

農業発展と誘発的技術変化

——日米比較, 1880~1980年——

川 越 俊 彦

- | | |
|-------------------|-----------|
| 1 序 論 | 3 分析モデル |
| (1) はじめに | 4 生産関数の計測 |
| (2) 分析視点 | (1) 理論的準備 |
| 2 誘発的技術変化 | (2) 計測手続き |
| (1) 技術変化: 定義 | (3) 計 測 |
| (2) 要素増大的生産関数 | 5 仮説の検証 |
| (3) 誘発的技術変化 | 6 結 語 |
| (4) 技術変化と代替の弾力性 | [付録] 基礎資料 |
| (5) 多投入要素の場合の技術変化 | |

1 序 論⁽¹⁾

(1) はじめに

日本と米国の農業とではその資源賦存と要素価格比が両極端にあるだけでなく、その農業生産性も際立った対照性を示している。このことは両国の過去の農業成長過程において異なったタイプの技術進歩が生じたことを予想させる。歴史的に土地が希少であった日本では、肥料を多投することによって反収を上昇させるような方向での技術

進歩が生じ、逆に土地が豊富で労働力が希少であった米国では、主として機械の大型化によって労働者1人が耕作できる土地面積を拡大するような方向での技術進歩の努力が払われてきた。もちろん日本でも1950年代以降の大幅な農業労働人口の減少のもとで急速な機械化が進行しており、米国でも1930年代以降のハイブリッド・コーンの普及に代表されるような生物・化学的技術進歩も進展している。ただここで留意すべきは両国においてその資源賦存が非常に異なるにもかかわらず、共に高い農業生産性を達成していることであろう。

これに対して多くの開発途上国における農業の生産性は、労働・土地生産性ともに非常に低いだけでなく、強い人口圧力のもとでの土地装備率の低下、労働生産性の伸び悩みに直面している。これらの国がその農業成長を達成するには十分な研究開発投資が必要とされようが、その際各国の様々な資源賦存のもとでいかなるタイプの技術進歩が目標とされるのであろうか。

本稿では、農業の成長経路とその資源賦存とが密接な関係にあるとの認識に立ちつつ、資源賦存が技術進歩に及ぼすメカニズムを明らかにすることによって、開発途上国の長期的な農業開発政策に対する一つの示唆を行なおうとするものである。この目的のため、日米両国の過去100年にわたる近代農業成長過程において、資源賦存が技術進歩の方向性に及ぼした影響を解明する。

(2) 分析視点

一般に経済の成長過程において技術進歩の果たす役割は大きい。かつて Solow [27] は 20 世紀前半の米国の経済成長に関して、要素投入の増大で説明できる部分は 1 割程度しかなく、残りはすべて技術進歩に起因しているこ

とを発見したが、このことは経済成長における技術進歩の役割の大きさを認識させるとともに、この分野への研究関心を大いに高めることになった。

従来、技術進歩は人間の好奇心や知識欲から生じるものであって、主としてそれは経済的要因以外によって決定されるとの見解が支配的であった。しかしもし Solow の計測結果を認めれば、経済成長のメカニズムのうち経済的要因で説明できるのはわずか1割程度に過ぎず、経済分析の領域を極端に狭めてしまうことになる。このような状況のもとで、従来の見解に対して、技術進歩は資源賦存、要素価格によって経済内生的に決定されるとする、いわゆる「誘発的技術進歩仮説」が注目されるようになった。この仮説はもともと Hicks [10, 1932年] によって最初に提唱されていたものであるが、その後 Solow の論文を契機に1960年代以降、数多くの研究が行なわれるに至っている⁽²⁾。

農業成長の分野においても Hayami and Ruttan [8,9] 以降、生産関数理論の発展とともに多要素生産関数の推計に基づく多くの実証研究が行なわれている⁽³⁾。これらの研究は農業における技術進歩の偏向性(=バイアス)を計測することによって、長期的な技術変化の特徴を把握するとともに、これと資源賦存との関係、すなわち要素価格との対応関係を検討することによって、誘発的技術進歩仮説の検証を行なっている。

本稿においてはこれらの成果を踏まえつつ、誘発的技術進歩仮説の検証のためのより厳密な分析モデルを提示するとともに、これを資源賦存の対照的な日本と米国の農業に関する長期時系列データに適用することによって、仮説の検証を行なうことにしている。次章において誘発的技術変化⁽⁴⁾に関する概念の整理を行ない、第3章で分析枠組みを提示する。続く第4章では前章で提示されたモデルによる分析を可能とする生産関数の定式化と推計を行な

い、第5章ではその結果に基づく仮説の検証を行なう。

- 注(1) 本稿は速水佑次郎東京都立大学教授を中心とする共同プロジェクトの成果の一部であって、Kawagoe, Otsuka and Hayami [12] を補完、発展させたものである。ここにかかる形での報告を快諾してくださった両教授に感謝の意を表わしたい。また分析の早い段階で山田三郎東大教授をはじめ、新谷正彦、レ・タン・ギェップ、本間正義の各氏から貴重なコメントを戴いた。図の作成には本所研究員稲葉弘道氏作成のパッケージ・プログラム micro AGNESS を使用した。また本所研究員北園正伸氏から有益なコメントを戴いた。合わせて感謝したい。
- (2) Ahmad [1], Kennedy [13], Lucas [15], Samuelson [21], Radner [20] 等がある。これらの概要については Binswanger [5] を参照せよ。
- (3) Binswanger [4], Nghiep [19], 新谷・速水 [35] 等がある。これらは農業を集計レベルで扱ったものであり、その他個別作物に関する研究も多い。日本に関する研究については新谷 [34] のレビューを参照せよ。
- (4) 本稿では「技術進歩」よりも「技術変化」という用語を主として使用する。これは非中立技術変化を想定する場合、産出—投入比の改善という意味での技術進歩はなくとも、投入要素の構成比の変化という意味での技術の変化を考えるためである。

2 誘発的技術変化

本稿の主要テーマである（誘発的）技術変化に関して簡単に概念の整理をしておこう。

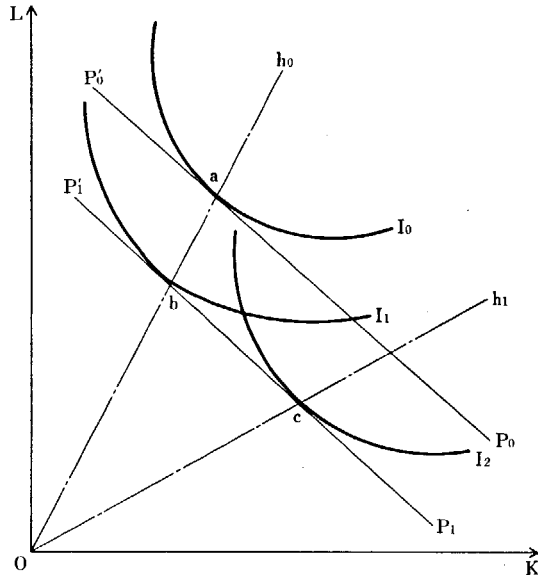
(1) 技術変化：定義

技術変化に関して二つの視点からの定義が可能である。

- (i) 所与の要素投入量のもとで技術変化以前よりも多くの産出が可能となる。

(ii) 所与の産出量を生産するのに必要な要素投入量が減少する⁽⁶⁾。

もし技術変化が中立的であればこれら二つの定義は一致する。しかしながら技術変化後の要素投入量の最適構成比が技術変化前と比べて異なるとき、(i)の定義による技術変化の把握は困難なものとなる。従って以下の説明では(ii)の定義に従うことにする。



第1図 中立的技術変化と偏向的技術変化

さてここで議論を単純化するために2要素(資本: K , 労働: L)によってある1種類の財を生産している産業(あるいは企業)を考えよう。ただし要素市場は競争的であるとす。第一図は横軸に資本(K), 縦軸に労働(L)がとられており, この産業の0期における単位等産出曲線が I_0 で示されている。このとき資本と労働の相対価格比が直線 P_0P_0' の傾きで与えられているとすれば, 要素市場での均衡は a 点で成立し資本—労働比率は Oh_0 で示されるものとなる。さて0期から1期の間要素の相対価格不変のまま技術変化が生じたとしよう。すなわち, 単位等産出曲線が I_0 から I_1 へと内側へシフトしたとする。この場合第1期における要素市場の均衡は b で成立するが, b 点も a 点と同一の要素比率 (Oh_0 上) にある。言いかえれば, 要素の相対価格比一定の

もとで要素比率（資本—労働比率）が変化しない場合，このような技術変化は Hicks の中立的技術変化と呼ばれる。これにたいして a から c のようなシフトも考える。このとき新たな均衡点 c における要素比率は Oh_1 にあり， a と比べて相対的に資本の比率が高まっている。このような技術変化は資本使用的，労働節約的技術変化と呼ばれる。また逆に労働の比率が高まるようなシフトも考えられるが，このようなシフトは労働使用的技術変化であり，両者を Hicks の偏向的技術変化と呼んでいる。すなわち，

$$B_1 = \frac{\partial(K/L)}{\partial t} / \left(\frac{K}{L} \right) \begin{matrix} > \\ = 0 \\ < \end{matrix} \begin{matrix} \text{資本使用的, 労働節約的} \\ \text{中立的} \\ \text{資本節約的, 労働使用的} \end{matrix} \dots\dots\dots(2-1)$$

ただし B_1 は技術変化のバイアス（偏向性）を示す。あるいは別の表現をすれば (Hicks [10])，2 要素の場合，要素比率（資本—労働比）一定のもとで要素間の限界代替率が変化しないような技術変化は Hicks 中立である。すなわち，

$$B_2 = \frac{\partial(f_K/f_L)}{\partial t} / \left(\frac{f_K}{f_L} \right) \begin{matrix} > \\ = 0 \\ < \end{matrix} \begin{matrix} \text{資本使用的, 労働節約的} \\ \text{中立的} \\ \text{資本節約的, 労働使用的} \end{matrix} \dots\dots\dots(2-2)$$

ただし f_K, f_L はそれぞれ資本，労働の限界生産性である。

また (2-1), (2-2) 式でそれぞれ示された定義は， $B_1 = \sigma B_2$ の関係にあり，両者は代替の弾力性 σ だけ異なっている (Binswanger [5] : pp. 42-43).

(2) 要素増大的生産関数

さて、上記の図による議論を数式によって整理しておこう。まず一次同次で良好な形状を有する(well behaved)生産関数を考える。

$$y = f(K, L, t) \dots\dots\dots(2-3)$$

ただし y は生産物、 K, L はそれぞれ資本、労働投入量である。また t は時間であって技術変化による生産関数のシフトが考慮されている。

ここでもし技術変化が Hicks 中立であれば、この生産関数は次のような分解可能な形に書くことができる。

$$y = A(t) \cdot f(K, L) \dots\dots\dots(2-4)$$

ただし $A(t)$ は技術変化を示すシフトパラメーターであって、 $A(t) > 0$ 、 $\frac{\partial A(t)}{\partial t} \geq 0$ と仮定されている⁽⁶⁾。

あるいは逆に、もし生産関数が(2-4)式のように書き表わせれば、技術変化は Hicks 中立であり、技術変化のバイアスは(2-2)式より、

$$B_2 = \frac{\partial(f_K/f_L)}{\partial t} \bigg/ \left(\frac{f_K}{f_L} \right) = 0$$

となる。

次に(2-4)式を一般化して偏向的技術変化をも含む形に書き直せば次式が得られる。

$$y = f(A(t)K, B(t)L) \dots\dots\dots(2-5)$$

ここで $A(t)$, $B(t)$ は (2-4) 式と同様に技術変化を表わすシフトパラメーターであるが、この場合それぞれの要素の効率性を改善するように与えられており、その意味でこの生産関数は要素増大的生産関数 (factor augmenting production function) と呼ばれている。

さて、生産関数が要素増大的であるとき、技術変化のバイアスは (2-2) 式より、

$$B_2 = \left(\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} - \frac{\dot{B}(t)}{B(t)} \right) \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \dots \dots \dots (2-6)$$

と書ける (Solow [28])。ただし σ は資本と労働の間の代替の弾力性であり、また、

$$\dot{A}(t) = \frac{\partial A(t)}{\partial t}, \quad \dot{B}(t) = \frac{\partial B(t)}{\partial t}$$

である。

(2-6) 式から明らかなように常に $A(t) = B(t)$ であれば、 $B_2 = 0$ となり、技術変化は Hicks 中立的となる。また (2-5) 式は (2-4) 式と同一のものとなる。また $\sigma = 1$ であれば、常に $B_2 = 0$ であり、 $A(t)$ と $B(t)$ を分離できない。これにより代替の弾力性が 1 である通常の Cobb-Douglas 型生産関数では技術変化のバイアスを直接には把握できないことがわかる。

次に $A(t) \neq B(t)$ の場合を考えよう。(2-6) 式より $\sigma \geq 1$ によってバイアスの方向が異なってくるのがわかる。すなわち、

(i) $\sigma < 1$ のとき (a) $\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} > \frac{\dot{B}(t)}{B(t)}$ であれば、資本節約的、労働使用的技術変化

(b) $\frac{\dot{B}(t)}{B(t)} > \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ であれば、労働節約的、資本使用的技術変化

(ii) $\sigma > 1$ のとき (c) $\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} > \frac{\dot{B}(t)}{B(t)}$ であれば、労働節約的、資本使用的技術変化

(d) $\frac{\dot{B}(t)}{B(t)} > \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ であれば、資本節約的、労働使用的技術変化

ここで注意を要するのは、 $\sigma > 1$ の場合であろう。例えばケース(c)のように、資本の効率性の改善の方が大きいときに資本使用的技術変化が生じるような若干奇異な場合が考えうる。これは資本の効率性の改善は資本の投入量を節約するが、同時に資本の限界生産性は高くなっているから、要素の相対価格一定のもとで労働から資本への代替が生じる。このときもし代替の弾力性が十分に大きければ ($\sigma > 1$)、資本の節約分を上回る代替が生じ、結果として資本使用的になりうることを示している。

(3) 誘発的技術変化

経済の成長過程において技術変化が生じるとき、それは資本使用的・労働節約的の方向での偏向的技術変化が一般的であるが、これは技術変化そのものが本来的にそのような性格を有しているためであると考えられていた。このような見解は、技術変化が人間の知的好奇心や知識欲に起因するものであって、経済的要因によって方向付けられるものではないとする、従来支配的であった考え方に沿うものであった。Hicks はこのような見解に対して、技術変化はより高価となった要素を節約する方向へ誘発されて進むとして、労働節約的技術変化が生じるのは労働がよ

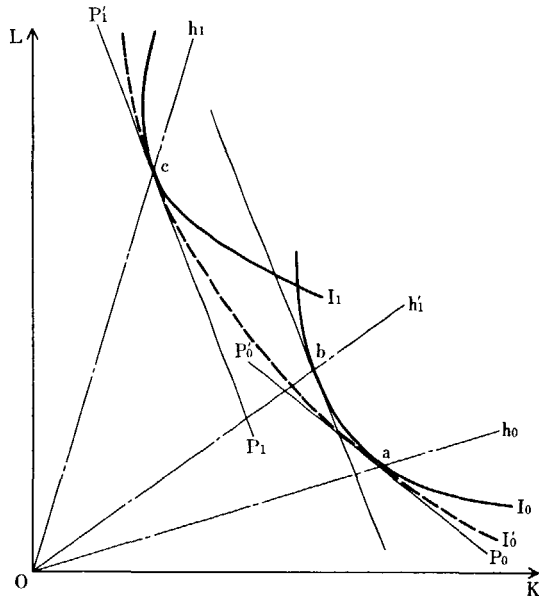
り高価になったからであると主張した。この立場は技術変化が経済内生的に決定される、あるいは経済的要因によって誘発されるとしていることから内生的技術変化、あるいは誘発的技術変化と呼ばれている。

この Hicks の主張はその後長らく注目を集めなかった。しかし 1957 年に Solow [27] が 1909 年から 1949 年の米国経済について行なった実証研究の中で、この間の労働生産性の上昇のうち、資本の増加によって説明できる部分はわずか 12.5% しかなく、残りの 87.5% は技術変化に起因していることを発見して以来、この分野への研究関心が高まるとともに、Hicks の主張に関して多くの議論が行なわれるようになった。中でも Salter [26; p. 43] は、「……経営者の関心は総費用の低減であって、労働あるいは資本費用といった特定の費用についてはない。労働費用が上昇するとき、総費用を減少させるような、どのような進歩でも歓迎されるのであって、それが労働を節約あるいは資本を節約して達成されるかどうかについては無関係である。……」、として Hicks に批判的立場をとり、この Salter の見解を支持するものも多い⁽⁷⁾。しかし Salter は既存の科学技術の中から新たに選択される技術をも要素代替として考えている点で技術変化の過程を把握するのに適当でない (Hayami and Ruttan [9; p. 56]) だけでなく、研究開発投資による費用の限界的節約分に関しても誤解がある (Binswanger [5; p. 25])。

その後、Ahmad [1] は科学技術の裏付けによって潜在的に実現可能な生産技術を表わす I P C (Innovation Possibility Curve) の概念を導入し、Hayami and Ruttan [9] は超生産関数 (metaproduction function) の概念によって、誘発的技術変化モデルの定式化を行なった。更にそれ以降、生産関数理論や計量経済手法の発展とあいまって、理論面のみならず実証面でも多くの研究が行なわれている⁽⁸⁾。

(4) 技術変化と代替の弾力性

次に誘発的技術変化を実証的に計測する際の問題点について若干の整理を行ない、次節への準備としよう。さきの議論において、要素の相対価格は技術変化の前後で不変と仮定されていた。しかし現実に技術変化の偏向性を計



第2図 偏向的技術変化と要素代替

測しようとするとき、一般に得られるのは、各時点⁽⁹⁾における異なった相対要素価格と要素投入量である。また、相対要素価格が現実に不変であれば、誘発的技術変化の検証そのものも意味がなくなろう。

さて第二図には2時点(0期→1期)間の要素価格の変化と生産関数のシフトが示されている。ここで観察可能なものは、0期における(相対)要素価格 P_0P_0' と要素投入量 a および1期の(相対)要素価格 P_1P_1' と要素投入量 c のみである。このとき要素投入比は Oh_0 から Oh_1 へシフトしているが、それより技術変化が生じたと言えるのであろうか。もし0期の真の技術が等産出曲線 I_0 で示されるものであり、第1期のそれが I_1 で示されるものであったとすれば、 a から c へのシフトのうち $a \rightarrow b$ は要素価格の変化に伴う要素間の代替による部分であり、 $b \rightarrow c$ が偏向的技術変化に起因する

シフトということになる。要素投入比率で言えば Oh_0 から Oh_1 へのシフトのうち Oh_1' から Oh_1 のシフト分だけ技術変化があったと言える。しかし、もし 0 期の技術が等産出曲線 I_0' で示されるようなものであったとすれば、 a から c へのシフト（あるいは $Oh_0 \rightarrow Oh_1$ ）は単なる要素価格の変化に伴う要素代替であって、技術変化は全く生じていないことになる。従って偏局的技術変化を把握するには、等産出曲線の曲率、すなわち代替の弾力性の値を知らねばならない。

(5) 多投入要素の場合の技術変化

今までの議論はすべて投入要素が 2 変数の場合に関するものであった。しかし実際の計測にあたって、特に農業における技術変化を考えると、資本と労働といった 2 変数に集計することはかなり非現実的である。しかし 3 変数以上の投入要素を考える場合、2 変数からの単純な一般化では処理できない新たな問題が生じてくる。それは (i) 生産関数上の制約条件の問題、(ii) 代替の弾力性の定義の問題である。前者の (i) については第 4 章で検討することとし、ここでは (ii) の代替の弾力性の定義に関して整理しておこう。

2 要素の場合の代替の弾力性 (σ) は次式で与えられる。

$$\sigma = - \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(r/w)} \Big|_{Y=\text{一定}} \dots\dots\dots (2-7)$$

ただし r , w はそれぞれ資本 (K), 労働 (L) の要素価格である。

要素市場の均衡条件 $r = F_K$, $w = F_L$ より (2-7) 式は、

$$\sigma = \frac{\frac{1}{KF_K} + \frac{1}{LF_L}}{-\frac{F_{KK}}{F_K^2} + \frac{2F_{KL}}{F_KF_L} - \frac{F_{LL}}{F_L^2}} \dots\dots\dots(2-8)$$

と書き表わせる。もし生産関数が一次同次であれば(2-8)式は単純に、

$$\sigma = \frac{F_KF_L}{FF_{KL}} \dots\dots\dots(2-9)$$

となる (Allen [2]; pp. 340-343).

次に3要素の場合として資本、労働の他に土地(A)が加わった生産関数を考えよう。

$$y = f(K, L, A) \dots\dots\dots(2-10)$$

(2-10)において、K, Lに関する代替の弾力性を(2-7)~(2-9)式で与えた場合、それは土地(A)を固定したもとの短期の代替の弾力性と解釈しうる (McFadden [16; p. 80])。しかしそれは等生産曲面に接した移動を意味するものではなく、従って要素市場の均衡は成立しない。そこで一般に3要素以上の場合はAllenによる代替の偏弾力性で定義される⁽¹⁰⁾(Allen [2; pp. 503-505])。

$$\sigma_{KL} = \frac{Kf_K + Lf_L + Af_A}{K \cdot L} \cdot \frac{F_{KL}}{F} \dots\dots\dots(2-11)$$

ただしFはfに関する縁付きヘッセ行列、F_{KL}はFのなかのf_{KL}余因数である。また生産関数が一次同次関数であれば、単位費用関数g(P)が定義できて、これより、

$$\sigma_{ij} = \frac{g_{ij}}{g_i g_j} \dots\dots\dots(2-12)$$

を得る (Uzawa [29]). ただし $g_i = \frac{\partial g}{\partial P_i}$, $g_{ij} = \frac{\partial^2 g}{\partial P_i \partial P_j}$ で P_i は要素価格である.

あるいは, (2-12) 式より,

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{S_j} \frac{\partial X_i}{\partial P_j} \cdot \frac{P_j}{X_i} = \varepsilon_{ij} / S_j \dots\dots\dots(2-13)$$

が導びかれる⁽¹¹⁾. ただし S_j は総費用にしろる j 要素のシェア, X_i は i 要素投入量, ε_{ij} は j 要素価格の変化に對する i 要素の交叉需要弾力性である. (2-13) 式より明らかなように, Allen の代替の偏弾力性は正負いずれの値も取りうるが, 正であれば当該要素間に代替関係が, 逆に負であれば補完関係にあることを示しており, 更に代替関係は補完関係よりも一般的である⁽¹²⁾.

- 注(5) 後述するように, 技術変化が中立的でなければある要素についてその投入量が絶対的に増加することもありうる. しかし本稿ではすべての要素について増加する場合は考えない.
- (6) (2-4) 式の簡単な導出は佐藤 [33] 参照せよ.
- (7) 例えば Ferguson [7].
- (8) 理論的研究に関しては Binswanger [5], 我が国における研究に関しては新谷 [34] のレビューを参照せよ.
- (9) 横断面分析もありうるが, ここでは時系列分析を行なう場合を想定して議論を進める.
- (10) その他の定義として McFadden による Shadow Elasticity of Substitution もある. その概要については McFadden [16], Mundlak [18] を参照せよ.
- (11) 生産関数が一次同次であるから費用関数は $C = Q \cdot g(P) \dots\dots(a1)$ と書ける. ただし Q はアウトプットである. (a1) を

P_i で偏微分して Shephard の定理を適用すれば $X_i = Q \cdot g_i \dots (a2)$. 更にこれを P_j で偏微分すれば $\frac{\partial X_i}{\partial P_j} = Q \cdot g_{ij}$
 $\dots (a3)$ を得る. (a2) (a3) を (2-12) 式に代入して整理すれば (2-13) 式を得る.
 (12) 詳しくは Allen [2; pp. 504-505, 513] を参照せよ.

3 分析モデル

前章でも述べたように農業における技術変化を計測しようとするとき、投入要素が2変数以上の場合を考慮しなければならない。多変数の場合において技術変化の偏向性（以下バイアスと呼ぶ）を計測したのものとして、すでに Binswanger [4] があるが、これはトランス・ログ生産関数を前提としており、また各要素のバイアスの結果のみを計測するものであった。本章では多要素の生産関数一般について、バイアスの結果のみならず、すべての要素価格が各要素のバイアスに与える影響を分析可能にするモデルを提示する。

まず、投入要素が n 個 (X_1, \dots, X_n) ある要素増大的生産関数を考えよう。

$$Q = f(E_1 X_1, \dots, E_n X_n) \dots \dots \dots (3-1)$$

ここで Q はアウトプット、 E_i は効率性係数であり、また生産関数は一次同次で良好に定義されている (well behaved) とする。

要素市場における完全競争均衡のもとで生産関数 (3-1) に対応する費用関数を、

$$C = G\left(\frac{P_1}{E_1}, \dots, \frac{P_n}{E_n}, Q\right) \dots \dots \dots (3-2)$$

としよう。ただし P_i は要素価格である。

生産関数 (3-1) は一次同次と仮定されているから、費用関数 (3-2) は、

$$C = Q \cdot g\left(\frac{P_1}{E_1}, \dots, \frac{P_n}{E_n}\right) \dots\dots\dots(3-3)$$

と書き直せる。ただし $g(\cdot)$ は単位費用関数である⁽¹³⁾。ここで要素価格は効率性係数 (E_i) によって割ってあるが、これは E_i の増加は P_i の低下と同一の効果をもつからである。すなわちこれは、

$$C = \sum_{i=1}^n P_i X_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{P_i}{E_i}\right) \cdot (E_i X_i)$$

より、効率性タームで測った要素投入量には、効率性係数で除した要素価格が対応することからも明らかであるう。

さて、(3-3) 式を各要素価格について偏微分し、Shephard の定理を適用すれば⁽¹⁴⁾、

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} = X_i = \frac{Q}{E_i} \left(\frac{\partial g}{\partial P_i}\right), \quad i=1, \dots, n \dots\dots\dots(3-4)$$

を得る。また単位費用数で表現した Allen の代替の偏弾力性は、第 2 章 (2-12) 式で次のように与えられていた。

$$\sigma_{ij} = \frac{g_i g_j}{g_i g_j} = \frac{g \cdot \frac{\partial^2 g}{\partial P_i \partial P_j}}{\frac{\partial g}{\partial P_i} \cdot \frac{\partial g}{\partial P_j}} \dots\dots\dots(2-12)$$

ここで (3-4) 式の両辺の対数をとって時間 (t) に関して微分すれば、

$$\frac{\dot{X}_i}{X_i} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} + \frac{1}{g_i} \sum_{j=1}^n g_{ij} \frac{P_j}{E_j} \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{E}_j}{E_j} \right) \dots\dots\dots(3-5)$$

を得る。ただしドットを付した変数は時間に関する微分を表わす。更に (2-12), (3-4) 式より導かれる

$$\frac{1}{E_j} = \frac{X_j}{Q} \cdot \frac{1}{g_j} = \frac{P_j X_j}{g_j Q} \cdot \frac{g}{g_j P_j} = S_j \cdot \frac{g}{g_j P_j}$$

の関係を使って (3-5) 式を整理すれば、

$$\frac{\dot{X}_i}{X_i} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} + \sum_{j=1}^n S_j \sigma_{ij} \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{E}_j}{E_j} \right) \dots\dots\dots(3-5)'$$

を得る。ただし S_j は要素 j のファクター・シェアである。

さて、第2章 (2-13) 式で示した Allen の代替の偏弾力性の定義より、 $S_j \sigma_{ij} = \epsilon_{ij}$ と書ける。ただし ϵ_{ij} は i 要素の j 要素価格に関する交叉需要弾力性であった。要素需要は要素価格に関して 0 次同次であるから、

$$\sum_j S_j \sigma_{ij} = 0 \dots\dots\dots(3-6)$$

を得る (Allen [2]; p. 504)。また、

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \sum_j S_j \left(\frac{\dot{X}_j}{X_j} + \frac{\dot{E}_j}{E_j} \right) \dots\dots\dots(3-7)$$

$$\sum_j S_j = 1 \dots\dots\dots(3-8)$$

であるから、(3-7) 式を (3-5)' 式に代入し、(3-6), (3-8) 式の関係を使って整理すれば次式を得る。

$$\sum_{j \neq i} S_j \left(\frac{\dot{X}_i}{X_i} - \frac{\dot{X}_j}{X_j} \right) = \sum_{j \neq i} S_j \sigma_{ij} \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{P}_i}{P_i} \right) + \sum_{j \neq i} S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \dots\dots\dots(3-9)$$

(3-9) 式左辺は、*i* 要素について他のそれぞれの要素との相対成長率を ファクター・シェアで加重平均したものと言える。ここでは、これを *i* 要素に関する「一般化された要素比変化率」(GCFP_{*i*}: Generalized Change in the Factor Proportion) と呼ぶことにする。(3-9) 式左辺、GCFP_{*i*} を書きなおせば、

$$\frac{\dot{X}_i}{X_i} - \sum_j S_j \frac{\dot{X}_j}{X_j} \dots\dots\dots(3-10)$$

を得る。これは全要素の平均成長率に対する *i* 要素の成長率の差と理解できよう。

さて、(3-9) 式右辺第 1 項は GCFP_{*i*} の変化のうち、要素価格の変化に起因する部分、言いかえれば、一定の等産出曲線上での要素代替を示している。また右辺第 2 項は技術変化のバイアスに起因する部分、すなわち等産出曲線のシフトを示している。つまり GCFP_{*i*} は (3-9) 式によって、技術一定のもとでの要素代替部分と、要素価格比一定のもとでの技術変化部分とに分解できるわけである。ここで第 2 章で述べたヒックスの偏局的技術変化の定義を (3-9) 式の *n* 要素の場合について定義しなおせば、右辺第 2 項に関して次のようになる。

$$B_i = \sum_{j \neq i} S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \begin{matrix} > & i \text{ 要素使用的技術変化} \\ = & \text{中立的技術変化} \\ < & i \text{ 要素節約的技術変化} \end{matrix} \dots\dots\dots(3-11)$$

すなわち、(2-6) 式でしめした 2 要素の場合の定義との関連で言えば、*i* 要素からみた他のすべての要素 *j* (*j* = 1, …, *i* - 1, *i* + 1, …, *n*) との間の相対的な技術変化のバイアスを ファクター・シェアで加重平均としたもの

として与えられることになる。

次に誘発的技術変化に関する Hicks の仮説を n 要素の場合について (3-9) 式に則して定義しよう。まず任意の 2 要素 (i, j) について考える。要素 i, j が代替関係 ($\sigma_{ij} > 0$) にあり、かつ代替の弾力性が極端に大きくない ($\sigma_{ij} < 1$) 限り、要素価格 P_i が P_j に比較して相対的に上昇すれば、要素 X_j に対して相対的に X_i を節約するような技術変化が誘発される。すなわち、(3-9) 式の右辺第 1 項の構成要素 $\left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{P}_i}{P_i}\right)$ が負 (正) であれば、第 2 項の対応する構成要素 $\left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i}\right)$ も負 (正) となり、両者の符号が一致する。また、もし両要素が補完関係 ($\sigma_{ij} < 0$) にあれば、両者の符号は逆転するが⁽¹⁵⁾、ある要素がすべての他の要素と補完関係にあることはなく、かつ代替関係が優勢である (Allen [2]) から、(3-9) 式右辺第 1 項と第 2 項の符号は一般に一致すると予想される。従ってこれら両者の間の符号の一致が長期的に観察されれば、Hicks の誘発的技術変化仮説は支持されると言える。

さきに n 要素の場合におけるヒックスの偏向的技術変化の定義を $GCFP_i$ によって与えたが、それはファクター・シェアによっても同様に定義でき⁽¹⁶⁾、(3-9) 式より容易に導びかれる。

まず第 i 要素のファクター・シェアの変化率は、

$$\frac{\dot{S}_i}{S_i} = \frac{\dot{P}_i}{P_i} + \frac{\dot{X}_i}{X_i} - \frac{\dot{Q}}{Q} \dots\dots\dots(3-12)$$

であり、また総産出は各要素にすべて配分されるから $Q = \sum_{j=1}^n P_j X_j$ である。従って、

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \sum_{j=1}^n S_j \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} + \frac{\dot{X}_j}{X_j} \right) \dots\dots\dots(3-13)$$

(3-13) 式を (3-12) 式に代入すれば,

$$\frac{\dot{S}_i}{S_i} = \sum_{j \neq i}^n S_j \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) + \sum_{j \neq i}^n S_j \left(\frac{\dot{X}_i}{X_i} - \frac{\dot{X}_j}{X_j} \right) \dots\dots\dots(3-14)$$

を得る. (3-9) 式を (3-14) 式に代入すれば,

$$\frac{\dot{S}_i}{S_i} = \sum_{j \neq i} (\sigma_{ij} - 1) \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) + \sum_{j \neq i} S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \dots\dots\dots(3-15)$$

を得る⁽¹⁷⁾. ここで (3-15) 式左辺の i 要素のファクター・シェアの変化率は, 右辺第 1 項の要素代替の項と第 2 項の技術変化のバイアスを示す項とに分離できたわけである. ヒックスの偏向的技術変化の定義は (3-15) 式の右辺第 2 項の符号条件によって, (3-9) 式の場合と全く同様に定義できる.

注(13) (3-2) から (3-3) 式の導出は, 例えば Varian [30; pp. 14-15] を参照せよ.

(14) Shephard [25]. この定理の簡単な導出については, 例えば Varian [30; p. 32] を参照せよ.

(15) 代替の弾力性が十分に大きい ($\sigma_{ij} > 1$) 場合も符号の逆転が生じることには注意を要する.

(16) 第 2 章で示した要素比率 (2-1) や限界代替率 (2-2) による定義を n 要素の場合にそのまま適用することは可能であるが, その場合にはすべての要素の組み合わせを見なければならず, はなはだ繁雑となる.

(17) Binswanger [4] はトランス・ログ生産関数を前提として同種の式を求めている.

4 生産関数の計測

前章において、誘発的技術変化仮説を n 要素の場合について検証するための分析モデルを提示した。この分析モデルによって実際の検証作業を行なうためには、代替の弾力性や効率性係数の値を知らねばならないが、本章では n 要素の生産関数の計測によってこれらのパラメーターを求める。

まず次節で n 要素の生産関数の関数型とその制約について検討し、生産関数のスペシファイを行なう。具体的には Sato [22] によって提唱された 2 段階 CES 型生産関数の拡張をはかる。

その計測には若干の準備が必要であるが、それも第 2 節で示される。第 3 節では第 2 節で準備した計測手段に従って、日本と米国の農業に関する長期時系列データによる計測を行なう。

(1) 理論的準備

技術変化のバイアスを計測するためには、第 2 章で検討したように、少なくとも代替の弾力性が $\sigma \neq 1$ でなければならない。従って $\sigma = 1$ を前提とする Cobb-Douglas 型生産関数はまず排除される。また要素間の代替関係を認めないレオンティフ・タイプの生産関数もここでの分析には不適當である。そこで一般に CES 型生産関数、あるいはより制約の少ないトランス・ログ型生産関数等が考えられる。

CES 型生産関数は文字通り代替の弾力性が一定と仮定されているが、その値は任意の水準を取りうる。2 要素の場合には、

$$Q = [m_1 X_1^{-\rho} + m_2 X_2^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}}, \quad -1 < \rho, \quad 0 \neq \rho \dots \dots \dots (4-1)$$

と表わされる。ただし X_1, X_2 は投入要素, m_1, m_2 は分配 (distribution) パラメーターで一般に $m_1 + m_2 = 1$ と仮定される。また ρ は代替 (Substitution) パラメーターで代替の弾力性 σ は $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ で示される⁽¹⁸⁾。

n 要素の場合には 2 要素 (4-1) 式の単純な拡張として,

$$Q = \left[\sum_{i=1}^n m_i X_i^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} \dots \dots \dots (4-2)$$

が考えられる。しかしこの場合すべての要素の組み合わせについて代替の弾力性は同一の値 $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ をとることになり非常に制約的である。そこでこの制約を緩めるためのいくつかの一般化が考えられている (Uzawa [29], Mukerji [17], Sato [22])。

例えば Uzawa [29] は,

$$Q = \prod_{i=1}^s B_i \ln Z_i, \quad Z_i = [m_{i1} X_{i1}^{-\rho_i} + m_{i2} X_{i2}^{-\rho_i}]^{-\frac{1}{\rho_i}} \dots \dots \dots (4-3)$$

を提唱した⁽¹⁹⁾。これは n 要素を s 組のグループに分割し、それぞれのグループ内の要素で CES 型を構成しつつ、各グループ間は Cobb-Douglas 型となっているもので、これより各グループ内の要素の代替の弾力性は $\sigma_i = \frac{1}{1+\rho_i}$ となり、各グループ間で異なった値をとりうる。しかし異グループ間の要素の間の代替の弾力性は常に 1 であり、実証分析に適用するにはなお制約が強いと言えよう。

そこで Sato [22] はグループ内の要素で CES 型を構成するだけでなく、各グループ間も CES 型となるいわゆ

る2段階CES型生産関数(Two level CES production function)を提示した。この場合には Uzawa のCES型生産関数とは異なり、異グループ間の代替の弾力性は任意の値をとりうる。それでも近年実証研究に適用されることの多いトランス・ログ型生産関数に比べれば、はるかに制約が多い。トランス・ログ生産関数は任意の生産関数を各要素に関して2階の項までテイラー展開した近似として与えられるもので、その意味で最も制約の少ない生産関数であると言えよう。

しかしながら2段階CES型生産関数はトランス・ログ型生産関数に比較していくつかの利点を有する。すなわち Kaneda [11]によれば、

- (i) 計測式に含まれるパラメーター数が少ない。
- (ii) 計測結果の解釈が容易である。
- (iii) 計測が容易でかつ安定的である。
- (iv) パラメーターは大局的に安定性を有する。

等が指摘されている。

ここで(i)はパラメーターに制約の多いことの反映でもあるが、要素数が多数でかつデータ数あるいはデータの情報量に制約が多い場合には特に重要であろう。さらに、本稿の分析に関して言えば、(3-9)式あるいは(3-15)式で示した分析モデルの計測において、技術変化のバイアスを表わす項目の各構成要素である $\left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_j}{E_j}\right)$; $i, j = 1, \dots, n$ に関する情報が必要であるが、2段階CES型生産関数によればこれを直ちに得ることができる点が最

も重要な利点であろう。

そこで本稿ではこの2段階CES型生産関数を適用する。実際の計測にあたっては4要素の場合を考えているので、以下4要素に特定して2段階CES型生産関数を検討しよう。

4要素 $X_i, i=1, \dots, 4$ を考える。このうち、 X_1 と X_2 また X_3 と X_4 はそれぞれ相対的に代替的な関係にあると仮定しよう⁽²⁰⁾。そこで2段階CES型生産関数の1段階は次のように書ける。

$$Z_1 = [\alpha(A_1(t)X_2)^{-\rho_1} + (1-\alpha)(A_2(t)X_1)^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \dots\dots\dots(4-4)$$

$$Z_2 = [\beta(A_3(t)X_4)^{-\rho_2} + (1-\beta)(A_4(t)X_3)^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}} \dots\dots\dots(4-5)$$

ただし $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1, -1 < \rho_i, i=1, 2$ であり、また $A_i(t), i=1, \dots, 4$ は各要素の効率性関数であつて時間 t の関数である。

ここで Z_1, Z_2 はそれぞれ要素グループ (X_1, X_2) と (X_3, X_4) の集計されたものとも考えることもできるが、これらは関数の定義上の便宜的な変数であつて必ずしも具体的な中間生産物の存在を仮定しているものではない。次に(4-4)、(4-5)式で定義された変数グループがまたCES型生産関数を構成する形で2段階目が定義される。すなわち、

$$Q = [\gamma Z_1^{-\rho} + (1-\gamma)Z_2^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}}, 0 < \gamma < 1, -1 < \rho \dots\dots\dots(4-6)$$

ここで代替の(直接)弾力性は(4-4)~(4-6)式より、

$$\sigma_1 = \frac{1}{1+\sigma_1}, \sigma_2 = \frac{1}{1+\rho_2}, \sigma = \frac{1}{1+\rho} \dots\dots\dots(4-7)$$

と表わせる。これより Allen の代替の偏弾力性は、

$$\left. \begin{aligned} \sigma_{12} &= \sigma + \frac{1}{S_1}(\sigma_1 - \sigma) \\ \sigma_{34} &= \sigma + \frac{1}{S_2}(\sigma_2 - \sigma) \\ \sigma_{13} &= \sigma_{14} = \sigma_{23} = \sigma_{24} = \sigma \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots(4-8)$$

ただし $S_1 = s_1 + s_2$, $S_2 = s_3 + s_4$, s_i は各要素のファクター・シェアである。

また (3-9), (3-15) 式と効率性関数との関係は、

$$\left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) = \left(\frac{\dot{A}_j(t)}{A_j(t)} - \frac{\dot{A}_i(t)}{A_i(t)} \right), \quad i, j = 1, \dots, 4 \dots\dots\dots(4-9)$$

となる。これより、(3-9), (3-15) 式で示される分析モデルを計測するためには (4-8) 式の Allen の代替の偏弾力性の値と効率性関数の成長率の差が得られれば良いわけである。

(2) 計測手続き

前節で 4 要素の 2 段階 CES 型生産関数をスペシファイしたが、本節ではその計測手続きを示そう。

まず (4-4), (4-5) 式を計測する上での困難を排除するため⁽²¹⁾、効率性関数 $A_i(t)$ を次のようにスペシファイしよう。

$$A_i(t) = e^{\delta_i t}, \quad i = 1, \dots, 4 \dots\dots\dots(4-10)$$

これより効率性関数の成長率は一定，すなわち， $\dot{A}_i(t)/A_i(t)=\delta_i$ となる。ここで δ_i ， $i=1, \dots, 4$ は i 要素の効率性係数 (factor augmenting coefficient) である。(4-10) 式を代入して (4-4)，(4-5) 式を書き直せば，

$$Z_1 = [\alpha(e^{\delta_1 t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)(e^{\delta_2 t} X_2)^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \dots \dots \dots (4-11)$$

$$Z_2 = [\beta(e^{\delta_3 t} X_3)^{-\rho_2} + (1-\beta)(e^{\delta_4 t} X_4)^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}} \dots \dots \dots (4-12)$$

さて，要素市場の完全競争を仮定して (4-11) 式より要素 X_1, X_2 に関する均衡条件を求めれば，

$$\frac{\partial Z_1}{\partial X_1} = \alpha[\alpha(e^{\delta_1 t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)(e^{\delta_2 t} X_2)^{-\rho_1}]^{-\frac{1+\rho_1}{\rho_1}} (e^{\delta_1 t})^{-\rho_1} X_1^{-\rho_1+1} = P_1/P \dots (4-13)$$

$$\frac{\partial Z_2}{\partial X_2} = (1-\alpha)[\alpha(e^{\delta_1 t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)(e^{\delta_2 t} X_2)^{-\rho_1}]^{-\frac{1+\rho_1}{\rho_1}} (e^{\delta_2 t})^{-\rho_1} X_2^{-\rho_1+1} = P_2/P \dots (4-14)$$

を得る。ただし P はアウトプット価格， P_i ， $i=1, 2$ は要素価格である。次に (4-13) 式を (4-14) 式で割れば，

$$\frac{\alpha}{1-\alpha} [e^{(\delta_1 - \delta_2)t}]^{-\rho_1} \left(\frac{X_1}{X_2}\right)^{-\rho_1+1} = \frac{P_1}{P_2} \dots \dots \dots (4-15)$$

(4-15) 式の対数をとって整理すれば，

$$\ln\left(\frac{X_2}{X_1}\right) = -\frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + \frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right) + \frac{\rho_1}{\rho_1+1} (\delta_1 - \delta_2)t \dots \dots \dots (4-16)$$

が求まる。(4-12) 式についても同様に要素 X_3, X_4 に関する均衡条件より次式を得る。

$$\ln\left(\frac{X_4}{X_3}\right) = -\frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) + \frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{P_3}{P_4}\right) + \frac{\rho_2}{\rho_2+1} (\delta_3 - \delta_4)t \dots \dots \dots (4-17)$$

更に2段階目についても同様の手続きに従えば、(4-6)式より、

$$\ln\left(\frac{Z_2}{Z_1}\right) = -\frac{1}{\rho+1}\ln\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) + \frac{1}{1+\rho}\ln\left(\frac{P_{Z_1}}{P_{Z_2}}\right) \dots\dots\dots(4-18)$$

を得る。ここで P_{Z_1}, P_{Z_2} はそれぞれ Z_1, Z_2 の価格であり、次式によって計算される。

$$P_{Z_1} = (P_1X_1 + P_2X_2)/Z_1 \dots\dots\dots(4-19)$$

$$P_{Z_2} = (P_3X_3 + P_4X_4)/Z_2 \dots\dots\dots(4-20)$$

さて、(4-16)、(4-17)式の計測から $\rho_1, \rho_2, \alpha, \beta, (\delta_1 - \delta_2), (\delta_3 - \delta_4)$ は求まるが、 $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ を分離することはできない。ところがこれは2段階目の(4-18)式の計測のために必要な Z_1, Z_2 が計算できないことを意味する。なぜなら Z_1, Z_2 は(4-11)、(4-12)式を通じて得られるが、それにはすべてのパラメーター、当然 $\delta_i, i=1, \dots\dots, 4$ の個々の値を知らねばならないからである。

そこで2段階目へ進むために次のような変換を行なおう。まず(4-11)式より、

$$\begin{aligned} Z_1 &= [\alpha(e^{\delta_1 t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)X_2^{-\rho_1} e^{-\rho_1 \delta_2 t}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \\ &= [\alpha(e^{(\delta_1 - \delta_2)t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)X_2^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} e^{\delta_2 t} \\ &= \hat{Z}_1 e^{\delta_2 t} \end{aligned}$$

すなわち、

$$\hat{Z}_1 = [\alpha(e^{(\delta_1 - \delta_2)t} X_1)^{-\rho_1} + (1-\alpha)X_2^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \dots\dots\dots(4-21)$$

あるいは Z_1 との関係で言えば、

$$\hat{Z}_1 = e^{-\delta_2 t} Z_1 \dots\dots\dots(4-21)'$$

(4-12) 式についても同様の手続きをとることにより、

$$\hat{Z}_2 = [\beta(e^{\delta_3 - \delta_4 t} X_3)^{-\rho_2} + (1 - \beta) X_4^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}} \dots\dots\dots(4-22)$$

あるいは、

$$\hat{Z}_2 = e^{-\delta_4 t} Z_2 \dots\dots\dots(4-22)'$$

更に (4-19) 式を、

$$\hat{P}_{Z_1} = (P_1 X_1 + P_2 X_2) / \hat{Z}_1 \dots\dots\dots(4-23)$$

と定義しなおせば、

$$\hat{P}_{Z_1} = e^{\delta_2 t} P_{Z_1} \dots\dots\dots(4-23)'$$

であり、同様に (4-20) 式に関して、

$$\hat{P}_{Z_2} = (P_3 X_3 + P_4 X_4) / \hat{Z}_2 \dots\dots\dots(4-24)$$

$$\hat{P}_{Z_2} = e^{\delta_4 t} P_{Z_2} \dots\dots\dots(4-24)'$$

となる。

さてここで、 \hat{Z}_1 の計算には ρ_1 , α の他に $(\delta_1 - \delta_2)$ が得られれば良く、個々の δ_1, δ_2 を知る必要はない。つまり \hat{Z} は (4-16) 式の計測結果から直ちに (4-21) 式を通じて計算できるわけである。 \hat{Z}_2 についても同様であり、(4-17) 式の計測によって得られるパラメーター $\beta, \rho_2, (\delta_3 - \delta_4)$ から計算できる。そこで2段階目の計測式 (4-18) 式を (4-21)' ~ (4-24)' の関係式を使って書きなおせば、

$$\ln \frac{\hat{Z}_2}{\hat{Z}_1} = -\frac{1}{\rho+1} \ln \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) + \frac{1}{1+\rho} \ln \left(\frac{\hat{P}_{Z_1}}{\hat{P}_{Z_2}} \right) + \frac{\rho}{1+\rho} (\delta_2 - \delta_1) t \dots\dots\dots(4-25)$$

を得る。これは $\hat{Z}_1, \hat{Z}_2, \hat{P}_{Z_1}, \hat{P}_{Z_2}$ の関数であり、1段階目の計測式(4-16), (4-17)式の計測結果から(4-25)式の計測を行なうことが可能である。さらに効率性係数についてみれば、(4-16), (4-17)式の計測より $(\delta_1 - \delta_2)$, $(\delta_3 - \delta_4)$ が求まり、更に(4-25)式の計測により $(\delta_2 - \delta_1)$ が求まる。これよりすべての要素の組み合わせについて効率性係数の差、 $\delta_i - \delta_j, i, j=1, \dots, 4$ を計算できることになる。

(3) 計 測

前節において、4要素の2段階CES型生産関数を計測するための手続きを示した。本節ではそれに従って実際のデータによる計測を行なうことにする。

計測に使用するデータは日本と米国の農業に関する長期時系列データである。ここで日本と米国を選んだのは両国の資源賦存と要素価格比が両極端にあり、このため過去100年の経済成長過程において、両国農業の技術変化や生産性の成長過程が非常に対照的に変化してきているからである。歴史的に、米国の農業成長は機械の大型化による労働生産性の上昇で行なわれた。これに対し、日本の農業成長は肥料を多用する改良品種の導入に代表されるような生物・化学的技術の進歩で土地の制約を緩和する方向で行なわれてきた。もちろん米国でも1930年頃からハイブリッド・コーンの普及といった生物・化学的技術の大幅な進歩があり、また日本でも1950年代以降機械化が急速に進んでいる。しかしそれでも生産性や技術の対照性は顕著であり、特に第2次世界大戦以前はその傾向が強い。

本稿では日米両国農業の技術変化の偏向性の分析を、2段階CES型生産関数によって行なうわけであるが、多要素の生産関数によって農業の技術変化の偏向性を計測しようとする試みは、トランス・ログ生産関数を米国農業に適用した Binswanger [4] 以降、同様の手法による研究が数多くなされている。しかしながら、2段階CES型生産関数は第3章(1)で述べたように、トランス・ログ型生産関数よりも計測がロバストで結果の解釈も容易であるだけでなく、バイアスの効果を各要素毎に分解できるという利点をもっている。これによって各要素間の技術変化の偏向性と要素価格の変化を対応づけた、誘発的技術変化仮説の検証が可能となるものである。

さて、まずデータの解説から始めよう。投入要素は労働(L)、土地(A)、機械(M)、肥料(F)の4種類であり、労働は労働時間で、土地は農用地面積をとった。また機械はトラクターおよび牛馬等の牽引用動物の馬力数合計、肥料は窒素、リン酸、カリ重量合計であって、それぞれ非農業部門から供給される労働代替的・土地代替的要素全体を表わす代理変数と考えている。更にこれらの要素価格および Allen の代替の偏弾力性等の推計に必要なファクター・シェアのデータも用意した。これらのデータは5年毎に作成されており、原則として土地などのストック変数は5カ年毎の表示年の値を、肥料などのフロー変数は表示年を中心とする5カ年の平均値をとった⁽²²⁾。また日本については1945、50年は要素価格に関する適切なデータが得られないのでこれを除外した。従って観測値は米国が21、日本が19となる。データの集計手続き、推定方法等の詳細は本稿付録基礎資料に示されている。

さて以上のデータにまず1段階目の計測式(4-16)(4-17)を適用するわけであるが、その際機械を労働の代替要素、肥料を土地の代替要素と考えているから、これらを(労働、機械)、(土地、肥料)のグループに分類する。従って計測式は、

$$\ln\left(\frac{M}{L}\right) = -\frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + \frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) + \frac{\rho_1}{\rho_1+1} (\delta_L - \delta_M)t \dots\dots\dots(4-26)$$

$$\ln\left(\frac{F}{A}\right) = -\frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) + \frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{P_A}{P_F}\right) + \frac{\rho_2}{\rho_2+1} (\delta_A - \delta_F)t \dots\dots\dots(4-27)$$

となる。ただし P_L, P_M, P_A, P_F はそれぞれ労働 (L), 機械 (M), 土地 (A), 肥料 (F) の要素価格である⁽²³⁾。また 2 段階目には (4-25) 式を適用する⁽²⁴⁾⁽²⁵⁾。1 段階目の計測には一般化最小自乗法 (GLS) を使用し (Zellner [32]), 2 段階目には通常の最小自乗法 (OLS) を使用した。

これらの計測にあたって、計測期間中の生産構造の変化を考慮してタイム・ダミー変数を加えた⁽²⁶⁾。日本についてはその前後で大きな構造変化があると考えられる第 2 次世界大戦前 (1880~1940年) と大戦後 (1955~1980年) に区分した。米国については日本ほど明確な区分は考えられないため、いくつかの区分を試みた結果、最も計測式の適合性の良い 1880~1925 年, 1930~1980 年で区分したが、米国において動物が機械に置き換わり、ハイブリッド・コーンの普及等生物・化学的技術の変化が始まったのがこの頃からと考えられるので妥当な区分であると言えよう。計測の結果は第 1 表に示されている。またこれより得られる Allen の代替の偏弾力性や効率性係数の値は第 2 表に示されている⁽²⁷⁾。ただし効率性係数はすべて肥料の効率性係数との差、すなわち $(\delta_i - \delta_F)$, $i=L, A, M$ として示されている。

注(18) 詳しくは Arrow; Chenery; Minhas; and Solow [3] を参照せよ。

(19) (4-3) 式は Uzawa によるものより若干簡略化して示してある。

(20) 厳密に言えばこれは生産関数が $f[g(X_1, X_2), h(X_3, X_4)]$ のように書ける、すなわち (X_1, X_2) と (X_3, X_4) に関し

第1表 2段階CES型生産関数の推計結果

回帰式 番号	被説明変数	回 帰 係 数					R^2	S. E.	D. W.
		定数項	要素価格	タイム・ トレンド	タイム・ダミー				
					切片	スロープ			
米 国									
1 段階目									
(R1)	機械/労働 (M/L)	-2.121 (0.114)	0.191 (0.110)	0.037 (0.017)	2.027 (0.120)	0.334 (0.013)	-	0.083	0.98
(R2)	肥料/土地 (F/A)	-0.174 (0.135)	0.349 (0.112)	0.183 (0.021)	0.176 (0.139)	0.073 (0.017)	-	0.102	1.39
2 段階目							0.997	0.099	1.18
(R3)		-0.514 (0.364)	0.191 (0.276)	0.198 (0.050)	0.611 (0.367)	-0.093 (0.042)			
日 本									
1 段階目									
(R4)	機械/労働 (M/L)	-1.160 (0.134)	0.111 (0.153)	-0.019 (0.023)	1.237 (0.125)	0.704 (0.052)	-	0.116	1.72
(R5)	肥料/土地 (F/A)	0.183 (0.132)	0.182 (0.210)	0.187 (0.042)	-0.099 (0.182)	-0.110 (0.047)	-	0.157	0.71
2 段階目							0.996	0.080	1.20
(R6)		0.055 (0.093)	0.239 (0.109)	0.219 (0.018)	-0.109 (0.116)	-0.582 (0.047)			

注. () 内は回帰係数の標準誤差。

第2表 偏向的技術変化(バイアス)計測のためのパラメーター値

国名	米 国		日 本	
	1880-1925	1930-1980	1880-1940	1955-1980
アレン代替の偏弾力性				
σ_{LM}	0.191	0.191	0.029	0.013
σ_{AF}	0.777	0.741	0.093	0.108
その他 ¹⁾	0.191	0.191	0.239	0.239
効率性係数 (肥料(F))を基準する相対値 ²⁾				
L	0.291	0.589	0.266	0.293
A	0.281	0.394	0.229	0.095
M	0.245	0.131	0.287	-0.477
ファクター・シェア				
s_L	0.540	0.403	0.507	0.429
s_M	0.190	0.310	0.103	0.138
$S_1 = s_L + s_M$	0.730	0.713	0.610	0.567
s_A	0.251	0.237	0.288	0.240
s_F	0.019	0.051	0.102	0.193
$S_2 = s_A + s_F$	0.270	0.288	0.390	0.433

注. 1) $\sigma_{LA}, \sigma_{LF}, \sigma_{MA}, \sigma_{MF}$.

2) 効率性係数 δ_i は $\delta_i - \delta_F$, $i=L, A, M$ で示されている.

て弱分離可能であることを仮定している. この意味するところは, 例えば X_2 の価格の変化が X_1/X_2 の構成比には影響を及ぼすが X_3/X_4 の構成比には影響しない (X_3, X_4 の絶対量は変化しうる) との仮定のもとにグループ分けが行なわれることに等しい.

(21) 効率性関数をスペシファイしない場合, いわゆる「不可能の定理」によって生産関数と分離できない. 詳しくは Diamond; McFadden; and Rodriguez [6] を参照せよ.

(22) これは各年データが初期において得られない, あるいは得られたとしても極めて不正確なためである.

(23) これらのデータはすべて1960年=1となるように規準化して使用した. 2段階目のデータに関しても同様である.

- (24) 2段階目のデータは1段階目の計測結果より次の手続きに従って求める ((4-21)~(4-24) 式参照)。

$$\hat{Z}_1 = [a(e^{\delta_L - \delta_M} t L)^{-\rho_1} + (1 - \alpha) M^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}}$$

$$\hat{Z}_2 = [\beta(e^{\delta_A - \delta_F} t A)^{-\rho_2} + (1 - \beta) F^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}}$$

$$\hat{P}_{Z_1} = (P_L L + P_M M) / \hat{Z}_1$$

$$\hat{P}_{Z_2} = (P_A A + P_F F) / \hat{Z}_2$$

- (25) 2段階目における Z_1 は機械と労働の関数、 Z_2 は土地と肥料の関数であるから、Sen [24] の呼称に従えばそれぞれ労働的投入要素、土地的投入要素の集計されたものと考えることができよう。従って労働的投入要素と土地的投入要素を分離可能 (Weakly Separable) とする仮定は妥当なものと言えよう。

- (26) タイム・トレンドに関するスロープ・ダミーと切片ダミーを加えた。価格のスロープ・ダミーは有意な結果が得られなかったので除外した。

- (27) Allen の代替の偏弾力性は、

$$\sigma_{LM} = \sigma + \frac{1}{S_1} (\sigma_1 - \sigma)$$

$$\sigma_{AF} = \sigma + \frac{1}{S_2} (\sigma_2 - \sigma)$$

$$\sigma_{LA} = \sigma_{LF} = \sigma_{AM} = \sigma_{MF} = \sigma$$

である ((4-18) 式参照)。ただし σ_1, σ_2 はそれぞれ1段階目の $L-M$ 関数 (4-26)、 $A-F$ 関数 (4-27)、 σ は2段階目の (4-25) 式より得られる代替の直接弾力性である。また S_1, S_2 はそれぞれ労働的、土地的要素全体のファクター・シェアであって、 S_1 は労働と資本 (ここでは機械) の、 S_2 は土地と経常要素 (ここでは肥料) のファクター・シェアの合計として示されている。

5 仮説の検証

ここでは第4章で計測した生産関数のパラメーターを第3章の分析モデルに適用することによって、誘発的技術変化仮説の検証を行う。

最初にタイム・ダミー変数で区別された各期ごとに検討しよう。それは第2表のパラメーター値と要素価格、投入量のデータの各期ごとの平均値を第3章(3-9)式に代入することによって得られる。その結果は第3, 4表に米国, 日本それぞれについて示されている。これらの表で要素間代替および技術変化のバイアスを示すマトリク

第3表 米国農業(1880-1925年, 1930-1980年)における要素代替と偏向的技術変化(バイアス)の効果の推定

(単位: %/5年)

	i/j	各要素間の効果				総効果
		L	A	M	F	
1880-1925:						
要素代替	L	-	0.05	-0.51	-0.05	-0.51
	A	-0.11	-	-0.57	-0.22	-0.09
	M	1.45	0.73	-	0.00	2.18
	F	1.44	2.94	-0.00	-	4.37
偏向的技術変化 (バイアス)	L	-	-0.19*	-0.70	-0.45	-1.34
	A	0.41*	-	-0.55	-0.12	-0.27
	M	1.98	0.73	-	-0.38*	2.34
	F	12.70	1.57	3.77*	-	18.04
1930-1980:						
要素代替	L	-	-0.14	-0.65	-0.25	-1.04
	A	0.24	-	-0.46	-0.86	-1.08
	M	0.34	0.36	-	-0.14	1.05
	F	1.98	3.98	0.88	-	6.83
偏向的技術変化 (バイアス)	L	-	-3.74	-11.49	-2.43	-17.66
	A	6.35	-	-6.61	-0.52	-0.77
	M	14.94	5.05	-	-0.54	19.45
	F	19.20	2.42	3.28	-	24.90

注. *印は誘発的技術変化仮説と整合的でない変化を示す。

スの各要素はそれぞれ (3-9) 式の $S_j \sigma_{ij} \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{P}_i}{P_i} \right)$ と $S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right)$ に対応している。従って、例えば第3表、米国の前期(1880~1925年)についてみればそのことがわかる。すなわち、まず第3表1行目は労働に関する要素代替を示しており、その右端の総効果は賃銀が他の要素より相対的に高価になったために、労働の投入量が0.51% (5カ年率; 平均値, 以下同じ) 減少したことを示している。そしてその行の2~4列は労働と他のそれぞれの要素との間の代替関係を示したものであったから、例えば3列目は労働と機械に関して、賃銀の上昇率が機械価格の上昇率よりも高かったために、労働から機械への要素代替が0.51%の率で生じたことを示している。同様に4列目は労働と肥料の、また2列目は労働と土地の代替関係であって、これらの合計が上述の総効果として5列目に示されているわけである。ただしこれらの関係が同一技術上で評価されていることは言うまでもない。同表の5~8行目はこの間の技術変化のバイアスを示しているが、例えば5行目は労働に関するものであり、労働のバイアスの総効果が-1.34%すなわち1.34%の率で節約的な技術変化が生じたことを示している。そして2~4列目が他の各要素との対応関係であって、例えば3列目は労働と機械について0.7%の率で労働節約的、機械使用的バイアスが生じたことを示している。これを要素代替との関係でみれば、賃銀が機械価格に比べて上昇するもとで、より高価となった労働を節約するように、労働節約的、機械使用的技術変化が生じたことが示されている。

結局、米国では1880年から1925年の間における技術変化のバイアスの総効果は労働節約的、機械使用的、肥料使用的、土地についてはほぼ中立的であったことがわかる。この傾向は1930年から1980年においても同じであるが、ただ労働節約的、機械使用的バイアスが強くなっている。これらの結果は、米国では歴史的に労働が最も希少

第4表 日本農業（1880-1940年，1955-1980年）における要素代替と
偏向的技術変化（バイアス）の効果の推定

（単位：%/5年）

	i/j	各要素間の効果				総効果
		L	A	M	F	
1880-1940 :						
要素代替	L	-	-0.36	-0.07	-0.59	-1.01
	A	0.64	-	-0.41	-0.18	0.05
	M	0.32	1.13	-	-0.06	1.39
	F	2.94	0.51	0.06	-	3.51
偏向的技術変化 (バイアス)	L	-	-0.81	0.22*	-2.04	-2.64
	A	1.43	-	0.46*	-2.10	-0.21
	M	-1.06*	-1.28*	-	-2.21	-4.55
	F	10.26	5.98	2.25	-	18.49
1955-1980 :						
要素代替	L	-	-0.40	-0.10	-2.56	-3.06
	A	0.71	-	-1.66	-1.01	-1.96
	M	0.32	2.89	-	0.09	3.30
	F	5.69	1.26	-0.06	-	6.88
偏向的技術変化 (バイアス)	L	-	-3.63	-10.49	-4.31	-18.44
	A	6.50	-	-6.01	-1.63	-1.14
	M	32.61	10.44	-	7.01	50.07
	F	9.59	2.03	-5.01	-	6.60

注. *印は誘発的技術変化仮説と整合的でない変化を示す。

であり，この希少な要素を節約して工業化によって価格が低下した機械や肥料を使用する技術変化があったとする見解と整合的である。

次に第4表で日本についてみれば，1880年から1940年間の技術変化のバイアスの方向は，米国の1880年から1925年における方向と似かよっている。ただ主な違いは米国が機械使用的であるのに対し，日本は機械節約的なことである。これは日本では土地一労働比率が低く，また農家の経営規模も小さいために，戦前の技術変化は主に肥料の限界生産性を増加させる方向に進んだためと考えられる。ところが戦後になると非農業

部門の労働吸収が強く農業労働力が急速に減少した結果、賃金率は他の要素よりも急速に上昇した。これに対応して戦後の日本では労働節約的で、肥料や機械使用的バイアスが生じた。なかでも機械使用的バイアスは顕著である。結局、日本の技術変化のバイアスの方向は、労働が他の要素に比べて相対的に希少になるに伴い、米国のバイアスの方向に接近してきていると言えよう。

誘発的技術変化仮説の検証は、バイアスの効果を示すマトリクスと、これに対応する要素代替のマトリクスを比較することによって行なえる。第1, 2表の結果から Allen の代替の偏弾力性はすべて正の値（かつ1を超えない）が得られていたから、両マトリクスのそれぞれ対応する要素の符号が一致すれば、誘発的技術変化仮説に整合的であると言える。これを第3, 4表で検討してみよう。各表において符号が一致していないものには星印が付けてある。米国、日本とも後半の期間については仮説と矛盾するケースは全くない。ただ、米国の前半期（1880~1925年）については12のうち4個に矛盾がある。また日本の戦前期（1880~1940年）についても4個の矛盾を含む。しかしこのような長期データの精度を考慮すれば、これら第3, 4表の結果は誘発的技術変化仮説を強く支持していると言えよう。

さて、技術変化のバイアスの方向と要素価格の動向の歴史的变化をみるために、バイアスと要素価格の指数を作成しよう（基礎資料 C1, C2 表参照）。まず相対要素価格指数であるが、これは4要素に関する集計的要素価格指数で各要素価格をデフレートして求めた。集計的要素価格指数は各要素をファクター・シェア（現実値）でウェイト付けして集計したものをチェーン・リンクして作成した⁽²⁶⁾。

次にバイアスの指数であるが、これには (3-15) 式で定義したファクター・シェアの変化率を用いることにする。

(3-15) 式左辺のファクター・シェアの変化率から右辺第1項の要素代替の効果を差し引けば、要素価格一定のもとでのバイアスの効果、すなわち偏向的技術変化のみに起因するファクター・シェアの変化率が求まる。これを b_{it} で表わそう。

$$b_{it} \left| \begin{array}{l} = \frac{\dot{S}_{it}^*}{S_{it}^*} - \sum_{i \neq j} S_{jt}^* (\sigma_{ijt}^* - 1) \left(\frac{\dot{P}_{jt}}{P_{jt}} - \frac{\dot{P}_{it}}{P_{it}} \right) \dots\dots\dots(5-1) \\ \text{要素価格比一定} \end{array} \right.$$

$$B_{it} = S_{i,1880} \times \prod_{k=1880}^{t-1} (1 + b_{ik}) \dots\dots\dots(5-2)$$

ただし S_{it}^* は t 年における i 要素のファクター・シェアであるが、これは現実の値ではなく、

$$S_{it}^* = B_{it}$$

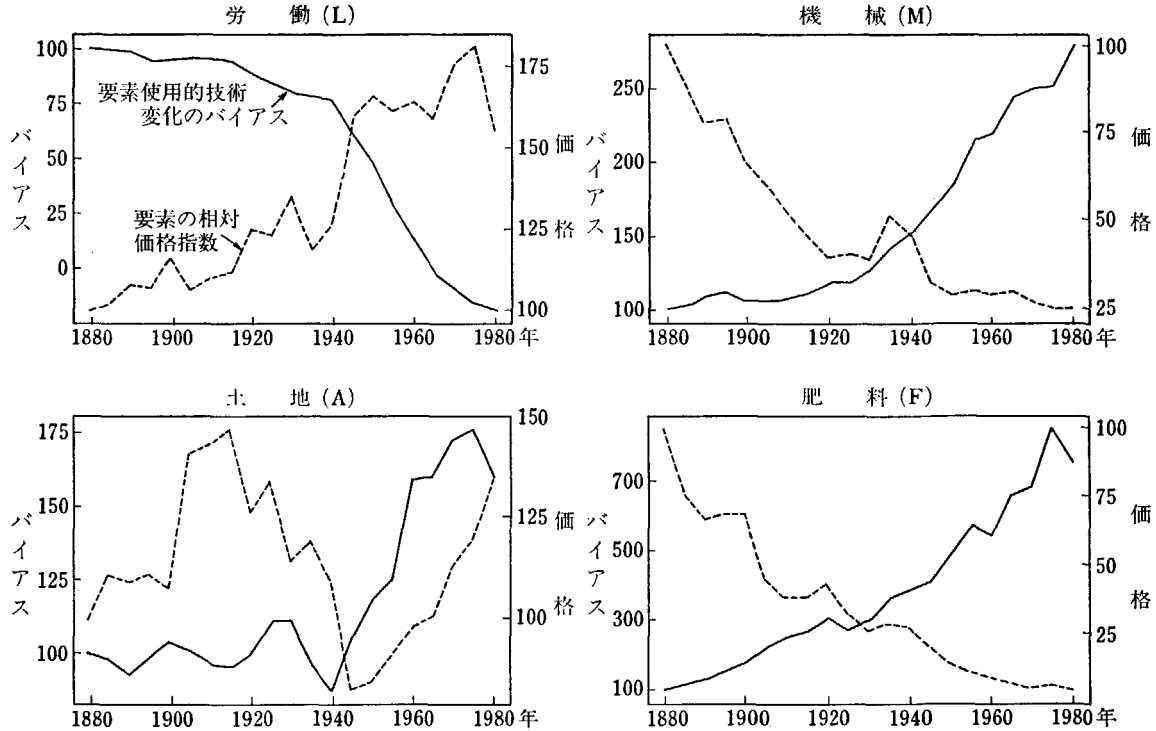
によって求めたものである。また Allen の代替の偏弾力性 σ_{ijt}^* の計算にも、この S_{it}^* を使用している。

ここで B_{it} は 1880 年以降の要素価格比一定のもとで評価した t 年における理論的ファクター・シェアで、いわば「固定価格要素シェア (constant-price factor share)」とも呼ぶべきものである。結局、バイアスの指数は i 要素の t 期に関して、

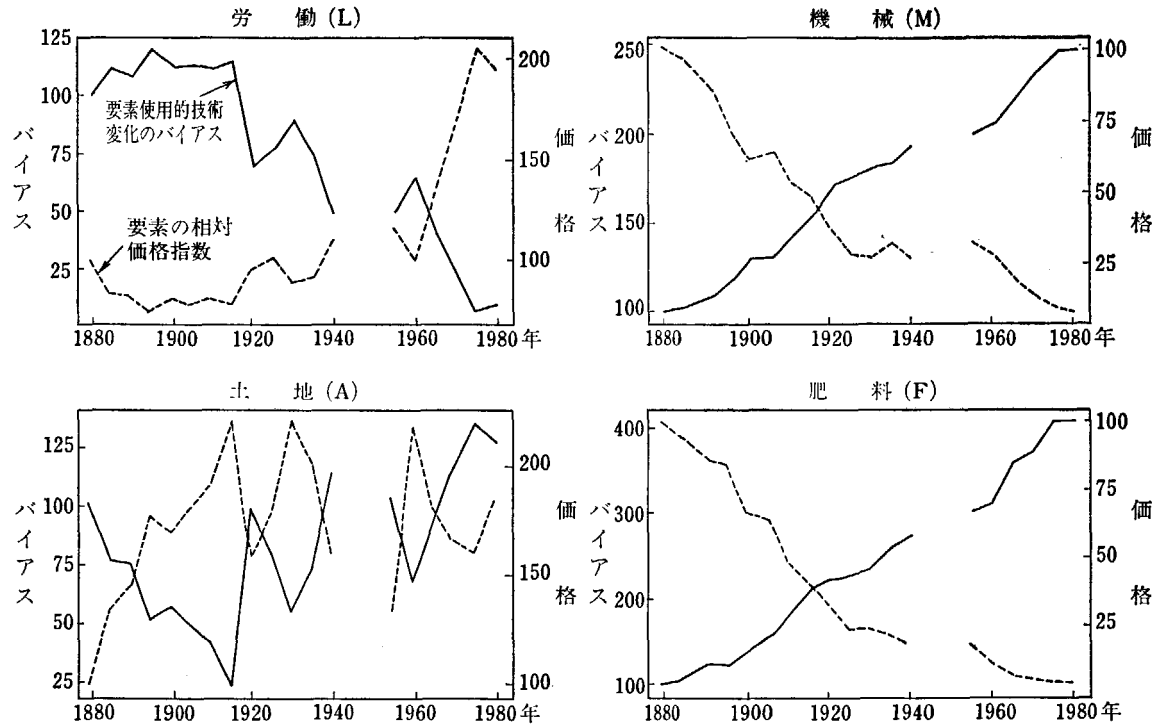
$$(B_{it}/S_{i,1880}) \times 100$$

で与えられる。なお付録、基礎資料 C1, C2 表には B_{it} の各年 (5 年毎) 値が示されている。

上記手続きによって求めたバイアスと要素価格指数を比較したものが、第三、四図にそれぞれ米国と日本につい



第3図 技術変化のバイアス ($B_{it}/S_{i,1880}$) と要素の相対価格指数の比較, 米国, 1880~1980年 (1880年=100)



第4図 技術変化のバイアス ($B_{it}/S_{i,1880}$) と要素の相対価格指数の比較, 日本, 1880~1940, 1955~1980年
(1880年=100)

て示されている。それによれば、日米両国ともにバイアスの指数と要素価格指数は一部の例外を除いてほぼ負に相関している。このことは相対的に安価になった要素をより使用するようなバイアスが生じるとする誘発的技術変化仮説を支持している。またこれらの図は第3、4表の結果とも非常に整合的である。しかし日本の場合について、第4表では観察されなかった新たな知見が第四図から得られる。第4表で日本の戦前(1880~1940年)では、労働が節約的で土地が中立的に示されていたが、第四図によれば、1915年以前の段階で、労働使用的で土地節約的なバイアスが観察される。これは1915年以前の要素価格の動きが、賃銀が低下し土地の価格が上昇していたことに対応しており、1915年以降、価格の動きが逆転するに伴いバイアスの方向も逆転している。

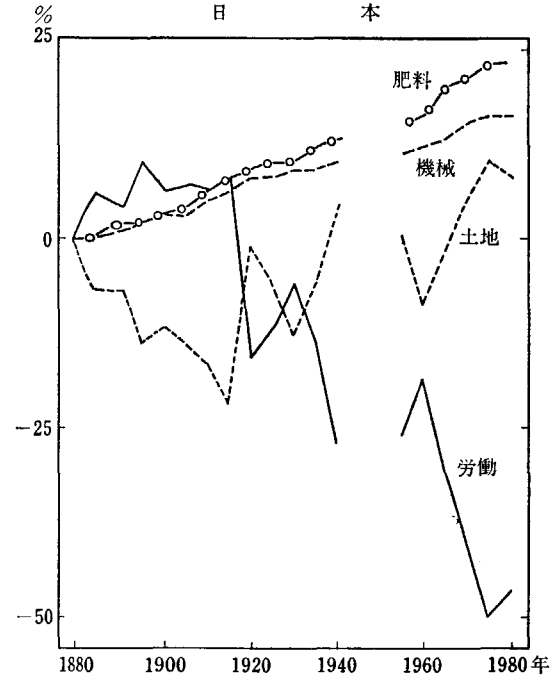
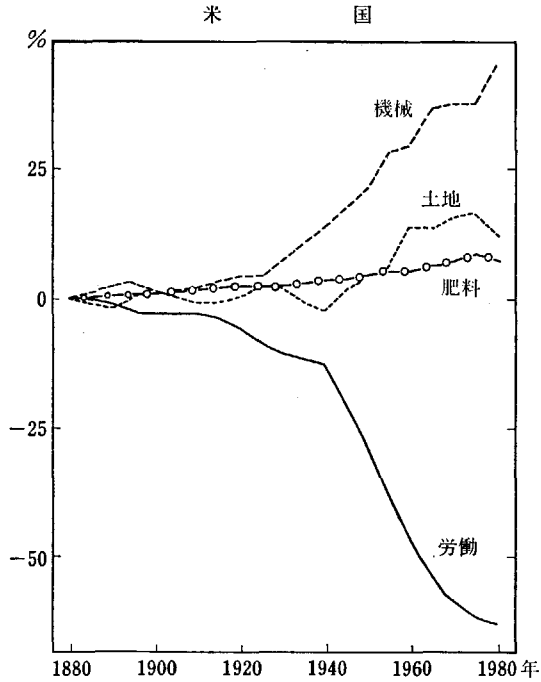
米国についてみれば(第三図)、土地について戦後期にバイアスと地価の動きに矛盾がある。すなわち、地価が上昇しているなかで土地使用的なバイアスが生じている。この矛盾の原因として、供給が非弾力的でかつ農業内の要素についてバイアスの原因と結果を事後的にデータから検証するのが難しいことが考えられる(Binswanger [5; p. 216])。土地の供給が非弾力的なもとで地価が下落し、これに誘発された土地使用的技術変化の反応が強く、非常に土地使用的に作用するとすれば、そのような技術変化がなかったときほど価格は下落しないであろうし、むしろ上昇する可能性すらありうる。このような可能性を考慮すれば、米国における土地の矛盾は誘発的技術変化仮説を否定するほどの根拠にはならないと考えられる。

さて、以上の結果を本稿と同じく時系列データを使用して偏向的技術変化の計測を行なった他の研究の結果と比較してみよう。米国農業に関する代表的なものとして Binswanger [4] があるが、これはここでの結果とほぼ一致している。しかし Binswanger では機械使用的バイアスと機械価格の上昇という矛盾が生じており、彼は技術変

化に機械使用的な方向への根源的（外生的）技術変化があるとの結論を出している。しかしこれは価格のデータに問題のあることが Kislev and Peterson [14] によって指摘されている。また日本に関する分析としては Nghiep [19] があるが、その結果も本稿のものとほとんど一致している。ただ Nghiep では初期の段階での労働使用的バイアスが観察されていない。これは労働のデータが本稿の場合と異なり、労働時間でなく労働者数であることと、1903年以降を分析対象としており、労働使用的バイアスが生じた期間を十分にカバーしていないことに原因があると考えられる。

さて、第三図、第四図で使用した技術変化のバイアスの指数 ($B_{it}/S_{i,1880}$) は、ファクター・シェアの $\dot{B}_{it}/\dot{S}_{i,1880}$ として示されていた。この指数は投入要素がバイアスによって変化する速度を測るのには適当な指標であるが、農業生産の費用構造への絶対的な影響の大きさをみるには適当でない。例えば、ある要素 i のバイアスの成長率 ($\dot{B}_{it}/\dot{S}_{i,1880}$) が高くても、当初のその要素のファクター・シェア ($S_{i,1880}$) が非常に小さければ、バイアスのファクター・シェアに与える絶対的影響は小さい。他方、指数が緩やかな速度で上昇していても、当初のファクター・シェアが大きければファクター・シェアの変化の絶対量は大きくなる。そこで、バイアスが生産の費用構造に及ぼす絶対的な効果をみるために、 t 年における要素価格一定のもとでのファクター・シェア（理論値、 B_{it} ）と基準年のファクター・シェア ($S_{i,1880}$) の絶対的な乖離 ($B_{it} - S_{i,1880}$) を見てみよう。ここでシェアの乖離は技術変化のバイアスによるファクター・シェアの累積的变化とも呼ぶべきものである。

このファクター・シェアの累積的变化は第五図に米国と日本を比較する形で示してある。それによれば、農業生産の費用構造に及ぼすバイアスの絶対的な効果は日米間で非常に対照的である。米国では、技術変化のバイアスは



第5図 技術変化バイアスによるファクター・シェアの累積的变化 ($B_{it}/S_{i,1880}$), 日米比較, 1880~1980年

総費用における機械のシェアの大幅な増加と、労働のシェアの大幅な減少をもたらしている。また肥料使用的バイアスの成長率 ($B_{it}/S_{i,1880}$) が第三図では高かったが、そのファクター・シェアの構造に与える絶対的な変化は無視しうるほど小さい。これは米国の初期の肥料のシェアが非常に小さいためである (1880年で1.1%)。結局、米国農業において技術変化のバイアスはその生産費用構造に与えた主な影響は、労働節約的、機械使用的バイアスであったと言える。

これとは対照的に、日本では肥料使用的バイアスの効果が最も大きく、次が機械であり、また労働が最も節約的な効果を及ぼしている。しかし、1915年以前の初期の段階において、土地節約的、労働使用的な効果が大きいことが注目される。これは初期の段階では、労働が比較的豊富であり、土地が農業生産における主要な制約要因になっていたために、技術変化の努力は土地を労働に代替する方向に向けられたと考えられる。しかしその後非農業部門からの労働力の吸収によって労賃が上昇し、技術変化の方向は労働を節約して、機械や肥料に代替する方向に変化したと言えよう。

結局、日米両国の農業成長の歴史的過程を考え合わせれば、両国の技術変化のバイアスの対照性は、誘発的技術変化仮説で整合的に説明できると言えよう。

注(28) 集計的要素価格指数 (I_t : aggregate input price index, chain linked) は次のように定義される。

$$I_1 = \sum_j \alpha_{j0} \frac{P_{j1}}{P_{j0}},$$

$$I_2 = \left(\sum_j \alpha_{j0} \frac{P_{j1}}{P_{j0}} \right) \times \left(\sum_j \alpha_{j1} \frac{P_{j2}}{P_{j1}} \right),$$

$$\vdots$$

$$I_t = \left(\sum_j \alpha_{j0} \frac{P_{j1}}{P_{j0}} \right) \times \left(\sum_j \alpha_{j1} \frac{P_{j2}}{P_{j1}} \right) \times \dots \times \left(\sum_j \alpha_{jt-1} \frac{P_{jt}}{P_{jt-1}} \right)$$

ただし P_{jt} , α_{jt} はそれぞれ t 期における j 要素価格, ファクター・シェアである。

6 結 語

本稿では誘発的技術変化の偏向性を計測するための分析モデルを提示し、またそのモデルによる検証を可能とするための情報を与える2段階CES型生産関数の計測手続きを示した。更にこの2段階CES型生産関数を使って、日本と米国の農業の過去100年間の技術変化のバイアスを計測し、それに対応する要素価格の変化をみることによって、誘発的技術変化仮説の検証を行なった。それによれば、米国と日本では技術変化のバイアスの影響は異なっており、その違いは要素価格の変動に反映される資源の希少性の違いによって説明されることが確認された。

日本と米国では資源賦存が非常に異なるにもかかわらず、共に農業産出と生産性の高い成長を達成してきた。この成功の原因は要素価格というシグナルによって希少な資源から豊富な資源を使用する方向へ技術を変化させることが可能であったことにあると考えられる。このことは一般に農業成長政策において、要素価格のシグナルに対応できる研究開発や普及組織をもつことと同時に、要素の希少性を十分に反映した要素価格が有効に機能するような市場機構を発展させることが必要であることを示唆している。

多くの開発途上国では人口増加率自体が相対的に高いだけでなく、非農業労働部門への農業労働力の吸収も十分でないため、農村人口の絶対的増加と、それに伴う土地資源の急激な悪化に直面している。本稿の分析結果に照ら

せば、このような状況において誘発されるであろう技術変化は土地節約的方向に向かうものであると予想される。事実、1970年代のアジア諸国における米麦の高収量品種の普及、いわゆる「緑の革命」は、この方向に沿った技術変化であると言えよう。その意味で「緑の革命」、そして IRRI 等の研究機関がそこで果たした役割は高く評価されなければならないであろうし、また先進国からこれら開発途上国への農業技術の移転に際しても、両者の資源賦存の違いが十分に考慮に入れられねばならないと考えられる。もちろん本稿での分析は研究開発投資を明示的に扱ったものではなく、その意味で誘発的技術変化のメカニズムそのものを定量的に把握したものではない。この点は今後の課題である。

〔引用文献〕

- [1] Ahmad, Syed. "On the Theory of Induced Innovation." *Economic Journal* 76 (June 1966): 344-57.
- [2] Allen, R. G. D. *Mathematical analysis for Economists*. London: MacMillan, 1950.
- [3] Arrow, K. J.; Chenery, B. H.; Minhas, B. S.; and Sollow, R. M. "Capital-labor Substitution and Economic Efficiency." *Review of Economics and Statistics* 43 (August 1961): 225-50.
- [4] Binswanger, H. P. "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production". *American Economic Review* 64 (December 1974): 964-76.
- [5] Binswanger, H. P. "Measured Biases of Technical Change: The United States." in H. P. Binswanger and V. W. Ruttan eds., *Induced Innovation*. Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1978, pp. 215-42.
- [6] Diamond, Peter; McFadden, Daniel; and Rodriguez, Miguel. "Measurement of the Elasticity of Factor

- Substitution and Bias of Technical Change.” in M. Fuss and D. McFadden eds., *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1978, pp. 125-47.
- [7] Ferguson, C. E. *The Neoclassical Theory of Production & Distribution*. Cambridge: Cambridge University Press, 1969.
- [8] Hayami, Yujiro, and Ruttan, V. W. “Factor Prices and Technical Change in Agricultural Development: The United States and Japan: 1880-1960.” *Journal of Political Economy* 78 (September/October 1970): 1115-41.
- [9] Hayami, Yujiro, and Ruttan, V. W. *Agricultural Development: An International Perspective*. Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1971.
- [10] Hicks, J. R. *The Theory of Wages*, 2nd ed. London: MacMillan, 1963 (1st ed. 1932).
- [11] Kaneda, Hiromitsu. “Specification of Production Functions for Analyzing Technical Change and Factor Inputs in Agricultural Development.” *Journal of Development Economics* 11 (August 1982): 97-108.
- [12] Kawagoe, Toshihiko; Otsuka, Keiji; and Hayami, Yujiro. “Induced Bias of Technical Change in Agriculture: The United States and Japan, 1880-1980.” mimeo, 1984.
- [13] Kennedy, Charles. “Induced Bias in Innovation and the Theory of Distribution.” *Economic Journal* 74 (September 1966): 541-7.
- [14] Kislev, Yoav, and Peterson, Willis. “Induced Innovation and Farm Mechanization.” *American Journal of Agricultural Economics* 63 (August 1981): 562-65.
- [15] Lucas, R. E. Jr. “Tests of a Capital-Theoretic Model of Technological Change.” *Review of Economic Studies* 34 (April 1967): 175-80.

- [16] McFadden, Daniel. "Estimation Techniques for the Elasticity of Substitution and Other Production Parameters." in M. Fuss and D. McFadden eds., *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1978, pp. 73-123.
- [17] Mukerji, V. "A Generalized S. M. A. C. Function with Constant Ratios of Elasticity of Substitution." *Review of Economic Studies* 30 (October 1963): 233-36.
- [18] Mundlak, Yair. "Elasticities of Substitution and the Theory of Derived Demand." *Review of Economic Studies* 35 (April 1968): 225-36.
- [19] Nghiep, L. T. "The Structure and Changes of Technology in Prewar Japanese Agriculture." *American Journal of Agricultural Economics* 61 (November 1979): 687-93.
- [20] Radner, Roy. "A Behavioral Model of Cost Reduction." *Bell Journal of Economics* 6 (Spring 1975): 196-215.
- [21] Samuelson, P. A. "A Theory of Induced Innovation along Kennedy, Weizacker Lines." *Review of Economics and Statistics* 47 (November 1965): 343-56.
- [22] Sato, Kazuo. "A Two-Level Constant Elasticity of Substitution Production Function." *Review of Economic Studies* 34 (April 1967): 201-18.
- [23] Sato, Ryuzo. "The Estimation of Biased Technical Progress and the Production Function." *International Economic Review* 11 (June 1970): 179-208.
- [24] Sen, A. K. "The Choice of Agricultural Techniques in Underdeveloped Countries." *Economic Development and Cultural Change* 7 (April 1959): 279-85.

- [25] Shephard, R.W. *Theory of Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press, 1970.
- [26] Salter, W.E.G. *Productivity and Technical Change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1960.
- [27] Solow, R.M. "Technical Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics* 39 (August 1957): 312-20.
- [28] Solow, R.M. "Some Recent Developments in the Theory of Production." in M. Brown ed., *The Theory and Empirical Analysis of Production*. New York: Columbia University Press, 1967, pp. 25-50.
- [29] Uzawa, Hirofumi. "Production Functions with constant Elasticity of Substitution." *Review of Economic Studies* 29 (October 1962): 291-99.
- [30] Varian, H.R. *Microeconomic Analysis*. New York: Norton, 1978.
- [31] Yamada, Saburo. "The Secular Trends in Input-Output Relations of Agricultural Production in Japan, 1878-1978." in Hou, Chi-ming, and Yu, Tzong-shian eds., *Agricultural Development in China, Japan and Korea*. Taipei: Academia Sinica, 1982, pp. 47-120.
- [32] Zellner, Arnold. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias." *Journal of American Statistical Association* 57 (June 1962): 348-68.
- [33] 佐藤隆三『経済成長の理論』(勁草書房, 1968年).
- [34] 新谷正彦「日本農業の分配率, 生産関数, 技術進歩の計測: 展望」(『西南学院大学経済学論集』第17巻第3号, 1982年).
- [35] 新谷正彦, 速水佑次郎「農業における要素結合と偏向的技術進歩」(大川一司, 南亮進編『近代日本の経済発展』, 東洋経済新報社, 1975年), 228-248頁.

〔付録〕 基礎資料

本付録の目的は本文で使用した日本と米国の農業に関する時系列データの集計手続き、出典等を提示することにある。

データは1880年から1980年の間、5カ年毎にとられた長期時系列データであり、土地、労働、機械、肥料の四つの投入要素について、その要素投入量、要素価格およびファクター・シェアを作成した。ここで5年毎のデータとしたのは各年データが初期の段階で入手できない、あるいは信頼性が低いためである。ストック変数（土地、機械）については表示年単年の値を、フロー変数（労働（時間）、肥料）については表示年を中心とする5カ年平均値をとった。更に要素価格については調整のラグを考慮して、原則として表示年を終点とする5カ年平均値をとった。各データの集計結果は付表A1, A2に示されている。またいくつかの文献については以下の略号を使用した。

H-R : Hayami, Yujiro, and Ruttan, V. W. *Agricultural Development: An International Perspective*. Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1971.

物質：農林水産省統計情報部『農村物価賃金統計』

Yamada : Yamada, Saburo. "The Secular Trends in Input-Output Relations of Agricultural Production in Japan, 1878-1978." in Hou, Chi-ming, and Yu, Tzong-shian eds., *Agricultural Development in China, Japan and Korea*. Taipei: Academia Sinica, 1982, pp.47-120.

Agri. Stat. : U. S. D. A. *Agricultural Statistics*. Washington, D. C.

Agri. Price : U. S. D. A., Economics and Statistics Service. *Agricultural Prices*. Washington, D. C.

Hist. Stat. : U. S. D. C., Bureau of the Census. *Historical Statistics of the United States, Colonial time to 1970*,

Part I. Washington, D. C., 1975.

Prod. Effi. : U. S. D. A., Economic Research Service. *Production and Efficiency Statistics*. Washington, D. C.

A. 要素および要素価格

1 労働 (L)

日本、米国ともに総農業労働時間である。

(1) 米国

U. S. D. A., E. S. C. S. *Changes in Farm Production and Efficiency, 1978*. Statistical Bulletin No. 628 (January 1980): Table 32 (all farm work) による。ただしこれからは1910~1978年の数値(各年値)しかとれないので、1880年から1910年に関しては、1915~1920年の(総労働時間/総労働者数)の平均値(2.0445)を1880~1910年の総労働者数に乗じて推定した。ただし総労働者数はH-R, Table C-2, U3による。1980年に関しては1975~1978年の総労働時間の年平均成長率(-3.88%/年)によって1978年値から延長して推定した。

(2) 日本

Yamada, Table 5 (6) (work hours, total) による。ただし1980年については、1965~1975年の平均減少時間(30億時間/5年)を1975年値から差し引いて求めた。

2 土地 (A)

米国については農用地面積 (agricultural land area), 日本については耕地面積 (arable land area) である。

(1) 米国

すべての数値はセンサス年におけるものであって、各年についてそれぞれ以下の資料より得た。

1880, 1890年 : U. S. D. A. *Major Statistical Series of the U. S. Department of Agriculture*. Agricultural Handbook No. 118, Vol. 2 (Sept. 1957) : p. 4.

1900年 : U. S. D. A., E. S. C. S. H. T. Frey. *Major Uses of Land in the United States: 1974*. AER-440 (Nov. 1979) : p. 4.

1910, 20, 30年 : *Agri. Stat.*, 1979, p. 419.

1940, 50, 60, 70, 75, 80年 : *Agri. Stat.*, 1981, pp. 417, 418.

1955, 65年 : U. S. D. A., E. R. S. *Major Uses of Land and Water in the United States with Special Reference to Agriculture, Summary for 1964*. AER-149 (Nov. 1967) : p. 6.

ただし上記以外の年についてはそれぞれ前後年の平均値とした。

(2) 日本

1880~1960年 : Yamada, Saburo, and Hayami, Yujiro. Appendix J for "Agricultural Growth in Japan, 1880-1970". in Yujiro, Hayami; V. W. Ruttan; and H. M. Southworth eds., *Agricultural Growth in Japan, Taiwan, Korea, and Philippines*. Honolulu: Univ. Press of Hawaii, 1979, pp. 230-63, Table J-4, Arable land, Total (6).

1960~1980年 : 農林水産省統計情報部『耕地及び作付面積統計』(各年版)の「田畑耕地面積合計」による。

3 機械 (M)

機械はトラクター (耕耘機を含む) の総馬力数に、役畜 (牛, 馬) の総数 (1頭を1馬力に換算) を加えて求めた。

(1) 米国

① トラクター

1880~1960年：H-R, Table C-2, U8.

1965~1980年：Prod. Effi., 1980. Statistical Bulletin No. 679 (January 1982) : p. 38.

② 役畜

1880~1960年：H-R, Table C-2, U7.

1965~1980年：U. S. D. C., Bureau of the Census. *Census of Agriculture, 1959. General Report, Vol. II, p. 506 ; _____, 1969. Vol. II, Chapter 5, Livestock, Poultry, Livestock and Poultry Production, p. 6; _____, 1978. Vol. I, Part, 51, United States, AC 78-A-51, p. 10.* による。

(2) 日本

① トラクター

1880~1960年：H-R, Table C-3, J8.

1965~1980年：農林水産省統計情報部『農林業センサス』（各年版），および同『ポケット農林水産統計』（各年版）による。

② 役畜

1880~1950年：大川一司，篠原三代平，梅村又次編『長期経済統計3，資本ストック』（東洋経済新報社，1966年），166-167頁。

1950~1975年：加用信文監修『改訂日本農業基礎統計』（農林統計協会，1977年），256頁。

ただし1950~1975年は，馬については実際値を，役牛については馬と同じ減少率であったと仮定して，役肉牛（実際値）の1950年値を延長して推定した。また1980年については，トラクター馬力数と比較して非常に少ないので0と仮定した。

4 肥料 (F)

肥料消費量は窒素, リン酸, カリ重量の合計で求めた.

(1) 米国

各年(単年)の値は以下の資料による. 更にこれを5カ年平均値としたが, データの制約から1880, 1890年については単年値, 1885年は1880, 90年の平均値, また1980年は1979~81年の平均値とした.

1880, 1890~99年: U. S. D. A., Agricultural Research Service. *Statistics on Fertilizer and Liming Materials in the United States*. Statistical Bulletin No. 191 (April 1957): 105.

1890~1929年: U. S. D. A., Crop Reporting Board, Statistical Reporting Service. *Commercial Fertilizers, Consumption and Micronutrients*. Statistical Bulletin No. 472 (Nov. 1976): 5.

1930~1938年: U. S. D. A. *Changes in Farm Production and Efficiency, A Summary Report 1964*. Statistical Bulletin No. 233 (July 1964): 23.

1939~1979年: *Prod. Effi.*, 1980.

1979~1981年: *Prod. Effi.*, 1981, pp. 31-33.

(2) 日本

1880~1960年: *H-R*, Table C-3, J9.

1963~1980年: 農林水産省統計情報部『ポケット農林水産統計』(各年版).

ただし平均値の集計にあたって1980年は1979~81年平均値とし, 1981年値は, 農林水産省統計情報部『農林水産統計月報』1983年2月からの推定値を使用した.

5 賃銀 (P_L)

(1) 米国 (1910~1914年=100とする指数)

1876~1909年: *Hist. Stat.*

1910~1980年: *Agri. Price*, 1980の prices paid by farmers による.

(2) 日本 (男子日雇賃銀 (円/日))

1880~1960年: *H-R*, Table C-3, J17.

1965~1980年: 『物質』の農業臨時雇賃金(男)による.

6 地価 (P_A)

(1) 米国 (Index of real estate)

1880~1960年: *H-R*, Table C-2, U20.

1965~1980年: *Agri. Stat.*, 1973, p. 429; _____, 1980, p. 442.

(2) 日本 (田畑価格に関する指数)

1880~1960年: *H-R*, Table C-3, J20.

1965~1980年: 日本不動産研究所『田畑価格及び小作料調』1982年版の「普通田及び畑価格(全国平均)を加重平均したものを指数化して1960年値に接続した.

7 機械価格 (P_M)

(1) 米国 (農機具価格指数)

1880～1960年：*H-R*, Table C-2, U21.

1960～1980年：*Agri. Price*, 1980.

(2) 日本 (農機具価格指数)

1880～1960年：*H-R*, Table C-3, U21.

1965～1980年：1960年値を『物質』の「農機具価格指数」で延長した。

8 肥料価格 (P_F)

(1) 米国

肥料支出額を消費量で割って求めることとし、支出額は以下の資料より得た。

1880, 1990, 1910～29年：U. S. D. A., A. R. S. *Statistics on Fertilizers and Liming Materials in the United States*, Statistical Bulletin No. 191 (April 1957) : p. 130.

1909年：*Hist. Stat.*, p. 469.

1930～1949年：U. S. D. A., E. R. S. *Farm Income. Statistics*. Statistical Bulletin No. 547_ (July 1975) : p. 49.

1950～1981年：U. S. D. A., E. R. S. *Economic Indicators of the Farm Sector Income and Balance Sheets*. ECIFS, I-1 (Aug. 1982) : p. 62.

(2) 日本

1880～1960年：*H-R*, Table C-3, J23.

1965～1980年：1960年値を『物質』の「肥料価格指数 (総合)」で延長した。

B ファクター・シェア

本稿で使用したファクター・シェアは、労働、土地、機械、肥料に関するものであるが、日米両国についてそれぞれ以下の方法で推定した。得られた推定値は付表B1に示されている。

(1) 米国

Binswanger [5] の推定値 (1912~1968 年) を input value index (=数量指数×価格指数) で前後に延長して求めた。ただし Binswanger のものは「その他財」を含む 5 要素に関するものであるので、「その他財」を除いた 4 要素の合計が 100% になるように再計算した。

(2) 日本

Yamada [31], Table 18, p.77. による。Yamada の推定値は土地、労働、資本、経常財に関するものであるが、日本の場合は資本に占める牽引用動物と機械のウエートが大きく、また経常財に占める肥料のウエートが大きいため、資本と経常財のシェアはそれぞれ機械と肥料のシェアと仮定した。

(研究員)

付表A1 米国農業, 1880~1980年に関する時系列データ

年	要素投入量				要素価格			
	労働 (L) (100万時間)	土地 (A) (100万ha)	機械 (M) (1,000HP)	肥料 (F) (1,000トン)	賃銀 (PL)	地価 (PA)	機械価格 (PM)	肥料価格 (PF)
	b	a	a	b	(1910~14年=100)			
				c	c	c	c	
1880	17,552	327	13,775	93	59	46	146	358
1885	18,934	343	15,858	137	65	55	138	292
1890	20,318	358	19,171	182	66	52	119	251
1895	21,289	412	21,595	236	64	52	117	251
1900	22,261	465	21,964	356	67	48	94	243
1905	22,921	460	22,877	518	76	79	105	195
1910	23,579	457	24,869	730	94	95	110	195
1915	23,370	458	27,473	797	101	103	101	208
1920	23,346	458	31,032	836	175	138	136	368
1925	23,402	458	34,722	1,047	169	143	134	271
1930	23,217	458	40,928	1,122	183	120	126	216
1935	21,275	455	43,093	1,064	107	84	114	159
1940	20,457	452	56,778	1,542	126	84	114	169
1945	18,915	450	75,550	2,591	257	103	124	195
1950	15,580	449	99,381	3,800	421	167	174	216
1955	12,634	444	134,709	5,330	502	222	226	215
1960	9,805	440	156,089	6,726	582	268	249	188
1965	7,546	437	178,710	10,288	680	337	313	188
1970	5,937	434	205,331	14,600	929	461	341	170
1975	4,989	429	223,634	17,656	1,358	700	449	259
1980	4,094	427	279,271	20,799	2,048	1,379	796	360

出典：付録本文参照。

注。 a = 表示年単年値, b = 表示年を中心とする5カ年平均値, c = 表示年に先立つ5カ年平均値。

付表A2 日本農業，1880～1980年に関する時系列データ

年	要素投入量				要素価格			
	労働 (L) (100万時間) b	土地 (A) (1,000ha) a	機械 (M) (1,000HP) a	肥料 (F) (1,000トン) b	賃銀 (P _L) (円/日) a	地価 (P _A) (1934～36年=100) c	機械価格 (P _M) c	肥料価格 (P _F) (円/トン) c
	1880	21,900	4,749	2,778	63	0.22	10.5	65.6
1885	23,300	4,818	2,645	61	0.16	12.4	55.3	319
1890	24,900	4,922	2,615	61	0.17	14.6	54.0	318
1895	26,100	5,034	2,680	69	0.19	21.7	55.2	374
1900	27,100	5,200	2,746	86	0.31	31.5	70.6	452
1905	27,600	5,300	2,456	128	0.31	34.5	77.0	445
1910	29,100	5,579	2,823	224	0.41	46.9	81.9	429
1915	30,200	5,777	2,840	286	0.46	63.0	85.7	429
1920	29,700	5,998	2,724	378	1.39	109.7	160.2	825
1925	27,600	5,914	2,879	468	1.65	140.3	135.0	672
1930	28,800	5,962	2,838	576	1.12	132.4	103.3	532
1935	26,900	6,104	2,967	640	0.91	97.1	95.7	381
1940	25,100	6,122	3,063	705	1.90	131.1	137.8	552
1945	25,000	5,741	2,913	328	-	-	-	-
1950	27,800	5,858	3,388	764	-	-	-	-
1955	23,300	5,982	3,340	1,344	357.00	19,700.0	30,000.0	95,300
1960	20,400	6,071	6,046	1,579	440.00	45,900.0	37,000.0	83,800
1965	16,200	6,004	15,286	1,983	853.00	55,500.0	37,700.0	81,000
1970	13,300	5,796	19,689	2,193	1,611.00	75,600.0	40,400.0	83,600
1975	10,300	5,572	27,643	2,297	3,635.00	135,400.0	54,100.0	123,800
1980	7,300	5,461	42,544	2,322	5,054.00	225,800.0	73,500.0	194,400

出典：付録本文参照。

注. a = 表示年単年値, b = 表示年を中心とする5カ年平均値, c = 表示年に先立つ5カ年平均値。

付表B1 日本と米国農業におけるファクター・シェア, 1880~1980年

(単位: %)

年	米 国				日 本			
	労 働 (L)	土 地 (A)	機 械 (M)	肥 料 (F)	労 働 (L)	土 地 (A)	機 械 (M)	肥 料 (F)
1880	52.9	21.2	24.8	1.1	52.8	28.8	10.9	7.6
1885	53.4	22.6	22.9	1.1	52.8	28.8	10.9	7.6
1890	55.1	21.1	22.6	1.2	50.2	30.7	10.6	8.5
1895	52.3	22.7	23.4	1.5	51.5	31.0	9.7	7.8
1900	56.3	23.2	18.8	1.7	52.1	31.0	9.5	7.5
1905	51.4	29.6	17.1	2.0	50.9	30.7	9.9	8.6
1910	53.2	28.8	15.8	2.2	50.6	30.2	9.8	9.3
1915	53.1	29.3	15.1	2.4	49.0	29.7	10.3	11.0
1920	57.9	24.7	14.4	2.9	49.1	29.6	10.2	11.1
1925	54.8	28.1	14.7	2.4	52.9	26.2	10.0	10.9
1930	56.3	24.8	16.3	2.6	54.6	23.4	10.5	11.6
1935	52.3	22.5	21.9	3.3	48.0	27.6	11.1	13.3
1940	54.6	18.5	23.3	3.6	47.1	27.2	11.6	14.1
1945	61.4	13.2	21.8	3.6	-	-	-	-
1950	55.3	15.8	24.5	4.4	-	-	-	-
1955	44.0	18.5	32.3	5.3	48.9	22.9	12.1	16.1
1960	35.7	26.2	33.2	4.9	42.2	28.7	12.5	16.5
1965	26.8	27.2	39.8	6.2	43.4	23.1	13.5	19.9
1970	23.3	29.9	40.3	6.4	42.1	22.5	14.8	20.7
1975	20.0	31.3	40.4	8.3	38.0	22.6	26.0	23.4
1980	13.3	32.4	47.2	7.2	38.0	22.6	16.0	23.4

出典: 米国は Binswanger [5], 日本は Yamada [31] による。

注. 推定方法の詳細は付録本文を参照せよ。

付表C1 米国農業に関する要素使用的技術変化のバイアスと相対要素価格指数、
集計的要素価格指数，1880～1980年

年	要素使用的技術変化のバイアス ($B_{it}-S_{i,1880}$) ¹⁾ (%)				相対要素価格 (P_{it}/I_{it}) ²⁾ (1880年=100)				集計的要素価格 指数 (I_{it}) ³⁾ (1880年=100)
	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)	
1880	0.0	0.0	0.0	0.0	100	100	100	100	100
1885	-0.4	-0.5	0.8	0.2	102	111	88	76	108
1890	-1.0	-1.7	2.3	0.3	108	109	78	67	104
1895	-3.3	-0.4	3.1	0.6	107	111	79	96	102
1900	-2.9	0.9	1.2	0.8	116	107	66	69	98
1905	-2.6	0.1	1.3	1.3	106	141	59	45	122
1910	-2.6	-0.8	1.8	1.6	110	143	52	38	145
1915	-3.6	-1.0	2.7	1.8	112	147	45	38	152
1920	-6.4	-0.1	4.2	2.2	125	126	39	43	237
1925	-8.6	2.3	4.5	1.8	123	134	40	33	232
1930	-11.2	2.4	6.6	2.1	135	114	38	26	229
1935	-12.0	-0.9	10.2	2.8	118	119	51	29	153
1940	-13.0	-2.8	12.6	3.1	127	109	46	28	168
1945	-21.4	1.1	17.0	3.4	159	82	31	20	275
1950	-28.5	3.8	20.5	4.2	166	84	28	14	430
1955	-38.4	5.4	28.0	5.2	161	91	29	11	530
1960	-46.5	12.6	29.1	4.8	164	97	28	9	601
1965	-54.4	12.8	35.5	6.1	158	100	29	7	729
1970	-58.7	15.3	36.9	6.3	176	112	26	5	896
1975	-61.8	16.1	37.4	8.2	181	119	24	6	1,274
1980	-63.3	12.5	43.8	7.1	156	134	24	5	2,230

注. 1) バイアス (B_{it}) は本文 (5-2) 式より求めた。

2) 相対要素価格指数は付表A1の要素価格 (P_i) を指数化し，集計的要素価格指数 (I_{it}) でデフレートした。

3) 集計的要素価格指数は，本文注 (28) に従って求めた。

付表C2 日本農業に関する要素使用の技術変化のバイアスと相対要素価格指数、
集計的要素価格指数，1880～1940，1955～1980年

年	要素使用の技術変化のバイアス ($B_{it}-S_{i,1880}$) ¹⁾ (%)				相対要素価格 (P_{it}/I_{it}) ²⁾ (1880年=100)				集計的要素価格 指数 (I_{it}) ³⁾ (1880年=100)
	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)	
1880	0.0	0.0	0.0	0.0	100	100	100	100	100
1885	6.2	-6.8	0.2	0.4	83	134	96	95	88
1890	4.5	-7.3	0.9	1.9	81	146	86	87	95
1895	10.4	-13.9	1.8	1.6	74	177	72	84	117
1900	6.4	-12.4	3.2	2.8	80	170	61	67	176
1905	6.9	-14.4	3.3	4.1	77	180	64	64	183
1910	5.9	-16.8	4.6	6.1	80	191	53	48	234
1915	7.5	-21.8	5.8	8.4	77	220	48	41	273
1920	-16.4	-0.6	7.7	9.2	96	159	37	33	656
1925	-12.1	-5.9	8.3	9.6	101	179	28	24	746
1930	-6.0	-13.1	8.8	10.3	89	220	27	24	574
1935	-13.9	-7.5	9.2	12.0	91	203	32	22	457
1940	-28.1	4.4	10.4	13.2	110	158	27	18	789
1945	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1950	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1955	-26.3	0.1	10.9	15.2	115	133	32	18	141, 132
1960	-18.8	-8.9	11.5	16.1	99	217	28	11	201, 403
1965	-31.1	-1.9	13.1	19.7	133	181	20	7	292, 433
1970	-40.2	5.0	14.6	20.6	169	166	14	5	434, 082
1975	-49.6	10.2	16.0	23.4	205	160	10	4	806, 366
1980	-47.3	7.9	16.0	23.4	195	183	8	4	1, 177, 318

注. 1) バイアス (B_{it}) は本文 (5-2) 式より求めた。

2) 相対要素価格指数は付表A2の要素価格 (P_i) を指数化し、集計的要素価格指数 (I_{it}) でデフレートした。

3) 集計的要素価格指数は本文、注 (28) に従って求めた。

農業発展と誘発的技術変化

—日米比較一八八〇—一九八〇年—

川越俊彦

本稿は、農業の成長経路とその資源賦存とが密接な関係にあるとの認識に立ちつつ、資源賦存が技術進歩に及ぼすメカニズムを明らかにすることによって、開発途上国の長期的な農業開発政策に対する一つの示唆を行なおうとするものである。この目的のため、資源賦存や農業生産性が両極端に異なる日本と米国の農業に関して、過去一〇〇年にわたる近代農業成長過程において、資源賦存が技術進歩の方向性に及ぼした影響を、ヒックスの誘発的技術進歩仮説の検証という視点から解明する。

まず誘発的技術進歩の偏向性を計測するための分析モデルを提示し、またそのモデルによる検証を可能とするための二段階CES型生産関数の計測手続きを示した。更にこの生産関数を使って、日本と米国の農業の過去一〇〇年間の技術進歩の偏向性を計測し、それに対応する要素価格の変化をみることによって、誘発的技術進歩仮説の検証を行なった。それによれば、日本と米国では技術進歩の偏向性の影響は異なっており、その違

いは要素価格の変動に反映される資源の希少性の違いによって説明されることが確認された。

日本と米国では資源賦存が非常に異なるにもかかわらず、共に農業産出と生産性の高い成長を達成してきた。この成功の原因は要素価格というシグナルによって希少な資源から豊富な資源を使用する方向へ技術を変化させることが可能であったことにあると考えられる。このことは一般に農業成長政策において、要素価格のシグナルに対応できる研究開発や普及組織をもつことと同時に、要素の希少性を十分に反映した要素価格が有効に機能するような市場機構を發展させることが必要であり、また、先進国から開発途上国への技術の移転に際しても、これらの国の資源賦存の状況を十分に検討する必要があることを示唆している。