

# 修土学位論文

生産要素市場の競争性に関する米作の生産関数分析

植物資源学専攻

食料経済学

068A120N

原 浩太

## 目次

### 序章

第 1 節 背景と課題	… 1
第 2 節 各章の構成	… 2

### 第 1 章 米作生産関数分析と生産要素市場の競争性

第 1 節 米作の生産関数分析について	… 4
第 2 節 生産要素市場の競争性について	… 6
第 3 節 生産要素市場の捉え方と生産関数分析	… 7

### 第 2 章 非効率性と限界生産物価値

第 1 節 はじめに	… 10
第 2 節 技術非効率性と限界生産物価値	… 11
1. 技術非効率性と限界生産物価値の関係	
2. 確率フロンティアモデル	
3. 計測手順	
4. データ	
5. 計測結果	

第 3 節 配分非効率性と限界生産物価値	… 20
1. 配分非効率性と限界生産物価値の関係	
2. シャドーブライスアプローチ	
3. データ	
4. 計測結果	
第 4 節 計測結果の考察	… 26

### 第3章 生産要素のモビリティと要素代替の弾力性

第1節 はじめに	… 28
第2節 分析の枠組み	… 28
第3節 実証分析	… 31
第4節 計測結果	… 34
第5節 計測結果の考察	… 34
第4章 結論	… 36
引用文献	… 37

## 序章

### 第1節 背景と課題

日本の米作については技術進歩の偏向性や規模の経済が指摘され、これまで多くの計量分析が行われてきた。同時に、米作が農業政策と密接に関連した部門であることから、こうした計量分析を通じていろいろな政策的知見が与えられてきた。それとともに、生産関数分析の手法は生産関数から費用関数や利潤関数などの双対関数の計測へ移っていった。

双対理論と双対関数の導入によって、生産関数の推計にともなう同時推計バイアスの問題が解消し、また生産関数の推計にありがちな多重共線関係が改善されるなど、実証分析の可能性は確実に広がったと考えられる。特にトランスログなど伸縮的関数形による計測が可能になったことで、要素代替の弾力性など、米作の技術構造を捉えるための指標が先駆的な制約から解放されると同時に、各生産要素についての技術変化バイアスや、産出量水準と規模の経済との関係など、従来は困難であった知見が検出可能となった。

その一方で、生産関数とその双対関数との関係については、例えば両者の間で一致した要素分配率が得られているかといえば、やや否定的にならざるを得ない。従来の生産関数とその双対関数による計測結果については、多くの場合、計測対象期間が異なるため、両者の相違を明確に示すことは困難であるが、そのなかでも、例えば土地用役の分配率については、生産関数の方が双対関数よりも大きくなる傾向を示している（遠藤ほか〔7〕）。

こうした傾向は、土地を可変的投入要素とみなして長期の費用関数を計測することに疑問を投げかけている。土地市場のモビリティが小さいために長期均衡よりも土地の投入量が平均的に過少であれば、上記の傾向が観察されると推測されるからである（草薙〔19〕）。

このような指摘は、生産要素市場の競争性を仮定することに対するものであり、生産要素市場の捉え方の違いによって「米生産費」データを用いた生産関数分析によつて計測された米作の生産構造を規定する、代替の弾力性や技術進歩の偏向性、限界生産物価値などの推計値にバイアスを生じさせている可能性があると考えられる。

本稿では米作の生産要素市場に競争の不完全性が存在する状況で、生産要素市場を完全競争市場として捉えた場合に様々な弾力性の値にどのようなバイアスを与えるのかを検証することで、現実の観測点を長期均衡とみなすことに問題があることを明らかにする。

## 第 2 節 各章の構成

第 1 章では米作生産関数分析と生産要素市場の競争性について整理する。はじめに日本の米作に関して生産関数分析を用いた既存研究の手法的な発展に関するレビューを行う。これらのレビューをもとに、既存の米作生産関数分析において仮定されてきた生産要素市場の構造や、特徴を整理する。こうした生産要素市場の仮定と現実の生産要素市場との乖離について、土地市場の零細分散錯囲、モビリティの低さを取り上げる。

第 2 章では零細分散錯囲による非効率性を取り上げ、非効率性が解消されたフロンティア利潤関数を計測することにより、生産フロンティアを「土地の断片化による非効率を最小化した状態」として捉えるとともに、現実の観測点よりも長期均衡の想定に近い状態として扱う。そのため、生産フロンティアと観測点の限界生産物価値に乖離がみられる場合には、現実の観測点を長期均衡点として扱うことには問題があると考えられる。また、「零細分散錯囲」による非効率性は大規模農家ほどその影響を受けやすいと考えられるため、この点についても検討する。

第 3 章ではモビリティの小さい生産要素を可変要素とみなして長期費用関数を計測することによってどのようなバイアスが生じるのかを明らかにする。要素需要関数を

介して、長期費用関数と短期費用関数の間で代替の偏弾力性の関係を理論的に整理し、次に「長期」とみなした費用関数と可変費用関数を計測して、計測結果が理論的に整理した関係と一致しているかどうかを検討する。

第4章は本研究で明らかにしたことと、今後の課題について述べるものとする。

# 第1章 米作生産関数分析と生産要素市場の競争性

## 第1節 米作の生産関数分析について

本節では日本の米作に関して生産関数分析を用いた既存研究の手法的な発展を整理する<sup>1)</sup>。日本の米作については技術進歩の偏向性や規模の経済が指摘され、これまで多くの計量分析が行われてきた。同時に、米作が農業政策と密接に関連した部門であることから、こうした計量分析を通じていろいろな政策的知見が与えられてきた。

日本の農業について初期の生産関数分析は土屋[23]が挙げられる。1951年の静岡県の「農産物生産費調査」個票データを用いてコブ・ダグラス生産関数を計測することで、生産要素の生産弹性値、限界生産力を計測したものである。

こうした研究を機に、コブ・ダグラス生産関数を用いて日本の米作について数多くの分析がなされた。しかし、生産関数の計測には、内生性や多重共線性といった推定上の問題が存在する。これは、生産要素投入量は農家にとって内生変数であり、内生変数である生産物を内生変数である生産要素投入量で回帰することによる同時推計バイアスの存在を避けることができないという問題である。

このような問題に対処するため1960年代半ばから1970年代半ばにかけて双対理論の重要性が認識されるようになった。双対理論によって生産技術は、プライマルである生産関数からだけでなく、デュアルである費用関数、利潤関数によっても説明されるのである。デュアルである費用関数、利潤関数は、説明変数が生産物価格、生産要素価格であり、これらの変数は生産者にとって外生変数であるため、同時推計バイアスの問題は解消されることとなった。また双対理論のもう一つの強みとして、デュアルである費用関数や、利潤関数を直接微分することによって、供給関数や要素需要関数を導出することが可能になることが上げられる。供給関数や要素需要関数の導出が可能となったことで、生産理論の分析はより多くの課題に対応できるようになっていった。こうした双対理論の発展とともに、日本の米作の分析にも費用関数や利潤関数

が用いられるようになった。黒田 [ 15 ] は、1965 年、1967 年の「農家経済調査」の農区・規模別データを用いてコブ・ダグラス型の利潤関数を大規模農家グループと小規模農家グループのそれぞれについて計測し、大規模稲作には規模の経済が存在することを明らかにした。

双対理論の発展とともに、フレキシブル関数形の発展も研究の制約を緩和するため役立ってきた。コブ・ダグラス型の生産関数はホモセティックであり、要素間の代替の弾力性が常に 1 であるという仮定を置いていた。この代替の弾力性が常に 1 であるという仮定が、何らかのバイアスを発生させている可能性があるため、代替の弾力性の仮定を弱めて行くために関数形の開発が進められた。まず代表的なものとして、CES 型生産関数が挙げられる。CES 型生産関数は 1960 年代初めに開発された関数形である。コブ・ダグラス型生産関数に比べて柔軟性を持ち、代替の弾力性は 1 以外の値を取ることができる。しかし、全ての生産要素のペアの代替の弾力性が同一の値をとるため、代替の弾力性の仮定によるバイアスは解消されるまでには至らなかった。

こうした代替の弾力性の事前の仮定を置くことなく、どんな値も取りうることでできるフレキシブルな関数形として登場したのが、トランスログ生産関数である。しかし、トランスログ生産関数は各種の弾力性の導出が面倒であることなどから、日本の米作に対する適用は多くはない。

双対理論とフレキシブル関数形を融合させた、トランスログ費用関数を用いることで、それまでの同時推計バイアスや生産要素の代替の弾力性の仮定といった欠点を解決できるようになった。トランスログ費用関数と生産要素のシェア式を連立推計することにより、生産要素の代替の弾力性の仮定を置くことなく、規模の経済、技術進歩のバイアスなどをこれまでよりも簡単に導出することが可能となった。そのため、トランスログ費用関数を用いた研究は 1970 年代末頃から日本の米作についても多く見られる。「米生産費」データからトランスログ費用関数を推計した研究の代表的なものを以下に挙げる。Kako [ 11 ] は、日本の米作についてトランスログ費用関数を導入し

た初期の研究である。1953年から1970年の近畿農区データを用いて、労働、土地、肥料、機械、その他の生産要素の代替・補完関係、技術進歩のバイアスを推計し、要素シェアの変化の要因分析を行った。技術進歩のバイアスは労働節約的・機械使用的であり、相対的に安価な生産要素に偏った技術進歩である誘発的技術進歩仮説と整合的な結果であった。

加古[12]は1973年～1975年の都府県平均データを用いて、規模の経済の検証を行い、2ha～3haを最小効率規模とするL字型の長期費用曲線が成立していることを示した。茅野[3][4]も同様に1977年～1979年の東北、関東・東山、近畿、九州の4農区データを用いて5ha～7haまで規模の経済が存在していることを明らかにした。これらの論文をもとに「米生産費」のデータによって推計された、全ての生産要素を可変要素とみなした長期費用関数が、ある一定規模まで遞減することによって表現された米作における規模の経済の存在は広く受け入れられて今日に至っている。

以上のように、トランスログ費用関数を用いた分析では、代替の弾力性、技術進歩のバイアス、規模の経済を中心に研究が行われてきた。

トランスログ利潤関数モデルの適用は、トランスログ費用関数モデルと比べると少ない。しかし、生産物価格が独立変数として入っているという利点を活かし、米作における価格政策や、減反政策を評価するといった政策分析を行った論文は多く見られる。たとえばKuroda[16]、草苅[18][19]、神門[8]は「米生産費」データを用いて土地、労働を固定要素としたトランスログ可変利潤関数を推計し、土地、労働の限界生産物価値を計測し、地代や賃金データとの乖離を指摘したり、減反政策の機会費用や農地流動化への影響を分析している。

## 第2節 生産要素市場の競争性について

前節のように日本の米作に関する生産関数分析は手法的な発展を遂げてきた。しかし、草苅[20]はこのように発展してきた手法を伸縮的手法としてとらえ、「伸縮的

手法と同時に重要なのは、経済主体をとりまく市場のイメージと、市場と主体のやりとりを柔軟に描写するための伸縮的思考である」と述べている。具体的にはこの点について、農地貸借仮説を取り上げ、生産要素である農地の取引に関する外部性の存在を指摘しており、外部性の存在下で、規模の経済の論拠である『米生産費』から識別された生産要素市場の競争性を仮定した「長期」費用曲線はなにを現しているのかという疑問を投げかけている。つまり、生産関数分析の手法の発展は研究の可能性を広げることに役立ったのは間違いない事実ではあるが、現実の市場や経済主体の行動をそのような手法を用いて表現するだけでなく、理論的に整合性があるのかを確認していくことが重要なのである。多くの研究で想定されている競争市場のモデルは、たしかに土地用役市場的一面を捉えていると考えられる。しかしながら、競争の不完全性をもたらす外部性の存在による戦略的な行動や、内部組織の土地資源配分機能、さらには貸借関係や売買に伴うさまざまな取引費用も、農家の行動の実態を観察する際に見逃すことのできない要因である。

### 第3節 生産要素市場の捉え方と生産関数分析

生産関数分析において、生産要素市場の競争性を捉える方法として、その要素を可変要素として考えるか、固定要素として考えるかがある。可変要素と固定要素の分類はその研究者の手に委ねられている。つまり、前節で述べた生産要素市場の競争性の捉え方によって、稻作農家にとって何を固定要素と考えるべきかが変わってくるのである。生産要素（土地、労働、経常財、機械）の固定性をどう捉え、いかなる基準でそれを評価すればよいかについての確立した考えが存在しない。

こうした背景をもとに、土地用役市場の競争性を仮定したトランスログ費用関数から得られた知見に対して、批判的に捉えている論文も複数存在する。遠藤ほか〔4〕は生産関数とその双対関数との関係について、土地用役の分配率は、生産関数の方が双対関数よりも大きくなる傾向を示していることを指摘している。これは、土地市場

のモビリティが小さいために長期均衡よりも土地の投入量が平均的に過少であれば、上記の傾向が観察されると推測されるからである（草苅 [ 19 ]）。

土地用役市場だけでなく、労働市場にも競争性の仮定を置くことに疑問を投げかける論文も多い。Kuroda [ 16 ] は労働ストックの固定性に注目し、それを明示したモデルの有効性を実証している。草苅 [ 18 ] も同様に、労働ストックの調整の難しさを指摘している。これは既存の農業政策が雇用政策と密接に関係していることからも明らかである。また、土地及び労働を固定要素として、その場合の可変利潤（粗収益 - 経常財費 - 資本財用役費）は農業経済・経営学における所得概念にほぼ近くなり、実際の経済行動をより的確に反映できると考えられる。

第 1 節で述べたように、既存の日本の米作に関する生産関数分析は、土地や労働市場の競争性を暗黙裡に仮定してきたものが多く見受けられる。ここでは、土地用役市場を取り上げ、競争性を阻害すると考えられる要因について整理する。

土地用役市場には零細分散錯園による非効率性の存在、資産的価値を有することによる転用期待や、生産調整による政策的な土地利用制限など様々な市場競争の不完全性を招く制約要因の存在が考えられる。これらの土地用役市場の競争性を規定する要因は大きく 2 つに集約できると考える。

1 つは農地 1 区画ごとの面積が小さく、さらに、1 戸の経営する農地が 1 か所にまとまっておらず広範囲に分散しているという零細分散錯園による非効率の発生である。特に、零細分散錯園が問題とされるのは、借地型大規模経営における圃場枚数の著しい増大と分散範囲の拡大、遠距離化等の問題が生じているためである。それにともない、圃場間の移動コストのほかに畦草刈り労働の増加、水見回数の増加、用排水の維持管理作業の増加、水利費の増加、劣等地や小区画田を含む可能性が高まるため、収量の低下や機械作業の効率低下などコスト増大要因となる。

もう 1 つ考えられるのは、農地は農家が自己所有の形態を取っており、資産的価値の上昇や、先祖代々の継承による自己保有意識の高さなど様々な要因で農家間での売

買や貸借が成立しにくいというモビリティの低さである。零細分散錯圏による非効率性とモビリティの低さは相互に影響しあっており、零細分散錯圏の解消のためにはモビリティの向上が必要である。

以上の 2 つの要因によって土地市場の競争性が阻害されており、これらの阻害要因が解消されたとき、土地市場の競争性が補償されると考える。こうして競争性が補償されたときにはじめて農家の生産行動は長期均衡に近づくのである。

以後の章ではこの 2 つの要因が生産関数分析から得られる推計値にどのようなバイアスを与えてきたかを実証的に分析する。

注 1) 日本農業の生産関数分析に関するレビュー論文は複数存在するが、本章で参考にした論文を以下に挙げておく。荏開津ほか [ 6 ]、加古 [ 13 ]、生源寺ほか [ 21 ]、神門 [ 8 ]、黒田 [ 17 ]。

## 第2章 非効率性と限界生産物価値

### 第1節 はじめに

本章では、前章で取り上げた「零細分散錯囲」による非効率性と、生産関数分析の関係について、フロンティア利潤関数を用いて明らかにする。

フロンティア生産関数分析は非効率性を明示的に扱うことのできる分析方法であり、日本の米作についても複数の研究が実施されている（伊藤 [ 10 ] 高橋 [ 22 ]）。それらの先行研究では米作における非効率性の存在が指摘されてきたが、非効率性の大きさやその要因の析出に分析の主題があり、非効率性が土地の限界生産物価値に与える影響を扱った研究は、私見では見受けられない。

本章では土地用役の限界生産物価値と非効率性の関係について考察する。非効率性については、第2節で技術非効率性、第3節で配分非効率性をそれぞれ扱う<sup>1)</sup>。ここでは「零細分散錯囲」によって非効率性がもたらされると特定することで、生産フロンティアを「土地の断片化による非効率を最小化した状態」として捉えるとともに、現実の観測点よりも長期の想定に近い状態として扱う。したがって、生産フロンティアと観測点の限界生産物価値に乖離がみられる場合には、現実の観測点を長期均衡点として扱うことには問題があると考えられる。また、「零細分散錯囲」による非効率性は大規模農家ほどその影響を受けやすいと考えられるため、この点についても検討する。

## 第2節 技術非効率性と限界生産物価値

### 1 技術非効率性と限界生産物価値との関係

限界生産物価値の計測は、安定した価格データの得られない固定要素のような財に対する、生産者の自己評価額を知る手段の一つとして、既存研究で数多く扱われてきた。ここでは非効率性と限界生産物価値の関係について図を使って説明する。図 2-1 は土地  $z_A$

に関する生産フロンティアと技術非効率  $u \geq 0$  の存在する観測点の関係を表している。 $p$  は生産物価格、 $y^*$  が生産フロンティア上の生産点  $C$  における生産量、 $y^a$  は観測点  $A$  における生産量を表す。ここで、土地用役の資源制約や減反政策によって  $\bar{z}_A$  に固定されるとすると、 $sp_z$  は農家内部で供給される土地用役の価格であり、土地用役の限界生産物価値（シャドーバリュー）である。フロンティア上の生産点  $C$  における限界生産物価値  $sp_z^*$  と観測点  $A$  における限界生産物価値  $sp_z^a$  は、技術非効率の影響を受け離れて離れている。以下では離れた方向と農家の行動について整理する。

$sp_z^* > sp_z^a$  であれば、零細分散錯闘などの技術非効率性を解消することにより、土地用役の限界生産物価値は大きくなり、農家の経営面積の拡大意欲が大きくなると考えられる。逆に  $sp_z^* < sp_z^a$  であれば、技術非効率性を解消することにより、土地用役の限界生産物価値は小さくなり、農家の経営規模面積の拡大意欲は小さくなると考えられる。

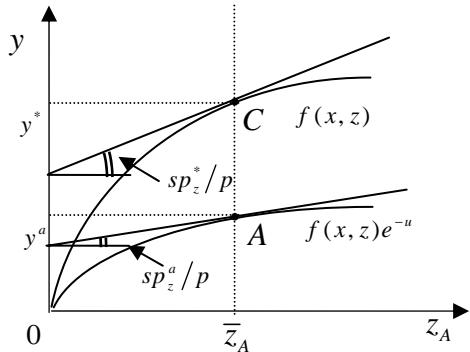


図 2-1 生産フロンティアと限界生産物価値

### 2 確率フロンティアモデル

本節では、フロンティアと観測点の関係を明らかにするため実証分析に用いるフロンティア関数を提示する。確率フロンティア関数は、修正最小二乗法、線形計画法、

最尤法など様々な計量経済学的手法を用いて推計されてきた。以下では Kumbhakar [ 14 ] に従って技術非効率性とパラメータの関係を明示的に扱うことのできる確率的フロンティア可変利潤関数を導出する。

$$y = f(x, z) e^{-u} \quad u \geq 0 \quad (1)$$

技術非効率  $u$ 、フロンティアに達さない生産量  $y$ 、生産フロンティア  $f(x, z)$ 、可変生産要素ベクトル  $x$ 、固定生産要素ベクトル  $z$  とする。  $u$  は output-oriented technical inefficiency と呼ばれ、 $e^u = y / f(x) \leq 1$  をその尺度とする。

つぎに、(1)式の生産関数に対応する技術非効率の存在を仮定した可変利潤関数を定義する。

$$\pi(p, w, z, u) = \pi(pe^{-u}, w, z) \quad (2)$$

可変要素価格ベクトル  $w$ 、生産物価格  $p$  とする。利潤最大化の 1 階の条件は  $\partial f / \partial x_i = w_i / pe^{-u}$  となる。また、要素需要関数は  $d(pe^{-u}, w, z) = x_i$ 、短期供給関数  $s(pe^{-u}, w, z) = y$  と表される。したがって、技術非効率  $u$  の存在する可変利潤関数は以下のように定義できる。

$$\pi(pe^{-u}, w, z) = \max_{ye^u, x} \{ py - wx \mid ye^u = f(x, z) \} \quad (2)'$$

$$\begin{aligned} \pi^a &= ps(pe^{-u}, w, z) - wd(pe^{-u}, w, z) \\ &= pe^{-u} f(d(e^{-u}, w, z)) - wd(pe^{-u}, w, z) \\ &= \pi(pe^{-u}, w, z) \end{aligned}$$

ここで、観察点における可変利潤  $\pi^a$  はフロンティア上に存在せず、 $\pi^a \leq \pi(p, w, z)$  とすると。  $\pi(p, w, z)$  は通常の可変利潤関数(フロンティア)として以下のように定義される。

$$\pi(p, w, z) = \max_{y, x} \{ py - wx \mid y = f(x, z) \}$$

$\pi(pe^{-u}, w, z)$  をトランスログ可変利潤関数で定式化すると、

$$\begin{aligned}
\ln \pi^a &= \ln \pi(p e^{-u}, w, z) = \beta_0 + \beta_p \ln p e^{-u} + \sum_i \beta_i \ln w_i + \sum_j \gamma_j \ln z_j \\
&\quad + \frac{1}{2} \beta_{pp} (\ln p e^{-u})^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \beta_{ik} \ln w_i \ln w_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \gamma_{jl} \ln z_j \ln z_l \\
&\quad + \sum_i \beta_{pi} \ln p e^{-u} \ln w_i + \sum_j \delta_{pj} \ln p e^{-u} \ln z_j + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln w_i \ln z_j
\end{aligned} \tag{3}$$

$(p, w)$ に対する1次同次性、対称性の制約を課す。

$$\beta_p + \sum_i \beta_i = 1, \beta_{pp} + \sum_i \beta_{pi} = 0, \beta_{pi} + \sum_i \beta_{ik} = 0, \delta_{pj} + \sum_i \delta_{ij} = 0, \beta_{ik} = \beta_{ki}, \gamma_{jl} = \gamma_{lj}.$$

生産物価格で基準化する。

$$\begin{aligned}
\ln \frac{\pi^a}{p} &= \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln \frac{w_i}{p e^{-u}} + \sum_j \gamma_j \ln z_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \beta_{ik} \ln \frac{w_i}{p e^{-u}} \ln \frac{w_k}{p e^{-u}} \\
&\quad + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \gamma_{jl} \ln z_j \ln z_l + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln \frac{w_i}{p e^{-u}} \ln z_j - u
\end{aligned} \tag{4}$$

観測点における利潤  $\pi^a / p$  はフロンティアにおける利潤  $\pi(w / p, z)$  と技術非効率性  $h(w / p, z, u)$  に分離できる。

$$\ln \frac{\pi^a}{p} = \ln \pi(\frac{w}{p}, z) + \ln h(\frac{w}{p}, z, u) \tag{5}$$

(5)式の技術非効率性は(4)式より、以下のように定式化できる。

$$\ln h(\frac{w}{p}, z, u) = -u \left[ 1 - \sum_i \beta_i - \sum_i \sum_k \beta_{ik} \ln \left( \frac{w_k}{p} \right) - \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln z_j \right] + (1/2)u^2 \sum_i \sum_k \beta_{ik} \tag{6}$$

つぎに、(4)式からシェア式を導出し、誤差項  $\eta$  を付加する。ここから、可変要素を経常財 ( $c$ )、機械 ( $m$ )、固定要素を労働 ( $L$ )、土地 ( $A$ ) とそれぞれ添え字で表す。

$$S_c^a = \frac{w_c x_c}{\pi^a} = -[\beta_c + \sum_k \beta_{cj} \ln \frac{w_k}{p} + \sum_j \delta_{cj} \ln z_j] - b_c u + \eta_c \tag{7}$$

$$S_m^a = \frac{w_m x_m}{\pi^a} = -[\beta_m + \sum_k \beta_{mk} \ln \frac{w_k}{p} + \sum_j \delta_{mj} \ln z_j] - b_m u + \eta_m \tag{8}$$

$$b_i = \sum_k \beta_{ik} \quad (i = c, m) \quad b_c = \beta_{cc} + \beta_{cm} \quad b_m = \beta_{cm} + \beta_{mm}$$

ここで、確率変数  $\eta_i$ 、 $u$  に以下のよう仮定を置く。

$$(\quad) \eta = (\eta_c, \eta_m)' \sim \text{iid } N(0, \Sigma) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} E[\eta_c \eta_c] & E[\eta_c \eta_m] \\ E[\eta_c \eta_m] & E[\eta_m \eta_m] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{cc} & \sigma_{cm} \\ \sigma_{cm} & \sigma_{mm} \end{pmatrix}$$

( )  $u \sim \text{iid } N^+(0, \sigma_u^2)$  非負の半正規分布に従う。

( )  $\eta$ 、  $u$  は独立である。

ダッシュは転置を表す。このとき、 $\eta$  の密度関数、 $u$  と  $\eta$  の結合密度関数は(9)、(10)式で表される。

$$f(\eta) = \frac{1}{(2\pi)^{I/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \eta' \Sigma^{-1} \eta\right\} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} f(u) &= \frac{2}{(2\pi)^{I/2} \sigma_u} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\} \\ f(\eta, u) &= \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{1}{2} \eta' \Sigma^{-1} \eta\right\} \end{aligned} \quad (10)$$

$\Xi = (-b_c u + \eta_c, -b_m u + \eta_m)'$  とする。このとき、 $u$  と  $\Xi$  の結合密度関数は以下のようになる。

$$f(\Xi, u) = \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \exp\left\{-\frac{1}{2} [(\Xi + bu)' \Sigma^{-1} (\Xi + bu) + u^2 / \sigma_u^2]\right\} \quad (11)$$

$b = (b_c, b_m)'$  である。 $\Xi$  の周辺密度関数を  $f(\Xi)$  とすると、

$$\begin{aligned} f(\Xi) &= \int_0^\infty f(\Xi, u) du \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2} [(\Xi + bu)' \Sigma^{-1} (\Xi + bu) + u^2 / \sigma_u^2]\right\} du \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2} [(1/\sigma_u^2 + b' \Sigma^{-1} b)u^2 + 2\Xi' \Sigma^{-1} bu + \Xi' \Sigma^{-1} \Xi]\right\} du \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \exp\left\{-\frac{1}{2} [\Xi' \Sigma^{-1} \Xi - \frac{(\Xi' \Sigma^{-1} b)^2}{1/\sigma_u^2 + b' \Sigma^{-1} b}]\right\} \cdot \\ &\quad \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2} [(1/\sigma_u^2 + b' \Sigma^{-1} b)(u + \frac{\Xi' \Sigma^{-1} b}{1/\sigma_u^2 + b' \Sigma^{-1} b})^2]\right\} du \end{aligned}$$

$\Xi \subset \bar{\Xi}$ 、  $\sigma_0^2 = (1/\sigma_u^2 + b' \Sigma^{-1} b)^{-1}$ 、  $a = \Xi' \Sigma^{-1} \Xi - \sigma_0^2 (\Xi' \Sigma^{-1} b)^2$ 、 とおいて、

$$\begin{aligned}
&= \frac{2}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \exp(-a/2) \cdot \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_0^2}(u + \Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0^2)^2\right\} du \\
&= \frac{2 \exp(-a/2)}{(2\pi)^{(I+1)/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} (2\sigma_0^2 \pi)^{1/2} [1 - \Phi(\Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0)] \\
&= \frac{2\sigma_0 \exp(-a/2)}{(2\pi)^{I/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \cdot \Phi(-\Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0)
\end{aligned} \tag{12}$$

密度関数  $f(\Xi)$  から対数尤度関数を以下のように導出する。

$$\begin{aligned}
L &= f(\Xi_1, \dots, \Xi_N) = f(\Xi_1) f(\Xi_2) \cdots f(\Xi_N) \\
&= \prod_i^N \left( \frac{2\sigma_0 \exp(-a_i/2)}{(2\pi)^{I/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \cdot \Phi(-\Xi_i' \Sigma^{-1} b \sigma_0) \right) \\
&= \left( \frac{2\sigma_0}{(2\pi)^{I/2} |\Sigma|^{1/2} \sigma_u} \right)^N \prod_i^N (\exp(-a_i/2) \cdot \Phi(-\Xi_i' \Sigma^{-1} b \sigma_0))
\end{aligned}$$

$$\ln L = N \ln 2 - \frac{NI}{2} \ln 2\pi - \frac{N}{2} \ln |\Sigma| + N \ln \sigma_0 + \sum_i^N \ln \Phi(-\Xi_i' \Sigma^{-1} b \sigma_0) - N \ln \sigma_u - \frac{1}{2} \sum_i^N a_i \tag{13}$$

$N$  は標本数、 $\Phi(\cdot)$  は標準正規分布関数である。

$$\Xi = \begin{pmatrix} \mathcal{E}_c \\ \mathcal{E}_m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -b_c u + \eta_c \\ -b_m u + \eta_m \end{pmatrix} \quad \Xi \sim N(0, \Sigma^*) \quad \Sigma^* = \begin{pmatrix} E[\mathcal{E}_c \mathcal{E}_c] & E[\mathcal{E}_c \mathcal{E}_m] \\ E[\mathcal{E}_m \mathcal{E}_c] & E[\mathcal{E}_m \mathcal{E}_m] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{cc}^* & \sigma_{cm}^* \\ \sigma_{cm}^* & \sigma_{mm}^* \end{pmatrix}$$

$\Sigma^*$  の各要素は  $\sigma_u^2$  と  $\Sigma$  の要素を用いて以下のようにあらわすことができる。

$$\sigma_{cc}^* = E[\mathcal{E}_c \mathcal{E}_c] = E[(b_c u + \eta_c)^2] = E[b_c^2 u^2 + 2b_c \eta_c u + \eta_c^2] = b_c^2 \sigma_u^2 + \sigma_{cc}$$

$$\sigma_{cm}^* = E[\mathcal{E}_c \mathcal{E}_m] = E[(b_c u + \eta_c)(b_m u + \eta_m)] = E[b_c b_m u^2 + b_c \eta_m u + b_m \eta_c u + \eta_c \eta_m] = b_c b_m \sigma_u^2 + \sigma_{cm}$$

$$\sigma_{mm}^* = E[\mathcal{E}_m \mathcal{E}_m] = E[(b_m u + \eta_m)^2] = E[b_m^2 u^2 + 2b_m \eta_m u + \eta_m^2] = b_m^2 \sigma_u^2 + \sigma_{mm}$$

ここで、 $\sigma_{cm} = 0$  とすると、

$$\sigma_{cc}^* = b_c^2 \sigma_u^2 + \sigma_{cc}$$

$$\sigma_{cm}^* = b_c b_m \sigma_u^2$$

$$\sigma_{mm}^* = b_m^2 \sigma_u^2 + \sigma_{mm}$$

となる。この式を変形することで以下のように  $\sigma_u^2$ 、 $\sigma_{cc}$ 、 $\sigma_{mm}$  が求まる。

$$\sigma_u^2 = \sigma_{cm}^* / b_c b_m$$

$$\sigma_{cc} = \sigma_{cc}^* - (b_c / b_m) \sigma_{cm}^*$$

$$\sigma_{mm} = \sigma_{mm}^* - (b_m / b_c) \sigma_{cm}^*$$

$$\sigma_{cm} = 0$$

この値を  $\sigma_u^2$ 、 $\Sigma$  の初期値として、(13)式の対数尤度関数を最大化する。(13)式を  $\Sigma$  の要素を用いて書き換えると以下のようになる。

$$\begin{aligned} \ln L &= -\frac{N}{2} \ln(\sigma_{cc} \sigma_{mm} - \sigma_{cm}^2) + N \ln \sigma_0 \\ &\quad + \sum_i^N \ln \Phi(-\sigma_0 [\varepsilon_{ci} b_c (\sigma_{mm} - \sigma_{cm}) + \varepsilon_{mi} b_m (\sigma_{cc} - \sigma_{cm})]) \\ &\quad - N \ln \sigma_u \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_i^N \left( \frac{\varepsilon_{ci}^2 \sigma_{mm} - 2\varepsilon_{ci} \varepsilon_{mi} \sigma_{cm} + \varepsilon_{mi}^2 \sigma_{cc} - \sigma_0^2 [\varepsilon_{ci} b_c (\sigma_{mm} - \sigma_{cm}) + \varepsilon_{mi} b_m (\sigma_{cc} - \sigma_{cm})]^2}{\sigma_{cc} \sigma_{mm} - \sigma_{cm}^2} \right) \\ \sigma_0^2 &= \left( \frac{1}{\sigma_u^2} + \frac{b_c^2 \sigma_{mm} - 2b_c b_m \sigma_{cm} + b_m^2 \sigma_{cc}}{\sigma_{cc} \sigma_{mm} - \sigma_{cm}^2} \right)^{-1} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\varepsilon_c = \frac{w_c x_c}{\pi^a} + [\beta_c + \sum_k \beta_{ck} \ln \frac{w_k}{p} + \sum_j \delta_{cj} \ln z_j]$$

$$\varepsilon_m = \frac{w_m x_m}{\pi^a} + [\beta_m + \sum_k \beta_{mk} \ln \frac{w_k}{p} + \sum_j \delta_{mj} \ln z_j]$$

### 3 計測手順

(7)、(8)式のシェア式に SUR を用いて計測することで、誤差項  $\Xi$  の共分散行列  $\Sigma^*$  が求められる。 $\Sigma^*$  の各要素を用いて、 $\sigma_u^2$  と  $\Sigma$  に初期値を与えることができる。こうして求められた初期値を(13)'式の対数尤度関数に与えて、反復計算を行うことで、初期値のズレを解消しながら、尤度関数を最大化し、パラメータと  $\sigma_u^2$ 、 $\Sigma$  が求められる。

以下にその手順をしめす。

尤度関数を最大化することで求められたパラメータと  $\sigma_u^2$ 、 $\Sigma$  を用いて、各標本の  $u$  の条件付期待値を(14)式から求める。 $u$  の条件付期待値は以下のように  $u$  の条件付確率から導出する。

$$\begin{aligned}
h(u|\Xi) &= \frac{f(\Xi, u)}{f(\Xi)} \\
&= \frac{1}{(2\pi)^{1/2} \sigma_0 \Phi(-\Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_0^2} (u + \Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0^2)^2\right\} \\
E(u|\Xi) &= \int_0^\infty u \cdot h(u|\Xi) du = \mu + \sigma_0 \frac{\phi(\mu/\sigma_0)}{\Phi(\mu/\sigma_0)}
\end{aligned} \tag{14}$$

$\mu = -\Xi' \Sigma^{-1} b \sigma_0^2$ 、 $\phi(\cdot)$ は標準正規分布関数の密度関数である。残りのパラメータ  $\beta_0$ 、 $\gamma_j$ 、 $\gamma_{jl}$  は以下の式を回帰することで求められる。

$$\begin{aligned}
&\ln \frac{\pi^a}{p} - \left[ \sum_i \beta_i \ln \frac{w_i}{pe^{-u}} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \beta_{ik} \ln \frac{w_i}{pe^{-u}} \ln \frac{w_k}{pe^{-u}} + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln \frac{w_i}{pe^{-u}} \ln z_j - u \right] \\
&= \beta_0 + \sum_j \gamma_j \ln z_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \gamma_{jl} \ln z_j \ln z_l
\end{aligned} \tag{15}$$

つぎに、推定されたフロンティア利潤関数から得られたパラメータを(16)式に代入することで土地用役の限界生産物価値を計測した。

$$sp_{z_A} = \frac{\partial \pi}{\partial z_A} = \frac{\pi}{z_A} (\gamma_a + \sum_j \gamma_{jA} \ln z_j + \sum_i \delta_{iA} \ln \frac{w_i}{p} + \sum_i \delta_{iA} u) \tag{16}$$

(16)式においてフロンティアと観測点における土地用役の限界生産物価値の乖離の方向性は  $\sum \delta_{ia}$  の符号によって決まることがわかる。 $\sum \delta_{ia}$  が負値をとれば、非効率性が土地用役の限界生産物価値を低下させていることになる。また、(6)式の利潤非効率性の値が大きくなると  $\pi$  の値が小さくなるのでそれに伴い、限界生産物価値は低下する。

#### 4 データ

計測データは農林水産省統計情報部『米及び麦類の生産費』の「作付規模別生産費(都府県)」を、1971~2003年までプールして用いる。また、価格指数データは農林水産省統計情報部『農村物価賃金統計』を使用する。経常財( $c$ )は「種苗」、「肥料」、「薬剤」、「その他諸材料」、「建物」を、機械( $m$ )は「農具」、「光熱」、「賃料」を、それぞれ含んでいる。

経常財価格 ( $w_c$ ) と機械価格 ( $w_m$ ) は、上記の項目についての費用比率をウエイトとするマルチラテラル価格指数である。労働 ( $z_L$ ) は「直接労働時間」を用いる。ただし、男女間にある賃金格差を調整するために、女子の労働時間については 0.8 を乗じて男子単位に調整している。面積 ( $z_A$ ) は「水稻作付面積」、米作の可変利潤 ( $\pi^a$ ) は、水稻粗収益から経常財費用、

機械費用を差し引いたものを利用する。

## 5 計測結果

(13)式の対数尤度関数と(15)式の計測結果は表 2-1 のとおりである。計測結果から 1 次項に要請される理論的符号条件はすべて満たされている。標本ごとの技術非効率性  $u$  の期待値である(14)式の全標本の平均値は 0.119 である。また各標本の技術非効率の値には大きな変化はほとんど見られなかった。

つぎに(6)式の利潤非効率性の全標本の平均値は - 0.117 であり、最小値は - 0.273 で最大値は - 0.098 であった。規模階層が大きいほど非効率性は大きくなっていた。これより、利潤非効率性の要因が零細分散錯囲の影響と捉えることができると示唆される。

表 2-1 フロンティア可変利潤関数の計測結果

変数	推定値	t値	変数	推定値	t値
$\beta_0$	14.893	64.10	$\delta_{PL}$	0.070	8.86
$\beta_c$	-0.223	-2.64	$\delta_{PA}$	-0.338	-5.74
$\beta_m$	-0.235	-2.26	$\beta_t$	-0.001	-0.05
$\beta_p$	1.458	96.09	$\mu_{ct}$	-0.001	-0.10
$\gamma_A$	0.363	0.67	$\mu_{mt}$	-0.003	-0.10
$\gamma_L$	0.515	0.72	$\mu_{pt}$	-0.006	0.18
$\beta_{cc}$	-0.402	-1.70	$\varepsilon_{Lt}$	-0.025	-0.61
$\beta_{cm}$	-0.195	-0.77	$\varepsilon_{At}$	0.041	1.34
$\beta_{Pc}$	0.598	17.26	$\lambda_{tt}$	0.00004	0.03
$\beta_{mm}$	-0.835	-3.48	$\sigma_u^2$	0.100	2.08
$\beta_{Pm}$	1.030	14.77	$\sigma_{cc}$	0.016	1.89
$\beta_{PP}$	-1.628	15.83	$\sigma_{cm}$	0.019	1.78
$\gamma_{LL}$	-1.053	-0.93	$\sigma_{mm}$	0.031	2.21
$\gamma_{LA}$	1.161	1.33			
$\gamma_{AA}$	-1.264	-1.87			
$\delta_{cL}$	-0.011	-0.08			対数尤度
$\delta_{cA}$	-0.100	-1.02	(13)式		392.4
$\delta_{mL}$	-0.059	-0.43			自由度修正済決定係数
$\delta_{mA}$	-0.099	-0.96	(15)式		0.990

表 2-2 には土地用役の限界生産物価値の階層別平均値を示す。表 2-2 からわかるように作付規模が大きくなるにつれてその値も大きくなっている。これは先行研究の計測結果と一致している（遠藤ほか [7], 草薙 [19]）。フロンティアと観測点における限界生産物価値の値を比較すると、フロンティアにおける値の方が 10a 当たり 5400 円から 13000 円ほど高くなっている。またこの値は作付規模とともに大きくなっていることがわかる。

表 2-2 規模階層別の限界生産物価値

単位(円/10a)

規模階層	観測点	フロンティア
0.5ha 未満	28,325	33,730
0.5~1.0ha	34,031	41,272
1.0~1.5ha	38,694	47,651
1.5~2.0ha	41,459	51,522
2.0~2.5ha	43,136	54,000
2.5~3.0ha	44,361	55,856
3.0~4.0ha	45,429	57,613
4.0~5.0ha	45,161	57,710
5.0ha 以上	45,254	58,722

### 第3節 配分の非効率性と限界生産物価値

#### 1 配分の非効率性と限界生産物価値の関係

「零細分散錯囲」による、生産の非効率性の発生は既存研究でも数多く指摘されている。本項では、そのような非効率性の存在下における農家の最適化行動について図2-2を用いて説明し、非効率性と土地用役の限界生産物価値との関係について図2-3を用いて整理する。

図1は配分非効率性が存在する観測点Aにおける最適化行動を表している。生産関数を $f(x,z)$ 、可変生産要素ベクトルを $x$ 、固定生産要素ベクトルを $z$ とする。観察点Aでは配分非効率 $\theta$ が存在しており、所与の価格ベクトル $(p,w)$ に対して利潤最大化されておらず、結果的に価格ベクトル $(p,\theta w)$ に対して、利潤最大化されているように見えることができる。一方、配分非効率性が存在しない生産フロンティアである点Bでは、所与の価格ベクトル $(p,w)$ に対して、利潤最大化される。

次に、図2-2に対応した投入量平面を描いた図2-3を用いて、配分非効率性と土地用役の限界生産物価値の関係について説明する。縦軸は可変生産要素 $x$ 、横軸の $z_A$ は土地とする。土地用役の資源制約や減反政策などにより $z_A$ は $\bar{z}_A$ に固定されている。このように土地用役に制約が存在するとき、土地用役の限界生産物価値 $sp_z$ は農家の土地用役に対する自己評価額となり、内生的に決定される。

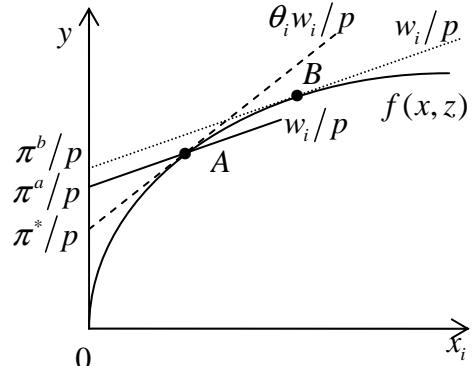


図2-2 配分の非効率性と利潤最大化

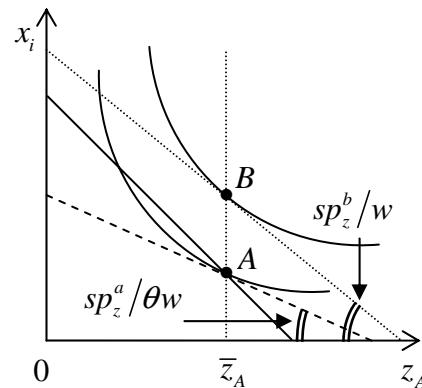


図2-2 配分の非効率性と限界生産物価値

図 2 - 3 では配分非効率性が存在する観察点が  $A$  であり、配分非効率性の存在しないフロンティアを点  $B$  で表す。図 2 - 3 の点  $A$ 、 $B$  は図 2 - 2 の点  $A$ 、 $B$  に対応している。図 2 - 2 と同様に点  $A$  では配分非効率性の存在により、所与の要素価格  $w$  に対して最適化することができず、結果として、 $sp_z^a/\theta w$  と等量線と接するように  $sp_z^a$  を決定している。一方、点  $B$  では、所与の可変生産要素価格  $sp_z^b/w$  が等量線と接するように  $sp_z^b$  が決定される。

ここでは「零細分散錯圏」によって非効率性がもたらされると特定することで、非効率性が存在しないフロンティアの点  $B$  を「土地の断片化による非効率を最小化した状態」として捉えて、現実の観測点  $A$  よりも長期の想定に近い状態として扱う。したがって、点  $A$ 、 $B$  におけるそれぞれの土地用役の限界生産物価値  $sp_z^a$ 、 $sp_z^b$  の値が乖離していれば、観測点  $A$  を長期均衡点として扱うことに問題があると考えられる。

## 2 シャドープライス・アプローチ

前項で示した配分の非効率性と限界生産物価値の関係を明らかにするために、非効率性を明示的に扱うことのできるモデルが必要となる。非効率性を明示的に扱うことのできる分析方法として、前節で用いた確率フロンティアアプローチと、シャドープライス・アプローチが存在する。前者は誤差項に特殊な分布の仮定を置くことで確率的フロンティア生産関数を推計することができる分析で、後者はパラメトリックに非効率性を定義することで間接的にフロンティアを推計することができる分析である<sup>2)</sup>。前者はサンプルごとに、非効率性の値を推計することができるが、連立推計が難しく、後者はサンプルごとの非効率性の値は求められないが、連立推計を行いやすいなど、それぞれに長所・短所が存在する。本節では、Kumbhakar et al [ 14 ] のシャドープライス・アプローチを用いて、計測可能なトランスログシャドー可変利潤関数を導出する。(17)式が観察点  $A$  における観察される利潤である。

$$\pi^a = py - \sum_i w_i x_i \quad (17)$$

観察点 Aにおいては、配分非効率性が存在するので(17)式の利潤は配分非効率性の存在により所与の価格( $p, w$ )に対して、最大化された利潤ではない。観察点 Aでは(18)式のように利潤最大化問題を解いていることになる。

$$\pi(p, w, z, \theta) = \max_x \left\{ pf(x, z) - \sum_i \theta_i w_i x_i \right\} = \pi^* \quad (18)$$

ここで、Kumbhakar et al[14]に従い  $\pi(p, w, z, \theta)$  をシャドー可変利潤関数 ( shadow variable profit function ) と呼ぶ。このとき、最適化の 1 階の条件は、 $\partial f(x, z)/\partial x_i = \theta_i(w_i/p)$  である。 $\theta_i = 1$  の時、 $\partial f(x, z)/\partial x_i = (w_i/p)$  となり、所与の価格( $p, w$ )において利潤  $\pi^b = \pi(p, w, z)$  を最大化しており、観察点 A はフロンティアである点 B と等しくなる。次に、 $\theta_i < 1$  の時、 $\partial f(x, z)/\partial x_i < (w_i/p)$  となり、配分非効率性の存在しないフロンティアと比べ、第  $i$  要素を過剰投入していることになる。逆に  $\theta_i > 1$  のとき、 $\partial f(x, z)/\partial x_i > (w_i/p)$  となり、第  $i$  要素は過少投入となっていることがわかる。

次に(18)式のシャドー利潤関数から Hotelling の補題を適用することにより(19)式の供給関数と(20)式の要素需要関数が導出される。

$$s(p, w, z, \theta) = y = \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial p} \quad (19)$$

$$-d_i(p, w, z, \theta) = -x_i = \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial \theta_i w_i} = \frac{1}{\theta_i} \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial w_i} \quad (20)$$

(19)、(20)式を用いて、観察される利潤は(21)式のように表される。

$$\begin{aligned} \pi^a &= py - \sum_i w_i x_i \\ &= p \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial p} + \sum_i w_i \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial \theta_i w_i} \\ &= p \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial p} + \sum_i \frac{w_i}{\theta_i} \frac{\partial \pi(p, w, z, \theta)}{\partial w_i} \end{aligned} \quad (21)$$

次に、生産物価格で基準化されたシャドー可変利潤関数を導出する。

$$\begin{aligned} \frac{\pi(p, w, z, \theta)}{p} &= \max_x \left\{ f(x, z) - \sum_i \frac{\theta_i w_i}{p} x_i \right\} \\ &= \pi(w/p, z, \theta) \end{aligned} \quad (22)$$

(19)、(20)式に対応する供給関数と要素需要関数を(23)、(24)式で導出する。

$$s(w/p, z, \theta) = y = \pi(w/p, z, \theta) - \sum_i \frac{w_i}{p} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (w_i/p)} \quad (23)$$

$$-d_i(w/p, z, \theta) = -x_i = \frac{1}{\theta_i} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (w_i/p)} \quad (24)$$

このとき、観察点における基準化された利潤は以下のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\pi^a}{p} &= y - \sum_i \frac{w_i}{p} x_i \\ &= \pi(w/p, z, \theta) - \sum_i \frac{w_i}{p} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (w_i/p)} + \sum_i \frac{1}{\theta_i} \frac{w_i}{p} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (w_i/p)} \\ &= \pi(w/p, z, \theta) + \sum_i \left[ \left( \frac{1-\theta_i}{\theta_i} \right) \frac{\theta_i w_i}{p} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (\theta_i w_i/p)} \right] \\ &= \pi(w/p, z, \theta) \left\{ 1 + \sum_i \left[ \left( \frac{1-\theta_i}{\theta_i} \right) \frac{\theta_i w_i / p}{\pi(w/p, z, \theta)} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (\theta_i w_i / p)} \right] \right\} \\ &= \pi(w/p, z, \theta) \left\{ 1 + \sum_i \left[ \left( \frac{1-\theta_i}{\theta_i} \right) S_i^* \right] \right\} \\ &= \pi(w/p, z, \theta) \cdot H \end{aligned} \quad (25)$$

$$S_i^* = \frac{\theta_i w_i / p}{\pi(w/p, z, \theta)} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (\theta_i w_i / p)} \quad (26)$$

$$H = \left\{ 1 + \sum_i \left( \frac{1-\theta_i}{\theta_i} \right) S_i^* \right\} \quad (27)$$

シャドー・シェア  $S_i^*$  と観察されるシェア  $S_i$  との関係は以下のようになる。

$$\begin{aligned}
S_i &= \frac{w_i x_i}{\pi^a} \\
&= \frac{(w_i/p) \cdot x_i}{(\pi^a/p)} \\
&= -\frac{(w_i/p)}{(\pi^a/p)} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (\theta_i w_i/p)} \\
&= -\frac{1}{\theta_i H} \frac{(\theta_i w_i/p)}{\pi(w/p, z, \theta)} \frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial (\theta_i w_i/p)} \\
&= -\frac{S_i^*}{\theta_i H}
\end{aligned} \tag{28}$$

ここで、シャドー可変利潤関数  $\pi(w/p, z, \theta)$  をトランスログ可変利潤関数で定式化する。添え字  $i$ 、 $k$  は可変要素の経常財 ( $c$ )、機械 ( $m$ )、 $j$ 、 $l$  は固定要素の労働 ( $L$ )、土地 ( $A$ ) を表す。

$$\begin{aligned}
\ln \pi(w/p, z, \theta) &= \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln \theta_i (w_i/p) + \sum_j \gamma_j \ln z_j \\
&\quad + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \beta_{ik} \ln \theta_i (w_i/p) \ln \theta_k (w_k/p) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \gamma_{jl} \ln z_j \ln z_l \\
&\quad + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln \theta_i (w_i/p) \ln z_j
\end{aligned} \tag{29}$$

(29)式より、シャドーシェア  $S_i^*$  を導出すると(14)式のようになる。

$$S_i^* = \beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln \theta_k (w_k/p) + \sum_j \delta_{ij} \ln z_j \tag{30}$$

このとき、観察点における利潤とシェア式は(25)、(28)式から、それぞれ(31)、(32)式で表される。

$$\ln(\pi^a/p) = \ln \pi(w/p, z, \theta) + \ln H \tag{31}$$

$$S_i = -\frac{S_i^*}{\theta_i H} \tag{32}$$

計測は Atkinson et al [ 2 ] と同様に、(31)式の観測点における利潤と、(32)式の経常財と機械のシェア式の計 3 本の式に誤差項を付加し、対称性制約を課して反復 SUR で同時推計する。非効率性のパラメータ  $\theta_i$  は簡単化のため、 $\theta_i = \exp \phi_i$  の形で導入した。

以上の手法で推計されたパラメータを用いて、(33)式の土地用役の限界生産物価値を計測する。

$$\frac{\partial \pi(w/p, z, \theta)}{\partial z_A} = \frac{\pi}{z_A} \left( \gamma_A \ln z_A + \sum_l \gamma_{lA} \ln z_l + \sum_i \delta_{iA} \ln (w_i/p) + \sum_i \delta_{iA} \ln \theta_i \right) \quad (33)$$

推計された配分非効率のパラメータ  $\theta_i$  を代入した  $sp_z^a$  と、 $\theta_i = 1$  を代入した限界生産物価値  $sp_z^b$  をともに計測し、両者の比較を行う。

### 3 データ

計測データは農林水産省統計情報部『米及び麦類の生産費』の「作付規模別生産費（都府県）」、ならびに、『農村物価賃金統計』を、1971～2003年まで、0.5ha以上の5階層をプールして用いる。サンプル数は165である。

経常財（ $c$ ）は「種苗」、「肥料」、「薬剤」、「その他諸材料」、「建物」、「光熱」を、機械（ $m$ ）は「農具」、「賃料」を、それぞれ含んでいる。

経常財価格（ $w_c$ ）と機械価格（ $w_m$ ）は、上記の項目についての費用比率をウエイトとするマルチラテラル価格指数である。労働（ $z_L$ ）は「直接

労働時間」を用いる。ただし、男女間にある賃金格差を調整するため、女子の労働時間については0.8を乗じて男子単位に調整している。土地（ $z_A$ ）は「水稻作付面積」、また、技術指數（ $z_t$ ）として、タイムトレンドを固定要素と同様に加えた。米作の可変利潤（ $\pi^a$ ）は、水稻粗収益から経常財費用、機械費用

表 2-3 シャドー可変利潤関数の計測結果

変数	推定値	t値	変数	推定値	t値	
$\beta_0$	14.276	1140.1	$\gamma_t$	-0.246	-8.09	
$\beta_c$	-0.293	-8.59	$\beta_{ct}$	-0.072	-6.47	
$\beta_m$	-0.785	-30.16	$\beta_{mt}$	-0.191	-6.64	
$\gamma_L$	0.500	7.34	$\gamma_{Lt}$	-0.283	-3.63	
$\gamma_A$	1.486	30.68	$\gamma_{At}$	0.257	4.36	
$\beta_{cc}$	-0.311	-20.14	$\gamma_{tt}$	-0.139	-5.09	
$\beta_{cm}$	-0.150	-8.23	$\phi_c$	0.144	1.05	
$\beta_{mm}$	-0.772	-26.61	$\phi_m$	-0.657	-21.26	
$\gamma_{LL}$	-0.416	-2.13	$\theta_c$	1.156		
$\gamma_{LA}$	0.418	2.85	$\theta_m$	0.518		
$\gamma_{AA}$	-0.396	-3.60	決定係数			
$\delta_{cl}$	-0.146	-5.27	可変利潤関数			
$\delta_{ca}$	0.157	8.08	$S_c$		0.904	
$\delta_{ml}$	-0.409	-6.04	$S_m$		0.850	
$\delta_{ma}$	0.421	8.94				

を差し引いたものを利用する。

## 4 計測結果

表 2-4 規模階層別の限界生産物価値

(31)式の可変利潤関数と(32)式

単位(円/10a)

のシェア式の計測結果は表 2-3 のとおりである。計測結果から利潤関数の要素価格に対する単調性、凸性をサンプルの平均値でチェックした結果、単調性、凸性とともに満たされていた。 $\phi_c$ 以外のパラメータは全て 5% 水準でゼロと有意

である。おおむね良好な計測結果が得られたといえる。

規模階層	観測点	$\theta_i = 1$
0.5~1.0ha	59,393	96,406
1.0~1.5ha	67,495	110,075
1.5~2.0ha	70,974	122,557
2.0~3.0ha	75,379	131,342
3.0ha 以上	79,809	144,713

表 2-4 には土地用役の限界生産物価値の階層別平均値を示す。先行研究と比較すると全体的に大きな値になった。表 2-4 からわかるように作付規模が大きくなるにつれて、その値も大きくなる。これは先行研究の計測結果と一致している（遠藤ほか [7]、草苅 [19]）。図 2-2、2-3 の観測点 A の  $sp_z^a$  と点 B の  $sp_z^b$  の推計値を比較すると、点 B における値の方が 10a 当たり約 37,000 円から 65,000 円ほど高くなっている。また、この差は作付規模とともに大きくなっていることがわかる。配分の非効率性が、土地用役の限界生産物価値に与える影響は作付規模と比例して大きくなることが示された。

以上のことから、図 2-3 で述べたように点 A、B におけるそれぞれの土地用役の限界生産物価値  $sp_z^a$ 、 $sp_z^b$  の値は乖離しており、「米生産費」における観測点 A を長期均衡点として扱うことに問題があることを示すことができたと考えられる。

### 第 4 節 計測結果の考察

本章では、非効率性の存在が米作における土地用役の限界生産物価値に与える影響について分析を行った。技術非効率性と配分非効率性について、生産フロンティア上と

それぞれの非効率性の存在するもとでの農家の最適化行動を説明し、観測点において土地用役の限界生産物価値が乖離することを図を用いて整理した。図で整理した乖離がどのような方向で起きているかを検証するため、技術非効率性、配分非効率性をそれぞれ明示的に扱ったフロンティア可変利潤関数を計測し、土地用役の限界生産物価値の推計を行った。その結果、生産フロンティア上における限界生産物価値の方が現実の観測点と比べて大きな値をとることを示した。また、規模が大きくなるほどその乖離は大きくなることから、非効率性が「零細分散錯囲」に起因するものと特定することを支持する結果であるといえるだろう。「零細分散錯囲」を要因として捉えた技術非効率性と配分非効率性は、ともに土地の限界生産物価値を下げていることといえるだろう。それぞれの非効率性が土地の限界生産物価値に与える影響は技術非効率性よりも配分非効率性によるものの方が大きいことも明らかとなった。

以上の結果は次のように解釈できる。「零細分散錯囲」を要因と捉えた非効率性が存在するもとで、「土地の断片化による非効率を最小化した状態」である生産フロンティアと現実の観測点の土地の限界生産物価値の間には乖離が見られる。そのため、「米生産費」の観測点を長期均衡点として扱うことに問題があることが示された。

注 1) 本章ではモデルの簡単化のために非効率性を技術非効率性と配分非効率性を別々に取り上げたが、それぞれの非効率性を合わせた総合非効率性を取り込んだ分析を行う必要がある。以上は今後の課題としたい。

2) 確率フロンティア生産関数分析の先駆的な研究は Aigner et al [ 1 ] によって行われてきた。シャドープライス・アプローチは Atkinson et al [ 2 ] が先駆けとされる。なお詳細なサーベイは Coelli et al [ 5 ] Kumbhakar et al [ 14 ] で行われている。

## 第3章 生産要素のモビリティと要素代替の弾力性

### 第1節 はじめに

第1章で述べたように、伸縮的関数形は要素代替の偏弾力性などの理論的制約を緩和したが、一方で、土地のようにモビリティが小さいと考えられる生産要素を可変要素とみなして計測したことのバイアスが発生している可能性がある。本章の課題は米作における要素代替の偏弾力性について、この点を整理することにある。はじめに、要素需要関数を介して、長期費用関数と短期費用関数の間で代替の偏弾力性の関係を理論的に整理し、次に「長期」とみなした費用関数と可変費用関数を計測して、計測結果が理論的に整理した関係と一致しているかどうかを検討する。

### 第2節 分析の枠組み

いま、米作の長期費用関数を  $c^L(\bullet)$ 、可変費用関数を  $c^V(\bullet)$ 、短期費用関数を  $c^S(\bullet)$  として、それぞれの関係を(1)式で表す。ただし、 $y$  はコメ生産量、 $z$  は土地用役投入量（作付面積）、 $\mathbf{p}$  は可変要素価格ベクトル、 $p_z$  は地代である。

$c^L(\mathbf{p}, p_z, y) = \min_{z \geq 0} \{c^V(\mathbf{p}, y, z) + p_z z\} = c^V(\mathbf{p}, y, z^*) + p_z z^* = c^S(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y))$  (1)

ここで  $-\partial c^V(\mathbf{p}, y, z^*)/\partial z = sp_{z^*}$  とおくと、 $p_z = sp_{z^*}$ 。したがって、長期均衡では、地代 ( $p_z$ ) は土地用役のシャドウ・プライス ( $sp_{z^*}$ ) に等しい。

(1)式を  $p_i$  で偏微分すると、(1)式に対応する要素需要関数  $h_i(\bullet)$  は(2)式で与えられる。

$$h_i^L(\mathbf{p}, p_z, y) = h_i^S(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) \quad (2)$$

さらに、(2)式を  $p_i$ 、 $p_j$  で偏微分すると、(3)、(4)式を得る。

$$\frac{\partial h_i^L}{\partial p_i}(\mathbf{p}, p_z, y) = \frac{\partial h_i^S}{\partial p_i}(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) + \frac{\partial h_i^S}{\partial z}(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) \frac{\partial h_z}{\partial p_i}(\mathbf{p}, p_z, y) \quad (3)$$

$$\frac{\partial h_i^L}{\partial p_j}(\mathbf{p}, p_z, y) = \frac{\partial h_i^S}{\partial p_j}(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) + \frac{\partial h_i^S}{\partial z}(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) \frac{\partial h_z}{\partial p_j}(\mathbf{p}, p_z, y) \quad (4)$$

(3)、(4)式を弾力性で表記すると、(5)、(6)式となる。

$$\eta_{ii}^L(\mathbf{p}, p_z, y) = \eta_{ii}^S(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) + \frac{\partial \ln h_i^S}{\partial z} \frac{\partial h_z}{\partial \ln p_i} = \eta_{ii}^S + \Delta h_i^S(z) \cdot \Delta h_z(p_i) \quad (5)$$

$$\eta_{ij}^L(\mathbf{p}, p_z, y) = \eta_{ij}^S(\mathbf{p}, p_z, y, z^*(\mathbf{p}, p_z, y)) + \frac{\partial \ln h_i^S}{\partial z} \frac{\partial h_z}{\partial \ln p_j} = \eta_{ij}^S + \Delta h_i^S(z) \cdot \Delta h_z(p_j) \quad (i \neq j) \quad (6)$$

ただし  $\eta_{ii}$  は要素需要の自己価格弾力性を、  $\eta_{ij}$  は要素需要の交差価格弾力性を、 それぞれ表す。

ここで(5)、(6)式の価格弾力性については、以下の関係が成り立つ。

$$(a1) \text{ 土地 } (z) \text{ と可変要素 } i \text{ が粗代替関係} \iff \Delta h_i^S(z) \leq 0$$

$$(a2) \text{ 土地 } (z) \text{ と可変要素 } i \text{ が粗補完関係} \iff \Delta h_i^S(z) \geq 0$$

$$(b1) \text{ 可変要素 } j \text{ と土地 } (z) \text{ が粗代替関係} \iff \Delta h_z(p_j) \geq 0$$

$$(b2) \text{ 可変要素 } j \text{ と土地 } (z) \text{ が粗補完関係} \iff \Delta h_z(p_j) \leq 0$$

このうち、(5)式の自己価格については  $\Delta h_i^S(z) \cdot \Delta h_z(p_i) \leq 0$  であるため、 $|\eta_{ii}^L| \geq |\eta_{ii}^S|$  である<sup>1)</sup>。土地が固定的な場合は  $\Delta h_z(p_i) = 0$  であるから、このときに土地を可変的な要素とみなして計測した「長期」費用関数は、要素需要の自己価格弾力性（絶対値）を過大評価する方向にバイアスが生じている可能性がある。

つぎに(6)式の交差価格弾力性について、長期と短期の大小関係は次のようになる。

$$\eta_{ij}^L \leq \eta_{ij}^S \iff (a1) \times (b1) \text{ または } (a2) \times (b2)$$

$$\eta_{ij}^L \geq \eta_{ij}^S \iff (a1) \times (b2) \text{ または } (a2) \times (b1)$$

このとき、自己価格弾力性と同様に、土地が固定的な場合は  $\Delta h_z(p_j) = 0$  であるから、土地を可変的な要素とみなして計測した「長期」費用関数は、要素需要の交差価格弾力性（実数値）について、上記の方向でバイアスが生じている可能性がある。

最後に、上記の価格弾力性と代替の偏弾力性との関係を(7)、(8)式に示す。

$$\sigma_{ii} = \eta_{ii} / s_i \quad (7)$$

$$\sigma_{ij} = \eta_{ij} / s_j \quad (8)$$

ここで、 $s_i, s_j$  は可変要素  $i, j$  についてのコスト・シェアであるため、正である。

したがって、固定的な要素を可変的とみなして計測した「長期」費用関数が持ち得る代替の偏弾力性のバイアスは、要素需要の価格弾力性のバイアスと同一の方向となる。

### 第 3 節 実証分析

実際に米作の可変費用関数と「長期」費用関数を計測して、第 2 節で考察した関係が観察されるかどうかを確認する。従来の研究との関係を検討することが目的であるから、投入要素についても既往研究の分類に従う。このうち、可変費用関数の計測式は(9)式のとおりである。可変要素である経常財 ( $c$ )、機械 ( $m$ )、労働 ( $l$ ) に、固定要素として土地 ( $z$ ) を加える。また、(9)式に対応したコスト・シェア関数を(10)式に、収入シェア関数を(11)式に、それぞれ示す。計測は、(9)式、機械 ( $m$ ) と労働 ( $l$ ) についての(10)式、および(11)式の合計 4 本に、(12)式の制約条件を課して反復 SUR で同時推計する。

$$\begin{aligned} \ln c^V &= \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \alpha_z \ln z + \alpha_t t + \frac{1}{2} \gamma_{yy} (\ln y)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \\ &+ \sum_i \beta_{iz} \ln p_i \ln z + \frac{1}{2} \beta_{zz} (\ln z)^2 + \sum_i \delta_{yi} \ln y \ln p_i + \delta_{yz} \ln y \ln z + \mu_{yt} \ln yt \\ &+ \sum_i \mu_{it} \ln p_i t + \mu_{zt} \ln z t + \frac{1}{2} \mu_{tt} t^2 \end{aligned} \quad (9)$$

$$s_i = \partial \ln c^V / \partial \ln p_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \delta_{yi} \ln y + \beta_i \ln z + \mu_{it} t \quad (i = m, l) \quad (10)$$

$$s_y = \partial \ln c^V / \partial \ln y = \alpha_y + \sum_i \delta_{yi} \ln p_i + \gamma_{yy} \ln y + \delta_{yz} \ln z + \mu_{yt} t \quad (11)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \delta_{yi} = 0, \quad \sum_i \beta_{iz} = 0, \quad \sum_i \mu_{it} = 0 \quad (12)$$

一方、「長期」費用関数の計測式は(13)式に示すとおりである。可変要素は経常財 ( $c$ )、機械 ( $m$ )、労働 ( $l$ )、土地 ( $z$ ) の 4 つである。また、(13)式に対応したコスト・シェア関数を(14)式に示す。計測は、(13)式と、機械 ( $m$ )、労働 ( $l$ )、土地 ( $z$ ) についての(14)式の合計 4 本に、(15)式の制約条件を課して反復 SUR で同時推計する。なお、(9)~(15)式の  $t$  は技術指數である。

$$\begin{aligned}\ln c^L &= \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \alpha_t t + \frac{1}{2} \gamma_{yy} (\ln y)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \\ &+ \sum_i \delta_{yi} \ln y \ln p_i + \mu_{yt} \ln yt + \sum_i \mu_{it} \ln p_i t + \frac{1}{2} \mu_u t^2\end{aligned}\quad (13)$$

$$s_i = \partial \ln c^L / \partial \ln p_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \delta_{yi} \ln y + \mu_{it} t \quad (i = m, l, z) \quad (14)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \delta_{yi} = 0, \quad \sum_i \mu_{it} = 0 \quad (15)$$

計測データは農林水産省統計情報部『米及び麦類の生産費』の「作付規模別生産費(都府県)」を、1971～1999年までプールして用いる。また、価格指数データは農林水産省統計情報部『農村物価賃金統計』を使用する。経常財( $c$ )は「種苗」、「肥料」、「薬剤」、「その他諸材料」、「建物」を、機械( $m$ )は「農具」、「光熱」、「賃料」を、それぞれ含んでいる。経常財価格( $p_c$ )と機械価格( $p_m$ )は、上記の項目についての費用比率をウェイトとするマルチラテラル価格指数である。賃金率( $p_l$ )は「総労働費」を「直接労働時間」で割ったものである。面積( $z$ )は「水稻作付面積」、地代( $p_z$ )は平均地代である。米作の可変費用( $c^V$ )は、経常財費用、機械費用、総労働費の合計である。「長期」費用( $c^L$ )は、この可変費用に地代を加えたものである。収入シェア関数( $s_y$ )の収入には、「主産物収益」を用いた。技術指數( $t$ )はタイム・トレンドで代理した。

表 3-1 可変費用関数の計測結果

変数	推定値	t 値	変数	推定値	t 値
$\alpha_0$	14.951	749.8	$\delta_{yc}$	-0.237	-8.86
$\alpha_y$	1.855	84.07	$\delta_{ym}$	0.209	11.20
$\alpha_c$	0.215	14.33	$\delta_{yl}$	-0.446	-18.9
$\alpha_m$	0.228	17.67	$\delta_{yz}$	-0.349	-2.98
$\alpha_l$	0.557	34.88	$\mu_{yt}$	-0.009	-7.45
$\alpha_z$	-1.120	-42.0	$\mu_{ct}$	0.002	0.01
$\alpha_t$	-0.022	-8.46	$\mu_{mt}$	0.005	6.79
$\gamma_{yy}$	0.688	6.14	$\mu_{lt}$	-0.007	-7.46
$\gamma_{cc}$	0.135	2.01	$\mu_{zt}$	0.010	6.81
$\gamma_{cm}$	-0.059	-1.40	$\mu_{tt}$	-0.001	4.28
$\gamma_{cl}$	-0.076	-2.37	決定係数		
$\gamma_{mm}$	0.084	2.92	可変費用関数 0.974		
$\gamma_{ml}$	-0.025	-1.41	コスト・シェア関数		
$\gamma_{ll}$	0.102	4.41	機械 ( $s_m$ ) 0.727		
$\beta_{cz}$	-0.216	-7.34	労働 ( $s_l$ ) 0.490		
$\beta_{mz}$	-0.217	-11.1	収入シェア 0.903		
$\beta_{lz}$	0.433	17.59			
$\beta_{zz}$	-0.010	-0.07			

表 3-2 「長期」費用関数の計測結果

変数	推定値	t 値	変数	推定値	t 値
$\alpha_0$	15.063	1178.2	$\delta_{yc}$	0.015	0.78
$\alpha_y$	0.801	83.73	$\delta_{ym}$	-0.009	-9.01
$\alpha_c$	0.179	209.11	$\delta_{yl}$	-0.037	-28.1
$\alpha_m$	0.181	18.50	$\delta_{yz}$	0.030	61.65
$\alpha_l$	0.473	36.48	$\mu_{yt}$	0.001	1.42
$\alpha_z$	0.167	41.17	$\mu_{ct}$	0.001	0.72
$\alpha_t$	-0.007	-3.56	$\mu_{mt}$	0.004	6.71
$\gamma_{yy}$	0.022	2.53	$\mu_{lt}$	-0.007	-9.88
$\gamma_{cc}$	0.088	1.63	$\mu_{zt}$	0.003	12.54
$\gamma_{cm}$	-0.050	-3.11	$\mu_{tt}$	-0.0001	0.875
$\gamma_{cl}$	-0.030	-0.85	決定係数		
$\gamma_{cz}$	-0.008	-0.27	「長期」費用関数 0.99		
$\gamma_{mm}$	0.060	2.51	コスト・シェア関数		
$\gamma_{mz}$	-0.011	-2.22	機械 ( $s_m$ ) 0.86		
$\gamma_{ml}$	0.002	0.13	労働 ( $s_l$ ) 0.84		
$\gamma_{ll}$	0.139	7.16	土地 ( $s_z$ ) 0.96		
$\gamma_{lz}$	-0.111	-18.34			
$\gamma_{zz}$	0.131	41.80			

表 3-3 要素価格弾力性(可変費用関数)

	経常財	機械	労働
経常財価格	-0.194 (-1.14)	0.044 (0.41)	0.071 (2.03)
機械価格	0.056 (0.41)	-0.420 (-4.43)	0.248 (6.36)
賃金率	0.138 (2.03)	0.376 (6.36)	-0.318 (-6.36)

上段は推定値、下段は t 値である。

表 3-4 要素価格弾力性(「長期」費用関数)

	経常財	機械	労働	土地
経常財価格	-0.341 (-2.00)	-0.023 (-0.21)	0.106 (3.09)	0.147 (6.21)
機械価格	-0.029 (-0.21)	-0.510 (-5.14)	0.245 (6.33)	0.185 (7.55)
賃金率	0.207 (3.09)	0.373 (6.33)	-0.254 (-4.78)	-0.170 (-5.83)
土地	0.163 (6.21)	0.160 (7.55)	-0.097 (-5.83)	-0.162 (-10.74)

上段は推定値、下段は t 値である。

表 3-5 代替の偏弾力性(可変費用関数)

	経常財	機械	労働
経常財	-0.818 (-1.14)	0.185 (0.41)	0.300 (2.03)
機械		-1.389 (-3.85)	0.818 (6.36)
労働			-0.693 (-6.36)

上段は推定値、下段は t 値である

表 3-6 代替の偏弾力性(「長期」費用関数)

	経常財	機械	労働	土地
経常財	-1.82 (-2.00)	-0.121 (-1.21)	0.567 (6.21)	0.785 (6.21)
機械		-2.127 (-5.14)	1.021 (6.33)	0.773 (7.55)
労働			-0.696 (-4.78)	-0.466 (-5.83)
土地				-0.780 (-10.74)

上段は推定値、下段は t 値である。

#### 第4節 計測結果

(9)～(15)式に示した可変費用関数と「長期」費用関数の計測結果は表3-1と表3-2のとおりである<sup>2)</sup>。これらの計測結果から、(7)、(8)式にしたがって、標本平均で評価した要素需要の価格弾力性と代替の偏弾力性の算出結果を表3-3～表3-6に示す。

表3-3と表3-4から、各要素の自己価格弾力性はすべて負値であり、理論的符号条件を満たしている。これら可変要素の自己価格弾力性について、第2節で考察した長期と短期の関係を確認すると、 $|\eta_{ii}^L| \geq |\eta_{ii}^S|$  の関係は、経常財と機械では成立していたが、労働では成立していなかった。また、可変要素間の交差価格弾力性について同様の確認をすると、可変費用関数と「長期」費用関数から導出した交差価格弾力性は、機械と労働の組合せを除いた全ての組合せで、第2節で示した長期と短期の関係と一致することが観察された。第2節で示した長期と短期の関係と一致しない弾力性が存在するのは、計測式におけるゼロ次同次制約条件の影響を受けたためと考えられる。

つづいて、表3-5と表3-6の代替の偏弾力性推計値について、第2節に示した方向で、固定的な土地を可変要素とみなして推計したことによるバイアスが生じているかどうかを確認した。その結果、全ての組み合わせについて、第2節で示した長期と短期の関係と一致していることが明らかとなった。「長期」費用関数から計測された代替の偏弾力性推計値は、固定的な土地を可変要素とみなして推計したことによるバイアスが生じている可能性が高いと考えられる。

#### 第5節 計測結果の考察

本章では、固定的な生産要素を可変的とみなして計測した場合に、要素需要の価格弾力性と代替の偏弾力性に、どのような方向でバイアスが生じるかを理論的に検討した。次に、日本の米作について、土地が固定的な生産要素であるにもかかわらず、それを可変要素とみなして推計した要素需要の価格弾力性と代替の偏弾力性が、上記の理論的関係を保持しているか検討した。その結果、「長期」費用関数から計測された要

素需要の自己価格弾力性推計値は、労働以外で、交差価格弾力性推計値は、機械と労働の組合せ以外で、固定的な土地を可変要素とみなして推計したことによるバイアスが生じている可能性が高いことが明らかとなった。また、同様に計測された代替の偏弾力性推計値は、全ての組合せについて、固定的な土地を可変要素とみなして推計したことによるバイアスが生じている可能性が高いことが明らかとなった。

注 1) この関係はル・シャトリエの原理 (Le Chatelier principle) に従う。

2) 可変費用関数と「長期」費用関数が well-behaved な生産構造を体現しているかどうかを、サンプルの平均値でチェックした。その結果，monotonicity と concavity の条件が満たされていた。

## 第4章 結論

本研究では、現実の米作の生産点が、生産要素市場の競争性を仮定した状態として考えられるかという課題を明らかにするために、種々の生産要素市場の競争性の阻害要因が、生産関数分析によって推計される諸々の弾力性へどのような影響を与えるかについて分析を行った。

具体的には、「零細分散錯囲」による取引費用の発生が農地利用上の非効率性を温存していることと、農地取引で発生する取引費用がモビリティを低下させている要因となっていることなどを取り上げ、非効率性が限界生産物価値に与える影響とモビリティの低さが要素代替の弾力性へ与える影響について実証分析を行った。「零細分散錯囲」による非効率性の存在を明示的に考慮しないことにより土地用役の限界生産物価値を過小に評価していること、モビリティの低い土地用役を可変要素として扱うことでの経常財と機械の代替の偏弾力性を過小に経常財と労働、機械と労働に関しては過大に評価している可能性が高いことが明らかとなった。

これらの分析結果によって、「米生産費」データにおける現実の観測点は、土地市場の競争性が阻害されているため、長期均衡に達しているとはいえないことを示すことができたと考えられる。

本研究においては土地市場のみを取り上げ、その競争性の阻害要因が、生産関数分析に対してどのようなバイアスをもたらすかについての分析を行った。労働や機械などの他の生産要素市場にもさまざまな競争性の阻害要因が存在していることも事実であり、それらを競争的として扱うことによるバイアスに対しての検討は行っていない。日本の米作に関する生産関数分析は、さまざまな政策的知見を与えてきたが、今後より正確でより実践的な提言を行うことができる分析を可能とするためには、今回用いたフロンティア関数などの手法面の充実はもちろんであるが、日本の米作特有の環境を考慮し、現実を伸縮的に捉えるためのバリエーションの充実も必要である。

## 引用文献

- [ 1 ] Aigner,D.J., C.A.K.Lovell and P.Schmidt, Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.6(1),1977,pp.21~37.
- [ 2 ] Atkinson,S.E., R.Halvorsen, “A Test of Relative and Absolute Price Efficiency in Regulated Utilities”, *The Review of Economics and Statistics*,Vol62(1),1980,pp.81~88.
- [ 3 ] 茅野甚治郎「稻作の生産構造の計量経済分析」宇都宮大学農学部学術報告、1984年。
- [ 4 ] 茅野甚治郎「稻作における規模の経済と技術進歩」崎浦誠治編『経済発展と農業問題』農林統計協会、1985年、pp.152 ~ 173。
- [ 5 ] Coelli,T., Rao,D.S. and Battese,G.E., *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*,Kluwer Academic Pub.,1998.
- [ 6 ] 莢開津典生、石田正昭「農業における数量経済分析の展望」『農業経済研究』第 51 卷、第 1 号、1979 年、pp.17 ~ 26。
- [ 7 ] 遠藤幸祐、草薙仁「米作の生産関数分析と要素分配率」『2005 年度日本農業経済学会論文集』、2005 年、pp.166 ~ 171。
- [ 8 ] 神門善久「稻作経営における見積労賃の規模間格差が農地流動化に与える影響」『農業経済研究』第 63 卷、第 2 号、1991 年、pp.110 ~ 117。
- [ 9 ] 神門善久「農業経済学の反省」『農業経済研究』第 73 卷、第 2 号、2001 年、pp.63 ~ 72。
- [ 10 ] 伊藤順一「投資による規模拡大と経済効率性の改善」『農業投資の収益性と投資決定』、農林統計協会，1994，pp.53~79.
- [ 11 ] Kako, T. “Decomposition Analysis of Derived Demand For Factor Inputs : The Case of Rice Production in Japan”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.60, 1978, pp.628~635.

- [ 12 ] 加古敏之「稲作における規模の経済の計測」『季刊理論経済学』第 30 巻、第 2 号、  
1979 年、pp.160 ~ 171。
- [ 13 ] 加古敏之「農業の生産性」中安定子、荏開津典生編『農業経済研究の動向と展望』  
富民協会、1996 年、pp.92 ~ 105。
- [ 14 ] Kumbakar , S.C. and C.A.K.Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, New York:  
Cambridge Univ.Press,2000.
- [ 15 ] 黒田謙「1960 年代半ばにおける小規模および大規模農家の生産構造 利潤関数による  
接近」『農業経済研究』第 51 巻、第 1 号、1979 年、pp.9 ~ 16。
- [ 16 ] Kuroda,Y., "Estimating Shadow Value of Farmland in Japanese Agriculture,1958  
1985",Institute of Socio-Economic Planning Discussion Paper  
Series,388.University of Tsukuba,1988
- [ 17 ] 黒田謙「日本農業における技術変化の研究：展望」『近代経済学的農業・農村分析の  
50 年』2005 年、pp.121 ~ 158。
- [ 18 ] 草苅仁「稲作農家の規模階層から見た減反政策の経済性」『農業経済研究』第 61 巻、  
第 1 号、1989 年、pp.10 ~ 18。
- [ 19 ] 草苅 仁「生産要素市場と規模の経済」森島賢編著『農業構造の計量分析』,富民協会、  
1994 年、pp.77~104.
- [ 20 ] 草苅仁「伸縮的手法と伸縮的思考 生産関数分析の方向性に関するコメント」『近  
代経済学的農業・農村分析の 50 年』2005 年、pp.159 ~ 169。
- [ 21 ] 生源寺眞一、中嶋康博「農業の構造問題と要素市場」中安定子、荏開津典生『農業経  
済研究の動向と展望』富民協会、1996 年、pp.106 ~ 118。
- [ 22 ] 高橋克也「フロンティア生産関数による稲作の効率性分析」『農業総合研究』、第 45  
巻、第 3 号、1991 年、pp.83~101.
- [ 23 ] 土屋圭三「農業における生産関数の研究」『農業総合研究』第 9 巻、第 1 号、1955 年、  
pp.209 ~ 262。