

No. 770

タイ経済の成長源泉に関する実証的研究：
1980-94

by

黒田 誼・山田克史

March 1998

タイ経済の成長源泉に関する実証的研究：
1980-94*
(An Empirical Investigation of the Sources of
Economic Growth in Thailand: 1980-94)

黒田 誼・山田克史

(クロダヨシミ・ヤマダカツシ)

(KURODA Yoshimi, YAMADA Katsushi)

筑波大学社会工学系、大和総研

茨城県つくば市天王台1-1-1

電話/FAX 0298-53-5166

e-mail kuroda@shako.sk.tsukuba.ac.jp

1998年3月25日

*本稿は、山田克史の修士論文「タイ経済における1980-94年期間の成長源泉に関する実証研究」(筑波大学大学院経営・政策科学研究科、1998年1月)を、大幅に書き直したものである。この過程で筑波大学社会工学系の小田切宏之教授、久保雄志教授、西南学院大学経済学部の新谷正彦教授、および東京三菱銀行の宮崎正樹氏には貴重なコメントを頂いた。さらに、データ収集に関してはアジア経済研究所の平塚大佑氏および統計調査部の諸氏に多大な協力を得た。この研究は、一部文部省からの多目的統計データバンク・プロジェクトからの資金援助があった。しかしながら、本稿に述べられている意見はすべて著者達のものである。

Abstract

本稿では、タイの鉱業、製造業、建設業、および運輸・通信業の4部門を対象として、それぞれの部門における1980－94年期間の経済成長に対する労働、資本、および技術進歩の相対的貢献度を推計することにより、クルーグマンによる「労働や資本の投入量増大に頼った総生産性の成長なき経済成長」という仮説がタイの経済成長にも当てはまるのか否かを、ソローの成長会計式とトランスログ生産関数の推計によって検証した。その結果、製造業や建設業では、技術進歩率はきわめて低く、クルーグマンの仮説が当てはまっているが、その一方で、鉱業と運輸・通信業では、高い技術進歩率が計測され、GDP成長率への寄与率もかなり大きく、クルーグマン仮説は必ずしも支持されない、ということが分かった。さらに、技術進歩は労働使用的・資本節約的なバイアスを持ち、タイ経済の資本浅化の重要な説明要因となっており、これを要素相対価格の動向と対比させると、ヒックスによる誘発的技術革新仮説が当てはまる、という結果も得られた。

1 はじめに

東アジア諸国の急速な経済成長は、1960年代後半の韓国および台湾に始まった。次いで、1980年代には、香港、マレーシア、シンガポール、タイ、インドネシアといった、東アジアのみでなく東南アジア諸国もその仲間に加わり、「東アジアの奇跡」(World Bank, 1993)と言われるほどの発展を遂げ、世界中の注目を集めてきた。そのために、クルーグマンが特にシンガポールを例として、東アジア諸国の経済成長の一過性を主張した「幻のアジア経済」(Krugman, 1994)は、当時の経済界に大きな波紋を投げかけた。

クルーグマンは、韓国、台湾、香港、およびシンガポールの新興アジア4カ国を対象とするヤングの研究 (Young, 1992, 1993)¹、および、アメリカ、西ドイツ、フランス、イギリス、日本の先進5カ国と、韓国、台湾、香港、シンガポールの新興アジア4カ国を対象としてより厳密な実証分析を行ったキムとラウの研究 (Kim and Lau, 1994)に基づく成長会計分析の枠組みの中で、「東アジア諸国の急成長は、労働や資本といった投入量の拡大の結果に過ぎず、生産性 (TFP) の改善がなされていないため、かつて同じように投入量増大型の成長を遂げ、その延長上に待ち受ける衰退の罠に陥った旧ソ連同様にやがて停滞期を迎える」と主張した (Krugman, 1994)。さらに、速水も、成長会計の歴史的延長に基づいたより包括的な形で、「これまでのアジア NIES の経済成長が技術進歩に依存した先進国型のパターンに沿ったものではなく、初期工業化段階に特有な物的資本ストックの増大に依存するマルクス型のパターンであった」と主張し、クルーグマンを支持する仮説を提唱している (速水, 1995, pp. 111-141)。

しかし、東アジア諸国が目覚ましい発展を遂げていたことから、多くの研究者による反論が行われ、その当時はクルーグマンの主張を支持する声は少なかった。その中で、2つの代表的な反論を例として挙げておこう。ギブニーは「東アジア諸国における知識・技術の導入に積極的な輸出主導型経済や行政指導を心がけるテクノクラートの官僚間の協調性は旧ソ連の統制経済とは対照的である」と反論して旧ソ連との比較の矛盾を主張した (Gibney, Krugman, and others, 1995)。また、ロストウは「先進諸国の蓄積した技術を途上国が導入することによって生産を行った場合、その生産の増大は資本蓄積によって説明されてしまう」と主張して、成長会計式の分析上の欠陥を指摘した (Rostow, 1995)。しかしながら、クルーグマンはこれらの批判に対する反批判を行い、「アジアの成長に関する唯一の明白な教訓は、生産の大幅な増大を実現する一つの方法は投入を増大させることだ、という点につきる」と結論し、基本的な主張は全く曲げていない (Gibney, Krugman, and others, 1995)。

ところで、現実にはここ数年間でこれまでの東アジア諸国の急成長は鈍化した。特に、

¹ヤングは、さらに、1995年に *Quarterly Journal of Economics* に発表した論文で、同4カ国のより包括的な成長会計分析を行っており、その結論は前の2論文のそれをより強調するものとなっている。

1997年に入ってから、タイをはじめとする東南アジア各国における通貨危機が日本や韓国にも波及し、東アジア全体が危機的な状況に陥っている。そのため、最近ではクルーグマンの主張の妥当性を認め、東アジア経済の抱える生産構造の問題を指摘する声もあがっている。例えば、タマサート大学のパガパヴィバは「東アジア諸国が持続的成長を達成するためには技術者を育てる人材育成を行い、付加価値の高い資本集約型産業への転換が必要である」と指摘している (Phagaphasvivat, 1997)。

近年、経済の国際化は加速度的に進み、東アジアのみでなく東南アジア諸国における経済成長の動向が今後の世界経済に与える影響は非常に大きくなっている。しかしながら、ヤング (1992,1993,1995) およびキムとラウ (1994) が実証分析の対象としたアジアの国々は韓国、台湾、香港、シンガポールの「4頭の竜」と呼ばれる東アジア諸国であった。

そこで、本稿では、クルーグマンが東アジア諸国について主張した、「その急速な経済成長は労働や資本といった投入量の拡大の結果に過ぎず、生産性 (TFP) の改善がなされなかった」、という仮説の東南アジア諸国に対する妥当性を実証的に検証する。その対象国としては、このような実証的な研究が要請するデータの入手の困難性が比較的小さいタイを選んだ。ここで、分析の対象には経済全体としての成長ではなく、各産業部門の成長に注目する。そこで、データ入手・加工が比較的容易であった以下の4産業部門にさらに分析対象をしばった。それらは、第1次産業から鉱業、第2次産業から製造業および建設業、さらに第3次産業から運輸・通信業である。

タイに関する成長会計式を用いての類似の研究は、既に新谷 (1993) やリムスкул (Limskul, 1988) によって、クルーグマンによる仮説が提唱される以前に、なされている。特に、新谷によって、コブ=ダグラス型の生産関数推計結果に基づく成長会計式から得られた結果によると、1980-90年期間において、農林水産業、鉱業、および運輸・通信業においては、TFPの成長率がGDPの成長率に対して50%以上の貢献度を示したが、タイ経済の高成長をリードしてきた製造業、建設業、電力・水道業、およびサービス業においては、TFP成長率のGDP成長率への貢献度は、軒並み一桁台以下であり、きわめて低かった (表2-6, p. 49)。このファインディングは、後者の産業部門ではクルーグマン仮説が当てはまり、前者の産業部門ではそれが当てはまらない、ということを示している。

しかしながら、新谷は1950-90そしてリムスкулは1960-86年期間を対象として分析したものであり、最近年のデータは用いていない。そこで、本稿では、最近年のデータを含む期間を対象にして類似の実証分析を行うことにする。つまり、上記の4部門それぞれにおいて、1980-94年期間の経済成長に対する労働、資本、および技術進歩の貢献度を計測することにより、期間を延長しても、新谷と同じファインディングが得られるか否かを検証し、したがって、クルーグマン仮説の妥当性を検証する。

さらに、本稿においては、この仮説の検証方法に以下のような新たな試みを加えたことにその特色がある。つまり、伝統的に用いられてきた方法としての、技術進歩にヒックス中立性を仮定したソロー (Solow, 1957) の成長会計式法による「残差」としての技術進歩率 (または TFP 成長率) の推計に加えて、キムとラウ (1994) が試みているように、ヒックス中立性を先験的に仮定しない形のトランスログ生産関数体系の推計によって、パラメトリックに技術進歩率を推計する方法をも用いる、という点である。後者の方法を用いることのさらなる利点は、技術進歩におけるバイアスという経済的に興味ある指標をも同時に推計することができるということである。つまり、それぞれの産業において、技術進歩が労働使用的・資本節約的、あるいは逆に、労働節約的・資本使用的、あるいは中立的であったのか、を数量的に推計できるという利点である。このことはしたがって、タイ経済における「資本浅化」 (= 資本装備率の低下) という現象 (新谷, 1993, pp. 61-88) の要因解明に対して一つの重要な鍵を提供することができるであろう。さらに、この方法を用いると、技術進歩におけるバイアスの方向と、生産要素の相対価格の動向とを対比させることによって、ヒックス (Hicks, 1932) の提唱した誘発的技術革新仮説を検証することも可能である。

以下、第2節において、分析手法のより詳しい説明を行い、第3節では、推計に用いるデータの解説を行う。次いで、第4節で、推計結果の評価をし、最後に、第5節において、若干の結論を述べることにする。

2 分析手法

本節では、本稿で用いられるソロー型成長会計式法 (略して、ソロー法)、伝統的なトランスログ生産関数法 (TL 法)、および幾分一般化されたグリーン (Greene, 1983) 型のトランスログ生産関数法 (GTL 法) の3つの分析手法について説明しておこう。

2.1 ソロー法

実質所得 (Y) は以下の生産関数で示されるように、労働 (X_L) と資本 (X_K) によって生産される。

$$Y = F(X_L, X_K, t) \quad (1)$$

ここで、 t は技術進歩の代理変数としての時間変数である。今、要素使用に関してヒックスの意味で中立的な技術進歩 $A(t)$ を仮定すると、(1) 式は以下のように書き換えられる。

$$Y = A(t)G(X_L, X_K) \quad (2)$$

さらに、全ての変数は時間の関数であり、かつ、完全競争市場における生産者均衡を仮定すると、実質所得の成長率 (\dot{Y}/Y) は次の (3) 式によって与えられる。

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + S_L \frac{\dot{X}_L}{X_L} + S_K \frac{\dot{X}_K}{X_K} \quad (3)$$

ここで、実質賃金率を W 、資本利子率を R とすると、労働および資本の分配率 (S_L および S_K) は以下のように定義される。

$$S_L = \frac{\partial Y}{\partial X_L} \frac{X_L}{Y} = \frac{W X_L}{Y}, \quad S_K = \frac{\partial Y}{\partial X_K} \frac{X_K}{Y} = \frac{R X_K}{Y}$$

さらに、生産関数 (2) の一次同次性を仮定すると、 $S_L + S_K = 1$ 、したがって、 $S_K = 1 - S_L$ 、これを (3) 式に代入し、 \dot{A}/A を左辺に持ってきて整理すると、次の (4) 式を得る。

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - S_L \frac{\dot{X}_L}{X_L} - (1 - S_L) \frac{\dot{X}_K}{X_K} \quad (4)$$

つまり、「残差」として求められる生産要素の総合的な生産性 (TFP) の上昇率 \dot{A}/A は労働と資本の増加、それぞれ、 $S_L(\dot{X}_L/X_L)$ および $(1 - S_L)(\dot{X}_K/X_K)$ 、という要因以外の全てのものから生じた実質所得 Y の成長率であり、その意味で広義の技術進歩を測る指標と言える。

2.2 TL 法

次に、キムとラウ (1994) に倣って、ソロー法の場合と同様に、要素市場における生産者均衡と生産における一次同次は仮定するが、技術進歩におけるバイアスの存在を許容する、より一般的な形の成長会計分析の方法を導入する。ソロー法は、生産関数を推計することなく、要素分配率を公刊のデータから直接に推計し、それらを労働および資本の成長率のウェイトとして用いて、「残差」としての技術進歩率を推計するという方法であった (Solow, 1957)。この方法とは違って、ここでは生産関数 (1) をトランスログ (TL) 型に特定化し、それを推計することによって、直接的に技術進歩率を推計するという方法を導入する。

さて、(1) 式を TL 型に特定化すると次の (5) 式が得られる。

$$\begin{aligned} \ln Y &= \alpha_0 + \alpha_L (\ln X_L) + \alpha_K (\ln X_K) + \alpha_t t \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln X_L)^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln X_K)^2 + \beta_{LK} (\ln X_L) (\ln X_K) \end{aligned}$$

$$+ \beta_{Lt}(\ln X_L)t + \beta_{Kt}(\ln X_K)t + \frac{1}{2}\beta_{tt}t^2 \quad (5)$$

ここで、積分可能性の条件として、(5) 式には対称性の条件 $\beta_{LK} = \beta_{KL}$, $\beta_{Lt} = \beta_{tL}$, $\beta_{Kt} = \beta_{tK}$ が課されている。

次に、生産者均衡の仮定より、労働および資本の要素シェア方程式 (それぞれ S_L および S_K) は以下のように表わされる。

$$S_L = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_L} = \frac{\partial Y}{\partial X_L} \frac{X_L}{Y} = \frac{WX_L}{Y} = \alpha_L + \beta_{LL}(\ln X_L) + \beta_{LK}(\ln X_K) + \beta_{Lt}t \quad (6)$$

$$S_K = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_K} = \frac{\partial Y}{\partial X_K} \frac{X_K}{Y} = \frac{RX_K}{Y} = \alpha_K + \beta_{LK}(\ln X_L) + \beta_{KK}(\ln X_K) + \beta_{Kt}t \quad (7)$$

さらに、技術進歩の率 (λ) および労働と資本のバイアス (それぞれ、 B^L および B^K) は以下の式で与えられる。

$$\lambda = \frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \alpha_t + \beta_{Lt}(\ln X_L) + \beta_{Kt}(\ln X_K) + \beta_{tt}t \quad (8)$$

$$B^L = \frac{\partial S_L}{\partial t} = \beta_{Lt} \quad (9)$$

$$B^K = \frac{\partial S_K}{\partial t} = \beta_{Kt} \quad (10)$$

ところで、TL 生産関数 (5) に一次同次の仮定を課すということは要素シェア式 (6) および (7) に制約 $S_L + S_K = 1$ を課すことを意味する。このことは、パラメータに $\alpha_L + \alpha_K = 1$, $\beta_{LL} + \beta_{LK} = 0$, $\beta_{KK} + \beta_{LK} = 0$, $\beta_{Lt} + \beta_{Kt} = 0$ の制約を課すことを意味する。

統計的推計には、対称性の制約に、これらの制約を加え、TL 生産関数 (5) と労働のシェア式 (6) を SUR 推計法によって同時推計を行うという方法を採用する。この際、TL 生産関数 (5) は、生産要素 $X_i = 1 (i = L, K)$, $t = 0$ 点の近傍での任意の 2 階微分可能な関数の 2 階微分までの近似式となっているため、生産要素の投入量を基準時 ($t = 0$) を 1.0 とする投入量指数系列で整備することができれば、そのデータへのあてはめは、基準時近傍での一般的 2 階微分可能な生産関数の一つの近似を与えることになる。そこで、本稿では基準時を 1988 年として推計を行う。

2.3 GTL 法

TL 生産関数 (5) は、分配率 $S_i = \partial \ln Y / \partial \ln X_i$ ($i = L, K$), 分配率弾性 $\beta_{ij} = \partial S_i / \partial \ln X_j$ ($i, j = L, K$), 技術進歩のバイアス $\beta_{it} = \partial S_i / \partial t$ ($i = L, K$), および技術進歩の変化率 $\beta_{it} = \partial^2 \ln Y / \partial t^2$ の係数値が、観測期間にわたって一定値をとることが仮定されている。

この仮定は必ずしも現実的ではないために、グリーンは、観測期間において、各パラメータが技術状態を表わすタイムトレンド t に対応して変化するように TL 生産関数を拡張することを提唱した (Greene, 1983)。このグリーンの方法に従うと、本稿の TL 生産関数 (5) は以下のように定式化され、それを GTL 生産関数と呼ぶことにする。

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0^t + \alpha_L^t (\ln X_L) + \alpha_K^t (\ln X_K) \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL}^t (\ln X_L)^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK}^t (\ln X_K)^2 + \beta_{LK}^t (\ln X_L) (\ln X_K) \end{aligned} \quad (11)$$

ここで、各パラメータは以下のように定義される。

$$\alpha_0^t = \alpha_0 + \alpha_0' t \quad (12)$$

$$\alpha_i^t = \alpha_i + \alpha_i' t, \quad i = L, K \quad (13)$$

$$\beta_{ij}^t = \beta_{ij} + \beta_{ij}' t, \quad i, j = L, K \quad (14)$$

TL 法の場合と同様に、(11) 式に対して完全競争下の生産者均衡を仮定すると、以下のように、労働および資本シェア式 (S_L^G および S_K^G) が得られる。

$$S_L^G = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_L} = \alpha_L^t + \beta_{LL}^t (\ln X_L) + \beta_{LK}^t (\ln X_K) \quad (15)$$

$$S_K^G = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_K} = \alpha_K^t + \beta_{LK}^t (\ln X_L) + \beta_{KK}^t (\ln X_K) \quad (16)$$

この場合、技術進歩の率 (λ^G) およびバイアス (B_L^G および B_K^G) は以下の式によって求められる。

$$\lambda^G = \frac{\partial \ln Y}{\partial t}$$

$$\begin{aligned}
&= \alpha'_0 + \alpha'_L(\ln X_L) + \alpha'_K(\ln X_K) + \frac{1}{2}\beta'_{LL}(\ln X_L) \\
&+ \beta'_{LK}(\ln X_L)(\ln X_K) + \frac{1}{2}\beta'_{KK}(\ln X_K)
\end{aligned} \tag{17}$$

$$B_G^L = \frac{\partial S_G^L}{\partial t} = \alpha'_L + \beta'_{LL}(\ln X_L) + \beta'_{LK}(\ln X_K) \tag{18}$$

$$B_G^K = \frac{\partial S_G^K}{\partial t} = \alpha'_K + \beta'_{LK}(\ln X_L) + \beta'_{KK}(\ln X_K) \tag{19}$$

ところで、GTL 生産関数 (11) に一次同次の仮定、 $S_L^G + S_K^G = 1$ を課すと、パラメータに $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 、 $\alpha'_L + \alpha'_K = 0$ 、 $\beta_{LL} + \beta_{LK} = 0$ 、 $\beta'_{LL} + \beta'_{LK} = 0$ 、 $\beta_{KK} + \beta_{LK} = 0$ 、 $\beta'_{KK} + \beta'_{LK} = 0$ 、の制約を課することになる。対称性の制約に、これらの制約を加え、GTL 生産関数 (11) と労働シェア式 (15) を SUR 推計法により同時推計する。

2.4 理論的制約および統計的テスト

推計された TL 生産関数が、生産者均衡の枠組みの中で、生産技術条件を表す生産関数として意味を持つためには、対称性の条件と同次性の条件に加えて、経済理論から要請される単調性の条件 (Monotonicity Condition) と限界生産力逓減の法則に基づく利潤最大化の十分条件である凹性条件 (Concavity Condition) を満たす必要がある。

単調性の条件は、各生産要素の限界生産力および技術進歩率が少なくとも近似点において、正であるという条件である。このことは、本稿の TL 生産関数 (5) 式において、 $\alpha_i > 0, i = L, K$ および $\alpha'_i > 0$ が満たされていなければならないことを意味する。

一方、凹性条件を満たす必要十分条件は、少なくとも近似点において、2階の微係数行列、いわゆるヘッセ行列が半負値定符号であることである。本稿の TL 生産関数 (5) 式におけるパラメータを用いると、以下のヘッセ行列が得られる。

$$\begin{aligned}
H &= \begin{pmatrix} \beta_{LL} + \alpha_L(\alpha_L - 1) & \beta_{LK} + \alpha_L\alpha_K \\ \beta_{KL} + \alpha_K\alpha_L & \beta_{KK} + \alpha_K(\alpha_K - 1) \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} \beta_{LL} & \beta_{LK} \\ \beta_{KL} & \beta_{KK} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_L(\alpha_L - 1) & \alpha_L\alpha_K \\ \alpha_K\alpha_L & \alpha_K(\alpha_K - 1) \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

$\alpha_L > 0$ 、 $\alpha_K > 0$ であり単調性の条件が満たされている場合、2行目の式の第2項を以下のように定義する。

$$A = \begin{pmatrix} \alpha_L(\alpha_L - 1) & \alpha_L\alpha_K \\ \alpha_K\alpha_L & \alpha_K(\alpha_K - 1) \end{pmatrix}$$

すると、要素シェアに関する一次同次の仮定 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ より、行列 A は常に負値定符号である。同じく、2行目の式の第1項の行列を以下のように定義する。

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{LL} & \beta_{LK} \\ \beta_{KL} & \beta_{KK} \end{pmatrix}$$

もし行列 B が半負値定符号ならばヘッセ行列も半負値定符号となるため、行列 B が半負値定符号となることは、ヘッセ行列が半負値定符号となることの十分条件となる。その一方で、 α_L, α_K が限り無く1に近づくと行列 A は限りなく0に近い負の値となることから、ヘッセ行列が半負値定符号となることの必要条件は行列 B が半負値定符号となることとなる。したがって、行列 B が半負値定符号となることは、ヘッセ行列が半負値定符号となることの必要十分条件となる²。

2.5 コレスキー因数分解 (Cholesky Factorization)

上述の単調性および凹性のような理論的制約条件は、一般的に推計式に何の制約も課さずに満たされることが望ましい。しかし、これらの条件が満たされない場合には、先験的にパラメータに制約を付して推計を行う方法が工夫されている (Lau, 1978)。本稿では、凹性の条件を満たすためにコレスキー因数分解定理を実証分析に援用したコンラッド＝ジョーゲンソン (Conrad and Jorgenson, 1977) の手法に倣うことにする。

コレスキー因数分解定理によって、定符号行列は以下のように分解することができ、それが定符号行列の場合には、コレスキー因子 D_L, D_K が非正となることが証明されている (Lau, 1978)。

$$C = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ J_{KL} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D_L & 0 \\ 0 & D_K \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & J_{KL} \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_L & D_L J_{KL} \\ D_L J_{KL} & D_L J_{KL}^2 + D_K \end{pmatrix}$$

よって、行列 C が半負値定符号となることは、コレスキー因子 D_L, D_K が非正となること、つまり、 $D_L \leq 0, D_K \leq 0$ に置き換えることができるということを意味する。そこで、対称性の条件を付与し、 $\beta_{LL} = D_L, \beta_{LK} = D_L J_{KL}, \beta_{KK} = D_L J_{KL}^2 + D_K$ のようにパラメータを定義し直す。これらのパラメータを (5) 式の TL 生産関数に代入すると、TL 生産関数 (5) および労働シェア式 (6) は、以下のように書き換えられる。

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_L (\ln X_L) + \alpha_K (\ln X_K) + \alpha_t t$$

²より詳細な説明は、ラウ (Lau, 1978) を参照。

$$\begin{aligned}
& + \frac{1}{2}D_L(\ln X_L)^2 + \frac{1}{2}(D_LJ_{KL}^2 + D_K)(\ln X_K)^2 + D_LJ_{KL}(\ln X_L)(\ln X_K) \\
& + \beta_{Lt}(\ln X_L)t + \beta_{Kt}(\ln X_K)t + \frac{1}{2}\beta_{it}t^2
\end{aligned} \tag{20}$$

$$S_L = \alpha_L + D_L(\ln X_L) + D_LJ_{KL}(\ln X_K) + \beta_{Lt} \tag{21}$$

さらに、一次同次の制約式は、 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 、 $J_{KL} + 1 = 0$ 、 $D_K = 0$ 、 $\beta_{Lt} + \beta_{Kt} = 0$ 、のように書き換えられる。

したがって、推計されるパラメータは $\alpha_0, \alpha_L, \alpha_K, \alpha_t, D_L, \beta_{Lt}, \beta_{Kt}, \beta_{it}$ となり、 $D_L \leq 0$ ならば利潤最大化の十分条件が満たされていることになる。もし $D_L > 0$ となった場合には、 $D_L = 0$ として推計を行う。

同様にして、(11) 式の GTL 生産関数および労働シェア式 (15) も以下のように書き換えられる。

$$\begin{aligned}
\ln Y & = \alpha_0^t + \alpha_L^t(\ln X_L) + \alpha_K^t(\ln X_K) \\
& + \frac{1}{2}(D_L + \beta'_{LL}t)(\ln X_L)^2 + \frac{1}{2}(D_LJ_{KL}^2 + D_K + \beta'_{KK}t)(\ln X_K)^2 \\
& + (D_LJ_{KL} + \beta'_{LK}t)(\ln X_L)(\ln X_K)
\end{aligned} \tag{22}$$

$$S_L^G = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_L} = \alpha_L^t + (D_L + \beta'_{LL}t)(\ln X_L) + (D_LJ_{KL} + \beta'_{LK}t)(\ln X_K) \tag{23}$$

さらに、一次同次の制約式は、 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 、 $\alpha'_L + \alpha'_K = 0$ 、 $J_{KL} + 1 = 0$ 、 $D_K = 0$ 、 $\beta_{LL} + \beta_{LK} = 0$ 、 $\beta_{KK} + \beta_{LK} = 0$ 、のように書き換えられる。この場合には、推計されるパラメータは $\alpha, \alpha', \alpha, \alpha', \alpha', D_L, \beta'_{LL}, \beta'_{KK}, \beta'_{LK}$ となる。TL 生産関数の場合と同様に、 $D_L \leq 0$ ならば利潤最大化の十分条件が満たされていることになる。もし $D_L > 0$ となった場合には、 $D_L = 0$ として推計を行う。

3 データ

第1節で明らかにしたように、本稿での実証分析は、タイにおける1980-94年期間の非農業4部門（鉱業、製造業、建設業、および運輸・通信業）を対象としている。本稿で使用する3つの分析手法に必要な変数は、実質所得 (Y)、労働 (X_L)、資本 (X_K)、および労働分配率 (S_L) である。

第1に、実質所得 (Y) は、1980-94年期間に対して、1988年価格の産業別 GDP を使用した。データは国家社会経済開発庁 (National Economic and Social Development Board、略して NESDB) の発行する国民所得統計書、National Income of Thailand, Rebase Series、の1994年版を使用した。

第2に、労働投入量 (X_L) については、1980-94年期間に対して、内務省労働局 (Department of Labor) によって毎年発行される Year Book of Labor Statistics の1994年版から就業者数を得た。

これらの実質所得および労働投入量については、1980-90年期間に対して、既に新谷 (1993) が収集・加工・整備したデータが利用可能である。

第3に、資本投入量 (X_K) に対しては粗資本ストックを用いた。この場合も、1980-90年期間に対しては、NESDB の National Income of Thailand, Rebase Series の各年版に基づいて推計された、新谷 (1993) のデータを使うことができる。しかし、1991-94年期間に対しては、新谷の粗資本ストック推計法に倣い、National Income of Thailand, Rebase Series の1994年版から得られる粗資本形成の資料を用いて、この期間の粗資本ストックを以下のように推計した。

まず、建築物と機械設備との組み合わせの変化が、減価償却率に与える影響について仮説例を想定し、減価償却率を推計した。残存率10%とした場合の定率法による減価償却率は、耐用年数40年の建築物の場合0.00263となり、耐用年数8年の機械設備の場合0.130837となる。

ところで、NESDB の National Income of Thailand, Rebase Series の1994年版に基づいて計算すると、粗資本形成における建築物と機械設備の構成比は、それぞれ、1991年 (0.49082, 0.50918)、1992年 (0.48477, 0.51523)、1993年 (0.48244, 0.51756)、および1994年 (0.49421, 0.50579) となる。資本ストックの構成比の代用として、この資本形成の構成比を用いて上記の減価償却率を加重平均すると、次のような加重平均減価償却率を得た。すなわち、1991年: 0.067911、1992年: 0.068687、1993年: 0.068985、1994年: 0.067476、である。

次に、粗資本ストック方程式 $K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$ と減価償却方程式 $D_t = \delta_t K_{t-1}$ (ただし、 K : 粗資本ストック、 I : 粗資本形成、 D : 減価償却、 δ : 減価償却率、添字 t : 年) によって国民所得統計に対応した11産業全体の粗資本ストックを推計した。

一方、1986-90年期間の各産業の平均資本係数 ($k_i = K_i/Y_i$) が1991-94年期間においても同値を取ったと仮定して、1991-94年期間の各産業の実質所得 (Y_i) を用いて、同期間の各産業の粗資本ストックを推計した ($K_i = k_i Y_i$)。しかしながら、このようにして求めた各産業の粗資本ストックの推計値の合計値 ($K = \sum_{i=1}^m K_i, m = 11$) と、上の粗資本ストック方程式によって求められた11産業全体の粗資本ストックの推計

値は必ずしも一致しない。しかし、後者は、粗資本形成の実際値を用いているので、より現実的な値である。そこで、平均資本係数を用いて推計された粗資本ストックの産業間構成比 ($w_i = K_i / \sum_{i=1}^m K_i, m = 11$) を用いて、上記の粗資本ストック方程式によって推計された 11 産業全体の粗資本ストックを各産業に配分することによって、鉱業、製造業、建設業、および運輸・通信業の粗資本ストックを推計した。

第 4 に、1980-94 年期間に対する労働分配率 (S_L) は以下のようにして推計した。まず、内務省労働局 (Department of Labor) の Year Book of Labor Statistics の各年版から得られる産業別月名目賃金率を 1.2 倍して年間の値にしたものを、商務省商業経済局 (Department of Business Economics) の発行する Bank of Thailand Monthly Bulletin から得られる、1988 年基準の生産者物価指数でデフレートすることにより、産業別の年実質賃金率を求めた。次に、方程式 $S_L = WX_L/Y$ (ただし、 S_L は労働分配率、 W は年実質賃金率、 Y は実質 GDP、 X_L は就業者数) を用いて、産業別労働分配率を推計した³。

最後に、技術進歩の代理変数としてタイムトレンド t を使用し、1988 年を基準年 ($t = 0$) とした。

4 推計結果

4.1 ソロー法による推計結果

1980-94 年期間の産業別の実質所得、労働、資本の年平均成長率と労働分配率の平均値を用いたソロー法による推計結果は付表 1 に与えられている。これによると、本稿における分析に用いられた 4 部門の実質所得の成長率 (\dot{Y}/Y) は、鉱業 12.8%、製造業 10.4%、建設業 10.5%、および運輸・通信業 9.1% とかなり高い値を示している。これらの実質所得の成長に貢献した要因について、以下により詳しく見てみよう。

まず、労働投入の成長、 $S_L(\dot{X}_L/X_L)$ 、による貢献は、建設業で 38% と比較的大きいが、鉱業で -5%、製造業で 17%、運輸・通信業で 14% であり、相対的に小さい。一方、全ての部門において、資本投入の成長、 $(1 - S_L)(\dot{X}_K/X_K)$ 、による実質所得成長に対する貢献度は 50% を超えている。特に、製造業におけるそれは 75% という大きな値をとっている。

次に、実質所得の成長率とこれら労働および資本投入の成長率との差として求められた技術進歩率 (\dot{A}/A) について見てみると、製造業および建設業ではそれぞれ 0.8% および 0.6% と低く、それらの実質所得の成長率に対する貢献度もそれぞれ 8% および 6% と低いものになっている。しかしながら、鉱業および運輸・通信業における技術進歩率はそれ

³ 1987 年の労働分配率については、産業別名目賃金率が Year Book of Labor Statistics で欠損値となっていたため、1986 年と 1988 年の労働分配率の単純平均値で代用した。

ぞれ6.7%および3.2%とかなり高く、それらの実質所得の成長率に対する貢献度も52%および35%とかなり大きい。

以上要約すると、製造業および建設業においては、その実質所得の成長は労働および資本の成長によってほとんどが説明されるが、鉱業および運輸・通信業においては資本投入の成長と並んで技術進歩の貢献がかなり大きいというファインディングが得られた。このことは、前者の産業部門においてはクルーグマン仮説が成り立つが、後者の産業部門においては必ずしもクルーグマン仮説は成り立っていないという可能性を示唆している。

以下において、TL および GTL 生産関数の推計を通じて、このことをさらに詳しく検証することにしよう。

4.2 TL 法と GTL 法による推計結果

ここでは第1に、コレスキー因数分解を導入した TL 生産関数および GTL 生産関数の推計結果を用いて、理論的制約条件である単調性および凹性の条件の検証を行う。

まず、単調性の条件の検証から始めよう。付表2の TL 生産関数の推計結果は、4部門全てにおいて、 $\alpha_i > 0 (i = L, K)$ および $\alpha_i > 0$ である。さらに、付表4の GTL 生産関数の推計結果に関しても、4部門全てにおいて、 $\alpha_i > 0 (i = L, K)$ および $\alpha'_i > 0 (i = L, K)$ である。このことは、単調性の条件は、TL 生産関数および GTL 生産関数のいずれの場合にも、近似点において満たされていることを示している。

次に、凹性（利潤最大化）の条件の検証を行う。まず、付表2の TL 生産関数の推計結果によると、鉱業、建設業、および運輸・通信業においては $D_L > 0$ でかついずれも10%以上の水準で有意であり、凹性の条件が満たされていない。製造業においては、 D_L は0と有意差がない、つまり、 $D_L = 0$ とみなすことができるため、凹性の条件が満たされていると考えられる。そこで、製造業も含む全ての産業について、 $D_L = 0$ の制約を課して、TL 生産関数の再推計を行い、付表3に示されるような結果を得た。各方程式の決定係数を見ると、全産業について、0.95を上回っており、労働シェア方程式に対しては、製造業および運輸・通信業でその決定係数が幾分低いものの、全産業において体系全体としての適合度は十分に高い。

一方、付表4の GTL 生産関数の推計結果を見ると、鉱業、運輸・通信業においては、それぞれ1%および10%の有意水準で $D_L > 0$ となり、凹性（利潤最大化）の条件は満たされていない。これに対して、製造業と建設業については、 D_L は有意水準10%でも有意ではなく、 $D_L = 0$ とみなすことができるため、凹性の条件が満たされていると考えられる。そこで、製造業および建設業も含む全ての産業について、 $D_L = 0$ の制約を課して、TL 生産関数の再推計を行った。その結果は付表5に示されている。各方程式の決定係数は、生産関数に関しては、全ての産業において0.94を上回っている。労働シェア

方程式に対しては、製造業および運輸・通信業でその決定係数が幾分低いものの、全産業において体系全体としての適合度は十分に高い。

第2に、これらの推計結果に基づいて、技術進歩の率およびバイアスについて検討することにしよう。まず、TL 生産関数の推計結果から始めよう。近似点における技術進歩率 (%) は $\alpha_i \times 100$ で与えられる。その係数値 α_i は、建設業では 10%、その他の産業では 1% 水準で有意である。したがって、各産業における技術進歩率は、鉱業 6%、製造業 0.9%、建設業 0.8%、運輸・通信業 3.1% という値が得られる。後段でまとめた形で評価されるが、これらの値はソロー法で求められた残差としての技術進歩率の値とかなり近似している。

ところで、パラメータ β_{it} の符号によって技術進歩の変化率を見ることができる。このパラメータ β_{it} の推計結果によると、鉱業では有意に負の値であることから技術進歩のスピードは逡減的であったが、建設業、および運輸・通信業では β_{it} の推計値が 0 と有意差がなく、技術進歩のスピードは変化しなかったという結果が得られた。

さらに、技術進歩のバイアスはパラメータ $\beta_{it} (i = L, K)$ の符号が正ならば i 要素使用的、負ならば i 要素節約的と定義される。これに従うと、鉱業においては有意水準 1% で資本使用的・労働節約的な技術進歩のバイアスが見られた。一方、製造業、建設業、および運輸・通信業は、それぞれ 10%、1%、および 5% の有意水準で労働使用的・資本節約的な技術進歩のバイアスを持っていたことが分かった。

次に、GTL 生産関数の推計結果を見てみよう。この場合には近似点における技術進歩率 (%) は $\alpha'_0 \times 100$ で与えられる。その係数値 α'_0 は、建設業では 5%、その他の産業では 1% 水準で有意である。各産業における技術進歩率は、したがって、鉱業 6.9%、製造業 0.9%、建設業 0.9%、運輸・通信業 3.4% という値が得られる。この場合にも、後段でまとめた形で評価されるが、これらの値はソロー法で求められた残差としての技術進歩率の値とかなり近似しているだけでなく、TL 法で推計された値とも極めて近い。

技術進歩のバイアスはパラメータ $\alpha'_i (i = L, K)$ の符号が正ならば i 要素使用的、負ならば i 要素節約的と定義される。これに従うと、鉱業においては有意水準 1% で資本使用的・労働節約的な技術進歩のバイアスが見られた。一方、製造業、建設業、および運輸・通信業では、それぞれ 5%、1%、および 1% の有意水準で労働使用的・資本節約的な技術進歩のバイアスが見られた。この結果は、TL 法で得られた結果と一致している。

4.3 ソロー、TL および GTL 3 法による推計結果の総合的評価

ソロー、TL および GTL 法の 3 つの分析手法による推計結果を付表 6 にまとめた。この表から重要なファインディングスを以下のように箇条書きの形でまとめることにしよう。

1. 鉱業、製造業、建設業、および運輸・通信業の全ての部門において、資本成長率の GDP 成長率への貢献度が最も高く、運輸・通信業における GTL 法による 49% 以外は全ての部門でかつ全ての手法で推計しても 50% を超えている。特に、製造業では 75% もの大きな貢献度を示している。このことは、1980-94 年期間のタイ経済における積極的な外資導入による活発な資本蓄積を反映したものであると言っても良いだろう。
2. 製造業と建設業の技術進歩率はそれぞれ年率 0.8~0.9% および 0.6~0.9% と低く、GDP 成長率への貢献度もそれぞれ 8~9% および 6~9% と相対的に低い。一方、鉱業と運輸・通信業の技術進歩率はそれぞれ年率 6.0~6.9% および 3.1~3.4% と相対的にかなり高く、GDP 成長率への貢献度もそれぞれ 47~53% および 34~37% と相対的にかなり大きい。本稿におけるこれらの技術進歩率の値は、リムスクルがトランスログ生産関数を推計して得た、1982-85 年期間の結果を支持している (Limskul, 1988, Table 18, p. 64)。本稿の実証結果は、より多くの産業についてデータを得ることができ類似の分析を行うことができるならば、鉱業や運輸・通信業のように、相対的に高い技術進歩率を達成している産業をさらに発見できるかも知れないということを示唆している。
3. 以上の結果は、新谷 (1993) の 1970-80 および 1980-90 年期間の推計結果 (表 2-6, p. 49) を強く支持している。つまり、新谷は、タイの経済成長過程において、「GDP 成長の原動力となった産業において、総合生産性成長の貢献が小さかったといえる。特に、1980 年代において、これは顕著であった。」(p. 57) と結論を述べているが、本稿において我々は、この結論が 1980 年代のみでなく、さらに、1990 年代前半にも当てはまることを確認したと言えよう。
4. ここで、鉱業部門において年率 6% 以上と言う非常に高い技術進歩率が得られたことについて、その背景を考えてみよう。タイでは、国家社会経済開発庁によって 1977 年に着手された第 4 次計画以降、エネルギーの輸入依存度を低下させるため、天然資源活用の効率性改善を目指した開発プログラムが実行されている。例えば、天然ガスについては、1970 年代後半にタイ湾で発見されて以降、その有効利用のための開発プロジェクトが推進され、その一貫として、1980 年には東海岸基礎産業委員会が設置され活発な技術開発が行われている (チアサクーン、マナットパイブーン、吉田, 1989, 第 2 章, pp. 53-81)。したがって、鉱業部門における高い技術進歩率はこのような経済活動を反映している、と考えて良いだろう。
5. 鉱業では技術進歩のスピードは逡減し、製造業、建設業、および運輸・通信業では技術進歩のスピードに変化は認められなかった。

6. 鉱業は資本使用的・労働節約的な技術進歩のバイアスを、一方、製造業、建設業、および運輸・通信業は労働使用的・資本節約的なバイアスを持っていたことが示された。後者の労働使用的・資本節約的なバイアスは、タイにおける主要産業で起こった「資本浅化」現象（新谷、1993, 表 3-3, p. 66）に対する重要な説明要因であると考えられる。さらに、新谷は農業部門の限界生産力を推計し、それが市場賃金率に比べて極端に低い水準であることを観察することによって、同部門における過剰労働の存在を示している（新谷、1993, pp. 77-78）。このことは、資本浅化が過剰労働経済下で、中立的または労働使用的技術進歩によって生じるといふ、レニスとフェイの仮説（Ranis and Fei, 1964, Ch. 2）の妥当性を支持している。
7. ところで、レニスとフェイは、いかなるメカニズムで技術進歩の、例えば、労働使用的、バイアスが生じるのか、そのメカニズムを必ずしも理論的に明確には説明していない。しかし、このような経済現象は、ヒックスによる誘発的技術革新仮説（Hicks, 1932, pp.124-5）を導入すると、理論的に整合的に説明しうる。ヒックスの提唱する誘発的技術革新仮説とは、企業は、相対的に稀少で、したがって相対的に高価な資源（生産要素）を節約し、相対的に豊富に存在し、したがって相対的に廉価である資源を使用する、つまり、資源の相対的賦存量、したがってその相対価格、によって企業の技術進歩のバイアスの方向が規程されるという仮説である⁴。

そこで、本稿で得られた技術進歩のバイアスを、タイ経済の資本と労働の相対価格の動きを見ることによって、ヒックスによる誘発的技術革新仮説（Hicks, 1932, pp.124-5）の妥当性を検証してみよう。

そのためには、本稿の研究対象とする1980-94年期間のタイにおける生産要素の相対価格の動向を見ておかねばならない。まず、労働の価格については、新谷が指摘するように、1980年代においても全就業者中61%以上という圧倒的シェアを占める農林水産業の労働の限界生産力は、過剰労働の存在を示すほどきわめて低いものであった（新谷、1993）⁵。言い替えれば、廉価な労働力が、特に、農村部門に豊富に存在していることを意味している。他方、国連の『世界統計年鑑』によると、資本の価格は、その相対的稀少性を反映して、銀行の短期貸出利子率⁶は1980-94年期間中10%をかなり上回る高率で推移してきた⁷。労働の限界生産力と資本利子率のこのような動向から判断して、タイ経済においては、相対的に資

⁴速水およびルタンはこの仮説を政府の経済活動をも含む産業のレベル、特に農業、にまで拡張した（Hayami and Ruttan, 1971）。

⁵厳密に言うと、新谷は林業および水産業の労働の限界生産力は推計していないが、これらの産業の就業者のシェアがきわめて小さいことを考えれば、このような主張をしても誤差はさほどないと考える。

⁶長期金利については、データの入手がきわめて困難である。

⁷しかしながら、1990年代に入ると10%を幾分下回る年も出てきている。

本が高価な形で推移してきたと言えよう。

ヒックスによる誘発的技術革新仮説に従えば、このような要素市場条件の下では、企業は当然労働使用的・資本節約的な技術の導入を図るであろう。まさに、このことが製造業、建設業、および運輸・通信業において起こったものと考えられる。その結果、これらの産業部門において労働使用的・資本節約的な技術進歩のバイアスが統計的に推計された、と言えよう。特に、これらの産業部門における外国資本、中でも日本企業による、タイの圧倒的に廉価な労働力の雇用を狙った直接投資の増大、つまり、労働集約的な技術の導入（谷口興二, 1995, pp. 125-136）は、このヒックスによる誘発的技術革新仮説の妥当性をはっきりと裏付けている。

他方、鉱業部門における投資は、国家プロジェクトとして技術開発投資が行われつつあり、そこに導入される技術がかなり資本集約的なものが多いという現象を反映しているものと思われる。その結果、要素相対価格の動向に反するような資本使用的・労働節約的な技術進歩のバイアスが統計的に推計されたのであろう。したがって、鉱業部門においては、ヒックスによる誘発的技術革新仮説の妥当性は支持されないということになる。

しかしながら、鉱業部門がタイ経済全体に占めるシェアは GDP でみて、1990年時点でたかだか1.7%であり、きわめてマイナーである。一方、労働使用的・資本節約的な技術進歩のバイアスが推計された、製造業、建設業、および運輸・通信業の全産業に占める GDP シェアは1990年で41%である。さらに、本稿では、データ入手問題のため統計的推計ができなかった農林水産業、商業、およびサービス業なども、どちらかといえば、労働集約的な生産技術を持った産業であると言える。したがって、タイ経済全体で見れば、労働使用的・資本節約的な技術が導入されてきた、と言って過言ではないであろう。このことから、タイ経済全体で見れば、ヒックスによる誘発的技術革新仮説が妥当性を持っていると結論づけても良いだろう。

5 結論

本稿では、タイの鉱業、製造業、建設業、および運輸・通信業の4部門を対象として、それぞれの部門における1980—94年期間の経済成長に対する労働、資本、および技術進歩の相対的貢献度を推計することにより、クルーグマンによる「労働や資本の投入量増大に頼った総生産性の成長なき経済成長」という仮説がタイの経済成長にも当てはまるのか否かを実証的に検証してきた。そのファインディングスをまとめると以下のようなことになる

であろう。

まず、製造業や建設業といったこれまでのタイの経済成長を牽引してきた産業部門では、技術進歩率は年率1%に満たない低い水準に留まり、GDP成長率への貢献度もきわめて小さい。つまり、これらの産業においてはクルーグマンの仮説が当てはまっていると言ってもよからう。しかし、その一方で、新たな技術開発を推進している鉱業や、電子工業や通信産業などのマルチメディア産業を含む運輸・通信業といった比較的新しい産業部門では、年率それぞれ6%および3%を超えるような相対的にかなり高い技術進歩率が計測され、GDP成長率への貢献度もそれぞれおよそ50%および35%程度とかなり大きい。つまり、これらの産業ではクルーグマン仮説は必ずしも支持されない。このファインディングから推し量って、一概にクルーグマンの主張どおりに、タイの経済成長もこのまま「幻に終わる」と考えるのは早計であろう。

ところで、これまでのタイ経済は軽工業や組み立て工業などの輸出産業を中心として成長してきた。現在のタイ経済は、ちょうどこれらの軽工業を中心とした初期工業化段階から、電子工業や通信産業といった高度な技術を必要とする高度工業化段階への移行期にさしかかっていると言われている。したがって、本稿の成長会計分析における実証結果は、タイ経済におけるこのような産業構造の変革を反映したものであると言えそうである。

次に、レニスとフェイによれば、過剰労働経済下で、中立的または労働使用的技術進歩が起これば「資本浅化」が起こるということであつた(Ranis and Fei, 1964, ch. 2)。ところで、新谷はタイの農業部門における過剰労働の存在を統計的に検証している(新谷, 1993, pp. 77-78)。したがって、本稿で、製造業、建設業、および運輸・通信業において労働使用的・資本節約的な技術進歩バイアスが存在したことを統計的に検証できたという事実は、タイにおける主要産業で「資本浅化」が起こったという経済現象に対する一つの有力な説明要因であり、したがって、レニス＝フェイ仮説の妥当性を支持していると言えよう。

最後に、ヒックスは、企業は相対的に稀少で高価な資源を節約し、相対的に豊富で廉価である資源を使用する、つまり、資源の相対的賦存量、したがってその相対価格によって、企業の技術進歩のバイアスの方向が規程されるという誘発的技術革新仮説を提唱した(Hicks, 1932)。前節でも説明したように、タイ経済における要素の相対価格の動向については、相対的に資本が高価な形で推移してきたと言える。本稿では、主要な産業において、労働使用的・資本節約的な技術進歩のバイアスが生じていることを検証した。このことから、タイ経済全体でみれば、ヒックスによる誘発的技術革新仮説が妥当性を持っていると推察される。

以上のファインディングスから、少なくとも一つの結論として言えることは、将来において、タイ経済はその資源賦存条件、したがって相対価格条件、を活かしながら、技術

開発を推進して行けば、その成長は、クルーグマン仮説に反して、「幻に終わる」ということはないであろう、ということである。

今後に残された課題としては、何よりもまずデータ入手性を高めるということであろう。本稿が要請するようなデータを、より多くの産業に対して、せめて1970年くらいまで遡って入手でき、推計期間が1970-96年期间くらいに延長できれば、トランスログ生産関数のより頑健な推計結果が得られたであろうと思われる。同時に、この延長した期間に対して、生産要素価格、特に資本価格、を得ることができれば、デュアルとしての費用関数の推計が可能となり、そのことによって、技術進歩の率やバイアスのみでなく、生産における規模の経済のテストも可能となる。さらに、トランスログ生産関数の推計によって得られた結果のダブルチェックもできるため、より信頼度の高い実証結果を得ることが可能となる。

参考文献

- [1] サマート・チアサクーン、チュター・マナットパイブーン、吉田幹正編. 「タイの1980年代経済開発政策」. アジア経済研究所、1989.
- [2] Conrad, Klaus and D. W. Jorgenson. "Test of Model of Production for the Federal Republic of Germany, 1950-1973," *European Economic Review*, Volume 10, No. NO. 1 (October), 1977.
- [3] Gibney, Frank, Paul Krugman, and Others. "Asia's Growth: Miracle or Myth?" (Letters to the Editor), *Foreign Affairs*, Vol. 74, No. 2 (Mar./Apr.), 1995, pp. 170-177. (この翻訳版が、「<論争>アジア経済の成長は奇蹟か幻か?」というタイトルで『中央公論』の1995年5月号に掲載されている、pp. 355-364)。
- [4] Greene, W. H. . "Simultaneous Estimation Estimation of Factor Substitution, Economies of Scale, Productivity, and Non-Neutral Technical Change," in A. Dogramaci, ed., *Development in Economic Analysis of Productivity: Measurement and Modeling Issues*, London: Kluwer-Nijhoff, 1983.
- [5] 速水佑次郎. 「開発経済学」 創文社 1995, 第5章「資本蓄積と経済成長」、pp.111-141.
- [6] Hayami, Yujiro and Vernon W. Ruttan. *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: The Johns Hopkins Press, 1971.
- [7] John R. Hicks. *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 1932.
- [8] Kim, Jong-Il and Lawrence J. Lau. "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries," *Journal of the Japanese and International Economies*, Volume 8, No. 3 (September), 1994.
- [9] Krugman, Paul G. . "The Myth of Asia's Miracle," *Foreign Affairs*, Volume 73, No. 6 (November/December), 1994.
- [10] 国際連合 (United Nations). 「世界統計年鑑」、1988/89 および 1994 年版.
- [11] Lau, Lawrence J. . "Testing and Imposing Monotonicity, Concavity and Quasi-concavity Constraints," in Melvyn Fuss and Daniel McFadden, eds. *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications Vol. 1*. Amsterdam: North Holland, 1978.

- [12] Limskul, Kittti . "The Sectoral Capital Stock, Employment and Sources of Economic Growth in Thailand 1960-86," Discussion paper, No. 40, Economic Research Center, Faculty of Economics, Nagoya University, 1988.
- [13] Phagaphasvivat, Somiai . 「通貨危機は政府の慢心」【Sunday Nikkei】 1997年8月31日.
- [14] Ranis, Gustav and John C.H. Fei. Develoment of Labor Surplus Economy:Theory and Policy, 1964, Homewood: Irwin.
- [15] Rostow, W.W. "Letters to the Editor." Foreign Affairs, Vol. 74, No. 1 (Jan./Feb.), 1995.
- [16] Solow, Robert M. "Technical Change and the Aggregate Production Function," Review of Economics and Statistics, Volume 39, No. 3 (August), 1957.
- [17] 新谷正彦. 「タイの経済発展に関する数量的研究：1950－1990年」 紀要 No. 27, 西南学院大学学術研究所、1993.
- [18] タイ国家社会経済開発庁 (National Economic and Social Development Board, 略して, NESDB). National Income of Thailand, Rebase Series, 1994.
- [19] タイ内務省労働局 (Department of Labor). Year Book of Labor Statistics, 各年版.
- [20] タイ商務省商業経済局 (Department of Business Economics). Bank of Thailand Monthly Bulletin, 各年版.
- [21] 谷口興二. 「タイの工業化と外国投資－台湾・韓国投資の役割－」高梨和紘編著「タイ経済の変容と政策課題」文真堂、1995.
- [22] World Bank. The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy－A World Bank Policy Research Report, Oxford: Oxford University Press, 1993 (白鳥正喜監訳・海外経済協力基金開発問題研究会訳【東アジアの奇跡－経済成長と政府の役割】 東洋経済新報社 1994).
- [23] Young, Alwyn. "A Tale of Two Cities: Factor Accumulation and Technical Change in Hong Kong and Singapore," in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds. NBER Macroeconomics Annual1992, Cambridge, MA: The MIT Press, 1992.

- [24] Young, Alwyn. "Lessons from the East Asian NICs: A Contrarian View," NBER Working Paper, No. 4482, 1993. (この論文は後に同じタイトルで、European Economic Review (Vol. 38, No. 3/4 (April), 1994) に掲載された。)
- [25] Young, Alwyn. "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No. 3 (August), 1995.

付表1 ソロー法による推計結果 (1980-94年期間の平均)

	$\frac{\dot{Y}}{Y}$	$\frac{\dot{X}_L}{X_L}$	$\frac{\dot{X}_K}{X_K}$	$s_L \frac{\dot{X}_L}{X_L}$	$(1-s_L) \frac{\dot{X}_K}{X_K}$	$\frac{\dot{A}}{A}$
鉱業	0.128 (100%)	-0.044	0.078	-0.006 (-5%)	0.067 (53%)	0.067 (52%)
製造業	0.104 (100%)	0.081	0.099	0.017 (17%)	0.078 (75%)	0.008 (8%)
建設業	0.105 (100%)	0.103	0.096	0.040 (38%)	0.058 (56%)	0.006 (6%)
運輸・通信業	0.091 (100%)	0.050	0.062	0.012 (14%)	0.047 (51%)	0.032 (35%)

注) 1. 括弧内の数字は実質所得成長率に対する貢献度を示す。

2. 実質所得、労働、資本の成長率は、 $\ln Z = a + g \cdot t$ に最小二乗法を用いて推計した。ここで、 $Z = Y, X_L, X_K$ 、 a および g はそれぞれ切片および成長率を表わすパラメータであり、 t は時間を表わす。

付表2 TL生産関数法のパラメータ推計結果, 1980-94年

パラメータ	鉱業	製造業	建設業	運輸・通信業
α_0	-0.120*** (-3.1)	-0.009 (-0.9)	0.074*** (2.8)	-0.055*** (-2.9)
α_L	0.128*** (16.7)	0.216*** (20.2)	0.411*** (17.1)	0.316*** (13.9)
α_K	0.872*** (114.2)	0.784*** (73.5)	0.589** (24.5)	0.684*** (30.0)
α_r	0.059*** (8.4)	0.009*** (4.5)	0.008* (1.7)	0.032*** (9.7)
β_L	0.003 (0.8)	0.005* (1.8)	0.021*** (3.7)	0.015*** (4.3)
β_K	-0.003 (-0.8)	-0.005* (-1.8)	-0.021*** (-3.7)	-0.015*** (-4.3)
β_r	-0.009*** (-3.1)	0.001 (0.8)	-0.000 (-0.1)	-0.002 (-1.1)
D_L	0.150*** (4.9)	0.013 (0.19)	0.280* (1.8)	0.573*** (3.2)
決定係数	R ²			
生産関数	0.967	0.994	0.974	0.984
労働シェア方程式	0.862	0.214	0.669	0.534

注) 1. 括弧内の数字は漸近的t値を示す。

2. ***, **, および*はそれぞれ1, 5, および10%水準で有意であることを示す。

付表3 TL生産関数法のパラメータ推計結果, 1980-94年
($D_L = 0$ とした場合)

パラメータ	鉱業	製造業	建設業	運輸・通信業
α_0	-0.128*** (-3.2)	-0.009 (-0.9)	0.081*** (3.4)	-0.053*** (-2.8)
α_L	0.125*** (11.0)	0.215*** (20.0)	0.400*** (13.9)	0.257*** (15.6)
α_K	0.875*** (77.4)	0.785*** (73.1)	0.599** (20.8)	0.743*** (45.3)
α_i	0.060*** (8.3)	0.009*** (4.6)	0.008* (1.8)	0.031*** (9.7)
β_{LL}	0.000	0.000	0.000	0.000
β_{KK}	0.000	0.000	0.000	0.000
β_{LK}	0.000	0.000	0.000	0.000
β_{L_i}	-0.015*** (-6.0)	0.005* (1.9)	0.022*** (3.4)	0.009** (2.3)
β_{K_i}	0.015*** (6.0)	-0.005* (-1.9)	-0.022*** (-3.4)	-0.009** (-2.3)
β_{ii}	-0.010*** (-3.1)	0.001 (0.9)	-0.000 (-0.3)	-0.002 (-1.4)
決定係数	R ²			
生産関数	0.966	0.994	0.974	0.984
労働シェア方程式	0.693	0.183	0.472	0.258

注) 1. 括弧内の数字は漸近的 t 値を示す。

2. ***, **, および*はそれぞれ 1, 5, および 10%水準で有意であることを示す。

付表4 GTL生産関数法のパラメータ推計結果, 1980-94年

パラメータ	鉱業	製造業	建設業	運輸・通信業
α_0	-0.206*** (-5.7)	-0.004 (-0.5)	0.070*** (3.6)	-0.069*** (-5.2)
α_L	0.123*** (11.3)	0.223*** (18.6)	0.404*** (16.8)	0.321*** (14.4)
α_K	0.877*** (80.2)	0.777*** (64.8)	0.596*** (24.8)	0.679*** (30.4)
$\dot{\alpha}_0$	0.068*** (8.1)	0.009*** (4.3)	0.008* (1.9)	0.034*** (11.2)
$\dot{\alpha}_L$	0.000 (0.1)	0.004* (1.6)	0.024*** (4.0)	0.019*** (2.9)
$\dot{\alpha}_K$	0.000 (0.1)	-0.004* (-1.6)	-0.024*** (-4.0)	-0.019*** (-2.9)
$\dot{\beta}_{LL}$	-0.002 (-0.5)	0.031* (1.6)	0.066 (1.2)	0.034 (0.6)
$\dot{\beta}_{KK}$	-0.002 (-0.5)	0.031* (1.6)	0.066 (1.2)	0.034 (0.6)
$\dot{\beta}_{LK}$	0.002 (0.5)	-0.031* (-1.6)	-0.066 (-1.2)	-0.034 (-0.6)
D_L	0.115*** (2.9)	-0.083 (-1.3)	0.191 (1.0)	0.527** (2.3)
決定係数	R ²			
生産関数	0.943	0.994	0.974	0.983
労働シェア方程式	0.868	0.149	0.722	0.538

注) 1. 括弧内の数字は漸近的 t 値を示す。

2. ***, **, および*はそれぞれ 1, 5, および 10%水準で有意であることを示す。

付表5 GTL生産関数法のパラメータ推計結果, 1980-94年
($D_L = 0$ とした場合)

パラメータ	鉱業	製造業	建設業	運輸・通信業
α_0	-0.215 (-5.8)	-0.004 (-0.4)	0.074*** (3.8)	-0.070*** (-5.1)
α_L	0.106*** (9.7)	0.223*** (20.4)	0.396*** (15.3)	0.287*** (14.7)
α_K	0.894*** (81.9)	0.777*** (71.1)	0.604*** (23.2)	0.731*** (36.6)
β_{LL}	0.000	0.000	0.000	0.000
β_{KK}	0.000	0.000	0.000	0.000
β_{LK}	0.000	0.000	0.000	0.000
$\dot{\alpha}_0$	0.069*** (7.8)	0.009*** (4.3)	0.009** (2.0)	0.034*** (11.1)
$\dot{\alpha}_L$	-0.010*** (-4.6)	0.005** (2.3)	0.026*** (4.2)	0.024*** (3.3)
$\dot{\alpha}_K$	0.010*** (4.6)	-0.005** (-2.3)	-0.026*** (-4.2)	-0.024*** (-3.3)
$\dot{\beta}_{LL}$	-0.009*** (-2.8)	0.023 (1.5)	0.075* (1.7)	0.117*** (2.3)
$\dot{\beta}_{KK}$	-0.009*** (-2.8)	0.023 (1.5)	0.075* (1.7)	0.117*** (2.3)
$\dot{\beta}_{LK}$	0.009*** (2.8)	-0.023 (-1.5)	-0.075* (-1.7)	-0.117*** (-2.3)
決定係数	R^2			
生産関数	0.938	0.994	0.974	0.983
労働シェア方程式	0.816	0.320	0.637	0.417

注) 1. 括弧内の数字は漸近的 t 値を示す。

2. ***, **, および*はそれぞれ 1, 5, および 10%水準で有意であることを示す。

付表6 3つの手法による推計結果の比較

鉱業部門			
	ソロー法	TL法	GTL法
労働の貢献度	-5%	-4%	-4%
資本の貢献度	53%	53%	54%
技術進歩の貢献度	52%	47%	53%
技術進歩率	年率6.7%	年率6.0%	年率6.9%
技術の偏り		資本使用的	資本使用的
技術進歩の変化率		通減	
製造業部門			
	ソロー法	TL法	GTL法
労働の貢献度	17%	17%	17%
資本の貢献度	75%	75%	74%
技術進歩の貢献度	8%	9%	9%
技術進歩率	年率0.8%	年率0.9%	年率0.9%
技術の偏り		労働使用的	労働使用的
技術進歩の変化率		変化なし	
建設業部門			
	ソロー法	TL法	GTL法
労働の貢献度	38%	39%	38%
資本の貢献度	56%	55%	55%
技術進歩の貢献度	6%	8%	9%
技術進歩率	年率0.6%	年率0.8%	年率0.9%
技術の偏り		労働使用的	労働使用的
技術進歩の変化率		変化なし	
運輸・通信業部門			
	ソロー法	TL法	GTL法
労働の貢献度	14%	14%	16%
資本の貢献度	51%	51%	49%
技術進歩の貢献度	35%	34%	37%
技術進歩率	年率3.2%	年率3.1%	年率3.4%
技術の偏り		労働使用的	労働使用的
技術進歩の変化率		変化なし	

