

農業及び農業関連産業における 複数財生産の計量経済分析

—「規模・範囲の経済性」と「経済効率性」の統一的把握—

1990

水野義志

寄
地
中
成
年
月
日
本
間
哲
志
氏

農業及び農業関連産業における複数財生産の計量経済分析
- 「規模・範囲の経済性」と「経済効率性」の統一的把握 -

筑波大学大学院

農学研究科

農林学専攻

本間 哲志

目 次

第 1 章 序論 - 課題と背景 -	1
第 1 節 背景	1
第 2 節 課題	4
 第 1 部 分析の枠組み	8
 第 2 章 複数財生産の経済性概念	9
第 1 節 範囲の経済性	10
第 2 節 共通生産要素と範囲の経済性	12
第 3 節 複数財生産の規模の経済性	13
第 4 節 範囲の経済性と規模の経済性	16
 第 3 章 効率性の理論	20
第 1 節 効率性の概念	20
3 - 1 - 1 . 事前的技術と生産関数	20
3 - 1 - 2 . 技術効率性	22
3 - 1 - 3 . 配分効率性	23
3 - 1 - 4 . 経済効率性	24
第 2 節 効率性の尺度	26
3 - 2 - 1 . Farrellによる効率性の尺度	26
3 - 2 - 2 . 単位等産出量曲線の形状と効率性の尺度	29
3 - 2 - 3 . 規模の経済の存在と効率性の尺度	30
3 - 2 - 4 . 非相似拡大性と効率性の尺度	30
第 3 節 フロンティアの計測モデル	32
3 - 3 - 1 . 決定論的フロンティアモデル	34
3 - 3 - 2 . 確率論的フロンティアモデル	37
第 4 節 経済効率性に影響を与える要因	41
3 - 4 - 1 . 生産要素の質	42
3 - 4 - 2 . 個別経営の構成員の努力水準	44
3 - 4 - 3 . 要素価格及び減価償却に対する将来予想や割引率、取引費用の存在	46

第4章 x 費用関数モデル	50
－ 経済効率性と技術的経済性及び弾力性との統一的把握 －	
第1節 新たな分析視点	50
第2節 モデルの提示 － x 費用関数モデル －	54
4-2-1. 仮定	55
4-2-2. 定式化	56
4-2-3. 理論的解釈	57
第3節 x 費用関数の特定化とその条件	59
4-3-1. 条件	59
4-3-2. 特定化	60
第4節 事前の技術経済性及び事前の弾力性	63
3-4-1. x 費用関数と事前の費用関数	63
3-4-2. 事前の範囲の経済性	66
3-4-3. 事前の規模の経済性	67
3-4-4. 事前のアレン偏代替弾力性	69
 第2部 実証分析	72
第5章 水田型大規模複合経営における規模の経済と範囲の経済	73
第1節 はじめに	73
第2節 費用関数の推定	74
5-2-1. 単一経営、複合経営の定義	74
5-2-2. モデル	75
5-2-3. データ	76
5-2-4. 変数	76
5-2-5. 推定方法	77
第3節 推定結果及び考察	77
5-3-1. 範囲の経済性	79
5-3-2. 全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性	84
5-3-3. 範囲の経済性と規模の経済性との関係	85
第4節 要約	87

第6章 部分肉・肉製品及び市乳・乳製品製造業における範囲の経済性と 規模の経済性	97
第1節 はじめに	97
第2節 費用関数の推定	99
6-2-1. 複数財費用関数の理論的検討	99
6-2-2. 費用関数の特定化と推計方法、及び多角化指数の作成	102
6-2-3. 資料及びデータの作成	105
第3節 推定結果及び考察	108
6-3-1. 費用関数の推定結果	108
6-3-2. 多角化の動向と範囲の経済性	108
6-3-3. 規模の経済性と範囲の経済性	113
6-3-4. 範囲の経済の発生原因	116
- 範囲の経済性の各生産要素への分解 -	
6-3-5. 産出量及び要素価格の変化と範囲の経済性	121
第4節 要約	126
 第7章 フィリピン・ラグナ州における稻作農家の経済効率性と 技術的経済性	134
- 確率的フロンティア費用関数及びx費用関数アプローチ -	
第1節 はじめに	134
第2節 確率的フロンティア費用関数を用いた経済効率性の推定	137
7-2-1. 確率的フロンティア費用関数の理論的検討	138
7-2-2. 確率的フロンティア費用関数とその誤差構造の特定化	141
第3節 x費用関数の推定	152
7-3-1. モデルの仮定	152
7-3-2. x費用関数の特定化	155
7-3-3. 推定方法	156
第4節 推定結果及び考察	157
7-4-1. 確率的フロンティア費用関数	157
7-4-2. u と ε_j の非独立性	158
7-4-3. ε_j のとり得る値の範囲の有限性	163
7-4-4. 産出の変化に関する非相似拡大性	163
7-4-5. 経済効率性と各生産要素についての経済非効率性	164
7-4-6. 経済効率性が反映している要因	165
7-4-7. x費用関数	178

7 - 4 - 8 . 経済効率性の費用非中立性	178
7 - 4 - 9 . 偏向的経済効率性進歩	182
7 - 4 - 10 . 経済効率性の最適化と経済効率性のシャドウプライス	189
7 - 4 - 11 . アレン偏代替弾力性	191
7 - 4 - 12 . 范囲の経済性	195
7 - 4 - 13 . 規模の経済性	202
第5節 要約	212
補論 7 - 1 . 結合密度関数の導出	235
補論 7 - 2 . 経済効率性指標の導出	242
補論 7 - 3 . 対数尤度関数	244
補論 7 - 4 . 経済効率性の費用中立性と最適要素投入比率及び 最適コストシェア	245
第8章 結論	247
引用文献	261
謝辞	280

第1章 序論 - 課題と背景 -

現実の生産主体（企業及び農家）の多くは経済効率性を異にする複数財生産主体である。本論文はこの事実認識から出発する。

第1節 背景

従来の経済学における生産者理論は単一財生産の理論が中心であり、生産関数や費用関数、利潤関数を用いた実証分析においても何らかの集計関数を用い、複数の生産物を單一生産物の指標に置き換えることによって単一財の生産関数や費用関数、利潤関数を推定する場合がほとんどであった。しかしながら、現実の生産主体（企業及び農家）はそのほとんどが多かれ少なかれ複数の生産物を生産していることから、複数生産物の集計を行わず、それぞれの生産物を生産関数や費用関数、利潤関数に組み込んだより一般的な形での実証分析が多くなされるようになってきた（注1）。こうした分析の背景には、McFadden [1978]，Shephard [1970]，Hall [1973] 等による複数の生産要素と生産物を考慮したより一般的なケースにおける生産者理論とそれに関連する双対理論の構築があったと指摘されている（注2）。この理論の主たる主張は次の点にあるとされる。すなわち、複数の生産物が单一の生産物に集計可能であるためには、生産関数上で生産要素と生産物の分離可能性（separability）が満たされなければならないが、集計された生産物による分析はこの分離可能性をあらかじめ仮定しているために理論上の制約が大きく、むしろこの制約を緩めた関数型による実証分析が望ましいという主張である（注3）。こうした主張を背景にして、従来の規模の経済性の指標も改

めて見直されることになった。Panzar and Willig [1977] は複数財生産における規模の経済性の指標を提示し、従来の単一財生産における規模の経済性指標の限界を指摘した。さらに、Panzar and Willig [1981] は「範囲の経済 (economies of scope)」という複数財生産特有の経済性概念を提示し、規模の経済性と統一的に把握する必要性を主張した。範囲の経済とは、異なる複数の生産物をそれぞれ異なる生産主体が生産するよりも同一の生産主体がそれらの異なる複数の生産物を生産した方がコストが低いことをいう（注4）。Baumol, Panzar and Willig [1982] はこのような複数財生産の技術的経済性（規模の経済性及び範囲の経済性）の概念を産業組織論に応用し、「競争可能市場理論（contestable market theory）」を提示した（注5）。

複数財生産の理論が発展する一方で、近年の生産者理論の適用においては生産フロンティア（フロンティア生産関数）やコストフロンティア（フロンティア費用関数）を用いた効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）に関する実証分析が盛んになってきている。現実の生産主体は経済効率性（技術効率性、配分効率性）を異にし、必ずしも（Farrell [1957] の意味で）完全に経済効率的（技術効率的かつ配分効率的）な状態で生産を行っているとは限らないというのがその背景にある基本的考え方である。具体的には次のように主張される（注6）。生産者理論における生産関数は所与の投入ベクトルに対して実行可能な最大の産出量を示すもの（フロンティア生産関数）であり、費用関数は要素価格ベクトルと産出ベクトルを所与として実行可能な最小の費用を示すもの（フロンティア費用関数）である。したがって、もし実際に観察される産出量が実際の投入ベクトルに対して実行可能な最大の産出量と異なるのであれば、それは技術非効率によって生産関数よりも下方に乖離するはずである。同様に、実際の要素価格ベクトル、産出ベクトルに対して実行可能な最小のコストと実際に観察されるコストが異なるのであれば、それは経済非効率（技術非効率ないし配分非効率）によって費用

関数よりも上方に乖離しなければならない。しかしながら、最小二乗法等の標準的な統計手法によって計測される従来の生産関数や費用関数はその残差（観測値 - 理論値）が正負両方の符号をとり得るようにモデル化されている。すなわち、実際の産出量が生産関数の上方に乖離したり、実際のコストが費用関数の下方に乖離したりすることが有り得る。明らかにこの生産関数は所与の投入ベクトルに対して平均的な産出量を示すものであり、費用関数は要素価格ベクトルと産出ベクトルを所与として平均的な費用を示すものである。それゆえ、こうした平均的な生産関数ないし費用関数をフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数と見なした従来の多くの実証分析は、重大なバイアスを持っている可能性があるという主張である。さらに、Aigner, Lovell, and Schmidt [1977] 及び Meeusen, and van den Broeck [1977] は従来の決定論的フロンティア生産（費用）関数の推定に対して、生産（コスト）フロンティアといえども、実際の推定においては不意の天候の変化や機械の不調など個別生産者がコントロールできない環境的・技術的不確実性や観測誤差（調査誤差、データ作成誤差）の影響を免ることはできないと主張し、確率的誤差項を有するフロンティア生産（費用）関数（Stochastic Frontier Production (Cost) Function）を提示した。以来、効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）の推計は確率的フロンティア生産（費用）関数を用いた一連の研究によって急速な進歩を遂げつつある。

こうした実証研究の2つの流れは本来、相互に独立ではない。現実の生産主体の多くは経済効率性を異にする複数財生産主体であり、経済効率性がその影響を反映している要因のいくつかは複数財生産の技術的経済性（規模の経済性、範囲の経済性）や弾力性（生産弾力性、代替弾力性、要素需要の要素価格弾力性）にも影響を与えると考えられるからである。しかしながら、こうした実証研究の2つの流れはお互いに交わることなく相互に独立に流れているのが現状である。複数財生産の技術的経済性及び弾力性と経済効率性を統一的に分析できる理論・実

証モデルの開発とそれに基づいた実証研究が求められている。

近年のこうした複数財生産理論の発展や確率的フロンティア生産（費用）関数を用いた効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）推計の進歩をふまえながら、農業及び農業関連産業における複数財生産の技術的経済性と経済効率性を統一的に明らかにすることが本研究の目的である。

第2節 課題

そのため、各章の具体的な課題を次のように設定した。

（1）複数財生産の技術的経済性概念を整理し、範囲の経済性と複数財生産の規模の経済性との関係を理論的に明らかにする（第2章）。

（2）効率性の概念及びその具体的な尺度について整理するとともに、効率性を計測するためのフロンティアモデルについて検討し、効率性がその影響を反映していると考えられる要因について考察する（第3章）。

（3）複数財生産の技術的経済性と経済効率性を統一的に分析できるモデル（x費用関数モデル）を提示し、その理論的な性質と経済学的な意味（解釈）について検討する（第4章）。

（4）水田型大規模複合経営について複数財生産の費用関数を経営類型別に推定し、範囲の経済と複合経営における規模の経済の存在、及びその経営内部における規定要因について考察する（第5章）。

（5）部分肉・肉製品製造業及び市乳・乳製品製造業における東証一部上場企業を対象に、その範囲の経済性と規模の経済性を次の観点から明らかにする（第6章）。

① 両業種において範囲の経済が存在しているかどうか、それは多角化の経済的根拠の一つになっているかどうか。

② 范囲の経済性と規模の経済性との間にはいかなる関係があるか。

③ 范囲の経済性はいかなる要因によって生じているか。とりわけ各生産要素へ範囲の経済性を分解することによってこの課題がどのように説明されるか。

④ 生産量及び要素価格変化は範囲の経済性にいかなる影響を与えるか。

(6) 確率的フロンティア費用関数モデル及び x 費用関数モデルをフィリピン・ラグナ州における稻作農家に適用し、その経済効率性と技術的経済性の統一的な実証分析を試みる（第7章）。具体的には次の点を課題とする。

1) 個々の農家について経済効率性を推計するために確率的フロンティア費用関数について検討し、経済非効率を示す非負の項 (u) とコストシェア式の誤差項 (ε_j ; $j=s, 1, k$) との相関を許容した確率的フロンティア費用関数モデルを提示する。

2) 当該標本農家について u と ε_j の相関や产出の変化に関する非相似拡大性を許容した確率的フロンティア費用関数を推定し、次の点を明らかにする。

① 従来のほとんどのモデルで仮定されている u と ε_j の独立性や产出の変化に関する相似拡大性 (homotheticity) は何を意味し、こうした仮定は統計的に容認されるか否か（注7）。

② 個々の農家の経済効率性はいかなる水準にあり、その違いはいかなる要因の影響を反映しているか。

3) 推計された経済効率性を固定要素変数として含んだ x 費用関数を推定し、次の点を明らかにする。

① 従来の多くのモデルで仮定されている経済効率性費用中立性の仮定が統計的に容認されるか否か（注8）。

② 経済効率性の改善によってコストはどれだけ低下するか。経済効率性のシャドウプライスは他の要素価格と比較していかなる水準にあるか（注9）。

③ 経済効率性の改善は（費用を最小にする）最適な生産要素のコスト

シェアについていかなる偏りをもたらし、それはいかなる意味を持つか。

④ 経済効率性の改善は経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性や事後的規模の経済性、事後的アレン偏代替弾力性にいかなる影響を及ぼすか。

⑤ 経済効率性が可変的で、それが費用最小化の下で最適に調整された場合の事前の範囲の経済性、事前の規模の経済性、事前のアレン偏代替弾力性は、経済効率性が所与の場合といかに異なるか。範囲の経済及び規模の経済の発現、ならびに生産要素の代替・補完可能性を規定している最大の要因は何か。

これらの課題に基づいて本論文は分析の枠組みについて述べた第1部（第2章～第4章）とそれを用いた実証分析である第2部（第5章～第7章）から構成される。

(注1) 例えば、カナダ電気通信産業を取り上げたものとして Fuss and Waverman [1981] , アメリカ電気通信産業については Evans and Heckman [1983] , アメリカ鉄道産業では Caves, Christensen and Swanson [1980] , アメリカエネルギー産業については Mayo [1984] , カナダ銀行業では Murray and White [1983] , 日本の銀行業については粕谷 [1985] , 日本農業では土井 [1982] , 川村・樋口・本間 [1987] , 木南 [1988] , 本間・樋口・川村 [1989] , 樋口 [1989] , 樋口・本間 [1990] , 同 [1990] , 草刈 [1990] 等がある。

(注2) 中島 [1988] 参照。

(注3) 中島 [1988] 参照。

(注4) 範囲の経済 (economies of scope) については後の第2章で述べる。その厳密な定義と意味については Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 71-79, Panzer and Willig [1981] 参照。

(注5) 競争可能市場理論 (contestable market theory) については Baumol [1982] , Baumol, Panzar and Willig [1982] pp. 312-346, 奥野・篠原・金本 [1989] pp. 97-119を参照。なお、本論文では「経済性」を「経済」、「不経済」の両方を含む概念として用いている。

(注6) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] , Schmidt [1985] 参照。

(注7) 費用関数の産出の変化に関する相似拡大性 (homotheticity) については第7章 (注4) , Chambers [1988] pp. 72-77, 217-219を参照。

(注8) 経済効率性費用中立性については第7章 (注5) 参照。

(注9) 経済効率性のシャドウプライスについては第7章 (注6) 参照。

第1部 分析の枠組み

第2章 複数財生産の経済性概念

いま、 m 個の生産要素 (x_1, \dots, x_m) を使用して n 個の生産物 (y_1, \dots, y_n) を効率的に生産する生産者の生産技術が $F(X, Y) = 0$ という生産関数で表されるとする。ただし、 $F(\cdot)$ は通常の (well-behaved) 生産関数であり (注1) 、 X は生産要素ベクトル $X = (x_1, \dots, x_m)$ 、 Y は生産物ベクトル $Y = (y_1, \dots, y_n)$ である。この場合、生産者は生産量 (y_1, \dots, y_n) 及び要素価格 (p_1, \dots, p_m) が一定の下で費用を最小化するものと仮定するとシェバードの補題 (shephard's lemma) より、 $C = C(Y, P)$ という複数財生産の費用関数が導かれる (注2)。ただし、 C は総費用であり、 P は要素価格ベクトル $P = (p_1, \dots, p_m)$ である。本章では理論の本質を損なうことなく直感的に理解できるようにするため、要素価格は一定とし、二つの生産物を生産するケースを取り扱う。したがって、上述の費用関数は $C = C(y_1, y_2)$ と簡略化して表すことができる。なお、以下の説明は生産物が 3 つ以上の場合にも容易に拡張可能である (注3)。

第1節 範囲の経済性

経営の複合化（多角化）の経済的根拠の一つは、経営資源（生産活動に必要な資源及び能力の全体）を各生産部門相互で共通に利用することによって、複合化していない場合よりも当該部門の単位生産物当たりのコスト（平均費用）を低下させることができるという点にある（注4）。このことを操作的に定義するためには単一経営の平均費用と複合経営の特定の生産部門についての平均費用を明確に定義する必要がある。単一経営の平均費用については容易に $C(y_1, 0)/y_1$, $C(0, y_2)/y_2$ と定義できる（注5）。しかし、複合経営の特定の生産部門の平均費用については単一経営ほど容易ではない。なぜなら、それぞれの生産部門に共通の固定費用が存在する可能性があるからである。たとえば、 $C(y_1, y_2)/y_1$, $C(y_1, y_2)/y_2$ といった定義は生産部門に共通の固定費用があると、それがすべて特定の生産部門に帰属されてしまうことになり、平均費用が過大に推計されることになる（注6）。それゆえ、複合経営の特定の生産部門についての平均費用は生産部門に共通の固定費用が存在する可能性も考慮にいれて定義される必要がある。こうした平均費用は平均増分費用（Average Incremental Cost ; AIC₁）と呼ばれるものであり、第一、二生産部門についてはそれぞれ次のように定義される（注7）。

$$A I C_1 = \frac{C(y_1, y_2) - C(0, y_2)}{y_1}, \quad A I C_2 = \frac{C(y_1, y_2) - C(y_1, 0)}{y_2}$$

すなわち、たとえ当該生産部門の生産量がゼロであっても、他の生産部門の生産量がゼロでないため、それに要した費用（ $C(0, y_2)$, $C(y_1, 0)$ ）は存在する。しかも、他の部門

の生産に要した費用はその生産量が変化しない限り、当該部門の生産量にかかわらず一定である。それゆえ、複合経営の当該生産部門の平均（増分）費用は両部門の生産を行った場合のコストからこうした（他の部門の生産に要した）費用を当該生産部門の全生産水準にわたって差し引くことで求めるのが適当である。具体的には、 AIC_1 はそれまで第二生産部門 (y_2) の生産だけを行っていた生産者が新たに第一生産部門 (y_1) の生産を加えた場合に必要となる単位生産物当たりの費用と考えられる。 AIC_2 についても同様である。

これらの定義を用いて上述の多角化の経済的根拠は次のように表わすことができる

(注8)。

$$\frac{C(y_1, y_2) - C(0, y_2)}{y_1} < \frac{C(y_1, 0)}{y_1}$$

$$\frac{C(y_1, y_2) - C(y_1, 0)}{y_2} < \frac{C(y_2, 0)}{y_2}$$

すなわち、第一生産物のみを生産する単一経営の平均費用（右辺）よりも複合経営の第一生産部門についての平均増分費用（左辺）が小さいことが複合化（多角化）の経済的根拠のひとつである（第二生産物についても同様）。これは、次のように書き換えることが可能であり、一般的には「範囲の経済（Economies of Scope）」と呼ばれる（注9）。

$$C(y_1, y_2) < C(y_1, 0) + C(0, y_2)$$

各単一経営のコストの総和（右辺）より、複合経営のコスト（左辺）の方が低い場合に範囲の経済が存在するということになる。

しかしながら、この定義は費用の絶対的な水準によって範囲の経済が大きく変化すること

とを意味している。費用の水準が異なる複合経営について（例えば、経営類型別に）範囲の経済を直接比較することはできない。また、後に述べる規模の経済性との関係も明確にすらすくことができない。そこで費用の絶対水準によらず、規模の経済性との関係を明確にできる指標 (Degree of Economies of Scope ; S C) が次のように定義される（注10）。

$$S\ C = \frac{C(y_1, 0) + C(0, y_2) - C(y_1, y_2)}{C(y_1, y_2)} \quad (2-1)$$

これは経営の多角化によって総費用の何パーセントが節減されるかを示すもので、
 $S\ C > 0$ であれば範囲の経済 ($S\ C < 0$ の場合は範囲の不経済) が存在することになる。

第2節 共通生産要素と範囲の経済性

こうした範囲の経済を生じさせる基本的な要因は複数の生産部門間で共通に利用でき、しかもまだ利用されていない生産要素が経営の中に発生してくることである。これらを複数の生産部門で使用することによって各生産部門において支払われなければならない費用を節約することができる。このような生産要素は共通生産要素と呼ばれ、共通生産要素 x_1 は次のような関係を満たすものとして定義される（注11）。

$$x_1(y_1, 0) + x_1(0, y_2) > x_1(y_1, y_2)$$

すなわち、共通生産要素 x_1 は両方の生産部門に使用され、結果として投入量の節約が生じるような生産要素、換言すれば、上述の範囲の経済が特定の要素について生じるような生産要素である。こうした共通生産要素の存在は範囲の経済が存在するための必要条件であ

ることが明らかにされている（注12）。また、上述の S C と同様に投入量の絶対水準に依存せず、S C との関係を明確にできるようにするために、共通生産要素 x_1 についての範囲の経済性の指標（ $S C_1$ ）を次のように定義する（注13）。

$$S C_1 = \frac{x_1(y_1, 0) + x_1(0, y_2) - x_1(y_1, y_2)}{x_1(y_1, y_2)} \quad (2-2)$$

である。さらに、 $S C_1$ と $S C$ の間には次のような関係がある（注14）。

$$S C = \sum_{i=1}^m w s_i \cdot S C_i \quad (2-3)$$

ただし、 $w s_i = p_i \cdot x_i(y_1, y_2) / C(y_1, y_2)$ であり、 p_i は x_i の要素価格である。

すなわち、範囲の経済性の指標（ $S C$ ）は各共通生産要素における範囲の経済性の指標（ $S C_i$ ）のコストシェア（ $w s_i$ ）をウェイトとした加重和であり、 $w s_i$ と $S C_i$ がわかれば、 $S C$ を $w s_i \cdot S C_i$ に分解することができる。

第3節 複数財生産の規模の経済性

従来の単一財生産における規模の経済性に加えて複数財生産の規模の経済性が考慮されるのは複数の生産物を单一の生産物に集計する場合、二つの主要な理論的問題が生じるからである。第一に、複数の生産物を單一生産物に集計可能であるためには生産物と生産要素が「分離可能（Separable）」でなければならない（注15）。この場合、理論的には任意の二つの生産物の限界費用の比は要素価格の変化に対して不变のままであることが要請される（注16）。これは強い制約であり、集計された生産物を用いた実証分析はこの制約を

あらかじめ仮定していることになる。第二に、（後に述べるように）複数財生産の規模の経済性は範囲の経済性と密接に関係している。それゆえ、範囲の経済ないし不経済が存在する場合には集計された生産物による規模の経済性の計測は範囲の経済性を捨象することになり、著しいバイアスを有することになる。

こうした生産物集計の問題から、複数財生産の規模の経済性が次の二つの形で定義される。すなわち、①全生産物に関する規模の経済性と②特定の生産部門についての規模の経済性である（注17）。前者①は各生産部門の統合体としての経営全体の規模の経済性であり、すべての部門の生産量を増加させたときに平均費用が増加するか減少するかあるいは変わらないかを示す。後者②は複合経営のある一部門についての規模の経済性であり、他のすべての部門の生産量を一定にして当該生産部門の生産量だけを増加させた場合の平均費用の増減を示す。まず、前者①において各部門の生産量をどのように変化させて、全生産物に関する規模の経済性を考えればよいかであるが、以下では単一財生産における規模の経済性の議論との整合性を保つために、各部門の生産量の比率は一定のままで、すべての部門の生産量を同じ乗数倍（ k 倍）だけ変化させた場合を考える（注18）。すなわち、 (y_1^*, y_2^*) を基準となる生産ベクトル（例えば、生産量の平均値）とすれば、任意の生産ベクトル (y_1, y_2) は $(y_1, y_2) = (k \cdot y_1^*, k \cdot y_2^*)$ （ただし、 $k > 0$ ）と表される。この場合、平均費用は RAY 平均費用（Ray Average Cost； RAC）と呼ばれ、次のように定義される（注19）。

$$R A C = \frac{C(k \cdot y_1^*, k \cdot y_2^*)}{k} = \frac{C(y_1, y_2)}{k}$$

そして全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性（S_N）は次のように表わされる

（注20）。

$$S_N = \frac{RAC}{MC} = \frac{C(y_1, y_2)}{MC_1 \cdot y_1 + MC_2 \cdot y_2} \quad (2-4)$$

ただし、 $MC = \frac{\partial C(y_1, y_2)}{\partial y_1} \cdot y_1^* + \frac{\partial C(y_1, y_2)}{\partial y_2} \cdot y_2^* = MC_1 \cdot y_1^* + MC_2 \cdot y_2^*$

である。S_N > 1 ならば両部門の生産量の増加によってR A Y平均費用は減少し、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済が生じている。S_N < 1 ならばR A Y平均費用は増加し、規模の不経済が生じている。S_N = 1 ならR A Y平均費用は変化せず、規模に関して収穫不変である。

一方、②の第一、二生産部門に関する規模の経済性（S₁, S₂）は、それぞれ次のように定義される（注21）。

$$S_1 = \frac{AIC_1}{MC_1}, \quad S_2 = \frac{AIC_2}{MC_2} \quad (2-5)$$

ただし、 $MC_1 = \frac{\partial C(y_1, y_2)}{\partial y_1}, \quad MC_2 = \frac{\partial C(y_1, y_2)}{\partial y_2}$ である。

S_N同様、S₁ > 1 (S₂ > 1) ならば第一（第二）生産部門に関する規模の経済が生じており、S₁ < 1 (S₂ < 1) ならば規模の不経済が生じている。更に、S₁ = 1 (S₂ = 1) ならば規模に関して収穫不変である。

第4節 範囲の経済性と規模の経済性

全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性（ S_N ），第一生産部門に関する規模の経済性（ S_1 ），第二生産部門に関する規模の経済性（ S_2 ），範囲の経済性（ S_C ）の間に
は次のような関係がある（注22）。

$$S_N = \frac{w_1 \cdot S_1 + (1-w_1) \cdot S_2}{1 - S_C} \quad (2-6)$$

ただし、
 $w_1 = \frac{M C_1 \cdot y_1}{M C_1 \cdot y_1 + M C_2 \cdot y_2}$ である。

これは全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性と範囲の経済性が密接に関係していることを理論的に示すものとして重要である。全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性は単に各生産部門の規模の経済性の加重和として表されるものではなく、そこには範囲の経済性という要因が関わってくる。複数の生産物を单一の生産物に集計した場合にはこの範囲の経済性という複数財生産に特有の経済性を見落とすことになり、（範囲の経済ないしは不経済が存在する場合には）全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を過小あるいは過大に評価する恐れがある。また、上式は次のような興味ある事実を示している。すなわち、仮に個々の生産部門については規模の不経済が生じていても ($S_1 < 1$, $S_2 < 1$) 、十分に大きな範囲の経済 ($S_C > 0$) が存在するならば、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済が生じる ($S_N > 1$) ことがわかる（逆もまた成り立つ）。

(注1) 通常の (well-behaved) 生産関数とは次のような条件を満たす生産関数である。すなわち、①生産要素ベクトル $X = 0$ ならば生産物ベクトル $Y = 0$, ② $F(\cdot)$ は全ての生産要素 ($x_i ; i=1, \dots, m$) について単調非減少関数 ($\partial F / \partial x_i \geq 0$) であり、全ての生産物 ($y_j ; j=1, \dots, n$) について単調非増加関数 ($\partial F / \partial y_j \leq 0$) , ③ $F(\cdot)$ は生産要素ベクトル X に関して準凹関数である。詳細については粕谷 [1985] , Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 52-54 を参照。

(注2) シェバードの補題 (shephard's lemma) 及び費用関数の導出については奥野・鈴村 [1985] , McFadden [1978] , Varian [1978] を参照。

(注3) n 財の一般的なケースについてはBaumol, Panzer and Willig [1982] , Panzar [1989] を参照。

(注4) 「経営資源」については吉原・佐久間・伊丹・加護野 [1981] pp. 23-31 を参照。その他の多角化の経済的根拠としては「情報の経済」, 「危険の分散」などがある。青木・伊丹 [1985] pp. 69-72 を参照。

(注5) ここでは単一経営と複合経営は同一の技術 (費用関数) を有すると仮定している。

(注6) 例えば、 $F C$ を共通固定費用, $C v(y_1, y_2)$ を可変費用とすれば第一生産部門の平均費用は $C(y_1, y_2)/y_1 = F C/y_1 + C v(y_1, y_2)/y_1$ となる。

(注7) 詳細はBaumol, Panzer and Willig [1982] pp. 67-69 を参照。

(注8) すなわち、次のように表される。

複合経営の第 i 生産部門の平均増分費用 < i 生産物単一経営の平均費用

(注9) 範囲の経済の厳密な定義とその意味についてはBaumol, Panzer and Willig [1982]

pp. 71-79, Panzer and Willig [1981] 参照。

(注10) n 財の一般的なケースについては Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 71-79, Panzar [1989], Panzer and Willig [1981] 参照。

(注11) 未利用資源及び共通生産要素については青木・伊丹 [1985], 粕谷 [1985], Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 159-160 を参照。

(注12) ここで、 $x_1(\cdot)$ は費用最小化から導かれる最適要素需要関数である。詳細については粕谷 [1985], Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 159-160を参照。

(注13) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 159-160 参照。

(注14) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 159-160 参照。

(注15) 詳細は中島 [1988], Hall [1973] を参照。

(注16) すなわち、 $MC_1 = \partial C / \partial y_1$, $MC_2 = \partial C / \partial y_2$ とすれば、

$$\frac{\partial \left(\frac{MC_1}{MC_2} \right)}{\partial p_1} = 0$$

が成り立つ。Hall [1973] 参照。

(注17) 複数財生産の規模の経済性については Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 47-64, Panzar [1989] を参照。

(注18) この場合、生産ベクトルの軌跡は生産物平面において原点からの半直線として表される。

(注19) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 48-49, Panzar [1989], Panzer and Willig [1981] 参照。

(注20) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 50-51, Panzar [1989] , Panzer and Willig [1981] 参照。

(注21) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 67-71, Panzar [1989] , Panzer and Willig [1981] 参照。

(注22) 範囲の経済性と規模の経済性の関係についてはBaumol, Panzer and Willig [1982] p. 74, Panzar [1989] , Panzer and Willig [1981] を参照。

第3章 効率性の理論

第1節 効率性の概念

3-1-1. 事前の技術と生産関数

基本的に効率性の概念は生産関数の理論的解釈にその基礎を置いている。それゆえ、様々な効率性の概念を正確に捉えるためにはその基礎となる生産関数が何を表しているのかを明確にしておかなければならぬ（注1）。

いま、 m 個の生産要素 $X \equiv (x_1, \dots, x_m) \in R_{+}^m$ を用いて n 種類の生産物 $Y \equiv (y_1, \dots, y_n) \in R_{+}^n$ を生産する生産者の技術を具体的・数学的に記述することを考えよう。一般に技術（technology）は様々な生産物と生産要素の产出量と投入量の間の関係についての知識の総体として定義される（注2）。この場合、実証的な視点から問題となるのは、その产出量と投入量の間の関係が要素投入前の事前の（ex ante）な関係を意味するのか、あるいは要素投入後の事後の（ex post）な関係を意味するのかという点である（注3）。要素投入後の事後の関係を意味する場合、技術は生産要素の質に多かれ少なかれ規定されることになる。すなわち、要素投入前の事前の関係においては投入量の選択（どれだけ投入するか）だけでなく、（質的に異なる生産要素が存在する場合には）生産要素の質的な選択（いかなる生産要素を用いるか）も可能であるが、投入した後では生産要素の質は確定され（少なくともそれを変えるには長い時間を必要とし）、短期的には投入量の選択のみが可能となるからである。それゆえ、要素投入後の選択可能な技術の範囲は生産要素の質に規定される分だけ要素投入前よりも小さくなると考えられ

る。これは次の点で望ましくない。第一に、生産要素の質は少なからずその開発・設計過程における要素価格の影響を反映しており、要素投入後の事後的な産出量と投入量の間の関係は純粹に技術的な影響だけでなく、経済的な影響をも受けことになると考えられる。例えば、賃金が他の要素価格に対して高い状況の下でメーカーによって開発・設計された資本財には労働節約的な技術が体化されている可能性が高い（誘導的発明（induced invention）の理論）（注4）。これは産出量と投入量の間の純粹に技術的な関係を記述するという基本目的からははずれてしまう。第二に、現在の技術知識の下で開発・設計されうる技術の範囲を過小に評価することになる。要素投入後の事後的な産出量と投入量の間の関係はすでに開発・設計されている技術を反映しているにすぎず、現在の技術知識の下で原則的に実行可能であるがまだ必要な経済的压力が欠けているために開発・設計されていない技術を反映してはいない。従って、ここでいう技術とはすでに開発・設計されている技術だけでなく、現在の技術知識の下で原則的に実行可能であるがまだ開発・設計されていない技術をも含む。その意味で、技術は様々な生産物と生産要素の要素投入前の事前的な産出量と投入量の間の関係についての知識の総体であると考えることが実証的な視点からは必要となる。

このように考えられる技術の範囲は、具体的には現在の技術知識の下で生産者が実行可能な（feasible）生産計画（ X と Y の組み合わせ）の集合として表わすことができる。この集合は生産可能集合（production possibility set）と呼ばれ、 $T = \{(X, Y) \in R_{+}^{m+n} \mid Y \text{ は } X \text{ を用いて産出可能である。}\}$ と表される。ただし、生産可能集合は次の条件を満たすものとされる（注5）。すなわち、

(a) $Y > 0$ かつ $(X, Y) \in T$ ならば $X > 0$ である。

(b) 生産可能集合 T は閉集合である。

(c) $(X, Y) \in T$ かつ $X' \geq X$ かつ $Y' \leq Y$ ならば $(X', Y') \in T$ である。

(d) 任意の $Y' \in R_{+}^n$ について Y' を生産するのに必要な投入量の集合（必要

投入量集合) $R(Y') = \{X \in R_{+}^m \mid (X, Y') \in T\}$ は凸集合である。

このとき、生産関数 $F(X, Y) = 0$ は、生産可能集合のうち、他のどんな生産計画にも優越されない(当該生産計画 (X, Y) に対して $X \geq X'$ かつ $Y \leq Y'$ であり、 $X > X'$ または $Y < Y'$ であるような生産計画 (X', Y') が存在しない)生産計画の集合を X と Y の関数関係によって表したものとして定義される(注6)。この集合は効率生産集合 (efficient production set) と呼ばれ、

$$E.P.S = \{ (X, Y) \in T \mid X \geq X' \text{ かつ } Y \leq Y' \text{ であり、 } X > X' \text{ または } Y < Y' \text{ であるならば、 } (X', Y') \notin T \}$$

と表される。すなわち、 $F(X, Y) = 0 \iff (X, Y) \in E.P.S$

を満たす関数である。 Y を所与として考えれば、 X は Y を生産するのに必要な最小の投入ベクトルであり、 X を所与として考えれば、 Y は X を用いて生産できる最大の产出ベクトルを意味する。したがって、実証的な視点から見れば、生産関数は実際に要素を投入する前の事前的技术(生産計画)のうち、現在の知識の下で実行可能で他のどんな技術にも優越されない最善の技術を X と Y の関数関係によって表したものと考えることができる。

3 - 1 - 2. 技術効率性

こうした生産関数の理論的な解釈に基づいて技術効率性 (technical efficiency) は次のように定義される(注7)。すなわち、実際に観察される生産者の投入ベクトルと产出ベクトルの組み合わせ (X^0, Y^0) が上述した生産関数上にある場合、生産者は技術効率的な状態にあると定義される。具体的には $F(X^0, Y^0) = 0$ が成り立つ場合である。この場合、生産者は実行可能な事前的技术(生産計画)のうち、最善の技術で生産をおこなっていることを意味する。観測される投入ベ

クトル X^0 は所与の産出ベクトル Y^0 に対して最小の投入ベクトルであり、 Y^0 は所与の X^0 に対して最大の産出ベクトルである。これに対して (X^0, Y^0) が生産関数上にない場合には、生産者は技術非効率的な状態にあると定義される。具体的には $F(X^0, Y^0) < 0$ の場合である（生産関数の定義より、 $F(X^0, Y^0) > 0$ は実行不可能である）。この場合、生産者は実行可能な最善の事前的技術では生産をおこなっていない。すなわち、観測される投入ベクトル X^0 を所与として Y^0 よりも多く生産できる事前的技術、あるいは観測される産出ベクトル Y^0 を所与として X^0 よりも少ない投入量ベクトルを示す事前的技術が存在する。

3 - 1 - 3. 配分効率性

技術効率性は実際に観察される投入-産出ベクトルの組み合わせ (X^0, Y^0) が生産関数上にあるかないかで定義されるのに対して、配分効率性（allocative efficiency）は (X^0, Y^0) で評価した限界生産物の比（技術的限界代替率）が観測される要素価格の比と一致するかしないかによって定義される（注8）。すなわち、2つの要素のすべての組み合わせについて (X^0, Y^0) で評価した限界生産物の比が要素価格の比に等しい場合、生産者は配分効率的な状態にあると定義される。具体的には $\frac{\partial F(X^0, Y^0)/\partial x_i^0}{\partial F(X^0, Y^0)/\partial x_j^0} = \frac{p_i}{p_j}$ が成り立つ場合である。ただし、 x_i^0, x_j^0 は要素投入ベクトル X^0 の要素であり、 p_i, p_j はその要素価格である。この場合、 x_i^0/x_j^0 は他の要素の投入量を一定として、所与の産出ベクトル Y^0 に対して最小の費用を実現する投入比率を意味する。これに対して (X^0, Y^0) で評価した任意の2つの生産要素の限界生産物の比が要素価格の比と異なる場合、生産者は配分非効率的な状態にあると定義される。具体的には

$\frac{\partial F(X^0, Y^0)/\partial x_i^0}{\partial F(X^0, Y^0)/\partial x_j^0} \neq \frac{p_i}{p_j}$ となる場合である。この場合、産出ベクトル Y^0 及び

他の要素の投入量は一定のままで、 x_i^0/x_j^0 を変化させることによって費用を低下させることが可能である。

3 - 1 - 4. 経済効率性

技術効率性と配分効率性が生産関数を用いて定義されるのに対して、経済効率性 (economic efficiency) は費用関数を用いて定義される (注9)。いま、生産要素価格 $P \equiv (p_1, \dots, p_n) \in R_{+}^m$ 、生産物 $Y \equiv (y_1, \dots, y_n) \in R_{+}^n$ を所与として費用を最小にする生産者を考えよう。この生産者の生産可能集合が上述の (a) ~ (d) の条件を満たすならば、次のような費用関数が存在することが示される (注10)。すなわち、 $C(Y, P) = \min_{X} \{P \cdot X \mid (X, Y) \in T\} = P \cdot X^*(Y, P)$ である。ただし、 X 、 (X, Y) 、 T はそれぞれ上述した要素投入ベクトル、生産計画、生産可能集合である。 $X^*(Y, P)$ は Y, P を所与とした場合の、費用を最小にする最適要素投入ベクトルである。

経済効率性は実際に観察される生産要素価格ベクトル P_x^0 と産出ベクトル Y^0 を所与として、観察される実際の費用 $P^0 \cdot X^0$ が最小費用 $C(Y^0, P^0) = P^0 \cdot X^{0*}(Y^0, P^0)$ と一致するかそれを上回るかによって定義される。すなわち、観察される生産者の実際の費用が最小費用に等しいとき、生産者は経済効率的な状態にあると定義される。具体的には $P^0 \cdot X^0 = C(Y^0, P^0)$ が成り立つ場合である。この場合、生産者は技術効率的かつ配分効率的な状態にあることを意味する (必要十分条件)。なぜなら、産出量を所与として考えた場合、技術非効率的な状態の要素投入量は所与の産出量を生産するのに必要な最小の投入量よりも多く、配

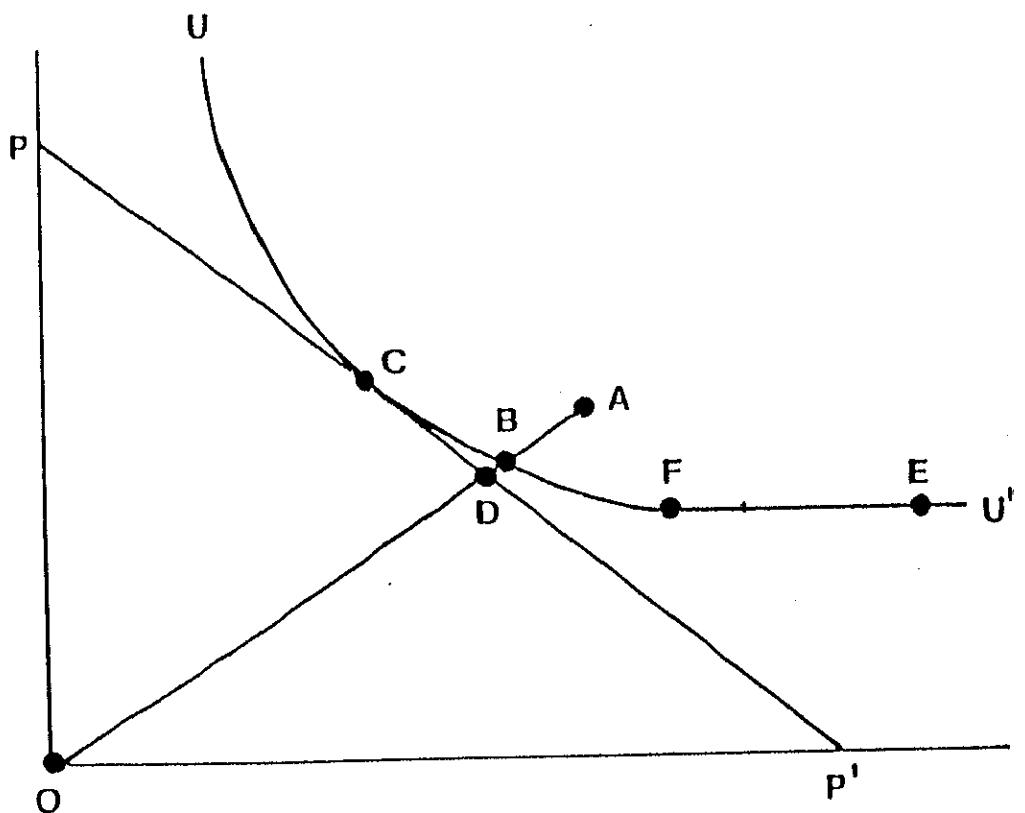
分非効率的な状態の要素投入比率は産出量及び生産要素価格を所与とした場合の費用を最小にする生産要素比率とは一致しない。それゆえ、技術非効率的ないし配分非効率的な状態では、それらが効率的な状態よりも高いコストで生産を行っている（最小費用で生産をしていない）からである。一方、観察される生産者の実際の費用が最小費用よりも高いとき、生産者は経済非効率的な状態にあると定義される。具体的には $P^o \cdot X^o > C(Y^o, P^o)$ となる場合である。この場合、経済非効率は技術非効率によるか配分非効率によるかその両者によるかのいずれかによって生じている。

第2節 効率性の尺度

3-2-1. Farrellによる効率性の尺度

効率性に関する研究の出発点となるのはFarrell [1957] による効率性の計測に関する研究である。そこで定義された効率性の尺度は現在も効率性に関する多くの実証研究で用いられている。いま、2つの生産要素 x_1, x_2 を用いて単一の生産物 y を生産する生産者の実行可能な最善の事前的技術が $y = f(x_1, x_2)$ で表されるとしよう。ただし、生産関数 $f(\cdot)$ は x_1, x_2 について一次同次（規模に関して収穫不变）と仮定する。したがって、 $y = f(x_1, x_2)$ は $1 = f(x_1/y, x_2/y)$ と変形できる。この場合、生産者の実行可能な最善の事前的技術は単位等産出量曲線（unit isoquant：生産物を1単位生産するのに必要な単位生産物当たりの最小要素投入ベクトルの集合）を用いて表すことができる。この単位等産出量曲線が（図3-1）において UU' として表されるとする。単位等産出量曲線の定義より、これよりも下側の単位投入ベクトルを生産者が選択することはできない。ここで、実際の生産者は (x_1^A, x_2^A) の投入ベクトルを用いて y^A の生産を行っているとしよう。この単位投入ベクトルは $(x_1^A/y^A, x_2^A/y^A)$ であり、これを点Aとする。また、実際に観察される要素投入量の比 x_2^A/x_1^A を所与として、同じ y^A を生産するのに必要な最小要素投入ベクトルを (x_1^B, x_2^B) とし、この最小単位要素投入ベクトルを点B $(x_1^B/y^A, x_2^B/y^A)$ とする。あるいは (x_1^A, x_2^A) を所与として可能な最大の産出量を y^B とし、この最小単位要素投入ベクトルを点B $(x_1^A/y^B, x_2^A/y^B)$ とする。このとき、技術効率性は $O B / O A$ として捉えられる。 $O B / O A$ は最小単位要素投入ベクトルの大きさ $\sqrt{(x_1^B/y^A)^2 + (x_2^B/y^A)^2}$ あるいは $\sqrt{(x_1^A/y^B)^2 + (x_2^A/y^B)^2}$ が実際に観察さ

(図 3-1)



れる単位要素投入ベクトルの大きさ $\sqrt{(x_1^A/y^A)^2 + (x_2^A/y^A)^2}$ よりもどれだけ小さいかを示すものであり、これが 1 のとき、生産者は技術効率的な状態にあり、1よりも小さいときは技術非効率的な状態にあることを意味する。ただし、 $0 < O_B/O_A \leq 1$ である。これより、 $1 - O_B/O_A$ は技術非効率の大きさを表し、実際に観察される要素投入量比率 x_2^A/x_1^A 、産出量 y^A を所与とした場合には、技術非効率の改善によって実際の要素投入量 (x_1^A, x_2^A) (あるいはコスト) をどれだけ削減できるか、その割合を示す。また、規模に関して収穫不変の仮定より、(x_1^A, x_2^A) を所与とした場合には、技術非効率の改善によってどれだけ実際の産出量 y^A を増やすことができるかを示す。

次に、要素価格を所与として一定のコストを表す等費用曲線 (isocost) を PP' としよう。 PP' の傾きは要素価格比を示す。費用最小化の必要条件は要素価格比 = 技術的限界代替率であるから、 PP' と UU' が接する点が要素価格及び産出量を所与とした場合の費用を最小にする最適単位要素投入ベクトルとなる。この点を C とする。また、実際に観察される要素投入量の比 x_2^A/x_1^A 、要素価格、産出量 y^A を所与とした場合の費用を最小にする単位要素投入ベクトルを点 D とする。このとき、配分効率性は O_D/O_B 、配分非効率性は $1 - O_D/O_B$ によって捉えられる。後者は実際に観察される要素価格、産出量 y^A を所与として、実際の要素投入比率を費用を最小にする最適投入比率に変えた場合、どれだけコストを削減できるかを示す。

経済効率性はこうした技術効率性 (O_A/O_B) と配分効率性 (O_B/O_D) の積 ($O_A/O_B \times O_B/O_D = O_A/O_D$) として捉えられる。このとき、経済非効率性は $1 - O_A/O_D$ と表される。これは技術非効率の改善と要素投入比率の改善 (配分非効率の改善) によって削減可能なコストが最小費用に対してどれだけの大きさであるかを示すものである。(図3-1) を用いていえば、実際の単位要素投

入ベクトル点 A から費用を最小にする最適単位要素投入ベクトル点 C に移動した場合のコストの低下が（点 C を通る等費用曲線で表される）最小費用に対してどれだけの大きさであるかを示すものである。

3 - 2 - 2. 単位等産出量曲線の形状と効率性の尺度

こうしたFarrellによる効率性の尺度にはいくつかの問題点のあることが指摘されている（注11）。そのうちの一つが単位等産出量曲線の形状に関わる問題である。いま、上述した一次同次の生産関数には限界生産物がゼロとなる領域が存在するとしよう（注12）。この場合、その単位等産出量曲線には技術的限界代替率（限界生産物の比）がゼロないしは無限大となる領域が存在する。（図3-1）では、E F の領域である。この領域では同一の産出量を（他の要素の投入量については同じであるが）特定の要素についてより少ない投入量で生産できる投入ベクトル（投入量の組み合わせ）が存在する。例えば、（図3-1）の点 F は x_1 について点 E よりも投入量が少ない（ただし、 x_2 の投入量については同じ）。しかしながら、Farrellによる技術効率性の尺度ではいずれも技術効率的な状態にあると見なされてしまう。このため、同じ単位等産出量曲線上にあっても（他の要素投入量は同じであるが）特定の要素についてより少ない投入量を示す投入ベクトルとそうでない投入ベクトルの技術効率性を区別できる尺度がFare and Lovell [1978] , Zieschang [1984] 等によって提案されている（注13）。しかし、Russell [1985] はこれらの尺度を含めて要素投入量と強い意味で単調（増加ないし減少）な関係にある技術効率性の尺度はいずれも投入量の測定単位と独立ではありえないことを明らかにした。この場合、資料の制約等から投入量の測定単位が異なるもとで推計された技術効率性は比較できないことになる。それゆえ、たとえ同じ単位等産出量曲線上に当該投入ベクトルよりも（他の要素投入量は同じであるが）特定

の要素についてより少ない投入量を示す投入ベクトルが存在するとしても当該投入ベクトルは技術効率的な状態にあるとするFarrellの尺度は以前として有効であるといわざるをえない。このように、単位等産出量曲線に技術的限界代替率がゼロないし無限大となる領域がある場合の技術効率性の尺度をいかに定義すべきかは未解決の問題として残されている。

3 - 2 - 3. 規模の経済の存在と効率性の尺度

第二の問題は、Farrellによる効率性の尺度は規模に関して収穫不变の仮定の下で定義されたものであるが、規模の経済ないし不経済が存在する下でも妥当するかという問題である。結論から先にいえば、規模に関して収穫不变の仮定の下で定義されたFarrellによる効率性の尺度は規模の経済ないし不経済が存在する下でも妥当する。この場合、(図3-1)の横軸 x_1/y 、縦軸 x_2/y はそれぞれ、 x_1 、 x_2 となり、 UU' は通常の等産出量曲線 (isoquant: 所与の産出量を生産するのに必要な最小の投入ベクトルの集合) となる。点Aは y^A を生産する生産者の実際の投入ベクトル (x_1^A, x_2^A) である。技術効率性、配分効率性、経済効率性はそれぞれ、 $OA/OB, OB/OD, OA/OD$ として捉えられ、規模に関して収穫不变の場合と変わらない。この点は Forsund and Hjalmarsson [1974] , Banker [1980] , Kopp [1981A,B] 等によって議論されている。

3 - 2 - 4. 非相似拡大性と効率性の尺度

第三の問題は、Forsund and Hjalmarsson [1974] , Schmidt [1985] によって指摘されたものであり、生産者の実行可能な最善の事前の技術 (生産関数) が産出の変化に関して非相似拡大的 (non-homothetic) な場合に生じる (注14)。こ

の場合、技術的限界代替率は産出量によって変化し、要素価格及び産出量を所与として費用を最小にする最適な要素投入比率も変化する。いま、生産者は最善の事前の技術の下では点A (x_1^A , x_2^A) の投入ベクトルを用いて y^B の生産が可能であるとしよう。しかし、実際の産出量は思いがけない技術非効率の発生によってそれよりも少ない y^A であったとしよう。このとき、産出量が y^B の下では実際の経済非効率がすべて技術非効率によるものであったとしても、配分非効率が生じることになる。なぜなら、実行可能な事前の最善技術の非相似拡大性により、点A の要素投入比率は産出量が y^B の下では費用を最小にする最適要素投入比率であるが、産出量が y^A の下ではもはや最適要素投入比率ではなくくなってしまうからである。

こうした問題は生産者が投入ベクトルを選択する際に、あらかじめ技術非効率の水準を予測できない場合に生じる。もし、予測できるのであれば、技術非効率的な実際の産出量の下での最適要素投入比率もあらかじめ予測できるから、実際の要素投入量比率がそれと異なるのであれば、配分非効率が生じていると考えられる。すなわち、配分効率性を見るためにここで比較すべきなのは技術非効率的な実際の産出量の下での最適要素投入比率と実際の要素投入比率であり、実行可能な事前の最善技術が相似拡大的である場合と変わらない。しかし、あらかじめ技術非効率の水準を予測できない下で配分効率性を見るためには、期待される技術効率的な産出量の下での最適要素投入比率と実際の要素投入比率を比較しなければならない。このように、実行可能な事前の最善技術が相似拡大的でない場合に配分効率性を捉えるには、生産者の技術非効率の予測について明確な仮定をおく必要がある。

第3節 フロンティアの計測モデル

前述のように、技術効率性、配分効率性、経済効率性の概念は実行可能な事前的な最善技術を示す生産関数とその双対（dual）関係にある費用関数に基づいて定義される。ここで用いられる生産関数は所与の投入ベクトルに対して実行可能な最大の产出量を示すものであり、費用関数は要素価格ベクトルと产出ベクトルを所与として実行可能な最小の費用を示すものである。したがって、もし実際に観察される产出量が実際の投入ベクトルに対して実行可能な最大の产出量と異なるのであれば、それは技術非効率によって生産関数よりも下方に乖離するはずである。同様に、実際の要素価格ベクトル、产出ベクトルに対して実行可能な最小のコストと実際に観察されるコストが異なるのであれば、それは経済非効率（技術非効率ないし配分非効率）によって費用関数よりも上方に乖離しなければならない。しかしながら、最小二乗法等の標準的な統計手法によって計測される生産関数や費用関数はその残差（観測値 - 理論値）が正負両方の符号をとり得るようにモデル化されている。すなわち、実際の产出量が生産関数の上方に乖離したり、実際のコストが費用関数の下方に乖離したりすることが有り得る。明らかにこの生産関数は所与の投入ベクトルに対して平均的な产出量を示すものであり、費用関数は要素価格ベクトルと产出ベクトルを所与として平均的な費用を示すものである。こうした平均的な生産関数ないし費用関数と技術効率性、配分効率性、経済効率性を定義する上で用いられる生産関数ないし費用関数とを区別するために、後者は「フロンティア生産関数」ないし「フロンティア費用関数」と呼ばれる。

Forsund, Lovell and Schmidt [1980] はこのフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数の計測モデルを次のような観点から分類している。

（1）実際の投入ベクトルを所与としてフロンティア生産関数で表される最大产出量と実際の产出量との乖離（技術非効率）に何らかの確率分布を仮定するか否

か。同様に、実際の要素価格ベクトル、産出ベクトルを所与として実際の費用とフロンティア費用関数で表される最小費用との乖離（経済非効率）に確率分布を仮定するか否か。仮定するモデルは「統計的フロンティアモデル（statistical frontier model）」、仮定しないモデルは「非統計的フロンティアモデル（non-statistical frontier model）」と呼ばれる。

(2) 確率分布を仮定しない場合、具体的な生産関数ないしは費用関数の形を特定化するか否か。特定化する場合、「パラメトリックフロンティアモデル（parametric frontier model）」、特定化しない場合、「ノンパラメトリックフロンティアモデル（non-parametric frontier model）」と呼ばれる。

(3) フロンティア生産関数ないし費用関数そのものを確定的なものと考えるか確率的なものと考えるか（具体的には誤差項を付加するか否か）。確定的なものと考える（誤差項を付加しない）場合、「決定論的フロンティアモデル（deterministic frontier model）」、確率的なものと考える（誤差項を付加する）場合、「確率論的フロンティアモデル（stochastic frontier model）」と呼ばれる。

このうち、計量経済学的な観点から重要なのは決定論的フロンティアモデルと確率論的フロンティアモデルである。

3 - 3 - 1. 決定論的フロンティアモデル

決定論的フロンティアモデルは実行可能な最大の産出量もしくは最小の費用は確定的であると仮定してフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数を特徴化するモデルである。すなわち、実行可能な最大の産出量もしくは最小の費用に影響を与える要因はすべて説明変数としてモデルの中に組み込むことができ、投入ベクトルないし要素価格ベクトルと産出ベクトルが与えられれば推定されたフロンティア生産関数もしくはフロンティア費用関数を用いて実行可能な最大の産出量ないし最小の費用は一意的に定まるとするモデルである（注15）。この場合、技術効率的な状態もしくは経済効率的な状態では、推定されたフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数からの残差（実際の産出量ないし費用と実行可能な最大の産出量ないし最小の費用との乖離）はゼロとなり、技術非効率的な状態ではフロンティア生産関数からの残差（実際の産出量 - 実行可能な最大の産出量）が負、経済非効率的な状態ではフロンティア費用関数からの残差（実際の費用 - 実行可能な最小の費用）が正となる。そしてフロンティア生産関数の定義から、その残差が正の値をとることはありえない。同様に、フロンティア費用関数の定義から、その残差が負の値をとることはできない。具体的には次のように定式化できる。

$$y = f(X) - u_p \quad \text{あるいは} \quad \ln y = \ln f(X) - u_p$$

$$C = g(P, Y) + u_c \quad \text{あるいは} \quad \ln C = \ln g(P, Y) + u_c$$

ただし、 y : 実際の産出量, X : 実際の投入ベクトル,

$f(\cdot)$: フロンティア生産関数,

u_p : フロンティア生産関数からの残差 ($u_p \geq 0$),

C : 実際の費用, Y : 実際の産出ベクトル,

P : 実際の要素価格ベクトル, $g(\cdot)$: フロンティア費用関数,

u_c : フロンティア費用関数からの残差 ($u_c \geq 0$)

である。

Aigner and Chu [1968] はコブ・ダグラス型のフロンティア生産関数をその残差項にいかなる確率分布も仮定しない（非統計的フロンティアモデル）で線形計画法及び二次計画法を用いて計測している。しかし、線形計画法及び二次計画法による推定値の特性はその残差項に何らかの仮定をおかなければ知ることはできない。Richmond [1974] はフロンティア生産関数からの残差 (u_p) が平均 μ かつ有限の分散でそれぞれ独立に同一の分布に従い、投入ベクトルと独立ならば、フロンティア生産関数の切辺パラメータ (A とする) を $A - \mu$ とした生産関数は平均ゼロの誤差項を有し、切辺を除いたパラメータの最小二乗推定量は一致推定量 (consistent estimator) であることを示した。さらに、Gabrielson [1975] と Greene [1980A] は推定された $A - \mu$ の切辺パラメータを最も大きなプラスの残差がゼロとなるように修正した (corrected) ものはフロンティア生産関数の切辺パラメータ A の一致推定量であることを示した。しかしながら、修正された切辺パラメータの漸近分布は明かではなく、技術非効率の計測についてなんら確率的な言及をすることはできない。もし、 u_p ないし u_c に特定の確率分布（切断正規分布、指数分布、ガンマ分布など）を仮定すれば、その尤度関数 (likelihood function) を導出でき、最尤推定量 (maximum likelihood estimator) を求めることができる。Afriat [1972] は u_p に β 分布を仮定し、最尤法によってフロンティア生産関数を推定し、パラメータの最尤推定値を得た。Schmidt [1976] は Aigner and Chu [1968] の線形計画法で得られた推定量は u_p に指数分布を仮定した場合の最尤推定量に等しく、二次計画法で得られた推定量は u_p に半正規分布を仮定した場合の最尤推定量に等しいことを示した。しかし、いかなる分布を仮定しても u_p ないし u_c の定義より、これらのとり得る値の範囲は推定されるパラメータに依存する。パラメータの最尤推定量が一致性 (consistency) と漸近的

正規性 (asymptotic normality) を持つための条件の一つは確率変数のとり得る値の範囲が推定されるパラメータに依存しないことである（注16）。それゆえ、残差に何らかの確率分布を仮定した決定論的フロンティアモデルにおけるパラメータの最尤推定量は一致性和漸近的正規性を持たない。Greene [1980A] はパラメータの最尤推定量が通常の望ましい漸近的特性を持つための u_p ないし u_c の分布に関する十分条件を示している。すなわち、 h を u_p ないし u_c の確率密度関数とすれば、 $h(0) = 0$ かつ、 u_p ないし u_c が限りなくゼロに近づくとき

$$\frac{\partial h(u_p)}{\partial u_p} \text{ ないし } \frac{\partial h(u_c)}{\partial u_c} \text{ も限りなくゼロに近づくというのがその十分条件である。}$$

こうした決定論的フロンティアモデルはフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数をその理論的な定義に忠実にモデル化しているという点で経済学的解釈が容易な反面、次のような問題のあることがAigner, Lovell and Schmidt [1977] , Forsund, Lovell and Schmidt [1980] によって指摘されている。第一に、実行可能な最大の産出量もしくは最小の費用に影響を与える要因をほとんどすべて説明変数としてモデルの中に組み込むことは、実際には不可能である。特に予期しない天候の変化や機械の不調など個別生産者がコントロールできない環境的・技術的不確実性の影響を明確に特定化することはできない（注17）。第二に、実際のデータは調査誤差やデータ作成誤差等の観測誤差を多かれ少なかれ含んでいる（注18）。これらの実際的な問題はサンプルから推定されたフロンティア生産関数ないしフロンティア費用関数はその理論的な定義とは別に、説明変数の欠落や観測誤差（これらは統計的ノイズと呼ばれる）によって変動することを示している。とりわけ、決定論的フロンティア生産関数からの観測値の乖離はマイナスの方向にしか許されないため、プラスの方向に大きく乖離している異常値にその推定結果は大きく影響されてしまう。同様に、決定論的フロンティア費用

関数の推定においてはマイナスの方向に大きな乖離を示す異常値にその推定結果は大きく影響されてしまい、推定値の信頼性を大きく損なってしまう。

3 - 3 - 2. 確率論的フロンティアモデル

実際のサンプルデータにおける実行可能な最大の産出量ないし最小の費用は思いがけない天候の変化や機械の不調など個別生産者がコントロールできない環境的・技術的不確実性や観測誤差（調査誤差、データ作成誤差）によって変動するものとしてフロンティア生産関数ないし費用関数を特定化するのが確率論的フロンティアモデルである（注19）。そのため、推定されたフロンティア生産関数もしくはフロンティア費用関数が示す実行可能な最大産出量ないし最小費用と実際の産出量あるいは実際の費用との乖離は2つの部分からなると仮定される。一つは、環境的・技術的不確実性や観測誤差によるフロンティア生産関数もしくはフロンティア費用関数の変動を示す部分（ v_p ないし v_c ）であり、もう一つは技術非効率ないし経済非効率による乖離を示す部分（ u_p ないし u_c ）である。環境的・技術的不確実性や観測誤差による変動は純粹に確率的な変動に近いと考えられるから、正負両方の符号をとり得るものと仮定される。一方、技術非効率ないし経済非効率による乖離はその定義から正負どちらか一方の符号（技術非効率による乖離の場合は負、経済非効率による乖離の場合は正）しかとることはできない。具体的には次のように定式化される。

$$y = f(X) + v_p - u_p \quad \text{あるいは} \quad \ln y = \ln f(X) + v_p - u_p$$

$$C = g(P, Y) + v_c + u_c \quad \text{あるいは} \quad \ln C = \ln g(P, Y) + v_c + u_c$$

ただし、 y ：実際の産出量、 X ：実際の投入ベクトル、

$f(\cdot)$ ：フロンティア生産関数、

v_p ：統計的ノイズを示すフロンティア生産関数の誤差項

u_p : 技術非効率を示す誤差項 ($u_p \geq 0$) ,

c : 実際の費用, Y : 実際の産出ベクトル,

P : 実際の要素価格ベクトル, $g(\cdot)$: フロンティア費用関数,

v_c : 統計的ノイズを示すフロンティア費用関数の誤差項

u_c : 経済非効率を示す誤差項 ($u_c \geq 0$)

である。

このモデルはAigner, Lovell and Schmidt [1977], Meeusen and van den Broek [1977] によって最初に提示されたものであり、決定論的フロンティアモデルからの自然な発展と見ることができる（注20）。

v_p ないし v_c についてはこれまでのすべての確率論的フロンティアモデルにおいて平均ゼロ, 分散 $\sigma_{v_p}^2$ ないし $\sigma_{v_c}^2$ の正規分布 $v_p \sim N(0, \sigma_{v_p}^2)$ もしくは $v_c \sim N(0, \sigma_{v_c}^2)$ が仮定されている。 u_p ないし u_c については半正規分布や指數分布などが仮定されることが多いがそれ以外にも様々な分布が仮定されている。Stevenson [1980] は u_c に切断正規分布 (truncated normal distribution) やガンマ分布 (gamma distribution) を仮定して推定を行っている。Lee [1983A] はより一般的な4変量ピアソン系分布 (quadrivariate pearson family distribution) を仮定した場合について考察している。

尤度関数を定義し、最尤推定量を導出するためにはこうした分布の仮定に加えて、次のような仮定をおくことが必要である。フロンティア生産関数の場合には v_p と u_p は相互に独立であり、かつこれらは投入ベクトルとも独立であるという仮定である。フロンティア費用関数の場合には v_c と u_c は独立であり、かつこれらは産出ベクトル、要素価格ベクトルとも独立であるという仮定である。実際の推定はこうした仮定に基づいて定義された尤度関数を数値的に最大化することによって行われる。そのための計算上の問題については Waldman [1982], Greene [1982], Lee [1983B], Huang [1984] 等で議論されている。より簡単な方法と

して補正された最小二乗推定量 (corrected least squares estimator) を求める方法がある。具体的には、最初に最小二乗法によってモデルを推定し、その後最小二乗残差のより高次のモーメントを用いて誤差分布に関するパラメータと u_p ないし u_c の期待値 $E(u_p)$ もしくは $E(u_c)$ を推計する。最後に $E(u_p)$ ないし $E(u_c)$ を用いて切片パラメータを補正する (フロンティア生産関数の場合には切片パラメータに付加し、フロンティア費用関数の場合には差し引く) 方法である。Olson, Schmidt and Waldman [1980] は v_p が正規分布に従い、 u_p が半正規分布に従う場合には、補正された最小二乗推定量は最尤推定量に劣らない有効な推定量であることを示した。

モデルが推定されれば、 $v_p - u_p$ ないし $v_c + u_c$ の理論値を求めることができる。しかし、技術効率性ないし経済効率性の推計のために必要なのは u_p , u_c であり、 $v_p - u_p$ ないし $v_c + u_c$ の理論値からこれらを分離しなければならない。Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt [1982] は技術効率性の指標として $E(u_p | v_p - u_p)$ を用いることを提案し、 v_p と u_p がそれぞれ正規分布と半正規分布に従う場合の $E(u_p | v_p - u_p)$ を具体的に導出している。Battese and Coelli [1988] は v_p と u_p に関する同様の仮定の下で、パネルデータを用いた場合の $E(\exp(-u_p) | v_p - u_p)$ を導出している。同様に、経済効率性の指標として $E(u_c | v_c + u_c)$ や $E(\exp(-u_c) | v_c + u_c)$ を用いることができる。しかしながら、Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt [1982] の $E(u_p | v_p - u_p)$ はサンプルが無限に大きくなってしまっても u_p に確率収束しないという意味で u_p の一致推定量ではない。Battese and Coelli [1988] の $E(\exp(-u_p) | v_p - u_p)$ は分析対象期間が無限に長くなると $\exp(-u_p)$ に確率収束するという意味で $\exp(-u_p)$ の一致推定量である。しかし、これは無限に長い間において u_p が変化しないことを意味し、現実妥当性を欠いている。一方、 $E(u_p)$, $E(\exp(-u_p))$, $E(u_c)$, $E(\exp(-u_c))$ (u_p , $\exp(-u_p)$, u_c , $\exp(-u_c)$ の標本平均) は u_p , $\exp(-u_p)$,

u_c , $\exp(-u_c)$ の母平均の一致推定量であるが、サンプル全体についての技術非効率ないし経済非効率を示すのみで個々のサンプルについての技術非効率ないし経済非効率を示してはいない。

こうした確率論的フロンティアモデルには次のような利点と問題点のあることが植草・鳥居 [1985] によって指摘されている。すなわち、環境的・技術的不確実性や観測誤差による変動は v_p ないし v_c に吸収されると期待でき、それゆえ異常値の影響のかなりの部分は v_p ないし v_c によって緩和されると考えられる。しかししながら、 v_p もしくは v_c のパラメータは u_p ないし u_c にいかなる分布を仮定するかによって変化してしまうという問題がある。より一般的には、モデルの推定値や技術効率性ないし経済効率性の推計値の水準も u_p , u_c の分布の仮定に依存して変化してしまうという問題である。この問題は決定論的フロンティアモデルのうち、その残差に何らかの確率分布を仮定するモデルにも当てはまる。このため、 u_p , u_c に仮定した分布の有意性に関する検定方法が Lee [1984], Schmidt and Lin [1984] によって提案されている。いずれも有意性の検定には LM テスト (lagrangean multiplier test) を用いているが、それを実行するには情報行列が特異行列となったり、制約された尤度関数の一階微分行列がゼロ行列となるなどの様々な困難が発生することが知られている。これらの困難をいかに克服すればよいかは未解決の問題として残されている。

第4節 経済効率性に影響を与える要因

こうしたフロンティアモデルによって推計される技術効率性、配分効率性、経済効率性はいかなる要因の影響を反映しているのだろうか。とりわけ、経済効率性は技術効率性、配分効率性を含むより一般的な効率性の概念であり、経済効率性に影響を与える要因は技術効率性、配分効率性のどちらか一方もしくは両方に影響を与える。それゆえ、以下では経済効率性を中心に、それがいかなる要因の影響を表現しているかについて考える。

前述のように、経済効率性はフロンティア費用関数からの残差（実際のコストと実行可能な最小費用との差）に基づいて捉えられる。観測誤差を別とすれば、この残差は基本的に生産者の実際のコストに影響を与える要因のうち、数量的には捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に組み込まれなかった要因の総効果を表している。それには二つのタイプがある。一つは実際の生産者も分析者としての我々も観察（コントロール）できない要因であり、具体的には、思ひがけない天候の変化や機械の不調などの環境的・技術的不確実性である。もう一つは実際の生産者は観察している（コントロールできる）が我々は観察していない要因である。この要因の例としては①生産要素の質、②個別経営の構成員（経営主、経営主以外の家族労働、雇用労働）個々人の努力水準、③要素価格及び資本財減価償却に対する将来予想や割引率、④市場における取引費用の存在などを挙げることができる（注21）。

このように、フロンティア費用関数からの残差を二つのタイプに分けて見ると、決定論的フロンティアモデルの残差は経済非効率によるフロンティア費用関数からの乖離（経済効率性）のみを示すと仮定されるから、経済効率性はこれら二つのタイプの要因の影響を表現している。一方、確率論的フロンティアモデルの残差は環境的・技術的不確実性や観測誤差によるフロンティア費用関数の変動を示

す部分と経済非効率による乖離を示す部分とから成ると仮定される。観測誤差を別とすれば、環境的・技術的不確実性による変動は明らかに生産者も我々も観察（コントロール）できない要因によるものである。それゆえ、経済効率性は主として生産者は観察している（コントロールできる）が我々は観察していない要因による影響を表現していると考えられる。

3-4-1. 生産要素の質

実際の生産者は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、多くの場合、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因の一つは生産要素の質である。ここでは特に、多くの実証分析に共通する生産要素として労働と資本財（機械・設備）について考える。

労働の質はそれに体化された情報的資源の量に規定される（注22）。後の章で述べるように、情報的資源は生産活動に必要な資源を組み合わせて市場環境、技術環境の要請に応える適切な機能や用役をもたらしてくれる源泉となるものである。その多くは個別経営の構成員（経営主、経営主以外の家族労働、雇用労働）に体化されて個別経営の中に蓄積されていく。情報的資源をより多く有する構成員ほどその労働の質は高く、（他の条件を一定とすれば）生産は経済効率的（技術効率的かつ配分効率的）に行われると考えられる。例えば、構成員が市場情報（生産物市場情報、要素市場情報）や生産技術情報（情報及びノウハウ）を多く有し、その情報を正確にかつ低いコストで迅速ないし適時に蓄積・取得・流出できるほど（生産物及び要素）価格変化に対して敏感に反応でき（配分効率的）、より優れた技術で生産を行うことができる（技術効率的）。特に、経営主が経営管理情報（情報及びノウハウ）を多く有し、経営管理能力が高く、企業家精神が旺盛で開発型志向が強いほど生産は経済効率的であると考えられる。

資本財（機械・設備）の質は主としてそのヴィンテージ（Vintage：製造日）に規定される（注23）。一般に、技術変化は古い資本財にも新しい資本財にも同様の影響を与えるのではなく、むしろ新しい資本財にのみ体化され、その実効が發揮される。資本財は技術進歩の進行とともに新しい技術が体化され、その質が向上していく。古い資本財はそのヴィンテージにおいて支配的であった技術と様々な経済条件を反映しているが、現在の技術知識の下で実効可能な最善の技術を反映してはいない。ヴィンテージの新しい資本財にはより優れた新しい技術が体化されており、それが古い資本財よりも同一の要素投入量に対してより多くの産出量を生産することができる（あるいは同一の生産量に対してより低いコストで生産できる）。（他の条件を一定とすれば）年齢構成の新しい資本財を用いた生産ほど技術効率的（配分効率性が低下しなければ経済効率的）であると考えられる。

こうした生産要素の質はそれを改善するのにかなりの時間を必要とする（少なくとも単一の生産期間では行われがたい）ことを特徴とする。労働の質の規定要因である情報的資源はその多くが経営面における真の個性を形づくるものであり、個別経営の特異性が強いものである。それゆえ、市場で取引される可能性ないしは市場で調達できる可能性がきわめて小さく、その蓄積は個別経営が自ら経営内部で長い時間をかけて行なわなければならぬ。また、ヴィンテージの更新は新しい資本財で古い資本財を代替することで可能となるが、古い資本財が陳腐化するまでは一定の期間を要する。その物理的耐久性が高いほど、すぐれた新しい技術を体化した資本財の出現が遅いほど、古い資本財の陳腐化の速度は遅くなると考えられる。

このことは政策的な観点から経済効率性を見る場合にその改善を静態的に（ある一時点ないし一期間で）解釈するのではなく、動態的に（複数の時点ないし期間で）解釈することを要請する。生産要素（労働及び資本財）の質的改善がかな

りの時間をする一方で、実効可能な事前的最善技術は時間とともに変化していく。それをある一時点で見た場合、両者が一致（ないしは著しく接近）することはかなり難しい。すなわち、経済効率性の格差が主として生産要素の質的違いによって生じる場合、政策的観点から重要なのは現在の生産者（個別経営）の技術状態を実効可能な事前的最善技術に近づけることではなく、時間とともに変化していく事前的最善技術の拡張経路に現在の技術を近づけることである。

3 - 4 - 2. 個別経営の構成員の努力水準

個別経営における構成員個々人の努力水準もまた、経済効率性に影響を与えるがモデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因の一つである。同じ生産要素を同じ量だけ使用しても構成員個々人の努力水準が異なれば、結果として産出量やコストに違いが出てくる。（他の条件を一定とすれば）構成員個々人の努力水準が高い所にある経営はそれが低い経営よりも経済効率的であると考えられる。

一般に、個別経営における（経営主以外の）ほとんどの個々人は自分に課せられた仕事の具体的な作業について事前に完全な情報を受け取ることは不可能であり、多かれ少なかれその作業を自分で解釈することになる。Leibenstein [1976] は作業解釈の具体的な内容として、その作業の活動 (A)，速度 (P)，質 (Q)，時間的パターン (T) を挙げており、その束 $A \cdot P \cdot Q \cdot T$ の集合によって個人の作業解釈の中身を表している。特定の $A \cdot P \cdot Q \cdot T$ は努力点 (effort point) と呼ばれ、選択可能性のある努力点の集合として個人の作業解釈は表される。この集合は努力位置 (effort position) と呼ばれるものであり、個人はこの中から特定的努力点を選択する。

努力点の移動は苦痛（効用面での費用）をともなうが、新しい努力点からは新

しい満足（効用面での利益）を得る。この両者のどちらが大きいかで努力点の移動が行われるか行われないかが決まる。苦痛のほうが大きく、移動が行われない領域は慣性領域（inert area）と呼ばれ、努力点がこの領域にあるとき、個人は安定的な努力均衡状態（effort equilibrium）にあるといわれる。

こうした努力点（ないし努力水準）の選択は個人の内面的動機に影響する要因と外的環境要因によって規定される。前者の例としては、賃金の支払形態、労働条件の良否、熟練を要する作業での適材適所、作業単位内の心理的要因、労働時間の長短などがある。後者の例としては、個別経営の直接的競争者の有無や潜在的競争者の有無に依存する競争圧力の程度を挙げることができる。

個別経営における個々人の動機に基づく非効率はLeibenstein [1976] によって「 x 非効率（ x -inefficiency）」と命名されたものであり、個別経営の最大化ないし最小化理論（利潤最大化、売上最大化、費用最小化等）を必ずしも前提としていない。しかしながら、技術効率性、配分効率性、経済効率性の概念は個別経営の最大化ないし最小化理論を前提として定義されるものである。それゆえ、効率性に影響する要因として x 非効率を議論する場合は、最大化ないし最小化理論で捉えられる側面は生かしながら、しかもそれで捉えられない側面も考慮できる分析枠組みが必要となる。そのため、ここでは個別経営全体の行動仮説として最大化ないし最小化理論を前提とするが、構成員個々人の実際の行動は必ずしもそれと一致しないというモデルを想定している。

3-4-3. 要素価格及び減価償却に対する将来予想や割引率、取引費用の存在

経済効率性がその影響を反映しているもので、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられないその他の要因としては要素価格及び資本財減価償却に対する将来予想や割引率、市場における取引費用の存在を考えることができる。

生産者が單一生産期間での最適化ではなく、複数の生産期間にわたる最適化（例えば、資本ストックの全寿命にわたっての準レントの最大化）を行っている場合、最適投入ベクトルの選択は要素価格及び資本財の減価償却に対する将来予想や割引率に依存する。仮に個別生産者が完全に合理的な長期投資計画を立てることが可能であるとしても、これらに対する将来予想や割引率が異なれば、選択される最適投入ベクトルは異なり得る。佐藤 [1975] は putty-clay モデルを仮定した一次同次のコブ・ダグラス型生産関数を用いて企業が資本ストックの全寿命にわたって準レントの最大化を行っている場合を考察し、賃金の上昇率や資本財の減価償却に対する将来予想、割引率が異なれば、最適能率係数（産出量/投入量）ベクトルが異なることを理論的に明らかにしている。

また、市場において取引コスト（財・サービスの交換に要する時間や資源）が存在し、それが個別経営ごとに異なる場合も（他の条件を一定として）経済効率性に違いが生じてくると考えられる。Williamson [1975]、今井・伊丹・小池 [1982] は取引コストの規定要因として、① 取り引きされる財・サービスの特性、② 市場における財・サービスの供給者と需要者の数、③ 取引に関わる意志決定者の人間的性質等を挙げている。

取り引きされる財・サービスの性質が複雑であり、価格情報だけではその品質を客観的に判定するのが難しくなってくると、価格以外の情報が必要となる。その獲得のためには、より多くの時間と人的資源を必要とする。例えば、個別経営が複雑な仕組みの資本財（大型コンピュータ）を購入する場合、多くのメーカーの

資本財の仕様と価格を分析し、自分の経営にあったものを見つけださなければならぬ。市場における財・サービスの供給者と需要者の数が少ない場合にも取引コストが生じる。この場合、両者は駆け引き的行動をとりやすく、情報収集・取引契約実行の確認・危険負担などに多くのコストがかかる。こうした少数者間の取引には意志決定者の人間的側面が強く出てくる。限られた情報の下で限られた合理性を追求する意志決定者は、意識的な駆け引き行動や意図的な情報操作を行いやすい。結果として取引は複雑に成らざるをえず、取引コストが増大することになる。こうした取引コストは個別経営の技術条件や環境（市場）条件によって異なり、（他の条件を一定とすれば）経済効率性の違いを生じさせるものと考えられる。

(注1) 生産関数の基本的解釈についてはJohansen [1972] , Salter [1960] , 佐藤 [1975] 等を参照。

(注2) 例えば、奥野・鈴村 [1985] pp. 41-42参照。

(注3) Johansen [1972] pp. 4-27参照。

(注4) 誘導的発明 (induced invention) の理論についてはHicks [1932] p. 125 参照。

(注5) 奥野・鈴村 [1985] pp. 48-53参照。

(注6) 奥野・鈴村 [1985] pp. 53-56参照。

(注7) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] , 植草・鳥居 [1985] 参照。

(注8) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] , 植草・鳥居 [1985] 参照。

(注9) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] 参照。

(注10) McFadden [1978] 参照。

(注11) Schmidt [1985] を参照。

(注12) 上述した効率生産集合に関する仮定(c)より、限界生産物が負となるケースは排除されている。

(注13) 関連した議論はKopp[1981A, B], Fare and Lovell [1981] , Russell [1985] でも見られる。

(注14) すなわち、産出の変化によって任意の2つの生産要素の技術的限界代替率（限界生産物比）が変化する場合である。生産関数の産出の変化に関する相似拡大性 (homotheticity) についてはChambers [1988] pp. 37-41参照。

(注15) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] pp. 10-13, Schmidt [1985-6] pp. 301-303参照。

(注16) 一致性 (consistency) 及び漸近的正規性 (asymptotic normality) については竹内 [1963] pp. 238-255参照。

(注17) 環境的・技術的不確実性については酒井 [1982] pp. 9-10参照。

(注18) 調査誤差や観測誤差については小尾 [1972] pp. 98-104参照。

(注19) Forsund, Lovell and Schmidt [1980] pp. 13-15, Schmidt [1985-6]
pp. 303-308参照。

(注20) 誤差分布の歪度を強調したAigner, Amemiya and Poirier [1976] の研究
とも関連している。

(注21) 生産要素の質についてはForsund and Hajalmarsson [1974] , 佐藤
[1975] pp. 5-7, 個々人の努力水準についてはLeibenstein [1976] pp. 95-117,
要素価格及び資本財減価償却に対する将来予想や割引率については佐藤 [1975]
pp. 113-124, 取引費用についてはWilliamson [1970] , 今井・伊丹・小池 [1982]
pp. 55-61を参照。

(注22) 情報的資源については吉原・佐久間・伊丹・加護野 [1981] pp. 23-31参
照。

(注23) 資本財のヴィンテージ (Vintage : 製造日) についてはSolow [1960] 参
照。

第四章 X費用関数モデル

－ 経済効率性と技術的経済性及び弾力性との統一的把握 －

第1節 新たな分析視点

これまでのフロンティア生産関数やフロンティア費用関数の推定は、実際の生産者は効率性を異にするという事実認識から出発している。実行可能な事前的最善技術を産出量と投入量との関数関係、あるいはその双対関係にある費用と産出量及び要素価格との関数関係として把握し、生産の技術的可能性や生産者の経済的可能性を捉えることによって効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）に関する情報（確率分布のパラメータ等）を得ることがその基本目的である。得られた情報に基づいて個々のサンプル（生産者）についての効率性の推計が行われ、効率性の違いが具体的に明らかにされる。しかしながら、効率性が異なるという認識から次のような分析視点を我々は見い出すことができる。

一つは、（他の条件を一定として）効率性の異なる生産者は異なる技術的経済性（規模の経済性、範囲の経済性）や弾力性（生産弾力性、代替弾力性、要素需要の要素価格弾力性）を示すのではないかという視点である（注1）。効率性がその影響を反映している要因の多くは、技術的経済性や弾力性にも影響を与えるものと考えられる。例えば、労働の質の規定要因である情報的資源（生産技術情報や経営管理情報等）は、異なる生産部門間で共通に利用可能な共通生産要素であり、範囲の経済発生の主たる源泉である（注2）。加えて、情報的資源の蓄積は生産物の歩留まり率を向上させ、結果として限界費用を低下させる可能性が高い（注3）。また、資本財のヴィンテージの違いは体化された技術の新旧を反映して

おり、資本財と他の要素（特に労働）との代替可能性の点で新しい技術（ヴィンテージの新しい資本財）は古い技術（ヴィンテージの古い資本財）とかなり異なり得る（注4）。個別経営の構成員個々人の努力水準の向上も限界生産物の向上ないし限界費用の低下につながると思われる。

二つは、効率性が異なる生産者の生産要素の使用には偏りが見られるのではないかという視点である。もし、（他の条件を一定として）効率性の異なる生産者の技術的限界代替率（任意の二つの要素の限界生産物の比）に明確な違いが見られ、（要素価格及び産出量を所与として費用を最小にする）最適要素投入比率ないしコストシェアが異なるならば、効率性の違いは生産要素の使用に偏りをもたらすと判断される（注5）。効率性の高い生産者ほど_j生産要素に対する_i生産要素の技術的限界代替率が大きく（小さく）、_i生産要素について大きな（小さな）コストシェアを示すならば、効率性の改善は_i生産要素使用（節約）的な偏りを持つと見なすことができる。こうした効率性の違いが生産要素の使用についていかなる偏りを示すかを理論的に予想するのは難しい。しかし、上述のように、効率性がその影響を反映している要因の多くは、代替弾力性にも影響を与えると考えられる（注6）。代替弾力性はその定義から、技術的限界代替率やコストシェアと密接に関係しており、代替弾力性に影響を与える多くの要因は技術的限界代替率やコストシェアにも影響を与える（注7）。したがって、効率性がその影響を反映している要因の多くは技術的限界代替率やコストシェアにも影響を与え、生産要素の使用に偏りをもたらす可能性が高い。

三つは、生産者にとって効率性が可変的な場合と固定的な場合とでは技術的経済性や弾力性が異なるのではないかという視点である。前述のように、効率性は実際の生産者は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の影響を反映している。その中には効率性

(したがって実際の産出量ないしコスト)への影響を変化させるのにかなりの時間を要するもの（特に生産要素の質）があり、これらの要因を含めて効率性が反映している要因を全体で見た場合もその固定的性格は（モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられている要因に比べて）かなり強いものと考えられる。したがって、効率性をこれら要因の代理変数として考えた場合、その変数は固定要素と見なすことができる。この場合、効率性が反映している要因の影響がすでに確定し、その制約を受けるという意味でモデルは要素投入後の事後的な技術を反映している（注8）。一方、実際に生産要素を投入する以前においては、これら要因の影響は未だ確定せず、むしろ実行可能な事前的最善技術に基づいて自由な選択が可能である。それゆえ、要素投入前の事前的技術におけるこれら要因は可変要素と考えることができる。この場合、効率性が反映している要因の事後的制約を受けない点で事前的技術は事後的技術と大きく異なる。上述のように、これら要因の多くは、技術的経済性や弾力性にも影響を与えるものと考えられる。したがって、技術的経済性や弾力性はこれら要因の事後的制約の影響を受け、結果としてこれら要因が可変的な場合と固定的な場合とでは技術的経済性や弾力性が大きく異なり得るものと考えられる。

こうした視点からこれまでのフロンティアモデル（決定論的フロンティアモデル、確率論的フロンティアモデル）を用いた効率性に関する研究を振り返ると、Schmidt [1985] に第一の視点と同様の示唆を読みとることができると、その具体的なモデル化と実証分析は未だ行われていない。第二、第三の分析視点についてはそれを示唆する文献さえも見つけることができない。第3章で述べたように、既存の分析の多くはフロンティアにおける産出量やコストと実際のそれらとの乖離を残差の全部ないし一部としてモデル化している。効率性の変化によって生産関数や費用関数はただ平行的に上下するだけであり、切片以外のパラメータは不变である。結果として、切片パラメータがその具体的な指標の中に含まれない技

術的経済性（とりわけ規模の経済性）や弾力性は効率性が変化してもその影響を受けない。したがって、上述の分析視点から効率性と技術的経済性や弾力性を統一的に捉えるためには、これまでの分析とは異なったモデルが必要となる。

第2節 モデルの提示 — x費用関数モデル —

従来のフロンティアモデル（決定論的フロンティアモデル、確率論的フロンティアモデル）における理論的な制約（経済効率性の費用中立性（注9）、規模の経済性や代替弾力性の経済効率性との独立性など）は主として効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）に関連するパラメータと技術的経済性や弾力性に関連するパラメータとを同時に推定したいためのモデルの単純化から生じている。それゆえ、上述の分析視点から効率性と技術的経済性や弾力性を統一的に捉えるためには効率性に関連するパラメータと技術的経済性や弾力性に関連するパラメータとを別々に推定する必要がある。もちろん、効率性と技術的経済性及び弾力性を同時に推定でき、かつ上述の分析視点から効率性と技術的経済性や弾力性を統一的に明らかにできることが最も望ましいが、両者はトレード・オフの関係にあり、どちらに比重を置くかを選択しなければならない。従来のフロンティアモデルは明らかに前者に重点を置いており、後者に重点を置いたモデルの開発が求められている（注10）。

上述の分析視点から効率性と技術的経済性や弾力性を統一的に捉えるために、経済効率性を実際の生産者は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の代理変数として考え、それを固定要素（fixed inputs）として含む可変費用関数（variable cost function）を考える（注11）。様々な要因の影響を反映しているという意味でこの経済効率性の変数を匿名で「x変数」と呼び、それを固定要素として含んだ可変費用関数を「x費用関数」と名付ける。x費用関数の推定は最初に従来のフロンティア費用関数を用いて経済効率性を推計し、次にそれを固定要素変数として含んだx費用関数を推定するといった手続きをとる。

4 - 2 - 1. 仮定

モデルの性格を明確にし、操作可能にするために、次のような仮定をもうける。

(仮定1) 経済効率性は実際の生産者は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の影響を反映している。これらの要因は経済効率性を通じて実際のコストに影響を与える。

(仮定2) 経済効率性が反映している要因の中にはその影響を変化させるのにかなりの時間を要するもの（特に生産要素の質）があり、これらを反映した経済効率性は生産者にとって固定要素である。しかし、経済効率性以外の要素は生産者が自由にその投入量を変化させることができる可変要素である。

(仮定3) 生産要素市場は競争的であり、生産者は基本的にプライステーカーである。しかし、経済効率性が反映している要因の多く（労働の質の規定要因としての情報的資源や個別経営の構成員個々人の努力水準等）は個別経営（生産者）の特異性が強いために市場で取り引きされず、市場で調達することができない。それゆえ、生産者自らが長い時間をかけて獲得・蓄積しなければならない。また、生産者が自分で使わなければ経済的価値を生み出さない（他の生産者に利用させて代価をとることができない）。

(仮定4) 生産者は経済効率性と要素価格及び産出量を所与として、費用を最小化している。

4 - 2 - 2. 定式化

上述の仮定の下で x 費用関数を次のように定式化する。

$$C_x(Y, P, x_u) = \min_{X} \{P \cdot X \mid X \in V(Y, x_u)\} \quad (4-1)$$

ただし、 P : 要素価格ベクトル $P = (p_1, \dots, p_M)$,

X : 生産要素ベクトル $X = (x_1, \dots, x_M)$,

Y : 産出ベクトル $Y = (y_1, \dots, y_N)$,

x_u : 経済効率性, $V(Y, x_u)$: 必要投入量集合

であり、 $C_x(Y, P, x_u)$ は次の条件を満たす（注12）。

(a) $P > 0$, $Y > 0$, $x_u > 0$ に対して $C_x(Y, P, x_u) > 0$ である。

(b) もし、 $P \geq P^*$ ならば、 $C_x(Y, P, x_u) \geq C_x(Y, P^*, x_u)$ である。

(c) $C_x(Y, P, x_u)$ は P について連続かつ凹関数である。

(d) $C_x(Y, P, x_u)$ は P について一次同次関数、すなわち、

$t > 0$ について $C_x(Y, t \cdot P, x_u) = t \cdot C_x(Y, P, x_u)$ である。

(e) もし、 $Y \geq Y^*$ ならば、 $C_x(Y, P, x_u) \geq C_x(Y^*, P, x_u)$ である。

(f) もし、 $x_u \geq x_u^*$ ならば、 $C_x(Y, P, x_u) \leq C_x(Y, P, x_u^*)$ である。

4 - 2 - 3 . 理論的解釈

x 費用関数は基本的に経済効率性を固定要素とした可変費用関数であり、次のように解釈できる。

第一に、x 費用関数は経済効率性がその影響を反映している要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の非最適化（費用を最小にする水準の未達成）を許容しており、これら要因最適化の調整過程にある生産者の技術的特質及び経済的特質を描写している。前述のように、経済効率性が反映している要因の多くは即座にその影響を調整しがたいものであり、ある一時点における生産者はこれら要因最適化の調整過程にあると考えられる。こうした要因を所与として見た場合、その下で生産者は費用を最小にする最適な要素投入量を実現していると考えることができる。生産要素の投入量は最適に調整されているが経済効率性が反映している要因については調整過程にあるという意味で生産者は部分的静態均衡（partial static equilibrium）の状態にある。従来の部分的静態均衡モデルは土地、家族労働、資本財などの投入量が最適化の調整過程にある生産者の技術・経済的特質を捉えようとしており、経済効率性が反映している、投入量以外の要因は誤差項として処理され、その影響が明示的に考慮されることはない（注13）。これに対して、x 費用関数モデルでは生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等の数量的には捉えにくい要因が経済効率性を通じて実際のコストに重要な影響を及ぼし、その調整にはかなりの時間を要することが明確に認識されており、長期的にはその最適化がコスト削減の最大のポイントであることが意識されている。

第二に、経済効率性が反映している要因は生産者の特殊性や生産要素の事後的特定性の違いを生じさせることから、これら要因を固定要素として含んだ x 費用関数は基本的に事後的ミクロ費用関数としての性格を有している。前述のように、

労働の質の規定要因である情報的資源は生産者（個別経営）の真の個性を形づくるものであり、生産者特異性の強いものである。また、個別経営構成員個々人の努力水準は個人の内面的動機に影響する要因（賃金の支払形態、労働条件の良否、熟練をようする作業での適材適所、作業単位内での心理的要因、労働時間の長短など）に規定されるが、こうした要因も情報的資源の違いをある程度反映して生産者特異性が比較的強い。したがって、情報的資源の違いや個別経営構成員個々人の努力水準の違いは生産者の特殊性を形成する主たる要因であると考えられる。情報的資源の多くは生産者特異性が強いために市場で取り引きされず、市場で調達することができない。それゆえ、生産者自らが長い時間をかけて蓄積し、変えていかなければならない。また、多くの新技術は資本財に体化されており、新しい資本財で古い資本財を置き換えることなくして新技術を体現できない。しかし、既存の資本財が陳腐化するまでには一定の期間を要する。こうした要素投入後の事後的性質は「事後的固定性」ないし「事後的特定性」と呼ばれる（注14）。生産要素の事後的固定性は生産要素の質に依存しており、情報的資源やヴィンテージ（製造日）などの質的規定要因の違いによって大きく異なり得るものと考えられる。

第3節 x 費用関数の特定化とその条件

4-3-1. 条件

上述の分析視点から x 費用関数の具体的な関数型を特定化するためには、 x 費用関数は次の条件を満たす必要がある。

(条件1) 経済効率性の違いが技術的経済性（規模の経済性、範囲の経済性）や弾力性（生産弾力性、代替の弾力性、要素需要の要素価格弾力性）にいかなる影響を及ぼすかが具体的な数値として捉えられるように、技術的経済性や弾力性の具体的な指標に経済効率性の変数が含まれていなければならない。

(条件2) 経済効率性の違いが（費用を最小にする）最適な生産要素の使用にいかなる偏りをもたらすかが捉えられるように、 x 費用関数は経済効率性の変化に対して費用非中立的である（任意の二つの要素の最適投入量の比率が変化する）ことが可能でなければならない。

(条件3) 経済効率性が可変な場合の技術的経済性や弾力性が捉えられるように、(費用を最小にする) 最適な経済効率性のシャドウプライスを数値的に導出できなければならない。

さらに、技術的経済性や弾力性は x 費用関数の二階までの偏導関数に依存していることから、

(条件4) 弹力性に関する非制約性が保証されるように、 x 費用関数とその一階及び二階の偏導関数は相互に独立でなければならない。

(条件5) x 費用関数のテーラー展開式の二階微分項までの近似式が得られるよう、任意の x 費用関数に対して、 x 費用関数そのものの値及び二階までの偏導関数の値のすべてが一致するような点を定義域内に持たなければならない。すなわち、任意の $C_x^*(\cdot)$ に対して P^0, Y^0, x_u^0 が存在し、

$$\frac{\partial C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial p_j^0} = \frac{\partial C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial p_j^0},$$

$$\frac{\partial^2 C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial p_i^0 \partial p_j^0} = \frac{\partial^2 C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial p_i^0 \partial p_j^0},$$

$$\frac{\partial C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial y_h^0} = \frac{\partial C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial y_h^0},$$

$$\frac{\partial^2 C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial y_g^0 \partial y_h^0} = \frac{\partial^2 C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial y_g^0 \partial y_h^0},$$

$$\frac{\partial C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0} = \frac{\partial C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0},$$

$$\frac{\partial^2 C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial p_i^0} = \frac{\partial^2 C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial p_i^0},$$

$$\frac{\partial^2 C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial p_i^0} = \frac{\partial^2 C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial p_i^0},$$

$$\frac{\partial^2 C_x^*(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial y_h^0} = \frac{\partial^2 C_x(Y^0, P^0, x_u^0)}{\partial x_u^0 \partial y_h^0}$$

が成立しなければならない（注15）。

4 - 3 - 2 . 特定化

こうした条件を考慮して、(4-1) 式の x 費用関数の一般型を次のように特定化する。

$$\begin{aligned}
G(C) &= \alpha(x_u) + \sum_i \beta_i(x_u) \cdot H_i(p_i) + \sum_h \gamma_h(x_u) \cdot Q_h(y_h) \\
&\quad + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij}(x_u) \cdot H_i(p_i) \cdot H_j(p_j) \\
&\quad + \frac{1}{2} \sum_g \sum_h \gamma_{gh}(x_u) \cdot Q_g(y_g) \cdot Q_h(y_h) \\
&\quad + \sum_i \sum_h \delta_{ih}(x_u) \cdot H_i(p_i) \cdot Q_h(y_h)
\end{aligned} \tag{4-2}$$

$$\text{ただし、 } \alpha(x_u) = A + B_u \cdot R(x_u) + \frac{1}{2} B_{uu} \cdot (R(x_u))^2 ,$$

$$\beta_i(x_u) = B_{pi} + B_{piu} \cdot R(x_u) , \quad \beta_{ij}(x_u) = B_{pij} + B_{piju} \cdot R(x_u) ,$$

$$\gamma_h(x_u) = B_{yh} + B_{yhu} \cdot R(x_u) , \quad \gamma_{gh}(x_u) = B_{ygh} + B_{yghu} \cdot R(x_u) ,$$

$$\delta_{ih}(x_u) = B_{pyih} + B_{pyihu} \cdot R(x_u) ,$$

$$B_{pj} = B_{pji} , \quad B_{ygh} = B_{yhg} , \quad B_{pyih} = B_{pyhi}$$

$$G(C) = \begin{cases} \frac{C^{z_c}-1}{z_c} & (z_c \neq 0) \\ \ln C & (z_c=0) \end{cases} , \quad R(x_u) = \begin{cases} \frac{x_u^{zu}-1}{zu} & (zu \neq 0) \\ \ln x_u & (zu=0) \end{cases}$$

$$H_i(p_i) = \begin{cases} \frac{p_i^{zp_i}-1}{zp_i} & (zp_i \neq 0) \\ \ln p_i & (zp_i=0) \end{cases} , \quad Q_h(y_h) = \begin{cases} \frac{y_h^{zy_h}-1}{zy_h} & (zy_h \neq 0) \\ \ln y_h & (zy_h=0) \end{cases}$$

(i, j=1,..M ; g, h=1,..N)

である。

(4-2) 式が上述の（条件1），（条件2）を満たすことは容易に確かめることができる。（条件3）の最適な経済効率性のシャドウプライスについては次節で述べるが、これも数値的に導出可能である。特定化する前の（4-1）式では、二階までの偏導関数は $\frac{(M+N+2) \cdot (M+N+3)}{2}$ 個存在する。したがって、（条件4）を

満たすためには少なくとも $\frac{(M+N+2) \cdot (M+N+3)}{2}$ 個の相互に独立なパラメータが必要である。（4-2）式は $\frac{(M+N+2) \cdot (M+N+3)}{2}$ 以上の相互に独立なパラメータを

有しており、（条件4）を満たす。また、（4-2）式はパラメータ ($A, B_u, B_{uu}, B_{pi}, B_{piu}, B_{yi}, B_{yhu}, B_{pij}, B_{piju}, B_{ygh}, B_{yghu}, B_{pyih}, B_{pyihu}$) について線形であり、Wronskian行列式の値を求めることができる（注16）。（条件5）が満たされるためには、Wronskian行列式が P^0, Y^0, x_u^0 でゼロと異なる値をとらな

ければならないが、(4-2)式のWronskian行列式の値はゼロではなく、(条件5)は満たされる。

また、従属変数及び説明変数にはBox-Cox変換が施されており、(4-2)式はいくつかのよく知られている関数型を特殊ケースとして含むより一般的な関数型である(注17)。

第4節 事前の技術経済性及び事前の弾力性

第三の分析視点で述べたように、実際に生産要素を投入する以前においては、経済効率性が反映している要因の影響は未だ確定せず、むしろ実行可能な事前的最善技術に基づいて自由な選択が可能である。それゆえ、経済効率性が他の要素と同様に可変的である場合の技術的経済性や弾力性は要素投入前の事前の技術を反映していると考えられる。以下ではこれを事前の技術経済性（事前の規模の経済性、事前の範囲の経済性）及び事前の弾力性（事前の生産弾力性、事前の代替の弾力性、要素需要の事前の要素価格弾力性）と呼び、事前の技術を反映した費用関数を事前の費用関数と呼ぶ。事前の技術経済性や事前の弾力性には生産者の潜在的な技術可能性に関する経済的に重要な情報が集約されており、政策的な観点からはその政策効果を経済効率性を通じて捉える上で有用なものとなる。 x 費用関数はこうした事前の技術経済性や事前の弾力性の推計を可能とする。

3-4-1. x 費用関数と事前の費用関数

経済効率性を固定要素とする x 費用関数と経済効率性も他の要素と同じく可変要素である事前の費用関数との間には単一財生産の場合と複数財生産の場合とで異なった関係がある。

単一財生産の場合、 x 費用関数と事前の費用関数との間には、通常の可変費用関数と（長期の）費用関数との間に見られる関係と同じ理論的関係が成り立つ（注18）。すなわち、

$$\begin{aligned}
C_{\text{exa}}(y, P, p_e) &= \min_{x_u} [C_x(y, P, x_u) + p_e \cdot x_u] \\
&= C_x(y, P, x_u^*(y, P, p_e)) + p_e \cdot x_u^*(y, P, p_e) \quad (4-3)
\end{aligned}$$

である。ただし、

P : 要素価格ベクトル $P = (p_1, \dots, p_M)$,

y : 産出量, p_e : 経済効率性の事前価格,

x_u : 経済効率性, $x_u^*(y, P, p_e)$: 最適経済効率性,

であり、 $x_u^*(y, P, p_e)$ は次の関係式を満たす。

$$-\frac{\partial C_x(y, P, x_u^*(y, P, p_e))}{\partial x_u^*(y, P, p_e)} = p_e \quad (4-4)$$

(4-3) 式の $p_e \cdot x_u$ は経済効率性を維持・改善するのに必要なコストであり、

$C_x(y, P, x_u) + p_e \cdot x_u$ はそれらを含めた（経済効率性を所与とした場合の）事後的総費用である。(4-3) 式は経済効率性 x_u が (4-4) 式を満たす最適水準 ($x_u^*(y, P, p_e)$) に調整された場合の事後的総費用は事前の総費用と等しくなること、そしてその最適経済効率性の水準 ($x_u^*(y, P, p_e)$) は経済効率性の 1 単位の改善によるコストの低下 ($-\frac{\partial C_x(y, P, x_u)}{\partial x_u}$ ≡ 経済効率性のシャドウプライス)

とその事前価格 (p_e) とが等しくなる水準であることを示している。 p_e が与えられれば、推定された x 費用関数と (4-4) 式を用いて $x_u^*(y, P, p_e)$ を数値的に求めることが可能となり、求めた $x_u^*(y, P, p_e)$ を (4-3) 式に代入することによって事前の費用関数に集約された経済的に重要な情報を事前の費用関数を直接推定することなく獲得することができる。しかしながら、第 3 章で述べたように、経済効率性が反映している要因には生産者特異性が強いために市場で取引されないものが含まれており、経済効率性の事前価格 (p_e) に関する情報を市場から得ることはできない。そのため個々の生産者は経済効率性のシャドウプライス（経済効率性を 1 単位改善するによってどれだけコストが低下するか）を自ら想定し、

経済効率性を経済的に評価しているものと考えられる。(4-4)式より、経済効率性のシャドウプライスは $x_u^*(y, P, p_e)$ に依存し、これらが与えられないと評価することができない。それゆえ、経済効率性のシャドウプライスを想定する際には $x_u^*(y, P, p_e)$ の水準も同時に想定していることになる。第3章で述べたように、生産者は事前的最善技術に基づいて生産計画を選択する。事前的最善技術は完全に経済効率的な技術であり、それを反映したのが事前的費用関数である。それゆえ、生産者が想定する $x_u^*(y, P, p_e)$ の水準は完全に経済効率的な水準（経済非効率性がゼロの水準）に他ならない。生産者はその水準における経済効率性のシャドウプライスを想定し、経済効率性を自ら経済的に評価しているものと考えられる。

これに対して、複数財生産の場合には単一経営と複合経営とで生産者の想定する経済効率性のシャドウプライスが異なる可能性があるということを考慮しなければならない。複数財生産で使用される生産要素のいくつかは複数の生産部門で共通に使用することが要請される。こうした生産要素は同じ種類のものであっても特定の生産物の生産にのみ使用される生産要素とは質的に異なっていると考えられる。それを反映して生産者の想定する経済効率性のシャドウプライスも単一経営と複合経営とでは異なる可能性が高い。そのため、(4-3)式を次のように拡張する。

$$\begin{aligned} C_{ex}(Y, P, p_e) &= C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e)) + p_e \cdot x_u^*(Y, P, p_e) \\ C_{exh}(Y_h, P, p_{eh}) &= C_x(Y_h, P, x_u^*(Y_h, P, p_{eh})) + p_{eh} \cdot x_u^*(Y_h, P, p_{eh}) \end{aligned} \quad (4-5)$$

ただし、 P : 要素価格ベクトル $P = (p_1, \dots, p_M)$,

Y : 複合経営の産出ベクトル $Y = (y_1, \dots, y_N)$,

Y_h : 単一経営の産出ベクトル $Y_h = (0, \dots, 0, y_h, 0, \dots, 0)$,

p_e : 複合経営の経済効率性の事前価格,

p_{eh} : 単一経営の経済効率性の事前価格,

$x_u^*(Y, P, p_e)$: 以下の条件を満たす複合経営の最適経済効率性
 $(\equiv x_{uh}^*)$

$$-\frac{\partial C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{\partial x_u^*(Y, P, p_e)} = p_e \quad (4-6)$$

$x_u^*(Y_h, P, p_{eh})$: 以下の条件を満たす単一経営の最適経済効率性
 $(\equiv x_{uh}^*)$

$$-\frac{\partial C_x(Y_h, P, x_u^*(Y_h, P, p_{eh}))}{\partial x_u^*(Y_h, P, p_{eh})} = p_{eh} \quad (4-7)$$

である。

単一財生産の場合と同じように、 p_e , p_{eh} に関する情報を市場から得ることができない複合経営及び単一経営の生産者は経済効率性のシャドウプライスを自ら想定すると考えられる。そのためには $x_u^*(Y, P, p_e)$, $x_u^*(Y_h, P, p_{eh})$ の水準も同時に想定しなければならないが、生産者は事前の最善技術に基づいて生産計画を選択することから、生産者の想定する $x_u^*(Y, P, p_e)$, $x_u^*(Y_h, P, p_{eh})$ の水準は完全に経済効率的な水準である。複合経営及び単一経営の生産者は完全に経済効率的な水準における経済効率性のシャドウプライスを自ら想定し、経済効率性を経済的に評価すると考えられる。

3 - 4 - 2. 事前的範囲の経済性

(4-5) 式から、事前的範囲の経済性の指標は x 費用関数の事後的範囲の経済性を用いて次のように表すことができる。

$$SC_{exa} = \frac{\sum_h C_{exa}(Y_h, P, p_{eh}) - C_{exa}(Y, P, p_e)}{C_{exa}(Y, P, p_e)}$$

$$= \frac{C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{C_{exa}(Y, P, p_e)} \cdot SC_x + \frac{p_e \cdot x_u^*(Y, P, p_e)}{C_{exa}(Y, P, p_e)} \cdot SC_{xu} \quad (4-8)$$

$$SC_x = \frac{\sum_h C_x(Y_h, P, x_u^*(Y_h, P, p_{eh})) - C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}$$

$$SC_{xu} = \frac{\sum_h p_{eh} \cdot x_u^*(Y_h, P, p_{eh}) - p_e \cdot x_u^*(Y, P, p_e)}{p_e \cdot x_u^*(Y, P, p_e)}$$

ただし、 SC_{exa} ：事前の範囲の経済性の指標、

SC_x ：事後の範囲の経済性の指標、

SC_{xu} ：経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性の指標、
である。

3-4-3. 事前の規模の経済性

(4-5) 式から、全生産物に関する（経営全体の）事前の規模の経済性の指標、特定の生産物に関する事前の規模の経済性の指標は、 x 費用関数における全生産物に関する（経営全体の）事後の規模の経済性の指標、特定の生産物に関する事後の規模の経済性の指標を用いて表すことができる。

3-4-3-1. 全生産物に関する（経営全体の）事前の規模の経済性

$$SN_{exa} = \frac{1}{\sum_h \frac{\partial \ln C_{exa}(Y, P, p_e)}{\partial \ln y_h}} = \frac{1 - \frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{\partial \ln x_u^*(Y, P, p_e)}}{\sum_h \frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{\partial \ln y_h}}$$

$$= \left[1 - \frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e))}{\partial \ln x_u^*(Y, P, p_e)} \right] \cdot SN_x \quad (h=1, \dots, N) \quad (4-9)$$

ただし、 SN_{exa} ：全生産物に関する（経営全体の）事前の規模の経済性の指標、
 SN_x ：全生産物に関する（経営全体の）事後の規模の経済性の指標、

$x_u^*(Y, P, p_e)$: 最適経済効率性,

である。

3 - 4 - 3 - 2 . 特定の生産物に関する規模の経済性

$$S_{hexa} = \frac{1}{\sum_h \frac{\partial \ln IC_{hexa}}{\partial \ln y_h}} = \frac{IC_{hexa}}{IC_{hx}} \cdot \frac{1}{\sum_h \frac{\partial \ln IC_{hx}}{\partial \ln y_h}}$$

$$= \frac{IC_{hexa}}{IC_{hx}} \cdot S_{hx} \quad (h=1, \dots, N) \quad (4-10)$$

ただし、 S_{hexa} : 第 h 生産物（部門）に関する事前の規模の経済性の指標

S_{hx} : 第 h 生産物（部門）に関する事後の規模の経済性の指標

IC_{hexa} : 第 h 生産物に関する事前の増分費用

$$= C_{hexa}(Y, P, p_e) - C_{hexa}(Y_{N-h}, P, p_{eN-h})$$

$$Y_{N-h} = (y_1, \dots, y_{h-1}, y_{h+1}, \dots, y_N)$$

p_{eN-h} : Y_{N-h} を生産する場合の経済効率性の事前価格

IC_{hx} : 第 h 生産物に関する x 費用関数の事後の増分費用

$$= C_x(Y, P, x_u^*(Y, P, p_e)) - C_x(Y_{N-h}, P, x_u^*(Y_{N-h}, P, p_{eN-h}))$$

$$Y_{N-h} = (y_1, \dots, y_{h-1}, y_{h+1}, \dots, y_N)$$

$x_u^*(Y_{N-h}, P, p_{eN-h})$: 以下の条件を満たす Y_{N-h} を生産する場合の最適経済効率性

$$-\frac{\partial C_x(Y_{N-h}, P, x_u^*(Y_{N-h}, P, p_{eN-h}))}{\partial x_u^*(Y_{N-h}, P, p_{eN-h})} = p_{eN-h}$$

3 - 4 - 4. 事前のアレン偏代替弾力性

事前のアレン偏代替弾力性も(4-5)式から、 x 費用関数の事後のアレン偏代替弾力性を用いて次のように表すことができる。

$$AES_{ijexa} = \left[1 + \frac{p_e \cdot x_u^*}{C_x} \right] \cdot \left[AES_{ijx} + \frac{C_x \cdot \frac{\partial^2 C_x}{\partial p_i \partial p_j} \cdot \frac{\partial x_u^*}{\partial p_j}}{\frac{\partial C_x}{\partial p_i} \cdot \frac{\partial C_x}{\partial p_j}} \right] \quad (4-11)$$

(i, j=1, ..., M)

ただし、 $C_x = C_x(Y, P, x_u^*)$, $x_u^* = x_u^*(Y, P, p_e)$

AES_{ijexa} : 事前のアレン偏代替弾力性,

AES_{ijx} : 事後のアレン偏代替弾力性,

である。

- (注1) 生産弾力性、代替弾力性、要素需要の要素価格弾力性については Chambers [1988] p. 18, 65, pp. 93-100 参照。
- (注2) この点については後の第5・6・7章にて詳しく述べる。
- (注3) 例えば、半導体産業では産出量の増大とともに生産技術に関するノウハウが蓄積され製品の歩留まり率が向上する。その結果、(累積) 生産量の増加とともに限界費用が低下するということが指摘されている。奥野・鈴村 [1988] p. 137, 佐久間 [1986] 参照。
- (注4) Solow [1960] 参照。
- (注5) すなわち、効率性を独立変数として含んだ生産関数や費用関数を考えた場合、効率性の変化に関して生産関数や費用関数が非相似拡大的 (non-homothetic) であることを意味する。相似拡大性 (homotheticity) については Chambers [1988] pp. 37-41, p. 72, 210 参照。
- (注6) 代替弾力性にはいくつかの異なった定義があるが、本章でいう代替弾力性は Allen [1938] によって定義されたアレン偏代替弾力性 (Allen Partial Elasticity of Substitution: AES) を指す。他の代替弾力性の定義については Mundlak [1968], Chambers [1988] pp. 93-100 参照。
- (注7) Allen [1938], Chambers [1988] pp. 93-100 参照。
- (注8) 「事前 (ex ante)」, 「事後 (ex post)」の区別については Johansen [1972] pp. 4-27, 佐藤 [1975] pp. 7-10 参照。
- (注9) 経済効率性の費用中立性については後の第7章にて述べる。この点についての指摘は佐藤 [1975] pp. 125-136 参照。
- (注10) 効率性に関連するパラメータと技術的経済性や弾力性に関連するパラメータとを別々に推定した場合、同時に推定した場合と比較してパラメータの推定値にいかなる偏りがもたらされるかは明らかにすべき課題として残されている。
- (注11) 可変費用関数 (variable cost function) については Brown and

Christensen [1981] , Kulatilaka [1987] 参照。

(注12) 以下の条件は可変費用関数に要請される理論的条件と基本的に同一である。これらの条件についてはChambers [1988] pp. 50-63, 100-109参照。

(注13) 例えば、Brown and Christensen [1981] , Kulatilaka [1985] 参照。

(注14) 「事後の固定性」ないし「事後の特定性」については佐藤 [1975] p. 8参照。

(注15) (条件4) 及び (条件5) を満たす費用関数は伸縮的 (flexible) 費用関数と呼ばれる。Fuss, McFadden and Mundlak [1978] pp. 232-236参照。

(注16) Wronskian行列式についてはFuss, McFadden and Mundlak [1978] p. 233参照。

(注17) 例えば、 $z_c = z_u = z_{p_1} = z_{y_h} = 0$ の場合はトランスログ型費用関数 (translog cost function) , $z_c = 1$, $z_u = z_{p_1} = z_{y_h} = 1/2$ の場合は一般化レオンチエフ型費用関数 (generalized Leontief cost function) , $z_c = 2$, $z_u = z_{p_1} = z_{y_h} = 1$ の場合は一般化平方根2次形式型費用関数 (generalized quadratic square cost function) になる。Box-Cox変換とこれら関数型の関係については Berndt and Khaled [1979] , Caves, Christensen and Tretheway [1980] 参照。

(注18) 可変費用関数ないし短期費用関数と長期費用関数との関係については Nadiri [1982] pp. 454-456 , Chambers [1988] pp. 100-109参照。

第2部 実証分析

第5章 水田型大規模複合経営における規模の経済と範囲の経済

第1節 はじめに

近年の水田稲作農業を取り巻く経済状況の厳しさを背景にして、稲作におけるコストダウンは現在最も緊急に解決を要する課題の一つである。そのために従来考えられてきた方策は、規模の経済の実現によるコストダウンである。すなわち、経営規模の拡大によって生産の効率化を図り、結果として費用を低下させる方策である。それを単一経営、複合経営に分けて考えてみれば、議論の中心はそのほとんどが単一経営についてのものであった。しかし近年、様々な要因により 3 ha 以上の大規模稲作農家層において経営の複合化が進んでいる（注1）。こうした農家は複合部門（稲作以外の作目部門）においてもかなりの規模を有している点で、従来の大規模単一経営とも零細多部門経営とも異なることから、「水田型大規模複合経営」として、その高い経済性実現の可能性のゆえに注目を集めている。（注2）。すなわち、「水田型大規模複合経営」は経営規模の拡大による規模の経済の実現だけでなく、経営の複合化による費用の節減という側面も併せて有していると考えられるからである。それゆえ、こうした「水田型大規模複合経営」の経済性を実証的に分析するためには、従来の単一財生産の理論に基づく経済性概念ではなく、複数財生産の理論に基づく新しい経済性概念が必要となる。単なる作目部門のよせ集めとしてではなく、各作目部門の結合体ないしは統合体として複合経営をとらえる必要性が強調される（注3）。従来より各作目部門ごとの経済性に関する計量分析は行なわれているが、部門の結合体ないしは統合体としての複合経営全体の経済性に関する計量分析の方法は確立しておらず、その開発が課題となっている。

こうした研究状況を踏まえ、本章においては水田型大規模複合経営について複数財生産

の費用関数を経営類型別に推定し、範囲の経済と複合経営における規模の経済の存在、及びその経営内部における規定要因について検討する(注4) (注5)。

第2節 費用関数の推定

5-2-1. 単一経営、複合経営の定義

第2章で述べたように、範囲の経済性の概念は経営複合化の経済的効果（費用節減効果）を単一経営との比較において明らかにするものである。従って、(2-1)式から直接範囲の経済性を求める場合には、複合経営のデータだけでなく、単一経営のデータをも含んだサンプルで費用関数を推定することが望ましい（注6）。二産出物の場合でいえば、前者は (y_1, y_2) といった産出ベクトルで表されるデータであり、後者は、 $(y_1, 0)$ ないし $(0, y_2)$ で表されるデータである。

しかしながら、既存の資料における単一経営はわずかばかりであっても他のなんらかの作物を合わせて生産している場合がほとんどである。しかもそういった主幹作物（粗収益のもっとも大きな作物）以外の作物は、「その他作物」として作物名が不明である場合が多い。そこで以下では、単一経営及び複合経営を次のように定義し、両経営における「その他作物」は粗収益と費用が等しく、経営に与える影響が非常に小さいとして取り扱わない。

単一経営：主幹作物部門の粗収益が経営全体の粗収益の90%以上

複合経営：主幹作物部門の粗収益が経営全体の粗収益の90%未満（注7）

また、複合経営については実際にも、既存の統計資料の中でも稻作と結びついた二ないし三の作物部門を持つ経営が多いことから、ここでは「稻作+ α 」の二部門を持つ経営を考える。

5 - 2 - 2. モデル

以下のような生産関数で表されるような技術、すなわち y_1, y_2 なる二つの产出物を n 個の生産要素 ($x_i : i=1 \sim n$) を投入して効率的に生産する技術を考える。

$$F(y_1, y_2, x_1, \dots, x_n) = 0$$

ただし、 $F(\cdot)$ は生産要素について強い意味での凸構造を持っているとする。このとき、最小費用を与える次のような費用関数を考えることができる（注8）。

$$C = C(p_1, \dots, p_n, y_1, y_2)$$

ここで、 p_1, \dots, p_n は要素価格であり、 C は要素価格について非負、一次同次、非遞減かつ凹関数である。

しかしながら、日本農業におけるクロスセクションデータの場合、要素価格の分散は著しく小さく、それらを説明変数として回帰分析を行うのは非常に困難である（注9）。そこで以下では、要素価格は一定と考え、費用関数は产出物のみの関数であると仮定する。すなわち、費用関数は次のように表される。

$$C = C(y_1, y_2)$$

また、複数財生産の技術的経済性（範囲の経済性及び規模の経済性）を分析するうえで費用関数を特定化する際には次の点も考慮しなければならない。第一に、単一経営のデータもサンプルに含まれる場合には产出物がゼロのデータも扱える関数型であること。第二に、複合経営のみのデータの場合には範囲の経済が存在するための十分条件である費用の補完性が推定できる関数型であること（注10）。ここでは主として第一の観点から、Box-Cox変換を変数に施し費用関数を次のように特定化した（注11）。

$$\begin{aligned} G(C) = & \alpha + \beta_1 \cdot Q(y_1) + \beta_2 \cdot Q(y_2) + \gamma_1 \cdot [Q(y_1)]^2 \\ & + \gamma_2 \cdot [Q(y_2)]^2 + \delta \cdot Q(y_1) \cdot Q(y_2) + \sum_i \rho_i \cdot D_i \end{aligned} \quad (5-1)$$

$$\text{ただし、 } G(C) = \begin{cases} \frac{C^{z_1}-1}{z_1} & (z_1 \neq 0) \\ \ln C & (z_1=0) \end{cases}, \quad Q(y_h) = \begin{cases} \frac{(y_h+z_3)^{z_2}-1}{z_2} & (z_2 \neq 0) \\ \ln(y_h+z_3) & (z_2=0) \end{cases} \quad (h=1,2)$$

D1：年度ダミー（57年=1），D2：年度ダミー（58年=1）

であり、さらに必要に応じて単一経営ダミー、稲作ダミー、複合作物ダミー、複合経営ダミーのいずれかを加えた（注12）。

5 - 2 - 3. データ

データは農林水産省「農業経営（構造改善）調査報告」（昭和56年～58年）を用いた。この調査は有意選出調査ではあるが「大規模経営農家育成のための基礎資料を作成することを目的」としていること、及び調査農家の選定基準として「原則として、現在先進的大規模経営を指向する農家であること」や「将来とも経営を発展させ大規模経営を指向する農家であること」が挙げられており、本章の課題である水田型大規模複合経営の分析に適したデータである（注13）。

5 - 2 - 4. 変数

基本的な変数は二部門の生産費合計C、稲作部門粗収益y₁、複合部門粗収益y₂の三つである。生産費を用いる場合には自家労働費及び自作地地代評価の農家間差異が問題になるが、サンプルが大規模農家に限定されていることから、ほぼ同じ観点・方式で評価するとしてもそれほど大きな支障はないと考えられる。また、説明変数に産出額（粗収益）を用いたのは作物間の質的な違い、とりわけ各複合部門における作物間の質的差異の大きさを重視したことである（注14）。

5 - 2 - 5 . 推定方法

費用関数は個別農家について利潤最大化を仮定し、(3-1)式と次の収入シェア方程式を連立させて非線形完全情報最尤法を用いて推定した（注15）。

$$Rs_i = \frac{MC_i \cdot y_i}{MC_1 \cdot y_1 + MC_2 \cdot y_2} \quad (5-2)$$

ただし、 $Rs_i = \frac{y_i}{y_1 + y_2}$,

$$MC_i = C^{1-\alpha_i} \cdot [\beta_i + 2 \cdot \gamma_i \cdot Q(y_i) + \delta \cdot Q(y_j)] \cdot (y_i + z_s)^{\alpha_{i-1}} \quad (i \neq j ; i, j = 1, 2)$$

である。

第3節 推定結果及び考察

費用関数の推定結果は（表5-1）の通りである。パラメータは安定しており、ほぼ良好な結果が得られている。

ここでは（表5-1）の推定結果をもとに、次の観点から範囲の経済性と規模の経済性について経営類型ごとに検討する（注16）。第一に、範囲の経済・不経済及び全生産物に関する（経営全体の）規模の経済・不経済が存在しているかどうか。経営類型別にみてその大きさはどの程度か。第二に、産出（額）ベクトルを増加させた場合に範囲の経済性及び全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性はどの様に変化するか。それはいかなる要因によると考えられるか。第三に、それら経済性の間にはどの様な関係があるか。対象とする経営類型は「稲作+施設野菜」型複合経営、「稲作+露地野菜」型複合経営、「稲作+果樹」型複合経営、「稲作+酪農」型複合経営、「稲作+肥育牛」型複合経営であり、それぞれR F V型、R V型、R F型、R D型、R B型複合経営とする（注17）。

(表5-1) 費用関数の推定値(経営類型別)

パラメータ	稻作+施設野菜	稻作+露地野菜	稻作+果樹	稻作+酪農	稻作+肥育牛
Z1	-0.76661 (-1.0188)	-0.13602 (-0.53845)	-0.34556 (-1.3978)	0.78601 (4.9036)	1.042 (60.081)
Z2	0.5258 (10.923)	0.75514 (25.19)	0.72372 (34.738)	1.0173 (354.4)	0.59879 (42.22)
Z3	0.079445 (3.068)	0.24387 (10.107)	0.29131 (65.709)	0.54871 (19.561)	0.47946 (5.3515)
α	0.94034 (9.9845)	1.18 (2.3684)	-0.0027626 (-0.019652)	0.012931 (0.044578)	0.85542 (4.4196)
β_1	0.92901 (60.84)	2.2519 (74.234)	0.76545 (32.573)	0.92467 (1313.0)	0.85433 (27.076)
β_2	0.91659 (57.725)	2.282 (160.25)	0.75737 (17.644)	0.91961 (2576.4)	0.86137 (32.95)
γ_1	0.24015 (178.32)	0.61137 (44.954)	0.148 (3.1063)	0.10245 (45.875)	0.20838 (100.68)
γ_2	0.23362 (45.712)	0.63594 (42.344)	0.12382 (1.9647)	0.099917 (64.53)	0.19218 (24.625)
δ	0.010796 (0.45739)	0.66785 (8.0403)	0.030033 (0.23955)	0.20968 (85.617)	0.052467 (7.734)
ρ_1	—	-1.1552 (-3.0458)	0.080753 (1.2267)	—	-0.50053 (-2.1979)
ρ_2	-0.2013 (-10.55)	-1.5562 (-4.408)	—	0.17517 (1.2569)	-1.0463 (-5.4481)
ρ_3	—	0.48993 (1.4943)	—	—	—
ρ_4	—	1.2501 (3.2554)	—	—	—
ρ_5	—	—	0.2876 (3.1934)	-0.10416 (-0.63388)	—
ρ_6	—	—	0.18156 (1.8616)	-0.20908 (-1.059)	—
ρ_7	—	—	—	—	-0.11937 (-0.73973)
対数尤度	260.332	242.579	516.775	625.731	415.385
サンプル数	59 (57, 58年)	58 (56, 57, 58年)	97 (57, 58年)	89 (57, 58年)	76 (56, 57, 58年)

- 注) 1. 推定方法: 産出額シェア方程式との連立推定を非線形完全情報最尤法で行った。
最適値の探索及び推定値の漸近的分散、共分散行列の計算は
Davidon-Fletcher-Powell法を用いて行なっている。
2. カッコ内は漸近的 t 値
3. パラメータ $z_1 \sim \delta$ に関しては第5章 (5-1) 式、(5-2) 式参照。
4. ρ_1 : 年度ダミー係数 (57年=1, 56・58年=0),
 ρ_2 : 年度ダミー係数 (58年=1, 56・57年=0),
 ρ_3 : 稲作単一経営ダミー係数 (稻作単一=1, 稲以外単一・複合=0),
 ρ_4 : 稲以外作目単一経営ダミー係数 (稻以外単一=1, 稲作単一・複合=0),
 ρ_5 : 稲作ダミー係数 (稻作単一・複合=1, 稲以外単一=0),
 ρ_6 : 稲以外作目ダミー係数 (稻以外単一・複合=1, 稲作単一=0),
 ρ_7 : 複合経営ダミー係数 (複合=1, 稲作単一・稻以外単一=0)

5 - 3 - 1 . 範囲の経済性

(表5-2) は範囲の経済性及び規模の経済性を経営類型別に「複合経営のみ」サンプルの平均産出（額）ベクトルで評価したものである。

まず、範囲の経済性（S C）について見てみよう。第2章（2-1）式より、S Cは経営の複合化によって生産費の何パーセントが節約されたかを示す。すべての経営類型についてS Cは正の値をとっている。R D型複合経営を除いた経営類型においてS Cは漸近的な検定ながら、ゼロと95%以上の確率で有意に異なる。R D型複合を除いた経営類型において範囲の経済が生じているといえる。経営類型別にみるとR V型複合が最も大きく、以下、R F V, R F, R B, R D型複合の順である。R F V型, R V型, R F型複合経営を「稲作+耕種」型複合経営, R D型, R B型複合経営を「稲作+畜産」型複合経営とすれば、前者の方が後者よりも範囲の経済が著しい。前者では労働費が最も大きな費用構成割合を占め（R F V型では42.0%, R V型では41.0%）複合化による労働費の節減がコスト低減のポイントであり、後者は経常財費（R D型では47.6%, R B型では77.1%），とりわけ飼料費（R D型では42.4%, R B型では20.3%）の割合が大きく、複合化によるこれら費用の節減が求められている。それゆえ、両者における範囲の経済の違いは経営の複合化による飼料費の節減が労働費の節減よりも容易でないことを示していると解釈できる。例えば飼料作を水田に依存する場合、一般的に水田の基盤整備は不十分（特に排水条件は不良）であり、稲作の収益性は飼料作よりもはるかに高い。飼料作を裏作として行なう場合でも稲作の反収や作業条件が優先されることからくる制約が大きいなどの困難がある。

(図5-1), (図5-2) は「複合経営のみ」サンプルの平均産出（額）ベクトルにおける産出構成比(y_2/y_1)を固定比率とする原点からの半直線(Ray)上で範囲の経済性（S C）を経営類型別に評価したものである（注18）。一定の産出構成比率で産出（額）を増加することによって範囲の経済性（S C）がどの様に変化するかを示している。前述の評価がある一つの産出（額）ベクトルでの局所的なものであったのに対し、大域的な評価である。

(表5-2) 経営類型別にみた範囲の経済性と規模の経済性

	稻作+施設野菜 (R F V)	稻作+露地野菜 (R V)	稻作+果樹 (R F)	稻作+酪農 (R D)	稻作+肥育牛 (R B)
S ₁	0.82368*** (0.04903)	0.71726*** (0.05063)	2.2132*** (0.33832)	0.46978 (0.79678)	1.0019 (0.00349)
S ₂	0.63413*** (0.07979)	0.78241*** (0.005154)	0.91608 (0.07398)	0.63612*** (0.10013)	0.95312*** (0.00007)
W ₁	0.26304	0.58760	0.23476	0.08069	0.08933
W ₂	0.73696	0.41240	0.76524	0.91931	0.91067
S C	0.43074*** (0.05671)	0.43803*** (0.10011)	0.20060*** (0.06853)	0.11694 (0.11934)	0.18216*** (0.03418)
S N	1.2015*** (0.02324)	1.3241* (0.23519)	1.5269*** (0.03397)	0.70515*** (0.10607)	1.1707*** (0.05333)

注) 1. S1:稻作部門の規模の経済性, S2:複合部門の規模の経済性

W1:稻作部門のウエイト, W2:複合部門のウエイト

SC:範囲の経済性, SN:経営全体の規模の経済性

2. 複合経営のサンプルの平均値(稻作粗収益及び稻以外粗収益)で評価.

3. カッコ内は漸近的標準誤差.

4. 規模の経済性の漸近的検定.

帰無仮説: SN=1 or S1=1 or S2=1

対立仮説: SN>1 or S1>(<)1 or S2>(<)1

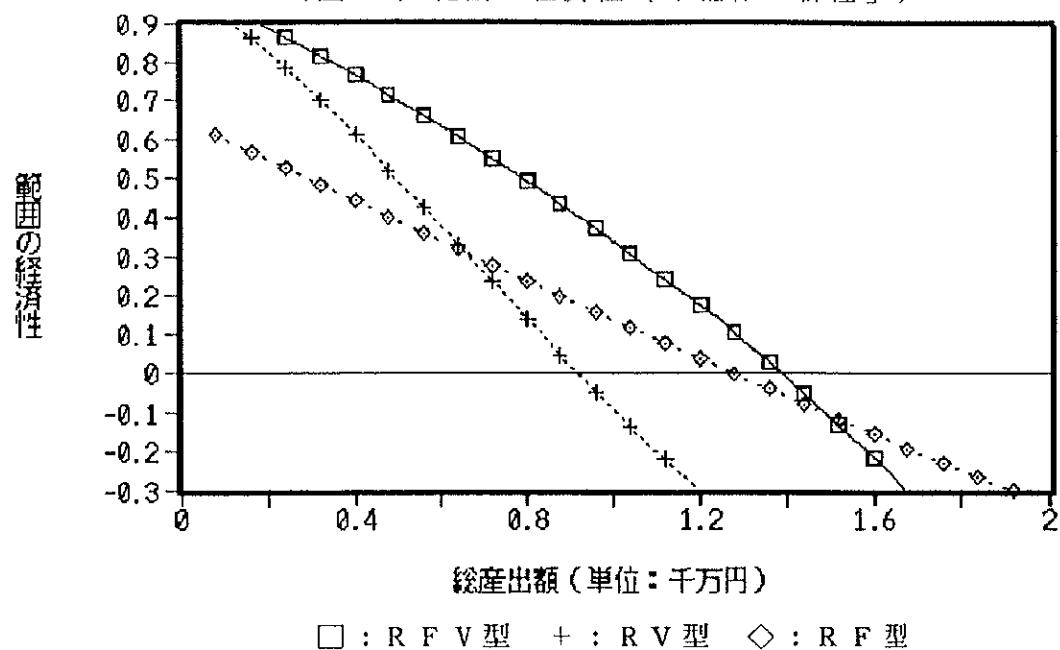
有意水準: *** 1%, ** 5%, * 10%

5. 範囲の経済性の漸近的検定.

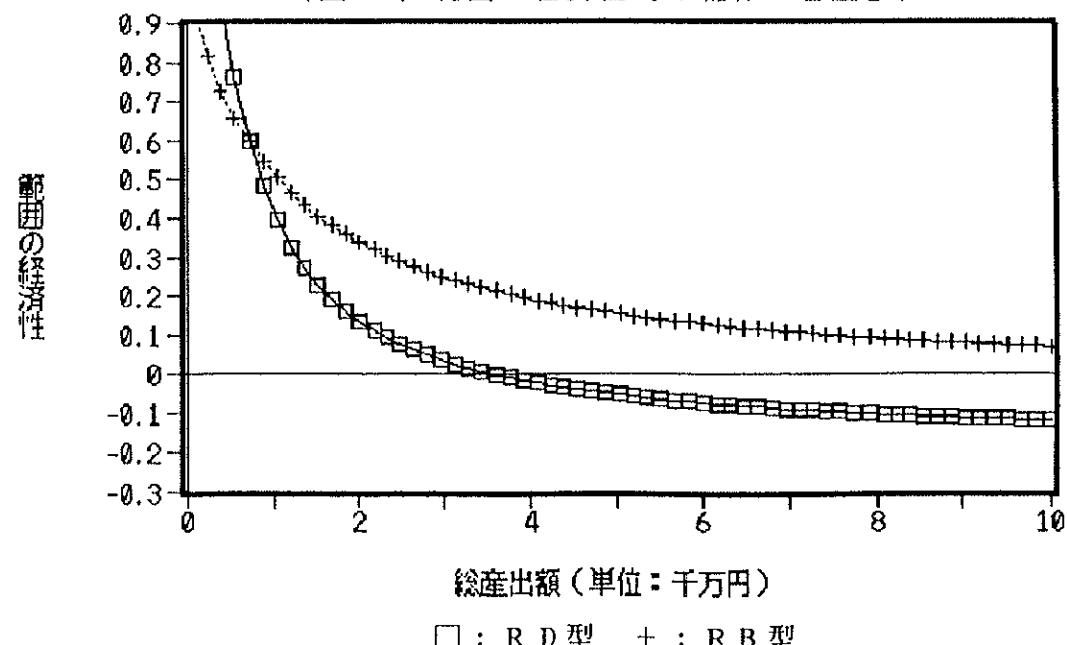
帰無仮説: SC=0, 対立仮説: SC>(<)0

有意水準: *** 1%, ** 5%, * 10%

(図5-1) 范囲の経済性（「稲作 + 耕種」）



(図5-2) 范囲の経済性（「稲作 + 畜産」）



図を見ると、すべての経営類型について産出（額）の増加とともに範囲の経済性（S C）は減少しているのがわかる。

範囲の経済を生じさせる基本的な要因は複数の作目部門間で共通に利用でき、しかもまだ利用されていない資源が農業経営の中に発生してくることである。このような資源を以下では共通未利用資源と呼ぼう。共通未利用資源を複数の作目部門で使用することによって各作目部門において支払われなければならない費用を節約することができる。ではなぜこのような共通未利用資源が生じてくるのか。その具体的な中身は何であるか。一つは、既存の機械化体系の効率的利用に必要な面積規模が満たされないことによる機械・施設・労働の遊休であり、二つは農業生産の季節性による機械・施設・労働の遊休である。三つは、結合生産による中間生産物（稲藁、堆肥など）の発生であり、四つは合理的輪作による作目部門に好都合な累積的生産効果の発生である。そして五つには情報的資源の蓄積・取得・流出が考えられる（注19）。

情報的資源とは農家の持つ見えざる資産（無形資産）の総称であり、農業生産活動に必要な資源を組み合わせて市場環境、技術環境の要請に応える適切な機能や用役をもたらしてくれる源泉となるものである。具体的には市場情報（生産物市場情報、要素市場情報）、経営情報（経営管理についての情報及びノウハウ），生産技術情報（品種、環境条件、栽培技術などについての情報及びノウハウ），農地の貸借や機械・施設の共同利用及び借り入れ資金の返済などにおける農家の信用，これら情報の蓄積・取得・流出チャンネル，農家の情報処理特性（経営管理能力、経営志向、企業家精神）などである。こうした情報の蓄積が大きいほど、その蓄積・取得・流出チャンネルの性能が高い（正確な情報が低いコストで迅速ないし適時に蓄積・取得・流出できる）ほど、その処理の特性が良い（高い経営管理能力を有し、企業家精神が旺盛で開発型志向が強い）ほど多くの情報的資源を持っているといえる。大規模複合経営の優れた点はこれら情報的資源を零細な多角化経営よりも豊富に有していると考えられるところにある。

こうした情報的資源は最も有力かつ重要な範囲の経済の源泉である。その基本的理由

は情報的資源の持つきわめて強い固定的性格にある。産出規模の拡大はなんらかの形で投入要素の増加を伴うが、それに応じて機械・施設・労働の遊休や中間生産物といった共通未利用資源も容易に増加していく。それらが有効に利用されるためには投入要素の増加に見合った情報的資源の蓄積、とりわけ情報処理特性の改善（経営管理能力の向上、短期的志向から開発的志向への経営志向の変化、企業家精神の発揚など）が必要とされる。しかしながら、情報的資源の蓄積（特に情報処理特性の改善）は非常に時間がかかる。なぜなら、情報的資源（特に情報処理特性）は農家の経営面における真の個性を形づくるものであり、農家特異性の強いものであるからである。それゆえ、市場で取引される可能性ないしは市場で調達できる可能性がきわめて小さく、その蓄積（改善）のためには農家が自ら長い時間をかけて行なわなければならない。土地や大型機械、大規模施設、熟練農業労働者などは短期的には固定的要素であるが長期的にはそれら要素の市場が存在する限り調達可能であることを考えると情報的資源の固定性はきわめて大きい。産出（額）規模の拡大とともに範囲の経済性がいずれの経営類型においても減少するのは投入要素の増加とバランスのとれたかたちで情報的資源を蓄積（とりわけ情報処理特性の改善）するのはいずれの経営類型においても難しいためと想定される（注20）。

こうした観点からすればすくなくとも情報的資源以外の物的投入要素はすべて可変的である長期において範囲の経済性を規定する基本的な要因は情報的資源であるということができる。それゆえ、（図5-1）、（図5-2）における S C 曲線の負の傾きの大きさは長期的には産出の拡大に必要な投入要素の増加に見合った情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）を示すと解釈してもよいだろう。図を見ると、その程度は経営類型によって異なることがわかる。とりわけ、「稻作+耕種（施設野菜、露地野菜、果樹）」と「稻作+畜産（酪農、肥育牛）」とではその違いが著しい。「稻作+耕種」では S C 曲線の負の傾き（情報的資源蓄積の難しさ）がほぼ一定であるのに対し、「稻作+畜産」では（絶対値で見て）減少している。「稻作+畜産」では基本的に同様な経営管理及び生産技術を要する作目を比較的長期に渡って生産するのが一般的であり、産出（額）の増大とともに情報的

資源の蓄積が行なわれやすい。言い替えれば、「稻作+耕種」にくらべて固定的性格が弱い。その結果、情報的資源蓄積の要求が次第に低下していくためと考えられる。一方、「稻作+耕種」においては複合部門（稻作以外の作物部門）における作物の種類が非常に多く、それを反映して各作物に特有な経営管理及び生産技術も多い。そこで生産される作物は比較的短期に変更されやすく、結果としてコストの低下につながるような情報的資源の蓄積は行なわれにくい（「稻作+畜産」に比較して固定的である）。仮に行なわれたとしても、複合部門を具体的な作物に特定化しなければ明示的には表れにくいと考えられる。そしてこうした表れ方の違いは範囲の経済が生じうる最大産出（額）水準（ $SC=0$ となる産出（額）水準）の違いとしても表れている。以下、本章ではこれを「複合産出受容力」と名付ける。「稻作+耕種」ではRFV型複合が最も大きな「複合産出受容力」を有し、以下RF, RV型複合の順である。「複合のみ」サンプルの平均産出（額）ベクトルでの局所的な評価では最も大きな範囲の経済を実現していたRV型複合が、サンプル全体に渡っての大域的な評価では最も小さな「複合産出受容力」を有することは興味深い。「稻作+畜産」ではRB型複合においてサンプル全体に渡って範囲の経済が生じており、「複合産出受容力」を規定できないことが注目される。

5-3-2. 全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性

次に、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性（SN）について見てみよう。（表5-2）を見ると、RD型複合を除いてすべての経営類型について $SN = 1$ という帰無仮説は1%の有意水準で棄却されており（RV型複合では10%）、RD型複合を除いて全生産物に関する（経営全体の）規模の経済が生じている。経営類型別にはRF型複合が最も大きなSNを実現しており、以下RV, RFV, RB, RD型複合の順である。「稻作+耕種」と「稻作+畜産」では前者におけるSNの方が後者を上回っており、範囲の経済性の場合と同様、産出規模の拡大による単位産出額当りの飼料費の節減は労働費の節減より

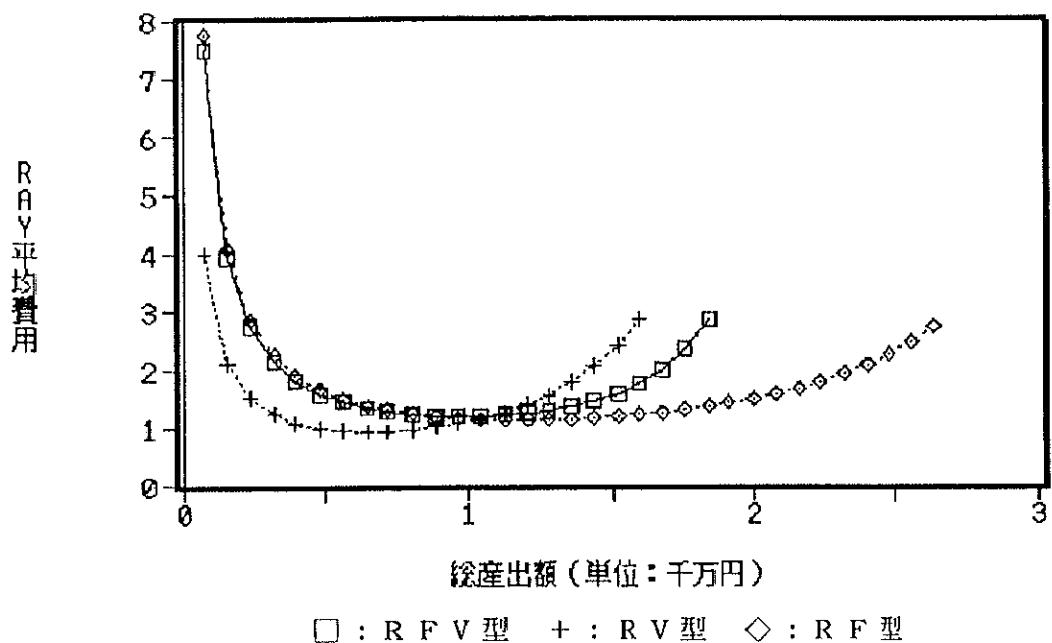
も容易でないことを示していると思われる。

(図5-3) , (図5-4) は (図5-1) , (図5-2) と同じように、一定の産出構成比 (y_2/y_1) で y_1 , y_2 を変化させた場合の RAY 平均費用 (RAC) の振舞いを示したものである。「稻作+耕種」を見ると、すべての経営類型について U 字形の RAC 曲線が見られる。これは前述の「稻作+耕種」における産出の拡大に必要な投入要素の増加に見合った情報的資源蓄積の難しさが情報的資源を固定的な要素にしているためと想定される。その程度は経営類型によって異なり、その違いが最小最適規模 (RACが最低になる最小の産出水準) ないしは最適規模 (RACが最小である産出水準) 範囲の経営類型別の違いを生じさせているものと考えられる。最小最適規模は RV 型複合でいちばん小さく、RFV, RF 型複合ではほとんど変わらない。最適規模の範囲は RF 型複合が最も大きく、RV 型複合が最も小さい。「稻作+畜産」をみると、RD 型複合と RB 型複合とでは著しい対照をなす。サンプルの範囲において RB 型複合では最適規模は存在しないのに対して、RD 型複合では相対的に低い産出 (額) 水準で最適規模に達し、すぐに RAC は上昇に転じている。RB 型複合では情報的資源の蓄積が行なわれ、固定費用としての性格を情報的資源が有するのを防いでいると想定される。RD 型複合では情報的資源の蓄積は行なわれているものの、それが RAC の低下にはつながっていない。情報的資源の蓄積が結果として RAC を低下させる程に十分なものであるか否かで RAC の振舞いが大きく異なることがわかる。

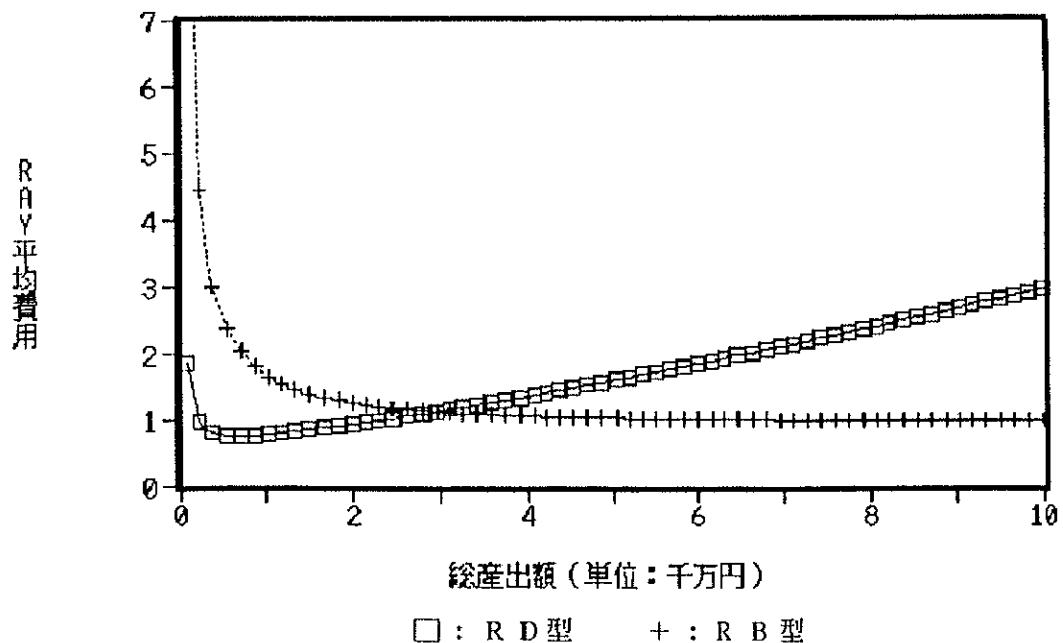
5 - 3 - 3 . 範囲の経済性と規模の経済性との関係

最後に、稻作部門及び複合部門の規模の経済性 (それぞれ S_1, S_2) , 範囲の経済性 (S_C) , 全生産物に関する (経営全体の) 規模の経済性 (S_N) を統一的に検討してみよう。(表5-2) を見ると、RF 型複合経営を別とすれば、いずれの経営類型においても各作目部門の規模の経済性は全生産物に関する (経営全体の) 規模の経済性よりも小さい ($S_1, S_2 < S_N$) (注21)。第2章 (2-6) 式に照らし合わせて見れば、範囲の経済の存在

(図5-3) 経営全体の規模の経済性（「稻作 + 耕種」）



(図5-4) 経営全体の規模の経済性（「稻作 + 畜産」）



($S_C > 0$) が全生産物に関する（経営全体の）規模の経済 ($S_N > 1$) を結果として生じさせているという重要な事実が認められる。これは水田型大規模複合経営が単なる作目部門ごとの集合ではなく、部門の統合体であることを裏付ける事実としてきわめて大きな意義を持つと思われる。

第4節 要約

以上、本章では近年注目を集めている「水田型大規模複合経営」を対象に、部門の統合体としての複合経営の経済性を明らかにした。とりわけ、「稻作+酪農」型複合経営を除いた全ての経営類型において範囲の経済（経営の複合化による費用の節減）が生じており、それが結果として範囲の経済が存在しない場合よりも複合経営全体の規模の経済性を向上させているということがとらえられたことは、経営の規模拡大と複合化が密接に関係していることを具体的な数値として示すとともに、これまでの生産性向上に関する議論が主として経営の单一化の中で語られてきたことに一考を促すものである。

具体的な S_C 曲線及び RAC 曲線の描写から、範囲の経済性、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を規定する経営内部の主たる要因として産出の拡大に必要な投入要素の増加に見合った情報的資源蓄積の難しさというものを想定した。それは経営類型ごとに異なってあらわれ、「複合産出受容力 ($SC=0$ となる産出（額）水準)」や「最適規模 ($SN=1$ となる産出（額）水準)」の違いを生じさせていると考えられる。

最後に、本章の分析から得られた結論を要約して本章の結びとする。

(1) 「水田型大規模複合経営」ではほとんどの経営類型において範囲の経済が生じており、経営の複合化による費用の節減効果を発揮している。その大きさは「稻作+露地野菜」で最も大きく (4.4%)、以下、「稻作+施設野菜」 (4.3%)、「稻作+果樹」 (2.0%)、「稻作+肥育牛」 (1.8%) の順である。「稻作+酪農」については範囲の経済性の指標は正の値を示しているものの (1.2%)、ゼロと統計的な有意差は認められなかっ

た。また、「稲作+耕種」型複合経営（「稲作+施設野菜」，「稲作+露地野菜」，「稲作+果樹」）の範囲の経済は「稲作+畜産」型複合経営（「稲作+酪農」，「稲作+肥育牛」）よりも大きい。「稲作+耕種」では労働費が最も大きな費用構成割合を占め、複合化による労働費の節減がコスト低減のポイントである。一方、「稲作+畜産」では、経常財費、とりわけ飼料費の割合が大きく、複合化によるこれら費用の節減が求められている。それゆえ、両者における範囲の経済の違いは経営の複合化による飼料費の節減が労働費の節減よりも容易でないことを示している。

(2) 範囲の経済性を生じさせる基本的な要因は複数の作目部門間で共通に利用でき、しかもまだ利用されていない資源（共通未利用資源）が農業経営の中に発生していくことがある。この共通未利用資源を複数の作目部門で使用することによって各作目部門において支払わなければならない費用を節約することができる。その中で最も重要なのは「情報的資源」（市場・経営管理・生産技術についての情報及びノウハウ，農家の信用，農家の経営管理能力・経営志向・企業家精神など）である。

(3) その基本的理由は情報的資源の持つきわめて強い固定的性格にある。産出規模の拡大はなんらかの形で投入要素の増加を伴うが、それに応じて機械・施設・労働の遊休や中間生産物といった共通未利用資源も容易に増加していく。それらが有効に利用されるためには投入要素の増加に見合った情報的資源の蓄積が必要とされる。しかしながら、情報的資源は農家特異性の強いものであるために、市場で調達できる可能性がきわめて小さく、その蓄積のためには農家が自ら長い時間をかけて行なわなければならない。

(4) こうした情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）はS C曲線（範囲の経済性と産出（額）水準との関係を示す曲線）の形状（傾きの符号と大きさ）に反映される。すべての経営類型においてS C曲線の傾きはマイナスであり、産出（額）の増加とともに範囲の経済性は減少している。産出の拡大に必要な投入要素の増加とバランスのとれたかたちで情報的資源を蓄積するのはいずれの経営類型においても難しいことを示している。

(5) しかしながら、（絶対値で見た）その傾きの大きさは経営類型によって異なってお

り、情報的資源蓄積の難しさ（固定的な性格強さ）の程度には経営類型による違いが見られる。「稻作+畜産」ではS C曲線の負の傾きの大きさは（絶対値で見て）産出の拡大とともに減少しているのに対して、「稻作+耕種」ではほぼ一定である。「稻作+畜産」の方が「稻作+耕種」よりも産出の拡大に伴った情報的資源の蓄積は相対的に容易であることを示している。

(6) 全生産物に関する（経営全体の）規模の経済については「稻作+酪農」を除いた経営類型においてその存在が確認された。その大きさは「稻作+果樹」で最も大きく(1.5)、以下、「稻作+露地野菜」(1.3)、「稻作+施設野菜」(1.2)、「稻作+肥育牛」(1.2)の順である。

(7) 全生産物に関する（経営全体の）平均費用(Ray平均費用)曲線の形状は経営類型によって異なっており、経営類型による情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）の違いが表れている。「稻作+耕種」では情報的資源の固定的性格が強く、全生産物に関する（経営全体の）平均費用曲線はU字をしている。「稻作+肥育牛」ではL字型をしており、情報的資源の固定的性格が比較的弱いことを示している。

(8) 稲作部門及び複合部門の規模の経済性、範囲の経済性、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を統一的に検討してみると、「稻作+果樹」を別とすれば、いずれの経営類型においても各作物部門の規模の経済性は経営全体の規模の経済性よりも小さく、範囲の経済の存在が全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を結果として向上させているという重要な事実が認められる。これは水田型大規模複合経営が単なる作物部門ごとの集合ではなく、部門の統合体であることを裏づけるものである。

(注1) 農業センサス（都府県）によれば、3 ha以上の経営耕地を有する農家で複合経営（農産物販売金額第一位部門の販売金額が総販売金額の60%未満の農家）及び準単一複合経営（農産物販売金額第一位部門の販売金額が総販売金額の60%以上80%未満を占める農家）の占める割合は、1980～1985年の5年間に3 ha～5 ha層でそれぞれ、42.0%から43.3%、5 ha以上層でそれぞれ32.9%から36.0%へと増加している。

(注2) 和田照男によれば、「大規模複合経営」とは「各部門が社会的生産力水準として必要なミニマムな規模以上のものを達成して、そのうえで部門の結合しているものである。そうすると、当然資本と労働の生産性を確保し、なおかつ収益性（操業度）を追求していくことができる」というものである（農政調査委員会[1984]参照）。しかしながら、「社会的な生産力水準」というものが具体的にどういう水準であるのか明確ではない。ここでは従来の零細多部門経営と区別する意味から、農産物の産出総額（総粗収益）が500万円以上（ビジネスサイズ）、あるいは経営耕地面積が3 ha以上（ファームサイズ）の経営をさすものとし、とりわけ稲作を経営の一部門としている「大規模複合経営」を「水田型大規模複合経営」とする。

(注3) 金沢夏樹[1982]pp. 152-156 参照。

(注4) 複数財生産の経済性概念についてはBaumol, Panzar and Willig[1982]参照。

(注5) 本章では「経済性」を「経済」、「不経済」の両方を含むより広い概念として用いている。

(注6) その理由は次の通りである。推定した費用関数が厳密な意味で妥当するのはあくまでもサンプルの範囲内であって、サンプル外においては推定した費用関数を用いることが適切であるかどうかを判断する根拠は何もないといわざるを得ないからである。仮に複合経営のデータのみで費用関数を推定し、式から範囲の経済性を求めた場合には、推定した費用関数をデータの範囲外に適用するという意味で外挿になる（荏開津典生[1985]p. 207 参照）。

複合経営のデータのみから推定した費用関数を用いて範囲の経済性を確かめるには、費

用の補完性を求めなければならない。費用の補完性とは費用関数の産出物についての交差微分が負になることであり、他の産出物の産出量が増加した場合にある産出物についての限界費用が減少することをいう。二産出物の場合は以下の通りである。

$$\frac{\partial^2 C(y_1, y_2)}{\partial y_1 \partial y_2} < 0$$

固定費用が存在しない場合、費用の補完性は範囲の経済が生じるための十分条件である（必要十分条件ではない）（Baumol他[1982]pp. 74-75参照）。それゆえ、費用の補完性が満たされない場合には、範囲の経済ないしは不経済の存在を肯定はもちろん否定もできない。

（注7）ここで単一経営及び複合経営の定義を既存の他の統計資料での定義（例えば農業センサスでは、農産物販売金額1位部門の販売額が全体の販売額の80%を越えているものを持って単一経営、60~70%を準単一経営、60%未満を複合経営と定義している）と異なる形で定義したのは次の理由による。すなわち、農林水産省「農業経営（構造改善）調査報告」での作物部門（作目部門）は、原則として農業粗収益の10%以上の収益を上げている作物（作目）とし、そうでない作物（作目）部門はすべて「その他部門」として取り扱っているからである。

（注8）具体的には次の条件を満たしているものとする。すなわち、

① $F(y_1, y_2, 0, \dots, 0) = 0$ ならば $y_1 = y_2 = 0$,

② $F(\cdot)$ は y_1, y_2 について単調非増加関数、全ての x_i について単調非減少関数、

③ $F(\cdot)$ は $x = (x_1, \dots, x_n)$ について準凹関数

（McFadden他[1978]pp.1-60 参照。）

（注9）荏開津典生[1982] 参照。

（注10）第一の観点からは広く用いられているコブダグラス型費用関数や、トランスログ型費用関数はデータ変換をしない限り否定される。なぜなら両関数型とも変数の対数変換を行っており、そのままではゼロのデータは扱えないからである。第二の観点からはコブダグラス型費用関数を用いることはできない。なぜならコブダグラス型費用関数の場合、

限界費用と産出量が正である限り費用の補完性は常に正になるからである(Baumolその他 [1982] pp. 448-463 参照)。

(注11) この変換は任意の z_1, z_2 について $G(C), Q(y_h)$ がそれぞれ C, y_h の単調関数であり(ただし、 $C > 0, y_h + z_3 > 0$)、計測式の正規性を崩すようには作用しないことが知られている(Box and Cox [1964], 草薙 [1982] 参照)。

データの変換なしに上述の点を満たす関数型としては二次形式型、CES型費用関数などがある。トランスログ型費用関数をも含めて、これらの関数型は本章で用いた二次形式 Box-Cox型費用関数の特殊ケースとして含まれる。例えば、 $z_1 = z_2 = z_3 = 0$ のとき(5-1) 式はトランスログ型費用関数になり、 $z_1 = z_2 = 1$ かつ $z_3 = 0$ のときは二次形式型費用関数、 $\delta = 0$ かつ $z_3 = 0$ のときは CES型費用関数になる。

(注12) 基本的には、ダミー変数を加えることで上記の費用関数が費用最小化の二階の条件(生産可能性曲線が原点に対して凹)を満たすようになるかどうかを基準にダミー変数の選択を行った。

(注13) この資料の中では「大規模経営」の明確な定義は与えられていないが、分析に用いたサンプルに限っていえば、経営耕地面積(ファームサイズの一指標) 4ha~5ha, 総生産額(ビジネスサイズの一指標) 500万円以上の経営である。

(注14) 生産費 C については「農家経済調査報告」(昭和55年度)における都府県3.0ha以上農家の経営費に占める各費用項目別の金額をウェイトとして、各年度毎に各費用項目に対応した「農村物価賃金調査」の生産資材価格指数を加重平均したものでデフレートした。 y_1, y_2 については「農村物価賃金調査」の農産物類別年次別指数(55年基準)でデフレートした。尚、生産費の中の自家労働費は家族員の男女別労働時間に、調査農家の所在する地域の農村雇用賃金の男女別平均単価を乗じて計算しており、自作地地代は類地小作料(不明の場合は標準小作料)により評価している。

経営類型別の変数は以下の通りである。単位はいずれも千万円である。

① 「稲作+施設野菜」型複合経営(昭和57, 58年データ, サンプル数59)

- y_1 : 稲作部門の粗収益, y_2 : 施設野菜部門の粗収益, C : 両部門の生産費の合計,
 D_1 : 年度ダミー(57年=0, 58年=1)
- ② 「稲作+露地野菜」型複合経営(昭和56, 57, 58年7ヶ所、サンプル数58)
- y_1, C : 同上, y_2 : 露地野菜部門の粗収益, D_1 : 年度ダミー(56年=0, 57年=1,
 58年=0), D_2 : 年度ダミー(56年=0, 57年=0, 58年=1), D_3 : 単一経営ダミー(稲作単一
 経営=1, 露地野菜単一経営=0, 複合経営=0), D_4 : 単一経営ダミー(稲作単一経営=0, 露
 地野菜単一経営=1, 複合経営=0)
- ③ 「稲作+果樹」型複合経営(昭和57, 58年7ヶ所、サンプル数97)
- y_1, C, D_1 : 同上, y_2 : 果樹部門の粗収益, D_5 : 稲作ダミー(稲作単一及び複合経営
 =1, 果樹単一経営=0), D_6 : 果樹ダミー(稲作単一経営=0, 果樹単一経営及び複合経営
 =1)
- ④ 「稲作+酪農」型複合経営(昭和57, 58年7ヶ所、サンプル数87)
- y_1, C, D_1, D_5 : 同上, y_2 : 酪農部門の粗収益, D_6 : 酪農ダミー(稲作単一経営=0,
 酪農単一経営及び複合経営=1)
- ⑤ 「稲作+肥育牛」型複合経営(昭和56, 57, 58年7ヶ所、サンプル数76)
- y_1, C, D_1, D_2 : 同上, y_2 : 肥育牛部門の粗収益, D_7 : 複合経営ダミー(単一経営
 =0, 複合経営=1)

(注15) ここでは次のような状況を想定している。(1)個々の農家はすべての生産要素の投
 入量を自由に変えることができる程十分な時間を持っている。(2)産出物市場, 生産要素市
 場における農家の数は多数であり、個々の農家の産出物の供給、投入要素の需要は産出物
 價格、要素価格に影響を与えることはない。サンプル農家は同一の産出物市場、生産要素
 市場で売買しており、同じ産出物価格、要素価格に直面している。(3)個々のサンプル農家
 について費用関数の係数は同じである。(4)個々の農家はそれぞれ異なった効率性
 (efficiency)で生産している。効率性の違いは主に、①技術知識の違い(技術的効率性格
 差), ②利潤極大、費用極小における能力差(経済的効率性格差)などによる。系統的要

因を説明変数としてとりつくせなかったことによる誤差(Shock)や観測誤差(Error)とともに、①は費用関数の攪乱項、②は収入シェア方程式の攪乱項を構成している（佐藤[1975]参照）。

(5-2) 式を加え、非線形完全情報最尤法を用いて推定したのは次の理由による。第一に、(5-1) 式はパラメータについて複雑な非線形関数であり、通常の OLS 推定を用いることはできない。非線形推定の他の方法として、最適値の探索にガウスニュートン法を用いて非線形回帰推定を行ったが良好な結果は得られなかった。第二に、個別農家は観察しているが、(5-1) 式からは省かれている生産要素と個別農家の産出水準が独立であることはあまりなく、産出物価格が個別農家間でそれほど異ならないならば、(5-1) 式の攪乱項と説明変数である個別農家の粗収益水準はなんらかの相関関係を持つ可能性が高い。この問題を解決する有力な方法の一つとして操作変数を用いた推定法（例えば、非線形二段階最小自乗法、非線形三段階最小自乗法など）があるが、適切な操作変数を選択することが難しく、諦意的になりやすい。第三に、小標本を扱っているときには、完全情報最尤法ないし制限情報最尤法を用いてモデルについての先駆的な情報を利用することは、モデルの定式化の誤りを償ってあまりあるという指摘がなされている。事実、(5-1) 式の單一方程式推定では良好な推定結果が得られなかつたが、(5-1), (5-2) 式の連立方程式推定においてはほぼ満足のいく推定結果が得られた。しかしながら、以下の点が問題として残る。第一に、最尤推定量特有の問題として、尤度を最大にする推定値が複数存在する可能性がある。つまり、求めた推定値は局所的に尤度を最大（その意味では極大化）にする値であつて、大域的に最大化する値であるとは必ずしも限らない。この点を考慮にいれて、初期値を変化させて推定を行い、推定値の安定性を確認した。第二に、大規模なモデルの同時方程式推定に比べればモデルの定式化の誤りは小さなものであると考えられるが、その完全情報最尤推定量に与える影響は大きい。

個別農家の利潤最大化行動は次のように定式化される。

$$\text{MAX. } \pi = y_1 + y_2 - C(y_1, y_2)$$

クーン・タッカーの一階の条件は、

$$y_i \cdot \left(1 - \frac{\partial C}{\partial y_i}\right) \leq 0$$

$$y_1 > 0 \text{ の場合は, } \frac{\partial C / \partial y_i}{\partial C / \partial y_j} = 1 \quad (i \neq j; i, j = 1, 2)$$

ただし、Cは費用関数、 y_1 は稲作部門の粗収益、 y_2 は複合部門の粗収益である。

(注16) パラメータの非結合性及び産出の変化に関する一次同次性制約についてワルド検定を行なった結果、いずれの経営類型においても5%の有意水準で非結合性及び一次同次性の仮説は棄却された。範囲の経済か不経済、経営全体の規模の経済もしくは不経済が存在している可能性が強い（ワルド検定についてはWald[1943]参照）。なお、費用関数が次の等式を満たすとき、非結合性を有するという。すなわち、

$C(Y, W) = \sum_{k=1}^n C_k(y_k, W)$ である。ただし、Y:産出ベクトル $Y = (y_1, \dots, y_n)$,

W:要素価格ベクトル $W = (w_1, \dots, w_n)$ (Denny, Pinto[1978]参照)。

(注17) RFV, RV, RF型複合経営における稲以外の作目の集計については具体的な作物（例えば、トマトやキュウリ）ごとに費用構造が異なるかどうかについての検討をする。今後の課題としたい。

(注18) 同一の評価基準をえるために、すべての経営類型について総産出額（各作目部門の産出額の総和）が等しくなるようにしてある。産出（額）水準の違いから、「稲作+耕種（施設野菜、露地野菜、果樹）」と「稲作+畜産（酪農、肥育牛）」に分けて図示している。

(注19) 情報的資源の詳細については吉原・伊丹・加護野[1981] pp. 24-31を参照。

(注20) 情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）が費用の反補完性ないしはなんらかの共通固定費用を生じさせていると解釈することも可能であるが、当該モデルにおいて両者を明確に区別して議論することはできない。今後の検討課題としたい。

(注21) 経営類型ごとの特定の作目部門の規模の経済性 (S_1, S_2) の違いは①評価に用い

た平均産出額水準の違い、② S_1 , S_2 に影響を及ぼす他の経済性（範囲の経済性、他の作目部門の規模の経済性、経営全体の規模の経済性）の違いによると考えられる。稲作の規模の経済性の大きな違いがいずれの要因によって生じているかは検討すべき課題であるが後の機会にゆずりたい。

第6章 部分肉・肉製品及び市乳・乳製品製造業における範囲の経済性と規模の経済性

第1節 はじめに

本章は部分肉・肉製品製造業及び市乳・乳製品製造業における多角化企業の経済性を近年の複数財生産の理論や産業組織論の発展をふまえながら明かにしようとしたものである（注1）。両業種とも売り手が複数存在するものの、主要企業の市場シェアは無視できないほどに大きいという意味で寡占状態にあり、これら企業の生産行動は市場価格に対して無視できない影響力を持つ（注2）。すなわち、独占力を有する。こうした寡占状態をつくりだしている最大の要因は生産技術の性質であり、とりわけ規模の経済の存在である（注3）。規模の経済が存在すれば大きい市場シェアを有し、大量生産が可能な大企業ほど平均費用は小さく、コストの面で有利である。しかしながら、ここで問題としている規模の経済はただ一つの生産物を生産する場合（単一財生産）の規模の経済ではなく、複数の生産物を生産する場合（複数財生産）の規模の経済である。両業種における現実の企業は複数の製品分野を有する多角化企業であり、その規模の経済は複数財生産を前提としたものであることが要請されるからである。それゆえ、こうした規模の経済をとらえるためには従来の単一財生産に基づく経済理論ではなく、複数財生産に基づいた新しい経済理論が必要となる。第2章で述べた範囲の経済はこうした複数財生産理論の中心的概念のひとつである。（注4）。他の条件を一定とすれば範囲の経済の実現は（全生産物に関する）規模の経済を増加させる（規模の不経済を減少させる）（注5）。すなわち、十分に大きな市場シェアを有する寡占企業は多角化を行なうことで平均費用を低下させることができ、コスト面での有利性を拡大することができる。したがって、多角化企業の範囲の経済性（範囲の経済ないし不経済）と規模の経済性（規模の経済ないし不経済）を明らかにすることは、両業種

の市場構造の形成要因を生産技術の面から捉えるうえで第一に必要とされる課題である。

こうした基本的視点に基づき、以下では部分肉・肉製品製造業及び市乳・乳製品製造業における東証一部上場企業を対象に、その範囲の経済性と規模の経済性を次の観点から明らかにする（注6）。第一に、両業種において範囲の経済が存在しているかどうか、それは多角化の経済的根拠の一つになっているかどうか。第二に、範囲の経済性と規模の経済性との間にはいかなる関係があるか。第三に、範囲の経済性はいかなる要因によって生じているか。とりわけ各生産要素へ範囲の経済性を分解することによってこの課題がどのように説明されるか。第四には、生産量及び要素価格変化による範囲の経済性への影響である。

以下では第2節において費用関数の理論的考察と具体的な特定化、推計方法及びデータ変数の作成について説明する。第3節ではこの費用関数の推計結果を基に、上述の課題を具体的に検討する。最後に、第4節において主要な分析結果ならびにその含意について要約し、結びとする。

第2節 費用関数の推定

6-2-1. 複数財費用関数の理論的検討

6-2-1-1. 企業の行動仮説 — 費用最小化と利潤最大化 —

第2章では複数財生産の主要な経済性概念についてそのエッセンスを概説した。こうした経済性を具体的なデータに基づいて分析するためには（複数財）費用関数を推計し、その推計結果から各種経済性の指標を計測するという作業が必要となる。それゆえ、前述した我々の課題に即して複数財生産の経済性を明らかにするためには部分肉・肉製品製造業ならびに市乳・乳製品製造業における主要企業の費用関数を推計することがはたして妥当かどうかが最初に検討されなければならない。そのためには費用関数の基本的な定義について確認しておくことが後の議論のために有益である。すなわち、ここでいう費用関数とは生産量ならびに要素価格が外生変数として与えられたもとで当該企業が費用最小化行動をとった場合の生産量及び要素価格とコストとの技術的関係を記述したものである（注7）。従って、費用関数を推計することの妥当性を検討するということは部分肉・肉製品製造業ならびに市乳・乳製品製造業における主要企業が費用最小化行動をとっていると仮定することがはたして適切かどうかを検討するということに等しい。

企業の行動原理については伝統的な利潤最大化や費用最小化をはじめとして様々な仮説が提示されているが、既存の実証分析の多くは利潤最大化ないしはその必要条件である費用最小化を企業の行動仮説として採用しているのが実状である（注8）。その基本的理由はデータの制約等の問題はあるものの、利潤最大化ないしは費用最小化の行動仮説がデータの裏付けをもって明確に否定されるといったことがほとんどなかったことにある。行動仮説の是非は分析結果によって判断されるべきであるという実証分析の考え方からすれば利潤最大化ないし費用最小化の行動仮説は依然として有効であるといえよう。我々も基本的にはこうした立場にたって分析を行うが、利潤最大化と費用最小化とではどちらが企業の行

動仮説として適切かという問題は依然として残っている。

費用最小化の仮説が利潤最大化の仮説よりも現実の企業行動をよりよく近似するための条件の一つは考察の対象としている企業行動が（資本設備、労働、原材料などの物的生産要素がすべて可変的であるという意味で）長期のものであることである。これは費用最小化と利潤最大化の最も大きな違いが生産量の決定に関してそれを明示的に扱うか否かにあるということと深く関わっている。費用最小化では生産量はその決定がモデルの中では明示的に扱われない（モデルの外ですでに決定されている）外生変数であり、利潤最大化ではその決定がモデルの中で明示的に扱われる内生変数である。また、（何らかの物的な固定要素が存在するという意味で）短期的な意志決定においては当該生産物の需要を的確に把握し利潤を最大にする最適な生産量を決定するのは比較的容易であるのに対し、長期的な意志決定では当該生産物の需要について不確実性が増大するために、その最適生産量を決定するのは容易ではない。従って、長期にわたる企業行動を考察対象とする場合には最適生産量の決定を明示的に扱う利潤最大化よりもそれを所与とした費用最小化の仮説の方が妥当性を持つと考えられる。我々の課題が部分肉・肉製品製造業と市乳・乳製品製造業における範囲の経済性と規模の経済性を明らかにすることにあり、規模の経済性は基本的に長期的な企業行動を前提とした概念であることからすれば、費用最小化を仮定した方が適切であるといえる。

6 - 2 - 1 - 2 . 外挿問題とゼロデータ

こうした企業行動仮説についての検討に加えて、（複数財）費用関数の推計に際しては次の点を考慮しなければならない。第一に、第2章の（2-1），（2-2），（2-5）式に基づいて範囲の経済性の指標（ S_C ），特定の（共通）生産要素 i についての範囲の経済性の指標（ S_{C_i} ），特定の生産部門 i についての規模の経済性の指標（ S_i ）を計測する場合は当該生産部門以外の生産量がゼロのデータを含むサンプルで費用関数を計測することが必要である。具体的には $(y_1, 0)$ や $(0, y_2)$ といった生産ベクトルで表されるデータである。そうしたデータがない場合、 S_C , S_{C_i} , S_i の値は（サンプルの範囲外に費用関

数を適用するという意味で)費用関数の外挿によって計測することになるが、これによって生じる予測誤差は場合によってはかなり大きくなる可能性がある(注9)。本章の計測に使用したサンプルは一方の部門の生産量がゼロであるデータを含んでおらず、外挿による予測誤差の問題を基本的に有している。第二に、ゼロのデータを含んだサンプルがある場合でも、 S_C , S_{C_1} , S_1 の値を求めるためには生産量がゼロのデータをも扱える関数型でなければならない。例えば、通常のトランスログ費用関数では対数二次近似のため、ゼロのデータを扱うことは原理的に不可能である。

これらの問題のうち、前者の外挿の問題に関しては直接に第2章(2-1)式や(2-2)式から S_C , S_{C_1} を計測するのではなく、費用の補完性(cost complementarity)によって間接的に範囲の経済の存在を検証する方法がある(注10)。費用の補完性とは当該生産部門の限界費用が他の生産部門の生産量の増加によって減少することであり、形式的には費用関数の生産量に関する交差微分が負になることとして表される(注11)。費用の補完性は生産部門に共通の固定費用や生産部門に特定の固定費用がない場合、範囲の経済が局所的に存在するための十分条件であることが明らかにされている(注12)。しかし、これはあくまでも十分条件であって必要十分条件ではない。費用の補完性が認められない場合には範囲の経済の存在についてはっきりしたことがいえなくなる。また、局所的評価であるが故に、評価する生産量の水準によってその符号が変わりやすいということが経験的に明らかになっている。さらに、労働や資本といった物的生産要素が全て可変的である長期においても経営管理能力などのいわゆる情報的資源が生産部門に共通の固定費用や生産部門に特定の固定費用となっている可能性も考えらる。こうした固定費用がある場合にはたとえ可変費用について費用の補完性が認められない場合でも固定費用の劣加法性(subadditivity)が費用の反補完性(cost anticomplementarity)を上回れば範囲の経済が生じることが明らかにされている(注13)。 S_1 については範囲の経済のように費用の補完性によって間接的に検証するといった方法は未だ明らかになっていない。それゆえ、 S_1 を求めるためにはゼロのデータも扱える関数型であることがどうしても必要である。こ

の点については例えばトランスログ費用関数の産出変数にBox-Cox変換を施すことによって対処することができる（注14）。本章でもこの方法を採用し、ゼロのデータも扱える型にしたうえで、直接 S_C , S_{C_1} , S_1 を計測している。もちろん、外挿の問題は依然として残っているが、外挿による予測誤差の適切な検定方法を見つけだすという方向で今後の検討課題としたい。

6-2-2. 費用関数の特定化と推計方法、及び多角化指数の作成

6-2-2-1. 費用関数の特定化と推計方法

以上の点をふまえた上で費用関数は第2章の(2-1)式から直接範囲の経済性が求められるように、産出変数 y_1 , y_2 にBox-Cox変換を施し、次のような一般化トランスログ複数財費用関数として特定化した（市乳・乳製品製造業では要素価格及び時間変数に関してもBox-Cox変換を施している）（注15）。

(部分肉・肉製品製造業)

$$\begin{aligned}
 \ln C = & A + \sum_i B_i F_i \cdot D_i + \sum_j (B_j + \sum_i B_j F_i) \cdot \ln p_i + B_T \cdot \ln t \\
 & + \sum_h B_{ih} \cdot Q(y_h) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k B_{jk} \cdot \ln p_j \cdot \ln p_k + \frac{1}{2} B_{TT} \cdot (\ln t)^2 \\
 & + \sum_j B_{Tj} \cdot \ln p_j \cdot \ln t + \frac{1}{2} \sum_h \sum_m B_{hm} \cdot Q(y_h) \cdot Q(y_m) \\
 & + \sum_h B_{Th} \cdot Q(y_h) \cdot \ln t + \sum_j \sum_h B_{jh} \cdot \ln p_j \cdot Q(y_h) \\
 & + u
 \end{aligned} \tag{6-1}$$

$$Q(y_h) = \begin{cases} \frac{y_h^z - 1}{z} & (z \neq 0) \\ \ln y_h & (z = 0) \end{cases}$$

u : 確率的誤差項 $(i = 1, 2, 3; j, k = M, L, K; h, m = 1, 2)$

(市乳・乳製品製造業)

$$\begin{aligned}
 \ln C = & A + \sum_i B_{Fi} \cdot D_{Fi} + \sum_j B_{Fj} \cdot H(p_j) + B_T \cdot G(t) \\
 & + \sum_h B_{Yh} \cdot Q(y_h) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k B_{jk} \cdot H(p_j) \cdot H(p_k) + \frac{1}{2} B_{TT} \cdot G(t)^2 \\
 & + \sum_j B_{Tj} \cdot H(p_j) \cdot G(t) + \frac{1}{2} \sum_h \sum_m B_{Yhm} \cdot Q(y_h) \cdot Q(y_m) \\
 & + \sum_h B_{TYh} \cdot Q(y_h) \cdot G(t) + \sum_j \sum_h B_{jYh} \cdot H(p_j) \cdot Q(y_h) \\
 & + v
 \end{aligned} \tag{6-2}$$

$$H(p_j) = \begin{cases} \frac{p_j^z - 1}{z} & (z \neq 0) \\ \ln p_j & (z = 0) \end{cases}, \quad Q(y_h) = \begin{cases} \frac{y_h^z - 1}{z} & (z \neq 0) \\ \ln y_h & (z = 0) \end{cases}$$

$$G(t) = \begin{cases} \frac{t^z - 1}{z} & (z \neq 0) \\ \ln t & (z = 0) \end{cases}$$

v : 確率的誤差項 $(i = 1, 2, ; j, k = M, L, K ; h, m = 1, 2)$

C : 生産費 (=原材料費 + 労働費 + 資本材費), p_M : 原材料価格, p_L : 賃金, p_K : 資本サービス価格, t : 時間変数, y_1 : 第一部門生産量 (部分肉・肉製品製造業 : 部分肉, 市乳・乳製品製造業 : 市乳), y_2 : 第二部門生産量 (肉製品製造業 : 肉製品, 市乳・乳製品製造業 : 乳製品他), D_{Fi} : 企業ダミー

推計は次の点を考慮して行った。第一に、費用最小化から導き出される費用関数は理論的にはパラメータに関して対称であり、しかも要素価格について一次同次でなければならぬ。それゆえ、予めこれらの制約をパラメータに課して推計を行った。具体的には次の通りである。部分肉・肉製品製造業では対称性 ($B_{jk} = B_{kj}$, $B_{Yhm} = B_{Ymh}$), 要素価格についての一次同次性 ($\sum B_{jk} = 1$, $\sum B_{MFi} \cdot D_{Fi} = \sum BLFi \cdot D_{Fi} = \sum BKFi \cdot D_{Fi} = 0$, $\sum B_{jk} = 0$, $\sum B_{Tj} = 0$, $\sum B_{Yhj} = 0$), 市乳・乳製品製造業では対称性 (同上), 要素価格についての一次同次性 ($\sum B_{jk} = 1$, $\sum B_{jk} = 0$, $\sum B_{Tj} = 0$, $\sum B_{Yhj} = 0$) である。

第二に、(6-1) ないし (6-2) 式の費用関数のみの推定では推定すべきパラメータの数

が多く、多重共線性のために安定したパラメータが得られない。それゆえ推計の効率を高め、安定したパラメータが得られるように、シェパードの補題 (shephard's lemma) より原材料及び労働のコストシェア方程式を次のように導出し、費用関数と連立させて推計した（注16）。すなわち、 $\frac{p_j \cdot x_j}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_j}$ より、

（部分肉・肉製品製造業）

$$SR_j = B_j + \sum_i B_j f_i \cdot D f_i + \sum_k B_{jk} \cdot \ln p_k + B T_j \cdot \ln t + \sum_h B_j y_h \cdot Q(y_h) + u_j \quad (6-3)$$

（市乳・乳製品製造業）

$$SR_j = B_j + \sum_k B_{jk} \cdot H(p_k) + B T_j \cdot G(t) + \sum_h B_j y_h \cdot Q(y_h) + v_j \quad (6-4)$$

$$SR_j = \frac{p_j \cdot x_j}{C}, \quad u_j, v_j: \text{確率的誤差項}, \quad (i=1, 2; j, k=M, L, K; h, m=1, 2)$$

である。なお、推定の際には資本設備のコストシェア方程式を除いている。その理由はつきの通りである。資本設備のコストシェア方程式を加えて推定した場合には各コストシェアの和が一となり、コストシェア式の誤差項の和がすべてゼロとなる。従って、誤差項の分散共分散行列は特異となり、パラメータの推定ができなくなるためである。それゆえ、残りのパラメータについては前述した要素価格についての一次同次性の制約条件から残差として求めている（注17）。なお、以下で述べる反復ゼルナー法によって推計した場合には、推計には含まれないコストシェア方程式が原材料、労働、資本設備のいずれであってもパラメータの推定値は同一であることが明らかにされている（注18）。

第三に、（6-1）（ないしは（6-2））式の費用関数と（6-3）（ないし（6-4））式のコストシェア方程式を連立して推計する場合、費用関数の確率的誤差項 u （ないし v ）とコストシェア式の確率的誤差項 u_j （ないし v_j ）との間には相関があると考えられる。この場合、反復ゼルナー法（iterative zellner method）で推計することによって、（推計に

含まれないコストシェア式に依存しない) 最尤推定値が得られることが明らかにされている(注19)。それゆえ、本章の推定でもこの方法を採用した。

6-2-2-2. 多角化指標の作成

多角化の動向と範囲の経済性との関係を捉るために、一般的な多角化の度合いを示す指標として、次のようなハーフィンダル多角化指標を作成した。

$$D_I = 1 - \sum_{k=1}^h S_k^2 \quad (6-5)$$

ただし、 $S_k = k$ 製品の生産額/総生産額 である。具体的には部分肉・肉製品製造業では部分肉、ハム、プレスハム、ソーセージであり、市乳・乳製品製造業では市乳、練乳、粉乳、バター、チーズ、アイスクリーム、飲料他である。すなわち、 D_I は 1 からハーフィンダル指標を引いたものであり、 D_I が 1 に近いほどより多角化を行っていることを意味する。

6-2-3. 資料及びデータの作成

6-2-3-1. 資料及び生産部門の分類

資料は大蔵省印刷局『有価証券報告書総覧』(1979年～1987年)を基礎資料として用い、それを基にパネルデータ(時系列データとクロスセクションデータのブーリングデータ)を作成した(注20)。対象とした企業は部分肉・肉製品ではプリマハム、日本ハム、伊東ハム、丸大食品の4社、市乳・乳製品企業は明治乳業、雪印乳業、森永乳業の3社である。生産部門については次のような観点からいずれの業種においても二部門に分けた。すなわち、①その部門の規模や生産技術、製品価格などの変更に関する意志決定のどれか一つでも他の部門とは独立に下すことができ(「単位事業」と呼ばれる)(注21)、②製品の加工の程度が異なる生産部門、ということである。結局、部分肉・肉製品製造業では部分肉加工(生体ないし枝肉の部分肉への加工)部門及び肉製品(ハム、プレスハム、ソーセージ)製造部門、市乳・乳製品製造業では市乳生産部門及び乳製品他(練乳、粉乳、バター、

チーズ、アイスクリーム、飲料他) 製造部門とした。

6-2-3-2. データの作成

6-2-3-2-1. 資本投入量及び価格

資産形態(建物、構築物、機械及び装置、車両運搬具、工具・器具及び備品、土地)別
資本投入量については同質的な資産に関して資本ストック量に比例すると仮定し、資産形
態別資本投入量の代わりに資本ストック量を用いた。推計式は以下の通りである(注22)。

$$C S_{k1979} = C S_{k1980} - (N I_{k1979}/D I_{k1979}) \\ C S_{kt} = C S_{kt-1} + (N I_{kt}/D I_{kt}) \quad (t=1981, \dots, 1987)$$

$C S_{kt}$: t 年の k 資本ストック, $N I_{kt}$: t 年の k 有形固定資産純増額, $D I_{kt}$: t 年
の k 資本ストックのデフレーター

基準年次(1980年)における資本ストック量は次のようにして求めている(注23)。

$$C S_{k1980} = \frac{K_{k1980}}{\sum_{h=1}^{E_k} [(h / \sum_{h=1}^{E_k} h) D I_{kh}]}$$

$C S_{k1980}$: 基準年次(1980年)における k 資本ストック量, E_k : k 資産の耐用年数
(基準年次における k 資本の減価償却率 d_k から導出), K_{k1980} : 基準年次における k 有
形固定資産, h : 「1980-E_k」年から数えた年数(例えば $E_k=10$ の場合、1975年は $h=5$ と
なる), $D I_{kh}$: 「1980-E_k」年から数えて第 h 年目の k 資本ストックのデフレーター
資本ストックのデフレーターは次の通りである。「建物」については国民総支出(GNE)にお
ける総固定資本デフレータの「住宅以外の建物」, 「構築物」については同デフレータの
「その他の構築物」, 「車両運搬具」については同デフレータの「輸送機械」を用い、
「機械及び装置」と「工具・器具及び備品」については同デフレータの「機械器具等」,
「土地」については「全国市街地価格指数(工業地)」(日本不動産研究所)を用いてい
る。

資本サービス価格についてはまず以下の帰属計算によって資産形態別の価格を算出し、
次にそれらを用いてマルチ・ラテラル価格指数を作成した(注24)。

$$(土地以外) p_{kt} = q_{kt} \cdot [r_t + d_k], \quad (土地) p_{kt} = q_{kt} \cdot r_t$$

p_{kt} : t 年における k 資本サービス価格, q_{kt} : t 年における k 投資財価格（上記のデフレータを用いた）, r_t : t 年における利子率（全国銀行約定利子率）, d_k : (基準年次における) k 資本の減価償却率

6 - 2 - 3 - 2 - 2 . 労働投入量及び賃金率

労働投入量は男女別従業員数と非常勤従業員数のマルチ・ラテラル数量指標であり、賃金率は年間給与総額をこの数量指標で除して求めた。

6 - 2 - 3 - 2 - 3 . 原材料投入量及び価格

原材料投入量は各種主要原材料使用量のマルチ・ラテラル数量指標として求めた。原材料価格については部分肉・肉製品製造業では原材料使用総額をこの数量指標で除して求めた。市乳・乳製品製造業では主要原材料価格のマルチ・ラテラル価格指標として求めた。

6 - 2 - 3 - 2 - 4 . 部門別生産量

製品別価格を用いて部門別にマルチ・ラテラル価格指標を作成し、それぞれの部門の生産額をこの価格指標で除して求めた。

第3節 推定結果及び考察

6-3-1. 費用関数の推定結果

費用関数の推計結果は（表6-1），（表6-2）の通りである。パラメータは安定しており、ほぼ良好な結果が得られている。サンプルの平均値においてヘッセ行列式は非正定符号であり、要素価格に関する凹性条件（concavity conditions）は満たされている。企業の行動原理として費用最小化を仮定したことが少なくともサンプルの平均値では妥当であったことを示している。それゆえ、前述した各種経済性の指標をこの推計結果を用いて計測することは可能であると判断される。

6-3-2. 多角化の動向と範囲の経済性

最初に、両業種において範囲の経済が存在しているかどうか、それは多角化の経済的根拠の一つになっているかどうかについて検討してみよう。

（表6-3），（表6-4）は、それぞれ部分肉・肉製品製造業，市乳・乳製品製造業の範囲の経済性と規模の経済性の値であり、各年のサンプル企業の平均値で評価したものである。特定の生産部門についての規模の経済性、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性、範囲の経済性の値はそれぞれ第2章の（2-5），（2-4），（2-1）式から求めている。まず、範囲の経済性の値について見てみよう。両業種は対称的である。すなわち、部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においてもかなり大きな範囲の経済が生じており、多角化企業の約5.6%～7.5%の費用が経営の多角化によって節約されていることがわかる。しかしながら、その値は次第に減少している。一方、市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の経済性の値は小さく（-10.5%～7.68%）、ゼロと統計的な有意差はないがその値は範囲の不経済から範囲の経済へと次第に増加していることがわかる。こうした範囲の経

(表6-1) 費用関数の推定値
(部分肉・肉製品製造業)

パラメータ	推定値	t値
Z	2.3226	4.0821
A	11.5270	368.0600
B F1	0.3061	2.9350
B F2	0.1135	1.8632
B F3	0.0777	1.4410
B M	0.6814	31.9760
B MF1	0.0285	0.9726
B MF2	0.1019	4.4040
B MF3	0.0445	4.2454
B L	0.1413	11.6120
B LF1	-0.0985	-5.4966
B LF2	-0.0549	-4.0166
B LF3	0.0151	2.1105
B K	0.1773	6.5251
B KF1	0.0699	1.8373
B KF2	-0.0470	-1.6438
B KF3	-0.0596	-4.5287
B T	0.1130	3.2157
B Y1	0.0033	0.0792
B Y2	0.5188	2.0592
B MM	0.1639	9.5878
B ML	-0.0573	-5.8453
B MK	-0.1066	-4.6980
B LL	0.0623	5.6042
B LK	-0.0051	-0.3275
B KK	0.1117	3.3402
B Y11	-0.0219	-1.0639
B Y22	-2.5316	-2.0319
B TT	0.0508	1.2928
B TM	-0.0495	-9.4588
B TL	-0.0092	-2.4563
B TK	0.0587	8.8861
B MY1	0.0144	1.3885
B MY2	-0.2372	-5.9854
B LY1	0.0109	1.5639
B LY2	-0.1313	-4.7751
B KY1	-0.0252	-1.5114
B KY2	0.3685	7.2853
B TY1	0.0318	0.8482
B TY2	0.2070	1.1856
B Y12	0.1083	0.9372

サンプル数 36
自由度修正済み決定係数
費用関数 0.9967
原材料コストシェア 0.9976
労働コストシェア 0.9921

(表6-2) 費用関数の推定値
(市乳・乳製品製造業)

パラメータ	推定値	t値
Z	0.3562	5.2215
A	11.8180	210.8300
B F1	0.1186	1.7131
B F2	-0.0349	-0.4135
B M	0.7006	275.1900
B L	0.1297	126.7100
B K	0.1697	62.9830
B T	0.0620	4.5179
B Y1	0.2876	2.5541
B Y2	0.3413	4.6527
B MM	0.0894	2.0746
B ML	-0.0698	-3.8615
B MK	-0.0197	-0.5145
B LL	0.0688	4.6304
B LK	0.0010	0.0608
B KK	0.0187	0.4160
B Y11	-0.1607	-0.2808
B Y22	0.1650	0.7214
B TT	0.1055	6.3931
B TM	-0.0989	-15.8330
B TL	0.0007	0.2201
B TK	0.0981	14.4120
B MY1	0.0604	5.5894
B MY2	0.0194	2.7245
B LY1	-0.0582	-14.3380
B LY2	-0.0611	-23.8220
B KY1	-0.0021	-0.2048
B KY2	0.0417	6.1319
B TY1	0.0384	1.1391
B TY2	-0.0266	-0.8021
B Y12	-0.2274	-0.7275

サンプル数 27
自由度修正済み決定係数
費用関数 0.9945
原材料コストシェア 0.9712
労働コストシェア 0.9835

(表6-3) 範囲の経済性と規模の経済性(部分肉・肉製品)

年次	規模の経済性			範囲の経済性
	全生産物 SN	部分肉 S1	肉製品 S2	
1979	2.6448 (2.2838)	0.4164 (4.0709)	0.6381 (2.764)	0.7513 (7.1829)
1981	2.2360	0.3319	0.7140	0.6766
1983	1.9803 (1.9988)	0.7270 (0.3356)	0.7461 (2.7945)	0.6234 (4.1600)
1985	1.9038	0.5620	0.7858	0.5924
1987	2.7131 (1.3403)	0.5233 (2.3469)	1.3530 (1.5008)	0.5556 (3.1670)

注) 括弧内は漸近的 t 値.

(表6-4) 範囲の経済性と規模の経済性(市乳・乳製品)

年次	規模の経済性			範囲の経済性
	全生産物 SN	市乳 S1	乳製品 S2	
1979	1.5382 (5.7954)	2.6304 (1.0949)	0.9658 (0.6140)	-0.1058 (-0.1085)
1981	1.5589	2.5882	0.8654	-0.0636
1983	1.5895 (6.2404)	2.6964 (1.1675)	0.7767 (0.3718)	-0.0287 (-0.0256)
1985	1.6092	2.7680	0.7025	-0.0021
1987	1.7247 (5.9992)	2.8181 (1.0331)	0.5231 (0.1771)	0.0763 (0.0586)

注) 括弧内は漸近的 t 値.

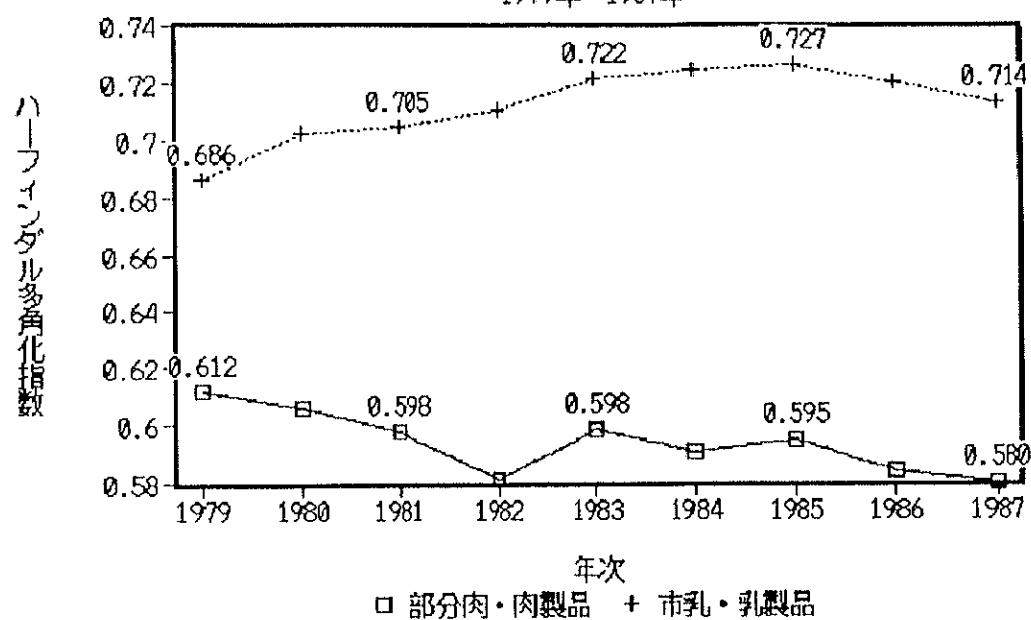
済性の動きは両業種の多角化の動向とどの様な関係にあるだろうか。

(図6-1)は両業種の多角化の動向を(6-5)式のハーフィンダル多角化指数を用いて示したものである。この値が1に近いほどより多角化を行なっていることを意味している。

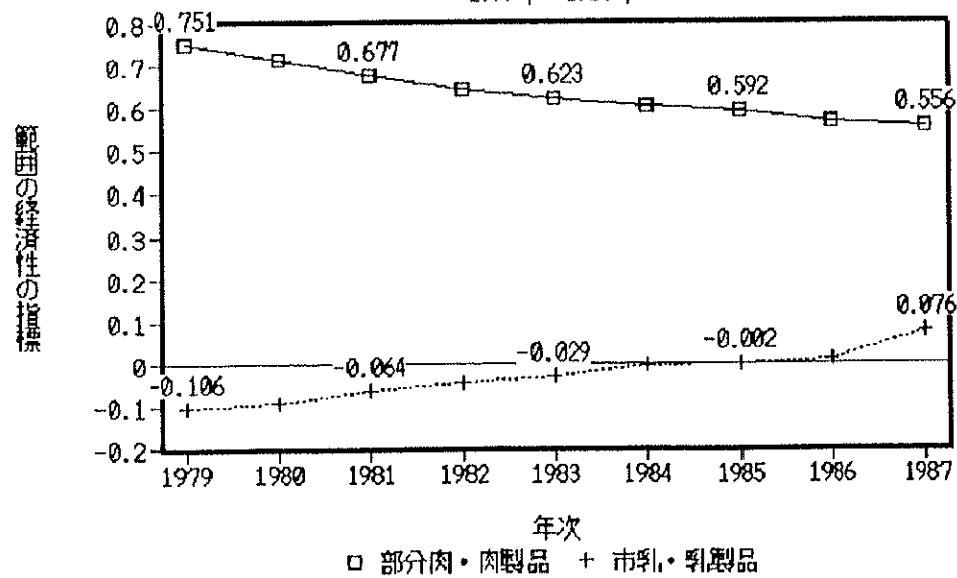
(表6-3), (表6-4)の範囲の経済性の値が製品分野(部門)の数からみれば2部門と非常に限定されたもとで計測されたものであるのに対して、このハーフィンダル多角化指数はさらに細かく製品分野を分類して計測しており(部分肉・肉製品製造業では部分肉、ハム、プレスハム、ソーセージ、市乳・乳製品製造業では市乳、練乳、粉乳、バター、チーズ、アイスクリーム、飲料他)、より一般的な多角化の度合いを示すものである。

(図6-2)は範囲の経済性の値の推移を示したものである。分析対象期間(1979年~1987年)において部分肉・肉製品製造業ではハーフィンダル多角化指数、範囲の経済性の値とともに減少傾向を示している。他方、市乳・乳製品製造業では1986年、1987年を別とすればハーフィンダル多角化指数、範囲の経済性の値ともに増加している。このように、両業種の範囲の経済性の動きは対称的であるものの、両業種におけるハーフィンダル多角化指数の動向とは類似しており、部門数が非常に限定されたもとで計測されたにもかかわらず、範囲の経済性の値は部門数ではより一般的な多角化の指標であるハーフィンダル多角化指数の動きをよく捉えていることがわかる。このことは、部分肉加工と肉製品製造、市乳生産と乳製品製造といった生産部門の分類が両業種の多角化を生産技術の面から分析する上で有効であることを示すとともに、両部門における範囲の経済性が多角化の経済的根拠の一つになっていることを示唆している。両業種の多角化企業は範囲の経済性という経済的根拠に基づいて合理的に多角化を行なっているといえる。

(図6-1) 多角化指数の推移
1979年～1987年



(図6-2) 範囲の経済性の推移
1979年～1987年



6-3-3. 規模の経済性と範囲の経済性

次に、規模の経済性について検討してみよう。ここでは次の二点について考察する。一つは全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性がそれぞれの年において範囲の経済性や特定の生産部門の規模の経済性とどのような関係にあるか。二つはある期間における全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の変化はいかなる経済性の変化と深く結びついているかである。再び（表6-3），（表6-4）を見ると両業種のいずれの年においても全生産物に関する（経営全体の）規模の経済が生じていることがわかる。部分肉・肉製品製造業ではかなり大きく（1.90～2.71）、いったん減少した後に再び増加に転じている。市乳・乳製品製造業では部分肉・肉製品製造業ほど大きくはないが（1.54～1.72）、一貫して増加している。こうした全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の値は第2章の（2-6）式より、範囲の経済性の値や特定の生産部門についての規模の経済性の値と関連づけて見ることができる。その場合、部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においても部分肉加工部門及び肉製品製造部門の規模の経済性の値よりも全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を示す値は大きく、範囲の経済の実現が特定の生産部門の規模の不経済にもかかわらず、結果として全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を生じさせているという重要な事実が認められる。各生産部門は現有設備の下ではすでに最小最適規模（平均増分費用が最小になる生産水準）を越えて生産しており、平均増分費用は生産の増大とともに急速に増加していく。一方の部門だけの生産を拡大するのは当該企業にとってコストの面で不利である。それゆえ、合理的な企業は多角化することで範囲の経済を生じさせ、全生産物についての単位生産物当たりの費用（RAY平均費用）を低下させていることがわかる。市乳・乳製品製造業では範囲の経済性はゼロとほとんど統計的な有意差はなく、乳製品他製造部門については規模の不経済が生じている。全生産物に関する（経営全体の）規模の経済は市乳部門の規模の経済によるものである。これは市乳の製品としての特質によるところが大きい（注25）。「成分無調整牛乳」が広く出回っていることからもわかるように、

基本的に市乳は品質差による差別化が困難な製品である。それゆえ消費者は主として価格と製造日によって製品を選択する。この場合、新鮮な市乳をいかに安く提供するかが競争のポイントであり、そのためには巨大な最新設備に投資して平均増分費用を可能な限り引き下げる必要とされる。換言すれば規模の経済をとことん追求することが不可避である。加えて、近年の市乳需要の停滞によって当該企業の設備が過剰になっても、設備費用の大部分はすでにサンクされ、回収不能であるから、価格を引き下げても需要を確保しようというインセンティブが働く（注26）。結果として多大な設備の過剰と規模の経済が実現することになると考えられる（注27）。

（表6-5）、（表6-6）は分析対象期間を4つに分け（第一期：1979-81年、第二期：1981-83年、第三期：1983-85年、第四期：1985-87年）、各期間における全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の年平均成長率（SNG）を第2章の（2-6）式をもとに、特定の生産部門についての規模の経済性、範囲の経済性、各生産部門のウェイトの年平均成長率（それぞれ、S1G、S2G、SCG、WA1G、WA2G）に分解したものである（注28）。各期間における全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の変化が主としていかなる経済性の変化と深く結びついているかを示している。部分肉・肉製品製造業を見ると第一期から第三期における全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の減少は主として範囲の経済性の減少によるものであり、第四期の増加は肉製品製造部門の規模の経済性の増加によるものであることがわかる。一方、市乳・乳製品製造業でも全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の増加はいずれの期間でも範囲の経済性の上昇によるところが大きい。このように、両業種における全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性の動きは範囲の経済性の動きと深く結びついており、前者のメカニズムを探るために後者の要因を明らかにすることが最も肝心であるといえる。

(表6-5) 全生産物に関する規模の経済性の成長とその要因(部分肉・肉製品)

期間	規模の経済性(成長率)			範囲の経済性 (成長率) SCG	ウェイト(成長率)	
	全生産物 SNG	部分肉 S1G	肉製品 S2G		部分肉 W1G	肉製品 W2G
1979-81	-0.0840 -100.0	-0.0069 -8.2	0.0444 52.9	-0.1141 -135.9	0.0170 20.3	-0.0244 -29.1
1981-83	-0.0607 -100.0	0.0048 7.9	0.0206 34.0	-0.0763 -125.8	0.0059 9.7	-0.0157 -25.9
1983-85	-0.0197 -100.0	-0.0097 -49.0	0.0113 57.4	-0.0203 -103.1	0.0066 33.7	-0.0077 -38.9
1985-87	0.1771 100.0	-0.0059 -3.3	0.2645 149.3	-0.0497 -28.1	0.0415 23.5	-0.0733 -41.4

注) 1 . 上段: 年平均成長率, 下段: 全生産物に関する規模の経済性の年平均成長率を100(減少している場合には-100)とした場合の値(寄与率%)。
 2 . SNG=S1G+S2G+SCG+W1G+W2G

(表6-6) 全生産物に関する規模の経済性の成長とその要因(市乳・乳製品)

期間	規模の経済性(成長率)			範囲の経済性 (成長率) SCG	ウェイト(成長率)	
	全生産物 SNG	市乳 S1G	乳製品 S2G		市乳 W1G	乳製品 W2G
1979-81	0.0067 100.0	-0.0031 -46.6	-0.0094 -140.6	0.0141 210.9	0.0082 122.2	-0.0031 -46.0
1981-83	0.0097 100.0	0.0104 106.8	-0.0102 -104.8	0.0146 149.9	-0.0073 -74.7	0.0022 22.8
1983-85	0.0062 100.0	0.0063 102.8	-0.0080 -129.9	0.0106 171.7	-0.0036 -58.6	0.0009 14.0
1985-87	0.0347 100.0	0.0053 15.3	-0.0230 -66.5	0.0394 113.6	0.0166 48.0	-0.0036 -10.4

注) 1 . 上段: 年平均成長率, 下段: 全生産物に関する規模の経済性の年平均成長率を100(減少している場合には-100)とした場合の値(寄与率%)。
 2 . SNG=S1G+S2G+SCG+W1G+W2G

6 - 3 - 4. 範囲の経済の発生原因 — 範囲の経済性の各生産要素への分解 —

既述のように、範囲の経済を生じさせる基本的要因は共通生産要素の存在である。共通生産要素を複数の生産部門で使用することによって各生産部門において支払われなければならぬ費用を節約することができる。それゆえ、ここでは各年における範囲の経済性の値と各期間における範囲の経済性の年平均成長率を各生産要素に分解することで両業種において範囲の経済（なしし不経済）を生じさせ、変化させる主要な共通生産要素は何であるかについて検討しよう。その場合、生産部門相互の関係に基づいて共通生産要素を分類することが有益である。

共通生産要素はそれが利用される生産部門相互の関係から「相補」的共通生産要素と「相乗」的共通生産要素、及び「相補」かつ「相乗」的共通生産要素に分けることができる（注29）。「相補」的共通生産要素は単独の生産部門での利用では未利用の部分が生じ、複数の生産部門で共通に利用することではじめて十分に利用することが可能となるものであり、原材料、資本設備といった物的な共通生産要素がこれにあたる。この場合、生産要素の有効利用という必要要件を複数の部門が相互に補いあって満たしているという意味でそれぞれの部門は「相補」的関係にある。例えば、ある製品の売上の減少による設備稼働率の低下を他の部門でもその設備を利用して抑えるといったことや、ある部門では使用されない原材料の一部が他の部門では原材料として使用されるといったことなどがあげられる。「相乗」的共通生産要素はある生産部門において蓄積され、ほとんどコストを払うことなく他の生産部門で同時に利用できるものであり（同時多重利用が可能）、その使用によって減耗が生じることのないものである。具体的には市場情報、経営管理や生産技術についての情報及びノウハウ、ブランド・イメージ、企業の信用、広告やP R のノウハウ、経営管理能力などのいわゆる「情報的資源」がこれに相当する（注30）。ある生産部門で蓄積された情報的資源の同時多重利用によって他の生産部門がコストをほとんどかけることなく直接その恩恵を受けられるということから、当該生産部門と他の生産部門は

「相乗」的関係を持つことになる。「相補」かつ「相乗」的共通生産要素はその利用によって各生産部門間に「相補」的関係と「相乗」的関係の両方を生じさせるものであり、具体的には労働をあげることができる。例えば、ある生産部門のオートメーション化によって余剰となった技術者や熟練労働者を他の生産部門で用いるという場合、当該生産部門と他の部門は「相補」的関係を持つ。一方、技術者や熟練労働者は技術やノウハウなど情報的資源の担い手であり、情報的資源の多くはこれらの人々に体化されて企業に蓄積されていく。当該部門の技術者や熟練労働者に体化された情報的資源は他の部門でも同時に利用することが可能であり、この場合には当該生産部門と他の部門との間には「相乗」的関係が生じる。

(表6-7)、(表6-8)は第2章の(2-3)式を基に、範囲の経済性の値(SC)を各生産要素(生産要素 x_1 のコストシェア×SC₁)に分解したものであり、範囲の経済ないし不経済が主としていかなる生産要素から生じているかを示したものである。さらに、

(表6-9)、(表6-10)は各期間における範囲の経済性の成長率を各生産要素に分解したものであり、それぞれの期間における範囲の経済性の成長ないし後退がいかなる生産要素によってもたらされたかを示している(注31)。(表6-7)を見ると部分肉・肉製品製造業において最も大きな範囲の経済を示しているのは原材料(豚肉、牛肉等の原料肉)である。原材料の使用について部分肉加工部門と肉製品製造部門は技術的に強い「相補」的関係にあり、範囲の経済の主たる原因となっていることがわかる。しかし、その値は次第に減少しており、(表6-9)より、範囲の経済性を後退させる最大の原因となっている。市乳・乳製品製造業における原材料(原料乳、砂糖等)は範囲の不経済を示しており(表6-8)、市乳生産部門と乳製品他製造部門との間には原材料の使用について「相補」的関係は見られない。一般に、原料乳(生乳)は市乳用に優先的に処理され、市乳の需要超過分は乳製品として加工される(注32)。市乳と乳製品の間には密接な関係があり、その生産は原料乳(生乳)の需給動向に大きく影響される。1970年代後半からの原料乳需給の過剰基調は乳製品の過剰在庫問題を発生させ、原料乳の両生産部門での有効利用のインセンティブを低

(表6-7)範囲の経済性の各生産要素への分解(部分肉・肉製品)

年次	全生産要素 SC	原材料 SCXM	労働 SCXL	資本設備 SCXK
1979	0.7513 100.0	0.6456 85.9	0.1316 17.5	-0.0259 -3.4
1981	0.6766 100.0	0.5680 83.9	0.1096 16.2	-0.0010 -0.1
1983	0.6234 100.0	0.5052 81.0	0.0995 16.0	0.0186 3.0
1985	0.5924 100.0	0.4827 81.5	0.0894 15.1	0.0203 3.4
1987	0.5556 100.0	0.4659 83.9	0.0805 14.5	0.0092 1.7

注) 1. 下段は全生産要素に関する範囲の経済性の値(SC)を100とした場合の値(寄与率%)。

2. SC=SCXM+SCXL+SCXK

(表6-8)範囲の経済性の各生産要素への分解(市乳・乳製品)

年次	全生産要素 SC	原材料 SCXM	労働 SCXL	資本設備 SCXK
1979	-0.1058 -100.0	-0.1628 -153.8	0.1234 116.6	-0.0664 -62.8
1981	-0.0636 -100.0	-0.1252 -196.8	0.1422 223.5	-0.0806 -126.8
1983	-0.0287 -100.0	-0.1011 -352.3	0.1631 568.7	-0.0907 -316.3
1985	-0.0021 -100.0	-0.0854 -4029.7	0.1771 8352.4	-0.0938 -4423.1
1987	0.0764 100.0	-0.0407 -53.2	0.2164 283.4	-0.0994 -130.2

注) 1. 下段は全生産要素に関する範囲の経済性の値(SC)を100(ないし-100)とした場合の値(寄与率%)。

2. SC=SCXM+SCXL+SCXK

(表6-9) 範囲の経済性の成長とその生産要素への分解(部分肉・肉製品)

期間	全生産要素 SCG	原材料 SCXMG	労働 SCXLG	資本設備 SCXKG
1979-81	-0.1141 -100.0	-0.1214 -106.4	-0.0341 -29.9	0.0414 36.3
1981-83	-0.0763 -100.0	-0.0904 -118.5	-0.0142 -18.6	0.0283 37.0
1983-85	-0.0203 -100.0	-0.0148 -72.9	-0.0066 -32.6	0.0011 5.5
1985-87	-0.0497 -100.0	-0.0231 -46.5	-0.0120 -24.1	-0.0146 -29.4

注) 1. 上段: 年平均成長率、下段: 範囲の経済性
の年平均成長率を100(減少している場合には
-100)とした場合の値(寄与率%)。
2. SCG=SCXMG+SCXLG+SCXKG

(表6-10) 範囲の経済性の成長とその生産要素への分解(市乳・乳製品)

期間	全生産要素 SCG	原材料 SCXMG	労働 SCXLG	資本設備 SCXKG
1979-81	0.0199 100.0	0.0177 88.9	0.0089 44.8	-0.0067 -33.8
1981-83	0.0472 100.0	0.0326 69.0	0.0283 60.0	-0.0137 -29.0
1983-85	0.0304 100.0	0.0179 58.8	0.0161 52.9	-0.0036 -11.7
1985-87	0.0247 100.0	0.0141 57.2	0.0124 50.1	-0.0018 -7.4

注) 1. 上段: 年平均成長率、下段: 範囲の経済性
の年平均成長率を100(減少している場合には
-100)とした場合の値(寄与率%)。
2. SCG=SCXMG+SCXLG+SCXKG

下させたためと思われる。しかし、その範囲の不経済は次第に減少しており、両部門は「相補」的関係に近づいている。（表6-10）を見るとこうした原材料における範囲の不経済の減少が範囲の経済性の成長に最も大きな貢献をしていることがわかる。

労働については両業種において範囲の経済が生じており（表6-7、表6-8）、各生産部門は労働の使用について「相補」かつ「相乗」的関係にある。とりわけ市乳・乳製品製造業ではその関係が強い。その傾向は次第に強まっており、（表6-10）を見ると原材料に次いで範囲の経済性を成長させる主たる原因となっている。市乳及び乳製品市場では農協系乳業との価格競争の激化や量販店のバイイング・パワーによる販売価格低下への圧力によって付加価値の増大をはかることが難しくなっており、そのため当該企業は人員の合理化や工場の合理化によって従業員1人当たり売上高の増加を強く志向しているといわれている（注33）。こうした経営志向が労働の両生産部門での有効利用を実現させ、範囲の経済を生じさせることにつながっていると考えられる。例えば、市乳・乳製品製造業における近年のオートメーション化の進展は生産部門に特定の技術・ノウハウの比重を相対的に下げ（両部門に共通の技術・ノウハウの比重を相対的に上昇させ）、労働及びそれに体化された技術・ノウハウの他部門での有効利用を促進させているものと思われる（注34）。

資本設備（建物、構築物、機械及び装置、車両運搬具、工具・器具及び備品、土地）については部分肉・肉製品製造業において非常に小さな範囲の経済が見られるが（表6-7）、その成長率は次第に低下しており（表6-9）、近年（1985-87）は範囲の経済の値そのものが減少している。市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の不経済が生じており、その不経済は次第に拡大している（表6-8）。成長率でみても全期間においてマイナスの符号を示しており、範囲の不経済が増大していることがわかる（表6-10）。両業種の生産部門の資本設備は多種多様であり、他の生産部門から導入してもそのままでは利用できない場合が多いことを示している（注35）。とりわけ、近年の市乳・乳製品製造業における新製品や新分野への設備投資が結果として過剰重複投資と低設備稼働率を招いたといわれる一因は、需要の停滞に加えてこうした資本設備についての部門間相互の有効利用の難

しさにあったと思われる（注36）。以上の考察から明らかのように、資本設備の部門間相互の有効利用をいかに図るかが範囲の経済実現のための最大のポイントであるといえる。

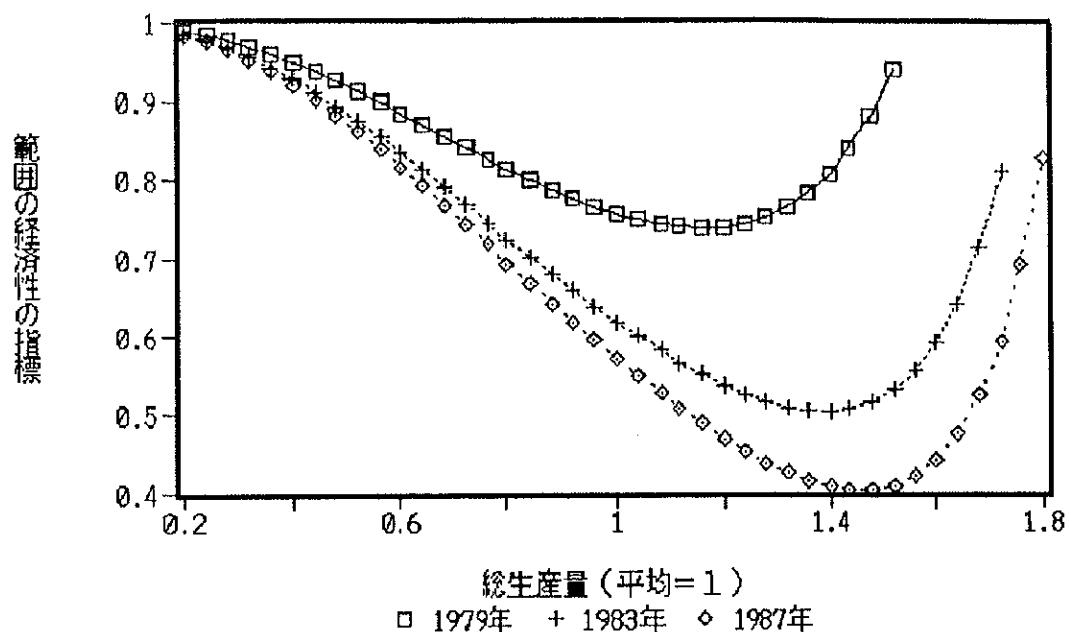
6-3-5. 産出量及び要素価格の変化と範囲の経済性

これまで各年におけるサンプル企業の平均値（要素価格の平均値、生産量の平均値）によりながら、いわば“静態的”に範囲の経済性及び規模の経済性を評価し、検討してきた。ここでは“動態的”に範囲の経済性と生産量との関係を見よう。また、要素価格の変化に対して範囲の経済性が弾力的か否かも検討しよう。

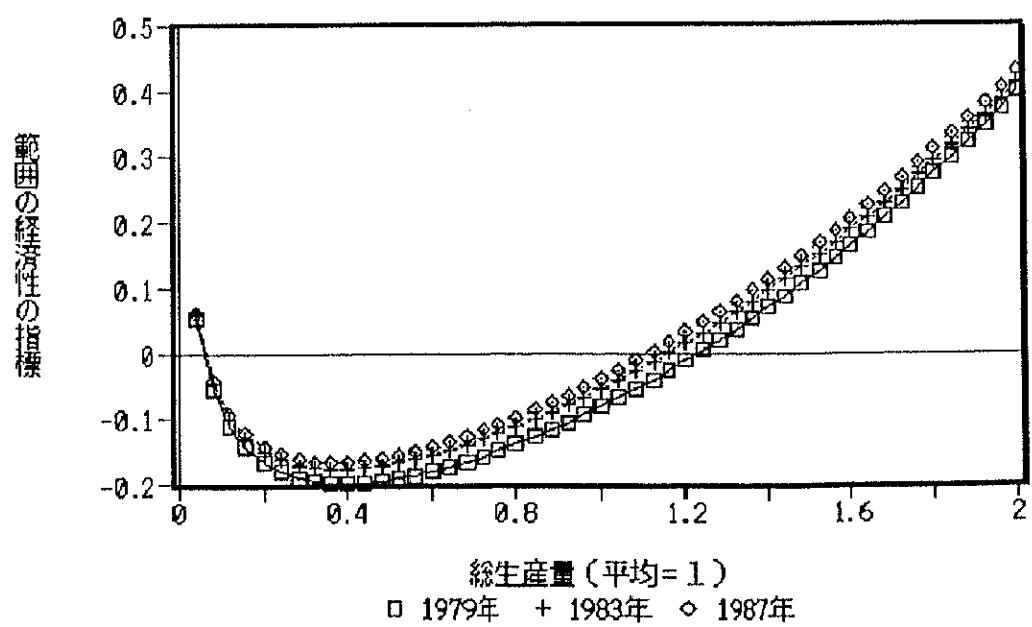
（図6-3）、（図6-4）は生産技術ならびに要素価格が一定のもとでの範囲の経済性の値と総生産量との関係をサンプル期間のはじめ（1979年）、中ごろ（1983年）、終わり（1987年）の各年について示したものである。以下では総生産量を増加した場合の範囲の経済性の値の軌跡をSC曲線と呼ぶ。この場合の総生産量とは各部門の生産量の比率は不变のままで、すべての部門の生産量を同じ乗数倍だけ増加させたときの各部門生産量の総和である（注37）。各年のSC曲線は同一の要素価格（1979年～1987年の平均値）で評価し導出したものであり、時間を通じたSC曲線のシフトは主として技術変化が生じていることを意味する。各年のSC曲線の形状を見るといずれの業種でも低い生産水準では減少し、ある生産水準から増加に転じている。時間を通じて見れば記述した範囲の経済性の値の変化を反映して部分肉・肉製品製造業では右下方へ、市乳・乳製品製造業では左上方へSC曲線はシフトしているのがわかる。こうしたSC曲線の形状やそのシフトは前述した「相補」的共通生産要素の未利用部分と「相乗」的共通生産要素（情報的資源）の蓄積の相対的な関係が生産量の増大や時間の経過にともなって変化することによって生ずるものと考えられる。

一般に、生産技術に関する知識やノウハウといった情報的資源（「相乗」的共通生産要素）の蓄積は二つの側面から考えることができる。一つは生産技術が一定のもとでの生産

(図6-3) 範囲の経済性(部分肉・肉製品)



(図6-4) 範囲の経済性(市乳・乳製品)



量の増大にともなう蓄積であり、他は生産技術が変化するもとの時間を通じた蓄積である。前者は特定の年における S C 曲線の形状に反映され、後者は S C 曲線のシフトの中に現れる。いずれの場合も生産経験の蓄積による「習熟」を通して生産量の増加ないしは時間の経過とともに情報的資源が増大していくことの現れと考えられる（注38）。他方、資本設備や原材料といった「相補」的共通生産要素の未利用部分は各生産部門の利用の拡大によって生産量の増加とともに減少していく。それゆえ、低い生産水準の段階では相対的に「相補」的共通生産要素の未利用部分の方が多く存在し、生産量の増加とともに範囲の経済性の値は次第に減少する。しかしその一方で情報的資源は蓄積され、ある生産水準からはその蓄積が「相補」的共通生産要素の未利用部分を上回り、範囲の経済性の値は増加していくと考えられる。以下ではこの生産水準を範囲の経済性の「転換水準」と呼ぶ。部分肉・肉製品製造業の「転換水準」は市乳・乳製品製造業のそれよりも大きいことから、「相補」的共通生産要素の未利用部分の「相乗」的共通生産要素（情報的資源）の蓄積に対する相対的大きさは市乳・乳製品製造業よりも大きいことを示している（これは前述の範囲の経済性の各生産要素への分解の結果と整合的である）。また、時間を通じた S C 曲線の動き（シフト）を見ると部分肉・肉製品製造業では右下方へかなり大きくシフトしているのに対して市乳・乳製品製造業ではわずかではあるが左上方へシフトしている。前者については範囲の経済性の「転換水準」が次第に拡大していることから、「相補」的共通生産要素の未利用部分の相対的大きさは増大しているものと考えられる。しかし、S C 曲線そのものは下方にシフトしており、この期間の技術変化は範囲の経済性を減少させるものであったことがわかる。後者については範囲の経済性の「転換水準」は減少しており、時間を通じた情報的資源の蓄積が範囲の経済性を全生産水準にわたって増加させているものと考えられる。

最後に、要素価格変動と範囲の経済性の関連について若干述べておこう。（表6-11）は特定の年、特定の生産水準（年及び生産量が一定）の下で要素価格が 1 % 増加した場合に範囲の経済性が何 % 增加するかあるいは減少するか（範囲の経済性の要素価格に関する弾

力性)を示したものである(注39)。部分肉・肉製品製造業ではすべて有意なマイナスの符号を示しており、要素価格の上昇は範囲の経済性を減少させることがわかる。しかしその値は小さく、非弾力的である。市乳・乳製品製造業では部分肉・肉製品製造業より値は大きいものの、符号は定まらず、明確なことはいえない。(表6-11)から読み取れる以上のような点について、本論文の作成段階では有効な解釈を得るまでにはいたらなかった。今後の検討課題としておきたい。

(表6-11)要素価格の変化と範囲の経済性

要素価格	部分肉・肉製品製造業			市乳・乳製品製造業		
	1979年	1983年	1987年	1979年	1983年	1987年
原材料	-0.1111 (-6.8410)	-0.1350 (-7.5002)	-0.1157 (-5.0184)	0.4469 (0.0724)	1.7638 (0.0221)	-0.9480 (-0.0850)
労働	-0.1135 (27.9630)	-0.0900 (-18.9880)	-0.0697 (-12.3310)	-0.2602 (-0.1634)	-0.8712 (-0.0285)	0.2754 (0.0431)
資本	-0.0750 (-6.5927)	-0.1750 (-12.1200)	-0.1982 (-13.0520)	-0.0121 (-0.0378)	0.3567 (0.0179)	-0.4752 (-0.1000)

注) 括弧内は漸近的t値。

第4節 要約

以上、部分肉・肉製品製造業及び市乳・乳製品製造業における多角化企業の範囲の経済性と規模の経済性を明らかにした。範囲の経済性は多角化の経済的根拠の一つであり、両業種における多角化企業は範囲の経済性に基づいて合理的に多角化を行なっている。とりわけ部分肉・肉製品製造業において範囲の経済の存在が結果として全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を生じさせているという事実が認められたことは重要である。規模の経済を生じさせるのは大きな固定費用の存在や生産技術に関するノウハウの蓄積による限界費用の遞減といった要因だけでなく、多角化企業では範囲の経済の存在もその重要な一因となっていることを示している。他の条件を一定とすれば、範囲の経済の存在は全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を上昇させ、大きな市場シェアを有する多角化寡占企業のコスト面での有利性を増大させる。

こうした範囲の経済及び規模の経済の存在は産業全体の資源配分の効率性の問題をいっそう複雑にする。伝統的なミクロ経済学の理論に従えば、効率的な資源配分が達成されるためには市場が完全競争的である（すべての企業の市場シェアが無視できるほどに小さい）ことが必要とされてきた。しかしながら、近年の産業組織論における理論的発展は、かりに範囲の経済や規模の経済が存在するために市場が独占ないし寡占状態にあっても、いくつかの条件が満たされていれば、潜在的な参入の可能性を確保し、自由競争に任せることによって効率的な資源配分を達成できることを明らかにしている。いわゆる「コンテストアビリティの理論」である（注40）。それゆえ、部分肉・肉製品製造業における範囲の経済の存在、両業種における全生産物に関する規模の経済の存在は、資源配分の効率性という観点に関する限り、いかにして「コンテストブルマーケット」に両業種の市場を近づけるかということが政策課題となり得ることをも意味している。

最後に、本章の分析から得られた結論を要約して本章の結びとしよう。

（1）範囲の経済性については部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においてもかなり大

きな範囲の経済が生じており、多角化企業の約5.6%～7.5%の費用が経営の多角化によって節約されている。しかし、その値は次第に減少している。一方、市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の経済性の値は小さく（-10.5%～-7.68%）、ゼロと統計的な有意差はないがその値は範囲の不経済から範囲の経済へと次第に増加している。こうした範囲の経済性の動きは部門数ではより一般的な多角化の指標であるハーフィンダル多角化指数の動きをよく捉えており、部分肉加工と肉製品製造、市乳生産と乳製品製造といった生産部門における範囲の経済性が多角化の経済的根拠の一つになっていることを示唆している。両業種の多角化企業は範囲の経済性という経済的根拠に基づいて合理的に多角化を行なっているといえる。

（2）範囲の経済性と規模の経済性の関係を見ると、部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においても部分肉加工部門及び肉製品製造部門の規模の経済性の値よりも全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を示す値は大きく、範囲の経済の実現が特定の生産部門の規模の不経済にもかかわらず、結果として全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を生じさせているという重要な事実が認められる。合理的な企業は多角化することで範囲の経済を生じさせ、全生産物についての単位生産物当たりの費用（RAY平均費用）を低下させている。一方、市乳・乳製品製造業では範囲の経済性はゼロとほとんど統計的な有意差はなく、乳製品他製造部門については規模の不経済が生じている。全生産物に関する（経営全体の）規模の経済は市乳部門の規模の経済によるものである。これは市乳の製品としての特質によるところが大きいと考えられる。

（3）範囲の経済性を各生産要素に分解してみると、部分肉・肉製品製造業においては原材料の使用について部分肉加工部門と肉製品製造部門は技術的に強い「相補」的関係にあり、範囲の経済の主たる原因となっている。しかし、その値は次第に減少しており、範囲の経済性を後退させる最大の原因となっている。市乳・乳製品製造業における原材料（原料乳、砂糖等）は範囲の不経済を示しており、市乳生産部門と乳製品他製造部門との間には原材料の使用について「相補」的関係は見られない。

(4) 労働については両業種において範囲の経済が生じており、各生産部門は労働の使用について「相補」かつ「相乗」的関係にある。とりわけ市乳・乳製品製造業ではその関係が強い。その傾向は次第に強まっており、原材料に次いで範囲の経済性を成長させる主たる原因となっている。

(5) 資本設備については部分肉・肉製品製造業において非常に小さな範囲の経済が見られるが、その成長率は次第に低下しており、近年(1985-87)は範囲の経済の値そのものが減少している。市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の不経済が生じており、その不経済は次第に拡大している。資本設備の部門間相互の有効利用をいかに図るかが範囲の経済実現のための最大のポイントである。

(6) 総生産量と範囲の経済性との関係(S C曲線)を見ると、いずれの業種でも低い生産水準では範囲の経済性は減少し、ある生産水準から増加に転じている。時間を通じて見れば部分肉・肉製品製造業では右下方へ、市乳・乳製品製造業では左上方へS C曲線はシフトしている。こうしたS C曲線の形状やそのシフトは「相補」的共通生産要素の未利用部分と「相乗」的共通生産要素(情報的資源)の蓄積の相対的な関係が生産量の増大や時間の経過とともに変化することによって生ずるものと考えられる。

(7) 範囲の経済性の要素価格に関する弾力性については、部分肉・肉製品製造業ではすべてマイナスの符号を示しており、要素価格の上昇は範囲の経済性を減少させる。しかし、その値は小さく、非弾力的である。市乳・乳製品製造業では部分肉・肉製品製造業より値は大きいものの、符号は定まらず、明確なことはいえない。

(注1) 近年の複数財生産の理論や産業組織論の発展についてはPanzar [1989] 参照。

(注2) 上位企業4社の生産額シェア(4社累積生産集中度: C R 4)の1965年～1984年ににおける平均値を見ると、ハム・ソーセージ(50.3%)、粉乳(86.0%)、チーズ(82.7%)、バター(79.4%)である。詳細は上路[1988]を参照。米国においてはC R 4の値が40%を上回ると、大きな市場シェアを有する企業らが協調ないし結託によって産出と価格の決定を調整することができるといわれている。これらの指摘については加藤[1989] p. 18の注2), Connor [1985] p. 73等を参照。

(注3) 他の要因としては①技術・知識の独占ないしきわ立った優位性、②需要の成長率、③製品差別化、④最低投資規模による参入障壁、⑤販売店舗網による参入障壁、⑥企業及びブランドの知名度による参入障壁、⑦顧客市場の存在、⑧企業どうしの合併・買収、多国籍企業による直接投資、⑨政府の政策などが指摘されている。これらの点については加藤[1989]を参照。特に「製品差別化」については奥野・鈴村[1988] pp. 249-266を参照。近年の産業組織論では、「サンク・コスト(すでに支払ったコストのうち、中古市場が存在しないか未整備のために購入した生産要素を時価で売却することによっては回収できない費用、ただし、物理的減耗によるコストを除く)」の存在による参入・退出の困難さが既存企業の独占力(独占企業ないし寡占企業が自己の供給量を変化させることで価格を変化させることができる力)の行使を可能にしているといった主張がなされている。「サンク・コスト」及びそれを戦略的に作り出す「参入阻止行動」についてはBaumol, Panzer and Willig [1982] pp. 279-303, 伊東・清野・奥野・鈴村[1988] pp. 135-146, 奥野・篠原・金本[1989] pp. 108-112等を参照。

(注4) 詳細はPanzer and Willig [1981], Baumol, Panzer and Willig [1982]を参照。なお、本章では「範囲の経済性」を「範囲の経済」、「範囲の不経済」の両方を含むより広い概念として用いる。「規模の経済性」についても同様である。

(注5) 範囲の経済性と規模の経済性の理論的関係については第2章で述べているが、詳しくはBaumol, Panzer and Willig [1982] p. 74, 本間・樋口・川村[1989]を参照。

(注6) 同様の視点からの分析としては樋口 [1989] , 本間 [1988] , 本間・樋口・川村 [1989] , 川村・樋口・本間 [1987] がある。

(注7) 費用関数の基本的な定義については奥野・鈴村 [1985] , McFadden [1978] , Varian [1978] を参照。

(注8) 企業の行動原理についての様々な仮説については青木・伊丹 [1985] pp.153-198, 青木 [1989] 参照。

(注9) こうした外挿問題についてはEvans and Heckman [1983] , Evans and Heckman [1984] を参照。

(注10) 費用の補完性についてはBaumol, Panzer and Willig [1982] pp. 74-75, Panzar [1989] を参照。

(注11) すなわち、 $\frac{\partial^2 C}{\partial y_h \partial y_m} < 0$ となることである。

(注12) Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 74-75, Panzar [1989] を参照。

(注13) 固定費用の劣加法性や費用の反補完性についてはBaumol, Panzer and Willig [1982] p. 75, Gorman [1985] を参照。共通固定費用が存在する場合に範囲の経済が存在するための十分条件については後者Gorman [1985] が詳しい。

(注14) Box-Cox変換については草薙 [1982] , Box and Cox [1964] を参照。

(注15) トランスログ費用関数にBox-Cox変換を施した一般化トランスログ費用関数 (generalized translog multiproduct cost function ; GTMCF ないしは hybrid translog multiproduct cost function ; HTMCF) についてはCaves, Christensen, and Tretheway [1980] , Evans and Heckman [1983] , Fuss [1983] を参照。

(注16) シェパードの補題については第2章の注2) を参照。

(注17) これらの点については例えばAntle and Capalbo [1984] を参照のこと。

(注18) Berndt and Christensen [1973] , Kmenta and Gilbert [1968] を参照。

(注19) 反復ゼルナー法についてはBerndt and Christensen [1973] , Kmenta and

Gilbert [1968] , Zellner [1962] を参照。

(注20) パネルデータについては Mundlak [1978] を参照。

(注21) 「単位事業」の概念については吉原・佐久間・伊丹・加護野 [1981] p. 16, Rumelt [1977] を参照。

(注22) ここでは1980年を基準年次とする基準年次法 (benchmark year method ; BY法) を用いて資本ストックを推計している。他の推計方法としては「物量ストック評価法 (physical stock valuation method ; PV法)」や「恒常在庫法 (perpetual inventory method ; PI法)」などがある。資本ストックの推計方法については例えば桂開津 [1985] pp. 61-64を参照。資本サービス投入量の推計については黒田 [1982] を参照。なお、資料(『有価証券報告書総覧』)の「有形固定資産」は簿価すなわち取得原価表示の純資産ストックであり、これをそのまま資本ストックとして用いた場合には同じ資本設備が取得時期の違いによって異なる大きさに評価されるという問題がある。

(注23) 基準年次の「有形固定資産」をそのまま資本ストックとする場合には注44)に述べたような問題が生ずる。それゆえ、ここでは次のような仮定をおいて基準年次の資本ストックデフレータを作成し、それで基準年次の「有形固定資産」をデフレートして基準年次の資本ストックを求めた。すなわち、①「基準年次 - 耐用年数 (=1980-E_k)」以前に購入された資本設備は耐用年数をすぎて廃棄され、残っていない。②基準年次における資本ストックの取得年次別構成割合 (「1980-E_k」から数えて第h年目に取得した資本の残存量 / 基準年次の資本ストック量) は経過年数割合 ($h / \sum_{h=1}^{E_k} h$) に等しい。例えば $E_k = 2$ の場合、基準年次の k 資本ストック量は次のようになる。

$$C S_{k1980} = \frac{K_{k1980}}{[1/(1+2)] \cdot D I_{k1} + [2/(1+2)] \cdot D I_{k2}}$$

この推計方法は Cowling, Small, and Stevenson [1981] を参考にした。

(注24) ここではデータの制約から、税体系ならびにキャピタルゲイン (ないしはキャピ

タルロス) が存在しない場合を前提としている。これらが存在する一般的なケースについては例えば黒田 [1982] を参照。また、マルチラテラル集計指数については Caves, Laurits, and Diewert [1982] を参照。

(注25) 市乳(飲用乳)の製品としての特質及び市場構造については齊藤 [1989] を参照。

(注26) 「サンク・コスト」については(注3)を参照。

(注27) 市乳・乳製品製造業における過剰投資については(注58)を参照。

(注28) 第2章(2-6)式から全生産物に関する規模の経済性(SN)の対数をとり、時間(t)で微分することによって全生産物に関する規模の経済性の成長率(SNG)を特定の生産部門についての規模の経済性、範囲の経済性、各生産部門のウェイトの成長率(それぞれ、S1G, S2G, SCG, W1G, W2G)に分解することができる。具体的には次のようになる。

$$SNG = S1G + S2G + SCG + W1G + W2G$$

$$\text{ただし、} SNG = \frac{1}{SN} \cdot \frac{\partial SN}{\partial t}, \quad S1G = \frac{w_1 \cdot S1}{w_1 \cdot S1 + w_2 \cdot S2} \cdot \frac{1}{S1} \cdot \frac{\partial S1}{\partial t},$$

$$SCG = \frac{SC}{1-SC} \cdot \frac{1}{SC} \cdot \frac{\partial SC}{\partial t}, \quad W1G = \frac{W1 \cdot S1}{W1 \cdot S1 + W2 \cdot S2} \cdot \frac{1}{W1} \cdot \frac{\partial W1}{\partial t}$$

$$(ここで、W_i = \frac{MC_i \cdot y_i}{MC_1 \cdot y_1 + MC_2 \cdot y_2}, \quad MC_i = \frac{\partial C}{\partial y_i}, \quad i = 1, 2)$$

(注29) この分類については伊丹 [1984] から示唆を受けた。

(注30) 情報的資源については吉原・佐久間・伊丹・加護野 [1981] pp. 23-31 を参照。

(注31) 全生産物に関する規模の経済性の成長率(SNG)の場合と同様に、第2章(2-3)式から範囲の経済性(SC)の対数をとり、時間(t)で微分することによって範囲の経済性の成長率(SCG)を各生産要素における範囲の経済性の成長率(SCiG)に分解することができる。具体的には次の通りである。

$$SCG = \sum_i SCiG = \sum_i [SC_i / (1 - SC)] \cdot SCiG^*$$

$$\text{ただし、} SCG = \frac{SC}{1-SC} \cdot \frac{1}{SC} \cdot \frac{\partial SC}{\partial t}, \quad SCiG^* = \frac{1}{W_{Si} \cdot SCi} \cdot \frac{\partial W_{Si} \cdot SCi}{\partial t}$$

$$(ここで、W_{SI} = \frac{P_i \cdot X_i}{C}, i=M, L, K)$$

(注32) 斎藤 [1989] p. 123参照。

(注33) 斎藤 [1989] pp. 127-129参照。

(注34) 市乳・乳製品製造業及び他の食品製造業のオートメーション化については渡辺 [1987] pp. 75-78 を参照。

(注35) 食品産業技術の近代化の経過と最近の動向については渡辺 [1987] pp. 11-24を参考。

(注36) 市乳・乳製品製造業における過剰重複投資については食品産業政策研究会 [1984] p. 52のアンケート結果を参照。低い設備稼働率については同p. 54を参照。

(注37) すなわち、 y_1^* , y_2^* を各部門の平均生産量とし、 $y_1^* + y_2^* = 1$ とすれば、

$(y_1, y_2) = (k \cdot y_1^*, k \cdot y_2^*)$ の関係を満たす $y_1 + y_2$ である（ただし、 k は任意の正の定数）。

(注38) 「習熟仮説」については西田 [1984] が詳しい。

(注39) 範囲の経済性の要素価格に関する弾力性は次のように表わされる。

$$\frac{\partial \ln SC}{\partial \ln p_j} = CS_j \cdot \left[\frac{SC_j}{SC} - 1 \right]$$

ただし、 CS_j : j 要素のコストシェア, SC_j : j 要素における範囲の経済性（第2章

(2-3) 式） 詳細は Baumol, Panzer and Willig [1982] pp. 159-160 を参照。

(注40) 「コンテストアビリティの理論」及び「コンテストブルマーケット」については Baumol [1982], Baumol, Panzer and Willig [1982] を参照。

第7章 フィリピン・ラグナ州における稻作農家の経済効率性と技術的経済性

- 確率的フロンティア費用関数及びX費用関数アプローチ -

第1節 はじめに

本章では第3章で述べた確率論的フロンティアモデル（確率的フロンティア費用関数モデル），第4章で述べたX費用関数モデルをフィリピン・ラグナ州における稻作農家に適用し、その経済効率性と技術的経済性の統一的な実証分析を試みる。

フィリピン・ラグナ州の稻作地帯は水稻近代品種が1966年末に出現する以前から、農業改良普及事業がかなり重点的に進められていた技術的先進地帯であり、稻作における「緑の革命」を徹底した形で経験した農業地帯の一つである（注1）。標本農家の多くは近代品種が普及する以前から化学肥料・除草剤・殺虫剤等の近代的投入財や耕耘機（歩行型トラクター）を利用しており、彼（彼女）らの新しい技術機会への適応能力の高さを知ることができる（注2）。自らの経営に有利な新しい技術機会への適応能力は普段の経営活動における生産技術や経営管理に関する情報・ノウハウ（情報的資源）の蓄積を通じて形成されるものであり、高い適応能力は情報的資源の蓄積が大きいことを物語っている（注3）。彼（彼女）にとってこうした情報的資源は近代的投入財や耕耘機に勝とも劣らない重要な生産要素の一つであると考えられる。第3章及び第4章で既述したように、情報的資源は労働の質を規定する主たる要因であり、経済効率性が反映している要因の一つである。同時に、範囲の経済の主たる源泉でもあり、経済効率性と技術的経済性を結び付ける役割を担っている。それゆえ、当該標本農家の技術的経済的特

質を理解するためには経済効率性と技術的経済性を統一的に分析できる枠組みを用いた実証分析が必要である。こうした実証分析はこれまで行われておらず、当該地域の有効な農業・農村開発政策の策定のためにも経済効率性と技術的経済性の統一的な実証分析が求められている。

こうした認識の下に、本章では次の点を課題とする。

第一に、個々の農家について経済効率性を推計するために確率的フロンティア費用関数について検討し、経済非効率を示す非負の項 (u) とコストシェア式の誤差項 (ε_j ; $j=s, l, k$) との相関を許容した確率的フロンティア費用関数モデルを提示する。

第二に、当該標本農家について u と ε_j との相関や産出の変化に関する非相似拡大性を許容した確率的フロンティア費用関数を推定し、次の点を明らかにする。

(1) 従来のほとんどのモデルで仮定されている u と ε_j の独立性や産出の変化に関する相似拡大性 (homotheticity) は何を意味し、こうした仮定は統計的に容認されるか否か（注4）。

(2) 個々の農家の経済効率性はいかなる水準にあり、その違いはいかなる要因の影響を反映しているか。

第三に、推計された経済効率性を固定要素変数として含んだ x 費用関数を推定し、次の点を明らかにする。

(1) 従来の多くのモデルで仮定されている経済効率性費用中立性の仮定が統計的に容認されるか否か（注5）。

(2) 経済効率性の改善によってコストはどれだけ低下するか。経済効率性のシャドウプライスは他の要素価格と比較していかなる水準にあるか（注6）。

(3) 経済効率性の改善は（費用を最小にする）最適な生産要素のコストシェアについていかなる偏りをもたらし、それはいかなる意味を持つか。

(4) 経済効率性の改善は経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性や事後

的規模の経済性、事後的アレン偏代替弾力性にいかなる影響を及ぼすか。

(5) 経済効率性が可変的で、それが費用最小化の下で最適に調整された場合の事前的範囲の経済性、事前の規模の経済性、事前のアレン偏代替弾力性は、経済効率性が所与の場合といかに異なるか。範囲の経済及び規模の経済の発現、ならびに生産要素の代替・補完可能性を規定している最大の要因は何か。

以下では、第2節において確率的フロンティア費用関数を用いた経済効率性の推計について検討し、確率的フロンティア費用関数の経済非効率を示す項とコストシェア式の誤差項との相関を許容した誤差構造を特定化するとともに、その対数尤度関数及び経済効率性指標を提示する（注7）。第3節ではその経済効率性指標を固定要素変数として含んだ×費用関数について検討し、経済効率性が費用非中立的な×費用関数を特定化する。第4節ではこうしたフロンティア費用関数、経済効率性、×費用関数をフィリピン・ラグナ州における稻作農家について推定し、上記の課題を具体的に明らかにする。第5節では得られた結果について再度統一的に検討し、いくつかの重要な結論を要約することによって本章の結びとする。

第2節 確率的フロンティア費用関数を用いた経済効率性の推定

第4章で述べたように、従来のフロンティアモデル（決定論的フロンティアモデル、確率論的フロンティアモデル）は上述の第二課題の（2）を明らかにすることを主眼として開発されており、新しい分析視点に基づいたそれ以外の上述の課題を明らかにするには理論的な制約（経済効率性費用中立性、規模の経済性及び代替弾力性と経済効率性との独立性など）が多すぎる（注8）。こうした理論的な制約は主として経済効率性（技術効率性、配分効率性）に関連するパラメータと技術的経済性や代替弾力性に関連するパラメータとを同時に推定したいためのモデルの単純化から生じている。それゆえ、新しい分析視点に基づいた上述の課題に答えるためには経済効率性に関連するパラメータと技術的経済性や代替弾力性に関連するパラメータとを別々に推定する必要がある。もちろん、経済効率性と技術的経済性及び代替弾力性を同時に推定でき、かつ上述の課題を明らかにできることが最も望ましいが、両者はトレード・オフの関係にあり、どちらに重点をおくかを選択しなければならない。従来のフロンティアモデルは明らかに前者に重点をおいており、後者に重点をおいたモデルの開発とそれを用いた実証分析が求められている。 x 費用関数モデルは後者に重点をおいたモデルであり、経済効率性に関連するパラメータと技術的経済性や代替弾力性に関連するパラメータとを別々に推定するモデルである。すなわち、最初に従来のフロンティア費用関数を用いて経済効率性を推計し、次にそれを固定要素変数として含んだ x 費用関数を推定するといった手続きをとる。したがって、 x 費用関数の信頼性を高め、上述した課題により正確に答えるためには従来のフロンティア費用関数を用いた経済効率性の推計について再度検討することが有益である。

7-2-1. 確率的フロンティア費用関数の理論的検討

第3章で既述したように、確率論的フロンティアモデルは環境的・技術的不確実性や観測誤差による変動がフロンティアの誤差項に吸収されると期待できる点で決定論的フロンティアモデルよりも優れている。そのため、本章でも経済効率性の推計には確率論的フロンティアモデル（確率的フロンティア費用関数）を用いる。しかしながら、従来の確率的フロンティア費用関数の推定には次のような問題点のあることが指摘されている（注9）。

(a) 経済非効率を示す非負の項 (u) とフロンティア費用関数に関する誤差項 (v) を明示的に分離して推定するためには u と v に特定の分布を仮定しなければならないが、これらにいかなる分布を仮定するかによって具体的な経済効率性指標の値が大きく異なる可能性がある。

(b) u と v に特定の分布を仮定するためには誤差構造を特定化しなければならないが、その複雑さゆえに実際に用いられる推計式は理論的に制約の多いものがほとんどである（例えばコブ・ダグラス型）。しかし、こうした制約の多い推計式の場合、その制約によって生じる誤差が u に含まれている可能性が高く、 u を過大に評価する恐れがある（注10）。

(c) フロンティア費用関数とコストシェア方程式を同時に推定する場合、 u とシェア方程式の誤差項 (ε_j ; $j=1, \dots, m-1$) との間には明らかに何らかの相関があると考えられるが、 u と ε_j の相関を許容した誤差構造の特定化は、多次元の確率密度関数や分布関数を含むために複雑にならざるをえない（注11）。そのため、ほとんどのモデルで u と ε_j とは相互に独立と仮定されている。しかし、この仮定が満足されるのは経済効率性と技術効率性が等しい場合、すなわち、すべての農家について配分効率性が完全に効率的である場合である（注12）。実際には経済効率性がその影響を反映している要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予

想、取引費用等）は技術効率性だけでなく、配分効率性にも影響を与え、配分非効率の状態が生じている可能性が高い。

(a) の問題については第3章で述べたように、 u に仮定した分布の有意性に関する検定方法がいくつか提案されているが、それを実行するには様々な困難が発生することが知られている（注13）。そのため、 u にいくつかの異なった分布（例えば、ガンマ分布、指数分布、半正規分布、切断正規分布等）を仮定し、その推定のパフォーマンスが最も優れた（より多くのパラメータのt値がゼロと有意に異なり、対数尤度の値が最も大きい）ものを採用するのが実際的と思われる。本章でも u は ε_j ($j=1, \dots, m-1$) と独立にガンマ分布、指数分布、半正規分布、切断正規分布に従い、 ε_j は $m-1$ 次元正規分布に従う場合の予備的な推定を行っている。その結果、 u が半正規分布に従う場合の推定のパフォーマンスが最も良好であった。それゆえ、以下で述べる u と ε_j の相関を許容した確率的フロンティア費用関数の誤差構造の特定化でも、 u と ε_j ($j=1, \dots, m-1$) の結合分布を考え、その周辺分布としての u の分布は半正規分布であると仮定している。

Schmidt and Sickles [1984] はパネルデータ（N個の生産者のT年間のデータ）を用い（注14）、分析対象期間（T年間）において個々の生産者についての（技術ないし経済）効率性は変化しないと仮定することによって(a)の問題を回避できると述べている。すなわち、個々の生産者の効率性の違いを生産者ダミーで処理することによって、 u と v に特定の分布を仮定しなくとも個別生産者に関する効率性の推定値を得ることができるという主張である。しかし、フロンティア生産関数やフロンティア費用関数は時間とともにシフトし、効率性も変化すると考えられる。比較的短期間（例えば、 $T = 2 \sim 5$ ）においては容認されるとしても、長期になるにしたがって（例えば、 $T > 5$ ）効率性が変化しないという仮定は非現実的となる。けれども、生産者ダミーのパラメータ推定値が一致性（consistency）を持つためには無限の期間において効率性は不变であることが要請さ

れる（注15）。したがって、仮定の現実妥当性と信頼性の高い推定結果の獲得はトレード・オフの関係にあり、ある程度信頼できる推定結果が得られる範囲内ではより現実的な仮定（より短い分析対象期間）をもうけるといった次善の選択を行わなければならない。本章で用いたデータはパネルデータ（個別農家についての雨期と乾期の二期間データ）であるが、分析対象期間が二期間と短く、生産者（農家）ダミーを用いた推定はパラメータの推定値が非常に不安定であったため、採用しなかった。

(b), (c) の問題についてはトランス・ログ型費用関数を用い、 u と ε_j ($j=1, \dots, m-1$) の相関を許容した誤差構造の特定化と推定のコストは著しく高くなるのに対して、それによって得られる推定のパフォーマンスの改善は比較的小さいということが Cowling, Reifschneider and Stevenson [1983] によって指摘されている。しかしながら、推定のパフォーマンスの改善は小さくともモデルの現実妥当性という点では著しい改善を見る。配分効率性が完全に効率的であることを意味するという点で u と ε_j が独立という仮定は明らかに現実妥当性を欠いているからである。理論的な制約の多い推計式についても同様である。従来の研究は誤差構造の特定化と推定のコストを過大に評価するあまり、モデルの現実妥当性を犠牲にしてきたといわざるをえない。それゆえ、以下ではトランス・ログ等の伸縮的関数型を用い、 u と ε_j ($j=1, \dots, m-1$) の相関を許容した誤差構造の特定化を試みる。

7-2-2. 確率的フロンティア費用関数とその誤差構造の特定化

7-2-2-1. 誤差構造の特定化

経済非効率を示す項 (u) とコストシェア式の誤差項 (ε_j ; $j=1, \dots, m-1$) の相関の問題に直接関連した研究は既存の文献に見つけることができないが、間接的に関連したこれまで唯一の試みは Schmidt and Lovell [1980] に見られる。彼らはコブ・ダグラス型の確率的フロンティア生産関数と費用最小化の一階の条件式（任意の二つの要素の限界生産物比 = 要素価格比）を用いて、技術非効率と配分非効率に正の相関がある場合の誤差構造を特定化している（注16）。しかし、彼らの誤差構造の特定化と本章で試みる特定化は次のような相違点があり、そうした点を考慮して誤差構造の特定化を行わなければならない。

第一に、Schmidt and Lovell [1980] による誤差構造の特定化は確率的フロンティア生産関数における技術非効率を示す項 (u_t) と配分非効率を示す費用最小化の一階の条件式における誤差項の絶対値 ($|\varepsilon_{tj}|$) との正の相関を許容する特定化であるのに対して、本章では経済非効率を示す項 (u) とコストシェア式の誤差項 (ε_j ; $j=1, \dots, m-1$) との正負両方の相関を許容する誤差構造の特定化を行う必要がある。一般に、技術効率性にプラス（マイナス）の影響を与える要因の多くは配分効率性にもプラス（マイナス）の影響を与える。例えば、労働の質の規定要因である情報的資源（経営管理情報及びノウハウ等）の増大（減少）は技術効率性だけでなく、配分効率性をも向上（低下）させる。それゆえ、技術非効率と配分非効率に正の相関のみを許容するのは容認されるものと考えられる。しかし、 u と ε_j の相関については正だけでなく、負の相関も考慮する必要がある。もし、 ε_j が純粹に配分非効率の効果だけを反映しているのであれば、 ε_j の絶対値をとって u と $|\varepsilon_j|$ の正の相関のみを考えても差し支えないだろう。第3章で述べたように、経済非効率 (u) は技術非効率と配分非効率の積として表され、

技術非効率と配分非効率の間には正の相関があると考えられるからである。しかし、 ε_j が純粹に配分非効率の効果だけを反映するのは確率的フロンティア費用関数が産出の変化に対して相似拡大的（homothetic）な場合である。すなわち、産出の変化によって最適要素投入比率（コストシェア）が変化しないケースである（注17）。しかし、こうしたケースが実際の場面にもあてはまるという保証はなく、むしろ実証分析によって明らかにしなければならない事柄である。それゆえ、 ε_j は配分非効率の効果だけでなく、産出の変化による最適コストシェアに対する効果をも含んでいると考えなければならない。こうした効果がいかなるものであるかを予め（理論的に）予想するのは困難である。したがって、 u と ε_j の相関については正負両方の相関を許容する誤差構造の特定化を行う必要がある。

第二に、任意の二つの要素の限界生産物比ないし要素価格比のとり得る値の範囲には制限がないことから、 ε_{t1} は無限の範囲をとり得るのに対して、コストシェアのとり得る値の範囲はゼロと1の間に限定されるため、 ε_j のとり得る値の範囲は〔－コストシェアの理論値 $\leq \varepsilon_j \leq$ 1－コストシェアの理論値〕に制限される（注18）。従来のほとんどのコストシェア方程式の推定では ε_j に関するこうした制約は明示的に考慮されていない（注19）。しかし、 ε_j に関するこうした制約を無視することは、 u と ε_j の相関を許容した誤差構造を不正確なものにし、その推定は理論的な妥当性を欠くことになる。したがって、 u と ε_j の相関を許容した誤差構造を特定化する場合には、 ε_j のとり得る値の範囲に関する制約を明示的にモデルに組み込む必要がある。

こうした点を考慮して、経済非効率を示す項（ u ），フロンティア費用関数の誤差項（ v ），コストシェア方程式の誤差項（ ε_j ）に次のような仮定をもうける。
(仮定1) 実際のコストとコストシェアをそれぞれ C , S_j とし、フロンティア費用関数とそのコストシェアをそれぞれ $C(Y, P)$, $S_j(Y, P)$ とすれば、これらの間には次のような関係が成り立つ。

$$\ln C = \ln C(Y, P) + v + u \quad (7-1)$$

$$S_j = S_j(Y, P) + \varepsilon_j \quad (j=s, l, k)$$

ただし、添え字 s : 土地, v : 経常財 (= 化学肥料 + 除草剤 + 殺虫剤),

l : 労働 (= 家族労働 + 交換労働 + 雇用労働),

k : 資本財サービス

P : 要素価格ベクトル $P = (p_s, p_v, p_l, p_k)$,

Y : 産出ベクトル $Y = (y_1, y_2)$

y_1 : 水稲生産量, y_2 : 水稲以外作目生産額

である。

(仮定 2) u と ε_j は次のような多次元切断正規分布に従う。

$$\begin{bmatrix} u \\ \varepsilon \end{bmatrix} \sim N(\mathbf{0}, \Sigma) \quad (7-2)$$

$$\text{ただし, } \varepsilon' = (\varepsilon_s, \varepsilon_l, \varepsilon_k), \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{uu}, \sigma_{us}, \sigma_{ul}, \sigma_{uk} \\ \sigma_{us}, \sigma_{ss}, \sigma_{sl}, \sigma_{sk} \\ \sigma_{ul}, \sigma_{sl}, \sigma_{ll}, \sigma_{lk} \\ \sigma_{uk}, \sigma_{sk}, \sigma_{lk}, \sigma_{kk} \end{bmatrix},$$

$u \geq 0, -S_j(Y, P) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_j(Y, P) \quad (j=s, l, k)$

である。

(仮定 3) v は u , ε_j と独立に正規分布 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ に従う (注 20)。

こうした仮定の下で、 $w (= u + v)$ と ε の結合密度関数 $h(w, \varepsilon)$ は次のように表される (ただし、具体的な導出については (補論 7-1) にて述べる)。

$$h(w, \varepsilon) = \frac{\sqrt{\sigma_u^2 \cdot \sigma_{ss}(u) \cdot \sigma_{ll}(s) \cdot \sigma_{kk}(k) \cdot [1 - F^*(A)]}}{\sqrt{1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma_{ss}^2} \cdot \prod_j \{F^*(z_{aj}) - F^*(z_{bj})\}} \cdot \prod_j f^*(z_j) \quad (7-3)$$

(j=u, s, l, k)

$$\text{ただし、} \Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma^{uu}, & \sigma^{us}, & \sigma^{ui}, & \sigma^{uk} \\ \sigma^{us}, & \sigma^{ss}, & \sigma^{si}, & \sigma^{sk} \\ \sigma^{ui}, & \sigma^{si}, & \sigma^{ii}, & \sigma^{ik} \\ \sigma^{uk}, & \sigma^{sk}, & \sigma^{ik}, & \sigma^{kk} \end{bmatrix}$$

$$\sigma^{ss}(u) = \sigma^{ss} - \frac{(\sigma^{us})^2}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{si}(u) = \sigma^{si} - \frac{\sigma^{us} \cdot \sigma^{ui}}{\sigma^{uu}}$$

$$\sigma^{sk}(u) = \sigma^{sk} - \frac{\sigma^{us} \cdot \sigma^{uk}}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{ii}(u) = \sigma^{ii} - \frac{(\sigma^{ui})^2}{\sigma^{uu}}$$

$$\sigma^{ik}(u) = \sigma^{ik} - \frac{\sigma^{ui} \cdot \sigma^{uk}}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{kk}(u) = \sigma^{kk} - \frac{(\sigma^{uk})^2}{\sigma^{uu}} \quad (7-3-3)$$

$$\sigma^{ii}(s) = \sigma^{ii}(u) - \frac{(\sigma^{si}(u))^2}{\sigma^{ss}(u)}, \quad \sigma^{ik}(s) = \sigma^{ik}(u) - \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \sigma^{sk}(u)}{\sigma^{ss}(u)}$$

$$\sigma^{kk}(s) = \sigma^{kk}(u) - \frac{(\sigma^{sk}(u))^2}{\sigma^{ss}(u)}, \quad \sigma^{kk}(l) = \sigma^{kk}(s) - \frac{(\sigma^{ik}(s))^2}{\sigma^{ii}(s)}$$

$f^*(\cdot)$: 標準正規密度関数, $F^*(\cdot)$: 標準正規分布関数

$$z_u = \sqrt{\frac{\sigma^{uu}}{1 + \sigma_s^2 \cdot \sigma^{uu}}} \left[w + \frac{\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ui} \cdot \varepsilon_i + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{uu}} \right]$$

$$z_s = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[\varepsilon_s + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_i = \sqrt{\sigma^{ii}(s)} \left[\varepsilon_i + \frac{\sigma^{ik}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ii}(s)} \right], \quad z_k = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} \cdot \varepsilon_k$$

$$F^*(z_{au}) = 1, \quad z_{au} = \sqrt{\sigma^{uu}} \left[\frac{\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ui} \cdot \varepsilon_i + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{uu}} \right]$$

$$z_{as} = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[1 - S_s(Y, P) + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_{bs} = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[-S_s(Y, P) + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_{ai} = \sqrt{\sigma^{ii}(s)} \left[1 - S_i(Y, P) + \frac{\sigma^{ik}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ii}(s)} \right]$$

$$z_{bi} = \sqrt{\sigma^{ii}(s)} \left[-S_i(Y, P) + \frac{\sigma^{ik}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ii}(s)} \right]$$

$$z_{ak} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [1 - S_k(Y, P)]$$

$$z_{bk} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [-S_k(Y, P)]$$

$$A = \frac{-\frac{w}{\sigma_v^2} + \sigma^{us} \cdot \varepsilon_u + \sigma^{ul} \cdot \varepsilon_l + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sqrt{\frac{1}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu}}}$$

である。したがって、 i ($= 1, \dots, N$) を個々の農家についての添え字とすれば、対数尤度関数 $\ln L$ は次のようになる。

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_i \ln h(w_i, \varepsilon_i) \\ &= -\frac{N}{2} \cdot \ln(1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{uu}) + \frac{N}{2} [\ln \sigma^{uu} + \ln \sigma^{us}(u) + \ln \sigma^{ul}(s) + \ln \sigma^{uk}(l)] \\ &\quad + \sum_i \sum_j \ln f^*(z_{ij}) - [\sum_i \sum_j \ln \{F^*(z_{au}) - F^*(z_{bu})\}] \\ &\quad + \sum_i \ln \{1 - F^*(A_i)\} \quad (j=u, s, l, k) \end{aligned} \quad (7-4)$$

7 - 2 - 2 - 2. 確率的フロンティア費用関数の特定化

理論的に制約の多い推計式は u の推定にバイアスをもたらすという観点から、(7-1) ~ (7-4) 式で表される誤差構造を持つ確率的フロンティア費用関数を产出変数に Box-Cox 変換を施した一般化トランス・ログ型複数財費用関数 (generalized translog multiproduct cost function) として次のように特定化する（注21）。

$$\begin{aligned} \ln C &= A + \sum_i B p_i \cdot \ln p_i + \sum_h B y_h \cdot Q(y_h) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j B p_{ij} \cdot (\ln p_i) \cdot (\ln p_j) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_h \sum_m B y_{hm} \cdot Q(y_h) \cdot Q(y_m) \\ &\quad + \sum_i \sum_h B p y_{ih} \cdot (\ln p_i) \cdot Q(y_h) \\ &\quad + u + v \end{aligned} \quad (7-5)$$

$$S_i = B p_i + \sum_j B p_{ij} \cdot \ln p_j + \sum_h B p y_{ih} \cdot Q(y_h) + \varepsilon_i$$

ただし、 $Q(y_h) = \begin{cases} \frac{y_h^{z_h}-1}{z_h} & (z_h \neq 0) \\ \ln y_h & (z_h = 0) \end{cases} \quad (i, j = s, t, k; h, m = 1, 2)$ である。

7 - 2 - 2 - 3. 経済効率性指標

第3章で述べたように、確率論的フロンティアモデルでは経済効率性の指標として推計された $w_i (= u_i + v_i; i$ は個別農家についての添え字) の値を所与とした場合の u_i ないし $\exp\{u_i\}$ の条件付き期待値 $E(u_i|w_i)$ ないし $E[\exp\{u_i\}|w_i]$ を用いることができる。(7-1), (7-5) 式より、 $C_i = C(P_i, Y_i) \cdot \exp(v_i + u_i)$ であり、 u_i は指数の形でフロンティア費用関数に付加されている。この場合、

$$\exp(-u_i) = \frac{C(P_i, Y_i) \cdot \exp(v_i)}{C_i} \text{ となり、} \exp(-u_i) \text{ は実際のコストに対してフロン}$$

ティアのコスト（実行可能な最小費用）がどれだけの割合であるかを表している。この値が 1 に近いほど経済効率的であることを意味する。それゆえ、本章では個

々の農家についての経済効率性の指標として推計された w_i 及び ε_i の値を所与とした場合の $\exp(-u_i)$ の条件付き期待値 $E[\exp(-u_i)|w_i, \varepsilon_i]$ を用いる。上述の（仮定 1）～（仮定 3）の下で $E[\exp(-u_i)|w_i, \varepsilon_i]$ は次のように表される（ただし、具体的な導出については（補論7-2）にて述べる）。

$$E(\exp(-u_i)|w_i, \varepsilon_i) = \frac{\exp\left\{-\mu_i^* + \frac{(\sigma^*)^2}{2}\right\} \cdot \left[1 - F^*\left(\sigma^* - \frac{\mu_i^*}{\sigma^*}\right)\right]}{1 - F^*\left(-\frac{\mu_i^*}{\sigma^*}\right)} \quad (7-6)$$

ただし、 $F^*(\cdot)$ ：標準正規分布関数、

$$\mu_i^* = -\frac{-w_i + \sigma_v^2 \cdot [\sigma^{ws} \cdot \varepsilon_{si} + \sigma^{wl} \cdot \varepsilon_{ri} + \sigma^{wk} \cdot \varepsilon_{ki}]}{1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{ws}}, \quad \sigma^* = \frac{\sigma_v}{\sqrt{1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{ws}}}$$

である。

7-2-2-4. 資料及びデータの作成

7-2-2-4-1. 資料

資料は樋口貞三教授（筑波大学農林学系）がその分担研究者として参加した昭和63年度文部省科研費海外学術研究による現地（Laguna州 Calauan町 Musuit村）個別稲作農家調査結果を許可を得て用いている。具体的な資料の中身は次の通りである。①農家戸数 67 戸， ②雨期・乾期の 2 期間データ， ③稲作単一経営 56 戸， 複合経営（稲作+その他作目）11 戸， ④小作農家 60 戸， 自作農家 7 戸， ⑤平均水稻作付け面積 1.92 (ha)（最小 0.3ha, 最大 6.0ha）， ⑥1 ha当たり水稻平均収量（雨期）4837.4 (kg/ha/season), (乾期) 5407.7 (kg/ha/season), ⑦歩行型トラクター所有農家数 27 戸， 貸借農家数 40 戸。

7-2-2-4-2. データの作成

(7-1) 式で記述したように、本章では確率的フロンティア費用関数の説明変数として地代 (p_s)， 経常財価格 (p_v)， 労賃 (p_l)， 資本財サービス価格 (p_k)， 水稻生産量 (y_1)， 水稻以外作目生産額 (y_2) を用い、従属変数とし

てこれら要素の投入に要した総費用 $(\sum_i p_i x_i; i=s, v, l, k)$ を用いる。要素価格 (p_i)、要素投入量 (x_i)、生産量及び生産額 (y_h) のデータは雨期と乾期について次のように作成している。

7 - 2 - 2 - 4 - 2 - 1. 農地投入量 (x_s) と地代 (p_s)

x_s は水稻作付け面積と稲以外作目作付け面積の合計（単位ha）として算出した。定額現金支払小作農家についてはその1ha当たりの支払額を p_s として用い、現物支払小作農については現物（水稻）をその市場価格で評価して1ha当たりの支払額を算出し、 p_s とした。自作農家については小作農家の p_s の平均値を用いた。

7 - 2 - 2 - 4 - 2 - 2. 経常財投入量 (x_v) とその価格 (p_v)

経常財としては化学肥料、除草剤、殺虫剤の投入量と支出額のデータが利用できるので、これらを集計して x_v 、 p_v を作成した。化学肥料、除草剤、殺虫剤の投入量 (kg) をそれぞれ x_{vc} 、 x_{vw} 、 x_{vp} とし、支出額（ペソ）を v_c 、 v_w 、 v_p とすれば、 p_v 、 x_v は次のようにして算出した。

$$p_v = \sum_j \left[\frac{v_j}{v_c + v_w + v_p} \right] \cdot \left[\frac{v_j}{x_{vj}} \right] \quad (j=c, w, p)$$

$$x_v = \frac{v_c + v_w + v_p}{p_v}$$

7 - 2 - 2 - 4 - 2 - 3. 労働投入量 (x_1) と賃金 (p_1)

x_1 は家族労働、交換労働、雇用労働の作業別投入時間を1日当たりに換算したものの合計（単位日）として作成した。すなわち、家族労働、交換労働、雇用労働の作業別投入時間をそれぞれ x_{1fj} 、 x_{1ej} 、 x_{1hj} （ j は農作業についての添え字）とすれば、 $x_1 = \sum_j \frac{x_{1fj} + x_{1ej} + x_{1hj}}{8}$ である。 p_1 は作業別の労働支出割合をウェイトとした1日当たり作業別雇用労賃の加重平均として求めた。1日当たり作業別雇用労賃を p_{1i} （ i は農作業についての添え字）とすれば、

$$p_i = \sum_j \frac{p_{ij} \cdot \{x_{i,j} + x_{i,sj} + x_{i,hj}\}}{\sum_j p_{ij} \cdot \{x_{i,j} + x_{i,sj} + x_{i,hj}\}}$$

である。

7 - 2 - 2 - 4 - 2 - 4. 資本財サービス投入量 (x_k) とその価格 (p_k)

p_k については最初に以下のような帰属計算によって資産形態別（農用建物，農機具，農用具，役畜）のサービス価格を算出し、次に資産形態別の減価償却費の割合をウェイトとしてその加重平均を求めた。資産形態別サービス価格，資産形態別購入価格，利子率，減価償却率，資産形態別の減価償却費をそれぞれ p_{kj} , p_{kbsj} , r , d_{rj} , d_j (i , j は資産形態についての添え字) とすれば、

$$p_{ki} = p_{kbsi} \cdot \left[\frac{r + d_{ri}}{2} \right], \quad p_k = \sum_i \frac{d_i/2}{\sum_j (d_j/2)} \cdot p_{ki}$$

である。 x_k については $x_k = [\sum_j (d_j/2)]/p_k$ として算出した。ただし、これら

の帰属計算は税体系及びキャピタルゲインあるいはキャピタルロスが存在しないことを前提としている。また、耕耘機（歩行型トラクター）の d_j は減価償却費にレンタル料を加えている。2で除しているのは年度単位を雨期・乾期の季節単位に直すためである。

7 - 2 - 2 - 4 - 2 - 5. 水稲生産量 (y_1) と水稲以外作目生産額 (y_2)

y_1 は精米の生産量（単位 kg）であり、 y_2 は様々な作目の質的な違いを考慮して水稲以外作目（豚，あひる，果実，野菜等）の販売額の合計（単位ペソ）として算出した。

7 - 2 - 2 - 5. 推定方法

雨期と乾期についての予備的な推定の結果、パラメータの推定値がほとんど変わらなかったため、実際の推定には雨期と乾期について作成したデータをプールして用いた。推定は次のように行った。

最初に、(7-5)式のBox-Coxパラメータ z_h ($h=1, 2$) の値を $-1 \leq z_h \leq 1$ の範囲で与えて(7-5)式から u を除いた通常の費用関数をコストシェア式と一緒に反復ゼルナー法 (Iterative Zellner Method) によって推定し、安定したパラメータの推定値とより大きな尤度関数の値が得られる z_h の値を求めた (注22)。

その結果、 $z_1 = z_2 = 0.05$ の場合の推定結果が最も良好であった。ただし、費用関数の理論的な要請から、パラメータの対称性

$$(Bp_{is} = Bp_{ji}, By_{hs} = By_{mh}, Bpy_{ih} = Bpy_{hi} \quad (i, j=s, v, l, k; h, m=1, 2))$$

と要素価格についての一次同次性

$$(\sum_i Bp_i = 1, \sum_j Bp_{ij} = \sum_i Bpy_{ih} = 0 \quad (i, j=s, v, l, k; h, m=1, 2))$$

の制約を課して推定している (注23)。また、誤差項 (v と ε_j) の分散・共分散行列が特異となることを防ぐために、経常財のコストシェア式を除いて推定している。除かれるコストシェア式が土地、経常財、労働、資本財サービスのいずれであってもパラメータの推定値は同一である (注24)。

次に、この z_h の値を所与として(7-4)式の対数尤度関数をそのパラメータ σ_{ij} , σ_{ii} ($i, j=u, s, l, k$), A , Bp_i , By_h , Bp_{ij} , By_{hm} , Bpy_{ih} ($i, j=s, v, l, k; h, m=1, 2$) について数値的に最大化し、その最尤推定値を得た (最尤法 : maximum likelihood method)。ただし、 u と ε の分散・共分散行列パラメータ

(σ_{ij} ($i, j=u, s, l, k$)) は (7-4)式において逆行列の形 (σ^{ij} ($i, j=u, s, l, k$)) で組み込まれており、それをもとのままで直接推定するのは推計式の煩雑化を招いて著しく困難である。そのため、(7-4)式に直接表れる

$$\sigma_{ss}^2, \sigma_{uu}^2, \sigma_{us}^2, \sigma_{ul}^2, \sigma_{uk}^2, \sigma_{us}(u), \sigma_{ul}(u), \sigma_{uk}(u), \sigma_{ss}(s), \sigma_{ul}(s), \sigma_{uk}(l)$$

をパラメータとして推定し、その推定値と漸近的標準誤差を用いて上述の

(7-3-3) 式と $\Sigma = [\Sigma^{-1}]^{-1}$ の関係から $\sigma_{ss}, \sigma_{ul}, \sigma_{us}, \sigma_{kk}, \sigma_{lk}, \sigma_{mk}$ の値と漸近的標準誤差を導出している。最適化の計算方法及び推定値の漸近的分散・共分散行列の計算方法としてはBerndt-Hall-Hall-Hausman法を用いている（注25）。確率的フロンティア費用関数（(7-5)式）のパラメータについては z_h を求めた場合と同じように、その理論的な要請から、パラメータの対称性

$$(Bp_{is} = Bp_{ji}, Bp_{ih} = Bp_{hi}, Bpy_{ih} = Bpy_{hi} \quad (i,j=s,v,l,k; h,m=1,2))$$

と要素価格についての一次同次性 ($\sum_i Bp_i = 1, \sum_j Bp_{ij} = \sum_l Bp_{ih} = 0$)

$(i,j=s,v,l,k; h,m=1,2)$) の制約を課している。また、 u と ε の分散・共分散行列が特異となることを防ぐために、経常財のコストシェア式を除いて推定している。

ただし、除かれるコストシェア式が土地、経常財、労働、資本財サービスのいずれであってもパラメータの推定値は同一である。

最後に、得られたパラメータを用いて (7-6) 式から経済効率性を推計した。

第3節 x 費用関数の推定

7-3-1. モデルの仮定

モデルの性格を明確にし、分析操作可能にするためには何らかの仮定を設けることを避けることはできない。しかし、そうした仮定があまりにも実際の調査・資料・データの示すところと異なるのではモデルを実際のデータに適用して得られる知見の信頼性は低下せざるをえない。モデルの分析操作可能性と現実的な信頼性を確保するためには本章の課題に答える上で必要なモデルの性格の明確化と数学的表現による操作可能性を前提としながらも、そのために設けられる仮定がその最も基本的な部分において現実を反映していることが要請される。とりわけ、x 費用関数モデルでは（a）経済効率性がその影響を反映している要因のいくつかは当該標本農家にとって土地、経常財、労働、資本といった通常の生産要素に劣らず重要な生産要素であること、（b）当該標本農家の直面する生産要素市場が競争的であることは最も基本的な仮定である。それゆえ、こうした仮定が本章で用いた資料・データについてどの程度満たされるかを検討する必要がある。

本章のはじめでも述べたように、当該地域（フィリピン・ラグナ州の稲作地帯）は水稻近代品種が1966年末に出現する以前から、農業改良普及事業がかなり重点的に進められていた技術的先進地帯であり、稲作における「緑の革命」を徹底した形で経験した農業地帯の一つである。これは当該地域の近くにフィリピン大学農学部や国際稲研究所（I R R I）があることによるだろう。標本農家の多くは近代品種が普及する以前から化学肥料・除草剤・殺虫剤等の近代的投入財や耕耘機（歩行型トラクター）を利用しておらず、彼（彼女）らの新しい技術機会への適応能力の高さを知ることができる。水稻近代品種が出現した1966年以前において化学肥料・除草剤・殺虫剤等の近代的投入財は全標本農家の40.3%，耕耘機

(歩行型トラクター) は19.4%がすでに使用しており、近代品種が普及した9年後の1975年ではそれぞれ80.6%, 74.6%の農家が使用するまでになっている。現在(1988年) はすべての農家が近代的投入財を使用し、98.5%の農家が耕耘機(歩行型トラクター) を使用している。こうした自らの経営に有利な新しい技術機会への適応能力は普段の経営活動における生産技術や経営管理に関する情報・ノウハウ(情報的資源) の蓄積を通じて形成されるものであり、高い適応能力は情報的資源の蓄積が大きいことを物語っている。それゆえ、彼(彼女) らにとってこうした情報的資源は近代的投入財や耕耘機に勝とも劣らない重要な生産要素の一つであると考えられる。第3章及び第4章で既述したように、情報的資源は労働の質を規定する主たる要因であり、経済効率性が反映している要因の一つである。また、早くからの近代的投入財や耕耘機の積極的な利用は近代的投入財市場や耕耘機の賃貸借市場を容易に発展させ、農家のこれら要素市場への依存度を高めてきた。これら要素市場には価格に大きな影響を与えるような供給者や需要者は存在せず、市場は競争的な状態に近い。

当該標本農家の平均水稻作付け面積は1.92(ha) (最小0.3ha, 最大6.0ha)と小規模であり、その大半(全農家の89.6%)が小作農である。そのため、農地の賃借市場でも積極的な取引の展開が見られる。数多くの小規模地主との取引が大半であり、市場は競争的である。こうした背景には1963年の農地改革法によって始められた農地改革の影響がある(注26)。ラグナ州は1968年に農地改革地区に指定されており、当該地域も農地改革の影響を強く受けている。この農地改革法は農地改革を二段階に分け、第一段階で分益小作農の定額小作農への転換を図り、第二段階で定額小作農の自作農化を実現するというものである。当該地域も農地改革の第一段階の影響を受けて、小作形態としては定額小作が多い。こうした分益小作農の定額小作農化は(a)文書契約の整備、(b)地主・小作関係の単純化、(c)小作農の地主に対する相対的な地位の上昇(小作農の耕作権の強化)

をもたらしたことが指摘されており、これらを通じて農地貸借市場の発展を促したものと考えられる（注27）。

また、当該地域には稻作に雇用されることによって生計を立てている土地無し農業労働者が大量に存在しており、耕起・整地、田植え、除草、収穫・脱穀の作業はこうした雇用労働ないし雇用労働グループに依存する度合いが高い。そのため、雇用労働市場はかなり発達しており、競争的な状態に近い。総労働投入量に占める雇用労働の割合は8割にも達している（80.5%）。

このように、本章で用いた資料・データはx費用関数モデルの基本的な仮定を満たしており、x費用関数モデルの適用は有用であると判断される。それゆえ、本章では第4章で述べたx費用関数モデルの基本的な仮定に基づき、次のような仮定を設ける。

（仮定a）農家は土地（＝自作地＋小作地）、労働（＝家族労働＋交換労働＋雇用労働）、資本（＝農業用建物＋農業機械＋役畜）、経常財（＝化学肥料＋殺虫剤＋除草剤），経済効率性がその影響を反映している要因を投入要素として水稻及び水稻以外の作目（養豚、あひる飼養、果樹、野菜等）を生産している。

（仮定b）経済効率性は実際の農家は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の影響を反映している。これらの要因は経済効率性を通じて実際のコストに影響を与える。

（仮定c）経済効率性が反映している要因の中にはその影響を変化させるのにかなりの時間を要するもの（特に生産要素の質）があり、これらを反映した経済効率性は農家にとって固定要素である。しかし、経済効率性以外の物的生産要素（土地、経常財、労働、資本）は農家が自由にその投入量を変化させることができる可変要素である。

（仮定d）土地、労働、資本、経常財の市場は競争的であり、農家は基本的にプ

ライステーカーである。しかし、経済効率性が反映している要因の多く（労働の質の規定要因としての情報的資源や個別経営の構成員個々人の努力水準等）は農家の特異性が強いために市場で取り引きされず、市場で調達することができない。それゆえ、農家自らが長い時間をかけて獲得・蓄積しなければならない。また、農家が自分で使わなければ経済的価値を生み出さない（他の農家に利用させて代価をとることができない）。

（仮定 e）農家は経済効率性と要素価格及び産出量を所与として、費用を最小化している。

7 - 3 - 2. x 費用関数の特定化

上述の仮定と第4章で述べたx費用関数の一般型(4-2)式に基づいてx費用関数を次のように特定化する(注28)。

$$\begin{aligned} \ln C &= \alpha(x_u) + \sum_i \beta_{it}(x_u) \cdot \ln p_i + \sum_h \gamma_h(x_u) \cdot Q(y_h) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij}(x_u) \cdot \ln p_i \cdot \ln p_j \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_h \sum_m \gamma_{hm}(x_u) \cdot Q(y_h) \cdot Q(y_m) \\ &\quad + \sum_i \sum_h \delta_{ih}(x_u) \cdot \ln p_i \cdot Q(y_h) \\ &\quad + v_x \end{aligned} \tag{7-7}$$

$$S_i = \beta_{it}(x_u) + \sum_j \beta_{ij}(x_u) \cdot \ln p_j + \sum_h \delta_{ih}(x_u) \cdot Q(y_h) + \varepsilon_{xi}$$

ただし、 x_u ：(7-6)式から求めた経済効率性×100 ($0.0 < x_u \leq 100.0$) ,

$$\alpha(x_u) = A + B_u \cdot \ln x_u + \frac{1}{2} B_{uu} \cdot (\ln x_u)^2 ,$$

$$\beta_{it}(x_u) = Bp_i + Bp_{iu} \cdot \ln x_u , \quad \beta_{ij}(x_u) = Bp_{ij} + Bp_{iju} \cdot \ln x_u ,$$

$$\gamma_h(x_u) = By_h + By_{hu} \cdot \ln x_u , \quad \gamma_{hm}(x_u) = By_{hm} + By_{hm} \cdot \ln x_u ,$$

$$\delta_{ih}(x_u) = B p y_{ih} + B p y_{ih} \cdot \ln x_u ,$$

$$Q(y_h) = \begin{cases} \frac{y_h^{zq-1}}{zq} & (zq \neq 0) \\ \ln y_h & (zq=0) \end{cases} \quad (i,j=s,v,l,k; h,m=1,2)$$

である。

7 - 3 - 3. 推定方法

確率的フロンティア費用関数の推定で用いた z_h の値 ($z_1 = z_2 = 0.05$) を z_q とし、(7-7) 式の x 費用関数をそのコストシェア式とともに、反復ゼルナー法によって推定した。ただし、確率的フロンティア費用関数の推定の場合と同じように、対称性

$$(\beta_{ij}(x_u) = \beta_{ji}(x_u), \gamma_{hm}(x_u) = \gamma_{mh}(x_u), \delta_{ih}(x_u) = \delta_{hi}(x_u))$$

と要素価格についての一次同次性

$$(\sum_i \beta_{ij}(x_u) = 1, \sum_j \beta_{ij}(x_u) = \sum_i \delta_{ih}(x_u) = 0)$$

の制約を課し、経常財のコストシェア式を除いて推定している。

第4節 推定結果及び考察

7-4-1. 確率的フロンティア費用関数

前述のように、確率的フロンティア費用関数を推定する場合は経済非効率を示す非負の項 (u) とシェア方程式の誤差項 (ε_j) との非独立性や ε_j のとり得る値の範囲の有限性（注29），産出の変化に関する非相似拡大性（non-homotheticity）について考慮する必要がある（注30）。もし、 u と ε_j の独立性の仮定が統計的に棄却されなければ配分非効率は無視し得るほど小さく、 u は技術非効率を示すと考えても統計的には容認される。また、産出の変化に関する相似拡大性の仮定が棄却されなければ ε_j は配分非効率の効果を示すと見なすことができる。これらの仮定はモデルの解釈を容易にする反面、それが統計的に容認されない（棄却される）にもかかわらず仮定した場合にはモデルの推定に重大なバイアスをもたらす可能性がある。それゆえ、ここでは従来のモデルに見られるこうした仮定が統計的に容認される（棄却されない）かどうかについて検討する。ただし、 ε_j のとり得る値の範囲の無限性の仮定については適切な検定方法を見つけることができないため、それが無限の場合と有限の場合とでパラメータの推定値や対数尤度がどのように異なるかを示すに止める（注31）。

u と ε_j との非独立性や産出の変化に関する非相似拡大性、 ε_j のとり得る値の範囲の有限性について検討するために、次の4つの確率的フロンティア費用関数を推定した。すなわち、（a）産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 u と ε_j の独立性及び ε_j のとり得る値の範囲の無限性を仮定した確率的フロンティア費用関数、（b） u と ε_j の相関及び産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 ε_j のとり得る値の範囲の無限性を仮定した確率的フロンティア費用関数、（c） u と ε_j の相関を許容し、産出の変化に関する相似拡大性と ε_j のとり得る値の範

囲の有限性を仮定した確率的フロンティア費用関数、(d) u と ε_j の相関及び産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 ε_j のとり得る値の範囲の有限性を仮定した確率的フロンティア費用関数である。上述の(7-4)式の対数尤度関数は(c)及び(d)のケースにあたる((a), (b)の対数尤度関数については(補論7-3)にて述べる)。すべてのケースにおいて(7-5)式の確率的フロンティア費用関数を用いている。ただし、(c)のケースでは産出の変化に関する相似拡大性のパラメータ制約($B_{pyih} = 0$ ($i=s,v,l,k; h=1,2$))を課している。(a)～(d)の推定結果はそれぞれ、(表7-1)～(表7-4)に示してある。

(表7-1)～(表7-4)の推定結果はサンプルの変化(雨期・乾期の季節別、雨期・乾期のブーリング)に対して安定的であり、サンプルの平均値において費用関数に要請される理論的条件のうち、推定以前に仮定されていない条件(要素価格に関して非減少かつ凹関数)を満たしている(注32)。それゆえ、 u と ε_j との非独立性や産出の変化に関する非相似拡大性、 ε_j のとり得る値の範囲の有限性について検討するのに適切と判断される。

7 - 4 - 2. u と ε_j の非独立性

最初に、(表7-1)と(表7-2)を比較することによって u と ε_j の独立性の仮定が統計的に容認されるかどうかについて検討する。(表7-1)では $\lambda (= \sigma_u / \sigma_v)$ 、 $\sigma^* (= \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2})$ から σ_v^2 と $\sigma_u^2 (= \sigma_{uu})$ を求めることができるので、(表7-1)と(表7-2)の違いは u と ε_j の共分散パラメータ($\sigma_{uv}, \sigma_{u1}, \sigma_{uk}$)の有無にある。(表7-1)では u と ε_j が独立であると仮定しているため、これらパラメータはすべてゼロの値をとるとされるが、(表7-2)では u と ε_j の相関を許容しているので、ゼロ以外の値もとり得ると期待されている。実際のところ、 σ_{u1}, σ_{uk} の

(表7-1) 確率的フロンティア費用関数 (a)
(u と ε は独立, ε の範囲は無限)

パラメータ	推定値	漸近的t値
A	9.3995	119.90
Bps	0.35182	13.587
Bpv	0.13685	8.4213
Bpl	0.37483	16.015
Bpk	0.13650	7.7705
By1	0.93961	7.5659
By2	0.26528E-01	0.34960
Bpss	0.17798	16.026
Bpvv	0.26006E-02	0.31974
Bp11	0.10459	5.1957
Bpkk	0.72580E-02	0.41342
By11	-0.76029E-01	0.97884
By22	0.28980E-02	0.38031
Bpsv	-0.25307E-01	-3.0231
Bps1	-0.14615	-17.003
Bpsk	-0.65227E-02	0.61190
Bpys1	0.72605E-02	0.66606
Bpys2	0.50065E-03	0.39077
Bpvl	0.32501E-01	3.5994
Bpvk	-0.97943E-02	-1.3678
Bpyv1	0.89725E-02	1.3502
Bpyv2	0.54755E-03	0.64614
Bplk	0.90590E-02	0.51948
Bpy11	0.21720E-01	2.2975
Bpy12	-0.24109E-02	-2.0067
Bpyk1	-0.37953E-01	-4.0371
Bpyk2	0.13627E-02	1.4518
By12	0.20600E-02	0.33850
σ_{SS}	0.30930E-02	6.6944
σ_{SL}	-0.15589E-02	-3.4625
σ_{SK}	-0.78674E-03	-1.5939
σ_{LL}	0.41975E-02	6.6113
σ_{LK}	-0.22387E-02	-3.8889
σ_{KK}	0.36137E-02	5.1408
σ^*	0.32383	7.2049
λ	2.2543	2.5848

対数尤度 648.162, サンプル数 133
Box-Coxパラメータ Z1=0.05, Z2=0.05
 $\sigma^* = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$
 $\lambda = \frac{\sigma_v}{\sigma_u}$

(表7-2) 確率的フロンティア費用関数 (b)
(u と ε は非独立, ε の範囲は有限)

パラメータ	推定値	漸近的t値
A	9.4018	133.65
Bps	0.35042	13.687
Bpv	0.13664	7.7808
Bpl	0.37490	15.166
Bpk	0.13804	7.3858
By1	0.95955	8.7466
By2	0.12868E-01	0.17313
Bpss	0.17683	15.760
Bpvv	0.30223E-02	0.35813
Bp11	0.10449	5.0464
Bpkk	0.93566E-02	0.50661
By11	-0.84845E-01	-1.1216
By22	0.15385E-02	0.20729
Bpsv	-0.26022E-01	-2.8890
Bps1	-0.14352	-16.406
Bpsk	-0.72850E-02	0.67068
Bpys1	0.59962E-02	0.48943
Bpys2	0.43762E-03	0.34817
Bpvl	0.32051E-01	3.4503
Bpvk	-0.90509E-02	-1.2349
Bpyv1	0.94573E-02	1.3113
Bpyv2	0.53880E-03	0.58523
Bplk	0.69793E-02	0.39600
Bpy11	0.21276E-01	2.1673
Bpy12	-0.23928E-02	-1.9139
Bpyk1	-0.36730E-01	-3.9219
Bpyk2	0.14163E-02	1.4319
By12	0.29973E-02	0.54806
σ_v	0.12640	4.2094
σ_{UJ}	0.30253E-01	2.1197
σ_{US}	-0.20982E-02	-1.9802
σ_{UL}	0.19590E-03	0.14982
σ_{UK}	0.16480E-02	1.2648
σ_{SS}	0.94990E-03	3.5251
σ_{SL}	-0.47734E-03	-3.9869
σ_{SK}	0.24264E-03	1.2394
σ_{LL}	0.12811E-02	4.2065
σ_{LK}	-0.68085E-03	-3.6386
σ_{KK}	0.11025E-02	3.2909

対数尤度 653.082, サンプル数 133
Box-Coxパラメータ Z1=0.05, Z2=0.05

(表7-3) 確率的フロンティア費用関数 (c)
(u と ε は非独立, ε の範囲は有限, 相似拡大的)

パラメータ	推定値	漸近的 t 値
A	9.3937	128.91
Bps	0.34267	45.530
Bpv	0.12666	23.369
Bpl	0.41759	36.561
Bpk	0.11308	9.7992
By1	0.96831	8.2527
By2	0.25886E-02	0.43046E-01
Bpss	0.18072	14.507
Bpvv	0.19666E-02	0.26143
Bpl1	0.11243	5.0174
Bpkk	0.31741E-01	1.5246
By11	-0.78616E-01	-1.0780
By22	0.56601E-03	0.95658E-01
Bpsv	-0.28102E-01	-3.3125
Bpsl	-0.14292	-15.944
Bpsk	-0.96969E-02	0.77256
Bpv1	0.39334E-01	4.3819
Bpvk	-0.13199E-01	-1.6899
Bplk	-0.88455E-02	0.51795
By12	0.21562E-02	0.36676
σ_v	0.12810	4.1327
σ_{UU}	0.24760E-01	2.4114
σ_{US}	-0.19121E-02	-2.4423
σ_{UL}	-0.38937E-03	0.33138
σ_{UK}	0.24648E-02	1.7843
σ_{SS}	0.78365E-03	3.5158
σ_{SL}	-0.31968E-03	-2.4410
σ_{SK}	0.29956E-03	1.3488
σ_{LL}	0.12587E-02	4.5045
σ_{LK}	-0.89084E-03	-3.9534
σ_{KK}	0.14120E-02	3.5409

対数尤度 645.815, サンプル数 133
Box-Coxパラメータ Z1=0.05, Z2=0.05

(表7-4) 確率的フロンティア費用関数 (d)
(u と ε は非独立, ε の範囲は有限)

パラメータ	推定値	漸近的 t 値
A	9.4031	131.49
Bps	0.35000	13.141
Bpv	0.13860	7.3417
Bpl	0.37974	14.122
Bpk	0.13167	5.5757
By1	0.95452	8.7485
By2	0.15350E-01	0.20371
Bpss	0.17998	14.535
Bpvv	0.35560E-02	0.42083
Bp11	0.10513	4.6088
Bpkk	0.12056E-01	0.52215
By11	-0.89069E-01	-1.1520
By22	0.17638E-02	0.23434
Bpsv	-0.28200E-01	-2.9607
Bpsl	-0.14510	-16.090
Bpsk	-0.66782E-02	0.55007
Bpsi	0.76801E-02	0.60284
Bpys2	0.32620E-03	0.25453
Bpv1	0.34995E-01	3.6096
Bpvk	-0.10350E-01	-1.2409
Bpyv1	0.10505E-01	1.3276
Bpyv2	0.52339E-03	0.53769
Bp1k	0.49728E-02	0.24087
Bpy11	0.26196E-01	2.5441
Bpy12	-0.24943E-02	-1.8023
Bpyk1	-0.44381E-01	-3.8097
Bpyk2	0.16447E-02	1.3229
By12	0.30989E-02	0.56522
σ_v	0.12676	4.1927
σ_{UU}	0.27030E-01	1.9627
σ_{US}	-0.19351E-02	-1.8835
σ_{UL}	0.37819E-05	0.30322E-02
σ_{UK}	0.17764E-02	1.3187
σ_{SS}	0.88931E-03	3.2055
σ_{SL}	-0.41568E-03	-3.0549
σ_{SK}	0.26426E-03	1.1329
σ_{LL}	0.12658E-02	4.2792
σ_{LK}	-0.77818E-03	-3.6737
σ_{KK}	0.12526E-02	3.1619

対数尤度 661.258, サンプル数 133
Box-Coxパラメータ Z1=0.05, Z2=0.05

推定値はゼロと統計的な有意差はないが、 σ_{us} は 5 % の有意水準でゼロと有意に異なる。それゆえ、 u と ε_s の間には何らかの相関があるものと考えられる。 u と ε_j の非独立性に関するより確かな統計的根拠を得るために仮説検定を行う必要がある。この場合、帰無仮説は「 u と ε_j は独立である ($\sigma_{us} = \sigma_{u1} = \sigma_{uk} = 0$)」であり、対立仮説は「 u と ε_j には何らかの相関がある ($\sigma_{us} \neq 0$ あるいは $\sigma_{u1} \neq 0$ あるいは $\sigma_{uk} \neq 0$)」である。検定方法としては尤度比検定 (likelihood ratio test) やワルド検定 (wald test), ラグランジエ乗数検定 (lagrange multiplier test) などがあるが、ここではより一般的に用いられている尤度比検定を行った（注33）。（表7-5）はその検定結果である。帰無仮説と対立仮説の下での対数尤度 ($\ln L_0$, $\ln L_1$) の値はそれぞれ（表7-1），（表7-2）の値 (648.162, 653.082) を用いている。尤度比統計量 ($2 \cdot (\ln L_1 - \ln L_0)$) は漸近的に制約の数に等しい自由度の χ^2 分布に従うので、これを利用して検定を行うことができる。自由度及び尤度比統計量はそれぞれ 3, 9.840 であり、 χ^2 検定における自由度 3 の 5 % の有意水準 7.81 よりも大きい。それゆえ、「 u と ε_j は独立である ($\sigma_{us} = \sigma_{u1} = \sigma_{uk} = 0$)」という帰無仮説は 5 % の有意水準で棄却される。 u と ε_j の間（特に u と ε_s ）には何らかの相関があり、これらが独立という仮定は統計的に容認することができない。 u や ε_j には統計的に無視できない配分非効率が含まれており、それが両者の間に何らかの相互依存関係を生じさせているものと考えられる。とりわけ、 σ_{us} がゼロと統計的に有意に異なるということは土地の投入に関して配分非効率が生じている可能性が高いことを意味する。

(表7-5) u と ε の独立性の検定

u と ε の 独立性	対数尤度 $2 \cdot (\ln L_1 - \ln L_0)$	自由度 $③ = 2 \cdot (① - ②)$	基準値 (5%)
非独立	① 653.082		
独立	② 648.162	③ 9.840	3 7.81

(注) サンプルの平均値で評価。 ε_j は無限の範囲をとり得る。

(表7-6) 確率的フロンティア費用関数の相似拡大性の検定

相似拡大性	対数尤度 $2 \cdot (\ln L_1 - \ln L_0)$	自由度 $③ = 2 \cdot (① - ②)$	基準値 (1%)
非相似拡大的	① 661.258		
相似拡大的	② 645.815	③ 30.886	6 16.81

(注) サンプルの平均値で評価。

(表7-7) 経済効率性と各投入要素の経済非効率性

	平均値	標準誤差	最小値	最大値
経済効率性	0.80173	0.11103	0.43209	0.96394
土地経済非効率性	0.06317	0.05994	-0.23075	0.22556
経常経済非効率性	0.02525	0.04516	-0.07781	0.22535
労働経済非効率性	0.07766	0.08871	-0.21643	0.49119
資本経済非効率性	0.03219	0.06399	-0.07614	0.19863

経済効率性=フロンティアのコスト/実際のコスト

各要素の経済非効率性= (当該要素の実際のコスト - フロンティアにおける当該要素のコスト) / 全要素の実際のコスト

7 - 4 - 3. ε_j のとり得る値の範囲の有限性

ε_j のとり得る値の範囲の無限性については適切な検定方法が見つからなかったため、その有限性について信頼できる統計的根拠を得ることはできない。それゆえ、ここでは (u と ε_j の相関及び産出の変化に関する非相似拡大性を許容している点では共通しているが) ε_j のとり得る値の範囲については無限性を仮定した (表 7-2) と有限性 ($-S_j(Y, P) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_j(Y, P)$) を仮定した (表 7-4) の推定値と対数尤度関数の値を比較するに止める。推定値の符号は同一であり、値そのものも大きな違いは見られない。しかし、対数尤度関数の値は有限性を仮定した (表 7-4) の方が大きい。当該サンプル・データに関する限り、 ε_j のとり得る値の範囲について有限性を仮定した確率分布の方が当該サンプル・データが実現しやすいという意味で適切であることを示している。

7 - 4 - 4. 産出の変化に関する非相似拡大性

産出の変化に関する相似拡大性の仮説検定は u と ε_j の独立性の場合と同じように、尤度比検定によって行うことができる。帰無仮説は「確率的フロンティア費用関数は産出の変化に関して相似拡大的である ($B_{py_{ih}} = 0$ ($i=s, v, l, k$; $h=1, 2$))」であり、対立仮説は「産出の変化に関して非相似拡大的である ($B_{py_{ih}} \neq 0$)」である。(表 7-6) はその検定結果である。帰無仮説及び対立仮説の下での対数尤度関数の値はそれぞれ(表 7-3), (表 7-4) の値 (645.815, 661.258) を用いている。自由度は 6 であり、尤度比統計量の値は 30.886 である。これは χ^2 検定における自由度 6 の有意水準 1 % の値 16.81 よりも大きく、「確率的フロンティア費用関数は産出の変化に関して相似拡大的である ($B_{py_{ih}} = 0$ ($i=s, v, l, k$; $h=1, 2$))」という帰無仮説は 1 % の有意水準で棄却される。したがって、 ε_j は配分非効率の効

果のみを示すという仮定は統計的に容認できることになる。 ε_j は配分非効率の効果だけでなく、産出の変化によるコストシェア変化の効果をも含んでいる可能性が高い。

以上の結果から、当該サンプル・データに適切な確率的フロンティア費用関数は u と ε_j の相関及び産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 ε_j のとり得る値の範囲の有限性を仮定した（表7-4）であると判断される。それゆえ、経済効率性の推計には（表7-4）の推定結果を用いる。

7-4-5. 経済効率性と各生産要素についての経済非効率性

（表7-7）は（表7-4）の確率的フロンティア費用関数の推定結果を用いて推計した個々の農家についての経済効率性指標の値と各生産要素についての経済非効率性指標の値である。経済効率性指標の値は（7-6）式から導出したものであり、実際に観察されるコストに対してフロンティアのコスト（実行可能な最善技術の下での最小費用）がどれだけの割合であるかを示している。この値が1に近いほど経済効率的であることを意味する。経済非効率が主としてどの生産要素から生じているかを見るために、経済効率性指標をそれぞれの生産要素に分解し、各生産要素についての経済非効率性指標の値を推計した。各生産要素についての経済非効率性指標の値は次の式から求めたものであり、実際に観察されるコストに対して当該要素の実際の投入量と最適投入量との乖離のコストがどれだけの割合であるかを示している。

$$IE_i = \frac{p_i \cdot x_i - p_{f_i} \cdot x_{fi}}{\sum_j p_j \cdot x_j}, \quad TIE = 1 - \sum_i IE_i \quad (7-10)$$

ただし、 IE_i ：各生産要素についての経済非効率性指標、

TIE ：経済効率性指標（（7-6）式）、

p_i ：生産要素価格、

x_{fi} ：フロンティアにおける最適投入量、

x_i : 実際の投入量

($i=s, v, l, k$)

である。

$\sum_i p_i \cdot x_i > \sum_i p_i \cdot x_{ji}$ より、ある要素の実際のコスト ($p_i \cdot x_i$) がその最適コス

ト ($p_i \cdot x_{ji}$) よりも少ないケース ($p_i \cdot x_i < p_i \cdot x_{ji}$) は有り得るが、すべての要素について $p_i \cdot x_i$ が $p_i \cdot x_{ji}$ よりも小さくなることはない。ある要素の $p_i \cdot x_i$ が $p_i \cdot x_{ji}$ よりも小さい場合には、必ず、他の要素の中で $p_i \cdot x_i$ が $p_i \cdot x_{ji}$ を上回っているものが存在する（ただし、 $i \neq j$ ）。

経済効率性指標の値は平均して約80%であり、実際のコストはフロンティアのコストよりも約20%ほど多い。この水準は実際に観察される経常財のコストシェアや資本財サービスのコストシェアの平均値（それぞれ、12.9%，13.0%）よりも大きく、経済効率性の改善によって経常財や資本財サービスのコストよりも大きな費用の節約が潜在的に可能であることを示している。経済効率性が実際のコストに与える影響は軽視できないものであると判断される。

各生産要素の経済非効率性指標の値を見ると、最も高い経済非効率性を示しているのは労働であり、以下、土地、資本サービス、経常財の順である。労働及び土地をいかに効率的に使用するかが経済効率性を向上させるための最大のポイントであることがわかる。

7 - 4 - 6. 経済効率性が反映している要因

第3章で述べたように、一般に、経済効率性は実際の生産者は観察している（コントロールできる）が数量的に捉えにくく、多くの場合、モデルの中に説明変数として明示的に取り上げられない要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の影響を反映していると考えられる。これら要因のうち、いかなる要因の影響が実際の標本農家の経済効率性に反映されているかを明らか

にするために、（表7-7）で推計した各生産要素についての経済非効率性指標を従属変数とする回帰分析を行った。経済効率性指標そのものを従属変数としないで各生産要素についての経済非効率性指標を従属変数としたのは、これら要因の影響が各生産要素の経済非効率性にどのように反映されており、生産要素によっていかなる違いが見られるかを明らかにしたいためである。全要素の経済非効率性指標（1－経済効率性）に関するパラメータは各生産要素の経済非効率性指標に関するパラメータの総和として求めることができる。推定式は次の通りである。

$$IE_i = \alpha + \sum_j \beta_{ij} \cdot EF_{ij} \quad (7-11)$$

ただし、 IE_i ：各生産要素の経済非効率性指標 ($i=s,v,l,k$) ,
 EF_{ij} ：各生産要素の経済非効率性が反映している要因 ($j=1,\dots,m$) ,
 であり、全要素の経済非効率性指標 ($\sum_i IE_i$) に関するパラメータは $\sum_i \beta_{ij}$ となる。

各生産要素の経済非効率性が反映している要因 (EF_{ij}) として次のものを取り上げた。労働の質の規定要因である情報的資源に関わるものとしては①農業主の教育年数（年）, ②農業主の稲作経験年数（年）, ③技術普及員訪問時間比率（技術普及員訪問時間/総労働投入時間（%））, ④農業関連情報取得チャネルダミー（主として技術普及員から取得 = 1, それ以外 = 0）, ⑤農業関連情報取得チャネルダミー（主として先進的農家から取得 = 1, それ以外 = 0）, ⑥農業関連機関（政府関係機関, 協同組合関係機関）への加入ダミー（加入している = 1, 加入していない = 0）, ⑦農業経営・技術研修会等への参加ダミー（参加の経験有り = 1, 参加の経験なし = 0）, ⑧小作経験年数（年）, ⑨高収量（近代）品種採用経験年数（年）を説明変数として用いた。（他の条件を一定とすれば）経営・技術経験を示す②, ⑧, ⑨が多い農家ほど経営管理や生産技術に関する知識・ノウハウを豊富に有していると考えられる。③が大きく、農業関連機関

や農業経営・技術研修会等へ積極的に参加し（⑥，⑦）、農業関連情報を主として技術普及員や先進的農家から得ている（④，⑤）農家ほどより新しい経営管理及び生産技術情報を多くの機会に多く恵まれるだろう。①が多い農家ほどこうした情報を正確かつ適時に蓄積・取得できると期待される。

情報的資源以外の生産要素の質に関わる要因としては⑩自作地ダミー（自作地のみ = 1， 小作地有り = 0），⑪IR54及びIR56高収量（近代）品種採用ダミー（IR54及びIR56を採用 = 1， それ以外の高収量（近代）品種を採用 = 0），⑫IR64及びIR66高収量（近代）品種採用ダミー（IR64及びIR66を採用 = 1， それ以外の高収量（近代）品種を採用 = 0），⑬耕耘機（歩行型トラクター）所有ダミー（所有 = 1， 未所有 = 0），⑭除草機所有ダミー（所有 = 1， 未所有 = 0），⑮脱穀機所有ダミー（所有 = 1， 未所有 = 0），⑯資本財購入年次指數（減価償却費及び歩行型トラクターレンタル料の資産形態別構成割合をウエイトとした各資産購入年次の加重平均）を取り上げた。農地の質を規定する要因としては地力の程度や農地の集積具合，水利及び土地改良施設の付設状態などを挙げることができる。高い地力を有し、集積具合が良好で水利及び土地改良施設が整備されている農地ほど生産要素としての質が高いと考えられる。もし、これらの要因が自作地と小作地で異なるならば、土地の経済非効率性にも違いが見られるだろう（⑩）。高収量（近代）品種は経常財（肥料，除草剤，殺虫剤）の利用と密接に関係している。高収量（近代）品種が異なれば、経常財の経済非効率性も異なる可能性が高い（⑪，⑫）。実際の資本財（機械・設備）サービスは資産形態別サービスの集計量として捉えられる。農家の保有する資産形態が異なれば、その資本財サービスは質的に異なると考えられる（⑬，⑭，⑮）。第3章で述べたように、資本財の質は主としてそのヴィンテージ（Vintage：製造日）に規定される。ヴィンテージの新しい資本財にはより優れた新しい技術が体化されており、（他の条件を一定とすれば）年齢構成の新しい資本財を用いた生産ほど経済効率的で

ある（⑯）。

個別経営構成員（経営主、経営主以外の家族労働、雇用労働）の努力水準に関する要因としては⑰家族労働投入時間割合（家族労働投入時間/総労働投入時間（%））を取り上げた。一般に、家族労働は雇用労働や交換労働に比べて具体的な作業についてのより正確な情報を事前に受け取ることが可能である。それゆえ、その作業内容の解釈（努力位置）は経営主の意図する内容に近く、雇用労働や交換労働の努力位置よりも高い水準にあると考えられる（注34）。（他の条件を一定とすれば）家族労働の投入割合が多い農家ほど技術効率的であると期待される。しかし、家族労働の自己労賃評価は市場賃金と異なる可能性があり、家族労働の投入割合が大きい農家ほど労働全体の自己労賃評価と市場労賃との乖離が大きくなる危険をはらんでいる。そのため、配分効率性に関しては家族労働の投入割合が大きい農家ほど非効率になる可能性が高い。もし、家族労働の努力位置の高さによる技術効率性の向上が自己労賃評価と市場労賃との乖離による配分非効率よりも大きければ、家族労働投入割合の増加によって労働の経済効率性は増大するだろう。しかし、そうでない場合には逆に労働の経済効率性は減少してしまうと考えられる。

さらに、取引費用に関わる要因として⑮地主との関係ダミー（血縁関係 = 1、それ以外 = 0）、⑯小作契約期間設定ダミー（小作契約期間を明確に設定している = 1、明確には設定していない = 0）を説明変数として用いている（注35）。小作契約時に決定される土地利用に関する様々な取り決めは全小作契約期間内では有効であり、小作契約時以降の経済的な諸変数の変化に対して固定的である場合が多い。もし、地主と小作農家との間にいかなるつながり（血縁・知人・友人関係）もない場合には、経済的な諸変数の変化に応じた小作契約の変更に際して意識的な駆け引き行動や意図的な情報操作が行われやすく、時間的なコスト（取引費用）がより多くかかる可能性が高い。小作契約期間が明確に設定されていない

場合にも小作契約時の取り決めの有効期間をめぐって意識的な駆け引き行動や情報操作が行われやすく、経済的な諸変数の変化に応じた小作契約の変更により多くの時間的コスト（取引費用）がかかるだろう。（他の条件を一定とすれば）地主との間に何らかのつながりがあり、期間が明確に設定された小作契約を結んでいる農家の方がそうでない農家よりも経済的な諸変数の変化に応じた小作契約の変更に要する時間的コスト（取引費用）が小さく、土地の利用は経済効率的であると考えられる。

（表7-8）は各生産要素についての経済非効率性指標を従属変数とし、上述した要因を説明変数とした（7-11）式の推定結果である。パラメータの符号が負（正）であれば、その要因の増加によって当該要素の経済非効率性が減少（増加）することを意味する。推定は反復ゼルナー法を用いて行った。

7-4-6-1. 土地経済非効率性

パラメータの推定値が負で統計的にゼロと有意に異なるのは農業主の教育年数（有意水準10%），農業主の稲作経験年数（有意水準10%），小作契約期間設定ダミー（有意水準1%）であり、農業主の教育年数や稲作経験年数が多く、小作契約期間が明確に設定されている農家ほど土地の投入は経済効率的である。稲作経験年数が多い農家ほど土地の効率的投入についての知識及びノウハウなどの「情報的資源」をより多く有し、教育年数が多い農家ほどこうした情報を正確かつ適時に蓄積・取得できること、そして小作契約期間が明確に設定されている農家ほど経済的な諸変数の変化に応じた小作契約の変更に要する時間的コスト（取引費用）が小さく、土地の投入は経済効率的であることを示している。

これに対して、農業関連機関（政府関係機関、協同組合関係機関）への加入ダミー、農業経営・技術研修会等への参加ダミーのパラメータは正で有意な値を示している（有意水準はそれぞれ、5, 10%である）。農業関連機関に加入し、農業経営・技術研修会等へ積極的に参加している農家はそうでない農家よりも土

(表7-8) 経済(非)効率性反映要因

従属変数及び説明変数	推定値	漸近的t値
従属変数：土地経済非効率性指標		
説明変数：		
定数項	0.93721E-01	4.8687
農業主教育年数(年)	-0.15361E-01	-1.7118
農業主稻作経験年数(年)	-0.20302E-01	-1.9026
技術普及員訪問時間(時間/総労時)	0.32988E-02	1.3801
情報源ダミー(技術普及員)	-0.10534E-01	-0.91917
情報源ダミー(先進的農家)	-0.33906E-01	-1.5948
農業関連機関への加入ダミー	0.24916E-01	2.2725
研修会等への参加ダミー	0.22567E-01	1.7049
小作経験年数(年)	-0.70408E-02	-1.0325
自作農家ダミー	-0.16203E-01	-0.83653
地主との関係ダミー(血縁関係)	-0.10454E-01	-0.87040
小作契約期間設定ダミー	-0.52326E-01	-3.2489
自由度修正済み決定係数 =		0.1473
従属変数：経常財経済非効率性指標		
説明変数：		
定数項	0.46261E-01	5.1189
情報源ダミー(技術普及員)	-0.13992E-01	-1.7202
情報源ダミー(先進的農家)	-0.23427E-01	-1.4343
高収量品種採用経験年数(年)	-0.10268E-01	-1.6911
除草機所有ダミー	-0.15234E-01	-2.0223
非農業所得/農業所得	0.30353E-02	2.7171
高収量品種ダミー(IR54, IR56)	-0.88683E-02	-0.46425
高収量品種ダミー(IR64, IR66)	0.15146E-01	1.8767
自作農家ダミー	-0.16785E-01	-1.3457
自由度修正済み決定係数 =		0.17968
従属変数：労働経済非効率性指標		
説明変数：		
定数項	0.56346E-01	2.2364
農業主教育年数(年)	-0.17439E-01	-1.3879
農業主稻作経験年数(年)	0.26588E-01	1.8612
技術普及員訪問時間(時間/総労時)	-0.85877E-02	-2.5338
情報源ダミー(技術普及員)	0.24480E-01	1.5342
情報源ダミー(先進的農家)	-0.31919E-01	-1.0345
研修会等への参加ダミー	-0.41212E-01	-2.2478
歩行型トラクター所有ダミー	0.35548E-01	2.3442
自家労働割合(自時/総労時)	0.10353E-01	1.1919
自由度修正済み決定係数 =		0.20147
従属変数：資本財サービス経済非効率性指標		
説明変数：		
定数項	0.69781E-01	4.5573
農業主稻作経験年数(年)	-0.46717E-01	-4.8857
情報源ダミー(技術普及員)	0.24720E-01	2.3628

情報源ダミー（先進的農家）	0.13071E-01	0.63672
農業関連機関への加入ダミー	-0.12481E-01	-1.1688
研修会等への参加ダミー	-0.88001E-02	-0.73068
歩行型トラクター所有ダミー	-0.36456E-01	-3.3727
除草機所有ダミー	0.33017E-01	3.2345
脱穀機所有ダミー	0.86836E-01	4.1626
資本購入年次指標	-0.11533E-02	-0.38419
	自由度修正済み決定係数 =	0.31514
全要素経済非効率性指標 (= 1 - 経済効率性)		
農業主教育年数(年)	-0.32800E-01	-2.3955
農業主稲作経験年数(年)	-0.40431E-01	-2.3145
技術普及員訪問時間(時間/総労時)	-0.52889E-02	-1.4453
情報源ダミー（技術普及員）	0.24674E-01	1.1659
情報源ダミー（先進的農家）	-0.76180E-01	-1.8571
農業関連機関への加入ダミー	0.12435E-01	0.88198
研修会等への参加ダミー	-0.27445E-01	-1.2406
自作農家ダミー	-0.32987E-01	-1.4817
除草機所有ダミー	0.17783E-01	1.4143
歩行型トラクター所有ダミー	-0.90774E-03	-0.51233E-01

- (注) 1) 各要素の経済非効率性指標 = (当該要素の実際のコスト - フロンティアにおける当該要素のコスト) / 全要素の実際のコスト
- 2) ダミー変数以外の各説明変数は平均値で除して基準化している。

地の投入の経済非効率性が高いことを示しており、期待された結果と異なる。ただし、これはあくまでも静態的なある一時点での評価である。こうした農家は新しい経営管理及び生産技術情報を得る機会に多く恵まれていることを反映して、その土地投入の最適化を経営規模の拡大を見込んだより長期的な生産計画の下で行う可能性がある。この場合、考慮される地代は全小作契約期間にわたる期待地代であり、ある一時点における地代の水準と必ずしも一致しない。そのため、ある一時点で評価した場合は容易に経済非効率が生じることになる。こうした農家のある一時点における土地投入に関する経済非効率は経営規模の拡大を見込んだより長期的な生産計画の下での最適化によるものである可能性が高い。

7 - 4 - 6 - 2. 経常財経済非効率性

経常財経済非効率性指標については技術普及員情報源ダミー、高収量（近代）品種採用経験年数、除草機所有ダミーのパラメータが負で有意な値を示している（有意水準はそれぞれ、10%，10%，5%である）。主として技術普及員から農業関連情報を入手して早くから高収量（近代）品種を採用し、除草機を所有している農家ほど経常財（肥料、除草剤、殺虫剤）の投入は経済効率的である。前述のように、ラグナ州では水稻近代品種が普及する以前から農業改良普及事業が重点的に進められ、当該地域の稻作農家は近代的投入財（経常財）の投入に関して先進的であった。そのため、水稻近代品種はその導入後に著しい早さで普及した。早くからの農業改良普及活動や経常財の投入に関する豊富な技術経験が農家の新しい技術機会への適用能力（情報的資源）の形成（蓄積）に大きく貢献したためと考えられる。こうした実績に裏づけられた技術普及員の農業関連情報は経常財の経済効率的な投入を促進する効果のあることを示している。また、高収量（近代）品種の採用経験年数は経常財の投入に関する生産・技術経験を反映しており、経験年数が多い農家ほど経常財の経済効率的な投入に関する知識やノウハウ（情報的資源）を豊富に有していることを示している。除草機の所有につい

ては除草機は除草剤と代替的な関係にあり、除草機を所有している農家ほどより少ない除草剤のコストで除草機を所有していない農家と同じ生産が可能であることを示していると解釈できる。

一方、非農業所得の農業所得に対する比率やIR64及びIR66高収量（近代）品種採用ダミーのパラメータは正で有意である（有意水準はそれぞれ、1%，10%である）。非農業所得が農業所得に比べて多く、導入されて間もない近代品種を採用している農家ほど経常財の経済非効率性は高い。非農業所得の農業所得に対する比率の大きさは農業労働に対する非農業部門における労働の大きさを反映している。この比率が大きいほど、非農業部門での労働が相対的に多いことを表しており、その労働時間を確保するためには農業労働の増大を抑えなければならぬ。とりわけ、水稻近代品種の導入以降急速に増大した肥培管理（除草・殺虫）作業を除草剤や殺虫剤の増投によって代替する必要がある。その結果、必要（最適投入量）以上の投入が行われやすいことを示している。また、導入して間もない高収量（近代）品種（IR64及びIR66）についてはそれに適した肥培管理方法が確立しておらず、経常財の投入は経済非効率的になる可能性が高いことを示していると考えられる。

7-4-6-3. 労働経済非効率性

労働の経済非効率性指標にマイナスの効果を与え、パラメータが有意な値を示しているのは技術普及員訪問時間比率（技術普及員訪問時間/総労働投入時間）、農業経営・技術研修会等への参加ダミーである（有意水準は両者とも5%である）。総労働投入時間に対する技術普及員訪問時間の比率が高く、農業経営・技術研修会等へ積極的に参加している農家ほど労働の投入は経済効率的である。技術普及員の訪問活動や農業経営・技術研修会等で得られる経営・生産技術に関する情報（知識・ノウハウ）は、経済効率的な労働の投入を実現するのに有益であることを示している。

しかしながら、農業主の稻作経験年数と耕耘機（歩行型トラクター）の所有ダミーのパラメータは正で有意な値を示している（有意水準はそれぞれ、10%，5%である）。農業主の稻作経験が豊富で耕耘機（歩行型トラクター）を所有している農家ほど労働の経済非効率性は高い。前述のように、稻作経験が豊富であるほどより多くの情報的資源を有していると考えられる。しかし、一般に、農業主と農業主以外の家族労働、交換労働、雇用労働の稻作経験は異なり、保有する（体化された）情報的資源も異なっているだろう。稻作経験が豊富な農業主はそれだけ多くの情報的資源を有していると考えられるが、その一方で、農業主以外の労働が保有する情報的資源との間に格差が生じる可能性がある。こうした格差は農業主自身の自己労賃評価（労働の限界価値生産力）と市場賃金との間に乖離を生じさせる原因となる。乖離が大きければ大きいほど農業主による労働全体の労賃評価と市場賃金との食い違いも大きなものとなる。その結果、労働の投入について経済非効率が生じることになると考えられる。こうした自己労賃評価と市場賃金との乖離は家族労働と雇用労働の間にも容易に生じ得る。当該地域では耕耘機（歩行型トラクター）を所有している農家の耕地・整地作業は普通、家族労働力（経営主）と日雇い賃金労働者によって行われる。一方、耕耘機を所有していない大部分の農家はオペレーター付きの賃耕に依存する。耕耘機所有による労働投入の経済非効率性の増加は耕耘機所有農家の耕地・整地作業における自家労賃（自家労働の限界価値生産力）評価がオペレーターの賃金とかなり異なることを示していると考えられる（注36）。

7-4-6-4. 資本財サービス経済非効率性

農業主の稻作経験年数と耕耘機（歩行型トラクター）所有ダミーのパラメータは資本財サービスの経済非効率性指標にマイナスの影響を与え、有意な値を示している（有意水準はいずれも1%である）。稻作経験が豊富で耕耘機を所有している農家ほど資本財サービスの投入は経済効率的である。稻作経験年数が多い農

家ほど、資本財の効率的使用についての情報及びノウハウなどの「情報的資源」をより多く有していることを示している。上述のように、耕耘機を所有していない大部分の農家は耕地・整地作業をオペレーター付きの賃耕に依存する。この場合、耕耘機からそのサービスを引き出すのは雇用されたオペレータであり、農業主ないし家族労働ではない。オペレータは耕耘機の操作について豊富な知識や技能を持っているが、経営全体からみた（費用を最小にする）最適な投入に関する情報は農業主や家族労働に比べて乏しい。そのため、耕耘機からどれだけのサービスを引き出すかについて独自に解釈しなければならない部分が少なからず存在する。耕耘機の未所有による資本財サービスの経済非効率の発生はオペレータの有する資本財サービスの最適な投入に関する情報が農業主や家族労働の有する情報に比べて少ないことを示していると考えられる。

資本財サービスの経済非効率性指標にプラスの影響を与える、パラメータが有意な値を示しているのは技術普及員情報源ダミー、除草機所有ダミー、脱穀機所有ダミーである（有意水準はそれぞれ、5%，1%，1%，1%である）。農業関連情報を主として技術普及員から取得し、除草機や脱穀機を所有している農家ほど資本財サービスの経済非効率性は高い。技術普及員を通じて新しい経営管理及び生産技術情報を得ている農家は、将来の収益増大のために、より新しい資本財に積極的に投資する可能性がある。それを現時点で評価した場合には過剰と見なされるが、将来にわたって評価した場合には最適な投入水準に近くなるだろう。また、多くの農家は除草及び脱穀・収穫の作業を慣行的雇用労働（ガマ）に依存している。除草機や脱穀機の所有はこうした慣行的雇用労働を除草機や脱穀機で代替することになるが、こうした代替は除草機や脱穀機を所有しない農家に比べて資本財サービスのコストを上昇させることを示している。

7-4-6-5. 全要素経済非効率性

生産要素全体の経済非効率性指標（=1-経済効率性）は各生産要素の経済非

効率性指標を合計したものに等しい。それゆえ、各生産要素の経済非効率性指標について共通に取り上げた要因（共通要因）はそのパラメータ推定値を合計することによって生産要素全体の経済非効率性指標を従属変数とし、それら共通要因を説明変数とした場合のパラメータ推定値を得ることができる。上述のように、ある生産要素の経済非効率性指標にマイナスの影響を及ぼす共通要因は他の要素の経済非効率性指標に同様の影響を及ぼすとは限らない。生産要素によっては正反対の影響を与えることがあり得る。生産要素全体から見れば、各生産要素の経済非効率性指標について正反対の影響は相殺され、そうした共通要因は生産要素全体の経済非効率性指標にほとんど影響を与えないことになる。そのため、経済非効率性指標に対する共通要因の影響は各生産要素だけでなく、全生産要素についても検討しなければならない（注37）。パラメータが有意な値を示しているのは農業主の教育年数、農業主の稻作経験年数、先進的農家情報源ダミーである（有意水準はそれぞれ、5%，5%，10%である）。これら共通要因のパラメータ推定値はすべて負であり、農業主の教育年数や稻作経験年数が多く、主として先進的農家から農業関連情報を得ている農家ほど要素全体の経済非効率性は低く、経済効率的であることを示している。いずれも情報的資源に関わる要因であり、当該標本農家の経済効率性にとってこうした情報的資源に関わる要因は重要な役割を果たしていることがわかる。

(表7-9) x 費用関数推定結果(経済効率性費用非中立的)

パラメータ	漸近的		パラメータ	漸近的	
	推定値	t 値		推定値	t 値
A	9.6151	564.90	Bu	-1.6314	-10.666
Bps	0.35325	30.398	Buu	-2.1693	-6.4283
Bpv	0.14022	15.173	Bpsu	0.23085	2.2499
Bpl	0.37269	26.033	Bpvu	-0.90933E-01	-1.1404
Bpk	0.13384	10.750	Bplu	0.27350E-01	0.22220
By1	0.97782	53.814	Bpku	-0.16726	-1.5505
By2	0.26471E-01	2.0500	By1u	-0.12425	0.60036
Bpss	0.16638	28.402	By2u	-0.62647E-01	0.51186
Bpsv	-0.28587E-01	-6.8072	Bpssu	0.40782E-01	1.0754
Bpsl	-0.12553	-18.480	Bpsvu	-0.18076E-01	0.64256
Bpsk	-0.12264E-01	-2.2262	Bpslu	0.75791E-01	1.6609
Bpys1	-0.31272E-02	-1.2188	Bpsku	-0.98497E-01	-2.5515
Bpys2	0.70351E-03	1.1454	Bpys1u	-0.77487E-01	-1.9946
Bpvv	0.26799E-02	0.54741	Bpys2u	0.71665E-02	1.3282
Bpv1	0.31588E-01	5.3351	Bpvu	0.48580E-02	0.13481
Bpvk	-0.56808E-02	-1.1135	Bpvlu	0.57883E-01	1.2444
Bpyv1	0.91925E-02	4.5329	Bpyku	-0.44665E-01	-1.2221
Bpyv2	0.57279E-03	1.1883	Bpyvlu	0.74274E-02	0.24871
Bp11	0.87172E-01	6.2195	Bpyv2u	-0.16993E-02	0.40562
Bp1k	0.67657E-02	0.70375	Bp11u	-0.22969	-2.2896
Bpy11	0.29205E-01	9.6045	Bp1ku	0.96018E-01	1.4020
Bpy12	-0.24015E-02	-3.2068	Bpy11u	0.11012	2.3135
Bpkk	0.11179E-01	1.2602	Bpy12u	-0.18886E-02	0.28692
Bpyk1	-0.35270E-01	-12.798	Bpkku	0.47143E-01	0.71317
Bpyk2	0.11252E-02	1.7182	Bpyk1u	-0.40065E-01	0.94285
By11	0.81725E-01	43.455	Bpyk2u	-0.35786E-02	0.62338
By22	0.28735E-02	2.2359	By11u	0.37772	3.2043
By12	0.15500E-02	1.6567	By22u	-0.66955E-02	0.55116
			By12u	-0.13770E-01	-1.3489

対数尤度 860.726, サンプル数 134 Box-Coxパラメータ Zq=0.05
 自由度修正済み決定係数 費用関数 0.99562 土地シェア 0.79282
 労働シェア 0.68322 資本シェア 0.62408

7 - 4 - 7. x 費用関数

(表7-9) は (表7-7) の経済効率性 ((7-6) 式) を固定要素変数とした x 費用関数 ((7-7) 式) の推定結果である。少なくともサンプルの平均値において可変費用関数に要請される理論的条件のうち、推定以前に仮定されていない条件（要素価格に関して非減少かつ凹、固定要素に関して非増加かつ凸）を満たしている（注38）。それゆえ、当該標本農家の経済効率性と技術的経済性を統一的に分析するのに適切と判断される。

7 - 4 - 8. 経済効率性の費用非中立性

まず、経済効率性 (x_u) は費用中立的であるかどうかについて検討する。そのため、経済効率性 (x_u) が費用中立的であるということを次のように定義する。すなわち、x 費用関数が

$$C_x(Y, P, x_u) = A(Y, x_u) \cdot C_x^*(Y, P, x_u) \quad (7-8)$$

と表せる場合、経済効率性 (x_u) は費用中立的である（注39）。ただし、 $C_x^*(Y, P)$ は要素価格ベクトル P の一次同次関数である。経済効率性 (x_u) が費用中立的であることは任意の二つの要素の（費用を最小にする）最適投入比率や最適コストシェア比率、そしてすべての最適コストシェアが経済効率性 (x_u) によって変化しないことと同値である（詳細は（補論7-4）にて述べる）。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} C_x(Y, P, x_u) &= A(Y, x_u) \cdot C_x^*(Y, P, x_u) \\ \frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{x_i(Y, P, x_u)}{x_j(Y, P, x_u)} \right] &= \frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{S_i(Y, P, x_u)}{S_j(Y, P, x_u)} \right] = 0 \\ \text{すべての } i \text{ について } \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (7-9)$$

(表7-10) x費用関数推定結果
(経済効率性費用中立的)

パラメータ	推定値	漸近的t値
A	9.6181	561.45
Bu	-1.8046	-14.633
Buu	-1.8122	-5.6583
Bps	0.35820	29.451
Bpl	0.37027	24.666
Bpk	0.13312	10.223
By1	0.97526	52.894
By1u	-0.41810E-01	0.20410
By2	0.28735E-01	2.1825
By2u	-0.42013E-01	0.34236
Bpss	0.16824	27.369
Bp11	0.96319E-01	6.7169
Bpkk	0.99059E-02	1.0773
By11	0.81233E-01	42.168
By11u	0.36991	3.3022
By22	0.30552E-02	2.3304
By22u	-0.39582E-02	0.32745
Bps1	-0.13320	-19.103
Bpsk	-0.90532E-02	-1.5726
Bplk	0.52627E-02	0.52769
Bphys1	-0.18603E-02	0.68344
Bphys2	0.10164E-02	1.5848
Bpy11	0.28772E-01	8.9866
Bpy12	-0.26238E-02	-3.3563
Bpyk1	-0.35377E-01	-12.119
Bpyk2	0.10938E-02	1.6010
By12	0.14794E-02	1.5600
By12u	-0.15007E-01	-1.4539
Bpv	0.13841	15.058
Bpyv1	0.84649E-02	4.1830
Bpyv2	0.51363E-03	1.0760
Bpsv	-0.25980E-01	-6.1696
Bpv1	0.31621E-01	5.2749
Bpvk	-0.61154E-02	-1.2065
Bpvv	0.47527E-03	0.98790E-01

対数尤度 839.454, サンプル数 134

Box-Coxパラメータ Zq=0.05

自由度修正済み決定係数 費用関数 0.99533

土地シェア 0.76343

労働シェア 0.64371

資本シェア 0.57601

が成り立つ。ただし、 $x_i(Y, P, x_u)$ は第 i 要素の最適要素需要であり、

$S_i(Y, P, x_u)$ は最適コストシェアである。

(表 7-9)、(表 7-10) はそれぞれ、経済効率性が費用非中立的、費用中立的である場合の x 費用関数の推定結果である（注40）。両者を比較すると、定数項、要素価格、産出量に関するパラメータ ($A, B_{pi}, B_{pij}, B_{pyih}, B_{yh}, B_{yhm}; i, j = s, v, l, k; h, m = 1, 2$) の推定値に大きな違いは見られないが、経済効率性 (x_u) に関するパラメータ ($B_u, B_{uu}, B_{piu}, B_{piju}, B_{yhu}, B_{yhm}, B_{pyihu}; i, j = s, v, l, k; h, m = 1, 2$) の推定値は大きく異なっている。 x_u に関するパラメータ推定値の符号は変わらないが、絶対値で見た場合、 B_{uu}, B_{yhu}, B_{yhm} の推定値は費用中立性を仮定しない（表 7-9）の方が仮定した（表 7-10）よりも大きく、 B_u, B_{pyihu} の推定値は小さい。経済効率性費用中立の仮定はこれらパラメータの推定値にバイアスをもたらすことがわかる。こうしたバイアスが統計的に容認されるかどうかは経済効率性費用中立性の仮定が容認される（仮説検定において棄却されない）か否かにかかっている。そのため、経済効率性 (x_u) が費用中立的であるかどうかについて尤度比検定を行った。この場合、帰無仮説は「 x_u は費用中立的である ($B_{piu} = B_{piju} = B_{pyihu} = 0; i, j = s, v, l, k; h = 1, 2$)」であり、対立仮説は「 x_u は費用非中立的である ($B_{piu} \neq 0$ あるいは $B_{piju} \neq 0$ あるいは $B_{pyihu} \neq 0; i, j = s, v, l, k; h = 1, 2$)」である。（表 7-11）はその検定結果であり、帰無仮説と対立仮説の下での対数尤度 ($\ln L_0, \ln L_1$) の値はそれぞれ（表 7-10）、（表 7-9）の値 (839.454, 860.726) を用いている。尤度比統計量の値は 42.544 であり、 χ^2 検定における自由度 15 の 1 % の有意水準 7.81 よりも大きい。それゆえ、「 x_u は費用中立的である」という帰無仮説は 1 % の有意水準で棄却される。（費用を最小にする）最適要素投入比率は経済効率性によって変化しないという経済効率性費用中立の仮定は統計的に容認できない。経済効率性の変化は最適要素投入比率を変化させ、生産要素の最適費用構成（コストシェア）に偏りをもたらす可能性が高い。

(表7-11) 経済効率性費用中立性の検定

効率性格差	対数尤度	$2 \cdot (\ln L_1 - \ln L_0)$	自由度	基準値 (1%)
		$\textcircled{3} = 2 \cdot (\textcircled{1} - \textcircled{2})$		
非中立的	① 860.726			
中立的	② 839.454	③ 42.544	15	30.6

注) サンプルの平均値で評価。

(表7-12) 経済効率性のシャドウプライス

産出ベクトル (稲作, 他作目)	経済効率性	推定値	漸近的 t 値
(平均値, 平均値)	平均	305.03	10.240
	最大	209.26	18.269
(平均値, 0)	平均	336.01	24.860
	最大	223.59	25.061
(平均値-最小値, 0)	平均	281.69	25.151
	最大	185.97	25.413
(最小値, 平均値)	平均	39.594	2.6426
	最大	37.126	5.5520

注) 単位 : ペソ。

経済効率性 : 平均 $x_u = 80.17$, 最大 $x_u = 100.00$

7 - 4 - 9 . 偏向的経済効率性進歩

経済効率性の改善が（経済効率性を所与とした）生産要素の最適コストシェアにいかなる偏りをもたらすか捉るために、技術進歩と類似の形で経済効率性の改善によるコストの低下 $\frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial x_u} < 0$ を経済効率性進歩と定義し、最適コストシェアの変化を伴った経済効率性進歩を偏向的経済効率性進歩と定義する。すなわち、 $\frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} \neq 0$ あるいは $\frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u} \neq 0$ である。そして経済効率性の改善によって当該要素の最適コストシェアが増加する場合を当該コストシェア增加的経済効率性進歩、減少する場合を当該コストシェア減少的経済効率性進歩、変化しない場合を当該コストシェア中立的経済効率性進歩と定義する。すなわち、第*i*コストシェアの経済効率弾力性 (ESU_i)

$$ESU_i = \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u} \quad (7-10)$$

がそれぞれ、正 ($ESU_i > 0$)、負 ($ESU_i < 0$)、ゼロ ($ESU_i = 0$) ならば、第*i*コストシェア增加的、減少的、中立的経済効率性進歩とする。 ESU_i は経済効率性が1%改善されたときに当該コストシェアがどれだけ増加するか、減少するか、変化しないかを示す指標である。また、 $-\frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u}$ をコストの経済効率弾力性 (ECU) とすれば、シェフアードの補題 $\frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_i} = x_i(Y, P, x_u)$ より、

$$ESU_i = \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u} = \frac{\partial^2 \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u \partial \ln p_i} = -\frac{\partial ECU}{\partial \ln y_h} \quad (7-11)$$

であるから、 $ESU_i > 0$ (< 0) は第*i*要素価格 p_i の上昇がECUにマイナス(プラス)の影響を及ぼすことを意味する。 p_i が低下する場合はECUにプラス(マイナス)の影響を及ぼす。

ス) の影響を及ぼす。

こうした経済効率性の改善は最適コストシェアだけでなく、コストの産出量弾力性にも影響を与える。この影響を捉るために、コストの第 h 生産物に関する産出量弾力性 (ECO_h) を $ECO_h = \frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln y_h}$ とし、 ECO_h の経済効率弾力性 ($ECOU_h$) を次のように定義する。すなわち、

$$ECOU_h = \frac{\partial ECO_h}{\partial \ln x_u} = \frac{\partial^2 \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u \partial \ln y_h} = - \frac{\partial ECU}{\partial \ln y_h} \quad (7-12)$$

である。 $ECOU_h$ は経済効率性 (x_u) の 1 % の上昇がコストの第 h 産出量弾力性 (ECO_h) をどれだけ変化させるか、もしくは第 h 生産物の産出量 1 % の増加によってコストの経済効率弾力性 (ECU) がいかに変化するかを示す指標であり、 $ECOU_h > 0$ (< 0) であれば、 x_u の上昇によって ECO_h が増加 (減少) すること、あるいは y_h の上昇によって ECU が増加 (減少) することを意味する。第 2 章で述べた全生産物に関する (経営全体の) 規模の経済性の指標 (SN) の逆数を

$RSN (= 1 / SN)$ とすれば、 $RSN = \sum_h ECO_h$ より、 $\frac{\partial RSN}{\partial \ln x_u} = \sum_h ECOU_h$ であるから、 $\sum_h ECOU_h > 0$ (< 0) であれば、経済効率性の改善によって全生産物に関する (経営全体の) 規模の経済性は減少 (増加) することになる。

さらに、第 i コストシェアの第 j 要素価格弾力性 (ESP_{ij})、第 i コストシェアの第 h 産出量弾力性 (ESO_{ih})、 ECO_h の第 j 要素価格弾力性 ($ECOP_{hj}$)、 ECO_h の第 m 産出量弾力性 ($ECOO_{hm}$) を $ESP_{ij} = \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln p_j}$ 、
 $ESO_{ih} = \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln y_h}$ 、 $ECOP_{hj} = \frac{\partial ECO_h}{\partial \ln p_j}$ 、 $ECOO_{hm} = \frac{\partial ECO_h}{\partial \ln y_m}$ とし、 ESP_{ij} 、 ESO_{ih} 、 $ECOP_{hj}$ 、 $ECOO_{hm}$ の経済効率弾力性 (ESP_{Uij} 、 $ESOU_{ih}$ 、 $ECOP_{Uhj}$ 、 $ECOO_{Uhm}$) を次のように定義する。

$$ESOU_{1h} = \frac{\partial ESO_{1h}}{\partial \ln x_u} = \frac{\partial^2 S_1(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u \partial \ln y_h} = \frac{\partial ESU_1}{\partial \ln y_h} = ECOPU_{1h} \quad (7-14)$$

$$ECOPU_{1j} = \frac{\partial ECOP_{1j}}{\partial \ln x_u} = \frac{\partial^2 ECO_h}{\partial \ln x_u \partial \ln p_j} = \frac{\partial ECOU_h}{\partial \ln p_j} = ESOU_{1j} \quad (7-15)$$

$$ECOU_{hm} = \frac{\partial ECOO_{hm}}{\partial \ln x_u} = \frac{\partial^2 ECO_h}{\partial \ln x_u \partial \ln y_m} = \frac{\partial ECOU_h}{\partial \ln y_m} \quad (7-16)$$

$ESUP_{1j}$ は経済効率性 (x_u) の1%の上昇が第1コストシェアの第 j 要素価格弾力性 (ESP_{1j}) をどれだけ変化させるか、もしくは第 j (i) 要素価格 (p_j (p_i)) の1%の上昇によって第 i (j) コストシェアの経済効率弾力性 (ESU_1 (ESU_j)) がいかに変化するかを示す指標であり、 $ESUP_{1j} > 0$ (< 0) であれば、 x_u の上昇によって ESP_{1j} が増加 (減少) すること、あるいは p_j (p_i) の上昇によって ESU_1 (ESU_j) が増加 (減少) することを意味する。 $ESOU_{1h}$, $ECOPU_{1j}$, $ECOU_{hm}$ についても同様に解釈できる。

本章では、説明変数 (p_1 , y_h , x_u) の平均値が1（したがって、 $\ln p_1$, $Q(y_h)$, $\ln x_u$ の平均値がゼロ）になるように基準化して(7-7)式のx費用関数を推定しているので、サンプルの平均値におけるECU, ESU_1 , $ECOU_h$, $ESPU_{1j}$, $ESOU_{1h}$, $ECOPU_{1j}$, $ECOU_{hm}$ は(7-7)式のパラメータと次のような対応関係がある。すなわち、

$$\left. \begin{array}{l} ECU = -B_u, \quad ESU_1 = B_{p_1 u}, \quad ECOU_h = B_{y_h u}, \quad ESPU_{1j} = B_{p_{1j} u}, \\ ESOU_{1h} = B_{p y_{1h} u} = ECOPU_{1h}, \quad ECOU_{hm} = B_{y_{hm} u} \end{array} \right\} \quad (7-17)$$

である（注41）。したがって、サンプルの平均値におけるECU, ESU_1 , $ECOU_h$, $ESPU_{1j}$, $ESOU_{1h}$, $ECOPU_{1j}$, $ECOU_{hm}$ は（表7-9）の推定結果から読みとることができる。10%以下（10%, 5%, 1%）の有意水準で統計的にゼロと有意に異なるのは、① B_u (= $-ECU = -1.6314$), ② $B_{p_1 u}$ (= $ESU_1 = 0.23085$), ③ $B_{p_{11} u}$ (= $ESPU_{11} = -0.22969$), ④ $B_{p y_{11} u}$ (= $ECOU_{11} = 0.37772$), ⑤ $B_{p_{s1} u}$ (= $ESPU_{s1} = 0.075791$), ⑥ $B_{p_{sk} u}$ (= $ESPU_{sk} = -0.098497$), ⑦ $B_{p y_{s1} u}$ (= $ESOU_{s1} = ECOPU_{1s} =$

-0.077487), ⑧ $B_{Py11u} (= ESU_{11} = ECOPU_{11} = 0.11012)$ である。

①は経済効率性の1%の改善によってコストを約1.6%低下させることが（潜在的に）可能であることを示している。この値はコストの要素価格弾力性（＝コストシェア）や産出量弾力性（ ECO_h ）よりもはるかに大きく、コスト削減における経済効率性改善の重要性を改めて認識させるものである。

②はこうした経済効率性の改善が土地の最適コストシェアを上昇させること、そして地代の上昇はコストの経済効率弾力性（ ECU ）を低下させることを示している。前述のように、ラグナ州は農地改革地区に指定されており、農地改革の第一段階（分益小作農の定額小作農への転換）の影響を強く受けている。そのため、当該標本農家の多くは定額小作農である。分益小作農から定額小作農への転換に当たっては定額地代が低く設定され、農地改革下でその引き上げが制限されていたという指摘がある（注42）。もし、この指摘が当該標本農家にも当てはまるならば、農地改革の第一段階における低い定額地代の設定とその引き上げの抑制は地代の上昇による ECU の低下を防ぐ役割を果たしていたと推察できる。経済効率性の改善によるコストダウンを促進するためにはいかにして地代の上昇を抑えるかが重要な政策課題と成り得ることを示唆している。

③は最適労働シェアの賃金弾力性（ $ESP_{11} = B_{p11} = 0.087172$ ）が経済効率性の改善によって減少すること、もしくは最適労働シェアの経済効率弾力性（ $ESU_1 = B_{p1u} = 0.02735$ ）が賃金の上昇によって減少することを示している。経済効率性が改善されると賃金の上昇による最適労働シェアの増加は抑制され、賃金が上昇すれば経済効率性が改善されても最適労働シェアは増加しにくくなる。また、 ESP_{11} は賃金の上昇によるコスト増大の変化率でもあり、コスト増大のスピードを表している（注43）。それゆえ、経済効率性の改善は賃金の上昇によるコスト増大のスピードを減少させる働きを持つことがわかる。

同様に、④は ECO_1 の水稲産出量弾力性（ $ECO_{011} = B_{y11} = 0.081725$ ）が経済効率

性の改善によって増加すること、もしくは $EC0U_1 = B_{Y_{1u}} = -0.12425$ ）が水稻産出量の増加によってプラスの方向へ変化することを示している。（ ESP_{11} と同様に考えて） $EC00_{11}$ は水稻産出量の増加によるコスト増大のスピードを表しており、経済効率性の改善はこのスピードを加速させる働きを持つ。また、 $EC0U_1 < 0$ より、水稻産出規模の拡大によるコストの増大は経済効率性の改善によって抑えられるが、水稻産出規模が拡大するにつれてその抑制の程度は小さくなっていく。他の条件を一定とすれば、水稻産出規模が大きいほど水稻産出規模の拡大によるコストの増大は経済効率性の改善によって抑制できる余地が少ない。

⑤は最適土地シェアの賃金弾力性（ $ESP_{s1} = B_{ps1} = -0.12553$ ）ないし最適労働シェアの地代弾力性（ $ESP_{1s} = B_{p1s} = -0.12553$ ）が経済効率性の改善によってプラスの方向へ変化すること、あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性（ $ESU_s = B_{psu} = 0.23085$ ）ないしは最適労働シェアの経済効率弾力性（ $ESU_1 = B_{p1u} = 0.02735$ ）がそれぞれ、賃金及び地代の上昇によって増大することを示している。 $ESP_{s1} = ESP_{1s} = B_{ps1} = -0.12553 < 0$ より、（他の条件を一定にして）地代（賃金）の上昇は土地（労働）の投入の減少とともに労働（土地）投入の減少をも招くが、労働（土地）投入の減少は経済効率性の改善によって抑制される。後で述べるように、土地と労働のアレン偏代替弾力性（ AES_{s1} ）はサンプルの平均値において $AES_{s1} = B_{ps1} / (B_{ps} \cdot B_{p1}) + 1$ と表される（注44）。それゆえ、 $B_{ps1} < -B_{ps} \cdot B_{p1}$ ($B_{ps1} > -B_{ps} \cdot B_{p1}$) であれば、土地と労働は補完（代替）的である。今の場合、 $B_{ps1} = -0.12553 > -B_{ps} \cdot B_{p1} = -0.13165$ ($AES_{s1} = 0.046544 > 0$) であるから、土地と労働は弱い代替関係にある。経済効率性の改善は（ $B_{psu} = 0.23085$, $B_{p1u} = 0.02735$ より） B_{ps} , B_{p1} を増加させ、 B_{ps1} をプラスの方向へ変化させて、土地と労働の代替関係を強める働きをする。また、上述のように、経済効率性の改善による最適土地シェア（最適労働シェア）の増加は、経済効率性の改善によるコストの低

下が地代（賃金）の上昇によってマイナスの影響を受けることを意味する。それゆえ、こうした地代（賃金）の上昇によるマイナスの影響は賃金（地代）の上昇によって緩和されることがわかる。

⑥は⑤とは逆に、最適土地シェアの資本財サービス価格弾力性 ($ESP_{sk} = B_{psk} = -0.012264$) ないし最適資本財サービスシェアの地代弾力性 ($ESP_{ks} = B_{psk} = -0.012264$) が経済効率性の改善によって減少（マイナスの方向へ変化）すること、あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性 ($ESU_s = B_{psu} = 0.23085$) ないしは最適資本財サービスシェアの経済効率弾力性 ($ESU_k = B_{pku} = -0.16726$) がそれぞれ、資本財サービス価格及び地代の上昇によって減少することを示している。 $ESP_{sk} = ESP_{ks} = B_{psk} = -0.012264 < 0$ より、 ESP_{s1} と同様に、（他の条件を一定にして）資本財サービス価格（地代）の上昇は資本財サービス（土地）の投入を減少させるとともに、土地（資本財サービス）の投入をも減少させる。経済効率性の改善は土地（資本財サービス）投入の減少を大きくする。 $B_{psk} = -0.012264 > -B_{ps} \cdot B_{pk} = -0.047279$ ($AES_{s1} = 0.74061 > 0$) より、土地と資本財サービスは代替関係にある。経済効率性の改善は ($B_{psu} = 0.23085$ より) B_{ps} を増加させるが、($B_{pku} = -0.16726$ より) B_{pk} を減少させ、 B_{psk} も減少させて、結果として土地と資本財サービスの代替関係を弱める働きをする。また、 $ESU_s = 0.23085$, $ESU_k = -0.16726$ はそれぞれ、経済効率性の改善によるコストの低下が地代の上昇によってマイナスの影響を受けること、資本財サービス価格の上昇によってプラスの影響を受けることを意味する。それゆえ、資本財サービス価格の上昇はこうした地代の上昇によるマイナスの影響を減少させ、地代の上昇は資本財サービス価格の上昇によるプラスの影響を増大させる働きを持つ。

⑦は最適土地シェアの水稲産出量弾力性 ($ESO_{s1} = B_{psy_{s1}} = -0.0031272$) ないし ECO_1 の地代弾力性 ($ECOP_{1s} = B_{psy_{s1}} = -0.0031272$) が経済効率性の改善によって減少（マイナスの値が増大）すること、あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性

($ESU_s = Bp_{su} = 0.23085$) ないしは ECO_1 の経済効率弾力性 ($ECOU_1 = By_{1u} = -0.12425$) がそれぞれ、水稻産出量及び地代の上昇によって減少することを示している。 $ESO_{s1} = ECOP_{1s} = Bpy_{s1} = -0.0031272$ より、最適土地シェアないし ECO_1 はそれぞれ、水稻産出量及び地代の上昇によって減少するが、経済効率性の改善はこうした減少をさらに拡大する。また、 $ESU_s = Bp_{su} = 0.23085$, $ECOU_1 = By_{1u} = -0.12425$ はそれぞれ、経済効率性の改善によるコストの低下が地代の上昇によってマイナスの影響を受けること、水稻産出量の増大によってプラスの影響を受けることを意味する。それゆえ、水稻産出量の増大はこうした地代の上昇によるマイナスの影響を減少させ、地代の上昇は水稻産出量の増大によるプラスの影響を増大させる働きをする。

⑧は⑦と逆に、最適労働シェアの水稻産出量弾力性 ($ESO_{11} = Bpy_{11} = 0.029205$) ないし ECO_1 の賃金弾力性 ($ECOP_{11} = Bpy_{11} = 0.029205$) が経済効率性の改善によって増大すること、あるいは最適労働シェアの経済効率弾力性 ($ESU_1 = Bp_{1u} = 0.02735$) ないし ECO_1 の経済効率弾力性 ($ECOU_1 = By_{1u} = -0.12425$) がそれぞれ、水稻産出量及び賃金の上昇によって増大することを示している。 $ESO_{11} = ECOP_{11} = Bpy_{11} = 0.029205$ より、最適労働シェアないし ECO_1 はそれぞれ、水稻産出量及び賃金の上昇によって増大するが、経済効率性の改善はこうした増大をさらに大きくする。また、 $ESU_1 = Bp_{1u} = 0.02735$, $ECOU_1 = By_{1u} = -0.12425$ はそれぞれ、経済効率性の改善によるコストの低下が賃金の上昇によってマイナスの影響を受けること、水稻産出量の増大によってプラスの影響を受けることを意味する。それゆえ、水稻産出量の増大はこうした賃金の上昇によるマイナスの影響を増大させ、賃金の上昇は水稻産出量の増大によるプラスの影響を減少させる働きを持つ。

7-4-10. 経済効率性の最適化と経済効率性のシャドウプライス

第3・4章で述べたように、実際に生産要素を投入する以前においては、経済効率性が反映している要因の影響は未だ確定せず、むしろ実行可能な事前的最善技術に基づいて自由な選択が可能である。それゆえ、経済効率性が他の要素と同様に可変的である場合の技術的経済性や弾力性は要素投入前の事前的技术を反映していると考えられる。第4章ではこれを事前的技术経済性（事前的規模の経済性、事前的範囲の経済性）及び事前的弾力性（事前的代替弾力性、要素需要の事前的要素価格弾力性）と呼び、事前的技术を反映した費用関数を事前的費用関数と呼んだ。事前的技术経済性や事前的弾力性には生産者の潜在的な技術可能性に関する経済的に重要な情報が集約されており、政策的な観点からはその政策効果を経済効率性を通じて捉える上で有用なものとなる。 x 費用関数はこうした事前的技术経済性や事前的弾力性の推計を可能とする。

こうした事前的技术経済性や事前的弾力性は第4章で述べた事前的費用関数と（事後の技術を反映した） x 費用関数が一致するための条件である第4章の(4-3)式ないし(4-5)式を満たす経済効率性の値と x 費用関数のパラメータ推定値を用いて推計することができる。しかしながら、本章で推定した x 費用関数は稲作単一経営だけでなく、複合経営（稲作+その他作目）農家も含んだ複数財 x 費用関数である。稲作単一経営ないし複合経営の特定部門と複合経営全体とでは経済効率性のシャドウプライスが異なる可能性があり、ここではそうした可能性を考慮に入れた(4-5)の条件式を用いる。

(表7-12)は経済効率性(x_u)の平均値($x_u=80.17$)及び最大値(=完全に経済効率的な水準; $x_u=100.0$)で評価した経済効率性のシャドウプライス

$-\frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial x_u}$ である。経済効率性 (x_u) の 1 ポイント（無名単位）の改善（増加）によって潜在的にコストがどれだけ削減可能であるか、あるいは経済効率性を 1 ポイント改善するためにはどれだけコストがかかるかを示している。稲作単一経営ないし複合経営の特定部門と複合経営全体の経済効率性のシャドウプライスの違いを見るために、異なる産出ベクトルで評価している（注45）。ただし、要素価格については平均値で評価している。（水稻生産量、水稻以外生産額）
 $\equiv (y_1, y_2) = (\text{平均値}, \text{平均値})$ の産出ベクトルで評価した複合経営（水稻作 + 水稻以外作目）の経済効率性のシャドウプライスは経済効率性の平均値において約 305 ペソ、最大値で約 209 ペソであり、経済効率性 (x_u) のわずか 1 ポイントの改善によって少なくとも約 209 ペソのコストの削減ができること、あるいは経済効率性 (x_u) を 1 ポイント改善するためには少なくとも約 209 ペソのコストがかかるることを示している。これは日雇い雇用賃金（約 47 ペソ）の約 4.4 倍、1 kg 当たり経常財価格（69.1 ペソ）の約 3.0 倍に相当する。 x_u の平均値は 80.17 ポイントであり、 $19.83 (= 100.0 - 80.17)$ ポイント経済効率性を改善する余地があることを考えると、これをすべて改善するためには少なくとも $19.83 \times 209.26 = 4149.6258$ ペソのコストがかかるることを示している。これは 1 シーズン 1 ha 当たり地代（2621.7 ペソ）の約 1.6 倍、平均値でみた実際のコストの約 27.7% に相当する。（平均値、0）の産出ベクトルで評価した稲作単一経営のシャドウプライスは経済効率性の平均値及び最大値においてそれぞれ、336.01 ペソ、223.59 ペソであり、（平均値 - 最小値、0）の産出ベクトルで評価した稲作単一経営に近い複合経営のシャドウプライスはそれぞれ、281.69 ペソ、185.97 ペソである。これらはいずれも複合経営のシャドウプライスに近い値であるが、（最小値、平均値）の産出ベクトルで評価した稲以外作目単一経営に近い複合経営のシャドウプライス（39.594 ペソ、37.126 ペソ）とは大きく異なる。水稻生産量が水稻以外作目生産

額に比べて相対的に大きい（小さい）ほど経済効率性のシャドウプライスは大きくなる（小さく）なることがわかる。

7-4-11. アレン偏代替弾力性

上述のように、 x 費用関数は経済効率性を固定要素とした事後的費用関数であり、経済効率性が可変的な事前の費用関数とは第4章（4-5）式で表されるような関係がある。こうした性質及び関係に着目することによって、技術的経済性（規模の経済性及び範囲の経済性）や代替弾力性（アレン偏代替弾力性）を二つの角度から捉えることができる。一つは経済効率性が固定的な場合の事後の技術経済性（事後の規模の経済性及び事後の範囲の経済性）及び代替弾力性（事後のアレン偏代替弾力性）であり、もう一つは前述した経済効率性が可変的な場合の事前の技術経済性及び事前の代替弾力性である。経済効率性の異なる水準で事後の技術経済性や事後の代替弾力性を評価し、比較することによって経済効率性の改善が事後の技術経済性や事後の代替弾力性にいかなる影響を及ぼすかを捉えることができる。また、完全に経済効率的な場合の事後の技術経済性及び事後の代替弾力性と事前の技術経済性及び事前の代替弾力性を比較することによって経済効率性の事後の固定性が技術的経済性や代替弾力性をいかに規定しているかを明らかにすることができる。ここで、経済効率性の事後の固定性とは、要素投入以前においては経済効率性が反映している要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の影響は未だ確定せず、むしろ実行可能な事前の最善技術に基づいて自由な選択が可能であるが、要素投入後は経済効率性が反映している要因の影響が確定してしまい、それを変化させるにはかなりの時間を要することをいう（注46）。

（表7-13）、（表7-14）、（表7-15）はそれぞれ、経済効率性が平均値 ($x_u =$

80.17) の水準にある場合の事後的アレン偏代替弾力性 (AES_{1jx}) , 完全に経済効率的 ($x_u = 100.0$) な場合の AES_{1jx} , そして事前的アレン偏代替弾力性 (AES_{1jexa}) の推計値である。前述のように、(7-7) 式の x 費用関数は説明変数 (p_i, y_h, x_u) の平均値が 1 ($\ln p_i, Q(y_h), \ln x_u$ の平均値がゼロ) になるように基準化して推定しており、サンプルの平均値における AES_{1jx} は (7-7) 式のパラメータを用いて次のように表すことができる。すなわち、

$$\begin{aligned}
 AES_{1jx} &= \frac{C_x(Y, P, x_u) \cdot \frac{\partial^2 C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_i \partial p_j}}{\frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_i} \cdot \frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_j}} \\
 &= \frac{(Bp_{ij} + Bp_{i,ju}) + S_i(Y, P, x_u) \cdot S_j(Y, P, x_u)}{S_i(Y, P, x_u) \cdot S_j(Y, P, x_u)} \\
 &= \frac{(Bp_{ij} + Bp_{i,ju}) + (Bp_i + Bp_{iu}) \cdot (Bp_j + Bp_{ju})}{(Bp_i + Bp_{iu}) \cdot (Bp_j + Bp_{ju})} \quad (7-18)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 AES_{1jx} &= \frac{C_x(Y, P, x_u) \cdot \frac{\partial^2 C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_i^2}}{\left[\frac{\partial C_x(Y, P, x_u)}{\partial p_i} \right]^2} \\
 &= \frac{(Bp_{ii} + Bp_{i,iu}) + [S_i(Y, P, x_u)]^2}{[S_i(Y, P, x_u)]^2} \\
 &= \frac{(Bp_{ii} + Bp_{i,iu}) + (Bp_i + Bp_{iu})^2}{(Bp_i + Bp_{iu})^2} \quad (i, j = s, v, l, k; i \neq j) \quad (7-19)
 \end{aligned}$$

ただし、 $C_x(Y, P, x_u)$: x 費用関数,

$S_j(Y, P, x_u)$: j 生産要素の事後的コストシェア

である。さらに、事前のアレン偏代替弾力性 (AES_{1jexa}) は AES_{1jx} と第 4 章 (4-11) 式のような関係がある。

(表 7-13) を見ると、ゼロと統計的な有意差のない AES_{s1x} を除いて、任意の二つの要素の組み合わせはすべて代替関係を示している。とりわけ、 AES_{v1x} ,

(表7-13) 事後のアレン偏代替弾力性
(経済効率性平均)

投入要素	推定値	漸近的 t 値
土地-土地	-0.49755	-10.427
経常-経常	-5.9955	-10.476
労働-労働	-1.0556	-10.071
資本-資本	-5.8474	-7.7730
土地-経常	0.42285	4.4553
土地-労働	0.46544E-01	0.76063
土地-資本	0.74061	6.1412
経常-労働	1.6045	13.074
経常-資本	0.69730	2.5060
労働-資本	1.1356	5.8484

注) サンプルの平均値で評価。

(表7-14) 事後のアレン偏代替弾力性
(経済効率性最大)

投入要素	推定値	漸近的 t 値
土地-土地	-0.40045	-5.9859
経常-経常	-7.0648	-4.3692
労働-労働	-1.3865	-5.6275
資本-資本	-7.0209	-3.0482
土地-経常	0.32906	1.6288
土地-労働	0.28954	2.9112
土地-資本	0.13113	0.35428
経常-労働	1.9755	6.2131
経常-資本	-0.33627	-0.34067
労働-資本	1.7627	3.1907

注) 経済効率性は最大値 (=100),
他はサンプルの平均値で評価。

(表7-15) 事前のアレン偏代替弾力性
(経済効率性最大)

投入要素	推定値	漸近的 t 値
土地-土地	-1.2666	-5.3562
経常-経常	-22.050	-4.1540
労働-労働	-4.3499	-5.5927
資本-資本	-21.971	-3.0825
経効-経効	-0.88246E-02	-7.5762
土地-経常	0.98466	1.5699
土地-労働	0.87300	2.7673
土地-資本	0.35578	0.30490
土地-経効	0.13588E-01	6.9836
経常-労働	6.0938	5.8588
経常-資本	-1.1432	-0.37067
経常-経効	0.25307E-01	3.5782
労働-資本	5.4143	3.1874
労働-経効	0.17989E-01	5.3627
資本-経効	0.33862E-01	2.3053

注) 1) 経効=経済効率性。

2) 経済効率性は最大値 (=100),
他はサンプルの平均値で評価。

AES_{1kx} が大きな値を示しており（それぞれ、1.6045, 1.1356）、経済効率性の平均値 ($x_u = 80.17$) では、経常財と労働、労働と資本財サービスは強い代替関係にある。（表7-14）でも経常財と労働、労働と資本財サービスはいっそう強い代替関係にあるが ($AES_{v1x} = 1.9755$, $AES_{1kx} = 1.7627$)、 AES_{skx} はゼロと有意に異なり（有意水準1%）、 AES_{skx} はゼロと統計的な有意差がなくなっている。経済効率性の改善によって労働と他の投入要素との AES_{1jx} は増大するが、労働以外の要素の組み合わせについては減少している。前述のように、経済効率性は労働の質の規定要因である情報的資源に関連した要因の影響を強く反映しており、情報的資源の蓄積（増大）による労働の質の改善は労働と他の投入要素との（事後的）代替関係を強める働きを持つものと推察される。

(表7-15) の事前的アレン偏代替弾力性 (AES_{1jexa}) はすべての投入要素の組み合わせについて（表7-14）の AES_{1jx} をかなり上回っている（マイナスの符号を持つ場合はその絶対値）。経済効率性（がその影響を反映している要因）の事後的固定性はすべての生産要素の組み合わせについてその代替・補完可能性を規定しており、こうした固定性をいかにして緩和するかが要素間の代替・補完可能性を高めるための最大の課題であることを示している。経済効率性と他の生産要素との AES_{1jexa} は、値そのものは小さいものの、いずれもゼロと統計的に有意に異なる正の符号を示しており、経済効率性と他の生産要素は弱い代替関係にある。経済効率性と他の要素の相対価格が上昇しても、経済効率性（がその影響を反映している要因）は他の生産要素と容易には代替できないものであることを示している。

7-4-12. 範囲の経済性

(表7-16) は経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の水準にある場合の事後的技術経済性、完全に経済効率的 ($x_u = 100.0$) の場合の事後的技術経済性、そして事前の技術経済性の推計値である。それぞれの値は基本的に第2章の(2-1)～(2-5)式及び第4章の(4-5)～(4-10)式に基づいて推計している。

(表7-16) より、事後的範囲の経済性の指標 (SC_x) は経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の場合も最大値 ($x_u = 100.0$) の場合もゼロと統計的に有意に異なり（有意水準はいずれも1%）、範囲の経済が存在することを示している。経済効率性を所与とした場合、経営の複合化によって複合経営全体の約9%～11%に相当するコストの節約が可能である。 SC_x の値は $x_u = 80.17$ の場合 ($SC_x = 0.0931$) よりも $x_u = 100.0$ の場合 ($SC_x = 0.1106$) の方が大きく、経済効率性の改善は事後的範囲の経済性を増加させることがわかる。第3章で述べたように、経済効率性がその影響を反映している要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）のいくつかは、範囲の経済性にも影響を与えるものと考えられる。例えば、労働の質の規定要因である情報的資源（生産技術情報や経営管理情報等）は、異なる生産部門間で共通に利用可能な共通生産要素であり、範囲の経済発生の主要な源泉である（第2、5、6章）。当該サンプルでも経済効率性がこうした情報的資源に関連した要因の影響を強く反映していることは前述した通りである。それゆえ、経済効率性の改善による事後的範囲の経済性の増加は、範囲の経済の主要な源泉でもある情報的資源に関連した要因の影響を経済効率性が強く反映しているためと考えられる。

(図7-1)、(図7-2) は要素価格を一定（平均値）とした場合の事後的範囲の経済性の指標 (SC_x) と産出規模 (t ；平均 = 1)，経済効率性 (x_u) との関係を図示したものである。 t は y_1 の平均値 + y_2 の平均値 = 1 とした場合の

(表7-16) 規模の経済性及び範囲の経済性(×費用関数)

技術的経済性	事前・事後		経済効率性	推定値	漸近的t値
	事前	事後			
規模の経済性					
経営全体	事後	平均	0.99573	45.209	
S N		最大	1.0384	18.675	
稻作部門	事前	最大	3.2304	12.185	A
S 1	事後	平均	0.79007	94.719	A
		最大	0.77283	36.896	A
複合部門	事前	最大	2.5998	11.486	A
S 2	事後	平均	5.0746	2.0402	
		最大	12.270	0.43781	
稻作単一	事前	最大	30.874	0.43025	
S S 1	事後	平均	1.0562	131.83	A
		最大	1.0202	59.760	
範囲の経済性	事前	最大	3.2615	24.680	A
S C	事後	平均	0.93126E-01	5.1151	B
		最大	0.11060	2.8460	B
	事前	最大	0.80425E-01	2.8100	B

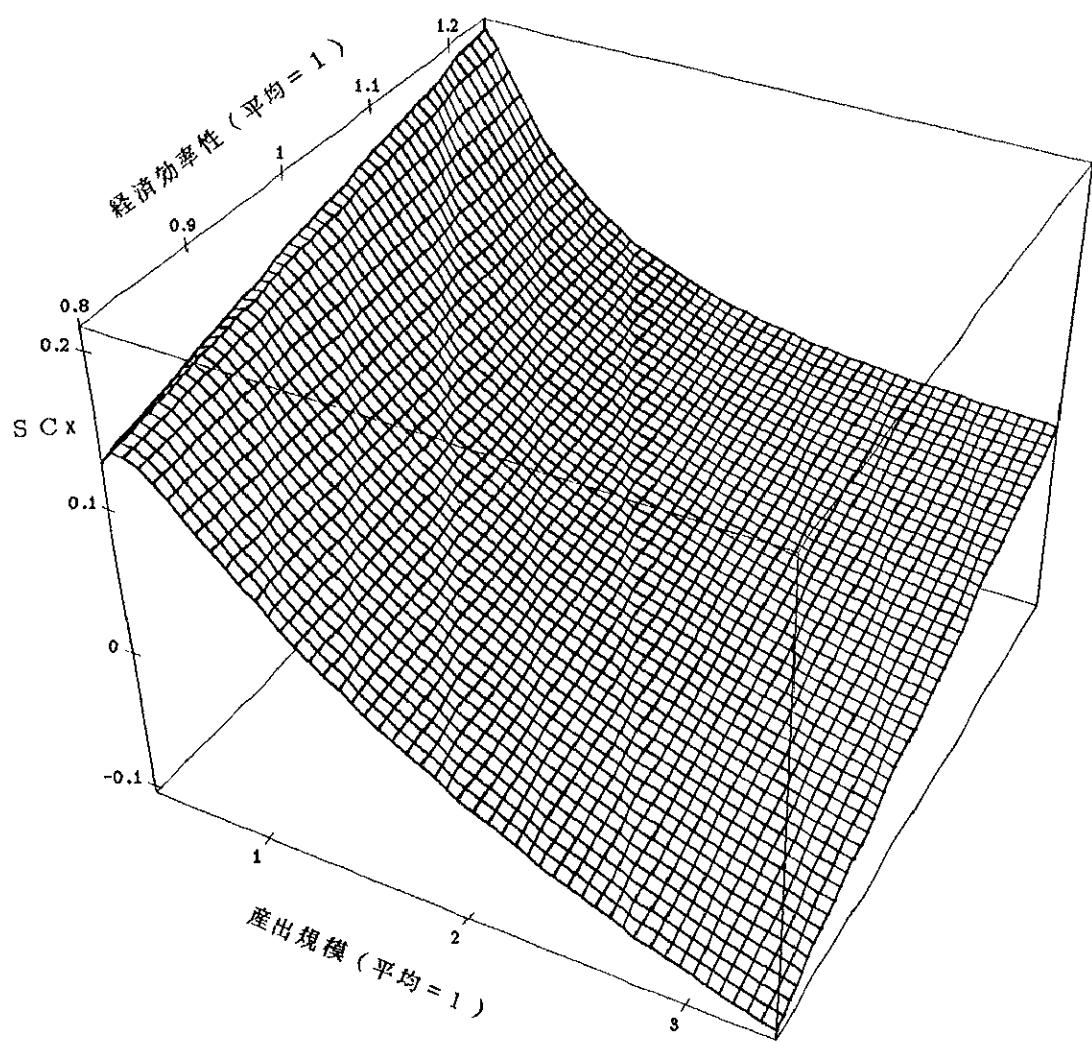
- 注) 1) A : 1%の有意水準で1と有意に異なる。
 B : 1%の有意水準でゼロと有意に異なる。
- 2) 経済効率性平均: 経済効率性の平均値 (= 80.17) で評価。
 同最大: 経済効率性の最大値 (= 100.00) で評価。
- 3) 稲作部門: 産出ベクトル(稲, 他作目)
 = (平均値 - 最小値, 0) で評価。
- 4) 複合部門: 産出ベクトル(稲, 他作目)
 = (最小値, 平均値) で評価。
- 5) 稲作単一 : 産出ベクトル(稲, 他作目)
 = (平均値, 0) で評価。
- $$S S 1 = \frac{1}{\partial \ln C_x / \partial \ln y_1}$$
 より導出。
- y1 水稲生産量, SS 1 稲作単一経営の規模の経済性
- 6) 範囲の経済性: 2), 3) の産出ベクトルを用いて評価。
- 7) 上記以外の産出ベクトル, 要素価格, 経済効率性については
 サンプルの平均値で評価。

$t = t \cdot (y_1 \text{の平均値}) + t \cdot (y_2 \text{の平均値})$ である。以下では、要素価格を所与とした場合の SC_x , t , x_u の関係を表す曲面を SC_x 曲面と呼び（（図7-1））、要素価格及び x_u を所与とした場合の SC_x と t の関係を表す曲線を SC_x 曲線と呼ぶ（（図7-2））。 SC_x 曲線は SC_x 曲面を x_u の任意の水準で切りとった場合にその切り口に表れる軌跡にほかならない。 SC_x 曲線及び SC_x 曲面を見ると、 x_u を任意の水準に固定した場合、 t の拡大とともに SC_x 曲線は減少し、 SC_x 曲面は下降しているが、 x_u の増加によって SC_x 曲線は上方へシフトし、 SC_x 曲面は上昇している。経済効率性の改善は産出規模の大きい農家にも経営の複合化によるコスト削減の可能性を開くものであることを示している。

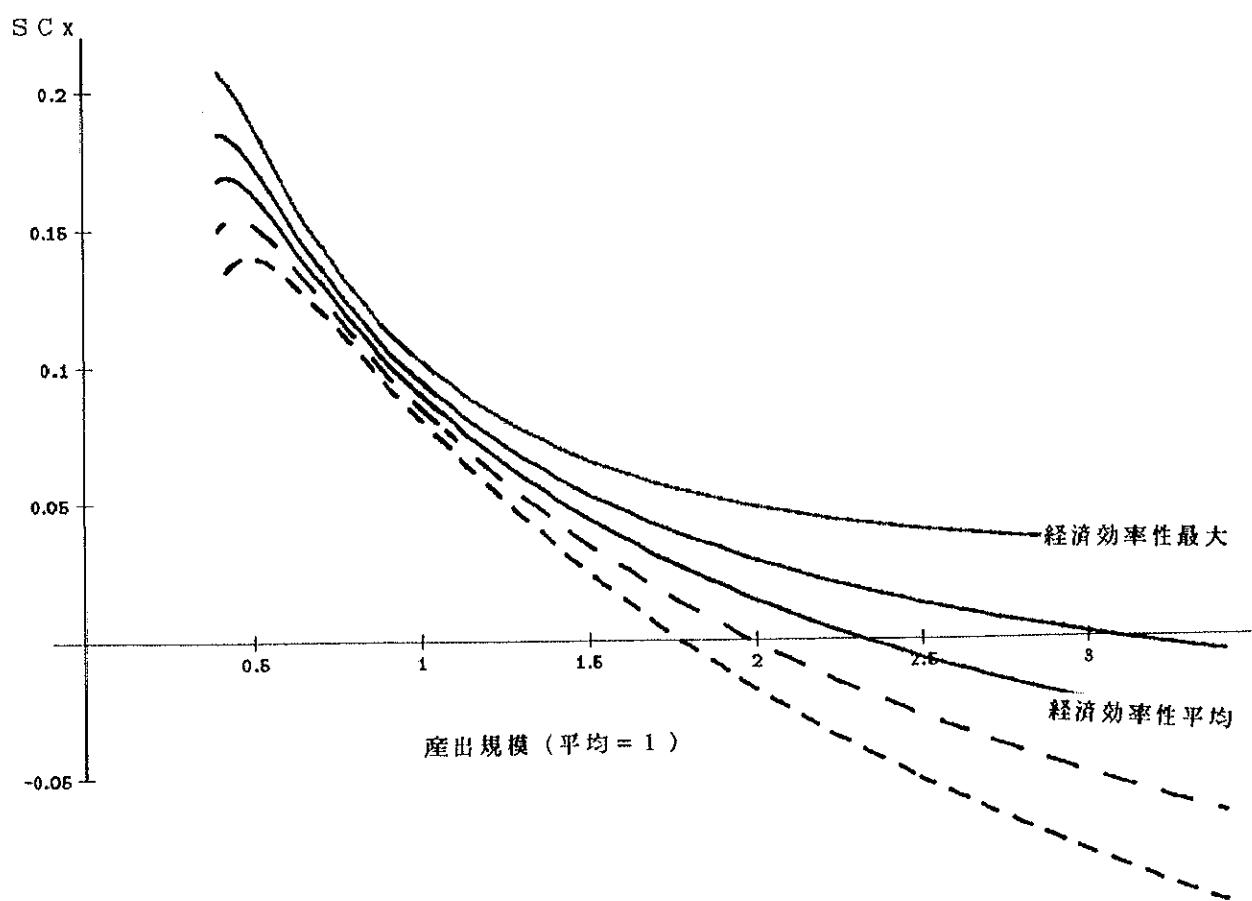
（表7-16）の事前的範囲の経済性の指標 (SC_{exa}) は（経済効率性を完全に経済効率的な水準で評価した場合） $SC_{exa} = 0.0804$ であり、1%の有意水準でゼロと統計的に有意に異なるが、 $x_u = 80.17$ 及び $x_u = 100.0$ で評価した SC_x よりも小さい。こうした SC_{exa} と SC_x の違いは第4章（4-8）式より、経済効率性を改善するのに必要なコストについても範囲の経済性を考えるか否かにある。

前述のように、実際に生産要素を投入した後では経済効率性の影響は確定てしまい、それを変えるにはかなりの時間を必要とする。そのため、少なくとも経済効率性の影響を変化させるのが困難な期間においては経済効率性の改善によるコスト低下の恩恵を享受し難く、コストをかけて経済効率性をさらに改善しようというインセンティブは小さい。結果として、経済効率性の改善とそれに要するコストを明示的には考慮しないと考えられる。これに対して、実際に生産要素を投入する以前、もしくは経済効率性の影響を自由に変化させることができるのでの長期においては経済効率性の改善によるコスト低下の恩恵を享受するのに十分な時間が存在する。コストをかけて経済効率性をさらに改善しようというインセンティブは大きく、そのために必要なコストとそれによるコストの低下を比較勘案した上で第4章（4-5）式が成り立つように、経済効率性のシャドウプライスを

(図7-1) S C x曲面



(図7-2) S C x曲線



想定するだろう（経済効率性については完全に経済効率的な水準を選択する）。

経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮するかしないかの違いが、経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性を考えるか否かの違いとして SC_{exa} と SC_x を異ならせていると考えられる。

第4章(4-8)式より、 SC_{exa} はこうした範囲の経済性も考慮した指標であり、事前的コストに対する事後的コストの割合及び事前的コストに対する経済効率性の改善に必要なコストの割合をそれぞれウェイトとした SC_x と経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性の指標 (SC_{xu}) との加重平均として表される。したがって、 SC_{exa} が SC_x よりも大きくなるか小さくなるかは SC_{xu} が SC_x よりも大きいか小さいかによって決まる。さらに、 $x_{u12} = x_{u1} = x_{u2} = 100.0$ で評価しているから、 $SC_{xu} = \frac{p_{e1} + p_{e2} - p_{e12}}{p_{e12}}$ である。ただし、 p_{e1} 、 p_{e2} 、 p_{e12} は経済効率性の事前価格（経済効率性を1ポイント改善するのに必要なコスト）であり、 $x_{u12} = x_{u1} = x_{u2} = 100.0$ において第4章(4-7)式を満たし、経済効率性のシャドウプライス（経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下）に等しい。これを経済効率性のシャドウプライスに関する範囲の経済性の指標 (SC_{pe}) とすれば、 SC_{exa} が SC_x よりも大きくなるか小さくなるかは SC_{pe} が SC_x よりも大きいか小さいかによって決まる事になる。したがって、 SC_{exa} が SC_x よりも小さいのは SC_{pe} (= SC_{xu}) が SC_x よりも小さいからであるといえる。経営の複合化によって削減可能なコストの割合は経済効率性を所与とした事後的コストよりも経済効率性を1ポイント改善するのに必要なコスト (= 経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下) の方が小さく、経済効率性を改善するためにかかるコストをも含めて範囲の経済性を考えた場合には、それを含まない範囲の経済性よりも小さくなることを示している。

実際には、経済効率性の影響を自由に変化させることができるほどの長期にお

いても経済効率性を完全に経済効率的な水準に調整することは難しいから、事前的範囲の経済性はさらに小さくなるだろう。そのため、 $S C_{exa}$ を経済効率性の平均値で評価してみると、 $S C_{exa} = 0.06844 > 0$ であるが、ゼロと統計的な有意差は認められなくなってしまう。したがって、当該標本農家の多く（83.6%）が稻作単一経営であるという事実は次のように説明できるだろう。すなわち、当該標本農家の範囲の経済性を考慮する期間は経済効率性の影響を変化させるのが困難な期間内に留まらず、当該標本農家は経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮するが、そのコストに関する範囲の経済性 ($S C_{pe} = S C_{xu}$) はそのコストを考慮しない事後的範囲の経済性 ($S C_x$) よりも小さく ($S C_{pe} = S C_{xu} < S C_x$)、しかも実際の経済効率性の水準は完全に経済効率的な水準にはないために、経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮した事前的範囲の経済 ($S C_{exa} > 0$) は存在しなくなってしまうためと考えられる。それゆえ、他の条件を一定とすれば、経済効率性の改善とともに経営の複合化が進か否かは経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性 ($S C_{pe} = S C_{xu}$) が経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性 ($S C_x$) を上回る ($S C_{pe} = S C_{xu} > S C_x$ となる) ことができるかどうかにかかっている。

7 - 4 - 1 3 . 規模の経済性

(表7-16) より、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性の指標 (S_{N_x}) を見ると、経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の場合 ($S_{N_x} = 0.9957$) よりも最大値 ($x_u = 100.0$) の場合 ($S_{N_x} = 1.0384$) の方が大きい。しかし、いずれの場合も $S_{N_x} = 1.00$ と統計的な有意差は認められない。経済効率性の改善は S_{N_x} を増加させるが、 $S_{N_x} > 1$ の統計的根拠が得られるほどの増加ではない。経済効率性を所与とした（ある一定の水準に固定した）全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性は、サンプルの平均値においてほぼ規模に関して収穫不変であり、経済効率性が改善されても規模の経済の存在は統計的に認められない。こうした S_{N_x} は S_{C_x} , S_{jx} , w_{jx} (S_{jx} のウェイト) ($j=1, 2$) と第2章 (2-6) 式のような関係があり、 S_{C_x} , S_{jx} , w_{jx} によって統一的に解釈することができる。

$x_u = 80.17$, $x_u = 100.0$ における S_{2x} (水稻以外作目部門に関する事後的規模の経済性の指標) は著しく大きな値 (それぞれ 5.0746, 12.270) を示しているが、そのウェイト (w_{2x}) は極めて小さく (それぞれ、0.0264, 0.0131)、 S_{N_x} にはほとんど影響を与えない。それゆえ、 S_{N_x} は主として S_{C_x} と S_{1x} によって決まると言なすことができる。 $x_u = 80.17$ における S_{1x} , S_{C_x} はそれぞれ、 $S_{1x} = 0.7901$, $S_{C_x} = 0.0931$ であり、サンプルの平均値における t 検定において $S_{1x} = 1$, $S_{C_x} = 0$ という帰無仮説はいずれも 1 % の有意水準で棄却された。経済効率性の平均値で見ると、稻作部門に関する事後的規模の不経済が生じているが、同時に、事後的範囲の経済の存在も認められる。事後的範囲の経済が存在するためには、稻作部門に関する事後的規模の不経済にもかかわらず、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性は規模に関して収穫不変を示している。 $x_u = 100.0$ における S_{1x} , S_{C_x} はそれぞれ、 $S_{1x} = 0.7728$, $S_{C_x} = 0.1106$ であり、

$x_u = 80.17$ の場合よりも S_{1x} は減少し、 S_{C_x} は増加している（注47）。経済効率性の改善によって稲作部門に関する事後的規模の経済性は減少するが、そうした減少の影響よりも事後的範囲の経済性増加の影響の方が大きいために、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性はわずかばかり増加していると解釈できる。

（表7-16）の稲作単一経営の事後的規模の経済性の指標 (SS_{1x}) は $x_u = 80.17$, $x_u = 100.0$ においてそれぞれ、 $SS_{1x} = 1.0562$, $SS_{1x} = 1.0202$ であり、規模に関して収穫不变を示している（注48）。 S_{1x} と同様に、経済効率性の改善によって SS_{1x} は減少している。前述のように、当該標本地域では、農地（小作地）や資本財サービスの賃貸借市場はかなり発達している。それゆえ、（経済効率性が反映している要因を別とすれば）稲作部門に関する事後的規模の不経済や稲作単一経営の事後的規模に関する収穫不变は農地や固定資本財もサービス（用役）として分割投入が可能であり、規模の経済を生じさせる要因とはならないことを示していると考えられる。経済効率性の改善による稲作部門に関する事後的規模の経済性及び稲作単一経営の事後的規模の経済性の減少は経済効率性の改善が農地や固定資本財のサービス（用役）としての分割投入の可能性をいっそう強める働きを持っているためと推察される。

（図7-3），（図7-4）は要素価格を一定（平均値）とした場合の全生産物に関する（経営全体の）事後的平均費用 (RAC_x) と产出規模 (t ; 平均 = 1), 経済効率性 (x_u) との関係を図示したものである。第2章（2-4）式より、

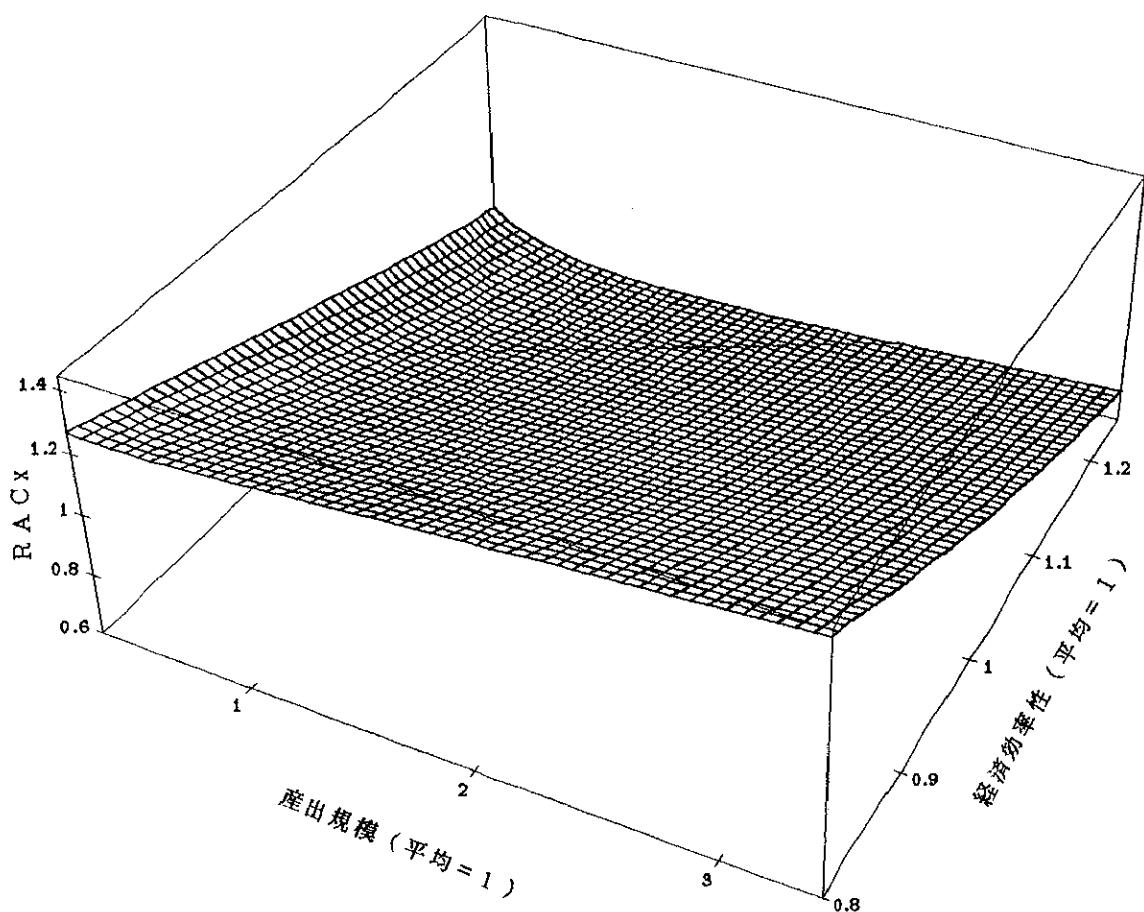
$$RAC_x = \frac{C_x(Y, P, x_u)}{t \cdot (y_{1m} + y_{2m})} \text{ であり、 } t \text{ は（図7-1），（図7-2）と同一である。ただし、}$$

y_{1m} は水稻生産量の平均値であり、 y_{2m} は水稻以外作目生産額の平均値である。

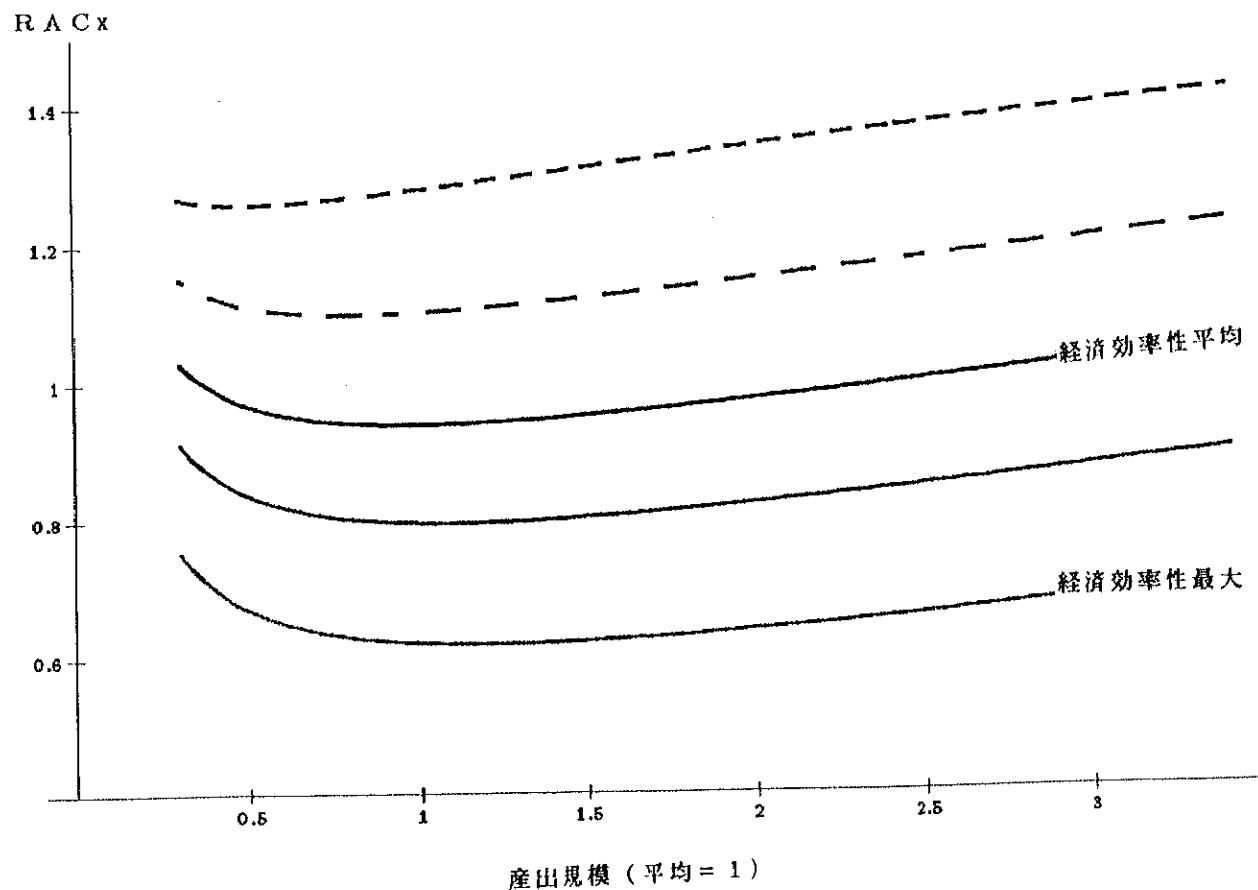
$(y_{1m} + y_{2m})$ は 1 に基準化せず、実際の値を用いている。また、（図7-5），（図7-6）は要素価格を一定とした場合の全生産物に関する（経営全体の）事後的

規模の経済性の指標 ($S N_x$) と t , x_u との関係を図示したものであり、
 (図7-7), (図7-8) は稻作单一経営の事後的規模の経済性の指標 ($S S_{1x}$) と
 t , x_u との関係を図示したものである。いずれも t は (図7-1), (図7-2) と同
 一である。以下では、(図7-1), (図7-2) と同様に、要素価格を所与とした場
 合の $R A C_x$, t , x_u の関係を表す曲面を $R A C_x$ 曲面 ((図7-3)), 要素価格
 及び x_u を所与とした場合の $R A C_x$ と t との関係を表す曲線を $R A C_x$ 曲線
 ((図7-4)), 要素価格を所与とした場合の $S N_x$, t , x_u の関係を表す曲面を
 $S N_x$ 曲面 ((図7-5)), 要素価格及び x_u を所与とした場合の $S N_x$ と t との関
 係を表す曲線を $S N_x$ 曲線 ((図7-6)), 要素価格を所与とした場合の $S S_{1x}$,
 t , x_u の関係を表す曲面を $S S_{1x}$ 曲面 ((図7-7)), 要素価格及び x_u を所与と
 した場合の $S S_{1x}$ と t との関係を表す曲線を $S S_{1x}$ 曲線と呼ぶ ((図7-8))。
 $R A C_x$ 曲線, $S N_x$ 曲線, $S S_{1x}$ 曲線はそれぞれ $R A C_x$ 曲面, $S N_x$ 曲面,
 $S S_{1x}$ 曲面を x_u の任意の水準で切りとった場合にその切り口に表れる軌跡である。
 (図7-3), (図7-4) を見ると、 x_u が増加するにしたがって、 $R A C_x$ 曲線は
 下方へシフトし、 $R A C_x$ 曲面は下降しているが、 $R A C_x$ が最小となる t (最小
 最適規模) は増加している。経済効率性の改善は全生産物に関する (経営全体の)
 事後的平均費用を低下させるとともに、最小最適規模を増加させ、全生産物に関
 する (経営全体の) 事後的規模の経済が生じ得る産出領域を拡大させる働きを持
 つことがわかる。(図7-5) の $S N_x$ 曲面, (図7-6) の $S N_x$ 曲線, (図7-7) の
 $S S_{1x}$ 曲面, (図7-8) の $S S_{1x}$ 曲線は、いずれも x_u が増加するにしたがってそ
 の形状が水平に近い状態から半U字型へと変化している。そのため、任意の x_u に
 おける $S N_x$ 曲線及び $S S_{1x}$ 曲線はそれぞれ、 $t = 1.5 \sim 2.0$ (平均産出規模の1.5
 倍～2.0倍), $t = 0.5 \sim 1.0$ (平均産出規模の0.5倍～1.0倍) の産出領域で交差し
 ている。経済効率性の改善 (x_u の増加) による $S N_x$ や $S S_{1x}$ の変化は産出規模
 (t ; 平均 = 1) によって異なり、産出規模が小さいほど経済効率性の改善は

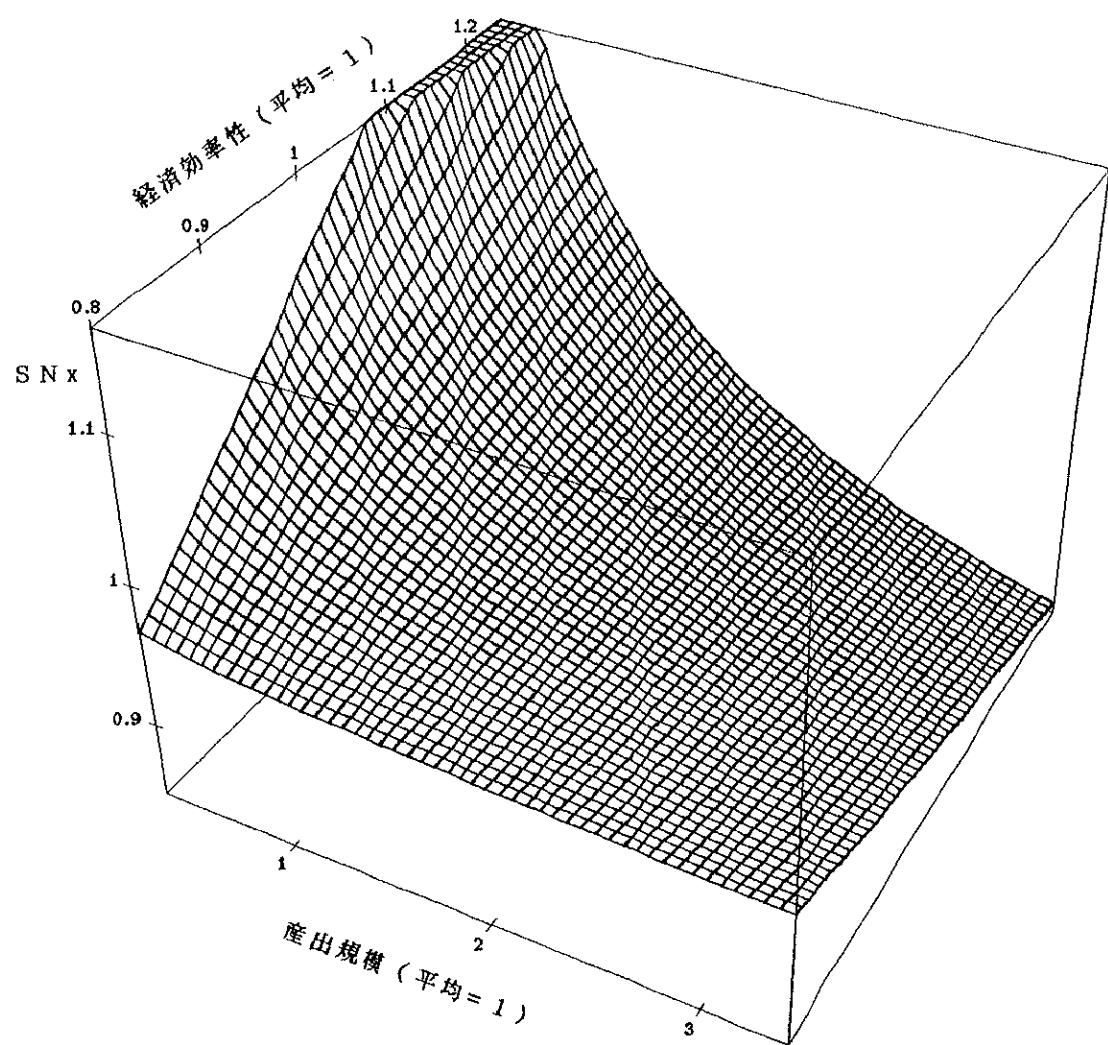
(図7-3) R A C x曲面



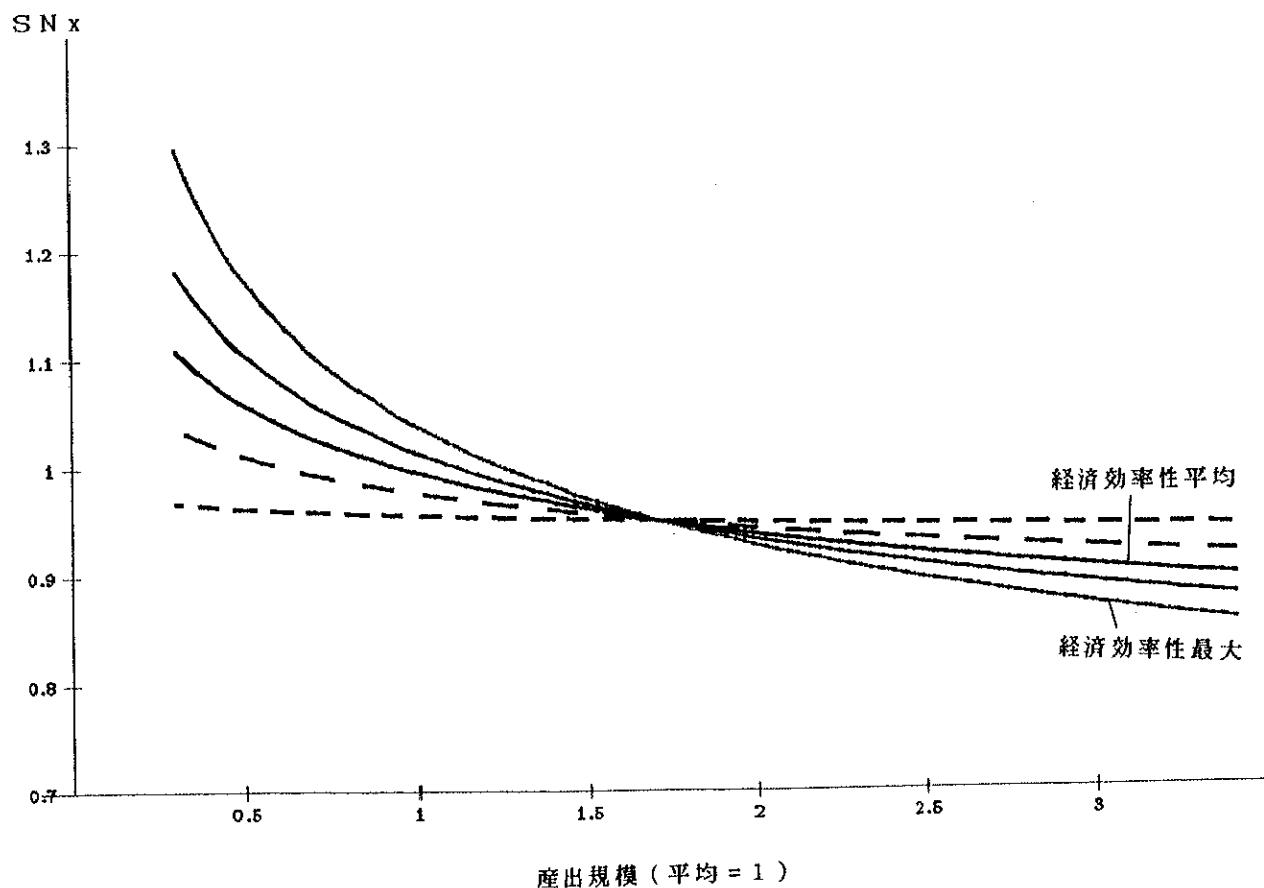
(図7-4) R A C x曲線



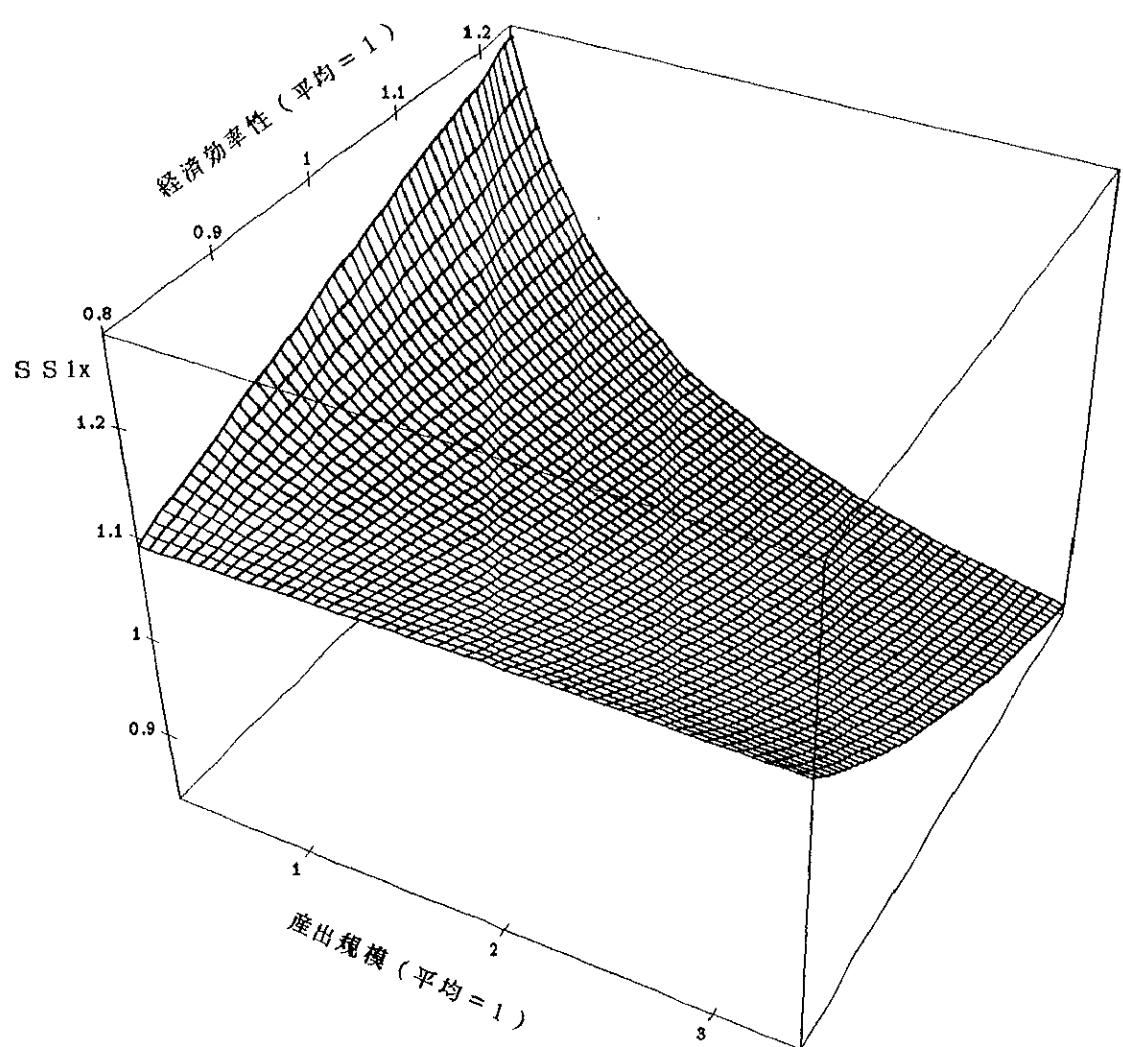
(図7-5) S N x曲面



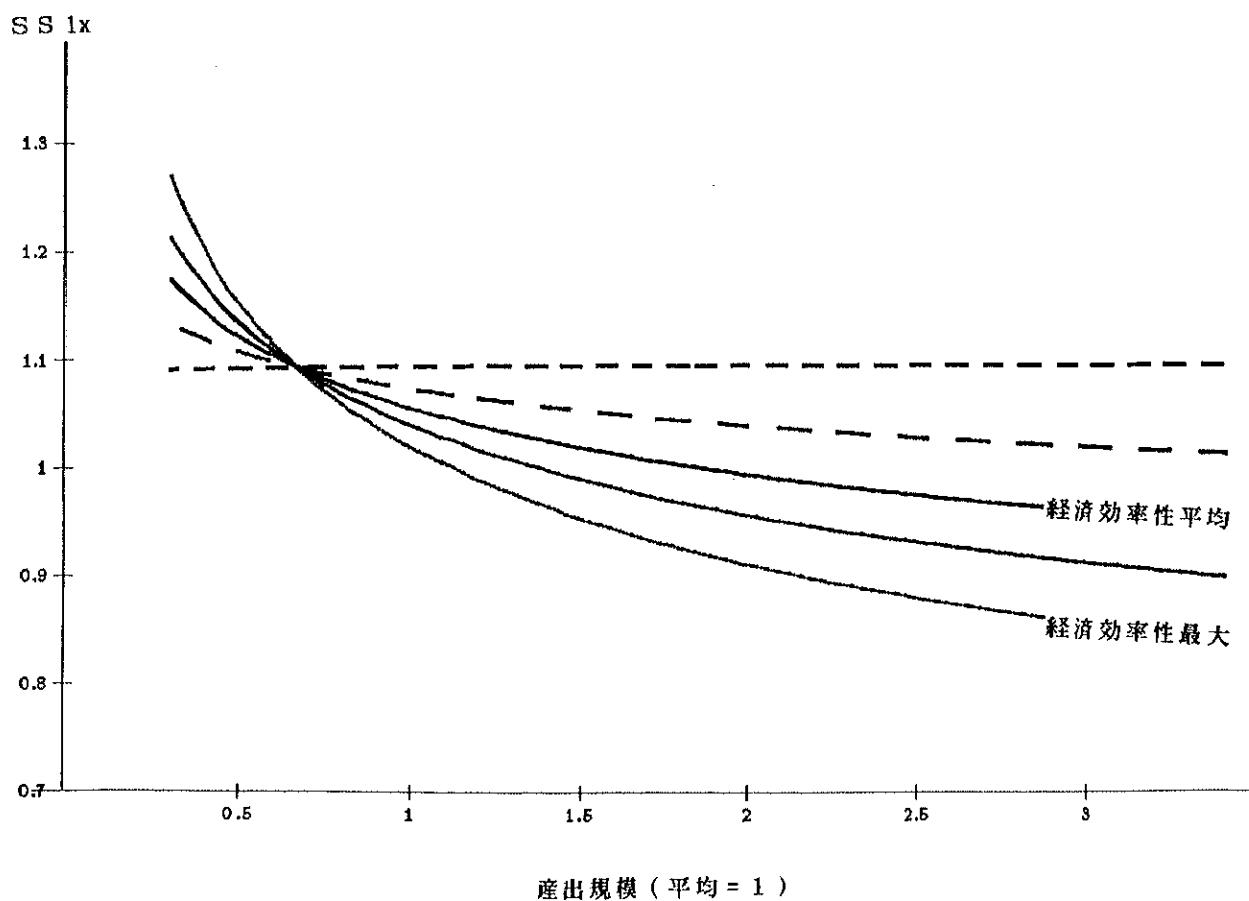
(図7-6) S Nx曲線



(図7-7) SS1x曲面



(図 7-8) SS_{1x}曲線



S_{N_x} や $S_{SS_{1x}}$ を大きく増加させる。しかし、産出規模が大きくなるにしたがって経済効率性の改善による S_{N_x} や $S_{SS_{1x}}$ の増加は小さくなり、産出規模がそれぞれ $t = 1.5 \sim 2.0$, $t = 0.5 \sim 1.0$ の水準以上では逆に経済効率性の改善は S_{N_x} や $S_{SS_{1x}}$ を低下させる。それゆえ、他の条件を一定とすれば、経済効率性の改善が事後的規模の経済性の増大を通して産出規模の拡大を誘発するのは複合経営農家では $t = 1.5 \sim 2.0$ の産出規模までであり、稲作単一経営では $t = 0.5 \sim 1.0$ の産出規模までである。経済効率性の改善による事後的規模の経済の実現には産出規模の限界のあることがわかる。さらにこの限界は稲作単一経営においてより大きく、複合経営では事後的範囲の経済の存在がその限界の増大を抑えているものと考えられる。

(表7-16) の全生産物に関する(経営全体の)事前的規模の経済性の指標($S_{N_{exa}}$)は $S_{N_{exa}} = 3.2304$ であり、著しく大きな規模の経済が生じている(1%の有意水準で $S_{N_{exa}} = 1$ という帰無仮説は棄却された(サンプルの平均値におけるt検定))。完全に効率的な水準における S_{N_x} ($S_{N_x} = 1.0384$)の3倍以上であり、経済効率性の事後的固定性をいかに緩和するかが全生産物に関する(経営全体の)規模の経済を実現するための最大の課題であることを示している。

第5節 要約

以上、確率的フロンティア費用関数モデル及び x 費用関数モデルをフィリピン・ラグナ州における稻作農家に適用し、その経済効率性と技術的経済性の統一的な実証分析を試みた。

当該標本農家の経済効率性は主として情報的資源（生産技術や経営管理に関する情報・ノウハウ等）の蓄積に関する要因の影響を反映しており、経済効率性の改善は普段の経営活動における生産技術や経営管理に関する情報・ノウハウ等の蓄積を通じて可能となることを示唆している。

こうした経済効率性の改善は生産要素の（費用を最小にする）最適コストシェアや代替弾力性（アレン偏代替弾力性），及び技術的経済性（規模の経済性，範囲の経済性）に影響を与え、当該標本農家の技術・経済的特質を変化させる働きを持つ。とりわけ、経済効率性が固定的な場合（事後的技術）と可変的な場合（事前の技術）とでは技術的経済性や代替弾力性は異なり、当該標本農家の技術・経済的特質を経済効率性の影響も勘案してより正確に捉えるためには経済効率性の事後的固定性を明示的に考慮する必要がある。

他の条件を一定とすれば、経済効率性の改善とともに経営の複合化が進か否かは経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性が経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性を上回ることができるかどうかにかかっている。また、経済効率性を所与とした全生産物に関する（経営全体の）事後の規模の経済性の指標（ $S N_x$ ）は規模に関して収穫不変を示しているのに対して、経済効率性が可変的な全生産物に関する（経営全体の）事前の規模の経済性の指標（ $S N_{exa}$ ）は著しく大きな規模の経済を示している（ $S N_x$ の約3倍）。経済効率性の事後的固定性をいかに緩和するかが全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を実現するための最大の課題であるといえる。

最後に、本章で得られた結論を要約して本章の結びとする。

(1) 確率的フロンティア費用関数を推定する場合は経済非効率を示す非負の項 (u) とシェア方程式の誤差項 (ε_j) との非独立性や ε_j のとり得る値の範囲の有限性、産出の変化に関する非相似拡大性 (non-homotheticity) について考慮する必要がある。 u と ε_j の独立性の仮定が満たされるのはすべての農家について配分効率性が完全に効率的である場合である。実際には経済効率性がその影響を反映している要因 (生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等) は技術効率性だけでなく、配分効率性にも影響を与え、配分非効率の状態が生じている可能性が高い。また、 ε_j が純粹に配分非効率の効果だけを反映するのは確率的フロンティア費用関数が産出の変化に関してホモセティック (homothetic) の場合であるが、こうしたケースが実際の場面にもあてはまるという保証は何もない。これらの仮定はモデルの解釈を容易にする反面、それが統計的に容認されない (棄却される) にもかかわらず仮定した場合にはモデルの推定に重大なバイアスをもたらす可能性がある。

(2) 従来のモデルに見られるこうした仮定が統計的に容認される (棄却されない) かどうかについて検討するため、 u と ε_j の独立性や ε_j のとり得る値の範囲の有限性を仮定するか否かによって 4 種類の確率的フロンティア費用関数を推定した。尤度比検定の結果、「 u と ε_j は独立である ($\sigma_{us} = \sigma_{u1} = \sigma_{uk} = 0$)」という帰無仮説は 5 % の有意水準で棄却された。 u と ε_j の間 (特に u と ε_s) には何らかの相関があり、これらが独立という仮定は統計的に容認することができない。 u や ε_j には統計的に無視できない配分非効率が含まれており、それが両者の間に何らかの相互依存関係を生じさせているものと考えられる。とりわけ、 σ_{us} がゼロと統計的に有意に異なることから、土地の投入に関して配分非効率が生じている可能性が高い。

(3) ε_j のとり得る値の範囲について無限性を仮定した確率的フロンティア費用

関数の推定結果と有限性 ($-S_j(P, Y) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_j(P, Y)$) を仮定した推定結果を比較すると、推定値の符号は同一であり、値そのものも大きな違いは見られないが、対数尤度関数の値は有限性を仮定した方が大きい。当該サンプル・データに関する限り、 ε_j のとり得る値の範囲について有限性を仮定した確率分布の方が当該サンプル・データが実現しやすいという意味で適切であることを示している。

(4) 産出の変化に関する相似拡大性について尤度比検定を行った結果、「確率的フロンティア費用関数は産出の変化に関して相似拡大的である ($B_{P1YH} = 0$)」という帰無仮説は 1 % の有意水準で棄却された。 ε_j は配分非効率の効果のみを示すという仮定は統計的に容認できず、 ε_j は配分非効率の効果だけでなく、産出の変化によって最適要素投入比率が変化することのコストシェアに対する効果をも含んでいる可能性が高い。

(5) 個別農家の経済効率性指標の値は平均して約 80 % であり、実際のコストはフロンティアのコストよりも約 20 % ほど多い。この水準は実際に観察される経常財のコストシェアや資本財サービスのコストシェアの平均値（それぞれ、12.9 %, 13.0 %）よりも大きく、経済効率性の改善によって経常財や資本財サービスのコストよりも大きな費用の節約が潜在的に可能であることを示している。経済効率性が実際のコストに与える影響は軽視できないものであると判断される。

(6) こうした個別農家の経済効率性指標を各生産要素に分解してみると、最も高い経済非効率性指標の値を示しているのは労働であり、以下、土地、資本サービス、経常財の順である。労働及び土地をいかに効率的に使用するかが経済効率性を向上させるための最大のポイントである。

(7) いかなる要因の影響が実際の標本農家の経済効率性に反映されているかを明らかにするために、各生産要素についての経済非効率性指標を従属変数とし、それが反映していると考えられる要因を独立変数とした回帰分析を行った。その

結果、農業主の教育年数や稲作経験年数が多く、小作契約期間が明確に設定されている農家ほど土地の投入は経済効率的である。稲作経験年数が多い農家ほど土地の効率的投入についての知識及びノウハウなどの「情報的資源」をより多く有し、教育年数が多い農家ほどこうした情報を正確かつ適時に蓄積・取得できること、そして小作契約期間が明確に設定されている農家ほど経済的な諸変数の変化に応じた小作契約の変更に要する時間的コスト（取引費用）が小さく、土地の投入は経済効率的であることを示していると考えられる。しかしながら、農業関連機関に加入し、農業経営・技術研修会等へ積極的に参加している農家はそうでない農家よりも土地の投入の経済非効率性が高いことを示している。こうした農家のある一時点における土地投入に関する経済非効率は経営規模の拡大を見込んだより長期的な生産計画の下での最適化によるものである可能性が高い。

(8) 経常財については主として技術普及員から農業関連情報を入手して早くから高収量（近代）品種を採用し、除草機を所有している農家ほど経済効率的である。技術普及員の農業関連情報は経常財の経済効率的な投入を促進する効果のあることを示している。また、高収量（近代）品種の採用経験年数は経常財の投入に関する生産・技術経験を反映しており、経験年数が多い農家ほど経常財の経済効率的な投入に関する知識やノウハウ（情報的資源）を豊富に有していることを示している。除草機の所有については除草機は除草剤と代替的な関係にあり、除草機を所有している農家ほどより少ない除草剤のコストで除草機を所有していない農家と同じ生産が可能であることを示している。一方、非農業所得が農業所得に比べて多く、導入されて間もない近代品種を採用している農家ほど経常財の経済非効率性は高い。非農業部門での労働を確保するために農業労働を経常財で代替する場合には、経常財の必要（最適投入量）以上の投入が行われやすいことを示している。また、導入して間もない高収量（近代）品種（IR64及びIR66）についてはそれに適した肥培管理方法が確立しておらず、経常財の投入は経済非効率

的になる可能性が高いことを示している

(9) 労働については総労働投入時間に対する技術普及員訪問時間の比率が高く、農業経営・技術研修会等へ積極的に参加している農家ほど労働の投入は経済効率的である。技術普及員の訪問活動や農業経営・技術研修会等で得られる経営・生産技術に関する情報（知識・ノウハウ）は、経済効率的な労働の投入を実現するのに有益であることを示している。しかしながら、農業主の稲作経験が豊富で耕耘機（歩行型トラクター）を所有している農家ほど労働の経済非効率性は高い。農業主と農業主以外の労働が保有する情報的資源の蓄積量は異なり、その違いが農業主自身の自己労賃（労働の限界価値生産力）評価と市場賃金との間に乖離を生じさせ、結果として労働投入の経済非効率発生の原因の1つになっていると考えられる。また、耕耘機所有による労働投入の経済非効率性の増加は耕耘機所有農家の耕地・整地作業における自家労賃（自家労働の限界価値生産力）評価がオペレーターの賃金とかなり異なることを示していると考えられる。

(10) 資本財サービスについては稲作経験が豊富で耕耘機を所有している農家ほど資本財サービスの投入は経済効率的である。稲作経験年数が多い農家ほど、資本財の効率的使用についての情報及びノウハウなどの「情報的資源」をより多く有していること、そして耕耘機の未所有による資本財サービスの経済非効率の発生はオペレータの有する資本財サービスの最適な投入に関する情報が農業主や家族労働の有する情報に比べて乏しいことを示していると考えられる。また、農業関連情報を主として技術普及員から取得し、除草機や脱穀機を所有している農家ほど資本財サービスの経済非効率性は高い。技術普及員を通じて新しい経営管理及び生産技術情報を得ている農家ほど、将来の収益増大のためにより新しい資本財に積極的に投資する可能性があることを示していると考えられる。除草機や脱穀機の所有による慣行的雇用労働の代替は、除草機や脱穀機を所有しない農家に比べて資本財サービスのコストを上昇させることを示している。

(11) ある生産要素の経済非効率性指標にマイナスの影響を及ぼす要因は他の要素の経済非効率性指標に同様の影響を及ぼすとは限らない。生産要素全体から見れば、各生産要素の経済非効率性指標について正反対の影響は相殺されることになる。こうした点も考慮して各生産要素の経済非効率性指標について共通に取り上げた要因の影響を要素全体で見ると、農業主の教育年数や稲作経験年数が多く、主として先進的農家から農業関連情報を得ている農家ほど要素全体の経済非効率性は低く、経済効率的である。いずれも情報的資源に関わる要因であり、実際の標本農家の経済効率性にとってこうした情報的資源に関わる要因は重要な役割を果たしていることがわかる。

(12) 経済効率性の費用中立性を仮定した場合と仮定しない場合の x_u 費用関数の推定結果を比較してみると、定数項、要素価格、産出量に関するパラメータの推定値に大きな違いは見られないが、経済効率性 (x_u) に関するパラメータの推定値は大きく異なっている。経済効率性費用中立の仮定は x_u に関するパラメータの推定値にバイアスをもたらす。こうしたバイアスが統計的に容認されるかどうかを確かめるために、経済効率性 (x_u) が費用中立的であるかどうかについて尤度比検定を行った。その結果、「 x_u は費用中立的である」という帰無仮説は 1% の有意水準で棄却され、(費用を最小にする) 最適要素投入比率は経済効率性によって変化しないという経済効率性費用中立の仮定は統計的に容認できないことが明らかにされた。経済効率性の変化は最適要素投入比率を変化させ、生産要素の最適費用構成 (コストシェア) に偏りをもたらす可能性が高い。

(13) 経済効率性の改善が (経済効率性を所与とした) 生産要素の最適コストシェアにいかなる偏りをもたらすかを捉えるために、技術進歩と類似の形で経済効率性の改善によるコストの低下を経済効率性進歩と定義し、最適コストシェアの変化を伴った経済効率性進歩を偏向的経済効率性進歩と定義した。具体的な指標としては次のような弾力性を定義した。コストの経済効率弾力性 (ECU)，第 i

コストシェアの経済効率弾力性 (ESU_1) , コストの第 h 生産物に関する産出量弾力性 (ECO_h) , ECO_h の経済効率弾力性 ($ECOU_h$) , 第 i コストシェアの第 j 要素価格弾力性 (ESP_{1j}) , 第 i コストシェアの第 h 産出量弾力性 (ESO_{1h}) , ECO_h の第 j 要素価格弾力性 ($ECOP_{hj}$) , ECO_h の第 g 生産物に関する産出量弾力性 ($ECOO_{hg}$) , ESP_{1j} の経済効率弾力性 ($ESPU_{1j}$) , ESO_{1h} の経済効率弾力性 ($ESOU_{1h}$) , $ECOP_{hj}$ の経済効率弾力性 ($ECOPU_{hj}$) , $ECOO_{hg}$ の経済効率弾力性 ($ECOOU_{hg}$) 。

(14) $ECU = 1.6314$ より、経済効率性の 1 % の改善によってコストを約 1.6 % 低下させることが（潜在的に）可能である。この値はコストの要素価格弾力性（＝コストシェア）や産出量弾力性 (ECO_h) よりもはるかに大きく、コスト削減における経済効率性改善の重要性を改めて認識させるものである。

$ESU_s = 0.23085$ より、経済効率性の改善は土地の最適コストシェアを上昇させ、地代の上昇はコストの経済効率弾力性 (ECU) を低下させる。経済効率性の改善によるコストダウンを促進するためには、いかにして地代の上昇を抑えるかが重要な政策課題と成り得ることを示唆している。

$ESPU_{11} = -0.22969$ より、最適労働シェアの賃金弾力性 ($ESP_{11} = 0.087172$) は経済効率性の改善によって減少する。もしくは最適労働シェアの経済効率弾力性 ($ESU_1 = 0.02735$) は賃金の上昇によって減少する。経済効率性が改善されると賃金の上昇による最適労働シェアの増加は抑制され、賃金が上昇すれば経済効率性が改善されても最適労働シェアは増加しにくくなる。また、 ESP_{11} は賃金の上昇によるコスト増大の変化率でもあり、コスト増大のスピードを表している。それゆえ、経済効率性の改善は賃金の上昇によるコスト増大のスピードを減少させる働きを持つ。

$ECOO_{11} = 0.37772$ より、水稻産出量弾力性 ($ECOO_{11} = 0.081725$) は経済効率性の改善によって増加する。もしくは ECO_1 の経済効率弾力性 ($ECOU_1 = -0.1243$) は稲産出量の増加によってプラスの方向へ変化する。（ ESP_{11} と同様に考えて）

$EC00_{11}$ は水稻産出量の増加によるコスト増大のスピードを表しており、経済効率性の改善はこのスピードを加速させる働きを持つ。また、 $EC00_1 < 0$ より、水稻産出規模（量）の拡大によるコストの増大は経済効率性の改善によって抑えられるが、水稻産出規模が拡大するにつれてその抑制の程度は小さくなっていく。他の条件を一定とすれば、水稻産出規模が大きいほど水稻産出規模の拡大によるコストの増大は経済効率性の改善によって抑制できる余地が少ない。

$ESP_{U_{s1}} = 0.075791$ より、最適土地シェアの賃金弾力性 ($ESP_{s1} = -0.12553$) ないし最適労働シェアの地代弾力性 ($ESP_{1s} = -0.12553$) は経済効率性の改善によってプラスの方向へ変化する。あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性 ($ESU_s = 0.23085$) ないしは最適労働シェアの経済効率弾力性 ($ESU_1 = 0.02735$) はそれぞれ、賃金及び地代の上昇によって増大する。（他の条件を一定にして）地代（賃金）の上昇は土地（労働）の投入の減少とともに労働（土地）投入の減少をも招くが、労働（土地）投入の減少は経済効率性の改善によって抑制される。また、経済効率性の改善は土地と労働の代替関係を強め、賃金（地代）の上昇は経済効率性の改善によるコスト低下に対する地代（賃金）上昇のマイナスの影響を緩和する働きを持つ。

$ESP_{U_{sk}} = -0.098497$ より、最適土地シェアの資本財サービス価格弾力性 ($ESP_{sk} = -0.012264$) ないし最適資本財サービスシェアの地代弾力性 ($ESP_{ks} = -0.012264$) は経済効率性の改善によって減少（マイナスの方向へ変化）する。あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性 ($ESU_s = 0.23085$) ないしは最適資本財サービスシェアの経済効率弾力性 ($ESU_k = -0.16726$) はそれぞれ、資本財サービス価格及び地代の上昇によって減少する。（他の条件を一定にして）資本財サービス価格（地代）の上昇は資本財サービス（土地）の投入を減少させるとともに、土地（資本財サービス）の投入をも減少させる。経済効率性の改善は土地（資本財サービス）投入の減少を大きくし、土地と資本財サービスの代替関係を弱める

働きを持つ。また、資本財サービス価格の上昇は経済効率性の改善によるコスト低下に対する地代上昇のマイナスの影響を減少させ、地代の上昇は経済効率性の改善によるコスト低下に対する資本財サービス価格上昇のプラスの影響を増大させる。

$ESOU_{s1} = ECOPU_{1s} = -0.077487$ より、最適土地シェアの水稻産出量弾力性 ($ESO_{s1} = -0.0031272$) ないし ECO_1 の地代弾力性 ($ECOP_{1s} = -0.0031272$) は経済効率性の改善によって減少（マイナスの値が増大）する。あるいは最適土地シェアの経済効率弾力性 ($ESU_s = 0.23085$) ないし ECO_1 の経済効率弾力性 ($ECOU_1 = -0.12425$) はそれぞれ、水稻産出量及び地代の上昇によって減少する。 $(ESO_{s1} = ECOP_{1s} = -0.0031272$ より) 最適土地シェアないし ECO_1 はそれぞれ、水稻産出量及び地代の上昇によって減少するが、経済効率性の改善はこうした減少をさらに拡大する。また、水稻産出量の増大は経済効率性の改善によるコスト低下に対する地代上昇のマイナスの影響を減少させ、地代の上昇は経済効率性の改善によるコスト低下に対する水稻産出量の増大によるプラスの影響を増大させる。

$ESOU_{11} = ECOPU_{11} = 0.11012$ より、最適労働シェアの水稻産出量弾力性 ($ESO_{11} = 0.029205$) ないし ECO_1 の賃金弾力性 ($ECOP_{11} = 0.029205$) は経済効率性の改善によって増大する。あるいは最適労働シェアの経済効率弾力性 ($ESU_1 = 0.02735$) ないし ECO_1 の経済効率弾力性 ($ECOU_1 = -0.12425$) はそれぞれ、水稻産出量及び賃金の上昇によって増大する。 $(ESO_{11} = ECOP_{11} = 0.029205$ より) 最適労働シェアないし ECO_1 はそれぞれ、水稻産出量及び賃金の上昇によって増大するが、経済効率性の改善はこうした増大をさらに大きくする。また、水稻産出量の増大は経済効率性の改善によるコスト低下に対する賃金上昇のマイナスの影響を減少させ、賃金の上昇は経済効率性の改善によるコスト低下に対する水稻産出量の増大によるプラスの影響を減少させる。

(15) 複合経営(稻作+稻以外作目)の経済効率性のシャドウプライスは完全

に経済効率的な水準において約209ペソであり、経済効率性（＝フロンティアのコスト/実際のコスト）の1ポイント（無名単位）の改善によって少なくとも約209ペソのコストの節約が可能である。これは日雇い雇用賃金の約5倍に相当する。稻作単一経営ないし稻作単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライス（223.59ペソ，185.97ペソ）は稻以外作目単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライス（37.126ペソ）よりもはるかに大きい。稻産出量が稻以外作目生産額に比べて相対的に大きい（小さい）ほど経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下（経済効率性のシャドウプライス）は大きく（小さく）なる。

(16) × 費用関数の事後の費用関数としての性質及び事前の費用関数との関係に着目することによって、技術的経済性（規模の経済性及び範囲の経済性）や代替弾力性（アレン偏代替弾力性）を経済効率性が固定的な場合（事後の技術経済性，事後の代替弾力性）と可変的な場合（事前の技術経済性，事前の代替弾力性）の二つの角度から捉えることができる。経済効率性の異なる水準で事後の技術経済性や事後の代替弾力性を評価し、比較することによって経済効率性の改善が事後の技術経済性や事後の代替弾力性にいかなる影響を及ぼすかを捉えることができる。また、完全に経済効率的な場合の事後の技術経済性及び事後の代替弾力性と事前の技術経済性及び事前の代替弾力性を比較することによって経済効率性の事後の固定性が技術的経済性や代替弾力性をいかに規定しているかを明らかにすることができる。

(17) 経済効率性の平均値 ($x_u = 80.17$) では、ゼロと統計的な有意差のない土地と労働との事後のアレン偏代替弾力性 (AES_{s1x}) を除いて、任意の二つの要素の組み合わせはすべて代替関係を示している。とりわけ、 AES_{v1x} , AES_{1kx} が大きな値を示しており（それぞれ、1.6045, 1.1356）、経常財と労働、労働と資本財サービスは強い代替関係にある。完全に経済効率的な水準 ($x_u =$

100.0) では経常財と労働、労働と資本財サービスはいっそう強い代替関係にあるが ($AES_{v1x} = 1.9755$, $AES_{1kx} = 1.7627$) 、 AES_{s1x} はゼロと有意に異なり（有意水準 1 %）、 AES_{skx} はゼロと統計的な有意差がなくなっている。経済効率性の改善によって労働と他の投入要素との AES_{1jx} は増大するが、労働以外の要素の組み合わせについては減少している。経済効率性は労働の質の規定要因である情報的資源に関連した要因の影響を強く反映しており、情報的資源の蓄積（増大）による労働の質の改善は労働と他の投入要素との（事後の）代替関係を強める働きを持つものと推察される。

(18) 事前のアレン偏代替弾力性 (AES_{1jexa}) はすべての投入要素の組み合わせについて完全に経済効率的な水準 ($x_u = 100.0$) における AES_{1jx} をかなり上回っている（マイナスの符号を持つ場合はその絶対値）。経済効率性の事後的固定性はすべての生産要素の組み合わせについてその代替・補完可能性を規定しており、こうした固定性をいかにして緩和するかが要素間の代替・補完可能性を高めるための最大の課題であることを示している。経済効率性と他の生産要素との AES_{1jexa} は、値そのものは小さいものの、いずれもゼロと統計的に有意に異なる正の符号を示しており、経済効率性と他の生産要素は弱い代替関係にある。経済効率性と他の要素の相対価格が上昇しても、経済効率性（がその影響を反映している要因）は他の生産要素と容易には代替できないものであることを示している。

(19) 事後の範囲の経済性の指標 (SC_x) は経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の場合も最大値 ($x_u = 100.0$) の場合もゼロと統計的に有意に異なり（有意水準はいずれも 1 %）、範囲の経済が存在することを示している。経済効率性を所与とした場合、経営の複合化によって複合経営全体の約 9 %～11 %に相当するコストの節約が可能である。 SC_x の値は $x_u = 80.17$ の場合 ($SC_x = 0.0931$) よりも $x_u = 100.0$ の場合 ($SC_x = 0.1106$) の方が大きく、経済効率性の改善は事

後的範囲の経済性を増加させる。こうした経済効率性の改善による事後の範囲の経済性の増加は、範囲の経済の主要な源泉でもある情報的資源に関連した要因の影響を経済効率性が強く反映しているためと考えられる。

(20) $S C_x$ 曲線（要素価格及び経済効率性 x_u を一定とした場合の事後の範囲の経済性の指標 $S C_x$ と産出規模 t との関係を表す曲線）及び $S C_x$ 曲面（要素価格及を一定とした場合の $S C_x$, t , x_u の関係を表す曲面）を見ると、 x_u を任意の水準に固定（所与と）した場合、 t の拡大とともに $S C_x$ 曲線は減少し、 $S C_x$ 曲面は下降しているが、 x_u の増加によって $S C_x$ 曲線は上方へシフトし、 $S C_x$ 曲面は上昇している。経済効率性の改善は産出規模の大きい農家にも経営の複合化によるコスト削減の可能性を開くものであることを示している。

(21) 事前の範囲の経済性の指標 ($S C_{exa}$) は（経済効率性を完全に経済効率的な水準で評価した場合） $S C_{exa} = 0.0804$ であり、1%の有意水準でゼロと統計的に有意に異なるが、 $x_u = 80.17$ や $x_u = 100.0$ の $S C_x$ よりも小さい。 $S C_{exa}$ と $S C_x$ の違いは経済効率性を改善するのに必要なコストについても範囲の経済性を考えるか否かにあり、 $S C_{exa}$ が $S C_x$ よりも小さいのは経済効率性のシャドウプライスに関する範囲の経済性の指標 ($S C_{pe}$) (=経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性の指標 $S C_{xu}$) が $S C_x$ よりも小さいからである。経営の複合化によって削減可能なコストの割合は経済効率性を所与とした事後のコストよりも経済効率性を1ポイント改善するのに必要なコスト (=経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下)の方が小さく、経済効率性を改善するためにかかるコストをも含めて範囲の経済性を考えた場合には、それを含まない範囲の経済性よりも小さくなる。

(22) 実際には、経済効率性の影響を自由に変化させることができるほどの長期においても経済効率性を完全に経済効率的な水準に調整することは難しいから、事前の範囲の経済性はさらに小さくなる。当該標本農家の多く (83.6%) が稻作

単一経営であるのは、当該標本農家の範囲の経済性を考慮する期間は経済効率性の影響を変化させるのが困難な期間内に留まらず、当該標本農家は経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮するが、そのコストに関する範囲の経済性 ($S C_{pe} = S C_{xu}$) はそのコストを考慮しない事後的範囲の経済性 ($S C_x$) よりも小さく ($S C_{pe} = S C_{xu} < S C_x$) 、しかも実際の経済効率性の水準は完全に経済効率的な水準にはないために、経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮した事前の範囲の経済 ($S C_{exa} > 0$) は存在しなくなってしまうためと考えられる。他の条件を一定とすれば、経済効率性の改善とともに経営の複合化が進か否かは経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性 ($S C_{pe} = S C_{xu}$) が経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性 ($S C_x$) を上回る ($S C_{pe} = S C_{xu} > S C_x$ となる) ことができるかどうかにかかっている。

(23) 全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性の指標 ($S N_x$) は経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の場合 ($S N_x = 0.99573$) よりも最大値 ($x_u = 100.0$) の場合 ($S N_x = 1.0384$) の方が大きい。しかし、いずれの場合も $S N_x = 1.00$ と統計的な有意差は認められない。経済効率性の改善は $S N_x$ を増加させるが、 $S N_x > 1$ の統計的根拠が得られるほどの増加ではない。経済効率性を所与とした全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性は、サンプルの平均値においてほぼ規模に関して収穫不変であり、経済効率性が改善されても規模の経済の存在は統計的に認められない。こうした $S N_x$ は $S C_x$ 、特定 (j) の生産物部門に関する事後的規模の経済性の指標 (S_{jx})、 S_{jx} のウェイト (w_{jx}) によって統一的に解釈することができる。経済効率性の改善によって稲作部門に関する事後的規模の経済性は減少するが、そうした減少の影響よりも事後的範囲の経済性增加の影響の方が大きいために、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性はわずかばかり増加している。

(24) 当該標本地域では、農地（小作地）や資本財サービスの賃貸借市場はか

なり発達しており、（経済効率性が反映している要因を別とすれば）稲作部門に関する事後的規模の不経済や稲作単一経営の事後的規模に関する収穫不变は農地や固定資本財もサービス（用役）として分割投入が可能で規模の経済を生じさせる要因とはならないことを示していると考えられる。経済効率性の改善による稲作部門に関する事後的規模の経済性及び稲作単一経営の事後的規模の経済性の減少は経済効率性の改善が農地や固定資本財のサービス（用役）としての分割投入の可能性をいっそう強める働きを持っているためと推察される。

（25）経済効率生 x_u が増加するにしたがって、 RAC_x 曲線（要素価格及び x_u を所与とした場合の経営全体の事後的平均費用 RAC_x と産出規模 t との関係を表す曲線）は下方へシフトし、 RAC_x 曲面（要素価格を所与とした場合の RAC_x 、 t 、 x_u の関係を表す曲面）は下降しているが、 RAC_x が最小となる t （最小最適規模）は増加している。経済効率性の改善は全生産物に関する（経営全体の）事後的平均費用を低下させるとともに、最小最適規模を増加させ、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済が生じ得る産出領域を拡大させる働きを持つ。 SN_x 曲線（要素価格及び x_u を所与とした場合の SN_x と t との関係を表す曲線）及び SN_x 曲面（要素価格を所与とした場合の SN_x と t と x_u の関係を表す曲面）、 SS_{1x} 曲線（要素価格及び x_u を所与とした場合の稲作単一経営の事後的規模の経済性の指標 SS_{1x} と t との関係を表す曲線）及び SS_{1x} 曲面（要素価格を所与とした場合の稲作単一経営の事後的規模の経済性の指標 SS_{1x} と t と x_u の関係を表す曲面）は、 x_u が増加するにしたがってその形状が水平に近い状態から半U字型へと変化している。そのため、任意の x_u における SN_x 曲線及び SS_{1x} 曲線はそれぞれ、 $t = 1.5 \sim 2.0$ 、 $t = 0.5 \sim 1.0$ の産出領域で交差している。（他の条件を一定とすれば）経済効率性の改善が事後的規模の経済性の増大を通して産出規模の拡大を誘発するのは複合経営農家では $t = 1.5 \sim 2.0$ の産出規模までであり、稲作単一経営では $t = 0.5 \sim 1.0$ の産出規模までである。経済効率

性の改善による事後的規模の経済の実現には限界があることがわかる。さらにこの限界は稻作単一経営においてより大きく、複合経営では事後的範囲の経済の存在がその限界の増大を抑えているものと考えられる。

(26) 全生産物に関する（経営全体の）事前的規模の経済性の指標 ($S N_{exa}$) は $S N_{exa} = 3.2304$ であり、著しく大きな規模の経済が生じている（1%の有意水準で $S N_{exa} = 1$ という帰無仮説は棄却された（サンプルの平均値における t 検定））。完全に効率的な水準における $S N_x$ ($S N_x = 1.0384$) の 3 倍以上であり、経済効率性の事後的固定性をいかに緩和するかが全生産物に関する（経営全体）の規模の経済を実現するための最大の課題であることを示している。

(注1) 同地域に関する実証分析としては Liao [1968] , Liao and Sandoval [1968] , 菊池 [1978] , 同 [1979] , 同 [1986] がある。例えば、菊池 [1986] pp. 46-58 参照。

(注2) 水稲近代品種が出現した1966年以前において化学肥料・除草剤・殺虫剤等の近代的投入財は全標本農家の40.3%，耕耘機（歩行型トラクター）は19.4%がすでに使用しており、近代品種が普及した9年後の1975年ではそれぞれ80.6%，74.6%の農家が使用するまでになっている。現在（1988年）はすべての農家が近代的投入財を使用し、98.5%の農家が耕耘機（歩行型トラクター）を使用している。

(注3) 情報的資源については第3・4・5・6章を参照。

(注4) 産出の変化に関する費用関数の相似拡大性 (homotheticity) とは産出の変化によって生産要素の（費用を最小にする）最適な投入比率が変化しないことを意味する。これは産出の変化に対して生産要素の最適コストシェアが不変であることと同値である。

すなわち、 $p_i > 0$, $C(Y, P) > 0$ より、

$$\frac{\partial}{\partial y_k} \left[\frac{\partial C(Y, P)/\partial p_i}{\partial C(Y, P)/\partial p_j} \right] = \frac{\partial}{\partial y_k} \left[\frac{x_i(Y, P)}{x_j(Y, P)} \right] = 0$$

↑
↓

$$\frac{\partial}{\partial y_k} \left[\frac{\partial \ln C(Y, P)/\partial \ln p_i}{\partial \ln C(Y, P)/\partial \ln p_j} \right] = \frac{\partial}{\partial y_k} \left[\frac{S_i(Y, P)}{S_j(Y, P)} \right] = 0$$

が成立する。ただし、 $x_i(Y, P)$ は最適第*i*要素需要関数であり、 $S_i(Y, P)$ は最適第*i*要素コストシェア関数である。詳細は Chambers [1988] pp. 72-77, pp. 217-219 を参照。

(注5) ここでいう経済効率性費用中立性とは経済効率性の改善によって生産要素の（費用を最小にする）最適な投入比率が変化しないことをいう。これは経済効率性の改善に対して生産要素の最適なコストシェアが不変であることと同値であ

る。この点は産出の変化に関して費用関数が相似拡大的な場合と同様であり、容易に証明可能である。詳細は補論7-4参照。なお、経済効率性の改善によって生産要素の最適な投入比率（コストシェア）が変化する場合は経済効率性費用非中立的と呼ぶ。

（注6）経済効率性のシャドウプライスとは経済効率性の1ポイント（無名単位）の改善によるコスト低下の大きさを指す。

（注7）具体的な導出については（補論7-1）にて述べる。

（注8）規模の経済性及び代替弾力性と経済効率性との独立性とは経済効率性が変化しても規模の経済性及び代替弾力性が変化しないことをいう。

（注9）例えば、Schmidt and Sickles [1984]，Schmidt [1985-6]，植草・鳥居[1985]を参照。

（注10）一般に、理論的な制約の少ないフレキシブルな関数型から推計した u は理論的な制約の多い関数型から推計したものよりも小さな値を示すことが指摘されている。Schmidt [1985-6] pp. 319-320参照。

（注11） u と ε_j との相関を許容した誤差構造の複雑さについてはGreen [1980B]，Schmidt and Lovell [1980]を参照。

（注12）第3章で述べたFarrell [1957]の経済効率性の尺度では〔経済効率性=技術効率性×配分効率性〕であり、完全に配分効率的な（配分効率性の尺度=1の）場合には〔経済効率性=技術効率性〕の関係が成り立つ。また、後に述べるように、 ε_j は配分非効率の効果だけでなく、産出の変化による最適コストシェア変化の効果をも含む。

（注13）例えば、ラグランジアン乗数検定（Lagrangean multiplier test）を行った場合、情報行列が特異行列となったり、制約付き尤度関数の一階微分行列がゼロ行列になるなどの困難が発生し、 u に仮定した分布の有意性に関する検定は容易でないことが知られている。Schmidt and Lin [1984] 参照。

(注14) パネルデータについてはMundlak [1978] を参照。

(注15) Schmidt and Sickles [1984] pp. 368参照。

(注16) 具体的には次のような特定化である。

$$\ln y = A + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot \ln x_i + vt - ut$$
$$\ln x_i - \ln x = \ln(\alpha_i \cdot p_i) - \ln(\alpha_i \cdot p_i) + \varepsilon t_i \quad (i = 1, \dots, n)$$
$$\begin{bmatrix} vt^* \\ \varepsilon t \end{bmatrix} \sim N\left[\begin{bmatrix} 0 \\ \mu \end{bmatrix}, \Sigma\right], \quad vt \sim N(0, \sigma_{vt}^2),$$
$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{vt}^2 & \Sigma_{vt} \\ \Sigma_{vt} & \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \end{bmatrix}, \quad ut = |vt^*|$$

ただし、 ut は技術非効率を示す項、 vt は確率的フロンティア生産関数の誤差項、 εt_i は配分非効率を示す項である。

(注17) (注4) を参照。

(注18) 第j要素の実際のコストシェアを S_j^a 、最適コストシェアを $S_j(Y, P)$ とすれば、 $0 \leq S_j^a = S_j(Y, P) + \varepsilon_j \leq 1$ より、 $-S_j(Y, P) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_j(Y, P)$ が成り立つ。

(注19) その唯一の例外はWoodland [1978] であり、コストシェア方程式の誤差項にDirichlet分布を仮定したモデルを提示している。

(注20) vは天候の変化や不意の機械の故障などの純粹に確率的な環境的技術的不確実性の効果を表しているのでuや ε_j とは独立と考えられる。

(注21) 産出変数にBox-Cox変換を施したのは複合経営のデータだけでなく、一方の産出がゼロである単一経営のデータも扱う必要性からである。Box-Cox変換についてはBox and Cox [1964]、草刈 [1982]、一般化トランス・ログ型複数財費用関数 (generalized translog multiproduct cost function) については Caves, Laurits, Christensen and Tretheway [1980] を参照。

(注22) 反復ゼルナー法についてはZellner [1962]、Kmenta and Gilbert

[1968] 等を参照。

(注23) 費用関数から得られる技術に関する情報が生産者の費用最小化行動から導き出されたものとして経済的に意味を持つためには、費用関数は要素価格に関して①非減少、②一次同次、③凹、④連続な関数でなければならない。さらに、要素価格に関して二階微分可能を仮定すれば、⑤同一の要素価格についての二階微分が非正、⑥異なる要素価格についての二階交差微分は対称であることが要請される。これらの性質についてはVarian [1984] (邦訳pp. 51-52), 奥野・鈴村 [1985] pp. 102-108, 黒田 [1989] pp. 169-171を参照。

(注24) Kmenta and Gilbert [1968] 参照。

(注25) Berndt-Hall-Hall-Hausman法についてはFormby, Hill and Johnson [1980] pp. 610-612を参照。

(注26) フィリピンの農地改革については滝川 [1976] 参照。

(注27) これらの指摘については菊池 [1978] pp. 34-37参照。

(注28) 以下の(7-7)式は第4章の(4-2)式において $z_c = z_u = z_{p_1} = 0$ ($i = s, v, l, k$) , $z_{y_h} = z_q$ ($h=1, 2$)とした場合の特殊ケースである。

(注29) 第二節で既述したように、 ε_j のとり得る値の範囲の有限性とはコストシェアがゼロと1の間の値しかとれないために ε_j のとり得る範囲が $-S_j(Y, P) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_j(Y, P)$ ($j=s, l, k$)に限定されることをいう。

(注30) 費用関数の産出の変化に関する非相似拡大性 (nonhomotheticity) とは産出の変化によって生産要素の（費用を最小にする）最適な投入比率が変化することを意味する。これは産出の変化に対して生産要素の最適コストシェアが変化することと同値である。(注5) 参照。

(注31) なお、乾期において稲作を行わず、稲以外の作目を生産している農家(1戸)の乾期のデータを除いて推定している。このデータを含めて推定した場合、 y_2 の一次のパラメータ (B_{y_2}) が負になり、費用関数の理論的な要請を満た

さないからである。それゆえ、サンプル数は133 (=134-1) になる。

(注32) (注23)で述べたように、費用関数に要請される理論的条件は費用関数が要素価格に関して①非減少、②一次同次、③凹、④連続な関数であることである。これら条件のうち、②、④は推定以前に仮定しているので、①と③を推定結果から確かめることになる。

(注33) 尤度比検定 (likelihood ratio test), ワルド検定 (wald test), ラグランジュ乗数検定 (lagrange multiplier test) については例えば、Judge, Griffiths, Hill, Lutkepohl and Lee [1988] pp. 105-110, 同 [1985] pp. 182-184 参照。

(注34) Leibenstein [1976] は作業解釈の具体的な内容として、その作業の活動 (A), 速度 (P), 質 (Q), 時間的パターン (T) を挙げており、その束 A・P・Q・T の集合によって個人の作業解釈の中身を表している。特定の A・P・Q・T は努力点 (effort point) と呼ばれ、選択可能性のある努力点の集合として個人の作業解釈は表される。この集合は努力位置 (effort position) と呼ばれるものであり、個人はこの中から特定の努力点を選択する。第3章参照。

(注35) 取引費用とは財・サービスの交換に要する時間や資源のことである。 Williamson [1975], 今井・伊丹・小池 [1982] は取引コストの規定要因として、① 取り引きされる財・サービスの特性, ② 市場における財・サービスの供給者と需要者の数, ③ 取引に関わる意志決定者の人間的性質等を挙げている。第3章参照。

(注36) 同様の視点からのより詳細な分析として Higuchi [1990] がある。

(注37) ただし、各生産要素の経済非効率性指標がその影響を反映しているものとして取り上げた上述の要因のうち、共通要因でないものは、それらを共通要因とした予備的な推定においてある生産要素の経済非効率性指標についてパラメータ推定値の（漸近的）t値が小さく、ゼロと統計的な有意差が認められなかった

ために、取り除いたことによる。

(注38) 可変費用関数に要請される理論的条件は(注23), (注32)で述べた通常の費用関数に要請される条件に加えて、固定要素に関して①非増加, ②凸, ③連続という条件が加わる。このうち、推定以前に仮定されていない条件は①と②である。これらの条件に関してはChambers [1988] pp. 101-109, Nadiri [1982] pp. 454-456を参照。

(注39) (7-8) 式は経済効率性 (x_u) を時間変数ないし技術進歩変数 (t) に置き換えれば、費用中立的な技術進歩 (cost-neutral technical change) の定義と同一である。費用中立的な技術進歩についてはChambers [1988] pp. 216-217参照。

(注40) 経済効率性が費用中立的である場合のパラメータの制約は

$$Bp_{iu} = Bp_{iju} = Bpy_{ihu} = 0 \quad (i, j=s, v, l, k; h=1, 2) \text{ である。}$$

(注41) 例えば、 ESU_1 は

$$\begin{aligned} S_i &= \beta_i(x_u) + \sum_j \beta_{ij}(x_u) \cdot \ln p_j + \sum_h \delta_{ih}(x_u) \cdot Q(y_h) \\ &= (Bp_i + Bp_{iu} \cdot \ln x_u) + \sum_j (Bp_{ij} + Bp_{iju} \cdot \ln x_v) \cdot \ln p_j \\ &\quad + \sum_h (Bpy_{ih} + Bpy_{ihu} \cdot \ln x_u) \cdot \left(\frac{y_h^{zq}-1}{zq} \right) \end{aligned}$$

より、

$$ESU_1 = \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial \ln x_u} = Bp_{iu} + \sum_j Bp_{iju} \cdot \ln p_j + \sum_h Bpy_{ihu} \cdot \left(\frac{y_h^{zq}-1}{zq} \right) \text{ である。}$$

サンプルの平均値 ($p_i = y_h = 1$) では $\ln p_i, \frac{y_h^{zq}-1}{zq}$ がゼロであるから、

$ESU_1 = Bp_{iu}$ となる。ECU, ECOU_h, ESPU_{ij}, ESOU_{ih}, ECOPU_{hj}, EC0OU_{hm}についても容易に確かめることができる。

(注42) 菊池 [1978] pp. 34-37, pp. 47-49, 同 [1986] pp. 84-85参照。

(注43) 具体的には $ESP_{ii} = \frac{\partial^2 \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln p_i^2}$ である。

(注44) アレン偏代替弾力性については後述の（13）アレン偏代替弾力性を参照。

(注45) 産出ベクトル (y_1, y_2) （水稻生産量、水稻以外生産額）が $(0, \text{平均値})$ である稲以外作目単一経営の経済効率性のシャドウプライスを推計せずに、産出ベクトルが $(\text{ゼロを除いた最小値}, \text{平均値})$ である稲以外作目単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライスを推計したのは次の理由による。すなわち、産出ベクトルが $(0, y_2)$ というサンプルは1個しかなく、 $(0, y_2)$ を産出するのに必要なコストに関する情報は極めて少ない。そのため、この産出ベクトルで評価した推計値の（統計的な）信頼性は低くならざるをえないからである。また、第2章で既述したように、複数財生産（複合経営）の技術的経済性は単一財生産（単一経営）の技術的経済性を拡張したものであり、単一経営（ないし単一経営に近い複合経営）の産出ベクトルの総和が複合経営の産出ベクトルと一致するように定義されている。そのため、産出ベクトルが $(\text{平均値}, 0)$ である稲作単一経営の経済効率性のシャドウプライスだけでなく、産出ベクトルが $(\text{平均値} - \text{ゼロを除いた最小値}, 0)$ である稲作単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライスも推計している。これによって、 $(\text{平均値} - \text{ゼロを除いた最小値}, 0) + (\text{ゼロを除いた最小値}, \text{平均値}) = (\text{平均値}, \text{平均値})$ が成り立つ。

(注46) ここでは「生産要素の事後的固定性（特定性）」とほぼ同じ意味で用いている。「生産要素の事後的固定性（特定性）」についてはJohansen [1972] pp. 4-27, 佐藤 [1975] pp. 7-10参照。

(注47) サンプルの平均値におけるt検定において $S_{1x}=1, S_{C_x}=0$ という帰無仮説はいずれも1%の有意水準で棄却されている。

(注48) サンプルの平均値における t 検定において $S_{S_{1x}} = 1$ という帰無仮説は 5 % の有意水準で棄却されない。

補論 7 - 1 . 結合密度関数の導出

(1) u, v, ε_j に関する(仮定3)より、 v は u, ε_j と独立に標準正規分布 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ に従うことから、その結合密度関数 $f_{uv}(v)$ は次のように表される。

$$f_{uv}(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_v} \cdot \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (\text{補7-1-1})$$

(2) 一方、(仮定2)より、 u と ε_j はそのとり得る値の範囲が $u \geq 0, -S_1(Y, P) \leq \varepsilon_j \leq 1 - S_1(Y, P)$ に制約された(7-2)式の多次元切断正規分布に従う。それゆえ、 (u, ε) の結合密度関数 $f_{u\varepsilon}(u, \varepsilon)$ は次のように書くことができる。

$$\begin{aligned} f_{u\varepsilon}(u, \varepsilon) &= \left[\frac{1}{(2\pi)^2 \cdot \sqrt{|\Sigma|}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \varepsilon_i \cdot \varepsilon_j\right\} \right] \\ &\cdot \left[\frac{1}{(2\pi)^2 \cdot \sqrt{|\Sigma|}} \cdot \int_0^\infty \int_{ssb}^{ssa} \int_{slb}^{sla} \int_{skb}^{ska} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \phi_i \cdot \phi_j\right\} \cdot \prod_h d\phi_h \right]^{-1} \end{aligned} \quad (\text{補7-1-2})$$

ただし、 $\varepsilon' = (\varepsilon_s, \varepsilon_1, \varepsilon_k), \varepsilon_u = u,$

$$ssa = 1 - S_s(P, Y), \quad ssb = -S_s(P, Y), \quad sla = 1 - S_1(P, Y),$$

$$slb = -S_1(P, Y), \quad ska = 1 - S_k(P, Y), \quad skb = -S_k(P, Y)$$

である。

しかしながら、(補7-1-2)式は多重積分を含み、実際の推定に際してはその取り扱いが容易ではない。そのため、多重積分を含まない形に変形することを考える。

最初に、次の式に着目する。

$$\begin{aligned} \sum_{i=u} \sum_{j=u} \sigma^{ij} \cdot \phi_i \cdot \phi_j &= \sigma^{uu} \cdot \left[\phi_u + \frac{1}{\sigma^{uu}} \cdot \sum_{j=s} \sigma^{uj} \cdot \phi_j \right]^2 \\ &+ \sum_{i=s} \sum_{j=s} \left[\sigma^{ij} - \frac{\sigma^{ui} \cdot \sigma^{uj}}{\sigma^{uu}} \right] \cdot \phi_i \cdot \phi_j \end{aligned}$$

ここで、 $z_u = \sqrt{\sigma^{uu}} \cdot \left[\phi_u + \frac{1}{\sigma^{uu}} \sum_{j=s} \sigma^{uj} \cdot \phi_j \right]$, $\sigma^{ij}(u) = \sigma^{ij} - \frac{\sigma^{ui} \cdot \sigma^{uj}}{\sigma^{uu}}$ とすれば
 $(i, j=s, l, k)$

ば、 $\sum_{i=0, j=0} \sigma^{ij} \cdot \phi_i \cdot \phi_j = z_u^2 + \sum_{l=s, j=s} \sigma^{lj}(u) \cdot \phi_l \cdot \phi_j$ と書ける。この方法を続ける。

すなわち、 $u=1, s=2, l=3, k=4$ において

$$\sigma^{ij}(t) = \sigma^{ij}(t-1) - \frac{\sigma^{ii}(t-1) \cdot \sigma^{jj}(t-1)}{\sigma^{tt}(t-1)}, \quad \sigma^{ij}(0) = \sigma^{ij} \quad (\text{補7-1-3})$$

$$(i, j=t+1, \dots, 4; t=1, 2, 3=u, s, l)$$

を用いると、

$$\sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \phi_i \cdot \phi_j = \sum_i z_i^2 \quad (\text{補7-1-4})$$

となる。ただし、 $z_i = \sqrt{\sigma^{ii}(i-1)} \cdot \left[\phi_i + \frac{1}{\sigma^{ii}(i-1)} \sum_{j=i+1} \sigma^{ij}(i-1) \cdot \phi_j \right]$ （補7-1-5）
 $(i=1, 2, 3, 4=u, s, l, k)$

である。 Σ^{-1} は正定値であるから、 $\sigma^{uu}, \sigma^{ss}(u), \sigma^{ll}(s), \sigma^{kk}(l)$ はすべて正である。（補7-1-4）式のヤコビアンは

$$\begin{aligned} \left| \frac{\partial(\phi_u, \phi_s, \phi_l, \phi_k)}{\partial(z_u, z_s, z_l, z_k)} \right| &= 1 / \left| \frac{\partial(z_u, z_s, z_l, z_k)}{\partial(\phi_u, \phi_s, \phi_l, \phi_k)} \right| \\ &= 1 / \sqrt{\sigma^{uu} \cdot \sigma^{ss}(u) \cdot \sigma^{ll}(s) \cdot \sigma^{kk}(l)} \\ &= \sqrt{|\Sigma|} \end{aligned}$$

であるから、

（補7-1-2）式の $[\cdot]^{-1}$ の括弧内を G （したがって $[G]^{-1}$ ）とすれば、

$$\begin{aligned} G &= \frac{1}{(2\pi)^2} \int_{Z_{bu}}^{\infty} \int_{Z_{bs}}^{\infty} \int_{Z_{bl}}^{\infty} \int_{Z_{bk}}^{\infty} \exp \left\{ \frac{1}{2} \sum_i z_i^2 \right\} \prod_i dz_i \\ &= \prod_i \{ F^*(z_{ui}) - F^*(z_{bi}) \} \end{aligned}$$

と表せる。ただし、 $F^*(\cdot)$ は標準正規分布関数であり、

$$F^*(z_{ui}) = 1, \quad z_{ui} = \sqrt{\sigma^{uu}} \left[\frac{\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ul} \cdot \varepsilon_l + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{uu}} \right]$$

$$z_{a\theta} = \sqrt{\sigma^{aa}(u)} \left[1 - S_a(Y, P) + \frac{\sigma^{aa}(u) \cdot \varepsilon_1 + \sigma^{ab}(u) \cdot \varepsilon_b}{\sigma^{aa}(u)} \right]$$

$$z_{b\theta} = \sqrt{\sigma^{bb}(u)} \left[-S_a(Y, P) + \frac{\sigma^{aa}(u) \cdot \varepsilon_1 + \sigma^{ab}(u) \cdot \varepsilon_b}{\sigma^{bb}(u)} \right]$$

$$z_{at} = \sqrt{\sigma^{tt}(s)} \left[1 - S_t(Y, P) + \frac{\sigma^{tt}(s) \cdot \varepsilon_t}{\sigma^{tt}(s)} \right]$$

$$z_{bt} = \sqrt{\sigma^{tt}(s)} \left[-S_t(Y, P) + \frac{\sigma^{tt}(s) \cdot \varepsilon_t}{\sigma^{tt}(s)} \right]$$

$$z_{ak} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [1 - S_k(Y, P)]$$

$$z_{bk} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [-S_k(Y, P)]$$

である。それゆえ、(補7-1-2)式は

$$f_u(u, \varepsilon) = \left[\frac{1}{(2 \cdot \pi \cdot \sqrt{|\Sigma|})} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \varepsilon_i \cdot \varepsilon_j \right\} \right] \cdot \left[\prod_i (F^*(z_{ai}) - F^*(z_{bi})) \right]^{-1} \quad (\text{補7-1-6})$$

となる。

(3) 次に、(補7-1-1)式と(補7-1-6)式を用いて $(v, u, \varepsilon) = (w-u, u, \varepsilon)$ の結合密度関数 $f_w(w-u, u, \varepsilon)$ を導出することを考える。

v は u , ε と独立であるから、一般に結合密度関数 $f_w(v, u, \varepsilon)$ は

$$f_w(v, u, \varepsilon) = f_v(v) \cdot f_u(u, \varepsilon)$$

と書ける。 $w = v + u$ より、 $v = w - u$ であるから、

$$\begin{aligned} f_v(v) \cdot f_u(u, \varepsilon) &= f_v(w-u) \cdot f_u(u, \varepsilon) \\ &= f_w(w-u, u, \varepsilon) \\ &= f_w(w, u, \varepsilon) \end{aligned}$$

となる。それゆえ、(補7-1-1)式、(補7-1-6)式より、

$$f_w(w, u, \varepsilon) = f_v(w-u) \cdot f_u(u, \varepsilon)$$

$$= \frac{1}{\sqrt[5]{2\pi} \cdot \sqrt{|\Sigma|} \cdot \sigma_v \cdot \left[\frac{1}{I} \left(F^*(z_{s1}) - F^*(z_{s2}) \right) \right]} \\ \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \cdot \left\{ \frac{(w-u)^2}{\sigma_v^2} + \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \epsilon_i \cdot \epsilon_j \right\} \right]$$

と表される。ここで、 $\frac{(w-u)^2}{\sigma_v^2} + \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \epsilon_i \cdot \epsilon_j = g_0$ とすれば、

(補7-1-4) 式、(補7-1-5) 式より、

$$g_0 = \frac{(w-u)^2}{\sigma_v^2} + \sum_i \sum_j \sigma^{ij} \cdot \epsilon_i \cdot \epsilon_j \\ = \frac{(u^2 - 2 \cdot u \cdot w)}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu} \cdot \left[u^2 + \frac{2 \cdot u}{\sigma^{uu}} \sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right] \\ + \frac{1}{\sigma^{uu}} \cdot \left[\sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right]^2 + \frac{w^2}{\sigma_v^2} + \sum_{j \in S} z_j^2$$

$$\text{と書ける。ここで、} \frac{(u^2 - 2 \cdot u \cdot w)}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu} \cdot \left[u^2 + \frac{2 \cdot u}{\sigma^{uu}} \sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right] = g_1$$

$$\frac{1}{\sigma^{uu}} \cdot \left[\sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right]^2 + \frac{w^2}{\sigma_v^2} + \sum_{j \in S} z_j^2 = g_2$$

とおけば、 $g_0 = g_1 + g_2$ となる。さらに、 g_1 は変形すると次のようになる。

$$g_1 = u^2 \cdot \left\{ \frac{1}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu} \right\} + 2 \cdot \left[-\frac{w^2}{\sigma_v^2} + \sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right] \cdot u$$

$$\text{ここで、} \left\{ \frac{1}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu} \right\} = b_1, \quad 2 \cdot \left[-\frac{w^2}{\sigma_v^2} + \sum_{j \in S} \sigma^{uj} \cdot \epsilon_j \right] = b_2 \quad \text{とすれば、}$$

$$g_1 = u^2 \cdot b_1 + u \cdot b_2 = b_1 \cdot \left[u + \frac{b_2}{2 \cdot b_1} \right]^2 - \frac{b_2^2}{4 \cdot b_1}$$

$$\text{と変形できる。さらに、} b_1 \cdot \left[u + \frac{b_2}{2 \cdot b_1} \right]^2 = g_{11}, \quad - \frac{b_2^2}{4 \cdot b_1} = g_{12} \quad \text{とおけば、}$$

$g_1 = g_{11} + g_{12}$ であり、 $g_0 = g_1 + g_2 = g_{11} + g_{12} + g_2$ となる。

また、 $f_w(w, u, \epsilon)$ の前半の部分を

$$\frac{1}{\sqrt[5]{2 \cdot \pi \cdot \sqrt{|\Sigma|} \cdot \sigma_v \cdot \sum_1^5 \{F^*(z_{v1}) - F^*(z_{b1})\}}} = A_0 \quad \text{とおけば、}$$

$$f_w(w, u, \varepsilon) = A_0 \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}g_0\right\} = A_0 \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(g_{11} + g_{12} + g_2)\right\} \quad \text{と書く}$$

$$\text{ことができる。さらに、 } A_0 \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(g_{12} + g_2)\right\} = A_1 \quad \text{とすれば、}$$

$$f_w(w, u, \varepsilon) = A_1 \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}g_{11}\right\} \quad (\text{補7-1-7})$$

となる。

(4) (w, ε) の結合密度関数 $h(w, \varepsilon)$ と $f_w(w, u, \varepsilon)$ との間には

$$h(w, \varepsilon) = \int_0^\infty f_w(w, u, \varepsilon) \cdot du$$

の関係がある。それゆえ (補7-1-7) より、

$$\begin{aligned} h(w, \varepsilon) &= \int_0^\infty f_w(w, u, \varepsilon) \cdot du = \int_0^\infty A_1 \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}g_{11}\right\} \cdot du \\ &= A_1 \cdot \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2}b_1 \cdot \left(u + \frac{b_2}{2 \cdot b_1}\right)^2\right\} \cdot du \end{aligned}$$

と表せる。ここで、一般に、

$$\int_0^\infty \exp\{-a \cdot (x+c)^2\} \cdot dx = \sqrt{\frac{\pi}{a}} \cdot [1 - F^*(c \cdot \sqrt{2 \cdot a})] \quad \text{であるから、}$$

$$\frac{1}{2}b_1 = a, \quad \frac{b_2}{2 \cdot b_1} = c \quad \text{とすれば、}$$

$$h(w, \varepsilon) = A_1 \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot \pi}{b_1}} \cdot \left[1 - F^*\left(\frac{b_2}{2 \cdot b_1} \cdot \sqrt{b_1}\right)\right] \quad (\text{補7-1-8})$$

が成り立つ。これを展開して整理すると

$$h(w, \varepsilon) = \frac{\sqrt{\sigma^{uu} \cdot \sigma^{ss}(u) \cdot \sigma^{ii}(s) \cdot \sigma^{kk}(l) \cdot [1 - F^*(A)]}}{\sqrt{1 + \sigma_s^2 \cdot \sigma_{uu}^2} \prod_j \{F^*(z_{aj}) - F^*(z_{bj})\}} \cdot \prod_j f^*(z_j) \quad (j = u, s, i, k)$$

となる（(7-3)式）。

$$\text{ただし、} \Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma^{uu}, & \sigma^{us}, & \sigma^{ui}, & \sigma^{uk} \\ \sigma^{us}, & \sigma^{ss}, & \sigma^{si}, & \sigma^{sk} \\ \sigma^{ui}, & \sigma^{si}, & \sigma^{ii}, & \sigma^{ik} \\ \sigma^{uk}, & \sigma^{sk}, & \sigma^{ik}, & \sigma^{kk} \end{bmatrix}$$

$$\sigma^{ss}(u) = \sigma^{ss} - \frac{(\sigma^{us})^2}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{si}(u) = \sigma^{si} - \frac{\sigma^{us} \cdot \sigma^{ui}}{\sigma^{uu}}$$

$$\sigma^{sk}(u) = \sigma^{sk} - \frac{\sigma^{us} \cdot \sigma^{uk}}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{ii}(u) = \sigma^{ii} - \frac{(\sigma^{ui})^2}{\sigma^{uu}}$$

$$\sigma^{ik}(u) = \sigma^{ik} - \frac{\sigma^{ui} \cdot \sigma^{uk}}{\sigma^{uu}}, \quad \sigma^{kk}(u) = \sigma^{kk} - \frac{(\sigma^{uk})^2}{\sigma^{uu}}$$

$$\sigma^{ii}(s) = \sigma^{ii}(u) - \frac{(\sigma^{si}(u))^2}{\sigma^{ss}(u)}, \quad \sigma^{ik}(s) = \sigma^{ik}(u) - \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \sigma^{sk}(u)}{\sigma^{ss}(u)}$$

$$\sigma^{kk}(s) = \sigma^{kk}(u) - \frac{(\sigma^{sk}(u))^2}{\sigma^{ss}(u)}, \quad \sigma^{kk}(l) = \sigma^{kk}(s) - \frac{(\sigma^{ik}(s))^2}{\sigma^{ii}(s)}$$

$f^*(\cdot)$: 標準正規密度関数, $F^*(\cdot)$: 標準正規分布関数

$$z_u = \sqrt{\frac{\sigma^{uu}}{1 + \sigma_s^2 \cdot \sigma_{uu}^2}} \left[w + \frac{\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ui} \cdot \varepsilon_i + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{uu}} \right]$$

$$z_s = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[\varepsilon_s + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_i = \sqrt{\sigma^{ii}(s)} \left[\varepsilon_i + \frac{\sigma^{ik}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ii}(s)} \right], \quad z_k = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} \cdot \varepsilon_k$$

$$F^*(z_{au}) = 1, \quad z_{bu} = \sqrt{\sigma^{uu}} \left[\frac{\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ui} \cdot \varepsilon_i + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{uu}} \right]$$

$$z_{as} = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[1 - S_s(Y, P) + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_{bs} = \sqrt{\sigma^{ss}(u)} \left[-S_s(Y, P) + \frac{\sigma^{si}(u) \cdot \varepsilon_i + \sigma^{sk}(u) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ss}(u)} \right]$$

$$z_{al} = \sqrt{\sigma^{ll}(s)} \left[1 - S_l(Y, P) + \frac{\sigma^{lk}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ll}(s)} \right]$$

$$z_{bl} = \sqrt{\sigma^{ll}(s)} \left[-S_l(Y, P) + \frac{\sigma^{lk}(s) \cdot \varepsilon_k}{\sigma^{ll}(s)} \right]$$

$$z_{ak} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [1 - S_k(Y, P)]$$

$$z_{bk} = \sqrt{\sigma^{kk}(l)} [-S_k(Y, P)]$$

$$A = \frac{-\frac{w}{\sigma_s^2} + \sigma^{kk} \cdot \varepsilon_k + \sigma^{ll} \cdot \varepsilon_l + \sigma^{kk} \cdot \varepsilon_k}{\sqrt{\frac{1}{\sigma_s^2} + \sigma^{kk}}}$$

である。

補論 7 - 2 . 経済効率性指標の導出

(補7-1-7) 式, (補7-1-8) 式を用いて u の条件付き確率密度関数 $f_{|u}(u | w, \varepsilon)$ は次のように表すことができる。

$$f_{|u}(u | w, \varepsilon) = f_w(u, w, \varepsilon) / h(w, \varepsilon)$$

$$= \frac{\exp\left[-\frac{1}{2} b_1 \cdot \left(u + \frac{b_2}{2 \cdot b_1}\right)^2\right]}{\sqrt{2 \cdot \pi} \left[1 - F^*(\frac{b_2}{2 \cdot b_1} \sqrt{b_1})\right]}$$

ここで、 $\mu^* = -\frac{b_2}{2 \cdot b_1}$, $\sigma^* = \frac{1}{\sqrt{b_1}}$ とおけば、

$$f_{|u}(u | w, \varepsilon) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2 \cdot (\sigma^*)^2} (u - \mu^*)^2\right\}}{\sqrt{2 \cdot \pi} \cdot \sigma^* \cdot \left[1 - F^*\left(-\frac{\mu^*}{\sigma^*}\right)\right]} \quad (\text{補7-2-1})$$

となる。それゆえ、

$$E(\exp(-u) | w, \varepsilon) = \frac{\int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2 \cdot (\sigma^*)^2} (u - \mu^*)^2\right\} \cdot \exp(-u) \cdot du}{\sqrt{2 \cdot \pi} \cdot \sigma^* \cdot \left[1 - F^*\left(-\frac{\mu^*}{\sigma^*}\right)\right]} \quad (\text{補7-2-2})$$

である。ここで、積分を含む後半の部分を H において変形すれば次のようになる。

$$\begin{aligned} H &= \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi} \cdot \sigma^*} \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2 \cdot (\sigma^*)^2} (u - \mu^*)^2\right\} \cdot \exp(-u) \cdot du \\ &= \exp\left\{-\mu^* + \frac{1}{2} (\sigma^*)^2\right\} \cdot \left[1 - F^*\left(\sigma^* - \frac{\mu^*}{\sigma^*}\right)\right] \quad (\text{補7-2-3}) \end{aligned}$$

この(補7-2-3)式を(補7-2-2)式に代入して第7章(7-6)式

$$E(\exp(-u) | w, \varepsilon) = \frac{\exp\left\{-\mu^* + \frac{(\sigma^*)^2}{2}\right\} \cdot \left[1 - F^*\left(\sigma^* - \frac{\mu^*}{\sigma^*}\right)\right]}{1 - F^*\left(-\frac{\mu^*}{\sigma^*}\right)}$$

が得られる。

ただし、 $F^*(\cdot)$ ：標準正規分布関数，

$$\mu^* = \frac{-w + \sigma_v^2 \cdot [\sigma^{us} \cdot \varepsilon_s + \sigma^{ui} \cdot \varepsilon_i + \sigma^{uk} \cdot \varepsilon_k]}{1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{uu}}, \quad \sigma^* = \frac{\sigma_v}{\sqrt{1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{uu}}}$$

であり、個別農家についての添え字 i は省略している。

補論 7-3. 対数尤度関数

(a) 産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 u と ε_j の独立性及び ε_j のとり得る値の範囲の無限性を仮定した場合の対数尤度関数

$$\begin{aligned} \ln L = & N \cdot \ln \left(\frac{2}{\sigma^*} \right) + \sum_i \ln f^*(\frac{w_i}{\sigma^*}) + \sum_i \ln \left[1 - F^* \left(-\frac{\lambda \cdot w_i}{\sigma^*} \right) \right] \\ = & \frac{N}{2} \cdot \ln |\Sigma_e| - \frac{N}{2} \sum_i \varepsilon_i^T \cdot \Sigma_e^{-1} \cdot \varepsilon_i - N \cdot \ln (2 \cdot \pi) \end{aligned} \quad (\text{補7-3-1})$$

ただし、 i ：農家についての添え字 ($i=1, \dots, N$) ,

$F^*(\cdot)$ ：標準正規分布関数, $f^*(\cdot)$ ：標準正規確率密度関数

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2), \quad u_i \geq 0, \quad v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$\varepsilon_i \sim N(\mathbf{0}, \Sigma_e), \quad \Sigma_e = \begin{pmatrix} \sigma_{ss}, \sigma_{si}, \sigma_{sk} \\ \sigma_{is}, \sigma_{ii}, \sigma_{ik} \\ \sigma_{ks}, \sigma_{ki}, \sigma_{kk} \end{pmatrix}$$

$\varepsilon_i' = (\varepsilon_{s1}, \varepsilon_{i1}, \varepsilon_{k1})$, $\sigma^* = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$, $\lambda = \sigma_v / \sigma_u$
である。

(b) u と ε_j の相関及び産出の変化に関する非相似拡大性を許容し、 ε_j のとり得る値の範囲の無限性を仮定した場合の対数尤度関数

$$\begin{aligned} \ln L = & -\frac{N}{2} [1 + \sigma_v^2 \cdot \sigma^{uu}] + \frac{N}{2} [\ln \sigma^{uu} + \ln \sigma^{ss}(u) + \ln \sigma^{ii}(s) + \ln \sigma^{kk}(1)] \\ & + \sum_i \sum_j \ln f^*(z_{ji}) - \sum_i \ln \{1 - F^*(z_{bu_i})\} + \sum_i \ln \{1 - F^*(A_i)\} \end{aligned} \quad (\text{補7-3-2})$$

ただし、 i ：農家についての添え字 ($i=1, \dots, N$), $f^*(\cdot)$ ：標準正規確率密度関数, σ_v , σ^{uu} , $\sigma^{ss}(u)$, $\sigma^{ii}(s)$, $\sigma^{kk}(1)$, z_{ji} , z_{bu_i} , A_i は (7-4) 式と同一である。

補論 7 - 4. 経済効率性の費用中立性と最適要素投入比率及び最適コストシェア

(7-8) 式より、最適要素投入比率と最適コストシェア比率は

$$\frac{x_i(Y, P, x_u)}{x_j(Y, P, x_u)} = \frac{\partial C_x(Y, P, x_u)/\partial p_i}{\partial C_x(Y, P, x_u)/\partial p_j} = \frac{\partial C_x^*(Y, P)/\partial p_i}{\partial C_x^*(Y, P)/\partial p_j}$$

$$\frac{S_i(Y, P, x_u)}{S_j(Y, P, x_u)} = \frac{p_i \cdot x_i(Y, P, x_u)}{p_j \cdot x_j(Y, P, x_u)} = \frac{p_i \cdot [\partial C_x^*(Y, P)/\partial p_i]}{p_j \cdot [\partial C_x^*(Y, P)/\partial p_j]}$$

となり、したがって

$$\frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{x_i(Y, P, x_u)}{x_j(Y, P, x_u)} \right] = \frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{\partial C_x^*(Y, P, x_u)/\partial p_i}{\partial C_x^*(Y, P, x_u)/\partial p_j} \right] = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{S_i(Y, P, x_u)}{S_j(Y, P, x_u)} \right] = \frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{p_i \cdot [\partial C_x^*(Y, P, x_u)/\partial p_i]}{p_j \cdot [\partial C_x^*(Y, P, x_u)/\partial p_j]} \right] = 0$$

である。経済効率性 (x_u) が費用中立的ならば、経済効率性によって最適要素投

入比率や最適コストシェア比率は変化しない。また、 $\frac{\partial}{\partial x_u} \left[\frac{S_i(Y, P, x_u)}{S_j(Y, P, x_u)} \right] = 0$ が

成立することから、 $\frac{\partial}{\partial x_u} \ln \left[\frac{S_i(Y, P, x_u)}{S_j(Y, P, x_u)} \right] = 0$ である（逆も成り立つ）。した

がって、任意の i, j について $\frac{\partial \ln S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \frac{\partial \ln S_j(Y, P, x_u)}{\partial x_u}$ が成り

立つ。ここで、 $\frac{\partial \ln S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \frac{\partial \ln S_j(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \phi^*(x_u, Y)$ とおけば、

$\frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \phi^*(x_u, Y) \cdot S_i(Y, P, x_u)$ である。 $\sum_i S_i(Y, P, x_u) = 1$ より、

$\sum_i \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = 0$ であるから、

$\sum_i \frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \phi^*(x_u, Y) \cdot \sum_i S_i(Y, P, x_u) = \phi^*(x_u, Y) = 0$ となる。した

がって、任意の i について $\frac{\partial S_i(Y, P, x_u)}{\partial x_u} = \phi^*(x_u, Y) \cdot S_i(Y, P, x_u) = 0$ が

成立する。それゆえ、経済効率性 (x_u) が費用中立的ならば任意のコストシェアは経済効率性によって変化しない。

さらに、この逆も成り立つことは次のようにして示すことができる。任意のコストシェアは経済効率性によって変化しないことから、

$$S_i(Y, P, x_u) = \psi_i^*(Y, P)$$

とおくことができる。 $S_i(Y, P, x_u) = \frac{\partial \ln C_x(Y, P, x_u)}{\partial \ln p_i}$ より、両辺を p_i で積分

$$\text{すれば、} \quad \ln C_x(Y, P, x_u) = q(Y, x_u) + \psi(Y, P)$$

となる。ただし、 $\psi(Y, P) = \int \psi_i^*(Y, P) \cdot dp_i$ であり、 $q(x_u, Y)$ は積分定数である。したがって、 $C_x(Y, P, x_u) = \exp\{q(x_u, Y)\} \cdot \exp\{\psi(Y, P)\}$
 $= A(x_u, Y) \cdot C_x^*(Y, P)$

が成立する（(7-8)式）。すなわち、経済効率性によって任意のコストシェアが変化しないならば、経済効率性は費用中立的である。

第8章 結論

以上、本論文では近年の複数財生産理論の発展や確率的フロンティア生産（費用）関数を用いた効率性（技術効率性、配分効率性、経済効率性）推計の進歩をふまえながら、農業及び農業関連産業における複数財生産の技術的経済性と経済効率性を統一的に明らかにしようと試みた。本章では序論で提示した課題に即して各章の結論を要約する。

第2章では複数財生産の技術的経済性概念を整理し、範囲の経済性と複数財生産の規模の経済性との関係を理論的に明らかにした。

全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性は単に各生産部門の規模の経済性の加重和として表されるものではなく、そこには範囲の経済性という要因が関わってくる。複数の生産物を单一の生産物に集計した場合にはこの範囲の経済性という複数財生産に特有の経済性を見落とすことになり、（範囲の経済ないしは不経済が存在する場合には）全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を過小あるいは過大に評価する恐れがある。仮に個々の生産部門については規模の不経済が生じていても、十分に大きな範囲の経済が存在するならば、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済が生じることになる（逆もまた成り立つ）。

第3章では効率性の概念及びその具体的な尺度について整理するとともに、効率性を計測するためのフロンティアモデルについて検討し、効率性がその影響を反映していると考えられる要因について考察した。

経済効率性はフロンティア費用関数からの残差（実際のコストと実行可能な最

小費用との差）に基づいて捉えられる。観測誤差を別とすれば、この残差は基本的に生産者の実際のコストに影響を与える要因のうち、数量的には捉えにくく、モデルの中に説明変数として明示的に組み込まれなかった要因の総効果を表している。それには二つのタイプがある。一つは実際の生産者も分析者としての我々も観察（コントロール）できない要因であり、具体的には、不意の天候の変化や機械の不調などの環境的・技術的不確実性である。もう一つは実際の生産者は観察している（コントロールできる）が我々は観察していない要因である。この要因の例としては①生産要素の質、②個別経営の構成員（経営主、経営主以外の家族労働、雇用労働）個々人の努力水準、③要素価格及び資本財減価償却に対する将来予想や割引率、④市場における取引費用の存在などを挙げることができる。

このように、フロンティア費用関数からの残差を二つのタイプに分けて見ると、決定論的フロンティアモデルの残差は経済非効率によるフロンティア費用関数からの乖離（経済効率性）のみを示すと仮定されるから、経済効率性はこれら二つのタイプの要因の影響を表現している。一方、確率論的フロンティアモデルの残差は環境的・技術的不確実性や観測誤差によるフロンティア費用関数の変動を示す部分と経済非効率による乖離を示す部分とから成ると仮定される。観測誤差を別とすれば、環境的・技術的不確実性による変動は明らかに生産者も我々も観察（コントロール）できない要因によるものである。それゆえ、経済効率性は主として生産者は観察している（コントロールできる）が我々は観察していない要因による影響を反映していると考えられる。

第4章では第2章で述べた複数財生産の技術的経済性と第3章で既述した経済効率性を統一的に分析できるモデル（ x 費用関数モデル）を提示し、その理論的な性質と経済学的な意味（解釈）について検討した。

x 費用関数は基本的に経済効率性を固定要素とした可変費用関数であり、次の

ように解釈できる性質を持つものである。

第一に、 x 費用関数は経済効率性がその影響を反映している要因（生産要素の質、個人の努力水準、将来予想、取引費用等）の非最適化（費用を最小にする水準の未達成）を許容しており、これら要因最適化の調整過程にある生産者の技術的特質及び経済的特質を描写している。経済効率性が反映している要因の多くは即座にその影響を調整しがたいものであり、ある一時点における生産者はこれら要因最適化の調整過程にあると考えられる。こうした要因を所与として見た場合、その下で生産者は費用を最小にする最適な要素投入量を実現していると考えることができる。生産要素の投入量は最適に調整されているが経済効率性が反映している要因については調整過程にあるという意味で生産者は部分的静態均衡の状態にある。

第二に、経済効率性が反映している要因は生産者の特殊性や生産要素の事後的特定性の違いを生じさせることから、これら要因を（準）固定要素として含んだ x 費用関数は基本的に生産者特定の事後的ミクロ費用関数としての性格を有している。労働の質の規定要因である情報的資源は情報的資源の多くは生産者特異性が強いために市場で取り引きされず、市場で調達することができない。それゆえ、生産者自らが長い時間をかけて蓄積し、変えていかなければならぬ。また、多くの新技術は資本財に体化されており、新しい資本財で古い資本財を置き換えるければそうした新技術を体現できない。しかし、既存の資本財が陳腐化するまでには一定の期間を要する。こうした生産要素の事後的固定性は生産要素の質に依存しており、情報的資源やヴィンテージ（製造日）などの質的規定要因の違いによって大きく異なり得るものと考えられる。

第5章では水田型大規模複合経営について複数財生産の費用関数を経営類型別に推定し、第2章で述べた範囲の経済と複合経営における規模の経済の存在、及

びその経営内部における規定要因について考察した。

(1) 「水田型大規模複合経営」ではほとんどの経営類型において範囲の経済が生じており、経営の複合化による費用の節減効果を発揮している。その大きさは「稻作+露地野菜」で最も大きく(44%)、以下、「稻作+施設野菜」(43%)、「稻作+果樹」(20%)、「稻作+肥育牛」(18%)の順である。「稻作+酪農」については範囲の経済性の指標は正の値を示しているものの(12%)、ゼロと統計的な有意差は認められなかった。また、「稻作+耕種」型複合経営(「稻作+施設野菜」、「稻作+露地野菜」、「稻作+果樹」)の範囲の経済は「稻作+畜産」型複合経営(「稻作+酪農」、「稻作+肥育牛」)よりも大きい。「稻作+耕種」では労働費が最も大きな費用構成割合を占め、複合化による労働費の節減がコスト低減のポイントである。一方、「稻作+畜産」では、経常財費、とりわけ飼料費の割合が大きく、複合化によるこれら費用の節減が求められている。それゆえ、両者における範囲の経済の違いは経営の複合化による飼料費の節減が労働費の節減よりも容易でないことを示している。

(2) 範囲の経済性を生じさせる基本的な要因は複数の作目部門間で共通に利用でき、しかもまだ利用されていない資源(共通未利用資源)が農業経営の中に発生してくることである。この共通未利用資源を複数の作目部門で使用することによって各作目部門において支払わなければならない費用を節約することができる。その中で最も重要なのは「情報的資源」(市場・経営管理・生産技術についての情報及びノウハウ、農家の信用、農家の経営管理能力・経営志向・企業家精神など)である。

(3) その基本的理由は情報的資源の持つきわめて強い固定的性格にある。産出規模の拡大はなんらかの形で投入要素の増加を伴うが、それに応じて機械・施設・労働の遊休や中間生産物といった共通未利用資源も容易に増加していく。それらが有効に利用されるためには投入要素の増加に見合った情報的資源の蓄積が必

要とされる。しかしながら、情報的資源は農家特異性の強いものであるために、市場で調達できる可能性がきわめて小さく、その蓄積のためには農家が自ら長い時間をかけて行なわなければならない。

(4) こうした情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）は S C 曲線（範囲の経済性と産出（額）水準との関係を示す曲線）の形状（傾きの符号と大きさ）に反映される。すべての経営類型において S C 曲線の傾きはマイナスであり、産出（額）の増加とともに範囲の経済性は減少している。産出の拡大に必要な投入要素の増加とバランスのとれたかたちで情報的資源を蓄積するのはいずれの経営類型においても難しいことを示している。

(5) しかしながら、（絶対値で見た）その傾きの大きさは経営類型によって異なっており、情報的資源蓄積の難しさ（固定的な性格強さ）の程度には経営類型による違いが見られる。「稲作+畜産」では S C 曲線の負の傾きの大きさは（絶対値でみて）産出の拡大とともに減少しているのに対して、「稲作+耕種」ではほぼ一定である。「稲作+畜産」の方が「稲作+耕種」よりも産出の拡大に伴った情報的資源の蓄積は相対的に容易であることを示している。

(6) 全生産物に関する（経営全体の）規模の経済については「稲作+酪農」を除いた経営類型においてその存在が確認された。その大きさは「稲作+果樹」で最も大きく（1.5）、以下、「稲作+露地野菜」（1.3）、「稲作+施設野菜」（1.2）、「稲作+肥育牛」（1.2）の順である。

(7) 全生産物に関する（経営全体の）平均費用（Ray平均費用）曲線の形状は経営類型によって異なっており、経営類型による情報的資源蓄積の難しさ（固定的性格の強さ）の違いが表れている。「稲作+耕種」では情報的資源の固定的性格が強く、全生産物に関する（経営全体の）平均費用曲線は U 字をしている。「稲作+肥育牛」では L 字型をしており、情報的資源の固定的性格が比較的弱いことを示している。

(8) 稲作部門及び複合部門の規模の経済性、範囲の経済性、全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を統一的に検討してみると、「稲作+果樹」を別とすれば、いずれの経営類型においても各作目部門の規模の経済性は経営全体の規模の経済性よりも小さく、範囲の経済の存在が全生産物に関する（経営全体の）規模の経済性を結果として向上させているという重要な事実が認められる。これは水田型大規模複合経営が単なる作目部門ごとの集合ではなく、部門の統合体であることを裏づけるものである。

第6章では部分肉・肉製品製造業及び市乳・乳製品製造業における東証一部上場企業を対象に、その範囲の経済性と規模の経済性を① 両業種において範囲の経済が存在しているかどうか、それは多角化の経済的根拠の一つになっているかどうか、② 範囲の経済性と規模の経済性との間にはいかなる関係があるか、③ 範囲の経済性はいかなる要因によって生じているか、とりわけ各生産要素へ範囲の経済性を分解することによってこの課題がどのように説明されるか、④ 生産量及び要素価格変化は範囲の経済性へいかなる影響を与えるかといった観点から明らかにした。

(1) 範囲の経済性については部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においてもかなり大きな範囲の経済が生じており、多角化企業の約56%～75%の費用が経営の多角化によって節約されている。しかし、その値は次第に減少している。一方、市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の経済性の値は小さく(-10.5%～7.68%)、ゼロと統計的な有意差はないがその値は範囲の不経済から範囲の経済へと次第に増加している。こうした範囲の経済性の動きは部門数ではより一般的な多角化の指標であるハーフィンダル多角化指数の動きをよく捉えており、部分肉加工と肉製品製造、市乳生産と乳製品製造といった生産部門における範囲の経済性が多角化の経済的根拠の一つになっていることを示唆している。

両業種の多角化企業は範囲の経済性という経済的根拠に基づいて合理的に多角化を行なっているといえる。

(2) 範囲の経済性と規模の経済性の関係を見ると、部分肉・肉製品製造業ではいずれの年においても部分肉加工部門及び肉製品製造部門の規模の経済性の値よりも全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を示す値は大きく、範囲の経済の実現が特定の生産部門の規模の不経済にもかかわらず、結果として全生産物に関する（経営全体の）規模の経済を生じさせているという重要な事実が認められる。合理的な企業は多角化することで範囲の経済を生じさせ、全生産物についての単位生産物当たりの費用（RAY平均費用）を低下させている。一方、市乳・乳製品製造業では範囲の経済性はゼロとほとんど統計的な有意差ではなく、乳製品他製造部門については規模の不経済が生じている。全生産物に関する（経営全体の）規模の経済は市乳部門の規模の経済によるものである。これは市乳の製品としての特質によるところが大きいと考えられる。

(3) 範囲の経済性を各生産要素に分解してみると、部分肉・肉製品製造業においては原材料の使用について部分肉加工部門と肉製品製造部門は技術的に強い「相補」的関係にあり、範囲の経済の主たる原因となっている。しかし、その値は次第に減少しており、範囲の経済性を後退させる最大の原因となっている。市乳・乳製品製造業における原材料（原料乳、砂糖等）は範囲の不経済を示しており、市乳生産部門と乳製品他製造部門との間には原材料の使用について「相補」的関係は見られない。

(4) 労働については両業種において範囲の経済が生じており、各生産部門は労働の使用について「相補」かつ「相乗」的関係にある。とりわけ市乳・乳製品製造業ではその関係が強い。その傾向は次第に強まっており、原材料に次いで範囲の経済性を成長させる主たる原因となっている。

(5) 資本設備については部分肉・肉製品製造業において非常に小さな範囲の経

済が見られるが、その成長率は次第に低下しており、近年（1985-87）は範囲の経済の値そのものが減少している。市乳・乳製品製造業ではいずれの年においても範囲の不経済が生じており、その不経済は次第に拡大している。資本設備の部門間相互の有効利用をいかに図るかが範囲の経済実現のための最大のポイントである。

(6) 総生産量と範囲の経済性との関係（S C曲線）を見ると、いずれの業種でも低い生産水準では範囲の経済性は減少し、ある生産水準から増加に転じている。時間を通じて見れば部分肉・肉製品製造業では右下方へ、市乳・乳製品製造業では左上方へS C曲線はシフトしている。こうしたS C曲線の形状やそのシフトは「相補」的共通生産要素の未利用部分と「相乗」的共通生産要素（情報的資源）の蓄積の相対的な関係が生産量の増大や時間の経過とともに変化することによって生ずるものと考えられる。

(7) 範囲の経済性の要素価格に関する弾力性については、部分肉・肉製品製造業ではすべてマイナスの符号を示しており、要素価格の上昇は範囲の経済性を減少させる。しかしその値は小さく、非弾力的である。市乳・乳製品製造業では部分肉・肉製品製造業より値は大きいものの、符号は定まらず、明確なことはいえない。

第7章では第3章で述べた確率的フロンティア費用関数モデル及び第4章で既述したx費用関数モデルをフィリピン・ラグナ州における稻作農家に適用し、その経済効率性と技術的経済性の統一的な実証分析を試みた。

(1) 個別農家の経済効率性の値は平均して約80%であり、実際のコストはフロンティアのコストよりも約20%ほど多い。この水準は実際に観察される経常財のコストシェアや資本財サービスのコストシェアの平均値（それぞれ、12.9%，13.0%）よりも大きく、経済効率性の改善によって経常財や資本財サービスのコ

ストよりも大きな費用の節約が潜在的に可能であることを示している。経済効率性が実際のコストに与える影響は軽視できないものであると判断される。

(2) こうした個別農家の経済効率性を各生産要素に分解してみると、最も高い経済非効率性を示しているのは労働であり、以下、土地、資本サービス、経常財の順である。労働及び土地をいかに効率的に使用するかが経済効率性を向上させるための最大のポイントである。

(3) 各生産要素の経済非効率性について共通に取り上げた要因の影響を要素全体で見ると、農業主の教育年数や稲作経験年数が多く、主として先進的農家から農業関連情報を得ている農家ほど要素全体の経済非効率性は低く、経済効率的である。いずれも情報的資源に関わる要因であり、実際の標本農家の経済効率性にとってこうした情報的資源に関わる要因は重要な役割を果たしていることがわかる。

(4) 経済効率性 (x_u) が費用中立的であるかどうかについて尤度比検定を行った結果、「 x_u は費用中立的である」という帰無仮説は 1% の有意水準で棄却され、(費用を最小にする) 最適要素投入比率は経済効率性によって変化しないという経済効率性費用中立の仮定は統計的に容認できないことが明らかにされた。経済効率性の変化は最適要素投入比率を変化させ、生産要素の最適費用構成 (コストシェア) に偏りをもたらす可能性が高い。

(5) コストの経済効率弾力性 ($ECU = 1.6314$) は経済効率性の 1% の改善によってコストを約 1.6% 低下させることができ (潜在的に) 可能であることを示している。この値はコストの要素価格弾力性 (= コストシェア) や産出量弾力性 (ECO_h) よりもはるかに大きく、コスト削減における経済効率性改善の重要性を改めて認識させるものである。また、土地シェアの経済効率弾力性 ($ESU_s = 0.23085$) は経済効率性の改善が土地の最適コストシェアを上昇させ、地代の上昇はコストの経済効率弾力性 (ECU) を低下させることを示している。経済効率性の改善によるコス

トダウンを促進するためには、いかにして地代の上昇を抑えるかが重要な政策課題と成り得ることを示唆している。

(6) 複合経営（稻作+稻以外作目）の経済効率性のシャドウプライスは（完全に経済効率的な水準において）約209ペソであり、経済効率性（=フロンティアのコスト/実際のコスト）の1ポイント（無名単位）の改善によって少なくとも約209ペソのコストの節約が可能である。これは日雇い雇用賃金の約5倍に相当する。稻作単一経営ないし稻作単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライス（223.59ペソ，185.97ペソ）は稻以外作目単一経営に近い複合経営の経済効率性のシャドウプライス（37.126ペソ）よりもはるかに大きい。稻産出量が稻以外作目生産額に比べて相対的に大きい（小さい）ほど経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下（経済効率性のシャドウプライス）は大きく（小さく）なる。

(7) 経済効率性は労働の質の規定要因である情報的資源に関連した要因の影響を強く反映しており、情報的資源の蓄積（増大）による労働の質の改善は労働と他の投入要素との（事後の）代替関係を強める働きを持つものと推察される。また、事前的アレン偏代替弾力性（ AES_{1jexa} ）はすべての投入要素の組み合わせについて完全に経済効率的な水準（ $x_u = 100.0$ ）における AES_{1jx} をかなり上回っている（マイナスの符号を持つ場合はその絶対値）。経済効率性の事後的固定性はすべての生産要素の組み合わせについてその代替・補完可能性を規定しており、こうした固定性をいかにして緩和するかが要素間の代替・補完可能性を高めるための最大の課題であることを示している。経済効率性と他の生産要素との AES_{1jexa} は、値そのものは小さいものの、いずれもゼロと統計的に有意に異なる正の符号を示しており、経済効率性と他の生産要素は弱い代替関係にある。経済効率性と他の要素の相対価格が上昇しても、経済効率性（がその影響を反映している要因）は他の生産要素と容易には代替できないものであることを示している。

る。

(8) 事後的範囲の経済性の指標 ($S C_x$) は経済効率性が平均値 ($x_u = 80.17$) の場合も最大値 ($x_u = 100.0$) の場合もゼロと統計的に有意に異なり（有意水準はいずれも 1 %）、範囲の経済が存在することを示している。経済効率性を所与とした場合、経営の複合化によって複合経営全体の約 9 %～11 %に相当するコストの節約が可能である。 $S C_x$ の値は $x_u = 80.17$ の場合 ($S C_x = 0.0931$) よりも $x_u = 100.0$ の場合 ($S C_x = 0.1106$) の方が大きく、経済効率性の改善は事後の範囲の経済性を増加させる。こうした経済効率性の改善による事後の範囲の経済性の増加は、範囲の経済の主要な源泉でもある情報的資源に関連した要因の影響を経済効率性が強く反映しているためと考えられる。

(9) $S C_x$ 曲線（要素価格及び経済効率性 x_u を所与とした場合の事後の範囲の経済性の指標 $S C_x$ と産出規模 t との関係を表す曲線）及び $S C_x$ 曲面（要素価格を所与とした場合の $S C_x$, t , x_u の関係を表す曲面）を見ると、 x_u を任意の水準に固定した場合、 t の拡大とともに $S C_x$ 曲線は減少し、 $S C_x$ 曲面は下降しているが、 x_u の増加によって $S C_x$ 曲線は上方へシフトし、 $S C_x$ 曲面は上昇している。経済効率性の改善は産出規模の大きい農家にも経営の複合化によるコスト削減の可能性を開くものであることを示している。

(10) 事前の範囲の経済性の指標 ($S C_{exa}$) は（経済効率性を完全に経済効率的な水準で評価した場合） $S C_{exa} = 0.0804$ であり、1 % の有意水準でゼロと統計的に有意に異なるが、 $x_u = 80.17$ や $x_u = 100.0$ の $S C_x$ よりも小さい。 $S C_{exa}$ と $S C_x$ の違いは経済効率性を改善するために必要なコストについても範囲の経済性を考えるか否かにあり、 $S C_{exa}$ が $S C_x$ よりも小さいのは経済効率性のシャドウプライスに関する範囲の経済性の指標 ($S C_{pe}$) (= 経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性の指標 $S C_{xu}$) が $S C_x$ よりも小さいからである。経営の複合化によって削減可能なコストの割合は経済効率性を所与とした事後のコス

トよりも経済効率性を1ポイント改善するのに必要なコスト（＝経済効率性の1ポイントの改善によるコストの低下）の方が小さく、経済効率性を改善するためにかかるコストをも含めて範囲の経済性を考えた場合には、それを含まない範囲の経済性よりも小さくなる。

(11) 実際には、経済効率性の影響を自由に変化させることができるほどの長期においても経済効率性を完全に経済効率的な水準に調整することは難しいから、事前的範囲の経済性はさらに小さくなる。当該標本農家の多く（83.6%）が稻作単一経営であるのは、当該標本農家の範囲の経済性を考慮する期間は経済効率性の影響を変化させるのが困難な期間内に留まらず、当該標本農家は経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮するが、そのコストに関する範囲の経済性（ $S C_{pe} = S C_{xu}$ ）はそのコストを考慮しない事後的範囲の経済性（ $S C_x$ ）よりも小さく（ $S C_{pe} = S C_{xu} < S C_x$ ）、しかも実際の経済効率性の水準は完全に経済効率的な水準ではないために、経済効率性の改善に要するコストを明示的に考慮した事前的範囲の経済（ $S C_{exa} > 0$ ）は存在しなくなってしまうためと考えられる。他の条件を一定とすれば、経済効率性の改善とともに経営の複合化が進か否かは経済効率性の改善に必要なコストに関する範囲の経済性（ $S C_{pe} = S C_{xu}$ ）が経済効率性を所与とした事後的範囲の経済性（ $S C_x$ ）を上回る（ $S C_{pe} = S C_{xu} > S C_x$ となる）ことができるかどうかにかかっている。

(12) 全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性の指標（ $S N_x$ ）は経済効率性が平均値（ $x_u = 80.17$ ）の場合（ $S N_x = 0.99573$ ）よりも最大値（ $x_u = 100.0$ ）の場合（ $S N_x = 1.0384$ ）の方が大きい。しかし、いずれの場合も $S N_x = 1.00$ と統計的な有意差は認められない。経済効率性の改善は $S N_x$ を増加させるが、 $S N_x > 1$ の統計的根拠が得られるほどの増加ではない。経済効率性を所与とした全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性は、サンプルの平均値においてほぼ規模に関して収穫不変であり、経済効率性が改善されても規

模の経済の存在は統計的に認められない。こうした S_{N_x} は S_{C_x} 、特定 (j) の生産物部門に関する事後的規模の経済性の指標 (S_{J_x})、 S_{J_x} のウェイト (w_{J_x}) によって統一的に解釈することができる。経済効率性の改善によって稲作部門に関する事後的規模の経済性は減少するが、そうした減少の影響よりも事後的範囲の経済性増加の影響の方が大きいために、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済性はわずかばかり増加している。

(13) 当該標本地域では、農地（小作地）や資本財サービスの賃貸借市場はかなり発達しており、（経済効率性が反映している要因を別とすれば）稲作部門に関する事後的規模の不経済や稲作単一経営の事後的規模に関する収穫不变は農地や固定資本財もサービス（用役）として分割投入が可能で規模の経済を生じさせる要因とはならないことを示していると考えられる。経済効率性の改善による稲作部門に関する事後的規模の経済性及び稲作単一経営の事後的規模の経済性の減少は経済効率性の改善が農地や固定資本財のサービス（用役）としての分割投入の可能性をいっそう強める働きを持っているためと推察される。

(14) x_u が増加するにしたがって、 RAC_x 曲線（要素価格及び x_u を所与とした場合の全生産物に関する（経営全体の）事後的平均費用 RAC_x と t との関係を表す曲線）は下方へシフトし、 RAC_x 曲面（要素価格を所与とした場合の RAC_x 、 t 、 x_u の関係を表す曲面）は下降しているが、 RAC_x が最小となる t （最小最適規模）は増加している。経済効率性の改善は全生産物に関する（経営全体の）事後的平均費用を低下させるとともに、最小最適規模を増加させ、全生産物に関する（経営全体の）事後的規模の経済が生じ得る産出領域を拡大させる働きを持つ。 SN_x 曲面（要素価格を所与とした場合の SN_x 、 t 、 x_u との関係を表す曲面）、 SN_x 曲線（要素価格及び x_u を所与とした場合の SN_x と t との関係を表す曲線）、 SS_{1x} 曲面（要素価格を所与とした場合の稲作単一経営の事後的規模の経済性の指標 SS_{1x} と t と x_u との関係を表す曲面）、 SS_{1x} 曲線（要素価

格及び x_u を所与とした場合の SS_{1x} と t との関係を表す曲線) は、 x_u が増加するにしたがってその形状が水平に近い状態から半 U 字型へと変化している。そのため、任意の x_u における SN_x 曲線及び SS_{1x} 曲線はそれぞれ、 $t = 1.5 \sim 2.0$, $t = 0.5 \sim 1.0$ の産出領域で交差している。(他の条件を一定とすれば) 経済効率性の改善が事後的規模の経済性の増大を通して産出規模の拡大を誘発するのではなく複合経営農家では $t = 1.5 \sim 2.0$ の産出規模までであり、稻作単一経営では $t = 0.5 \sim 1.0$ の産出規模までである。経済効率性の改善による事後的規模の経済の実現には限界があることがわかる。さらにこの限界は稻作単一経営においてより大きく、複合経営では事後的範囲の経済の存在がその限界の増大を抑えているものと考えられる。

(15) 全生産物に関する(経営全体の)事前的規模の経済性の指標(SN_{exa})は $SN_{exa} = 3.2304$ であり、著しく大きな規模の経済が生じている(1%の有意水準で $SN_{exa} = 1$ という帰無仮説は棄却された(サンプルの平均値における t 検定))。完全に効率的な水準における SN_x ($SN_x = 1.0384$) の 3 倍以上であり、経済効率性の事後的固定性をいかに緩和するかが全生産物に関する(経営全体の)規模の経済を実現するための最大の課題であることを示している。

[引用文献]

- [1] Afriat, S.N. (1972), "Efficiency Estimation of Production Functions," International Economic Review, 13, 568-598.
- [2] Aigner, D.J., and S.F. Chu (1968), "On Estimating the Industry Production Function," American Economic Review, 58, 226-239.
- [3] Aigner, D.J., T. Amemiya and D.J. Poirier (1976), "On the Estimation of Production Frontiers : Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of a Discontinuous Density Function" International Economic Review, 17, 377-396.
- [4] Aigner, D.J., C.A.K. Lovell and P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," Journal of Econometrics, 6, 21-37.
- [5] Allen, R.G.D. (1938), Mathematical Analysis for Economists, Macmillan (高木秀玄訳(1953)『経済研究者のための数学解析』有斐閣) .
- [6] Antle, J.M. and S.M. Capalbo (1984), "An Introduction to Recent Developments in Production Theory and Productivity Measurement," in Agricultural Productivity Measurement and Explanation, eds. by J.M. Antle, and S.M. Capalbo, Resources for the Future Washington, D.C.
- [7] 青木昌彦・伊丹敬之(1985)『企業の経済学』岩波書店.
- [8] 青木昌彦(1989)『日本企業の組織と情報』東洋経済新報社.

- [9] Bagi, F.S. and C.J. Huang(1983), "Estimating Production Technical Efficiency for Individual Farms in Tennessee, " Canadian Journal of Agricultural Economics, 31, 249-256.
- [10] Banker, R.D. (1980), "Studies in Cost Allocation and Efficiency Evaluation", unpublished dissertation, Harvard University.
- [11] Banker, R.D. (1984), "Estimating Most Productive Scale Size Using Data Envelopment Analysis", European Journal of Operations Research, 8, 35-44.
- [12] Banker, R.D., A. Charnes and W.W. Cooper(1984), "Models for Estimation of Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis," Management Science, 30, 1078-1092.
- [13] Banker, R.D. and A. Maindiratta (1985A), "Maximum Likelihood Estimation of Monotonic and Concave Production," unpublished (School of Urban and Public Affairs, Carnegie-Mellon University).
- [14] Banker, R.D., and A. Maindiratta(1985B), "Nonparametric Analysis of Technical and Allocative Efficiencies in Production," unpublished (School of Urban and Public Affairs, Carnegie-Mellon University).
- [15] Banker, R.D., A. Charnes, W.W. Cooper and A. Maindiratta(1986), "A Comparison of DEA and Translog Estimates of Production Functions Using Simulated Data from a Known Technology," forthcoming in Studies in Productivity Analysis, Vol7, A. Dogramaci, editor, Kluwer-Nijhoff.
- [16] Battese, G.E. and T. Coelli (1988), "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data," Journal of Econometrics, 38, 387-399.

[17] Baumol, W. J. (1982), "Contestable Markets : An Uprising in the Theory of Industry," American Economic Review, 72(1), 1-15.

[18] Baumol, W. J., J.C. Panzer and R.D. Willig(1982), Contestable Markets and the Theory of Industry Structure, Harcourt Brace Jovanovich.

[19] Berndt, E. R. and L.R. Christensen (1973), "The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929-68," Journal of Econometrics, 1, 81-114.

[20] Berndt, E. R. and M.S. Khaled (1979), "Parametric Productivity Measurement and Choice Among Flexible Functional Forms," Journal of Political Economy, 87, 1220-1245.

[21] Box, G.E.P. and D.R. Cox(1964), "An Analysis of Transformations", Journal of Royal Statistical Society, Series B, 26, pp. 211-243.

[22] Brown, R.S., and L.R. Christensen (1981), "Estimating Elasticities of Substitution in a Model of Partial Static Equilibrium : An Application to U.S. Agriculture, 1947-1974," in Measuring and Modeling Natural Resources Substitution, eds. by E.Berndt and B.Field, M.I.T. Press, 209-229.

[23] Caves, D.V., L.R. Christensen and J.A. Swanson(1980), "Productivity in U.S. Railroads 1951-1974," Bell Journal of Economics , 11, Spring, 166-181.

[24] Caves, D.V., L.R. Christensen and M.V. Tretheway (1980), "Flexible Cost Function for Multiproduct firms," Review of Economics and Statistics , 62(3), 477-481.

[25] Caves, D.V., R.Laurits and W.E.Diewert (1982), "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," Economic Journal, 92(March), 73-86.

[26] Chamberlain, G. (1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data," Review of Economic Studies, 47, 225-238.

[27] Chambers, R.G.(1988), Applied Production Analysis, Cambridge University Press.

[28] Charnes, A., W.W.Cooper and E.Rhodes(1978), "Measuring the Efficiency of Decision-Making Units," European Journal of Operational Research, 2, 429-444.

[29] Charnes, A., W.W. Cooper and E. Rhodes (1981), "Evaluating Program and Managerial Efficiency : An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through," Management Science, 27, 668-697.

[30] Christensen, L.R. and W.H.Greene (1976), "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation," Journal of Political Economy, 84, 655-676.

[31] Cowling, T., D. Reifsneider and R. Stevenson (1983), "A Comparison of Alternative Frontier Cost Function Specifications," Ch.4 in Developments in Econometric Analysis of Productivity, A.Dogramaci, editor, Kluwer-Nijhoff.

[32] Cowling,T.G., J. Small and R.E.Stevenson (1981), "Comparative Measures of Total Factor Productivity in the Regulated Sector : The Electric Utility Industry," in Productivity Measurement in Regulated Industries, eds. by T.G. Cowling and R.E.Stevenson , New-York: Academic Press.

- [33] Connor, J. M., R. T. Rogers, B. W. Marion and W. F. Mueller (1985), The Food Manufacturing Industries, Lexington Books, (小倉武一監修(1986)『アメリカの食品産業』農村漁村文化協会) .
- [34] Denny, M. and C. Pinto (1978), "An Aggregate Model with MultiProduct Technologies," in Production Economics, eds. by M. Fuss and D. McFadden, Amsterdam, North-Holland, 2, 249-268.
- [35] Diewert, W. E. and C. Parkan (1983), "Linear Programming Test of Regularity Conditions for Production Functions," in Quantitative Studies on Production and Prices, W. Eichhorn, R. Henn, K. Neumann and R. W. Shephard, editors, Physica-Verlag.
- [36] 土井時久(1982)「戦前期における養蚕・耕種部門間の労働生産性比較－多財生産関数による接近－」『農業経済研究』第54巻第1号, pp. 1-8.
- [37] 荏開津典生(1982)「生産関数分析における統計データと統計的方法」『農業経済研究』, 第54巻2号, p. 100.
- [38] 荏開津典生(1985)『農業統計学』明文書房.
- [39] Evans, D. S. and J. J. Heckman (1983), "Multiproduct Cost Function Estimates and Natural Monopoly Tests for the Bell System," in Breaking up Bell, eds. by D. S. Evans, New York: North-Holland.
- [40] Evans, D. S. and J. J. Heckman (1984), "A Test for Subadditivity of the Cost Function with Application to the Bell System," American Economic Review, 76, 556-558.
- [41] Fare, R. and C. A. K. Lovell (1978), "Measuring the Technical Efficiency of Production," Journal of Economic Theory, 19, 150-162.

[42] Fare, R. and C.A.K. Lovell (1981), "Measuring the Technical Efficiency of Production: Reply," Journal of Economic Theory, 25, 453-454.

[43] Fare, R., S. Grosskopf and C.A.K. Lovell (1985), The Measurement of Efficiency of Production, Kluwer-Nijhoff.

[44] Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency," Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 120, 253-290.

[45] Farrell, M. J. and M. Fieldhouse (1962), "Estimating Efficient Production Functions Under Increasing Returns to Scale," Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 125, 252-267.

[46] Formby, T.B., R.C. Hill and S.R. Johnson (1980), Advanced Econometric Methods, Springer-Verlag.

[47] Forsund, F. R. and L. Hjalmarsson (1974), "On the measurement of Productive Efficiency," Swedish Journal of Economics, 76, 141-154.

[48] Forsund, F. R. and L. Hjalmarsson (1979), "Frontier Production Function and Technical Progress : A Study of General Milk Processing in Swedish Dairy Plants," Econometrica, 47, 883-900.

[49] Forsund, F. R. and E.S. Jansen (1977), "On Estimating Average and Best Practice Homothetic Production Functions via Cost Functions," International Economic Review, 18, 463-476.

[50] Forsund, F. R., C.A.K. Lovell and P. Schmidt (1980), "A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement," Journal of Econometrics, 13, 5-25.

[51] Fuss, M., D. McFadden and Y. Mundlak(1978), "A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production," in Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, eds. by M. Fuss and D. McFadden, North-Holland, 219-268.

[52] Fuss, M.A. and L.Waverman(1981), "Regulation and the Multiproduct Firm: The Case of Telecommunications in Canada," in Studies in Public Regulation , ed. by G. Fromm, Cambridge:M. I. T. Press, 277-313.

[53] Fuss, M.A.(1983), "A Survey of Recent Results in the Analysis of Production Conditions in Telecommunications," in Economic Analysis of Telecommunications : Theory and Applications , eds. by L. Courville, A.de Fontenay and R. Dobell, Amsterdam:North-Holland, 3-26.

[54] Gabrielson, A. (1975), "On Estimating Efficient Production Functions," Working Paper No. A-85, (Chr. Michelsen Institute, Department of Humanities and Social Sciences, Bergen, Norway).

[55] Gorman, I.E.(1985), "Conditions for Economies of Scope in the Presence of Fixed Costs," Rand Journal of Economics, 16, 3, 431-436.

[56] Greene, W.H.(1980A), "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions," Journal of Econometrics, 13, 27-56.

[57] Greene, W.H.(1980B), "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," Journal of Econometrics, 13, 101-115.

- [58] Greene, W.H. (1982), "Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Frontier Production Models," Journal of Econometrics, 18, 285-289.
- [59] Hall, B.H. (1983), TSP User's Guide ver. 4, TSP International.
- [60] Hall, R. (1973), "The Specification of Technology with Several Kinds of Output", Journal of Political Economy, vol. 81.
- [61] Hanoch, G. and M. Rothchild(1972), "Testing the Assumptions of Production Theory:A Nonparametric Approach," Journal of Political Economy, 80, 256-275.
- [62] Hausman, J. A. (1978), "Specification Test in Econometrics," Econometrica, 46, 1377-1399.
- [63] Heckman, J. J. and B.Singer(1984), "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data," Econometrica, 52, 271-320.
- [64] Hicks, J. R. (1932), The Theory of Wages, Macmillan (内田忠寿訳(1952)『賃金の理論』東洋経済新報社).
- [65] 樋口貞三(1985)「水田作経営の規模問題」『農業経営研究』, 第22巻3号, pp.11-25.
- [66] 樋口貞三(1985)「水田型複合経営の成長問題」『長期金融』, 第65巻, pp. 41-54.
- [67] 樋口貞三(1989)「水田型大規模複合経営の生産性と展開力」『長期金融』, 第69巻.

- [68] Higuchi, T. (1990), "Tractorization and its Effects on the Valuation of Family Labour in Thai Rice Farming," in Thai Rice Farming in Transition, eds. by A. Fujimoto, K. Adulavidhaya and T. Matsuda, 197-228.
- [69] 本間哲志(1988)「水田型大規模複合経営の計量分析－その規模の経済と範囲の経済－」岩手大学大学院農学研究科修士論文。
- [70] 本間哲志・樋口貞三・川村保(1989)「水田型大規模複合経営における規模の経済と範囲の経済」『農業経営研究』, 第27巻2号(通巻62号), pp.1-10.
- [71] Huang, C. J. (1984), "Estimation of Stochastic Frontier Production Function and Technical Inefficiency via the EM Algorithm," Southern Economic Journal, 50, 847-856.
- [72] Huang, C. J. and F. S. Bagi(1984), "Technical Efficiency on Individual Farms in Northwest India," Southern Economic Journal, 51, 108-115.
- [73] 今井賢一・伊丹敬之・小池和男(1982)『内部組織の経済学』東洋経済新報社。
- [74] 伊丹敬之(1984)『新・経営戦略の論理』日本経済新聞社。
- [75] 伊東元重・清野一治・奥野正寛・鈴村興太郎(1988)『産業政策の経済分析』東京大学出版会。
- [76] Johansen, L. (1972), Production Functions, North-Holland.
- [77] Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Meterov and P. Schmidt (1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," Journal of Econometrics, 23, 269-274.

- [78] Judge, G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H.Lutkepohl and T. Lee(1985), Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., John Wiley and Sons.
- [79] Judge, G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H.Lutkepohl and T. Lee(1988), Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., John Wiley and Sons.
- [80] Kalirajan, K. (1981), "An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production," Canadian Journal of Agricultural Economics, 283-294.
- [81] 金沢夏樹編著(1984)『農業経営の複合化』地球社。
- [82] 金沢夏樹(1982)『農業経営学講義』養賢堂。
- [83] 加藤譲(1989)「食品工業における生産集中とその要因」『現代の食品産業』農林統計協会, pp. 3-21.
- [84] 細谷宋久(1985)「Economies of Scope の理論と銀行業への適用」『金融研究』, 第5巻3号, pp. 49-79.
- [85] 川村保・樋口貞三・本間哲志(1987)「大規模水田複合経営の費用関数分析」『岩手大学農学部報告』, 第18巻3号, pp. 275-286.
- [86] 菊池眞夫(1978)「フィリピン農村における制度的変化—ラグナ州米作農村の事例分析—」『農業総合研究』第32巻第3号, pp. 1-77.
- [87] 菊池眞夫(1979)「フィリピン農村における制度的変化(II) —ラグナ州の両極分化型米作農村—」『農業総合研究』第33巻第4号, pp. 75-147.
- [88] 菊池眞夫(1986)「「緑の革命」技術の普及と評価—フィリピン・ラグナ州における稻作—」『農業総合研究』第40巻第1号, pp. 43-100.

[89] 木南章(1988)「経営複合化の経済効果－多財費用関数によるアプローチー」『三重大学農学部学術報告』76.

[90] Kmenta, J. and R.F. Gilbert(1968), "Small Sample Properties of Alternative Estimation of Seemingly Unrelated Regressions," Journal of the American Statistical Association 63, 324, 1180-1200.

[91] Kopp, R. J. (1981A), "Measuring Technical Efficiency of Production : A Comment," Journal of Economic Theory, 25, 450-452.

[92] Kopp, R. J. (1981B), "The Measurement of Productive Efficiency : A Reconsideration," The Quarterly Journal of Economics, 97, 477-503.

[93] Kopp, R. J. and W.E. Diewert (1982), "The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency," Journal of Econometrics, 19, 319-331.

[94] Kopp, R. J. and V.K. Smith (1980), "Frontier Production Function Estimates for Steam Electric Generation : A Comparative Analysis," Southern Economic Journal, 47, 1049-1059.

[95] Kulatilaka, N. (1987), "The Specification of Partial Static Equilibrium Models," Review of Economics and Statistics, 69(2), 327-335.

[96] 黒田昌祐(1982) 「資本サービス投入量の測定」 三田商学研究, 第25巻4号, pp. 60-91.

[97] 黒田昌祐(1989)『一般均衡の数量分析』岩波書店。

- [98] 草苅仁(1982)「尤度選択モデルと牛乳需要関数への適用」『農業経済研究』, 第54卷1号, pp. 35-39.
- [99] 草苅仁(1990)「経営複合化による範囲の経済と規模の経済」森島賢監修・全国農協中央会編『水田農業の現状と予測』富民協会, pp. 213-234.
- [100] Lau, L. J. and P.A. Yotopoulos (1971), "A Test for relative Efficiency and Application to Indian Agriculture," American Economic Review, 61, 94-109.
- [101] Lee, L.F. (1983A), "A Test for Distributional Assumptions for the Stochastic Frontier Functions," Journal of Econometrics, 22, 245-267.
- [102] Lee, L.F. (1983B), "On Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Frontier Production Models," Journal of Econometrics, 223, 269-274.
- [103] Lee, L.F. and W.G. Tyler (1978), "The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency: An Empirical Analysis," Journal of Econometrics, 7, 385-389.
- [104] Leibenstein, H. (1976), Beyond Economic Man, Harvard University Press.
- [105] Levy, V. (1981), "On Estimating Efficiency Differentials between the Public and Private Sectors in a Developing Economy - Iraq," Journal of Comparative Economics, 5, 235-250.
- [106] Liao, S.H. (1968), "Factor Affecting Production and Adoption of Improved Farm Practices in Rice Farms," M.S. Thesis. UPCA.

[107] Liao, S. H., S. C. Hsieh and P. R. Sandoval(1968), "Factor Affecting Productivity in Selected Areas of Philippine Rice Farms," Philippine Agriculturist, 52, 241-255.

[108] Lovell, C. A. K. and R.C. Sickles(1983), "Testing Efficiency Hypotheses in Joint Production: A Parametric Approach," Review of Economics and Statistics, 65, 51-58.

[109] Manski, C. (1984), "Adaptive Estimation of Non-linear Regression Models," Economic Reviews, 3, 145-194.

[110] Mayo, J.W. (1984), "The Technological Determinants of the U.S. Energy Industry Structure," Review of Economics and Statistics, 66, 1, 51-58.

[111] McFadden, D. (1978), "Cost Revenue and Profit Functions," in Production Economics: An Dual Approach to Theory and Applications, eds. by M.A. Fuss and D. McFadden, Amsterdam :North-Holland, 1-110.

[112] Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977A), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," International Economic Review, 18, 435-444.

[113] Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977B), "Technical Efficiency and Dimension of the Firm:Some Results on the Use of Frontier Production Functions," Empirical Economics, 2, 109-122.

[114] Mundlak, Y. (1968), "Elasticities of Substitution and the Theory of Derived Demand," Review of Economic Studies, 35, 225-36.

[115] Mundlak, Y. (1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," Econometrica, 46 (January), 69-85.

[116] Murray, J. D. and R. W. White (1983), "Economies of Scale and Economies of Scope in MultiProduct Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Unions," Journal of Finance, 38, 3, 887-902.

[117] Nadiri, M. I. (1982), "Producers Theory," in Handbook of Mathematical Economics vol. 1 ed. by K. J. Arrow and M. D. Intriligator, North-Holland, 431-490.

[118] 中島隆信(1988)「生産者理論における規模の経済性」『三田商学研究』, 第31巻4号, pp.17-36.

[119] 西田稔(1984)「技術進歩における習熟仮説について」『季刊経済研究』, 第6巻4号.

[120] 農政調査委員会(1984)『大規模複合経営』農政調査委員会.

[121] 小尾恵一郎(1972)『計量経済学入門』日本評論社.

[122] 奥野正寛・篠原総一・金本良嗣(1989)『交通政策の経済学』日本経済新聞社.

[123] 奥野正寛・鈴村興太郎(1985)『ミクロ経済学 I』岩波書店.

[124] 奥野正寛・鈴村興太郎(1988)『ミクロ経済学 II』岩波書店.

[125] Olson, J. A., P. Schmidt, and D. M. Waldman (1980), "A Monte Carlo study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions," Journal of Econometrics, 13, 67-82.

[126] Panzar, J. C. (1989), "Technological Determinants of Firm and Industry Structure," in Handbook of Industrial Organization Vol.1, eds. by R. Schmalensee and R. D. Willig, Elsevier Science.

[127] Panzer, J. C. and R. D. Willig (1981), "Economies of Scope," American Economic Review, 71(2), 268-272.

[128] Pitt, M. M. and L. F. Lee (1981), "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," Journal of Development Economics, 9, 43-64.

[129] Powell, J. L. (1984), "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model," Journal of Econometrics, 25, 303-326.

[130] Richmond, J. (1974), "Estimating the Efficiency of Production," International Economic Review, 15, 515-521.

[131] Russell, R. R. (1985A), "Measures of Technical Efficiency," Journal of Economic Theory, 35, 109-126.

[132] Russell, R. R. (1985B), "The Axiomatic Approach to the Measurement of Technical Efficiency," unpublished (New York University).

[133] Russell, R. R. (1985C), "On the Continuity of Measures of Technical Efficiency," unpublished (New York University).

[134] Ruud, P. A. (1984), "Tests of Specification in Econometrics," Econometric Reviews, 3, 211-242.

- [135] Rumelt, R. P. (1974), Strategy, Structure and Economic Performance, Division of Research, Harvard Business School. (鳥羽欽一郎訳(1977)『多角化戦略と経済成果』東洋経済新報社)
- [136] 斎藤武至(1989)「大手乳業メーカーの経営構造と展開方向」『現代の食品産業』農林統計協会, pp.122-140.
- [137] 酒井泰弘(1982)『不確実性の経済学』有斐閣.
- [138] 佐久間昭光(1986)「イノベーションと経験効果のダイナミックス」今井賢一編著『イノベーションと組織』東洋経済新報社, pp.207-238.
- [139] Salter, W.E.G. (1960), Productivity and Technical Change, Cambridge University Press.
- [140] 佐藤和夫(1975)『生産関数の理論』創文社.
- [141] Schmidt, P. (1976), "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions," Review of Economics and Statistics, 58, 238-239.
- [142] Schmidt, P. (1984A), "An Error Structure for Systems of Translog Cost and Share Equations," workshop paper 8309, Michigan State University.
- [143] Schmidt, P. (1984B), "Estimation of a Fixed-Effect Cobb-Duglas System using Panel Data," unpublished (Michigan State University).
- [144] Schmidt, P. (1985-86), "Frontier Production Functions," Econometric Reviews, 4(2), 289-355.

[145] Schmidt, P. and C.A.K. Lovell(1979), "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," Journal of Econometrics, 9, 343-366.

[146] Schmidt, P. and C.A.K. Lovell(1980), "Estimating Technical and Allocative Inefficiency are Correlated," Journal of Econometrics, 13, 83-100.

[147] Schmidt, P. and T.F. Lin(1984), "Simple Tests of Alternative Specifications in Stochastic Frontier Models," Journal of Econometrics, 24, 349-361.

[148] Schmidt, P. and R. Sickles (1984), "Production Frontiers and Panel Data," Journal of Business and Economic Statistics, 2, 367-374.

[149] Shephard, R.W. (1970), Theory of Cost and Production Functions, Princeton University Press.

[150] Solow, R.M. (1960), "Investment and Technical Progress," in Mathematical Methods in the Social Sciences, ed. by K. J. Arrow, S. Karlin, and P. Suppes, Stanford University Press, 89-104.

[151] Stevenson, R.E. (1980), "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," Journal of Econometrics, 13, 57-66.

[152] 食品産業政策研究会編(1984)『食品市場にみる競争の現状と課題』 地球社.

[153] 竹内啓(1963)『数理統計学』 東洋経済新報社.

[154] 滝川勉(1976)『戦後フィリピン農地改革論』 アジア経済研究所.

[155] Timmer, C. P. (1971), "Using a Probabilistic Frontier Function to Measure Technical Efficiency," Journal of Political Economy, 79, 776-794.

[156] 植草益・鳥居昭夫(1985)「Stochastic Production Frontierを用いた日本の製造業における技術非効率度の計測」経済学論集, 51-3, pp. 2-23.

[157] 上路利雄(1988)「食品工業の構造と年次変化」『わが国食品産業の諸問題（その2）』日本大学食品産業研究会, pp. 18-34.

[158] Varian, H. R. (1978), Microeconomic Analysis, Norton, (佐藤隆三・三野和雄訳(1986)『ミクロ経済分析』勁草書房)

[159] Varian, H. (1984A), "The Nonparametric Approach to Production Analysis," Econometrica, 52, 579-597.

[160] Varian, H. (1984B), "Nonparametric Analysis of Optimizing Behaviour with Measurement Error," unpublished(University of Michigan).

[161] 和田照男(1985)「稲作経営構造の再編・展開の諸課題」『長期金融』, 第65巻, pp. 5-18.

[162] Wald, A. (1943), "Test of Hypotheses Concerning Several Parameters When the Number of Observations is Large," Transactions of the American Mathematical Society, 54, 426-482.

[163] Waldman, D.M. (1982), "A Stationary Point for the Stochastic Frontier Likelihood," Journal of Econometrics, 18, 275-279.

[164] Waldman, D.M. (1984), "Properties of Technical Efficiency Estimators in the Stochastic Frontier Model," Journal of Econometrics, 25, 353-364.

- [165] 渡辺篤二編(1987)『日本の食品産業 I 技術』農村漁村文化協会.
- [166] Williamson, O.E. (1975), Markets and Hierarchies : Analysis and Antitrust Implications, Free Press.
- [167] Woodland, A. D. (1978), "Stochastic Specification and the Estimation of Share Equations," Journal of Econometrics, 10, 361-383.
- [168] 吉原英樹・佐久間昭光・伊丹敬久・加護野忠男(1981)『日本企業の多角化戦略』, 日本経済新聞社.
- [169] Zellner, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," Journal of the American Statistical Association, 57, 585-612.
- [170] Zellner, A., J. Kmenta and J. Dreze(1966), "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models," Econometrica, 34, 784-795.
- [171] Zieschang, K.D. (1983), "A Note on the Decomposition of Cost Efficiency into Technical and Allocative Components," Journal of Econometrics, 23, 401-405.
- [172] Zieschang, K. D. (1984), "An Extended Farrell Technical Efficiency Measure," Journal of Economic Theory, 33, 387-396.

謝 辞

本研究は、筑波大学農学研究科において、筑波大学農林学系樋口貞三教授の御指導のもとに行なったものである。本研究の計画、遂行ならびに本論文の取りまとめに当たって、懇篤なる御指導と御校閲をいただいたことについて深甚なる謝意を表します。

本論文の取りまとめに当たっては、筑波大学農林学系田中洋介教授ならびに筑波大学農林学系熊崎實教授、筑波大学社会工学系佐々木康三助教授に懇篤なる御指導ならびに御校閲を戴きました。謹んで謝意を表します。

本研究の計画・遂行に当たっては、岩手大学農学部川村保講師に懇切丁寧な御指導と御助言を戴きました。心から感謝の意を表します。

また、研究を進めるに際し、常に有益なる御助言を戴いた筑波大学社会工学系草薙仁講師に深く感謝致します。さらに、本研究の遂行を暖かく見守り励まして戴いた筑波大学農林学系佐藤常雄助教授、筑波大学農林学系山下雄三助教授、筑波大学農林学系赤司政雄助教授、筑波大学農林学系豊田隆助教授、筑波大学農林学系石川義秋助教授、筑波大学農林学系福田勇助助手に深謝致します。

小山すみ子事務官、嶋田君枝事務官、小松崎美弥子事務官、桂和江さんには種々の事務的手続きならびに資料の利用・作成等に便宜を図って戴きました。厚くお礼申し上げます。

筑波大学附属図書館



1 00920 05201 8

本学関係