



ASEAN4における生産要素需要の特性 : 動学的トランスログ価格関数による計測

川畑, 康治

(Citation)

国民経済雑誌, 175(3):77-89

(Issue Date)

1997-03

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCOI)

<https://doi.org/10.24546/00176145>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00176145>



ASEAN4 における生産要素需要の特性*

——動学的トランスログ価格関数による計測——

川 畑 康 治

I は じ め に

途上国における雇用吸収分析において重要な問題のひとつは、生産要素価格の変動に対して、労働需要をどの程度維持できるかということである。高いレベルの労働需要は過剰労働力の速やかな解消を意味し、希少な資本と過剰な未熟練労働力を抱える途上国にとって、経済成長に大きな影響を与えることになる。従って、こうした生産要素需要構造の特性を明示することは、経済発展の要因分析の点から意義あるものと思われる。

本稿の目的は、第1に、近年成長著しい ASEAN4（インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ）が、生産要素価格の変動に対して、どのようにその需要量を調整するのかを比較分析することにある。こうした分析によって、ASEAN4 内、および他の地域と比較して、生産要素需要構造の特性を明示することができる。

また第2の目的として、途上国経済において、新古典派的な生産要素需要システムの手法の有用性を確認することである。こうした分析は、先進国では石油危機後盛んに行われたが、途上国研究においては、いくつかの例はあるものの、一般的であるとは言い難い。この手法の有用性が認められるならば、データ制約の緩和など双対性の利点を、途上国における実証研究に活用することも可能である。

こうした新古典派的な生産要素需要システムを用いて、かつ途上国を対象とする生産要素需要の研究では、韓国（Mohabbat and Dalal (1983), Kwon and Yuhn (1990) など）、台湾（Lee et al. (1994), Wang (1995) など）を対象としたものがある。しかし、その多くは、静学モデルを用いたものにとどまっている。また動学的生産要素需要システムの推定には、Lucas (1967), Treadway (1974) をはじめとする経済合理性に基づく内部調整コストの考え方と、Nadiri-Rosen 型といわれる調整係数が恣意的に外生値として決まる考え方がある。わが国を対象としたものでは、前者では北坂 (1992)、後者では和合 (1983)、伊藤・室田 (1984) などがある。

* 本稿の作成にあたって、本学国際協力研究科の豊田利久教授、北坂真一助教授に対し、感謝の意を表します。なおありうべき誤謬は筆者の責任である。

本稿では資本および労働を生産要素としたトランスログ価格関数に、Nadiri-Rosen 型の調整過程および技術進歩を導入したモデルを用いた。ここで調整過程を外生的としたのは、途上国経済において、データの質、あるいは直接的に経済主体の行動様式の点から、不均衡プロセスの厳密な定式化は妥当ではないと判断したためである。こうした分析手法の下で、雇用吸収に大きな影響を持つと思われる製造業の技術変化の方向と要素価格の関係を考察する。

以下では、第2節において分析の枠組みを提示し、第3節でその推定方法と使用するデータについて説明する。第4節で推定結果を考察し、第5節で本稿のまとめを述べる。

こうした分析の結果、方法論的には、動学的な生産要素需要システムの有用性が示された。また①北東アジア地域との比較において、ASEAN4 の製造業は価格変化に硬直的な資本需要構造にあること、②インドネシア、マレーシア、タイでは賃金の変動が大きな影響を及ぼす労働需要構造をしており、主に生産量の増大で雇用機会を創出していることが明らかになった。

II 分析の枠組み

(理論モデルと関数型の定式化)

ある経済主体における生産量 Y と m 個の生産要素サービスフローとの技術的關係を次の生産関数で表せるものとする。

$$(1) \quad Y = f(x_1, \dots, x_m)$$

(1)式は少なくとも2階微分可能で、擬凹性を満たすものとする。また生産量に関して単調性、かつ規模に関して収穫不変を仮定する。(1)式の生産関数に対応して、総コスト G と生産量および生産要素価格 $P_1, \dots, P_m$ を関係づける双対的な費用関数を次のように表す。

$$(2) \quad G = g(P_1, \dots, P_m, Y)$$

双対性理論を通して、経済主体が行う(1)式のもとでの利潤最大化行動を、(2)式のもとでの費用最小化行動として考えることができる。以下では、(2)式の費用関数にトランスログ関数を当てはめることができるとして、定式化を行う。定式化にあたって、コストシェアにおける部分調整過程および技術進歩を考慮したモデルを考える。

(1)式における生産要素を資本、労働とし、これらは他の生産要素から分離可能であるとすると、これに対応するトランスログ型の単位費用関数を以下のように表すことができる。

$$(3) \quad \ln C = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j \quad i, j = K, L$$

C , P_K , P_L はそれぞれ一単位あたりの生産物、資本、労働の価格である。費用関数の係数に対する制約として、対称性と要素価格に関する一次同次性を示すと次のようになる。

$$(4) \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \beta_{ij} = 0, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}$$

各生産要素のコストシェアを $S_i (i=K, L)$ とすると, Shephard の補題を用いて以下のシェア方程式が導出される。

$$(5) \quad S_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j$$

(5)式の右辺第2項の係数は, 分配率弾力性, つまり第 j 財の価格が変化したときにおける第 i 財分配率の変動する方向を表している。

(5)式では, 静学的な即時的均衡を仮定している。しかし現実的には, ある一定の期間内に資本または労働に関して, 均衡要素需要水準に完全に調整してしまうよりも, そうした均衡水準に時間をかけて調整していくと考えられる。したがってここでは動学的なモデルを想定して, 以下で示す調整過程を考える。

$$(6) \quad S_t - S_{t-1} = B(S_t^* - S_{t-1})$$

$$S_t^* = [S_{Kt}^* \ S_{Lt}^*] \quad S_t' = [S_{Kt} \ S_{Lt}] \quad t=1, \dots, n$$

ここで S_t^* は, t 期における均衡水準, すなわち(5)式で表されるコストシェアを成分とする行列, また S_t は実際のコストシェアを成分とする行列である。これらの行列はコストシェアであるから, 行列の列和はつねに1に等しい。 B は 2×2 の一定の調整係数行列であり, この行列の列和は一定値 k に等しいことが知られている¹。もし B が単位行列 (I) に等しければ, $S_t = S_t^*$ であり, 均衡水準へのコストシェアの調整は次の期までになされることになる。(6)式を S_t について展開すると, 次のように書ける。

$$(7) \quad S_t = B S_t^* + (I - B) S_{t-1}$$

B の成分を b_{ij} で表すならば, (7)式のコストシェア式のうち第 i 番目の方程式は次のようになる。

$$(8) \quad S_{it} = \sum_j b_{ij} S_{jt}^* + (1 - b_{ii}) S_{it-1} - \sum_{i \neq j} b_{ij} S_{jt-1} \quad i, j=K, L$$

調整係数行列が対角行列であるとする, その列和が一定値になるには, $b_{ii} = b_{jj} = k$ となり, 全要素需要の調整速度の計測が可能になる。この結果, (8)式は次のように表すことができる。

$$(9) \quad S_{it} = k S_{it}^* + (1 - k) S_{it-1} \quad \text{ただし} \quad S_{it}^* = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_{j,t}$$

一方, 技術進歩は次のように考えることができる。技術進歩 (T) に関して, 技術進歩バイアス (β_{iT}), 技術進歩の速度 (β_{TT}) が一定値であると仮定し, (9)式より分配率弾力性とあわせてこれらは次のように定義される。

$$(10) \quad \begin{aligned} k\beta_{ij} &= \frac{\partial S_{it}}{\partial \ln P_{j,t}} \\ \beta_{iT} &= \frac{\partial S_{it}}{\partial T} \\ \beta_{TT} &= \frac{\partial^2 \ln C}{\partial T^2} = \frac{\partial S_T}{\partial T} \end{aligned}$$

(9)式を考慮した上で、(10)式と整合的なコストシェア関数、技術進歩率関数は微分方程式体系を解くことによって、導出することができる。

技術進歩率は次のように導出される。

$$(11) \quad -TFP = S_T = \alpha_T + \sum_i \beta_{iT} \ln P_{i,T} + \beta_{TT} T$$

(11)式の TFP は投入価格を一定としたときの産出価格の変化、つまり技術進歩による生産物価格の変化を表す。右辺第 2 項の係数は技術進歩バイアスを表し、その符号が正ならば第 i 財集約的、負ならば第 i 財節約的技術進歩が生じていることになる。また第 3 項は技術進歩の速度を表し、その符号が正ならば通減的、負ならば通増的な技術進歩であることを示す。

技術進歩を考慮することにより、動学的コストシェア関数も次のようになる。

$$(12) \quad S_{it} = kS_{it}^* + (1-k)S_{it-1} + \beta_{it} T \quad \text{ただし} \quad S_{it}^* = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_{j,t}$$

(11), (12)式の導出に伴い、(4)式の制約に加えて T に関して次の制約が必要である。

$$(13) \quad \sum_i \beta_{iT} = 0, \beta_{iT} = \beta_{Ti}$$

以下では、調整過程にあるものを短期、調整が完了したものを長期と表現する。長期は経済主体が究極的に到達しようとする水準であるのに対し、短期は実際に我々が捉えることのできる経済主体の生産構造であると理解できる。一期間で調整が完了しないとすると、生産量と生産要素投入量は長期と短期で異なり、短期の総費用は長期の最小費用より必ず大きくなる。

係数の推定にあたっては、コスト関数そのものを推定するよりも(11)式および(12)を同時推定することで、自由度を確保し、またより多くの情報量に基づく推定が可能になる。

(代替弾力性と価格弾力性)

推定された係数に対し、生産要素需要の技術的特性を明示的にするために、以下では、代替弾力性および価格弾力性を定義する。

資本と労働の代替性を計測するために、Allen の偏代替弾性値を算出する。Allen の偏代替弾性値は $\sigma_{ij} = GG_{ij} / G_i G_j$ $i, j = K, L$ で算出される。ここで $x_i = K, L$ とすると、 $G = \sum_i P_i x_i$, $G_i = \partial G / \partial P_i$, $G_{ij} = \partial^2 G / \partial P_i \partial P_j$ であり、また $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$ である。資本と労働を生産要素とした² トランスログ関数の場合、それぞれ次式のようになる。

$$(\text{長期}) \quad \sigma_{KL}^* = \frac{\beta_{KL} + S_K^* S_L^*}{S_K^* S_L^*}$$

$$(\text{短期}) \quad \sigma_{KL} = \frac{k\beta_{KL} + S_K S_L}{S_K S_L}$$

これらの値が正、負、0 であるとき、それぞれ生産要素は代替、補完、独立の関係にあるとされる。

また要素価格に対する要素需要の反応度として、価格弾性値が用いられる。価格弾性値は、

代替弾性値を用いて次のように表すことができる。

$$(\text{長期}) \quad \varepsilon_{ij}^* = \frac{\partial \ln x_i^*}{\partial \ln P_j} = S_j^* \sigma_{ij}^* \quad i, j = K, L$$

$$(\text{短期}) \quad \varepsilon_{ij} = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln P_j} = S_j \sigma_{ij}$$

絶対値で高い価格弾性値を持つ生産構造は、価格変化に対して生産要素需要の調整を弾力的に行う。逆に低い価格弾性値を持つ生産構造は、財の調整が非弾力的であることを示す。したがって、一般的に、自己価格弾性値 ε_{ii} が絶対値で低いとき、その生産構造にとって i 財は、技術的な必要性が高いか、もしくは制度的な市場の硬直性が生じていることを表している。

III 推定方法とデータについて

上記で与えられた制約のもとで、コストシェア方程式および技術進歩率式を連立方程式体系として推定する。この際、コストシェアの合計は1に等しいため、各観測時点での2本のコストシェア方程式の誤差項の和は常にゼロとなる。このように誤差の分散・共分散行列が特異になる状況を避けるために、任意の1本を除いて推定する。方程式間で共通の変数をもつため、反復SURを用いて推定する。この方法で得られた推定値は最尤法と数値的に等しい。Barten (1969) によると、この推定は、誤差項の分布が正規分布の場合について、除かれた方程式に依存しない推定値を与えることが分かっている。

製造業に関するデータは、観測期間を1972～1992年とする21期間（タイでは1972～1990年の19期間）の年次データを使用している。資本ストックはグロスで捉え、また法人税などの影響をほとんど受けないと仮定する。よって、資本価格は投資財デフレーターに全銀貸し出し金利³を乗じたものである。賃金は現金給与総額を全労働者数で割り、一人当たり賃金として作成した。生産物価格は製造業GDPデフレーターを用いた。コストシェアは、労働に関して、全被雇用者における名目所得総額を付加価値総額で割り引いたものである。資本のコストシェアは労働のコストシェアと合わせて1になるように算出した。全要素生産性（TFP）は、生産物価格の成長率と全投入要素価格の成長率の差を離散型ディビジア指数をもとに作成した。

IV 推定結果

推定結果は第1表⁴に示している。推定値は理論的整合を満たしており、これらの市場が動学的生産要素需要システムの分析視点から捉えられることを示している。以下では、モデルに対する回帰結果の分析（調整係数、技術進歩⁵）と生産要素とその価格との関係（代替弾力

第 1 表 動学調整モデルの係数推定値

係数	Indonesia	Malaysia	Philippine	Thailand
α_K	0.6102 (7.527)	0.4947 (3.64)	0.8237 (12.694)	0.8657 (18.826)
α_L	0.3898	0.5053	0.1763	0.1343
α_T	-0.596 (-1.745)	-0.2433 (-1.923)	-0.2251 (-2.317)	-0.1206 (-0.82)
β_{KK}	0.04 (0.956)	-0.0458 (-0.491)	0.1337 (4.533)	-0.0086 (-0.445)
β_{KL}	-0.065 (-2.254)	-0.1387 (-1.518)	-0.1424 (-6.276)	-0.1306 (-5.615)
β_{LL}	0.065	0.1387	0.1424	0.1306
β_{KT}	0.0063 (1.611)	0.0045 (2.939)	0.0005 (0.93)	-0.0074 (-3.386)
β_{LT}	-0.1944 (-1.73)	-0.1599 (-2.048)	-0.1412 (-2.167)	0.0434 (0.58)
β_{TT}	0.035 (1.708)	0.0092 (1.713)	0.0224 (2.326)	-0.0038 (-0.434)
k	0.6447 (3.497)	0.4313 (3.967)	1.0848 (9.928)	0.5629 (3.987)

セル内の数値は、係数推定値をその漸近的標準偏差で割ったものである。なお、この漸近的 t 値の記入のないものは、理論的制約を満たすように、算出したものである。また推定式は、以下の通りである。

$$-TFP = \alpha_T + \beta_{KT} \ln P_K + \beta_{LT} \ln P_L + \beta_{TT} T$$

$$S_{Kt} = k(\alpha_K + \beta_{KK} \ln P_{K,t} + \beta_{KL} \ln P_{L,t}) + (1-k)S_{K,t-1} + \beta_{KT} T$$

性、要素需要の価格弾力性)を論じ、最後に雇用吸収に関する考察を行う。

(調整係数)

調整係数 k は比較的低いマレーシアと、ほぼ 1 に近いフィリピン、その中間のインドネシア、タイといった構図になっている。つまり、マレーシアでは均衡水準への調整が時間をかけて行われ、フィリピンでは 1 年以内に均衡水準へ到達することを示している。他国では、伊藤・室田 (1984 pp.34) によるとアメリカは⁶0.908 であり、フィリピンと同じ程度、また石油危機後の日本は 0.305 であり、マレーシアと比べてもかなり低い。日本に関しては、和合 (1983 pp.85) が四半期データながら、同じ様に低い値 (0.271) を推定している。日本の調整係数の低さは石油危機後の構造調整による可能性が高い (伊藤・室田 (1984 pp.35)) と考えると、ASEAN4 内の数値のばらつきは、経済成長に伴う構造変化の大きさが各国の調整速度に影響しているとも考えられる。

(技術進歩)

ASEAN4 全体として、技術進歩率 α_T は統計的にあまり有意ではない。これは経済主体としての構造変化が僅少であったことを示している。⁷ わずかでも技術進歩が存在したとす

れば、技術進歩バイアス β_{IT} は、タイを除き、資本集約的なバイアスを持つことを示している。マレーシアは近年の労働市場の逼迫、またインドネシア、フィリピンは70-80年代における重工業化政策を反映しているものと思われる。また β_{IT} は技術進歩の速度を表す。全体的にあまり統計的有意水準になく、技術進歩の速度はほぼ一定、あるいは通減的であることを示している。

(代替弾力性)

係数 β_{ij} ($i, j = K, L$) は、各経済主体の分配率弾性を示している。交差分配率弾性 (β_{KL}) はすべての国で非正、また自己分配率弾性は、有意でないものを0と見なすと、すべて非負である。

これらを代替弾性値で表したのが第2表である。また北東アジア地域(台湾、韓国、日本)における先行研究の推定結果を第3表に示している。これらは、いずれも本稿と同様に2次近似型関数を用いて、製造業、あるいは全産業を対象に実証を行ったものである。動学モデルを採用しているものは短期の推定値を掲載し、また論文中に当該推定値が明示されていない場合は、筆者が論文中の数値をもとに算出した。⁸

ASEAN4 では、交差代替弾性値に関してすべての国で $0 < \sigma_{KL} < 1$ であり、資本と労働が非弾力的に代替する生産構造であることを示している。北東アジア地域では、同一国内において一定ではなく、特に、韓国・台湾ではその差が大きい。⁹ しかし Wang (台湾) を除き、弾性値は0から1の間にあり、ASEAN4 の推定結果は北東アジア地域とほぼ比較しう

第2表 動学的調整モデルによる代替および価格弾力性推定値

	σ_{KL}^*	σ_{KL}	ϵ_{KL}	ϵ_{LK}	ϵ_{KK}	ϵ_{LL}
Indonesia	0.662	0.760	0.175	0.585	-0.196	-0.585
Malaysia	0.372	0.703	0.197	0.505	-0.308	-0.505
Philippine	0.179	0.107	0.030	0.077	-0.043	-0.077
Thailand	0.372	0.614	0.159	0.455	-0.265	-0.455

注) すべての推定値は観測期間の平均値である。

第3表 2式近似型関数を用いた先行研究による代替および価格弾力性推定値

地域(研究)	対象・期間	モデル/生産要素	σ_{KL}	ϵ_{KK}	ϵ_{LL}
台湾(Wang)	製造業 1965-91	静学/K, L, M	2.53	-0.484*	-0.447*
(Lee et al.)	製造業 1973-87	動学/K, L, M	0.59*	-0.18	-0.38
韓国(Mohabbat & Dalal)	全産業 1960-73	静学/K, L, Im	0.05	-0.232	-0.325
(Kwon & Yuhn)	製造業 1961-81	静学/K, L, E, M	0.93	-0.559	-0.473
(Lee et al.)	製造業 1973-87	動学/K, L, M	0.12*	-0.16	-0.02
日本(和合)	全産業 1965-79	動学/K, L, E	0.958	-0.610	-0.351
(伊藤・室田)	全産業 1965-81	動学/K, L, E	0.83*	-0.62	-0.31

注) すべての推定値は観測期間の平均値である。

*に関しては、原論文での推定値を用いて筆者が算出したものである。ただし Lee et al. (台湾、韓国)の弾力性は、全代替弾性値(full elasticities of substitution)を導出した。

表中の略記号は次の通りである。K-資本、L-労働、E-エネルギー、M-原材料、Im-輸入財

る範囲に入っているといえよう。

短期の場合、ASEAN4 内では、フィリピンが非常に低く、他の3カ国は0.6-0.7と同じ程度である。フィリピンでは生産要素市場での相対価格変化に対して、投入要素比率がほとんど変化しない生産構造を有していることが分かる。またその他の3カ国では、相対価格が比較的生産要素需要比率に影響を与えやすい生産構造であることを示している。

(価格弾力性)

第2表には、短期の価格弾力性値も表示している。ASEAN4 のすべての国において、交差価格弾力性値 $0 < \varepsilon_{ij} (i \neq j, i, j = K, L)$ 、自己価格弾力性値 $-1 < \varepsilon_{ii} < 0 (i = K, L)$ は、それぞれ資本と労働が粗代替財であり、両財ともに必需財であることを示している。これは、北東アジア地域と同様、先の代替弾力性での考察とあわせて、理論的整合をもった結果であろう。

ASEAN4 全体では、資本価格弾力性が自己および交差弾力性値において労働価格のそれよりも絶対値で低いことが指摘できる。一方、北東アジア地域の自己弾力性値では、日本において資本の価格弾力性値が労働のそれをうわまわっている。台湾・韓国では、Lee et al. (台湾), Mohabbat and Dalal (韓国) を除き、日本と同じ結果であり、例外の2研究に関してもその差は小さい。これは、ASEAN4 経済において、生産要素としての資本が労働以上に価格に対する反応度が低いことを示している。また全体的に ASEAN4 の資本の自己価格弾力性値は北東アジア地域と比べて低い水準にあり、フィリピンを除く労働の弾力性値では北東アジア地域のそれをうわまわっている。この理由はいくつか考えられるが、資本に関して、生産技術の面では途上国特有の労働に対する資本の希少性あるいは固定性を、市場の硬直性という意味では政策金融の大きさを示していると言えるだろう。これは、資本の確保が成長に関して大きく影響する経済構造を示しており、これらの国での外資の流入、もしくは金融市場の成熟度が今後の発展に大きく影響すると思われる。また労働面では、全労働者に対するいわゆる未熟練労働者の比率が高く、制度的な労働市場の硬直性が低いと考えられる。

ASEAN4 内の比較では、自己価格弾力性値に関してフィリピンが非常に低く、資本および労働需要の硬直性を示している。一方、マレーシア、タイでは、資本と労働の自己価格弾力性値が比較的接近しており、台湾・韓国の生産要素需要構造に類似している。これは、両国の発展に伴う過剰労働力の減少に対応した生産構造を反映していると考えられる。

(雇用吸収に関する考察)

ASEAN4 の生産要素需要構造が、実際の雇用成長率に及ぼす影響を以下に考察する。

第4表は、観測期間内の ASEAN4 における実際の平均雇用成長率の内訳を生産要素価格との関連において示したものである。労働および資本価格の成長率は、離散型ディビジア指数をもとに作成した。表中の雇用成長率に関して、(資本)、(労働)は、労働需要の資本および労働価格弾力性値 ($\varepsilon_{LK}, \varepsilon_{LL}$) にそれぞれの要素価格成長率を乗じたもの、(その他)は

第4表 要素価格増加率と雇用増加率

(単位%)

		Indonesia	Malaysia	Philippine	Thailand
①資本価格増加率		11.63	4.25	12.68	7.80
②労働価格増加率		18.69	7.11	15.82	12.79
③労働／資本価格変化率	②－①	7.03	2.86	3.14	4.99
④労働／資本需要変化率	③× $(-\sigma_{KL})$	-5.34	-2.01	-0.34	-3.06
⑤雇用増加率(資本)	①× $\epsilon_{L,K}$	6.58	2.15	0.56	3.55
⑥(労働)	②× $\epsilon_{L,L}$	-10.93	-3.59	-1.22	-5.82
⑦(その他)		11.01	9.72	3.45	7.82
⑧計	⑤+⑥+⑦	6.66	8.28	2.79	5.55

注) すべての推定値は観測期間内の平均値である。

実際の雇用成長率からそれらを差し引いた残差である。(その他)の要因としては、主に生産量の増大が考えられる。これにより資本および労働価格、あるいはその他の要因による雇用成長率への影響を近似的ながら明示することができる。

表によると、賃金、資本価格とも上昇トレンドを持ち、また賃金成長率が資本価格成長率をうわまわっていることが分かる。したがって生産量が一定であるとき、代替弾力性の高いインドネシア、マレーシア、タイでは、生産要素として労働から資本へシフトすることになる(第4行)。また労働需要に関する自己および交差価格弾力性との関連では、これら3ヶ国では、資本価格の上昇が賃金上昇による雇用の減少をある程度相殺することを示している(第5・6行)。実際には、(その他)に表される資本・労働価格以外の要因による雇用成長率が非常に大きく、生産量の増大などが実際の雇用成長率に対して大きく寄与していると考えられる(第7行)。したがってインドネシア、マレーシア、タイでは、全体的に労働／資本価格変化率、特に賃金の上昇によって雇いを減少させ、生産量の増大によってそれをうわまわる雇用機会を創出していると考えられる。フィリピンでは、要素価格に生産要素需要が大きな影響を受けない生産要素の需要構造でありながら、生産量などの伸び悩みが雇用成長率を少ないものとしている。

V お わ り に

本稿では、動学的トランスログ価格関数を用いて、ASEAN4 における製造業の生産要素需要の特性を分析した。

こうした分析の結果、すべての国において調整係数は安定的に計測され、価格関数の理論的条件もほぼ満たされている。したがって方法論的には、日本、アメリカなど主に先進国で行われていた動学的生産要素需要の分析が、途上国においても有用であることが示された。また地域研究の見地からは、①北東アジア地域(台湾、韓国、日本)と比較して、ASEAN4 は、生産要素価格の変動に対して硬直的な資本需要を行っており、②フィリピン

を除く 3ヶ国では賃金の変動が雇用に大きな影響を及ぼす需要構造をしており、主に生産量の増大で雇用機会を創出していることが明らかになった。

しかし今後に残した課題もある。第 1 にモデル作成の面では、生産要素として資本、労働だけでなく、原材料、エネルギーをも含んだ方がより精緻な分析が可能となるであろう。また動学化に関して、資本と労働の調整過程が等しいというのはかなり大きな制約であり、調整費用などを取り入れることで、不均衡過程をより明示的にしていく必要がある。第 2 に経済発展論の見地から、経済成長に伴う要素需要構造の変化を理論と実証の両面から一層の検討を行うことで、より有益な分析が可能になろう。

注

- 1 (4)式において、コストシェア行列の列和が 1 に等しくなるため、調整過程の係数に制約を与えることになる。より一般的にコストシェア行列 S を $m \times 1$ また調整行列 B を $m \times m$ の成分からなる行列として考えると以下ようになる。 l を $m \times 1$ の単位ベクトルとすると、

$$(a.1) \quad l' = (1, \dots, 1)$$

であり、(4)式に関して次の式が成り立つ。

$$(a.2) \quad l'(S_t - S_{t-1}) = l'B(S_t^* - S_{t-1}) = 0$$

ここで $l'B$ の成分を b_i 、 $S_t^* - S_{t-1}$ の成分を S_i (ともに $i=1, \dots, m$) とすると、(a.2) は次のように書ける。

$$(a.3) \quad b_1 s_1 + \dots + b_m s_m = 0$$

(a.3)において、第 m 項をコストシェアの制約により書き換えると、以下ようになる。

$$b_1 s_1 + \dots + b_{m-1} s_{m-1} - b_m (s_1 + \dots + s_{m-1}) = 0$$

$$(a.4) \quad (b_1 - b_m) s_1 + \dots + (b_{m-1} - b_m) s_{m-1} = 0$$

$S_i (i=1, \dots, m-1)$ は任意の定数であるから、 k を未知の定数としたとき、

$$(a.5) \quad b_1 = \dots = b_{m-1} = b_m = k$$

となる。結局(a.2)が成り立つためには、

$$(a.6) \quad l'B = Kl'$$

であることが必要十分条件になる。すなわち B はその列和が一定値 k に等しい行列である。

- 2 自己代替弾性値はそれぞれ次のようになる。

$$(長期) \quad \sigma_{ii}^* = \frac{\beta_{ii} + S_i^{*2} - S_i^*}{S_i^{*2}} \quad i=K, L$$

$$(短期) \quad \sigma_{ii} = \frac{k\beta_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \quad i=K, L$$

- 3 インドネシア、マレーシアでは、スプレッドが観測期間中等しいと仮定し、プロクシーとして長期 (12ヶ月) 預金金利を用いた。
- 4 (9), (10)式を微分方程式で解いた価格フロンティア関数をも含めた推定も行ったが良好な結果が得られなかった。
- 5 理論的制約との整合性は、以下のとおりである。

(一次同次) (4)式および(13)式の制約については以下のとおりである。 $\beta_{KK}+\beta_{KL}=0$, $\beta_{KL}+\beta_{LT}=0$ に関しては、推定結果からタイを除くすべての国において、この仮説を0.01%水準で棄却し得なかった。その他の制約については、先験的にパラメータ制約を与えた。

(単調性) すべての国で全期間にわたり, $S_{ii}>0$ $i,j=K,L$ を満たしている。

(擬凹性) 擬凹性を満たすには、ヘッセ行列で半負値定符号になればよい。この場合、後に示す価格弾性値を用いて、 $\epsilon_{ii}<0$, $\epsilon_{ii}\epsilon_{jj}-\epsilon_{ij}\epsilon_{ji}>0$ $i,j=K,L$ となることが必要十分条件となる。この結果、フィリピンの1974, 1975年を除き、すべての国でヘッセ行列は半負値定符号となった。

6 原論文は、Berndt et al.(1977) である。

7 付表において、後述する代替および価格弾力性が非常に安定的であることから、観測期間内では構造変化が少ないことを示している。

8 Lee et al.(台湾・韓国) では、便宜上偏代替弾性値を得なかったため、後述する全代替弾性値を算出した。

9 比較的同じ観測期間・対象ではあるが、静学・動学のモデルの違い、あるいは生産要素の違いが影響を及ぼしているかもしれない。

静学・動学のモデルの違いによる2財間の代替性の変化は、北坂(1992 pp.174)において指摘されている。また関数に含まれる生産要素の数によって、Allenの偏代替弾力性(partial elasticities of substitution)の数値が変わる可能性は、Berndt and wood(1979 pp.344)によって指摘されている。これに対し、Kang and Brown(1981)では、変数の数に影響を受けない全代替弾力性(full elasticities of substitution)で計算することを提案している。すなわち、全代替弾性値 F_{ij} は偏代替弾性値 A_{ij} によって、 $F_{ij}=S_j(A_{ij}-A_{jj})=\epsilon_{ij}-\epsilon_{jj}$ と表すことができる。

筆者は第3表の作成に先立ち、全代替弾性値で統一することを試みた。しかし、ほとんどのケースにおいて、その数値は偏代替弾性値とほぼ等しい結果となったため、便宜上全代替弾性値を算出した Lee et al.(台湾, 韓国)を除き、偏代替弾性値で統一した。

参 考 文 献

- Barten, A.P.(1969) "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations", *European Economic Review*, Vol.1, pp.7-73.
- Berndt, E. R., M. A. Fuss and L. Waverman (1977) *Dynamic Models of the Industrial Demand for Energy*, EPRI EA 580.
- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1979) "Engineering and Econometric Interpretations of Energy-Capital Complementarity", *American Economic Review*, Vol.69, pp.342-354
- 伊藤浩吉・室田泰弘(1984)「トランスログ型費用関数を含んだマクロモデルの推計」『日本経済研究』No.13 pp.31-40.
- Kang, H. and G.M.Brown (1981) "Partial and Full Elasticities of Substitution and the Energy-Capital Complementarity Controversy", in E. R. Berndt and B. C. Field, eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge, Mass.: MIT Press,

pp.81-89.

北坂真一 (1992) 「動学的生産要素需要システムの推定—わが国鉄鋼業の場合—」『季刊理論経済学』 Vol.43, No.2, pp.165-176.

黒田昌裕 (1989) 『一般均衡の数量分析』岩波書店.

Kwon, J.K. and K.Yuhn (1990) "Analysis of Factor Substitution and Productivity Growth in Korean Manufacturing, 1961-1981", in J.K.Kwon ed., *Korean Economic Development*, Westport, CT.: Greenwood Press, pp.145-166.

Lee, Y.J., H.S.Nah and D.S.Lee (1994) "A Study on the Production Structure for the Japanese, Korean, and Taiwanese Manufacturing Industries: An Interrelated Factor Demand Model Approach", *Journal of Economic Development*, Vol.19, No. 1 pp.107-136.

Lucas, R.(1967) "Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator", *International Economic Review*, Vol.8 pp.78-85.

Mohabbat, K.A. and A.J.Dalal (1983) "Factor Substitution and Import Demand for South Korea: A Translog Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol.119, No.4 pp.709-723.

Nadiri, M.I. and S.Rosen (1969) "Interrelated Factor Demand Functions", *American Economic Review*, Vol.59 pp.457-471.

Treadway, A.B.(1974) "The Global Optimal Flexible Accelerator", *Journal of Economic Theory*, Vol.7 pp.17-39.

和合肇 (1983) 「エネルギー価格, 代替弾力性と技術進歩—トランスログコスト関数による計測—」『日本統計学会誌』第13巻第1号 pp.73-88.

Wang, E.C.(1995) "Factor substitution approach to testing the variations in production: the case of Taiwan's manufacturing", *Applied Economics*, Vol.27 pp.107-116.

World Bank (1993) *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford & N.Y.: Oxford University Press (白鳥正喜監訳 [1994] 『東アジアの奇跡—経済成長と政府の役割—』東洋経済新報社).

付表 ASEAN 4 の代替および価格弾力性

	σ_{KL}				ε_{KK}				ε_{LL}			
	Indonesia	Malaysia	Philippine	Thailand	Indonesia	Malaysia	Philippine	Thailand	Indonesia	Malaysia	Philippine	Thailand
1972	0.766	0.711	0.069	0.605	-0.201	-0.321	-0.026	-0.253	-0.586	-0.503	-0.054	-0.455
1973	0.745	0.688	-0.020	0.605	-0.176	-0.286	-0.008	-0.253	-0.589	-0.510	0.016	-0.455
1974	0.769	0.696	-0.192	0.606	-0.206	-0.296	0.018	-0.254	-0.584	-0.509	0.163	-0.455
1975	0.780	0.699	-0.225	0.605	-0.223	-0.301	0.022	-0.253	-0.579	-0.508	0.192	-0.455
1976	0.779	0.703	0.227	0.606	-0.221	-0.306	-0.076	-0.254	-0.579	-0.507	-0.164	-0.455
1977	0.778	0.697	0.205	0.605	-0.219	-0.298	-0.067	-0.253	-0.580	-0.508	-0.151	-0.455
1978	0.768	0.691	0.178	0.602	-0.204	-0.289	-0.057	-0.251	-0.585	-0.510	-0.134	-0.455
1979	0.772	0.686	-0.025	0.593	-0.211	-0.283	-0.007	-0.243	-0.583	-0.510	0.020	-0.453
1980	0.747	0.703	0.100	0.588	-0.178	-0.307	-0.034	-0.239	-0.589	-0.506	-0.078	-0.451
1981	0.746	0.719	0.167	0.586	-0.177	-0.335	-0.054	-0.237	-0.589	-0.498	-0.126	-0.451
1982	0.776	0.725	0.302	0.577	-0.218	-0.350	-0.114	-0.230	-0.581	-0.493	-0.202	-0.448
1983	0.787	0.715	0.066	0.594	-0.236	-0.328	-0.026	-0.244	-0.573	-0.501	-0.052	-0.453
1984	0.769	0.706	0.052	0.611	-0.206	-0.313	-0.023	-0.259	-0.584	-0.505	-0.041	-0.456
1985	0.767	0.714	0.117	0.628	-0.203	-0.327	-0.039	-0.278	-0.585	-0.501	-0.091	-0.458
1986	0.760	0.714	0.062	0.632	-0.194	-0.327	-0.025	-0.283	-0.587	-0.501	-0.049	-0.458
1987	0.749	0.710	0.160	0.634	-0.181	-0.319	-0.051	-0.285	-0.589	-0.503	-0.121	-0.457
1988	0.758	0.698	0.183	0.638	-0.192	-0.299	-0.059	-0.291	-0.588	-0.508	-0.136	-0.457
1989	0.740	0.686	0.211	0.634	-0.172	-0.283	-0.069	-0.286	-0.589	-0.510	-0.154	-0.457
1990	0.735	0.698	0.209	0.634	-0.166	-0.299	-0.068	-0.286	-0.589	-0.508	-0.153	-0.457
1991	0.732	0.696	0.209		-0.164	-0.297	-0.068		-0.589	-0.508	-0.153	
1992	0.731	0.698	0.195		-0.163	-0.299	-0.063		-0.589	-0.508	-0.145	