定すれば, β_k についても一致推定量が得られることになる。

このような2段階の複雑な推定⁶⁾を行うため, 推定値の標準誤差については解析的に得られるものではなく, ブートストラップ法によって求めることになる⁷⁾。

OPで代理変数に用いる設備投資額は, 必ずしも正の値をとるとは限らず, その場合は上で述べた手法は妥当性を失ってしまう。そこで Levinsohn and Petrin (2003) は設備投資の代わりに中間投入を用いて, OPと同様の発想に基づく推定手法を提案している。しかしこの手法に対しては, Akerberg, Caves, and Frazer (2005) より厳しい批判が投げかけられている。労働投入と中間投入は通常どちらも短期的にも可変的で, その期の状況のみに応じて決定されるものとされており, 基本的に両者は同じ要因の影響を受けていると考えられる。すなわち l についても代理変数と同様 $\tilde{g}(k_{it}, w_{it})$ のように表されることになり, (16)のように l と $\varphi(k_{it}, I_{it})$ が区別されるような形にはならないはずである (l も代理変数とともに (k_{it}, w_{it}) の関数となり, 多重共線性が発生している)。実は同様の批判はOPの手法にも向けられるが, OPで代理変数として用いられる設備投資は労働投入と違って動学的な変数であり, 2つの変数を左右する要因が異なることも想定しうる。こうした点に鑑み, 本稿ではOPの手法のみを取り上げ, Levinsohn and Petrin (2003) の手法については分析の対象外とする。

第3節 使用するデータ

生産関数の推定に使用するデータは, Astra Manager が提供している日本の製造業の上場企業(持株会社を除く)の財務データ(単独決算)から構築している。分析に使用するデータは, 1990~2009年のものである。ただし財務データ自体は1980年まで遡ることができ, 資本ストックのデータを構築する際は1980年代のデータも用いられている。

まず生産については付加価値で定義することとし, 製品売上高から中間投入に相当する額を差し引いて求める。中間投入は, 製造原価と販売費・一般管理費を足したものから, 労務費・福利厚生費(製造原価明細より), 人件費・福利厚生費(販売費・一般管理費明細より),

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

役員報酬、減価償却費を差し引いて求める。

労働については期末従業員数の値を用いる。

資本ストック額については、償却対象有形固定資産額のデータに基づいて構築している。これは有形固定資産から建設仮勘定と土地を除いたものであり、主には建物・構築物と機械装置及び運搬具から成る。まず初期値（1980年度またはデータが観測され始めた年のうち、新しい方の値）を定め、これに毎年の実質設備投資額を加え、減価償却分を差し引くことで実質の資本ストック額としている。実質の設備投資額を得るには、まず毎年償却対象有形固定資産額の変化を用いて名目の投資額を求め、それをデフレータを用いて実質化する方法をとっている。減価償却率については10%を仮定したが、分析の頑健性を確かめるために15%に設定したデータも構築している。詳細については補論にて扱う。

以上のように得られた財務データに基づく各企業のデータについて、さらにJIPデータベース⁸⁾より得られる産業レベルのデータを用いて加工した。JIPデータベースからは、産業別に産出のデフレータ、中間投入のデフレータ、設備投資のデフレータ、労働時間のデータを得ている。産出のデフレータは、各産業の実質産出額で名目産出額のデータを割ることによって求めており、中間投入デフレータ、設備投資デフレータについても同様に、それぞれ部門別に得られる実質中間投入額と名目中間投入額のデータと、実質設備投資額と名目設備投資額のデータから計算している。産業の平均的な労働時間は、部門別マンアワーのデータを部門別従業員数の値で割って求めている。

生産関数を推定する際の産業区分は、証券コード協議会の業種区分（中分類）に基づいているが、JIPデータベースの部門区分はこれとは異なるため、日本標準産業分類の区分を仲立ちとして両者を接合している。JIPデータベースにおける部門区分の方が細かいため、生産関数を推定する際の産業区分に複数のJIPの部門区分が含まれる場合がある。その場合は、JIPデータベースの付加価値ウェイトを用いて、各部門の値を加重平均している。生産関数推定に用いる業種別の観測値数及び企業数は、表1に示した通りとなる。

このようにして得られた産業別のデータを用いて、財務データより得られた数値を加工している。すなわち実質付加価値を得るために、製品売上高を産出デフレータで実質化したものから、中間投入デフレータで実質化した中間投入を差し引いている。労働投入は、期末従業員数に産業の平均的な労働時間を乗じて計算している。設備投資デフレータは、補論に示した方法で資本ストックのデータを構築する際に用いている。

表2には、以上のように作成した変数の記述統計量を掲げている。推定は業種別に行っているが、結果をすべて示すのは煩雑であるため、分析の詳細に立ち入る際は、最大の観測値数を持つ電気機器に絞って論じることとする。そこで表2には、電気機器のみについての記述統計量も示している。

表 1 産業別・推定に用いたデータ数

	観測値数	企業数
電気機器	5,586	358
機械	4,906	301
化学	4,055	241
食品	2,806	174
非鉄金属製品	2,726	170
自動車	1,670	97
窯業	1,468	89
繊維	1,426	87
鉄鋼	1,209	72
精密機器	973	66
医薬品	957	69
パルプ・紙	594	39
ゴム	454	25
輸送用機器	350	23
石油	227	15
造船	128	7
その他製造	2,238	145
計	31,773	1,978

第 4 節 生産関数の推定結果

本節では、第 2 節で紹介した各種手法を用いて産業別に生産関数を推定し、その結果の頑健性や手法間での結果の差異について論じる。4.1 節では、手法ごとに結果の安定性を確かめることを目的としている。個々の手法別に、使用する変数等の選択によってどの程度結果が変わるのを見える。すべての産業についての結果を報告すると煩雑になるため、ここでは特に、今回の標本中でも最も観測値数、企業数が多い電気機器産業を対象を絞って論じることとする。4.2 節では、それぞれの手法によって得られた推定値を比較し、どのような結果が出やすい傾向にあるのか、手法ごとの特徴を整理する。また、手法によって結果に大きな差が生じる場合についての考察も加える。なお一連の推定には Stata version 12.1 を用いた。

4.1 手法別推定結果—電気機器産業の場合

within 推定

まず within 推定の結果から見ていこう。表 3 は、電気機器産業について (6) を推定した

表2 生産関数推定に用いたデータの記述統計量

	○ 全産業計				
	観測値数	平均	メディアン	標準誤差	最小値 最大値
付加価値額	31,773	38298.24	6793.43	174399.35	0.27 7902505.50
労働投入	31,770	3177.87	1101.70	8667.56	1.88 160860.03
資本ストック (dep. rate = 10%)	31,773	21916.17	4829.08	67790.51	0.75 1093873.25
資本ストック (dep. rate = 15%)	31,773	21941.98	4834.60	67846.66	1.00 1089003.63
設備投資 (dep. rate = 10%)	31,459	2431.86	359.01	10721.02	-384228.22 560061.38
設備投資 (dep. rate = 15%)	31,459	3542.86	647.91	13125.72	-348920.72 585974.38
○ 電気機器					
付加価値額	5,586	68936.83	7769.47	324449.75	3.49 7902505.50
労働投入	5,586	4918.77	1251.31	14316.05	3.82 160860.03
資本ストック (dep. rate = 10%)	5,586	21834.13	3664.87	71383.28	1.05 823715.63
資本ストック (dep. rate = 15%)	5,586	21949.38	3674.10	71773.52	1.04 833698.94
設備投資 (dep. rate = 10%)	5,505	2414.52	240.99	12497.06	-118664.16 373641.84
設備投資 (dep. rate = 15%)	5,505	3561.76	444.28	14979.46	-101883.13 374391.16

注) 労働投入は、期末従業員数(人)に年間総実労働時間(千時間)をかけたもの。他の変数は実質化した上で単位：百万円のデータ。

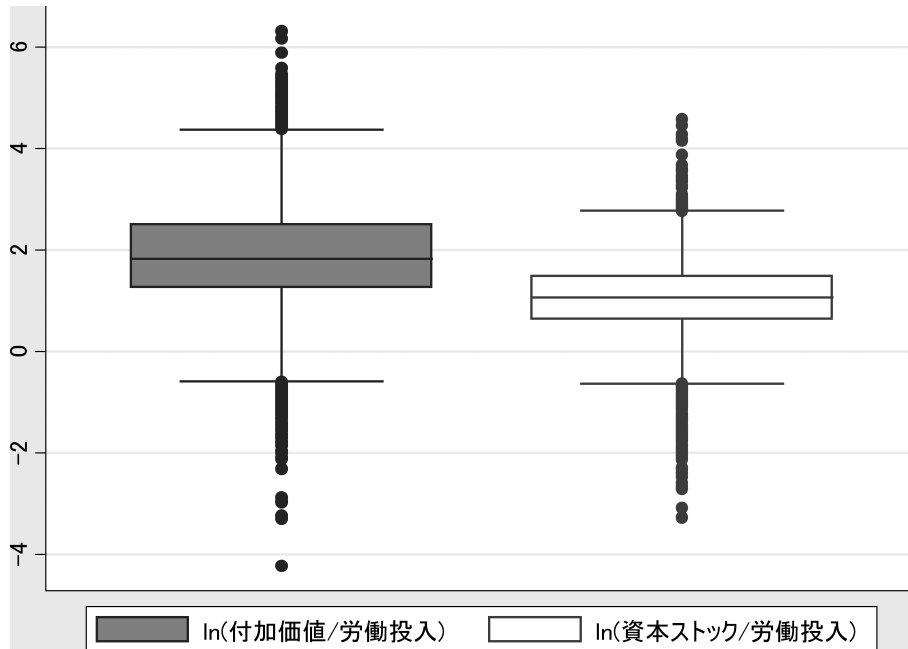
表3 Within 推定の結果

	[3-A]		[3-B]		[3-C]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
β_l	0.629 ^a	0.040	0.744 ^a	0.040	0.733 ^a	0.040
β_k	0.183 ^a	0.024	0.113 ^a	0.026	0.122 ^a	0.026
決定係数	0.724		0.792		0.792	

固定効果の有無に関するF検定	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値
Hausman検定	26.86	0.000	22.47	0.000	22.52	0.000
1次同次性の検定	71.11	0.000	89.98	0.000	80.08	0.000
外れ値の除外	38.88	0.000	22.48	0.000	23.11	0.000
資本ストックの償却率	N		Y		Y	
標本数	10%		10%		15%	
	5586		5063		5063	

係数の横にある記号は、a：1%水準で有意、b：5%水準で有意であることを意味する。推定の際には、ここに表示されていない年度ダミーも含めている。

図1 外れ値の検証：電気機器産業の場合



長方形の箱の部分に25%分位点から75%分位点まで、すなわちメディアンを中心に全体の半数が含まれる領域である。箱の幅を1.67倍した長さで上下のひげ部分が描かれており、その領域に含まれない観測値が点で表されている。

結果を表している。表には示していないが、推定においては分析対象期間の各年度についてダミーも説明変数に含めており、各年度において産業全体に影響を及ぼしたような要因（例えば為替レートの変動など）をコントロールした上での結果を得ている。列3-Aでは、 β_l は0.627という推定値をとったが、 β_k の推定値は0.183に留まっており、収穫一定である（ $\beta_l + \beta_k = 1$ ）という帰無仮説は、1%水準でも棄却されている。固定効果の有意性については、すべての*i*について w_i が等しいという帰無仮説が1%水準で棄却されており、固定効果を考慮する必要があったことが伺える。またHausman検定の結果から、変量効果推定よりも固定効果推定の方が望ましいということも示された⁹⁾。

列3-B、3-Cではこの結果の頑健性を確かめている。企業の財務データのようなマイクロデータを扱う際は、さまざまな理由から異常な値をとる観測値が含まれてくる。図1の箱ひげ図に電気機器産業の場合の状況を示している。技術的にある程度似通った企業であれば、労働生産性（＝付加価値/労働投入）や資本労働比率（＝資本ストック/労働投入）は大きく変わらないことが予想されるが、これらの値が突出して高い、あるいは低い企業が散見される。これら外れ値の影響によって、推定結果が大きく左右されることもあり得る。

そこで列3-Bでは、労働生産性および資本労働比率について、上下2.5%ずつの観測値を

除外して推定を行った。その結果 β_l の推定値はやや大きく、 β_k の推定値はやや小さいものが得られた。しかし他の推定結果については、3-A と定性的には同様のものが得られた。

列 3-C は、さらに列 3-B と同じデータセットについて、資本ストックの定義を変更して推定したものである。列 3-A、3-B の資本ストックは償却率を 10% に想定して計算しているが、3-C では 15% として計算したものをを用いた。推定結果は列 3-B のものとはほぼ変わらず、償却率の値についてはあまり結果に影響しないものといえる。

長期階差モデルの推定

表 4 では長期階差モデル (7) を推定した結果を示している。列 4-A では、データを 2 つの期間に分け、1991~99 年と、1999~2007 年の 8 年間ずつの階差をとった ($d=8$) 時の結果である。付加価値額や生産要素投入については、各年度固有の影響を大きく受けることが予想されるので、階差をとる前に 3 年分の平均をとっている (すなわち 1991~99 年の階差は、1990~92 年の平均と、1998~2000 年の平均の階差を意味する)。推定した結果、 β_l は 0.671、 β_k は 0.167 と、列 3-A とほぼ同じような推定値が得られた。ただし標本数が少ないこともあってこれらの推定値の分散は大きく、 $\beta_l + \beta_k = 1$ という帰無仮説は 5% 水準で棄却されなかった。なお推定には 2 つの期が含まれるため、後期 (1999~2007 年) ダミーを説明変数に含めている。

しかし列 4-A の結果はあまり頑健なものではない。列 4-B では、列 3-B と同様外れ値に相当する観測値を除外しているが、その結果は 4-A とは大きく異なる。 β_l の推定値は 0.949 と 4 割ほど大きな値となり、他方 β_k の推定値は有意ではないものの負の値をとってしまっている。資本ストックの定義を償却率 15% のものに変えても、ほぼ同様の結果が得られている (列 4-C)。

長期階差モデルは、その定義上推定に用いられる観測値数を大幅に減らしてしまう手法であり、within 推定などと比べて自由度がかなり低い。そのため外れ値の影響は強く出やすいものとなっている。逆の見方をすれば、外れ値とされる観測値を除外することで結果が大きく変わりうる。観測値の年々の変化が、シグナルよりはノイズに主導されているならばそれらを除去する長期階差モデルの利点が強まると考えられるが、日本企業の財務データにおいては、年々の変化に含まれるシグナルの部分が十分高いことが示唆されている。

GMM 推定

表 5 では、(10) を GMM 推定した結果をまとめている。表 3 と同様、推定においてはここに示されていない年度ダミーが含まれている。推定結果を見ると、いずれの場合も ρ は有意に正かつ 1 より小さな値をとっており、誤差項の系列相関が存在することが窺える。この点からは、(6) のような固定効果モデルよりも、系列相関を考慮した (10) の方が妥当性が高

表4 長期階差モデル推定の結果

	[4-A]		[4-B]		[4-C]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
β_l	0.671 ^a	0.130	0.949 ^a	0.151	0.953 ^a	0.152
β_k	0.167 ^b	0.069	-0.042	0.091	-0.046	0.093
決定係数	0.166		0.163		0.163	
1次同次性の検定	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値
外れ値の除外	2.38	0.124	0.74	0.390	0.75	0.388
資本ストックの償却率	N		Y		Y	
標本数	10%		10%		15%	
	449		360		360	

係数の横にある記号は、a：1%水準で有意、b：5%水準で有意であることを意味する。

推定の際は、ここに表示されていない後期（1999～2007年度）ダミーも含めている。

標準誤差は、分散不均一一致性を持つものである。

表5 GMM推定の結果

	[5-A]		[5-B]		[5-C]		[5-D]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ρ	0.688 ^a	0.032	0.778 ^a	0.025	0.778 ^a	0.025	0.787 ^a	0.027
β_1	0.568 ^a	0.156	0.666 ^a	0.159	0.676 ^a	0.159	0.662 ^a	0.162
$\rho\beta_1$	-0.464 ^a	0.166	-0.517 ^a	0.157	-0.517 ^a	0.157	-0.544 ^a	0.163
β_k	-0.055	0.087	-0.076	0.083	-0.084	0.082	-0.031	0.092
$\rho\beta_k$	0.169 ^b	0.082	0.201 ^b	0.085	0.199 ^b	0.085	0.171	0.089
Sargan検定	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値
	1134.33	0.000	1315.17	0.000	1314.17	0.000	1113.59	0.000
1次同次性の検定	8.07	0.005	5.88	0.015	5.89	0.015	4.39	0.036
外れ値の除外	N		Y		Y		Y	
資本ストックの償却率	10%		10%		15%		10%	
操作変数のラグ次数	3		3		3		4	
標本数	5180		4617		4617		4617	

係数の横にある記号は、a:1%水準で有意、b:5%水準で有意であることを意味する。推定の際には、ここに表示されていない年度ダミーも含めている。

ということになる。

しかしながら推定結果は全般にあまり良好なものとは言い難い。列 5-A において β_k の推定値は有意ではないものの負の値を示している。この傾向は外れ値を取り除いた場合 (5-B) においても、償却率を 15% に設定した場合 (5-C) においても同様である。GMM 推定における重要な課題は、操作変数の有効性にあると考えられる。有効な操作変数が見つけられている場合は分析結果の信頼性も高まるが、今回の分析で用いた説明変数 (及びその階差) のラグ変数は、通常の分析で用いられるものではあるものの、あまり有効ではなかったと考えられる。実際 Sargan 検定の検定統計量はいずれも 1% 水準で棄却域に入っており、GMM 推定の前提となる過剰識別制約が正しく成り立っていない結果となっている。過去の説明変数と現在の誤差項の間の相関は、説明変数のラグが大きい方が小さくなると予想されることから、さらにラグの次数を増やして推定してみた (列 5-D) もの、やはり結果は 5-A~5-C と同様であった。この問題に対処するには、さらに別途有効な操作変数となるもの (企業×年度での変動が見られるものが望ましい) を用いる必要があるが、そのような変数を見出すのは容易ではない。少なくとも分析対象となる産業について、より詳細な知見が求められることになろう。

OP 推定

これに対し OP の手法は操作変数を必要としない。OP の手法を用いた推定結果は表 6 にまとめられている。推定において用いた代理変数は各企業の設備投資額であるが、表 2 および図 2 に見られるように、一部負の値をとる観測値がある。設備投資額が負となるケースは、OP が想定するような生産性と設備投資の単調な関係が崩れている可能性があるため、推定からは除かれる。そのため観測値数は、表 3 や表 5 に比べて数百の規模で少なくなっている。なお、実際の推定では設備投資額の対数値を用いている。

OP の推定結果に特徴的な点として、他の手法と比べて β_l の推定値は小さく、対照的に β_k の推定値が大きくなっていることが挙げられる。年々の生産性ショックは、特に短期的にも可変的である労働投入とより強い相関を持つと考えられる。そのため、年々の生産性ショックの変動を十分考慮できないと、 β_l の係数はより過大に推定されることが予想される。表 6 の結果は、この議論と整合的なものとなっている。列 6-A では $\beta_l + \beta_k = 1$ という帰無仮説が依然として棄却されるが、外れ値を取り除いた 6-B では 5% 水準でもこの帰無仮説は棄却されず、1 次同次性が成り立っていることになる。

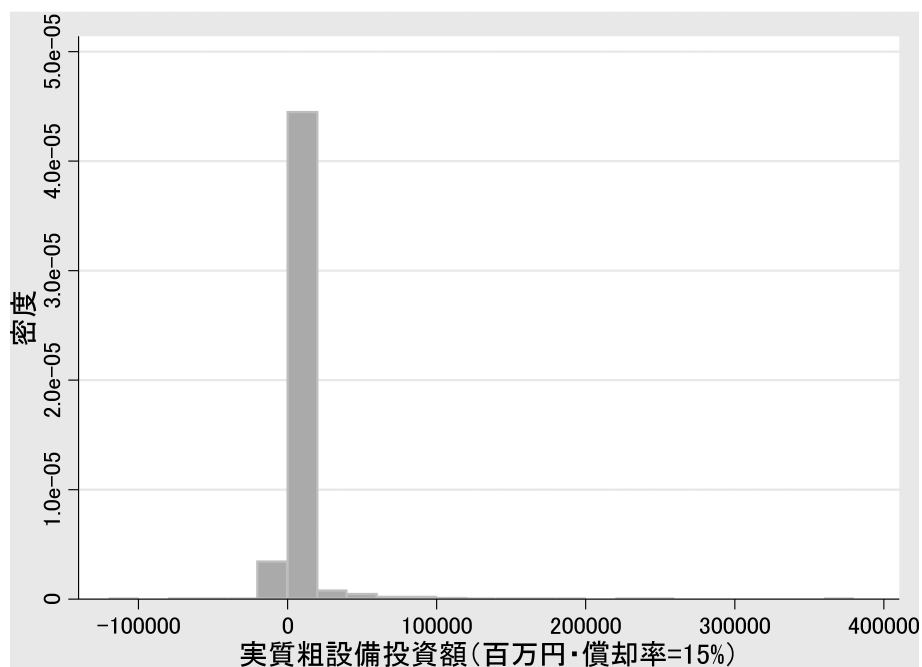
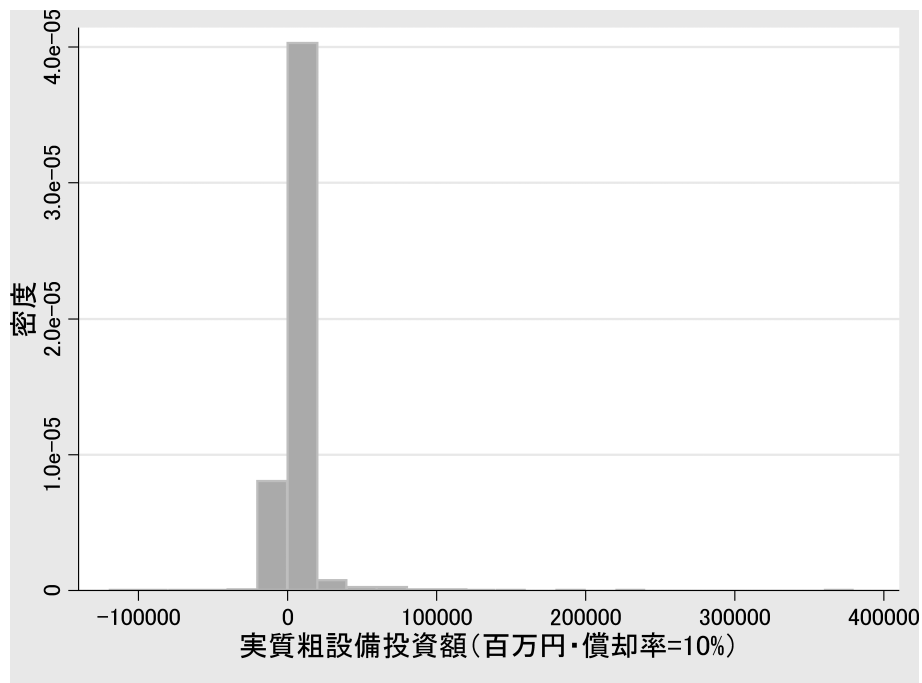
結果の頑健性について見ると、資本ストックの償却率を 15% に設定しても、結果に目立った違いは見られない。また列 6-A~6-C では年度ダミーを考慮していないが、年度ダミーを労働投入と同様の形でモデルに含めた場合 (年度ダミーによって捉えられる産業全体へのショックは、企業にとって外生的であり、(16) において通常の説明変数のように扱うことが可

表6 OP推定の結果

	[6-A]		[6-B]		[6-C]		[6-D]		[6-E]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
β_1	0.468 ^a	0.067	0.563 ^a	0.072	0.532 ^a	0.063	0.771 ^a	0.061	0.563 ^a	0.061
β_k	0.293 ^a	0.087	0.351 ^a	0.100	0.366 ^a	0.060	0.255 ^a	0.072	0.216 ^a	0.080
	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値	統計量	P値
1次同次性の検定	8.44	0.004	0.85	0.356	2.72	0.099	0.11	0.744	7.33	0.007
外れ値の除外	N		Y		Y		Y		Y	
資本ストックの償却率	10%		10%		15%		10%		10%	
年度ダミー	N		N		N		Y		N	
多項式近似の次数	2		2		2		2		3	
標本数	5115		4228		4703		4228		4228	

係数の横にある記号は、a:1%水準で有意、b:5%水準で有意であることを意味する。標準誤差は、50回のブートストラップによって得られている。

図2 設備投資額の分布：電機産業の場合



能である), β_l は高めに, β_k は低めに推定される(列6-D)。しかしその場合でも, 表3~5に比べて高い β_k の推定値が得られており, 1次同次性も成り立つという結果になっている。また, 関数 φ や関数 γ は多項式近似する手法を採用しているが, その次数を変えても β_k がやや小さな推定値となるほかは, 大きな差異は見られなかった(列6-E)。

4.2 手法間の比較

第4.1節で見たような推定手法間の差異は, 他の産業についても見られるのだろうか。本小節では各手法について, 外れ値を除外したケース(列3-B, 4-B, 5-B, 6-Bの結果に対応)を取り上げて比較を行うこととする。

図3(a)~(c)は, 17の産業について4つの手法で推定したときの, β_l および β_k の推定値をプロットしたものである。手法間の比較がしやすいように, いずれの図もwithin推定の結果を基準として示してある。

図3(a)ではwithin推定と長期階差モデルの推定結果を比較している。長期階差モデルの結果の方が散らばりが大きく, 極端に大きな推定値あるいは極端に小さな推定値が出やすいことが読み取れる。前述したように長期階差モデルを用いる場合, 観測値数は大きく減ってしまうことになり, 推定の自由度も低い。この性質は推定結果を不安定なものにしやすい, 極端な推定値が出やすい理由になっていると考えられる。なお長期階差モデルにおいて, β_k については電機産業以外にも負の値をとるものがいくつか見られるが, この点についてはwithin推定も同様である。

またこの散布図に近似直線を当てはめてみると, within推定の場合 $\beta_l + \beta_k = 1$ からは有意に離れている。長期階差モデルのケースでは一部 $\beta_l + \beta_k = 1$ の線より上に点がプロットされており, 近似直線も $\beta_l + \beta_k = 1$ と5%水準では有意に異ならず, 10%水準で有意に異なるというレベルになる。

図3(b)はwithin推定とGMM推定の比較である。長期階差モデルと同じく, GMM推定も β_l の分散が大きく, やや推定結果が不安定であることが示唆される。近似直線は1%水準で $\beta_l + \beta_k = 1$ と異なっており, β_l , β_k とも有意でないという産業もいくつか見られる。

OPの推定結果は他の3つと比べて大きく異なったものとなっている。図3(c)を見ると, OPによって得られた推定値は概ねwithin推定の点より上方に位置し, β_k の推定値が比較的大きくなっていることがわかる。 β_l の水準はwithin推定とさほど変わりがないが, β_k が過小推定されている場合は同時に β_l の過大推定が生じている可能性が高く¹⁰⁾, その意味では内生性バイアスがより効果的に制御されているものと考えられる。また他の手法と比べて, 極端に大きい, あるいは極端に小さい推定値は得られておらず, かつすべての係数は正の値をとっている。OPの結果についての近似直線は, 10%水準でも $\beta_l + \beta_k = 1$ と異ならず, 平均的には1次同次の生産関数が推定されているといえる。

図 3 (a) within 推定と長期階差モデルの比較

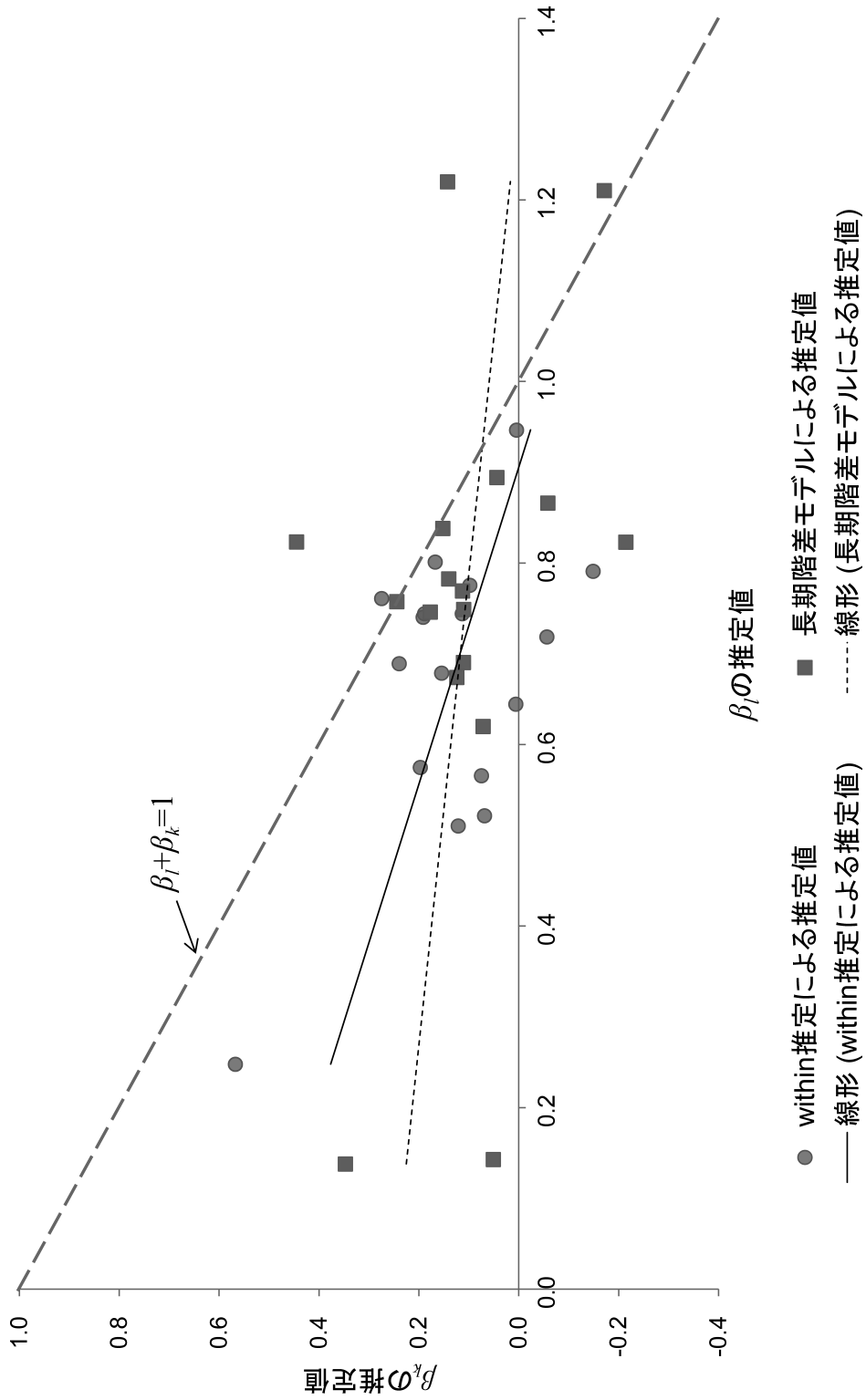


図3 (b) within 推定と GMM 推定の比較

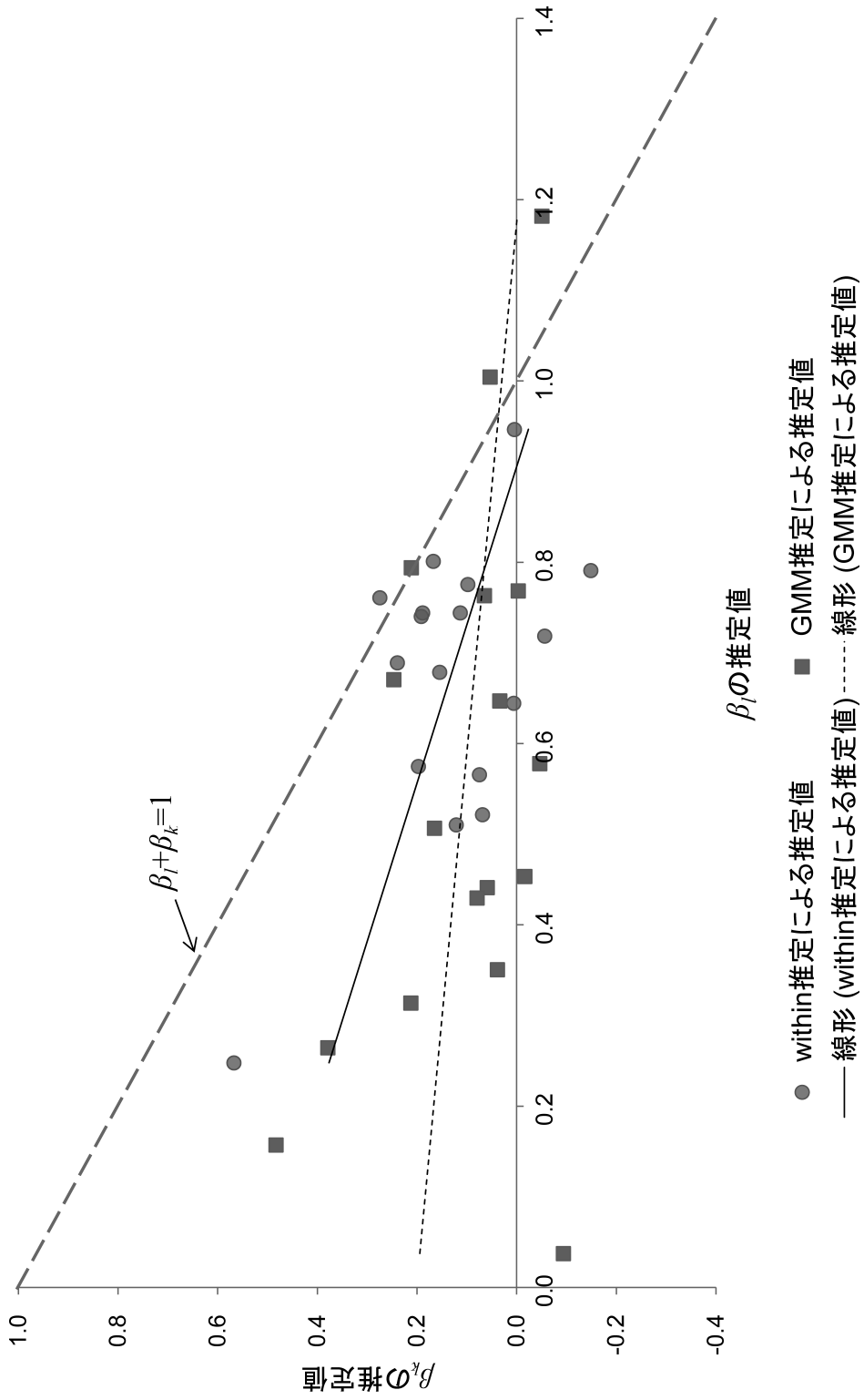


図3 (c) within 推定とOP 推定の比較

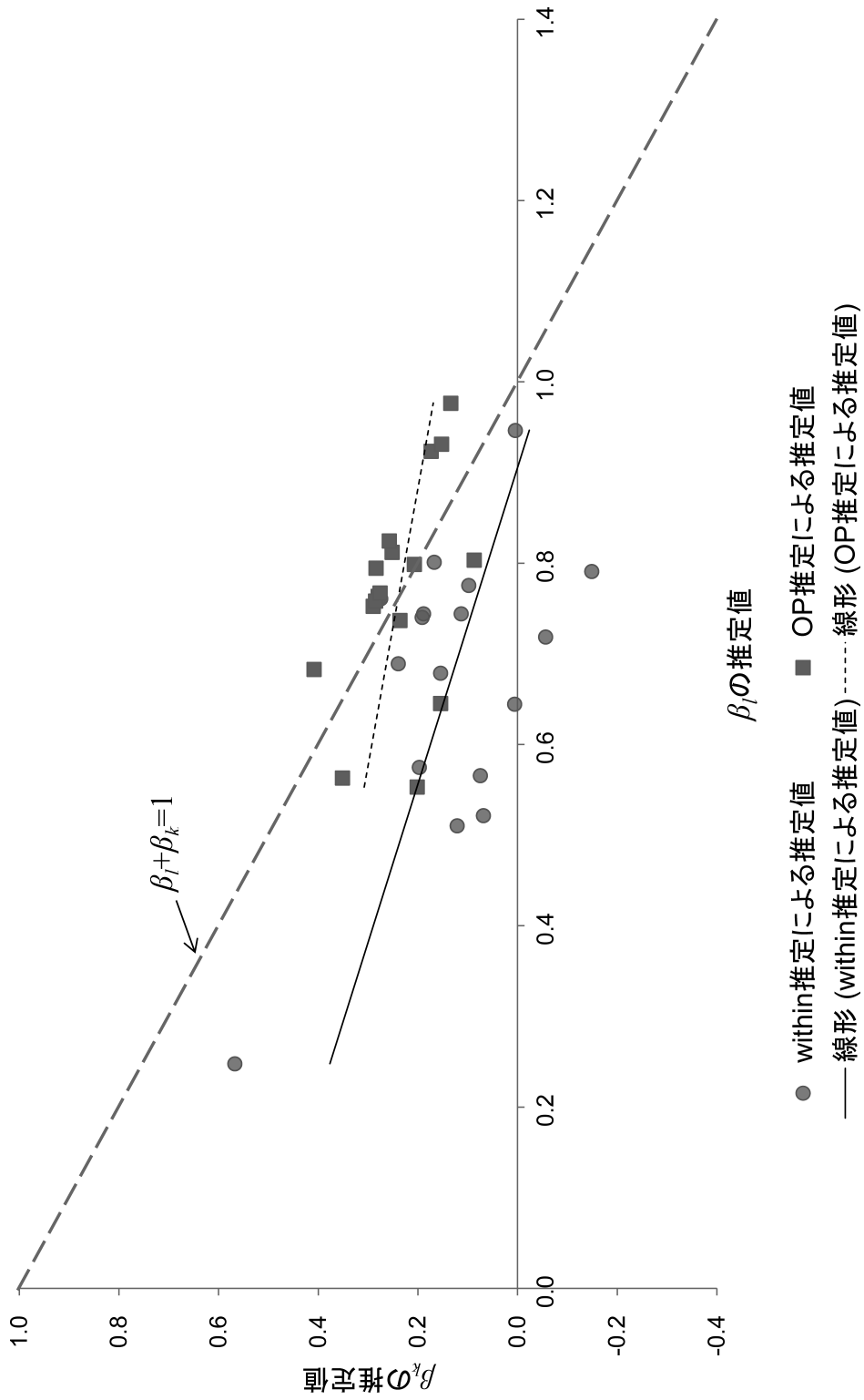
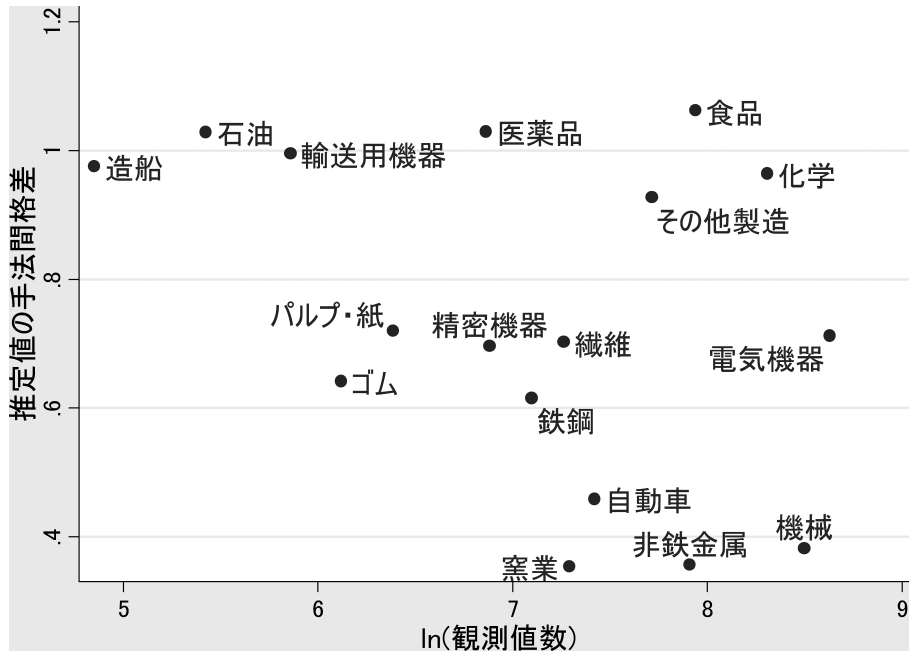


図4 推定値の手法間格差と観測値数



一般に推定手法が異なれば、前提とする誤差項の性質も異なり、結果として得られる推定値も異なってくる。しかし今回分析対象とした産業の中には、異なる推定手法を適用してもあまり結果が変わらないものもいくつか見られた。誤差項に置いた仮定がどの程度妥当であるかを論じるのは通常大きな困難を伴うものだが、もし異なる前提でもあまり結果が変わらないのであれば、前提の検証はさほど重大な問題ではなくなる。そこで今回の推定結果について、どのような産業において手法による違いが小さかったのかを見ることにしたい。

図4は、手法による推定結果の差異の大きさと、推定に用いた標本数の相関を、17の産業について見たものである。図3と同じく外れ値を除外したケースに基づいて考察している。手法によってどの程度結果に差異が生じるのかは、4つの手法のうち β_i が最大となったときの値(β_i^{\max} とする)と最小となったときの値(β_i^{\min} とする)の差($\beta_i^{\max}-\beta_i^{\min}$)をとり、 β_k についても同様のもの($\beta_k^{\max}-\beta_k^{\min}$)を計算して、2つの値を合計したもの($=\beta_i^{\max}-\beta_i^{\min}+\beta_k^{\max}-\beta_k^{\min}$)を指標に用いて評価する。その結果、やや弱いものではあるが、両者には負の相関が見られた(相関係数 $=-0.253$)。この結果からは、大まかな傾向としては、標本数が大きければ、推定手法の選択が結果に及ぼす影響は比較的小さくてすむということが予想される。実際図5(a)に見られるように、電気機器(標本数が最大の産業)について推定されたTFPの挙動は、どの推定手法から得られたものでも似通っているが、図5(b)に示された造船(標本数が最小の産業)については、推定手法によってTFPの推移にも大きな違いが認めら

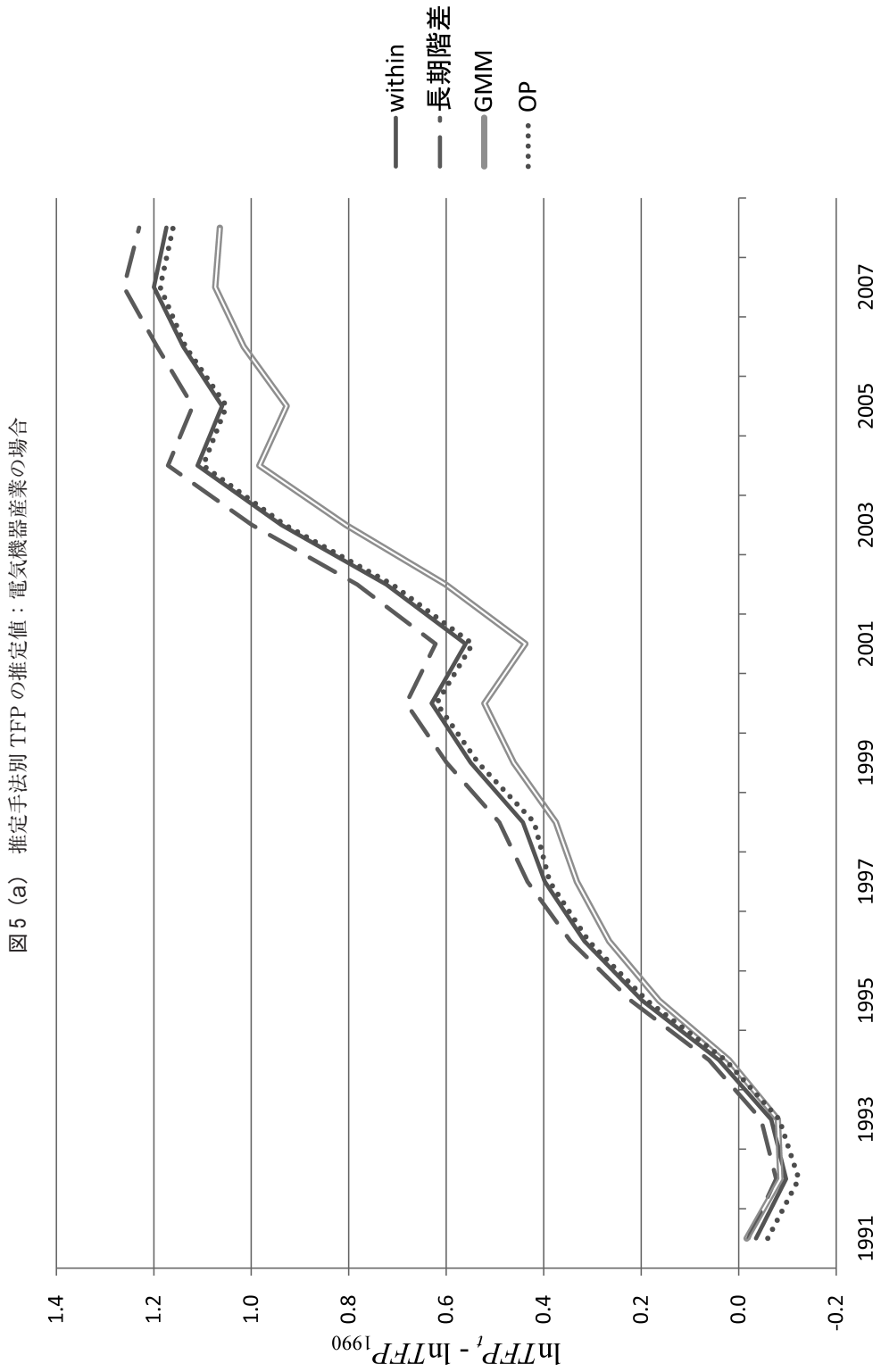
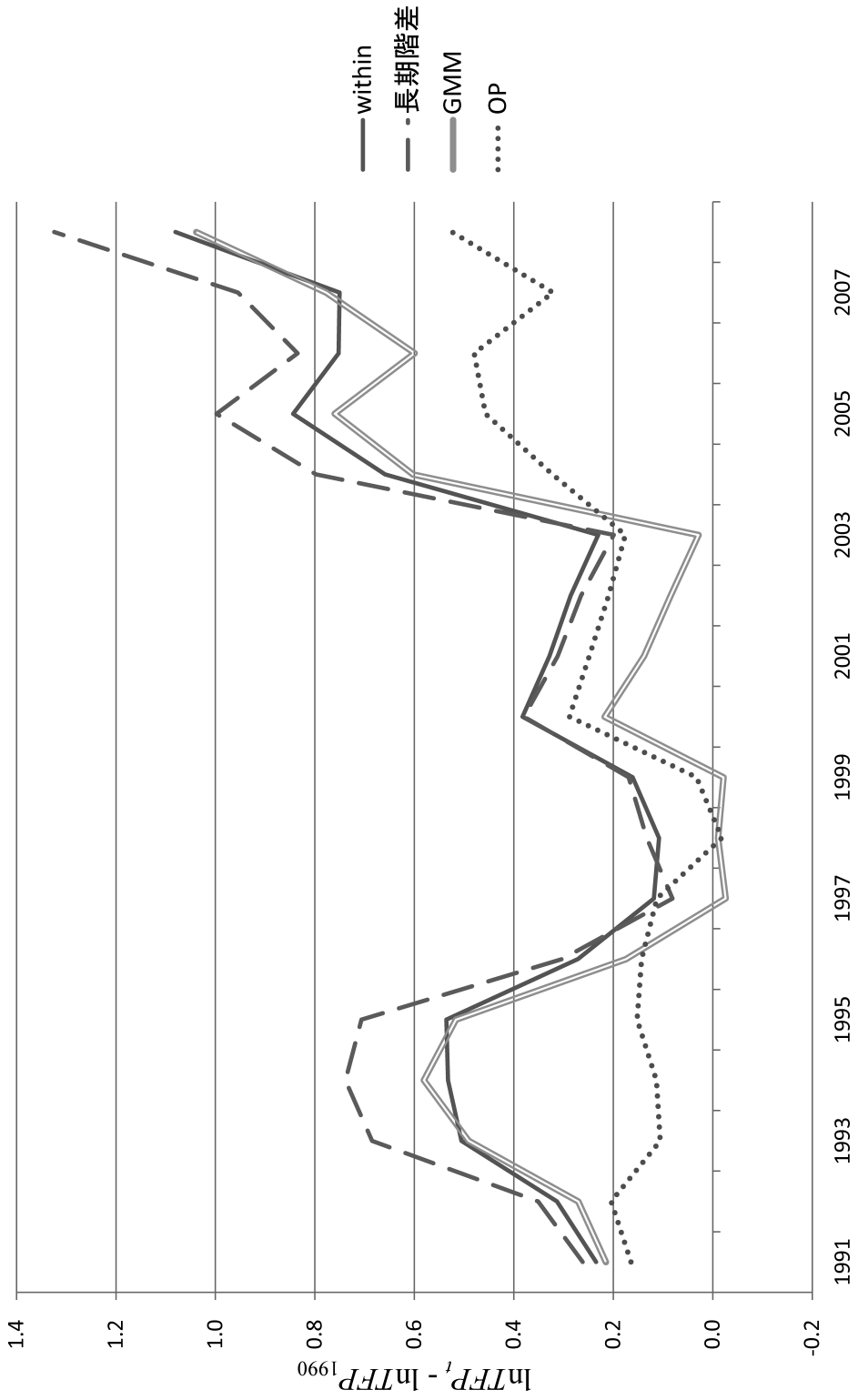


図5 (b) 推定手法別 TFP の推定値：造船の場合



生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

れる。こうした結果がどこまで一般化できるのかについては慎重でなければならない。しかし、少なくとも手法の選択が結果に大きな影響を及ぼさない場合が実際に見られたことは、今後同様の分析を行う際に興味深い事実であると考えられる。

第5節 規制緩和と生産性

他の先進国を追う形で、日本でも1980年代後半以降さまざまな分野で規制の緩和・撤廃が進んだ。日本における規制緩和の効果として、江藤（2010）は、新規参入の活発化、内外価格差の縮小、消費者余剰の増大¹¹⁾、生産性の向上、雇用の拡大、商品・サービスの質の向上を指摘し、それぞれについて考察を加えている。本稿ではこれらのうち生産性向上の観点に着目し、定量的な評価を試みることにする。

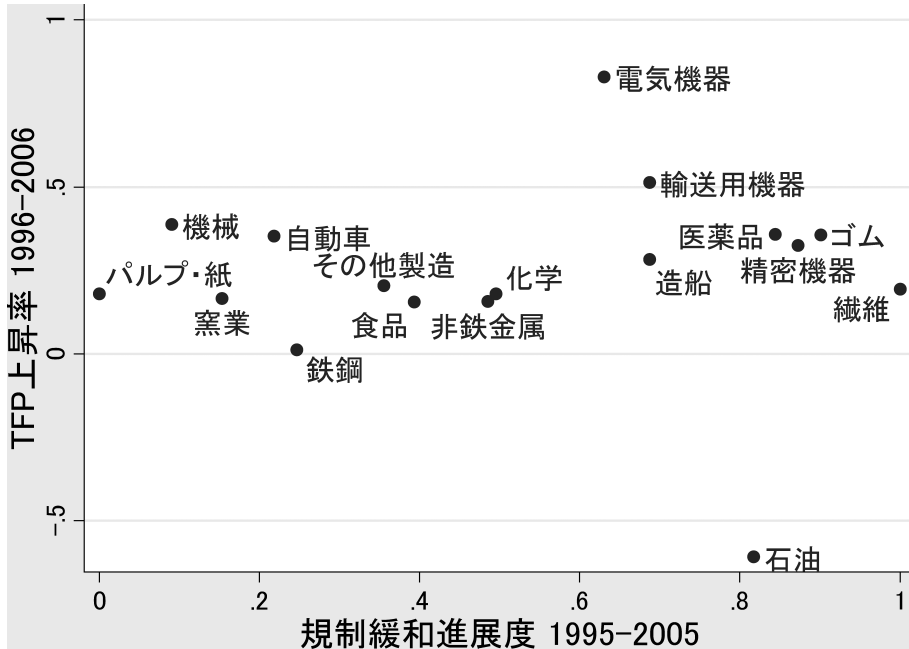
規制緩和と生産性の関係については、既にいくつかの先行研究によって分析されている。最近の日本の場合についても、中西・乾（2008）がJIPデータベースを活用した実証分析を行っており、特にR&Dを実施していない産業においては、規制緩和が有意にTFPを上昇させるという結果を得ている。なお中西・乾（2008）におけるTFPは、生産関数を直接推定して求めたものではなく、コストシェアを用いて計算したものとなっている。

本稿でも中西・乾（2008）と同様にJIPデータベースの規制指標¹²⁾を用い、規制緩和の進展に伴い企業の生産性がどのように変化したかを探ることとする。第3節でも述べたようにJIPデータベースの産業区分は証券コード協議会の区分より細かいため、本稿における産業の中にはJIPデータベースの部門が複数含まれることがある。その場合は対応するJIPの産業分類についてその規制指標を単純平均し、本稿における各産業の規制指標として定義する。なお企業財務データにおいては、より細かな業種区分も利用可能であるため、それらをJIPデータベースの産業区分と関連づけた上、細かな業種区分それぞれに属する企業数をウェイトとして、JIPデータベースの規制指標の加重平均をとったものも作成したが、以下で述べる結果に定性的な違いは見られなかった。分析に用いたTFPは、第4節で見た中で最も信頼性が高いと考えられるOPの外れ値を除外した時の結果（列6-Bに相当するもの）に基づいて計算したものである。

図6は、1995～2005年にかけての産業別の規制緩和の進展度と、1996～2006年にかけての産業別の平均的なTFP上昇率¹³⁾の相関を見たものである。規制緩和の進展度は、1995年における規制指標の値から2005年の値を引いたものとしている。規制指標は規制が緩和されるほど値が小さくなるため、この差が大きいほど規制緩和が進展したことになる。規制緩和が実現してから、企業がそれに対応して生産性を向上させるにはある程度の期間を要すると考えられることから、規制緩和とTFPの間には1年のラグを見ている。

図6からは、規制緩和が進んだ産業ほどTFPの上昇が見られたという相関を読み取るの

図 6 規制緩和と TFP 上昇率



規制緩和進展度は、1995年の規制指数から2005年の規制指数を引いた値である。規制指数は1995年を1とする（規制が全くない産業の場合は0とする）値で、緩和が進展するにつれて小さな値をとる。従って、1995年の値から2005年の値を引くことで、この間にどの程度規制緩和が進んだかを評価出来る。

は難しい（相関係数=0.000）。回帰直線の傾きも0.000となり、全く有意ではない。ただし図6において石油産業は外れ値となっているようにも見える。石油産業を除けば、2つの指標の相関は0.300となる（回帰直線の傾きは0.181だが、10%水準でも有意ではない）。

本稿における単純な分析からは、規制緩和とTFPの間にあまり明確な関係を見出すことはできなかった。中西・乾（2008）でもR&Dを実施している産業では規制緩和とTFP上昇率の間に有意な関係を見出しておらず、本稿で対象としている製造業については、あまり有意な関係が認められないのかも知れない。また、本稿の分析は単純な相関を見ただけであり、IT投資やR&D投資のようなTFP上昇率に影響すると考えられる他の要因も制御されていない。

そのような留保事項に加えて、規制とTFPの関係については、ほかにもいくつかの考慮すべき点が挙げられる。まず「規制」をスカラー量で測ることの問題が指摘できる。新技術の導入に必要とされていた許認可が撤廃されるような規制緩和であれば、各企業のTFPを上昇させる効果を持つと予想されるが、環境規制のようなものは、むしろそれが強化された方が、より効率的な生産方法を採用するインセンティブが高まるかも知れない。このように

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

TFP に対して大きく性格の異なる規制を、敢えて1つの指標にまとめてしまうことは、規制と TFP の関係をかえって捉えにくくする恐れがある。

また、規制の緩和による新規参入の増大が産業内の競争を促し、企業に対してより強く効率化を推し進める圧力を加えるという経路も考えられるが、競争と TFP の関係について論じる際にもさまざまな注意が必要である。例えば実際に参入が生じていなくても、潜在的な参入の脅威があるだけで、企業は効率性を高めるインセンティブを持ちうる¹⁴⁾。そうすると、実際の規制緩和が生じていなくても、規制緩和が予想された時点で企業は効率化の努力を始めるかも知れない。規制の緩和・撤廃が企業の TFP 上昇に貢献するとしても、どのような経路でそれが実現するのかについてより詳細に捉える必要があり、今後のこの分野における研究は、具体的な産業に焦点を絞ってその構造を探ることから影響を見極める方向で進むことも有益であると考えられる。

第6節 結語

本稿では、企業（あるいは工場・事業所等）のパネルデータセットが利用できるときに、内生性バイアスを処理した形で生産関数を推定する手法について比較検討してきた。その結果、それぞれの手法について考慮すべき点が示された。

within 推定の場合には、設定によってあまり推定値が変わらず、その意味では安定的な結果が得られるが、全般に労働投入の係数が大きく資本ストックの係数が小さいという傾向が見られ、内生性バイアスが十分に処理できていない可能性が窺える。この点は長期階差モデルも同様であり、さらに推定に用いられる観測値数が少なくなることから、結果も不安定になりやすい。GMM 推定では誤差項の系列相関を考慮した形で推定できるものの、有効な操作変数を見出すことが大きな課題となっている。OP 推定の結果は、他の3つと比べると妥当なもののように見える。しかし Akerberg, Caves, and Frazer (2005) が指摘するような手法上の課題があり、また代理変数の性質に制約があることから、一部の観測値を除外する必要も出てくる。産業によっては、どの推定手法を用いても推定される TFP の挙動に大差ない場合もあるが、中には手法の選択が結果に大きく影響する場合も見られた。産業としての特性や、利用可能なデータセットのサイズなども考慮して、より望ましい手法を選択することが必要となる。

本稿のデータセットを用いて推定された TFP と各産業における規制緩和の進展度を見比べると、両者にはほとんど相関がないという結果が得られた。先行研究においても本稿で対象としている製造業については、TFP 上昇率と規制の関係が明確ではないという結果が得られているが、規制緩和が企業行動にどのように影響するものなのか、その経済学的なメカニズムも考慮して、TFP との関係を探る研究が今後重要となるであろう。

また、そもそも規制緩和の影響は、既存産業や既存の上場企業よりも、新規の産業、ベンチャーなどの中小企業にとってより重要であるかも知れない。その場合、個別の産業を対象とした規制だけではなく、産学連携¹⁵⁾の障壁となるような規制の緩和も重要な意味を持ってくるであろう。かつては日本でも、特に国立大学の研究者の知見や成果を産業に反映させるには、さまざまな制約があった。1990年代の後半以降こうした制約は次第に緩和されてきているが、規制と生産性、あるいは経済成長の問題を考える際は、こうした視点も重要になると考えられる。

A. データに関する補論

資本ストックのデータは、以下の手順で作成した。なお、企業を表すインデックスは省略している。

- ① 基準年（1980年または最初にデータが観測された年）の償却対象有形固定資産額を、投資デフレーターで実質化したものを初期値 K_0 とする。
- ② 毎年の償却対象有形固定資産額の変化を名目純投資額とする。
- ③ 前年の償却対象有形固定資産額に、仮定した除却率（10% or 15%）をかけ、②の値に足すことで名目粗投資額を求める。
- ④ 名目粗投資額を部門別投資デフレーターで実質化し、各年の実質設備投資額 I_t を得る。
- ⑤ ③で用いた除却率と同じ値に減価償却率 δ を定め、初期値 K_0 と各年の実質投資額 I_t から恒久棚卸法によって

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t, \quad t \geq 1$$

のように実質資本ストックの値を得る。

このように構築したときに、一部には資本ストックが負になるものがあったため、それらは分析から除外した。また一旦上場廃止後に再上場した企業の場合、観測年にジャンプが生じる。このような企業については、最初の上場廃止年までを分析対象とし、以後の資本ストック額は構築していない。

また付加価値額についても、一部の観測値において負の値が見られたため、やはり分析からは除外している。表1の観測値数は、これら疑義のあるものを除外した後の数値である。

* 本稿は、University of California, Los Angeles における東京経済大学国外研究（2010・11年度）の成果の一部である。

注 —————

- 1) 最近のサーベイとして、Syverson (2011) がある。また日本経済に関する分析では、深尾

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

(2012) などが代表的である。

- 2) 本節と同様のサーベイとして、大橋 (2007) がある。
- 3) 本稿ではあらかじめ生産関数の関数形を定め、パラメトリックないしセミパラメトリックに関数を推定する手法に限って分析する。これらとは別に、Matzkin (2003) のように関数形を仮定せず、ノンパラメトリックに生産関数を求める手法もある。
- 4) Hahn, Hausman and Kuersteiner (2007) は、1期の階差ではなく長期階差をとることを提案している。
- 5) Olley and Pakes (1996) では設備投資行動のほかに、退出の意思決定も生産性と結びつく形で織り込んだモデルを用いている。これは、分析に用いられるデータは存続企業のものに限られるというサンプルセレクションバイアスを処理するという役割を持つ。本稿では上場企業のデータを用いて生産関数を推定しており、比較的退出というイベントが稀なデータセットとなっているため、退出の意思決定については捨象した形で分析を行った。
- 6) 元々のOPでは、さらに退出の意思決定に関するモデルを推定し、退出確率の推定値を求める段階が含まれており、3段階の推定手法となっている。
- 7) 以上の一連の作業は、Stata version 12.1においてはopregというコマンドによって実行できる。opregの詳細についてはYasar, Raciborski, and Poi (2008) に述べられており、推定を行うためのadoファイルの内容も記載されている。本稿では、退出に関する意思決定の部分を取り除く形でこのadoファイルを修正したものを推定に用いている。
- 8) JIPデータベースの詳細については、独立行政法人経済産業研究所のウェブサイト (URLアドレス <http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2012/>) または、深尾他 (2008) を参照のこと。
- 9) ただし内生性への対処という意味では、変量効果推定は有用ではない。
- 10) 大橋 (2007) では2要素を持つ生産関数の推定について、生産要素と誤差項の間に相関があるときの推定値の性質を解析的に示している。ここから、もし(短期的には固定的な要素である)資本ストックの大きさは誤差項と無相関で、労働投入のみが誤差項と正の相関を持つならば、労働投入の係数は過大推定され、資本ストックの係数は過小推定になることが導かれる。
- 11) 規制や不完全競争の存在がどれほどの厚生損失(死荷重の発生)をもたらしているかを評価する試みとしては、Harberger (1954) の研究が嚆矢である。
- 12) 規制指標の作成方法については、中西・乾 (2008) および深尾他 (2008) を参照のこと。
- 13) 各産業に属する企業のTFP上昇率について単純平均をとったものであり、必ずしも産業としてどの程度のTFP上昇が見られたかの指標ではない。産業としてのTFP上昇率を測るには、その産業に属する各企業のTFP上昇率を、ドマーウェイトを用いて加重平均したものをを用いるのが一般的である。
- 14) この点はDemsetz (1968), Baumol, Panzar, and Willig (1982) らが指摘するところであり、コンテストابل・マーケット (contestable market) の議論として知られている。
- 15) 例えばZucker, Darby, and Brewer (1998) は、アメリカのバイオテクノロジー産業の発展において、star scientist とよばれる研究者と企業との協力が大きな役割を果たしていたことを見出している。

参考文献

江藤勝 (2010) 「構造改革における規制改革・民営化」寺西重郎編『バブル／デフレ期の日本経済と

- 経済政策7 構造問題と規制緩和』第7章 慶應義塾大学出版会。
- 大橋弘 (2007) 「市場データを用いたイノベーションの測定」文部科学省科学技術政策研究所『イノベーションの測定に向けた基礎的調査報告書』NISTEP REPORT No. 103, 2. 4. 1 節。
- 中西泰夫・乾友彦 (2008) 「規制緩和と産業のパフォーマンス」深尾京司・宮川努編『生産性と日本の経済成長—JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』第6章 東京大学出版会。
- 深尾京司 (2012) 『「失われた20年」と日本経済—構造的原因と再生への原動力の解明』日本経済新聞出版社。
- 深尾京司・宮川努・権赫旭・乾友彦・浜渦純大・織井啓介・徳井丞次・牧野達治・高橋陽子・伊藤恵子・中西泰夫・松浦寿幸・村上友佳子・金榮慤 (2008) 「JIP データベースの推計方法」深尾京司・宮川努編『生産性と日本の経済成長—JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』第2章 東京大学出版会。
- Akerberg, Daniel A., Kevin Caves, and Garth Frazer (2005) “Structural Identification of Production Functions,” mimeo, University of California, Los Angeles.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Baumol, William J., John C. Panzar, and Robert D. Willig (1982) *Contestable Markets and the Theory of Industrial Structure*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Demsetz, Harold (1968) “Why Regulate Utilities?” *Journal of Law and Economics*, 11 (1), 55-65.
- Ericson, Richard and Ariel Pakes (1995) “Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work,” *Review of Economic Studies*, 62 (1), 53-82.
- Griliches, Zvi and Jerry A. Hausman (1986) “Error in Variables in Panel Data: A Note with an Example,” *Journal of Econometrics*, 31 (1), 93-118.
- Hahn, Jinyong, Jerry Hausman, and Guido Kuersteiner (2007) “Long Difference Instrumental Variables Estimation for Dynamic Panel Models with Fixed Effects,” *Journal of Econometrics*, 140 (2), 574-617.
- Harberger, Arnold C. (1954) “Monopoly and Resource Allocation,” *The American Economic Review*, 44 (2), 77-87.
- Hopenhayn, Hugo and Richard Rogerson (1993) “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis,” *Journal of Political Economy*, 101 (5), 915-938.
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003) “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317-341.
- Marschak, Jacob and William H. Andrews, Jr. (1944) “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica*, 12 (3/4), 143-205.
- Matzkin, Rosa L. (2003) “Nonparametric Estimation of Nonadditive Random Functions,” *Econometrica*, 71 (5), 1339-1375.
- Olley, G. Stephen and Ariel Pakes (1996) “The Dynamics of Productivity in the Telecommunica-

生産関数推定について：手法に関する考察と規制緩和への示唆

- tions Equipment Industry,” *Econometrica*, 64 (6), 1263-1297.
- Solow, Robert M. (1957) “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *The Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312-320.
- Syverson, Chad (2011) “What Determines Productivity?” *Journal of Economic Literature*, 49 (2), 326-365.
- van Biesebroeck, Johannes (2007) “Robustness of Productivity Estimates,” *The Journal of Industrial Economics*, 55 (3), 529-569
- Yasar, Mahmut, Rafal Raciborski, and Brian Poi (2008) “Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method,” *The Stata Journal*, 8 (2), 221-231.
- Zucker, Lynne G., Michael R. Darby, and Marilyn B. Brewer (1998) “Intellectual Human Capital and the Birth of U.S. Biotechnology Enterprises,” *The American Economic Review*, 88 (1), 290-306.