

東・東南アジア諸国製造業の 規模の経済とビジネス・サイクル

やま がた たつ ち
山 形 辰 史

- はじめに
- I モデル
- II データ
- III 実証分析
- おわりに

はじめに

経済発展のような長い期間の経済のトレンドを研究するマクロ経済学として近年内生経済成長理論が注目されてきたが、その内生経済成長理論において規模の経済は1つのキーワードであった。というのは、内生経済成長理論は広義の資本に関して一次同次を仮定するので、資本財以外の生産要素も含めた全生産要素に関しては収穫逓増になることが多いからである(注1)。最近ではマクロ経済変動のうち、トレンドを除いた部分を景気循環と呼ぶことがある(注2)。この意味での「景気循環」には、いわゆる「クズネッツの波」、「ジュグラーの波」といったような一定の周期を持つ波以外の諸変動まで含まれることから、用語として紛らわしい。そこで本稿では前者(マクロ経済変動のうちトレンドを除いた部分)を便宜上「ビジネス・サイクル」と呼ぶことにしたい。

ビジネス・サイクル研究においても規模の経済は注目されている。その理由は、特にアメリ

カ経済において生産性と生産量、あるいは投入量との間の正の相関がかなり確実な実証結果として観察されていることである(注3)。生産と正の相関を持つことを procyclical というが、本稿ではこれを「景気順行的」と呼ぶこととしたい(反対に、生産と逆相関すること(counter-cyclical)を「景気逆行的」と呼ぶこととする)。つまり、生産性が景気順行的であることが観察されたのである。収穫一定の技術で要素の相対価格に変化がなければ、生産量が増加しても生産性には変化がないはずである。またいずれかの生産要素の投入量を増加させ、それ以外の生産要素の投入を一定に保っておいた場合には、限界生産力逓減の仮定から生産性は低下するはずである。

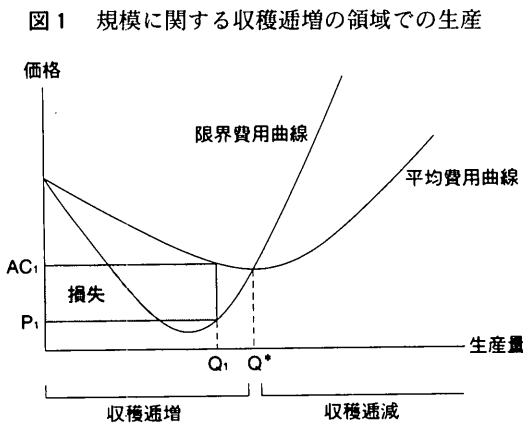
生産性が景気順行的であることについての説明は、大きく3つに分類することができる。

第1は、技術が(あるいは生産関数それ自体が)確率的ショックにより変動し、そのショックによって生産量の変化や投入量の変化が誘発されているとする説明である。正の技術ショックがあったときには限界生産力もジャンプするので、投入量が増加し生産量も増加するというふうにビジネス・サイクルを説明するわけである。これは、教科書的な説明(注4)としてはしばしば用いられる。しかしかなり長期のデータであればともかく、たとえば本稿で扱うような月次データ、年次データでもかなり大きな生産性、生産

量、投入量の変動が観察されていること等から、技術ショックをビジネス・サイクルの主因とする説明は大方の賛意を得てはいない。

第2の説明は、生産関数に規模の経済があるという考えである。収穫逓増の領域で生産活動が行われている場合には、投入量が増加して生産量が増えたとき生産性が上昇するのは道理である。しかしここで注意すべきであるのは、この説明のために必要な条件は大域的な規模の経済ではなく、生産が行われている投入量と生産量における局地的な規模の経済だということである。図1は、固定投資等の理由で生産量がある一定水準(Q^*)に達するまでは収穫逓増(費用逓減)であるが、その後は収穫逓減になるような費用関数である。このような技術(費用関数)の場合には、大域的に見れば規模の経済のある領域は存在するが、その領域で生産活動が行われるとは限らない。しばしば参入自由の完全競争均衡の生産量として言及されるのは Q^* であり、この点では局地的に収穫一定となっている。本稿で問題にするのは、局地的に規模の経済があるかどうかである。

Q_1 のように収穫逓増の領域で生産が行われ



ていると、複数の定常均衡やその定常均衡に達する複数の遷移経路があり得ること^(注5)、および、ケインズ経済学でいうところの乗数効果が生じることが多くのモデルで示されている。複数の定常均衡は、経済発展理論の文脈でいえば貧困の罟が有り得るということである。これ自体は非常に興味深い現象であるが、ビジネス・サイクルではなくむしろトレンドに関わることなので、ここでは触れない^(注6)。

ここで問題となるのは「複数の遷移経路」のほうである。規模の経済のない典型的な新古典派経済成長モデル(具体的にはラムゼイ・モデルやソロー・モデル)の場合には、1つの初期条件に対応する唯一の鞍点経路が存在して、経済はその鞍点経路を通じて定常均衡に達するということが結論づけられる。この場合には、定常均衡が鞍点であることが遷移経路の一意性の原因である。しかし規模の経済があれば定常均衡が鞍点になるとは限らないので、1つの初期条件に対応する複数(あるいは無数)の均衡遷移経路が存在し得る。その場合には、複数の遷移経路のうち拡大均衡的な遷移経路が実現するか縮小均衡的な遷移経路が実現するかは体系外の要因(具体的にはケインズがいうところのアニマル・スピリットや太陽黒点)によって決定されてしまう。これは例えば黒点が太陽の表面に現れて、人々がこぞって悲観論にとらわれれば縮小均衡が実現し、逆に何かの理由で人々の気分がこぞって高揚し楽観論に浮かれば拡大均衡が実現するというように、人々の予測がそれ自体の実現につながる(self-fulfilling prophecy)という状態である^(注7)。現実的な例えでいえばこれは、政府が何らかの方法で人々の経済見通しを楽観的なものに転換できれば、実際に景気刺激策をとら

なくとも景気が回復しうることを意味する。これはケインズの直観に合致した経済状態ということができよう。

また、規模の経済は経済の拡大局面に生産性が上昇することから、生産増が生産性上昇、生産要素需要増、生産増という形で好循環を生む可能性がある。例えば新古典派的経済モデルでも外生的政府支出増は生産増を生むと結論づけられるが、1%の政府支出増に対応するのは1%以下の生産増でしかあり得ない^(注8)。言い換えれば、ケインズ経済学でいうところの乗数効果が働かないのである。ところが、規模の経済があれば前述のような好循環が生じることから、乗数効果が起こり得るということが示されている^(注9)。利子率を上下させて投資を通じて経済安定化をする場合でも、政府支出を増減させることを通じて経済安定化をする場合でも、乗数効果が働けばその刺激は小さくてすみ、政策の効果が大きくなる。この意味でもマクロ経済の規模の経済がどの程度であるかを分析する意義がある。

規模の経済の推計は、産業政策の意義についても含意を与える。図1の Q_1 のような点で生産が行われているとしたら、それは完全競争均衡ではあり得ない。というのは、その場合限界費用と価格が一致して P_1 の価格がつけられ、それは平均費用 AC_1 より低いので陰のついた長方形の分だけの損失が当該企業に発生してしまうからである。この点で生産活動が行われるとしたら、それは、(1)外部経済があつて社会的費用の一部が支払われないで済む場合か、(2)いくぶんでも市場支配力を企業が持っているために、あがつた正の利潤で損失を相殺できる場合である。どちらの場合にも市場均衡は最適では

ないため、補助金を通じた生産促進のような産業政策が正当化され得る。このように、規模の経済のある領域で生産活動が行われているかどうかという問題には多くの政策インプリケーションがある。

生産性と生産量、要素投入量の正の相関についての第3の説明としては、生産要素の稼働率に着目する考え方がある。総要素生産性の成長率を推計する場合には通常、観察される限りの投入物を測り、その成長率の加重平均を生産量の成長率から差し引くことによって生産性の成長率を推計するのであるが、この方法では、観察されない投入物の変動がすべて総要素生産性成長率に含まれてしまうことになる。そしてこの「観察されない投入物」が生産量や他の投入量と正の相関を持っているとしたら、規模の経済がなくとも、また大きな外生的技術ショックがなくとも、計測された生産性と生産量、要素投入量の正の相関が説明できることになる。そしてその場合には政策介入は正当化されない。具体的に「観察されない投入物」として分析の対象とされているのは、資本の稼働率と労働者の努力(労働力の稼働率と見ることもできる)である^(注10)。

このように生産性と生産量、要素投入量の正の相関関係が、規模の経済によって説明されるか、それとも生産要素の稼働率によって説明されるかによって、ビジネス・サイクルを主導するメカニズムも変わってくるし政策インプリケーションも変わってくる。そこでこの問題は、特にアメリカ経済を対象として精力的な実証分析がなされた^(注11)。今のところの大方の結論は「何らかの手段で資本の稼働率の代理変数を用い、適切な操作変数を使い、生産指数として付

加価値でなく総生産を用いれば、収穫一定が支持されがちである」ということであり、規模の経済仮説よりは生産要素の稼働率仮説の方に分があるといえる。本稿はこの問題を、日本、台湾、韓国、フィリピンの東・東南アジア諸国の製造業について分析したものである。結論はいずれの国・経済でも規模に関する収穫一定またはそうでなくとも収穫逓減が観察されることが多く、収穫逓増は広範には観察されなかった、ということである(注12)。

これはビジネス・サイクルのような短期の変動を体現した月次、年次の成長率シリーズから推計した結果であるので、投資から生産増に至るまで数年にわたる技術革新のような事象についてまで規模の経済が働かないと言っているわけではない。しかし、規模の経済がもたらす乗数効果のようなダイナミックスがビジネス・サイクルのプロセスで働くということには否定的な結論であるし、政策介入についてもどちらかといえば否定的な結論といえよう。

本稿の構成は以下のとおりである。次節で本稿で用いるモデルについて説明する。そしてII節では本稿で用いるデータについて吟味する。データについてのより詳細な説明は付録2～5でなされる。第III節において各国・経済製造業の規模の経済が推定され(注13)、「おわりに」でまとめがなされる。

I モデル

本稿では日本、台湾、韓国、フィリピンの製造業の規模の経済を推定するが、利用可能なデータはそれぞれ異なる。使用したデータは表1にまとめた。日本、台湾、韓国では業種別の電

表1 使用したデータ

国・地域	周期	期間	投入財
日本	月次	1970. 1～95.12	総労働時間, 電力消費量
台湾	月次	1973. 1～96.12	総労働時間, 電力消費量
韓国	年次	1971～94	総労働時間, 電力消費量
フィリピン	年次	1956～80	雇用者数, 労働者1人当たり労働時間, 資本ストック, 中間投入, または総費用

力消費量データがあるが、フィリピンでは該当する期間の業種別電力消費量は得られなかった。電力消費量の得られた日本、台湾、韓国では Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995) に倣って、電力消費量を用いて資本サービスを推計した。電力消費量の得られないフィリピンでは、Bils and Cho (1994) に倣い、労働時間を用いて資本サービスの推計を試みた。よってモデルも両者で異なる。

1. 電力消費量を資本サービスの代理変数とするモデル

原材料 M_t と付加価値 V_t が完全補完財と仮定する。すると生産量 Y_t は

$$Y_t = \min(\eta M_t, \mu V_t) \quad (1)$$

と表される (η, μ は定数)。また付加価値は以下の式によって生み出されるとする。

$$V_t = A_t F(N_t H_t, K_{s,t}) \quad (2)$$

ここで N_t は労働者数、 H_t は労働者1人当たり労働時間、 $K_{s,t}$ は資本サービス、 A_t は技術水準である。資本の稼働時間データがあればよ

いのであるがそれは得られないし、日本、台湾については本稿で用いたような月次の資本ストックデータは得られない(注14)。そこで電力消費量が資本サービスを反映していると想定する。そして資本サービスを生み出す資本の稼働時間 K_{Ht} と電力消費量 E_t が完全補完財であると仮定する。

$$K_{St} = \min \left(\frac{E_t}{\phi_t}, K_{Ht} \right) \quad (3)$$

ϕ_t は電力の節約の度合いを表すパラメーターで一定のトレンドで低下すると考える。(1)~(3)式より以下の関係を得る。

$$Y_t = \mu A_t F(N_t H_t, E_t / \phi_t) \quad (4)$$

$L_t = N_t H_t$ を総労働時間とし、 $F(\cdot)$ がコブ＝ダグラス型をすると仮定すると、(4)式は以下のように表される。

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu A_t L_t^{\alpha_1} (E_t / \phi_t)^{\alpha_2} \\ &= \mu A_t \phi_t^{-\alpha_2} L_t^{\alpha_1} E_t^{\alpha_2} \end{aligned} \quad (5)$$

両辺の自然対数を取り、それらを小文字で表して1階階差をとると以下の式を得る。

$$\Delta y_t = \gamma + \alpha_1 \Delta l_t + \alpha_2 \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$A_t \phi_t^{-\alpha_2}$ の変化率の平均が γ であり ε_t がその誤差項である。基本的に(6)式を、日本、台湾、韓国の推計式として用いる。 $\alpha_1 + \alpha_2$ が規模の経済を表すわけである。 ε_t は生産性ショックとも解釈でき、生産性ショックから労働時間や電力消費量への影響があり得るので(6)式の右辺の変数は誤差項と一般には独立ではない。そこで以下で示すように2段階最小自乗法等を用いるのである。

2. 1人当たり労働時間を資本の稼働率の代理変数とするモデル

前述のようにフィリピン製造業については業種別の電力消費量が得られない。そこで Bils and Cho (1994) を援用して以下のようなモデルを仮定する。

$$Y_t = A_t (N_t H_t)^{\alpha_1} M_t^{\alpha_2} (K_t H_t)^{\alpha_3} \quad (7)$$

ここでは1人当たり労働時間を資本の稼働時間の代理変数としている。 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ が規模の経済を表す。(7)式の自然対数を取り、1階階差をとると以下の式を得る。

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \lambda + \alpha_1 \Delta n_t + \alpha_2 \Delta m_t + \alpha_3 \Delta k_t \\ &\quad + (\alpha_1 + \alpha_3) \Delta h_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

λ は A_t の変化率の平均である。この式をフィリピン製造業の規模の経済推計に用いた。

しかしフィリピンの場合、後述のように推定式(8)の説明変数の数が多いこともあって説明変数の操作変数に対する偏決定係数が低い(詳しくは次節を参照)という問題があった。そこで Caballero and Lyons (1992), Hall (1990) に倣い、総費用の変化率に総生産の変化率を回帰させて規模の経済を求めるという方法も補完的に採用した(注15)。具体的には総費用の変化率を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} \Delta x_t &\equiv s_t^{n+h} (\Delta n_t + \Delta h_t) + s_t^m \Delta m_t \\ &\quad + s_t^k \Delta k_t \end{aligned} \quad (9)$$

s_t^j は総生産費に対する生産要素 j ($n+h$, m または k) の報酬のシェアである。Hooley (1985) はフィリピンの大規模企業1000社を選び、業種ごとにその収益率を計測した。Hooley の原データではこの値が利用可能である。これを

用いて資本コストを算出することができる。この1000社は Hooley が総要素生産性成長率を計測した際のサンプルとも異なるし、「352.その他化学品」、「362.ガラス製品」の収益率は得られないが、それでも Hooley の収益率は貴重な情報であり利用する価値があると判断した。このようにして得た Δx_t に生産量の成長率を回帰させた回帰係数 γ が規模の経済を表す。

$$\Delta y_t = \lambda + \gamma \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

II データ

本稿で用いたデータについては表1にその特徴を挙げた。日本、台湾、韓国については資本サービスの代理変数として電力消費量を用いたデータである。韓国でも生産指数、総労働時間、電力消費量についての月次データが得られるが、対象期間を通して整合的な雇用指数が得られなかったので月次データを用いることを断念し、年次データを利用した。日本、台湾、韓国データの詳細については付録2, 3, 4を参照いただきたい。フィリピンについては Hooley (1985) の年次データ等を利用した。これも詳細は付録5を参照いただきたい。

1. 生産性と生産量の相関

アメリカのみならず、東アジアでも生産性と生産量はプラスの相関を持つ傾向がある。Yamagata (1998) によれば日本、韓国、フィリピン、シンガポール、台湾、タイの労働生産性^(注16)と1人当たりGDP相関はすべてプラスであった。総要素生産性(ソロー残差とも呼ばれる)で見ても、本稿で扱った日本、台湾、韓国、フィリピン

ンに関する限り相関はプラスである。

表2に掲げたのはそれぞれの国・地域の全製造業のソロー残差と生産量成長率の相関である。通常ソロー残差とは、生産の成長率から労働の成長率と資本の成長率をそれぞれ労働分配率、 $(1 - \text{労働分配率})$ をウェイトにして差し引いた残りを指すのであるが、本稿では資本サービスの代理変数として電力消費量を用いている。しばしば資本ストックが用いられるところを資本サービスの代理変数を用いて修正しているので、表2ではこれを「修正ソロー残差」と呼んだ。

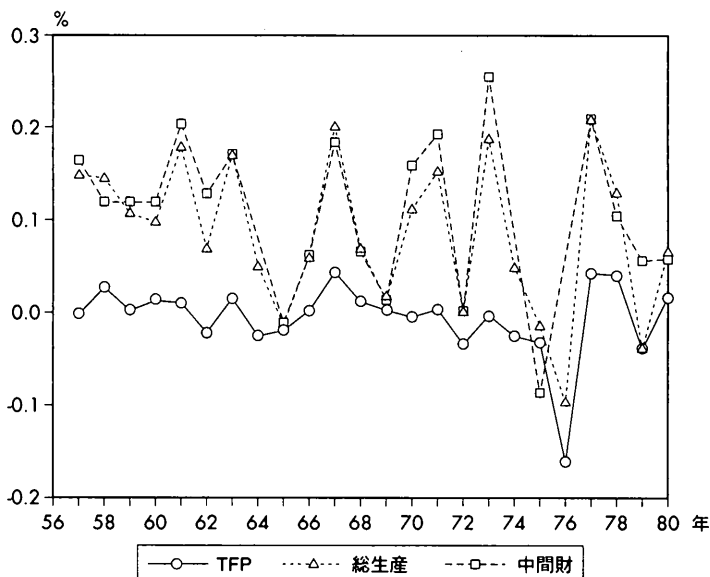
この点以外については通常ソロー残差と同じ計算方法を用いた。労働分配率は利用可能な産業連関表から労働分配率の単純平均を取った。日本が0.591、台湾が0.590、韓国が0.484である(詳細は付録2, 3, 4を参照のこと)。日本、台湾については0.5~0.6、韓国については0.8強の相関係数となっている。

Hooley (1985) は総生産成長率から(質を考慮した)労働の成長率、資本の成長率、中間財の成長率の加重平均を差し引くことによって総生産成長率を算出している。こうして得られたフィリピン製造業の総要素生産性成長率と総生産、中間財の成長率を図2に示した。総生産成長率と中間財成長率がかなり歩調を合わせて変化しており、それに比べて振幅は小さいものの同様の傾向で総要素生産性成長率も変化しているこ

表2 修正ソロー残差と総生産成長率の相関

国・地域	日本	台湾	韓国
相関係数	0.596	0.546	0.852
サンプル	1970.2~ 95.12	1973.2~ 96.12	1971~94

図2 フィリピン製造業の総生産，中間投入，TFPの成長率



(出所) Hooley 1985.

とがわかる。生産の成長率と生産性の成長率が正の相関をもっていることはこの図からも明らかである。

これらのことから、東・東南アジアの国・地域でもアメリカ経済と同様の景気順行的生産性変化が起こっているといえる。東・東南アジア経済でもこの景気順行的生産性変化が、規模の経済によって引き起こされているのか、あるいは景気順行的な生産要素の稼働率変化によってもたらされているのかが問題とされるのである。

2. 操作変数

第I節で説明したモデルを用いて規模の経済を計測する際に問題となるのは、(6)式を用いるとしても、(8)式を用いるとしても、どちらにしても誤差項 ε は外生的技術変化の確率攪乱項であるので、 ε が大きければ生産要素の限界生産力が高まり要素需要が高まるという方向で、誤

差項と説明変数の相関が生じ得るということである。この問題に対処するためには、説明変数と相関が高く、かつ誤差項と相関が低い変数を操作変数として用いて2段階最小自乗法(2SLS)を適用する必要がある。

誤差項と操作変数の相関の低さについては、規模の経済を計測した際に得られる残差を用いてハンセンのJ統計量(注17)でテストする方法がある。一方、説明変数と操作変数の相関が高いかどうかについては前もってテストしておくべきである。この相関が低い場合には一致性という点で最小自乗法(OLS)の方が2段階最小自乗法より優れている場合もあり得ることが知られている [Shea 1997]。

本稿で用いた操作変数は3種類ある。1つはアメリカのマクロ経済を分析する際にしばしば使われる変数グループで、Hall (1988, 1990)等に用いられた。それは防衛費支出の成長率と世

界石油価格の変化率である。防衛費支出は需要サイドから経済に影響を与え、世界石油価格は供給サイドへのショックとなる。政府支出全体の動向は税収などを通して経済全体の状況からも影響を受けるであろうが、防衛費支出は中でもより自律的に増減が決められ、経済から影響を受ける度合いが小さいと考えられる。また世界石油価格もアメリカ経済への影響は大きい一方で、アメリカの経済動向が影響を与える可能性は小さいといえよう。これらの点でこの2つの変数は操作変数としての要件を備えているといえる。本稿で対象とした日本、台湾、韓国、フィリピンについても、防衛費支出や世界石油価格はこれらの経済に影響を与える一方でこれらの経済動向から影響を受ける度合いは小さいという意味で、操作変数にふさわしい。

第2の操作変数グループは Christiano, Eichenbaum and Evans (1996) で用いられた「金融政策ショック」である。「金融政策ショック」は金融政策の対象となる変数をマクロ経済変数にベクトル自己回帰 (Vector Auto-Regression: VAR) させ、その残差を取ったものである。金融政策のうち内生的な部分はベクトル自己回帰によって説明し、説明されずに残った残差を「ショック」と見なす、というものである。この「金融政策ショック」は定義上ベクトル自己回帰に用いたマクロ経済変数とは独立なので、説明変数との独立性という操作変数の条件を満たすうえ、「金融政策ショック」として経済に影響を及ぼすと考えられる。本稿では Christiano, Eichenbaum and Evans (1996) に倣ってインターバンク・コールローンの利率とリザーブ・マネー (reserve money: 日本では通貨当局^(注18)の負債の「現金・預り金」に当たる) を主に金融政

策のターゲットと想定した。韓国の場合には、対象とした期間の利率が政府の管理下にあった^(注19)ため、中央銀行のリザーブ・マネーと外貨準備を政策ターゲットとして想定した。ベクトル自己回帰の説明変数としては、利率や中央銀行リザーブ・マネー、外貨準備の過去の値のほか、日本、台湾の場合には鉱工業生産指数、卸売物価指数を用い、韓国の場合には実質 GDP と GDP デフレーターを用いた。

第3の操作変数は、対象国・経済に大きな影響を与える外国の経済動向を示す変数である。台湾、韓国、フィリピンにとってのアメリカおよび日本は大国で、これに対して上記3つの国・経済は小国と見なすことができると考えた。大国は小国に影響を与えるが、小国から影響は受けないという想定である。具体的な変数としてはアメリカおよび日本の鉱工業生産指数 (年次データの場合は実質 GDP) と輸入指数のそれぞれ変化率を操作変数として採用した。

説明変数と操作変数の相関が十分高いかどうかを測る基準として Shea (1997) は偏決定係数 (partial R^2 : 本稿では R_i^2 と表す) を提案している。ある説明変数 x とある操作変数グループの相関が高く、また別の説明変数 y とその操作変数グループの相関がやはり高かったとしても、それだけでは2段階最小自乗法が有用であるための十分な条件ではない。2つの説明変数をそれぞれ操作変数グループに回帰させて得た推計値 \hat{x} , \hat{y} の間の相関が非常に高ければ多重共線性の問題が生じてしまう。そこで説明変数間の相関を取り除いた偏決定係数が意義を持つのである。詳細は Shea (1997) に譲るが、自由度調整済み偏決定係数も定義されており、以下のように表される (T : サンプル数, n : 操作変数の

表3 説明変数の操作変数に関する偏決定係数

(1) 日本

	総労働時間		電力消費量	
	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2
Z ₁	.211	.060	.173	.015
Z ₂	.206	.055	.157	-.004
Z ₃	.092	.016	.079	.002
Z ₄	.083	.006	.048	-.032

(注) 操作変数は以下のとおり。

Z₁: 世界石油価格の対数1階階差 (日本円評価, 前月から12カ月前までの変数 [以下同じ]), 防衛費の対数1階階差, 通貨当局リザーブ・マネー・ショックの対数1階階差, インターバンクローン金利ショックの対数1階階差。

Z₂: Z₁の変数のラグを「当該月から11カ月前まで」としたものの。

Z₃: 世界石油価格の対数1階階差 (日本円評価, 前月から12カ月前までの変数 [以下同じ]), 防衛費の対数1階階差。

Z₄: Z₂の変数のラグを「当該月から11カ月前まで」としたものの。

(2) 台湾

	総労働時間		電力消費量	
	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2
Z ₁	.599	.202	.465	-.063
Z ₂	.151	-.079	.184	-.037
Z ₃	.453	.300	.377	.203
Z ₄	.099	-.050	.109	-.038
Z ₅	.142	.103	.197	.160

(注) 操作変数は以下のとおり。

Z₁: 世界石油価格の対数1階階差 (新台幣元評価, 前月から12カ月前までの変数 [以下同じ]), 防衛費の対数1階階差, 中央銀行リザーブ・マネー・ショックの対数1階階差, インターバンクローン金利ショックの対数1階階差, アメリカの鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差, 日本の鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差。

Z₂: Z₁からアメリカの鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差, 日本の鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差を除いたもの。

Z₃: Z₁から中央銀行リザーブ・マネー・ショックの対数1階階差, インターバンクローン金利ショックの対数1階階差を除いたもの。

Z₄: 中央銀行リザーブ・マネー・ショックの対数1階階差, インターバンクローン金利ショックの対数1階階差。

Z₅: 世界石油価格の対数1階階差。

(3) 韓国

	総労働時間		電力消費量	
	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2
Z ₁	.892	.604	.771	.159
Z ₂	.612	.391	.443	.125
Z ₃	.442	.232	.228	-.061
Z ₄	.568	.321	.461	.153
Z ₅	.843	.425	.776	.179

(注) 操作変数は以下のとおり。

Z₁: 世界石油価格の対数1階階差 (ウォン評価, 1年前および2年前までの変数 [以下同じ]), 防衛費の対数1階階差, 中央銀行リザーブ・マネー

・ショックの対数1階階差, 外国為替準備ショックの対数1階階差, アメリカの鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差, 日本の鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差。

Z₂: Z₁からアメリカの鉱工業生産指数および輸入指数の対数1階階差を除いたもの。

Z₃: Z₂から防衛費の対数1階階差を除いたもの。

Z₄: Z₁の操作変数のラグを1期ラグのみ(つまり1年前のみ)としたもの。

Z₅: Z₁の操作変数を用いるが, 当該年の変数と1年前の変数を採用したもの。

(4) フィリピン

	雇用者数		1人当たり労働時間		資本ストック		中間投入財		総費用	
	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2	R_p^2	\bar{R}_p^2
Z ₁	.048	-.232	.029	-.257	.057	-.220	.052	-.227	.217	-.014
Z ₂	.039	-.175	.019	-.199	.036	-.178	.039	-.174	.213	-.018
Z ₃	.003	-.147	.001	-.148	.005	-.145	.003	-.147	.189	.009
Z ₄	.000	-.150	.000	-.150	.000	-.150	.000	-.150	.014	-.206
Z ₅	.013	-.134	.009	-.140	.014	-.134	.015	-.132	.209	.033
Z ₆	-	-	-	-	-	-	-	-	.178	.096

(注) 操作変数は以下のとおり。

Z₁: 米国金利 (Federal Funds Rate) の1階階差, サウジアラビア石油価格の対数1階階差, アメリカの実質1人当たりGDPおよび輸入指数の対数1階階差, 日本の実質1人当たりGDPおよび輸入指数の対数1階階差。

Z₂: Z₁から米国金利の1階階差を除いたもの。

Z₃: Z₁からアメリカの実質1人当たりGDPおよび輸入指数の対数1階階差を除いたもの。

Z₄: Z₁から日本の実質1人当たりGDPおよび輸入指数の対数1階階差を除いたもの。

Z₅: Z₁から米国金利の1階階差とサウジアラビア石油価格の対数1階階差を除いたもの。

Z₆: 日本の実質1人当たりGDPおよび輸入指数の対数1階階差。

数)。

$$\bar{R}_\beta^2 = 1 - [(T-1)/(T-n)](1-R_\beta^2) \quad (11)$$

表3にこれらの偏決定係数を掲げた。Shea (1997)によれば、Hall (1988, 1990)の操作変数のアメリカ製造業の生産要素に関する偏決定係数は0.05でかなり低いということであったが、東・東南アジアの場合も偏決定係数は高いとはいえない。日本の場合、上記第1と第2のグループの操作変数をすべて用いた Z_1 を用いたケースでは総労働時間、電力消費量とも R_β^2 は約20%程度で、自由度で調整するとさらに低くなる。いくつかの組み合わせで操作変数の偏決定係数を取ってみた結果、もっとも値の高かった Z_1 を主に操作変数として採用した。台湾の場合も R_β^2 は比較的高いが自由度調整をすると極端に値が下がることがあったので、3つのタイプの操作変数をすべて取り入れた Z_1 を主に用いながら他の操作変数グループも適宜用いた。韓国の場合、いずれの場合でも偏決定係数は比較的高かった。

フィリピンの場合には説明変数の数が多いこともあって偏決定係数の値が一般に低い。そこで(8)式に加えて(10)式による規模の経済の推定も行った。総費用を操作変数に回帰させて得た決定係数(1変数なので、定義として偏決定係数と同値)は20%程度とそこそこ高いが、自由度調整をすると低くなってしまいう問題は残る。しかしここでも R_β^2 の高い Z_1 を主に用い、その他の操作変数グループでも確認するという方法をとった。

III 実証分析

第I節で説明したモデルにより、第II節で述べたデータと操作変数を用いて、日本、台湾、韓国、フィリピンの製造業について規模の経済を計測した(注20)。

日本、台湾は月次データであるので、X11を用いて季節調整を行った。台湾の場合、旧正月の元旦が1月と2月のどちらになるか、また正月休みが1月と2月にまたがるかどうかによって生産、労働時間、電力消費などのビジネス・サイクルが大きく変化した。そこで旧正月休みに関する1月ダミーと2月ダミーを作成し、X11と併用してこの季節効果を取り除いた。計測結果を先取りしていえば、規模の経済が顕著に検出されることは4カ国・経済ともほとんどなく、規模に関する収穫一定、またはどちらかといえば収穫逨減が検出された。以下、国・経済別に結果を見ていくこととする。

1. 日本

表4に日本の全製造業の規模の経済の推計結果を示した。それぞれ最小自乗法(OLS)の結果と表3に挙げたいくつかの組み合わせの操作変数を用いた2段階最小自乗法(2SLS)の結果である。これによれば総労働時間の生産弾力性は Z_3 を操作変数とした場合を除いてだいたい0.2~0.3台の間にある。 Z_3 を操作変数とした場合のみ0.5台で、日本の産業連関表から得られた平均の労働分配率である0.590に近い。電力消費量の生産弾力性は0.3台~0.6台と広く散らばっている。結果として計測された規模の経済(二つの弾力性の和)は0.6~1.1の間の値を取っている。しかし、1.056という規模の経済が計

表4 規模の経済推計：日本全製造業
(季節調整済み)

推計方法 操作変数 対象期間	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数 の相関
OLS 70:02-95:12	.002 (.001)	.230 (.051)	.626 (.052)	.355 .012	.855 (.071)	F :.044 χ^2 :.043	
2SLS: Z_1 71:01-95:12	.002 (.001)	.291 (.115)	.540 (.129)	.354 .012	.831 (.150)	F :.261 χ^2 :.260	$J = 40.51$ [.770]
2SLS: Z_2 70:12-95:12	.002 (.001)	.187 (.118)	.442 (.137)	.333 .012	.628 (.177)	F :.036 χ^2 :.036	$J = 34.24$ [.933]
2SLS: Z_3 70:02-95:12	.002 (.001)	.576 (.182)	.480 (.182)	.246 .013	1.056 (.245)	F :.818 χ^2 :.818	$J = 15.36$ [.910]
2SLS: Z_4 70:02-95:12	.002 (.001)	.338 (.188)	.336 (.218)	.283 .012	.674 (.321)	F :.311 χ^2 :.310	$J = 16.16$ [.882]

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

表5 規模の経済推計：日本製造業（2桁分類）
(季節調整済み，2段階最小自乗法，操作変数 Z_1 ，期間1971年1月～1995年12月)

業種	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数 の相関
食料品・たばこ工業	-.004 (.002)	.140 (.312)	.895 (.269)	.203 .032	1.036 (.408)	F :.931 χ^2 :.931	$J = 45.62$ [.571]
繊維工業	.000 (.001)	.383 (.068)	.452 (.078)	.343 .009	.836 (.097)	F :.091 χ^2 :.090	$J = 58.64$ [.140]
パルプ・紙・紙加工 品工業	.002 (.001)	.080 (.119)	.412 (.089)	.261 .013	.492 (.158)	F :.001 χ^2 :.001	$J = 83.07$ [.001]
石油・石炭製品工業	.000 (.002)	-.272 (.182)	.120 (.071)	.056 .025	-.152 (.193)	F :.000 χ^2 :.000	$J = 45.78$ [.564]
化学工業	.004 (.001)	.105 (.201)	.289 (.135)	.114 .019	.393 (.209)	F :.004 χ^2 :.004	$J = 52.42$ [.307]
窯業・土石製品工業	.001 (.001)	.423 (.098)	.469 (.076)	.377 .012	.891 (.115)	F :.346 χ^2 :.345	$J = 46.26$ [.544]
鉄鋼業	.001 (.001)	.222 (.152)	.531 (.108)	.346 .013	.754 (.165)	F :.137 χ^2 :.136	$J = 51.46$ [.340]
非鉄金属工業	.003 (.001)	.372 (.232)	.047 (.142)	.010 .022	.419 (.229)	F :.012 χ^2 :.011	$J = 43.96$ [.639]
機械工業	.001 (.001)	.111 (.165)	.586 (.101)	.336 .017	.697 (.173)	F :.081 χ^2 :.080	$J = 42.54$ [.695]
中央値		.140	.452		.697		
単純平均		.174	.422		.596		
係数の業種間の標準偏差		.214	.254		.356		

(注) 業種分類については付録2を参照のこと。窯業・土石製品工業の対象期間は1970年5月～1995年12月である。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

測された場合でも、標準誤差が0.245であるため、規模に関する収穫逓増の仮説は通常の有意水準では棄却されることになる。また、OLS および Z_2 を操作変数として用いた 2SLS の場合を除いて収穫逓減も95%有意水準で棄却されている。

全体として、規模に関する収穫一定か収穫逓減が検出されたといえる。誤差項と操作変数の間の相関に関する χ^2 統計量は L. P. Hansen の J 統計量として知られている。これを最後の列に示した。これによれば相関がないという帰無仮説は通常の有意水準で採択されるので、使用した操作変数グループがそれぞれ適切であることを示唆している。

表5は付録2の手順で作成した製造業2桁分類に基づき、業種ごとの規模の経済を推計したものである。操作変数 Z_1 を用いた 2SLS の結果である。総労働時間の生産弾力性は「石油・石炭製品工業」ではマイナスの値となっていたり、その他の業種でも0.1に近い、あるいはそれを割る値があることなどから、必ずしも労働の生産弾力性として読みやすい値ばかりではない。中央値、平均値とも0.15内外である。電力消費量の生産弾力性にも0.1に近い値から0.9に近い値まで幅がある。中央値、平均値とも0.4強の値である。規模の経済の推定値は、マイナスの値となった「石油・石炭製品工業」を除けば、0.4~1.036の間に散らばっている。規模に関する収穫逓増が採択された業種はないが、規模に関する収穫逓減が採択された業種が3業種ある(95%有意水準)。2桁分類の製造業を通じての規模の経済の中央値は0.7、平均値は0.6である。「パルプ・紙・紙加工品工業」以外は J 統計量が小さく、誤差項と説明変数との相関は

示唆されない。

業種ごとの弾力性の計測値それぞれの値はともかくとして、全体としては規模に関する収穫逓増は検出されなかった(注21)。

2. 台湾

台湾の全製造業(1桁レベル)についての規模の経済の推計結果を表6に掲げた。日本の計測結果と対照的に総労働時間の生産弾力性が0.5台~0.9弱の間に散らばっており、比較的高い。しばしばアメリカ経済の労働分配率や労働の生産弾力性が0.7台あるいは3分の2等と言われることがあるが、それに近い値である。台湾の産業連関表から得られる平均労働分配率0.590より高い計測結果が多い。一方、電力消費量の生産弾力性は0.1以下が多く、高くても0.2強という結果になっている。結果として規模の経済はすべて1を下回った。ただし、有意に収穫逓減が支持された計測結果は少ない。誤差項と操作変数の相関は強くないので、操作変数はこの点に関しては適切といえそうである。

表7は付録3に述べた方法で作成した2桁レベル製造業の規模の経済推計結果である。表6の場合と同様、総労働時間の生産弾力性は0.5強程度の妥当な水準の値となっているが、電力消費量の生産弾力性は通常アメリカ経済に関して想定されている水準の0.3程度と比べてかなり低い。また6業種中4業種の推計値は0から有意に離れていない。中央値、平均値とも0.1以下である。

結果として規模の経済の推定値はすべて1より下回っており、6業種中3業種が有意に下回っている。中央値、平均値とも0.6台である。「繊維」、「木材・木製品」、「化学品」の推計については J 統計量が有意に大きく、推計に利用

表6 規模の経済推計：台湾全製造業
(季節調整済み)

推計方法 操作変数 対象期間	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数 の相関
OLS	.005	.734	.051	.491	.786	F : .000	
73:02-96:12	(.001)	(.051)	(.017)	.024	(.048)	χ^2 : .000	
2SLS: Z_1	.004	.869	.032	.370	.900	F : .301	$J = 64.71$
82:11-96:12	(.002)	(.101)	(.041)	.024	(.096)	χ^2 : .300	[.932]
2SLS: Z_2	.003	.591	.196	.281	.786	F : .276	$J = 16.72$
82:11-96:12	(.002)	(.216)	(.069)	.026	(.196)	χ^2 : .274	[.997]
2SLS: Z_3	.004	.857	.022	.469	.878	F : .113	$J = 67.93$
74:02-96:12	(.002)	(.080)	(.029)	.025	(.076)	χ^2 : .112	[.225]
2SLS: Z_3	.004	.731	.001	.375	.732	F : .014	$J = 42.44$
82:11-96:12	(.002)	(.112)	(.044)	.024	(.108)	χ^2 : .013	[.958]
2SLS: Z_4	.003	.565	.239	.211	.803	F : .408	$J = 10.52$
82:11-96:12	(.002)	(.280)	(.094)	.027	(.237)	χ^2 : .407	[.992]
2SLS: Z_5	.004	.830	.057	.472	.887	F : .438	$J = 11.48$
74:02-94:12	(.002)	(.143)	(.040)	.025	(.145)	χ^2 : .437	[.488]

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

表7 規模の経済推計：台湾製造業（2桁分類）
(季節調整済み, 2段階最小自乗法, 操作変数 Z_1)

業種 対象期間	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数 の相関
食品	.002	.537	-.041	.129	.497	F : .003	$J = 75.00$
82:11-96:12	(.003)	(.161)	(.055)	.042	(.168)	χ^2 : .003	[.748]
繊維	.003	.648	.134	.140	.782	F : .235	$J = 127.63$
82:11-96:12	(.003)	(.186)	(.042)	.041	(.183)	χ^2 : .234	[.002]
木材・木製品	-.002	.538	.012	.031	.549	F : .077	$J = 106.69$
82:11-96:12	(.005)	(.266)	(.099)	.069	(.254)	χ^2 : .076	[.048]
化学品	.006	.518	.104	.143	.622	F : .003	$J = 121.01$
82:11-96:12	(.003)	(.128)	(.052)	.033	(.126)	χ^2 : .003	[.005]
金属加工品	.003	.567	.034	.091	.601	F : .012	$J = 66.61$
82:11-96:12	(.004)	(.168)	(.060)	.049	(.157)	χ^2 : .011	[.919]
その他製造業品	.005	.890	.038	.370	.928	F : .510	$J = 59.42$
82:11-96:12	(.002)	(.111)	(.050)	.029	(.109)	χ^2 : .509	[.981]
中央値		.553	.036		.612		
単純平均		.616	.046		.663		
係数の業種間の標準偏差		.142	.063		.162		

(注) 業種分類については付録3を参照のこと。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

した操作変数グループ Z_1 が内生変数である可能性を否定できない。なお付録3でも述べたが、本稿の分類における台湾の「その他製造業品」には雇用者数で言って全製造業の半分以上が含まれており、それゆえ「その他製造業品」の推計値は表6の全製造業の推計値とかなり似通っている。

3. 韓国

韓国は付録4で述べるように年次データである。表8が全製造業についての計測結果であるが、総労働時間の生産弾力性、電力消費量の生産弾力性ともに用いる操作変数によって推計値にかなりのばらつきがある。総労働時間の方は $-0.121 \sim 0.621$ 、電力消費量の方は $-0.227 \sim 0.802$ の範囲の値である。しかし規模の経済の推計値のばらつきはそれぞれの弾力性ほどではなく、 $0.394 \sim 0.799$ の範囲となっており、標準誤差が大きいせいで、いずれの操作変数を用いた場合でも統計的には収穫一定が支持される結果となっている。誤差項と操作変数の相関は一樣に高いが、 Z_2 、 Z_4 の操作変数を用いた場合には、95%有意水準でかろうじて「相関がない」という帰無仮説が採択される結果となっている。

表9は韓国製造業2桁分類各業種の規模の経済計測結果である。 Z_1 を操作変数として用いた2SLSを行った。台湾、日本の場合と同様、総労働時間、電力消費量の生産弾力性の計測結果は業種ごとによりばらついている。たとえば「化学品」の総労働時間の生産弾力性は -0.078 、「木材・木製品」は 1.090 といった具合である。しかし業種間の平均値は 0.545 、中央値は 0.450 と、韓国の産業連関表から得られる製造業部門の労働分配シェアである 0.484 と近い値になっ

ている。一方、電力消費量の生産弾力性は「紙製品」が -0.658 となっているせいもあって、平均値は 0.175 、中央値は 0.081 である。

結果として規模の経済は、2業種（「食品・飲料」と「木材・木製品」）が1より大きい値を得ているが、いずれも統計的に有意に1より大きいわけではない。中央値、平均値はそれぞれ 0.817 、 0.720 となっている。J統計量が大きい業種が多く、操作変数と誤差項の無相関の帰無仮説が採択されたのは9業種中3業種だけである。全体として規模に関する収穫逓増が明確に支持されるケースはなかった。

4. フィリピン

フィリピン製造業の規模の経済の推計結果は(8)式および(10)式によって推計したものである。資本の稼働率の代理変数として労働者1人当たり労働時間を用いるか、あるいは総費用を説明変数として用いるかして、規模の経済の推計を試みている。

表10はフィリピン製造業全体の規模の経済を推定したものである。OLS、2SLSに加えてそれらを一般化した Generalized Method of Moments (GMM) の計測結果も一部掲げた(注22)。OLSの結果は、労働、資本、中間投入の生産弾力性がそれぞれ 0.126 、 -0.106 、 0.930 で、Hooley (1985) のデータセットにおけるそれぞれの投入物の分配率 9.1% 、 28.9% 、 62.0% と比較して、労働についてのみ比較的近い値が得られ、資本は低すぎ、中間投入はかなり大きな値となっている。操作変数を用いることによって、「低い資本の弾力性」、「高い中間投入の弾力性」という問題は改善されたが、労働の生産弾力性としてかなり低い(しばしばマイナス)の値が得られた。しかし標準誤差も大きいので、

表 8 規模の経済推計：韓国全製造業

推計方法 操作変数 対象期間	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数の 相関
OLS	-.043	.183	.550	.181	.734	F : .507	
1971-94	(.041)	(.472)	(.368)	.072	(.394)	χ^2 : .499	
2SLS: Z_1	-.030	.234	.412	.185	.646	F : .444	$J = 47.59$
1972-94	(.048)	(.532)	(.431)	.074	(.453)	χ^2 : .435	[.000]
2SLS: Z_2	-.068	-.121	.802	.163	.681	F : .527	$J = 15.45$
1972-94	(.061)	(.651)	(.576)	.075	(.495)	χ^2 : .520	[.051]
2SLS: Z_3	-.069	.015	.784	.173	.799	F : .738	$J = 17.10$
1972-94	(.085)	(.762)	(.798)	.074	(.593)	χ^2 : .735	[.009]
2SLS: Z_4	.040	.621	-.227	.002	.394	F : .295	$J = 15.37$
1971-94	(.065)	(.670)	(.598)	.080	(.564)	χ^2 : .283	[.052]
2SLS: Z_5	-.015	.419	.275	.159	.694	F : .465	$J = 35.31$
1971-94	(.046)	(.518)	(.423)	.073	(.412)	χ^2 : .457	[.004]

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

表 9 規模の経済推計：韓国製造業（2析分類）
（2段階最小自乗法，操作変数 Z_1 ，対象期間1972～94年）

業種	切片	総労働 時間	電力 消費量	R^2 標準誤差	規模の経 済	p 値	誤差項と 操作変数の 相関
食品・飲料	-.037	.977	.319	.231	1.296	F : .587	$J = 60.40$
	(.035)	(.514)	(.345)	.070	(.536)	χ^2 : .581	[.000]
繊維	.005	.785	.032	.395	.817	F : .455	$J = 34.23$
	(.023)	(.299)	(.203)	.054	(.240)	χ^2 : .446	[.005]
木材・木製品	-.064	1.090	.426	.666	1.517	F : .177	$J = 17.40$
	(.019)	(.476)	(.202)	.074	(.369)	χ^2 : .162	[.360]
紙製品	.094	.136	-.658	.079	-.522	F : .050	$J = 22.86$
	(.044)	(.608)	(.331)	.074	(.731)	χ^2 : .037	[.117]
化学品	-.075	-.078	.762	.144	.684	F : .683	$J = 63.42$
	(.055)	(.559)	(.441)	.101	(.762)	χ^2 : .679	[.000]
非金属鉱物製品	-.053	.449	.478	.134	.927	F : .908	$J = 55.86$
	(.046)	(.604)	(.427)	.094	(.623)	χ^2 : .907	[.000]
基礎金属	.019	.164	.081	.076	.245	F : .010	$J = 54.81$
	(.028)	(.311)	(.215)	.068	(.265)	χ^2 : .004	[.000]
金属加工・機械	.031	.933	.057	.647	.990	F : .963	$J = 35.74$
	(.017)	(.240)	(.076)	.047	(.212)	χ^2 : .963	[.003]
その他製造業	.019	.450	.075	.305	.525	F : .034	$J = 8.86$
	(.015)	(.223)	(.059)	.070	(.212)	χ^2 : .025	[.919]
中央値		.450	.081		.817		
単純平均		.545	.175		.720		
係数の業種間の標準偏差		.420	.398		.602		

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内は p 値である。規模に関する収穫一定を帰無仮説とした場合の p 値を7列目に示した。

± 2 × 標準誤差の範囲内に労働の分配率9.1%が含まれる。規模の経済の推定値はZ₄を用いて2SLSを行ったときのみ1を超えたが、有意ではない。それ以外の場合にはほとんどが1に近いが、1を下回る値となっている。誤差項と操作変数の相関は見られない。

操作変数と説明変数の間の偏決定係数があまり高くなかったことから、総生産量の成長率を

総費用の成長率に回帰させて規模の経済を推計することも試みた。表11がその結果である。

OLSの場合には総費用の係数が1を超えているが、有意に1より離れているわけではない。操作変数を用いた推計ではいずれの場合も係数が1を下回っている。しかし収穫一定の帰無仮説は支持されている。この結果は表10と整合的である。誤差項と操作変数の相関も高くはない。

表10 規模の経済推計：フィリピン全製造業

推計方法と操作変数	切片	労働時間	資本ストック	中間投入	R ² 標準誤差	規模の経済	誤差項と操作変数の相関
OLS	-.012 (.021)	.126 (.093)	-.106 (.126)	.930 (.122)	.748 .044	.950 (.189)	
2SLS: Z ₁	.002 (.052)	-.059 (.286)	.492 (.600)	.392 (.498)	.317 .073	.825 (.498)	J = .736 [.994]
GMM: Z ₁	-.009 (.036)	.021 (.184)	.412 (.384)	.502 (.307)	.449 .065	.936 (.322)	J = 1.039 [.984]
2SLS: Z ₂	-.013 (.064)	-.037 (.328)	.681 (.745)	.343 (.574)	.108 .083	.986 (.621)	J = .200 [.999]
2SLS: Z ₃	.015 (.056)	-.113 (.330)	.445 (.608)	.363 (.509)	.320 .072	.696 (.545)	J = .309 [.989]
2SLS: Z ₄	-.140 (.450)	-.505 (1.847)	1.772 (4.167)	.918 (3.575)	-2.672 .168	2.184 (4.328)	J = .004 [1.000]

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内はp値である。GMMはgeneralized method of momentsの略である。Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidthを用いた。詳しくはGreene(1997), Ogaki(1993)等を参照のこと。

表11 規模の経済推計：フィリピン全製造業 (1958~80年)

推計方法と操作変数	切片	総費用	R ²	標準誤差	誤差項と操作変数の相関
OLS	-.006(.017)	1.021(.154)	.676	.048	-
2SLS: Z ₁	.024(.034)	.683(.367)	.602	.053	J = 2.59 [.858]
2SLS: Z ₂	.023(.034)	.697(.368)	.608	.053	J = 2.71 [.744]
2SLS: Z ₃	.018(.035)	.745(.380)	.627	.052	J = 1.41 [.843]
2SLS: Z ₄	.062(.173)	.254(1.953)	.294	.071	J = 1.26 [.868]
2SLS: Z ₅	.023(.035)	.692(.372)	.606	.053	J = 2.85 [.583]
2SLS: Z ₆	.020(.037)	.732(.395)	.622	.052	J = 1.43 [.489]

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差, []内はp値である。

表12 規模の経済推計：フィリピン製造業（3桁分類）（2段階最小自乗法，操作変数Z）

業種および業種コード	切片	総労働時間	資本ストック	中間投入	R ² 標準誤差	規模の経済	誤差項と操作変数の相関
311-12. 食品加工	.029 (.040)	-.013 (.377)	.171 (.444)	.391 (.179)	.735 .070	.548 (.567)	J = 1.58 [.954]
313. 飲料	-.026 (.169)	.910 (1.007)	.182 (1.195)	.551 (1.167)	.838 .126	1.643 (1.365)	J = 2.43 [.876]
314. タバコ	.018 (.052)	-.351 (.381)	.146 (.502)	.929 (.274)	.768 .125	.724 (.542)	J = 1.32 [.971]
321. 繊維製品	-.008 (.038)	.352 (.266)	-.083 (.233)	.720 (.399)	.604 .111	.989 (.255)	J = 3.97 [.680]
322. 衣類	.010 (.040)	.316 (.274)	.513 (.488)	.093 (.253)	.479 .151	.923 (.436)	J = 3.79 [.705]
323. 皮製品	-.013 (.035)	.070 (.330)	.186 (.426)	.770 (.172)	.913 .092	1.026 (.433)	J = 1.18 [.978]
324. 靴	-.028 (.088)	.307 (1.094)	2.264 (2.399)	-.127 (1.523)	-.030 .389	2.444 (2.082)	J = .083 [1.000]
331. 木製品	-.045 (.090)	.661 (.984)	.263 (1.589)	.801 (.632)	.573 .167	1.725 (.839)	J = 671 [.995]
332. 家具，設備	.003 (.102)	.430 (.647)	.389 (1.040)	.284 (.436)	.675 .258	1.103 (.993)	J = 1.82 [.936]
341. 紙および紙製品	.002 (.071)	-.343 (.565)	-.017 (.462)	1.102 (.310)	.797 .092	.742 (.683)	J = 1.18 [.978]
342. 印刷，出版	.013 (.057)	-.825 (1.394)	.707 (1.311)	.686 (.268)	.477 .147	.568 (.599)	J = 2.91 [.820]
351. 産業化学品	-.256 (.322)	2.722 (3.323)	.375 (2.254)	.499 (.989)	-.091 .367	3.596 (2.692)	J = .204 [1.000]
352. その他化学品	.042 (.035)	-.410 (.449)	.034 (.545)	.730 (.288)	.688 .076	.355 (.390)	J = 2.22 [.898]
353. 石油製品	-.025 (.137)	.611 (.512)	.033 (1.248)	.875 (.949)	-.990 .195	1.519 (1.691)	J = 1.24 [.975]
355. ゴム製品	-.033 (.044)	.781 (.492)	.485 (.542)	.277 (.458)	.833 .127	1.544 (.486)	J = 2.70 [.845]
356. プラスチック製	.037 (.158)	.266 (.392)	-.226 (1.021)	.670 (.367)	.894 .090	.710 (1.058)	J = 3.44 [.752]
361, 63 & 69. 非金 鉱物製品	.000 (.057)	.483 (.466)	.229 (.368)	.397 (.185)	.790 .162	1.109 (.304)	J = 5.81 [.445]
362. ガラス製品	-.061 (.049)	.144 (.215)	.539 (.295)	.724 (.295)	.846 .124	1.408 (.332)	J = 3.01 [.807]
371. 鉄，鉄鋼製品	.017 (.084)	-.946 (.733)	.660 (.516)	.936 (.257)	.592 .267	.650 (.603)	J = .213 [1.000]
372. 非鉄金属製品	-.065 (.151)	.589 (.315)	.321 (.408)	.268 (.287)	.799 .493	1.178 (.368)	J = 1.04 [.984]
381. 金属加工品	-.032 (.052)	.224 (.296)	.342 (.561)	.700 (.196)	.739 .112	1.235 (.740)	J = 6.54 [.366]
382. 機械	-.047 (.071)	.490 (.538)	1.118 (.955)	.333 (.149)	.730 .256	1.942 (.717)	J = 1.53 [.957]
383. 電気機械	-.030 (.038)	-.200 (.283)	.829 (.409)	.559 (.163)	.904 .082	1.189 (.224)	J = 4.77 [.574]
384. 輸送機器	-.077 (.052)	.222 (.586)	.699 (.592)	.576 (.238)	.712 .095	1.497 (.499)	J = .258 [1.000]
中央値		.287	.332	.623		1.144	
単純平均		.270	.423	.573		1.265	
係数の業種間の標準偏差		.705	.502	.290		.699	

(注) 操作変数については表3を参照のこと。()内は標準誤差，[]内はp値である。

(8)式の計量モデルをフィリピンの3桁レベルの製造業に適用した結果が表12である。操作変数グループとして Z_1 を用い、2SLSを行った。他の国・地域の推計結果と同様、それぞれ業種別に見ると、生産弾力性がマイナスになるケース、値が1を超えるケース等、本来の生産要素の生産弾力性としては読みにくい推計結果も散見される。

しかし総合してみると、労働、資本、中間投入も、生産弾力性の業種間中央値、平均値とも妥当な値に収まっている。規模の経済の推定値が1を超える業種が全体24業種中15業種とかなり多い。しかし、そのどれもが有意に1より大きくはない(注23)。誤差項と操作変数の相関が高い業種はない。

おわりに

日本、台湾、韓国、フィリピン製造業の規模の経済を推定した結果、収穫増は顕著な結果としては見いだされず、むしろ収穫一定が支持された。どちらかと言えば収穫逓減の傾向さえ見られた。これらの国・経済で観察された景気順行的生産性変動を説明する上で規模の経済は支配的要因ではないというのが本稿の結論である。規模の経済があれば、生産性ショックや政策ショックといった外生的ショックの影響が増幅されてマクロ変数に伝えられるのであるが、現実にはその可能性は低いと言えよう。これはケインズ経済学のミクロ的基礎となりうる複数の均衡遷移経路、およびケインズ経済学で特徴的であった乗数効果に対しては否定的な結論であり、かつまた過少生産の解消を目的とした補助金供与などの産業政策に対しても否定的な結

論である。

しかし、ここでの結果は図1で示したように固定費用の存在まで否定するものではないし、月次、年次の成長率では捉えられないより長期の関係(たとえば新製品開発までに数年を要する技術開発投資と技術革新の間に規模の経済がある場合)における規模の経済まで否定するものではない。経済成長についてではなく、あくまでもビジネス・サイクルに関わる規模の経済に対して否定的な結果が得られた、と理解すべきであろう。

フィリピン、台湾に関する実証研究において、参入退出が非常に激しいということが指摘されている[Lindsey 1975, 1979; Aw, Chen and Roberts 1997]。フィリピンは、少なくとも本稿で対象とした70年代後半まで寡占の傾向が強かったことが知られている(注24)が、頻繁な参入退出は、寡占者間での競争が激しかったことを示唆する。頻繁な参入退出の結果、日本、台湾、韓国、フィリピンとも、多くの場合、規模に関する収穫一定となる生産量の付近で(図1で言えば Q^* の付近で)生産が行われていた、というのが本稿の計測結果から得られるこれらの国・経済の製造業のイメージである。

(注1) 詳しくは山形(1996, 1997b)を参照のこと。

(注2) たとえばCooley and Prescott(1995)等を参照のこと。

(注3) たとえばFarmer(1993, 37)等を参照のこと。

(注4) Barro(1993)を参照。

(注5) Benhabib and Gali(1995), Benhabib and Jovanovic(1991), Benhabib and Perli(1994), Benhabib and Rustichini(1994), Boldrin and Rustichini

(1994), Farmer and Guo (1995), Rotemberg and Woodford (1995, 1996) を参照のこと。

(注6) Cooper and John (1988), 松山 (1994), 山形 (1997 a) を参照のこと。

(注7) Farmer (1993, chap. 9); Ciccone and Matsuyama (1996) を参照のこと。

(注8) Aiyagari, Christiano and Eichenbaum (1992) を参照のこと。

(注9) Bomfim and Diebold (1997) を参照。

(注10) 労働者の努力や資本の稼働率を推計する試みとして, Basu (1996), Basu and Kimball (1997), Bils and Cho (1994), Burnside and Eichenbaum (1996), Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1993, 1995) がある。

(注11) Hall (1988, 1990) がこの問題を提起した。Caballero and Lyons (1990, 1992), Oulton (1996) が収穫逓増を支持したが, 生産指数として付加価値の代わりに総生産を用いること, 資本サービスの代理変数として電力を用いること等の修正を施した結果, Basu (1996), Basu and Fernald (1995, 1997), Burnside (1996), Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995) が収穫一定の結果を得ている。このような修正を施してもなお外部効果は残るとする分析もある [Cooper and Johri 1997, Cooper and Haltiwanger 1996]。

(注12) 日本については Nakajima, Nakamura and Yoshioka (1998), Nadiri and Kim (1996) が, 台湾については Chan, Chen and Cheung (1995) が, また韓国については Kwon (1986), Park and Kwon (1995), Nadiri and Kim (1996) が, 製造業の規模の経済を計測し, いずれも規模の経済があるとの結果を得ている。本稿との違いは, Nakajima, Nakamura and Yoshioka (1998), Nadiri and Kim (1996), Chan, Chen and Cheung (1995) の場合には資本サービス(ストックではなく)が考慮に入れられていないこと, および説明変数の内生性への手当がなされていないこと(前二者のみ), Kwon (1986) の場合には資本の稼働率が外生とされていること, Park and Kwon (1995) の場合には必ずしも外生とは思われない操作変数を用いていることであると思われる。また Beason and Weinstein (1996) は, 特に資本サービスを考慮に入れず, 説明変数の内生性への手当をしていないが, 日本の製造業に関し収穫一定の結果を得ている。

(注13) 本稿の推計は Yamagata (1997), Burnside

and Yamagata (1998) を元に行っているが, 特にフィリピンについて新しく行った推計を加えた。

(注14) 韓国の製造業(1桁レベル)については1970~90年の四半期データを Pyo (1992) が推計している。3桁レベルの製造業の年次データも推計されている。

(注15) Mark Bils 氏の指摘による。

(注16) 総労働時間が得られない国では雇用者数を労働生産性の分母に用いた。

(注17) Hansen (1982) を参照のこと。

(注18) 日本の場合通貨当局とは日本銀行と外国為替資金を意味する。

(注19) Fry (1988), Ito (1984) を参照のこと。

(注20) 本稿で紹介する結果以上の, より広範な計測結果については Burnside and Yamagata (1998), Yamagata (1997) を参照のこと。

(注21) これらの業種をプールして3段階最小自乗法(3SLS)も行ったが, おおよそ規模に関する収穫逓減が支持される結果であった。弾力性が業種間で共通であるという仮説が採択された例がなかったことから, 本稿には掲載していない。Burnside (1996) はこの仮説が採択されない場合には3SLSより表5のような業種間の比較を支持している。以下, 台湾, 韓国, フィリピンについても同様である。より詳しい計測結果は Burnside and Yamagata (1998), Yamagata (1997) に収録されている。

(注22) 詳しくは Greene (1997), Hansen (1982), Ogaki (1993) 等を参照のこと。

(注23) 3SLS では収穫逓増が統計的に有意な結果として得られたが, 業種間で弾力性が共通であるという仮説も棄却されたのでここには掲載していない。

(注24) de Dios (1994), Lindsey (1976, 1979), 小池 (1989, 1993), 藤森 (1983) を参照のこと。

<付録1>

台湾の旧正月休みとボーナス・ダミー

付表1参照。

<付録2>

日本のデータについて

本稿における日本の製造業のデータは製造業の

いわゆる2桁分類に対応する9業種である。1970から1995年にかけて、生産指数、雇用者数、労働者1人当たり労働時間、電力消費量、労働者1人当たり給与額の月次データを作成した。

1. 業種分類

通常、日本の統計における業種は総務庁統計局による日本標準産業分類（総務庁統計局統計基準部1993を参照）に基づいてなされている。しかし通産省の作成する鉱工業統計は独自の分類（産業分類ではなく商品分類）に基づいており、厳密に言えば両者は異なる。ただし製造業2桁分類に限って言えばその乖離はそう大きいものとは思えない。

電力消費量に関する業種分類も日本標準産業分類に基づいている。しかし日本標準産業分類では23あるところの製造業の2桁分類業種のうち、11業種についてしか電力消費量データが公表されていない。うち「ゴム製品工業」および「その他工業」は原データの利用可能性、連続性の面から問題があったので、残りの9業種を推計に用いた。付表2が業種分類の対応表である。

2. 各変数について

●労働関連変数

雇用指数、労働者1人当たり労働時間、同給与額は労働省政策調査部編『毎月勤労統計要覧』労務行政研究所、各年版から得た。

本稿で用いたこの調査のサンプルは30人以上の労働者を雇用している事業所である。労働時間および給与はより広い「5人以上雇用の事業所」のサンプルでも得られたが、雇用指数が利用可能でなかった。雇用指数は「常用労働者」を対象としたものである。「常用労働者」とは常雇い労働者、有給家族労働者、専任の有給役員および毎月契約を更新している臨時雇い労働者（ただし調査の直前2カ月の間に18日以上働いていることが条件）を指す。

雇用者数は、基準年を1990年に調整した雇用指数に1990年末の各業種の常用雇用者数をかけた上

で、23業種の雇用者数データを10業種に統合して得た。（しかし「その他工業」は1984年の日本標準産業分類の分類基準変更により連続性を欠いたので推計に用いていない。）

1桁分類の「(全)製造業」の変数はいずれも2桁の業種を合算して得たのではなく、統計に元々与えられた変数を用いたものである。

●生産指数

生産統計は業種分類ではなく商品分類により統計を作成しているため、日本標準産業分類が用いられていない。しかし前述のように、實際上、本稿で用いた生産統計と日本標準産業分類の対応に困難はあまりない。生産指数の原データは通産省の『通産統計』であるが、本稿のデータはデータベースである日経ニーズから得た。基準年は1990年で9業種に統合するためのウェイトとしては通産大臣官房調査統計部編（1996）所収の付加価値ウェイトを用いた。

●電力消費量

本稿で用いた電力消費量シリーズは資源エネルギー庁『電力調査統計月報』を原典とするが、日経ニーズから得た。原データの変数名は大口消費量である。資源エネルギー庁の担当官によれば、大口消費とは契約電力が500キロワット以上の事業所による電力消費を指す。担当官によれば、通常電灯だけでは消費電力が500キロワットを超えることはないため、大口消費の事業所は高圧で動力モーターを使用している事業所と考えてよいとのことである。

●労働分配率

1970、75、80、85、90、94年の産業連関表から全製造業の労働分配率を「(家計外消費支出+雇用者所得)/(粗付加価値-間接税+補助金)」のように計算した。使用した統計は以下のとおりである。通商産業大臣官房調査統計部統計解析課『昭和26年～60年産業連関表（46部門表）』1991年；総務庁・経済企画庁・大蔵省・文部省・厚生省・農林水産省・通商産業省・運輸省・郵政省・労働省・建設省共同編集『平成2年（1990年）産業連関表一計数編(2)一』総務庁、1994年；通商

付表1 台湾の旧正月休みとボーナス・ダミー

年	旧暦の元旦	旧正月休み1月ダミー	旧正月休み2月ダミー	年	旧暦の元旦	旧正月休み1月ダミー	旧正月休み2月ダミー	年	旧暦の元旦	旧正月休み1月ダミー	旧正月休み2月ダミー
1973	2月3日	0	7	1981	2月5日	0	7	1989	2月6日	0	7
1974	1月23日	7	0	1982	1月25日	7	0	1990	1月27日	6	1
1975	2月11日	0	7	1983	2月13日	0	7	1991	2月15日	0	7
1976	1月31日	2	5	1984	2月2日	0	7	1992	2月4日	0	7
1977	2月18日	0	7	1985	2月20日	0	7	1993	1月23日	7	0
1978	2月7日	0	7	1986	2月9日	0	7	1994	2月10日	0	7
1979	1月28日	5	2	1987	1月29日	4	3	1995	1月31日	2	5
1980	2月16日	0	7	1988	2月17日	0	7	1996	2月19日	0	7

(注) 台湾の旧正月休みの日数は厳密に決まっているわけではない。ここでは正月休みが旧暦の大晦日から旧暦1月6日まで続くと仮定した。1月の正月休みの日数を1月ダミーとし、2月の正月休みの日数を2月ダミーとした。具体的にはたとえば、旧正月の休みが完全に1月で終わる場合には1月ダミーに「7」を入れ、2月ダミーには「0」を入れた。また、たとえば1995年の場合には1月31日が旧暦の元旦なので1月30日と31日で1月には2日間正月休みがある。そこで1月ダミーには「2」を、2月ダミーには「5」を入れる、というようにダミー変数を作成した。

付表2 日本のデータ：業種分類対応表

日本標準産業分類	電力消費量データに用いられている業種分類	本稿で用いた業種分類
12 食料品製造業	食料品・たばこ工業	食料品・たばこ工業
13 飲料・たばこ・飼料製造業	食料品・たばこ工業	食料品・たばこ工業
14 繊維工業	繊維工業	繊維工業
15 衣服・その他の繊維製品製造業	繊維工業	繊維工業
16 木材・木製品製造業	その他工業	その他工業
17 家具・装備品製造業	その他工業	その他工業
18 パルプ・紙・紙加工品製造業	パルプ・紙・紙加工品工業	パルプ・紙・紙加工品工業
19 出版・印刷・同関連産業	その他工業	その他工業
20 化学工業	化学工業	化学工業
21 石油製品・石炭製品製造業	石油・石炭製品工業	石油・石炭製品工業
22 プラスチック製品製造業	その他工業	その他工業
23 ゴム製品製造業	ゴム製品工業	その他工業
24 なめし革・同製品・毛皮製造業	その他工業	その他工業
25 窯業・土石製品製造業	窯業・土石製品工業	窯業・土石製品工業
26 鉄鋼業	鉄鋼業	鉄鋼業
27 非鉄金属製造業	非鉄金属工業	非鉄金属工業
28 金属製品製造業	その他工業	その他工業
29 一般機械器具製造業	機械工業	機械工業
30 電気機械器具製造業	機械工業	機械工業
31 輸送用機械器具製造業	機械工業	機械工業
32 精密機械器具製造業	機械工業	機械工業
33 武器製造業	—	—
34 その他の製造業	その他工業	その他工業

産業大臣官房調査統計部編『1994年産業関連表(延長表)』通産統計協会, 1997年。

●その他の変数

電力使用量のレートは卸売り用のもので日本銀行統計局『物価指数年報』各年版より得た。操作変数作成に用いた世界石油価格、通貨当局リザーブ・マネー、インターバンク・コールローン利子率、外貨準備、卸売物価指数、鉱工業生産指数、外国為替レートはIMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM), June 1997より得た。防衛費支出は日本銀行調査統計局『経済統計月報』から得た。

<付録3>

台湾のデータについて

本稿で用いた台湾データは製造業6業種, 1973~1996年の月次データである。日本のデータと同種の変数を含んでいる。

1. 業種分類

日本データの場合と同様に、台湾でも電力消費量の業種分類が特殊なので、それに合わせた業種分類を採用せざるを得なかった。電力消費量統計の業種分類は電力需要の多い業種を大きく取り上げているので、通常の業種分類では3桁、4桁にくるような業種が2桁に挙げられていることがある。台湾の場合、「基本化学工業(具体的には酸やソーダ)」、「化学肥料」、「セメント」、「アルミニウム精錬」がこれに当たる。対照的に「その他製造業品」に含まれる業種が多く、たばこ、衣類、家具、出版・印刷、皮加工、ゴム製品、石油・石炭製品、セメントを除く非金属鉱物、機械がすべて「その他製造業」に含まれている(魏 1975などを参照のこと)。したがってそれに合わせた業種分類にせざるを得ない。

このような電力消費量の業種分類とその他の変数の業種分類の非対称を調整して、付表3のような対応をつけて分類を行った。結果として「その他製造業品」に、雇用者数で言って全製造業の約

半分の業種が含まれることになってしまった。

2. 各変数について

●労働関連変数

雇用者数、労働者1人当たり労働時間、月間給与額がほとんどの2桁レベルの製造業に関して、台湾のMinistry of Educationのデータベースから利用可能である。これらの変数はDirectorate-General of Budget, Accounting and Statistics (DGBAS), *Yearbook of Labor Statistics*; —, *Monthly Bulletin of Labor Statistics*; —, *Monthly Bulletin of Earnings and Productivity Statistics*にも掲載されているが、基準年を固定した長期のシリーズが得られないうえ、単純な調整では連続したシリーズが得られない。そこでこれら3つの変数については主にMinistry of Educationのデータベースを用い、特に近年のデータについてのみ上記の出版物で補完した。Ministry of Educationのデータベースではたばこ、家具、紙・紙製品、印刷・出版のシリーズが得られないため、本稿ではそれらの業種を2桁レベルの製造業の対象にしていない。

●生産指数

生産指数のデータは以下の統計から得た: DGBAS, *Statistical Yearbook of Taiwan Province* (1977年までは *Statistical Abstract of Taiwan Province* というタイトルであった); Department of Statistics, Ministry of Economic Affairs, *Taiwan Industrial Production Statistics Monthly*; Council for Economic Planning and Development (CEPD), *Industry of Free China* (またの名を『自由中国之工業』)。

基準年は1981年を選んだ。ほとんどの業種の生産指数の動きは基準年の如何に大きく左右されないが、「食品」だけは基準年の変わった1978年以前と以後で大きく動きが違っていたので、1978年以前のデータは用いなかった。

「食品(および飲料)」、「木材・木製品」、「化学品」、「その他製造業品」は本稿の対象期間中に頻繁に業種分類が変わったので、分類を統一する

付表3 台湾のデータ：業種分類対応表

台湾の標準産業分類	電力消費量データに用いられている業種分類	本稿で用いた業種分類
食品製造業	食品	食品
飲料製造業	食品	食品
たばこ製造業	その他製造業	—
繊維工業	繊維	繊維
衣類・服飾品製造業	その他製造業	その他製造業
皮革・毛皮製品製造業	その他製造業	その他製造業
木材・木製品製造業	木材・木製品	木材・木製品製造業
家具製造業	その他製造業	—
紙・紙製品製造業	紙・紙製品製造業	—
印刷・出版業	その他製造業	—
化学原料製造業	基本化学工業, 化学肥料, その他化学工業	化学品
化学製品製造業	その他化学工業	化学品
石油・石炭製品製造業	その他製造業	その他製造業
ゴム製品製造業	その他製造業	その他製造業
プラスチック製品製造業	その他化学工業	化学品
非金属鉱物製品製造業	セメント, その他製造業	その他製造業
基礎金属工業	鉄鋼, アルミニウム	その他製造業
金属製品製造業	金属製品	金属加工品
機械設備製造業	その他製造業	その他製造業
電気機械製造業	その他製造業	その他製造業
輸送機器製造業	その他製造業	その他製造業
精密機器製造業	その他製造業	その他製造業
その他製造業	その他製造業	その他製造業

ための調整が必要であった。まず食品、飲料、たばこの3つは、それぞれ時には「食品・飲料」、 「たばこ」、時には「食品」、「飲料・たばこ」のように分類が変わった。電力消費データでは、たばこが「その他製造業」に分類される一方で、飲料は食品と一緒にされて「食品」カテゴリーに分類されていたので、これに対応した分類をすべく努力した。具体的には、食品、飲料、たばこそれぞれ3つのシリーズを対象期間を通して作成し、その後食品、飲料の生産指数をその時々ウェイトを用いて統合した（ウェイトは Department of Statistics, Ministry of Economic Affairs, *Taiwan Industrial Production Statistics Monthly* から得た）。「たばこ」の生産指数は後述のように「その他製造業」に組み入れた。

1978～92年の間、「木材・木製品」の生産指数

の分類には木製の家具が含まれていた。それ以前とそれ以降は含まれていない。電力消費の「木材・木製品」シリーズには家具が含まれていないので、上記の期間の家具の生産指数の影響を「木材・木製品」生産指数から取り除かなければならない。「食品」の場合と同様に「家具」のウェイトを考慮して「木材・木製品」から「家具」を差し引き、「家具」は「その他製造業」に組み入れた。

化学品については、電力消費データでは「基本化学工業」、「化学肥料」、「その他化学工業」の3つに分類されていたので、これに対応した労働統計、生産指数を構築できればよかったのであるが、労働統計の分類をこれに合わせる事ができなかったため、これらは「化学品」として一括した。よって生産指数も「化学品」で一本にするよ

う「化学原料製造業」、「化学製品製造業」、「プラスチック製品」の加重平均を取った。

結果として「その他製造業」の生産指数は、「衣類・服飾品」、「皮革・毛皮製品」、「石油・石炭製品」、「ゴム製品」、「非金属鉱物製品」、「基礎金属」、「機械設備」、「電気機械」、「輸送機械」、「精密機器」、「その他製造業」の加重平均を取ることによって作成した。

●電力消費量

データソースはCEPD, *Industry of Free China* である。前述のように化学品が「基本化学工業」、「化学肥料」、「その他化学工業」の3つに分類されているので、これを足し合わせて「化学品」とした。また、「セメント」、「鉄・鉄鋼」、「アルミニウム」、「その他製造業」を足し合わせて「その他製造業」とした。この「その他製造業」にはたばこ、家具、印刷・出版が含まれてしまっていて、これらを取り除くことはできない。

厳密に言えば労働、生産データと分類が異なっているが、これらの業種は生産面で見ても雇用面で見ても「その他製造業」の中でほんのわずかのシェアしかないことから考えて、この食い違いが推計に大きく影響しないと考えられる。

●労働分配率

1971, 76, 81, 84, 86, 89, 91, 94の各年の産業連関表から製造業全体の労働分配率の単純平均を取り、ソロー残差の計算に用いた。労働分配率は「労働者への報酬/(総付加価値-間接税)」として求めた。使用した統計は以下のとおりである。DGBAS, *49 Sectors Input-Output Tables, Taiwan Area, The Republic of China (1971-76~81-84)*, 1987; Overall Planning Department, CEPD, *Taiwan Input-Output Tables, Republic of China, 1976, 1980*; DGBAS, *1984 Input-Output Tables, 1986*; —, *1986 Input-Output Tables, 1990*; —, *1989 Input-Output Tables, 1991*; —, *1991 Input-Output Tables, 1995* / —, *1991 Input-Output Tables, 1997*。

●その他の変数

電力価格の出所は DGBAS, *Commodity-Price*

Statistics Monthly in Taiwan Area of the Republic of China である。操作変数作成のために用いた世界石油価格、アメリカと日本の鉱工業生産指数、輸入指数は IMF, *International Financial Statistics* から得た。中央銀行リザーブ・マネー、インターバンク・コールレートの利子率は The Central Bank of China, Economic Research Department, *Financial Statistics Monthly* から得た。卸売物価指数は DGBAS, *Commodity-Price Statistics Monthly in Taiwan Area of the Republic of China*; CEPD, *Industry of Free China*; DGBAS, *Statistical Yearbook of Taiwan Province* から得た。

<付録 4 >

韓国のデータについて

韓国データは9業種の1970~94年までの年次データである。

1. 業種分類

韓国データの9業種は食品・飲料、繊維、木材・木製品(家具を含む)、紙製品、化学品、非金属鉱物製品、基礎金属、金属加工・機械、その他製造業、である。

韓国データの場合には投入物、生産物間の業種分類の不整合はなく、すべて韓国標準産業分類(Korean Standard Industrial Classification: KSIC)が適用されている。しかし問題は1990年代初めにこの標準産業分類の改訂が行われ、統計ごとにそれぞれ異なった年からこの修正された標準産業分類の適用が始まったことである。具体的には、総生産、雇用者数、月間給与額については1991年から、労働者1人当たり労働時間には1994年から、電力消費量については1995年から適用されている。

修正の主な点は(1)それまで「木材・木製品」に含まれていた「家具」が「その他製造業」に取り入れられた、(2)ゴム製の靴、プラスチック製の靴はそれまで「化学品」に含まれていたが、「靴」

という新しいカテゴリーに組み入れられた（それまでゴム製、プラスチック製以外の靴は「繊維」に含まれていた）、の2点である。特に電力消費量の場合この分類の違いを修正することができなかったため、1995年以降の分析は断念し、1970～94年までに期間を限定することにした。

2. 各変数について

●名目総生産、雇用者数、月間給与額

これらの変数の出所は Economic Planning Board, *Report on Mining and Manufacturing Survey* である。このサーベイは労働者5人以上の事業所を調査対象としている。労働者としては雇用者のほか、実際に仕事に従事している経営者、無給家族労働者が含まれている。

先述のようにこれらのデータは1991年から新しい標準産業分類の適用を受けている。家具については3桁分類までおれば新分類にも「家具・装備品」の項があるので、これを「木材・木製品」に加えることで修正が可能である。しかしゴム製あるいはプラスチック製の靴についてはより細かい分類においていっても修正前の分類との対応がつかないので、これらの靴は1990年までは「繊維」に、1991年以降は化学品に含まれたままである。

●労働者1人当たり労働時間

データソースは Ministry of Labour, *Year Book of Labour Statistics* および Ministry of Labour, *Report on Monthly Labour Survey* である。このデータの調査対象は労働者10人以上の事業所であり、労働者には無給家族労働者は含まれていない。このデータは1994年から新分類が適用されているが、これに対応した修正は行えなかった。

●価格指数

データソースは Bank of Korea, *Economic Statistics Yearbook* および National Statistical Office, *Monthly Statistics of Korea* である。名目総生産を実質化する物価指数としては卸売物価指数を選んだ。卸売物価指数も1992年から新分類を

適用している。そこで家具については1992年以降の「その他製造業品」から家具を差し引き、「木材・木製品」に加えるという調整をした。

●電力消費量

データソースは Ministry of Energy and Resources, Korea Institute of Energy and Resources, *Yearbook of Energy Statistics* の1983年版と1995年版である。

●労働分配率

修正ソロー残差の計算に用いた労働分配率は、1970, 75, 80, 85, 90, 93の各年の産業連関表から全製造業の労働分配率の単純平均を取ったものである。使用した統計は以下のとおりである。Bank of Korea, '70 *Input Output Tables*, 1973; —, 1975 *Input-Output Tables (II)*, 1978; —, 1980 *Input-Output Tables of Korea*, 1983; —, 1985 *Input-Output Tables (II)*, 1988; —, 1990 *Input-Output Tables of Korea*, 1993; —, 1993 *Input-Output Tables*, 1996. 最後の93年表は延長表である。

●その他の変数

電力の卸売価格および防衛費の出所は、Bank of Korea, *Economic Statistics Yearbook* である。世界石油価格、為替レート、外貨準備、中央銀行リザーブ・マネー、実質GDP、インプリシットGDPデフレーター、アメリカの実質1人当たりGDP、輸入指数、日本の実質1人当たりGDP、輸入指数についてはIMF, *International Financial Statistics* である。

<付録5>

フィリピンのデータについて

フィリピン製造業の政府統計はそのままでは時系列データとして使うことができないものであった。というのは他の国と同様に、数年に1度センサス (Census of Manufactures) が行われ、センサスが行われない期間はサンプル調査を行う、という方針が採られているものの、センサスとセンサス年以外の年のサンプル調査対象が異なり、そ

のままでは時系列データとならないからである。Richard Hooley は Philippine Institute for Development Studies の協力を得て、1955～80年までの3桁レベル製造業の投入、算出を推計した [Hooley 1985]。対象は労働者20人以上の事業所とした。Hooley はこのデータを用いてフィリピン製造業の総要素生産性成長率を推計し、フィリピン製造業の停滞の様子を明らかにしたのであるが、このデータも付録として公表されている。本稿で用いたデータは公表されたデータに、Hooley の原データから業種別収益率を加えたものである。

Hooley は通常の工業センサスの調査項目である総生産、付加価値、雇用者数、給与総額、投資額等に加えて業種別の価格指数、実質資本ストックの推計も行った。価格指数は the Central Bank of the Philippines の持つ300品目の価格データから作成したものである。資本ストックは実質投資額の積み上げによって推計されたものである。より詳細は Hooley (1985) を参照されたい。

労働者1人当たり労働時間は Hooley (1985) からは得られない。そこで International Labour Office, *Year Book of Labour Statistics* を利用した。このデータはフィリピンの Department of Labor が行った家計調査に基づいている。以下が、家計調査を行った月である。

年	1956 ~59	1960	1961	1962	1963 ~69	1970	1971 ~80
調査月	5月	10月	5月	10月	5月	なし	8月

一見して、1970年のデータがないこと、それ以外の年も1971年以前は調査月がバラバラであることの2つの問題が見て取れる。幸いにして、1965, 66, 68年については Department of Labor, *1977 Yearbook of Labor Statistics*, 1977 から、5月のみならず10月の労働時間データも得られる。また、同統計により1971～74年の5月と8月のデータが得られる。

そこで、以下の方法で1956～80年の5月の1人当たり労働時間を推計した。まず1965, 66, 68年の5月の労働時間と10月の労働時間の比の平均を

取り、それを1960年と62年の10月の労働時間にかけることによって1960年と62年の5月の労働時間の推計値を得た。同様に1971～74年の5月と8月の労働時間の比をとり、それを1975～80年の8月の労働時間データにかけることによって、この期間の5月の労働時間を推計した。最後に1970年の労働時間については、1969年と71年のデータの単純平均をもって推計値とした。

文献リスト

- 小池賢治 1989. 「ビジネスファミリーの構造」 福島光丘編『フィリピンの工業化再建への模索』アジア経済研究所 74-102.
- 1993. 「フィリピンの財閥」小池賢治・星野妙子編『発展途上国のビジネスグループ』アジア経済研究所 189-212.
- 総務庁統計局統計基準部編 1993. 『日本標準産業分類 平成5年10月改訂』全国統計協会連合会.
- 通商産業省大臣官房調査統計部編 1996. 『鉱工業指数年報 平成8年版』大蔵省印刷局.
- 藤森英男 1983. 「フィリピン」伊藤正二編『発展途上国の財閥』アジア経済研究所 45-93.
- 松山公紀 1994. 「独占的競争の一般均衡モデル」岩井克人・伊藤元重編『現代の経済理論』東京大学出版会 103-137.
- 山形辰史 1996. 「内生経済成長理論と開発」矢内原勝編『発展途上国問題を考える』勁草書房 190-209.
- 1997a. 「貧困の罅とビッグ・プッシュ」『アジア経済』38(9) 9月 60-75.
- 1997b. 「経済成長」朽木昭文・野上裕生・山形辰史編『テキストブック開発経済学』有斐閣 44-56.
- 魏晉揆 1975. 「臺灣之電力」『臺灣銀行季刊』26(1) 3月 1-28.
- Aiyagari, S. Rao, Lawrence J. Christiano and Martin Eichenbaum 1992. "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption." *Journal of Monetary Economics* 30 : 73-86.

- Aw, Bee Yan, Xiaomin Chen and Mark J. Roberts 1997. "Firm-Level Evidence on Productivity Differentials, Turnover, and Exports in Taiwanese Manufacturing. NBER Working Paper Series (6235) (October).
- Barro, Robert J. 1993. *Macroeconomics*, 4th ed. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Basu, Susanto 1996. "Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?" *Quarterly Journal of Economics* 111(3)(August): 719-751.
- Basu, Susanto and John G. Fernald 1995. "Are Apparent Productive Spillovers a Figment of Specification Error?" *Journal of Monetary Economics* 36(1)(August): 165-188.
- , 1997 "Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implication." *Journal of Political Economy* 105(April): 249-283.
- Basu, Susanto and Miles S. Kimball 1997. "Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation." NBER Working Paper Series (5915) (February).
- Beason, Richard and David E. Weinstein 1996. "Growth, Economies of Scale, and Targeting in Japan (1955-1990)." *Review of Economics and Statistics* 78(2) (May): 286-295.
- Benhabib, Jess and Boyan Jovanovic 1991. "Externalities and Growth Accounting." *American Economic Review* 81(1)(March): 82-113.
- Benhabib, Jess and Aldo Rustichini 1994. "Introduction to the Symposium on Growth, Fluctuations, and Sunspots: Confronting the Data." *Journal of Economic Theory* 63 (1) (June): 1-18.
- Benhabib, Jess and Roberto Perli 1994. "Uniqueness and Indeterminacy: On the Dynamics of Endogenous Growth." *Journal of Economic Theory* 63(1) (June): 113-142.
- Benhabib, Jess and Jordi Gali 1995. "On Growth and Indeterminacy: Some Theory and Evidence." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 43 (December): 163-211.
- Bils, Mark. and Jang-Ok Cho 1994. "Cyclical Factor Utilization." *Journal of Monetary Economics* 33(2) (April): 319-354.
- Boldrin, Michele and Aldo Rustichini 1994. "Growth and Indeterminacy in Dynamic Models with Externalities." *Econometrica* 62(2)(March): 323-342.
- Bomfim, Antúlio N. and Francis X. Diebold 1997. "Bounded Rationality and Strategic Complementarity in a Macroeconomic Model: Policy Effects, Persistence and Multipliers." *Economic Journal* 107(444) (September): 1358-1374.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum and Sergio Rebelo 1993. "Labor Hoarding and the Business Cycle." *Journal of Political Economy* 101(2)(April): 245-273.
- , 1995. "Capital Utilization and Returns to Scale." in *NBER Macroeconomics Annual 1995*, ed. Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg, 67-110. Cambridge: MIT Press.
- Burnside, Craig 1996. "Production Function Regressions, Returns to Scale, and Externalities." *Journal of Monetary Economics* 37(2)(April): 177-201.
- Burnside, Craig and Martin Eichenbaum 1996. "Factor-Hoarding and the Propagation of Business-Cycle Shock." *American Economic Review* 86(5)(December): 1154-1174.
- Burnside, Craig and Tatsufumi Yamagata 1998. "Cyclical Factor Utilization and Returns to Scale in East Asian Manufacturing." mimeo.
- Caballero, Ricardo J. and Richard K. Lyons 1990. "Internal versus External Economies in European Industry." *European Economic Review* 34: 805-830.
- , 1992. "External Effects in U.S. Procyclical Productivity." *Journal of Monetary Economics* 29 (2)(April): 209-225.
- Chan, Vei-Lin, Been-Lon Chen and Kee-Nam Cheung 1995. "External Economies in Taiwan's Manufacturing Industries." *Contemporary Economic Policy* 13 (October): 118-130.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles Evans 1996. "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds." *Review of Economics and Statistics* 78(1) (February): 16-34.
- Ciccone, Antonio and Kiminori Matsuyama 1996.

- “Set-up Costs and Pecuniary Externalities as Barriers to Economic Development.” *Journal of Development Economics* 49 : 33-59.
- Cooley, Thomas F. and Edward C. Prescott 1995. “Economic Growth and Business Cycles.” in *Frontiers of Business Cycle Research*, ed. Thomas F. Cooley, 1-38. Princeton: Princeton University Press.
- Cooper, Russell and A. John 1988. “Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models.” *Quarterly Journal of Economics* 103(August) : 441-464.
- Cooper, Russell and Alok Johri 1997. “Dynamic Complementarities: A Quantitative Analysis.” *Journal of Monetary Economics* 40(1)(September) : 97-119.
- Cooper, Russell and John Haltiwanger 1996. “Evidence on Macroeconomic Complementarities.” *Review of Economics and Statistics* 78(1) (February) : 78-93.
- de Dios, E.S. 1994. “Resource Mobilisation and Industrial Organisation.” in *Resource Mobilization and Resource Use in the Philippines*, ed. R. V. Fabella and H. Sakai, 55-82. Tokyo: Institute of Developing Economies.
- Farmer, Roger E. A. 1993. *The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies*. Cambridge: MIT Press.
- Farmer, Roger E. A. and Jang-Ting Guo 1995. “The Econometrics of Indeterminacy: An Applied Study.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 43(December) : 225-271.
- Fry, Maxwell J. 1988. *Money, Interest, and Banking in Economic Development*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Greene, William H. 1997. *Econometric Analysis*. 3rd ed. London: Prentice-Hall.
- Hall, Robert E. 1988. “The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry.” *Journal of Political Economy* 96(5)(October) : 921-947.
- , 1990. “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual.” in *Growth/Productivity/Unemployment*, ed. Peter A. Diamond, 71-112. Cambridge: MIT Press.
- Hansen, Lars P. 1982. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica* 50 : 1029-1054.
- Hooley, Richard 1985. *Productivity growth in Philippine manufacturing: Retrospect and future prospects*. Manila: Philippine Institute for Development Studies.
- Ito, Kazuhisa 1984. “Development Finance and Commercial Banks in Korea.” *Developing Economies* 22(4)(December) : 453-475.
- Kwon, Jene K. 1986. “Capital Utilization, Economies of Scale and Technical Change in the Growth of Total Factor Productivity.” *Journal of Development Economics* 24(1)(November) : 75-89.
- Lindsey, C.W. 1976. “Concentration in Philippine Manufacturing, 1960-1970.” Ph.D. diss., University of Texas at Austin.
- , 1979. “Size Structure, Turnover, and Mobility of the Largest Manufacturing Firms in a Developing Country: The Case of the Philippines.” *Journal of Industrial Economics* 28(2)(December) : 189-200.
- Nadiri, M. Ishaq and Seongjun Kim 1996. “R & D, Production Structure and Productivity Growth: A Comparison of the US, Japanese, and Korean Manufacturing Sectors.” NBER Working Paper Series (5506)(March).
- Nakajima, Takanobu, Masao Nakamura and Kanji Yoshioka 1998. “An Index Number Method for Estimating Scale Economies and Technical Progress Using Time-Series of Cross-Section Data: Sources of Total Factor Productivity Growth for Japanese Manufacturing, 1964-1988.” *Japanese Economic Review* 49(3)(September) : 310-334.
- Ogaki, Masao 1993. “Generalized Method of Moments: Econometric Applications.” in *Handbook of Statistics* 11, ed. G. S. Maddala, C. R. Rao and H. D. Vinod, chap. 17. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Oulton, N. 1996. “Increasing Returns and Externalities in UK Manufacturing: Myth or Reality?” *Journal of Industrial Economics* 44 : 99-113.
- Park, Seung-Rok and Jene K. Kwon 1995. “Rapid Economic Growth with Increasing Returns to

- Scale and Little or No Productivity Growth.” *Review of Economics and Statistics* 77(2)(May) : 332-351.
- Pyo, Hak K. 1992. “A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953-1990.” KDI Working Paper (9212). Seoul : Korea Development Institute.
- Rotemberg, Julio J. and Michael Woodford 1995. “Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets.” in *Frontiers of Business Cycle Research*, ed. Thomas F. Cooley, 243-293 . Princeton : Princeton University Press.
- , 1996. “Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity.” NBER Working Paper Series (5634)(June).
- Shea, John 1997. “Instrument Relevance in Multivariate Linear Models : A Simple Measure.” *Review of Economics and Statistics* 79(2)(May) : 348-352.
- Yamagata, Tatsufumi 1997. “Business Cycles and Returns to Scale in Philippine Manufacturing.” Discussion Paper Series (3)(March). Tokyo : Development Studies Department, The Institute of Developing Economies.
- 1998. “Analogous Cycles with Lagged Comovement : U.S. and East Asian Business Cycles.” *Developing Economies* 36(4)(December) : 407-439.

(アジア経済研究所在ダッカ海外調査員)