

# 日本農業における農業調整問題の実証研究

高橋 大輔

# 目次

第 1 章	研究の課題と方法	1
第 1 節	はじめに	1
第 2 節	農業調整問題の理論的枠組み	3
第 3 節	「農業調整問題」概念の問題点	5
第 4 節	本研究の課題と方法	8
第 5 節	本研究の構成	9
第 2 章	農業調整問題に関する統計的把握	11
第 1 節	課題設定	11
第 2 節	労働生産性の展開過程	11
第 3 節	農業保護政策の展開過程	19
第 4 節	要約	29
第 3 章	日本農業における過剰就業の動学的調整過程	31
第 1 節	課題設定	31
第 2 節	モデルの定式化	34
第 3 節	データについて	41
第 4 節	推計結果とその解釈	43
第 5 節	結論と政策的含意	49
付録 A	付表	50
付録 B	データに関する議論	51
第 4 章	日本における米政策の政治経済学	55
第 1 節	課題設定	55
第 2 節	米に関する主要な統計の動向	58
第 3 節	米政策の定量的評価	63
第 4 節	米政策の計量分析	75
第 5 節	結論と政策的含意	79
付録	統計の定義と出典	81

第 5 章	農地流動化と取引費用	87
第 1 節	はじめに	87
第 2 節	既存研究の整理	88
第 3 節	取引費用存在下の農地貸借市場モデル	91
第 4 節	統計分析による検討	97
第 5 節	結論	109
付録：	第 2 節の命題 1,2 の数学的導出	110
第 6 章	要約と今後の課題	111
第 1 節	本研究の要約	111
第 2 節	本研究の政策的含意	112
第 3 節	今後の課題	113
参考文献		115

# 

1.1	部門間労働移動のモデル図 . . . . .	5
2.1	一人当たり GDP と農業労働者一人当たり農業付加価値額の国際比較（2000 年） . . . .	12
2.2	名目比較生産性の要因分解 . . . . .	14
2.3	労働生産性の土地労働比・土地生産性への要因分解 . . . . .	18
2.4	名目保護率の国際比較 . . . . .	21
2.5	%生産者支持推定量の国際比較 . . . . .	22
2.6	日本の名目保護率の推移 . . . . .	24
3.1	生産物価格で基準化した価格指数の推移 . . . . .	42
3.2	機械投入の調整過程 . . . . .	47
3.3	労働投入の調整過程 . . . . .	48
4.1	米の生産量と消費量の推移 . . . . .	60
4.2	米の生産者価格・小売価格の推移 . . . . .	61
4.3	政府在庫量と生産調整率の推移 . . . . .	62
4.4	米政策の評価モデルの概念図 . . . . .	65
4.5	農家への余剰移転額とその生産額に対する比率（%移転額）の推移 . . . . .	72
4.6	米政策による余剰移転の要因分解 . . . . .	73
4.7	%移転額のシミュレーション結果 . . . . .	74
5.1	取引費用の存在下の農地貸借市場の部分均衡 . . . . .	94
5.2	借入面積率の地域別・年別の動向 . . . . .	100

# 表目次

1.1	日本における国内総生産と就業者数の推移 . . . . .	2
1.2	生産指数と価格指数と自給率 . . . . .	6
2.1	就業者 1 人当たり純生産と比較生産性の推移（名目） . . . . .	13
2.2	就業者 1 人当たり純生産と比較生産性の推移（実質） . . . . .	15
2.3	品目間の付加価値率・農業粗収益の比較 . . . . .	16
2.4	日本の生産者支持推定量の推移 . . . . .	25
2.5	日本政府による WTO への国内助成通告の内訳 . . . . .	28
2.6	助成合計量とデミニマスの内訳 . . . . .	30
3.1	短期の自己・交叉価格弾力性 . . . . .	44
3.2	長期の自己・交叉価格弾力性 . . . . .	44
3.3	調整行列の推定値 . . . . .	45
3.4	技術進歩のパラメーター . . . . .	45
3.5	推計された価格期待のパラメーター . . . . .	50
3.6	推計された J のパラメーター . . . . .	50
4.1	シミュレーションの結果 . . . . .	70
4.2	計量分析の結果（被説明変数：%移転額） . . . . .	78
4.3	分析に用いたデータセット . . . . .	83
5.1	変数の平均・標準偏差と説明 . . . . .	99
5.2	『世界農林業センサス』に基づく計量分析の結果 . . . . .	107
5.3	『農地の移動と転用』に基づく計量分析の結果 . . . . .	108

# 第1章

## 研究の課題と方法

### 第1節 はじめに

現在の日本農業は歴史的な転換点に立っていると言える。WTO 農業交渉の進展，日本政府による FTA・EPA 交渉の推進等により，日本と海外の農産物市場が統合される時代が本格的に近づいている。一方で，日本国内では零細規模の兼業経営が農業経営の大宗を占める農業構造が存続しており，日本の農業は生産性の観点から国際競争力に欠ける。また，耕作放棄の蔓延や食料自給率の低下などにより，農業が果たすべき多面的機能が十分に発揮されていない状態にある。本間（2006）が主張するように，国民経済的視点に立った上で，日本農業において市場の調整メカニズムが機能不全に陥っている原因を経済学的に解明することは現在の日本にとって喫緊の課題である。

それでは，日本の農業問題に対してどのようにアプローチすればいいだろうか。「農業問題」をどのように定義するかは各人によって異なるが，一般には農業問題として論じられる問題の範囲は時代が経つにつれて拡大していると考えられる。これは，1961年に制定された旧基本法（農業基本法）が「農業」に関するものであったのに対して，1999年に制定された新基本法が「食料・農業・農村基本法」という名前を冠し，「農業の持続的発展」の他に「食料の安定供給の確保」「多面的機能の発揮」「農村の振興」という3つの目的を持つことに端的に示されている。この中で，本研究は農業の経済活動としての側面に焦点を当て，他産業に対する農業生産性の相対的な低下が生じた原因を実証的に分析することを中心的な課題とする。これは，旧基本法の目的である「他産業との生産性の格差が是正されるように農業の生産性が向上する」ことが失敗した原因を解明することに他ならない。これは，農業が持つ様々な側面のうち，経済活動としての自立性を維持しない限りは他の側面を維持することが困難なためである。例えば，食糧自給率の低下が叫ばれる中で，農業の食料安全保障としての役割が強調されるようになっているが，経済活動としての農業生産が確立されない限りは，国内の食糧増産によって食料安全保障を確保することは難しい。また，農業を主な所得源とする専業農家が，旧基本法のもう一つの目的である「農業従事者が所得を増大して他産業従事者と均衡する生活を営むこと」を実現するためには，農業の生産性向上を達成することが不可欠である。

表 1.1 は，農業の生産性に関する基本的な指標として，国内総生産と就業者数の全経済活動に占める農

業部門のシェアと、就業者当たり国内総生産の経済全体と農業部門の比率の推移を示すものである。まず、表 1.1 から国内総生産と就業者数に占める農業部門のシェアは恒常的に低下を続けていることが分かる。このような農業部門の相対的な縮小は、日本経済の成長過程において「ペティ・クラークの法則」が成立していることを表すものであり、食料需要の弾力性が小さいことや資本蓄積に伴う農業の比較優位の低下などによって説明されと考えられる。一方で、農業部門の就業者当たり国内総生産は、旧基本法において「他産業との生産性の格差が是正されること」が目的とされたにもかかわらず、経済全体に比べて約 35 % から 25 % にまで緩やかに低下している。これは、農業部門の相対的な縮小とは異なる問題であり、背景にある経済学的なメカニズムは必ずしも明らかではない。

表 1.1 日本における国内総生産と就業者数の推移

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
国内総生産（単位：兆円）										
農業	1.5	2.3	3.3	6.1	6.3	7.3	7.9	6.8	5.5	4.9
全経済活動	16.7	33.8	75.3	152.4	246.3	327.4	450.0	496.5	504.1	503.2
農業のシェア	9.0	6.8	4.3	4.0	2.5	2.2	1.8	1.4	1.1	1.0
就業者数（単位：万人）										
農業	1,196	981	811	588	506	444	392	327	288	252
全経済活動	4,465	4,754	5,109	5,240	5,552	5,817	6,280	6,456	6,453	6,356
農業のシェア	26.8	20.6	15.9	11.2	9.1	7.6	6.2	5.1	4.5	4.0
就業者当たり国内総生産（単位：千円／人）										
農業	125	233	403	1,036	1,239	1,642	2,015	2,089	1,924	1,931
全経済活動	374	710	1,474	2,908	4,436	5,629	7,166	7,690	7,812	7,917
農業のシェア	33.4	32.8	27.3	35.6	27.9	29.2	28.1	27.2	24.6	24.4

出典：「食料・農業・農村白書参考統計表」「労働力調査」「農業・食料関連産業の経済計算」

経済全体に対する農業部門の就業者当たり国内総生産の動きは、以下のように農業部門の国内総生産シェアと就業者数シェアの 2 つに分解することができる。

$$\frac{\text{農業部門の就業者当たり国内総生産}}{\text{経済全体の就業者当たり国内総生産}} = \frac{\frac{\text{農業部門の国内総生産}}{\text{農業部門の就業者数}}}{\frac{\text{経済全体の国内総生産}}{\text{経済全体の就業者数}}} = \frac{\text{農業部門の国内総生産シェア}}{\text{農業部門の就業者数シェア}} \quad (1.1)$$

就業者数シェアの低下に比べて国内総生産シェアの低下が大きいことは、農業部門内における生産要素移動による生産性上昇や、部門間の労働移動による農業の過剰人口の解消が十分に行われていないことを意味している。これは、農業に関連する労働市場や農地市場などの生産要素市場に何らかの不完全性が存在することを示唆している。しかし、日本農業においてどのような市場の失敗が発生しているかはこれまでの研究では十分に解明されていない。また、表 1.1 の国内総生産の額は名目値であり、農業保護政策によって農産物価格が上昇したことの影響が反映されている。よって、農業部門の労働生産性について分析

するためには、農業政策が農産物価格に与えた影響と、そのような政策が行われた背景についても論じる必要がある。

## 第2節 農業調整問題の理論的枠組み

以上のような推移を統一的な枠組みによって論じるために、本研究では「農業調整問題」という概念に着目する。「農業調整問題 (agricultural adjustment problem)」は速水 (1986) によって提唱された概念である。この概念は、Schultz(1953) による「農業問題」の概念に、国際経済学の分野で論じられる「産業調整問題」を組み合わせ、さらに Anderson and Hayami(1986) などによって論じられた「農業保護の政治経済学」の考え方を取り入れたものと考えることができる。同様の見解は本間 (1994)、奥野・本間 (1998)、速水・神門 (2002) などによって論じられている。Hayami and Godo (2004) では農業調整問題は「保護問題 (protection problem)」と呼ばれているが、ロジックに変更はない。また、国際経済学の分野では「産業調整問題」における衰退産業として農業問題が頻りに論じられる。藤田 (1990) は、ヘクシャー＝オーリンモデルに基づき、農産物市場開放問題を産業構造調整問題の一つとして論じている。

「農業調整問題」は主に以下の3つの仮説によって構成されていると理解することができる。以下では、主に本間 (1994) と速水・神門 (2002) に基づきながら、「農業調整問題」のロジックを整理しよう。

### 1) 農産物価格と農家所得の低下

農産物価格が下落する原因は、国内要因と国外要因の2つに大別することができる。まず、国内の食料需要が飽和し、供給曲線のシフトが需要曲線のシフトを上回ることにより価格が下落するという現象は、Schultz(1953) によって「農業問題」として名付けられたメカニズムである。食料需要の増加は人口成長率、食料需要の所得弾力性、一人当たり所得の増加率によって規定される。このうち、日本で少子化が問題になっているように、先進国の人口成長率は途上国よりも低い。また、先進国段階の経済では食料需要が飽和しており、需要の価格弾力性と所得弾力性が低い。よって、技術進歩などによる生産増大はそれ以上の価格と農家所得の低下を引き起こす。

また、日本のような農業に比較優位のない国では、農産物貿易を通じて農産物価格の下落が起きる。この原因としては、経済発展過程における「リプチンスキー効果」と、輸入農産物の価格下落という輸入の拡大の2つが挙げられる。リプチンスキー効果とは、経済発展が進み資本が蓄積されると、資本をより集約的に使用する工業部門の生産が拡大し、労働を集約的に使用する農業部門の生産が縮小するというものである。これは、貨幣的側面から見れば、国内の工業部門の生産費低下によって輸出が増大し、貿易収支の均衡条件から為替レートが円高に向かうことによって輸入農産物の価格が低下する効果を意味する。もう一つの原因は輸入農産物の下落である。まず、海外農業の生産費低下や、海外における輸出補助金の供与などは農産物の輸入価格を下落させ、国内において競合する農産物の価格を低下させる。また、農産物輸入の自由化による輸入量の増大によっても国内農産物価格は下落する。日本の輸入制限手段として中心的な役割を果たしたのは農産物の輸入割当制度であったが、1980年代には日米貿易摩擦を背景とした農産物輸入自由化により果物や肉類の輸入自由化が進行した。

## 2) 産業調整の遅れにともなう生産要素の報酬率の低下

農業が比較劣位化することにより農産物価格が下落したとしても、労働を含めた農業生産要素の報酬率が他産業と一致するまで産業調整が行われるのであれば、農業生産要素の報酬率が他産業と比較して低下するとは限らない。しかし、農業部門で利用されていた生産資源には農地のように他産業に移動することが困難な特殊的生产要素 (specific factor) が存在する。特殊的生产要素を含む生産要素の配分モデルは国際経済学において特殊要素モデルと呼ばれる。また、労働のように部門間移動が可能な生産資源についても、資源の産業間移動に調整費用が発生する場合には短期的に報酬率の低下が生じる。このため、産業調整が行われる過程において農工間の生産要素の報酬率、特に労働生産性に乖離が生じる。

産業調整問題により労働生産性の農工間格差が生じることを単純な特殊要素モデルによって確認しよう<sup>\*1</sup>。図 1.1 は農業部門と工業部門で構成される労働市場モデルを表す。

農業部門の労働需要： $LA = p_A \cdot MPL_A = W_A$

工業部門の労働需要： $LM = p_M \cdot MPL_M = W_M$

労働量の合計： $\bar{L} = LA + LM$

前小節の議論から、経済成長の過程では工業製品に比べて農産物の価格が下落し、また工業部門に特殊な資本蓄積によって工業部門の労働生産性が上昇する。これは、農業部門の労働需要曲線が下にシフトし、工業部門の労働需要曲線が上にシフトすることを意味する。労働の農工間移動が調整費用なしに行われる場合には、 $W_A = W_M$  が成立するまで労働移動が行われ、農工間の労働生産性に格差は生じない。これは、図 1.1 において農業部門と工業部門の労働需要曲線がシフトすることによって労働移動が発生し、均衡点が  $E_0$  から  $E_1$  に移行する場合に当たる。しかし、実際には農業部門の労働者は部門間移動にともなう調整費用を考慮して労働移動を行う。Mundlak(2000) によって分析されているように、農業部門に留まり続けることの効用と、調整費用を支払った上で工業部門に移動することの効用を比較して前者が上回る場合には、農工間に賃金格差があったとしても労働移動は行われぬ。また、労働移動が行われるとしても、調整費用関数が凸関数である場合には労働移動は段階的にしか行われぬ<sup>\*2</sup>。例えば、図 1.1 において労働需要曲線のシフトが起きたにもかかわらず労働移動が起きないとすれば、工業部門の賃金率は  $W'_M$ 、農業部門の賃金率は  $W'_A$  となり、調整費用に起因する農工間の賃金格差が発生する。

## 3) 政治的過程による農業保護の発生

以上のように、現在の農業問題を産業調整問題の一つとして捉えるのは一般的な見方であると言える。しかし、農業部門の構造調整の過程で農業保護が発生するという見解は Anderson and Hayami (1986)、中でも Honma and Hayami(1986) によって論じられた独自の見解である。まず、産業調整の過程で農産物価格の下落と農家の所得低下が生じることに對する農民の不満から、農業保護に対する需要が高まる。また、日本では農業に特殊な要素である農地を農家自身が保有しているため、農業の比較劣位化にともなう産業調整の過程で農地に対するレントが低下することも、農業保護を要求する圧力を強めさせる。一方で、先進国段階の経済では経済に占める農業部門の割合が小さいことや家計支出に占める食料消費のため

<sup>\*1</sup> ここでの議論は本間 (1988)、Honma and Hayami (1988) を参考に行っている。

<sup>\*2</sup> 調整費用関数の形状と産業調整の速度の關係については第 3 章において論じる。

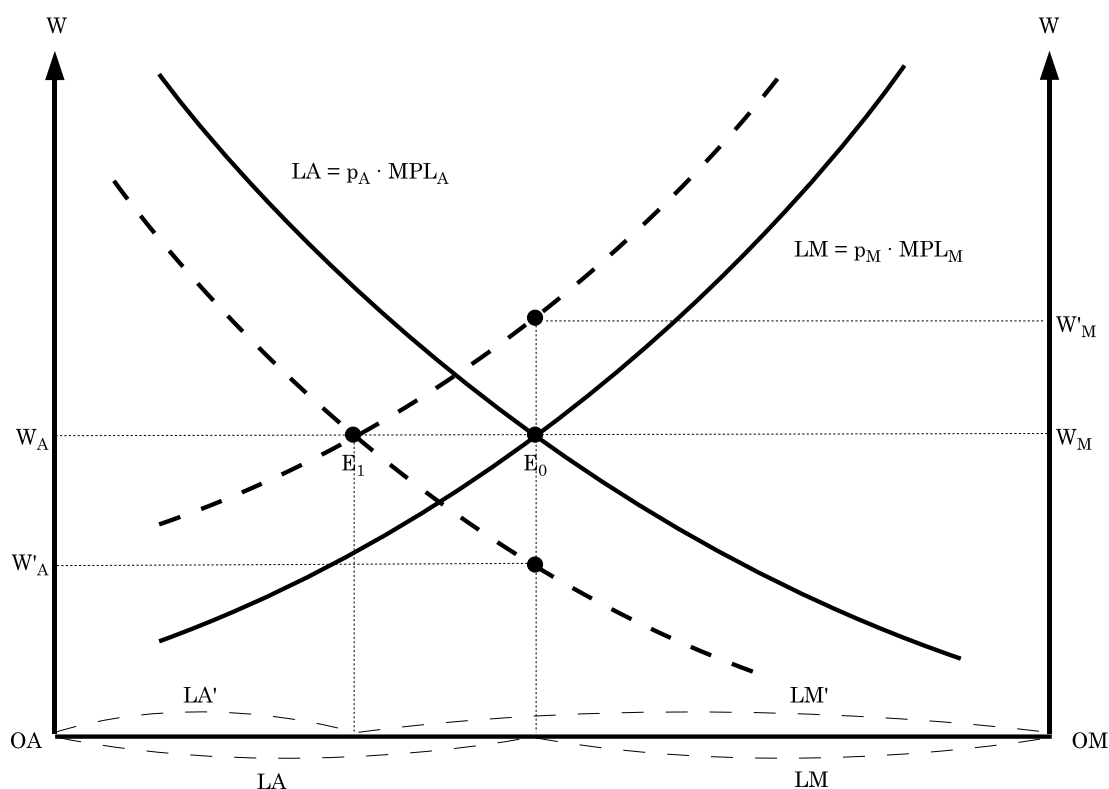


図 1.1 部門間労働移動のモデル図

の支出額が小さいことから、農業保護に反対する勢力は弱まる。このように、政治家にとっての農業保護の限界便益が上昇し、また農業保護の限界費用が低下することから、政治家にとって最適な農業保護率が上昇する。これが先進国において一般に農業保護政策が行われることの理由である。さらに、奥野・本間(1998)はいったん導入された農業保護政策が悪循環的な現象によって固定化される「政策の永続性」というメカニズムを指摘する。まず、農業保護政策によって農業労働の退出を中心とする産業調整が遅れる。そして、脆弱な産業構造を保護するために農業保護の必要性も再生産される。

### 第 3 節 「農業調整問題」概念の問題点

「農業調整問題」に関する以上の整理のうち、1 番目の論点である農産物価格の低下は記述統計の分析によって容易に確認することができる。表 1.2 は国産農産物の生産指数、価格指数、自給率の動きを示すものである。

表 1.2 生産指数と価格指数と自給率

米				小麦				豆類				野菜				果実			
生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数
1960	138	181	102	145	39	264	82	44	83	64	100	64	137	100	64	137	100	64	137
1965	134	211	95	215	28	183	110	25	95	95	100	78	157	90	78	157	90	78	157
1970	137	205	106	93	9	150	107	13	113	117	99	113	182	84	113	182	84	113	182
1975	141	224	110	45	4	109	121	9	117	117	99	117	135	84	117	135	84	117	135
1980	107	192	100	95	10	91	153	7	124	105	97	137	115	81	137	115	81	137	115
1985	129	179	107	124	14	122	111	8	126	101	95	133	116	77	126	101	95	133	116
1990	116	153	100	124	15	120	82	8	124	121	91	124	129	63	124	121	91	124	129
1995	119	137	104	57	7	83	84	5	114	110	85	110	134	49	114	110	85	110	134
2000	104	106	95	83	11	104	91	7	109	93	81	103	108	44	109	93	81	103	108
2005	100	100	95	100	14	100	100	7	100	100	79	100	100	41	100	100	79	100	100

肉類				鶏卵				牛乳及び乳製品				総合			
生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数	価格指数	自給率	生産指数
1960	32	259	91	24	499	101	159	89	23	159	84	138	79	73	84
1965	52	232	90	47	393	100	39	86	39	168	94	155	70	60	94
1970	71	212	89	70	273	97	57	89	57	175	106	155	60	54	106
1975	87	241	77	72	252	97	60	81	60	194	112	164	54	53	112
1980	110	168	81	80	210	98	78	82	78	156	110	145	53	48	110
1985	124	131	81	86	159	98	89	85	89	135	122	131	53	43	122
1990	121	115	70	97	125	98	99	78	99	114	117	126	48	40	117
1995	110	92	57	103	85	96	101	72	101	103	111	114	43	40	103
2000	103	87	52	103	90	95	102	68	102	98	105	98	40	40	102
2005	100	100	54	100	100	94	100	68	100	100	100	100	40	40	100

出典：農林水産省『農業物価統計』『農林水産業生産指数』『食料需給表』

註：「小麦」の価格指数は「麦」についてのものであり、「牛乳及び乳製品」の価格指数は「生乳」についてのものである。  
「総合食料自給率」はカロリーベースの自給率を表す。

ほぼ全ての品目で価格は下落する傾向にあるが、その背景にある要因は異なっている。まず、麦や大豆は早い時期から自由化が進められたため、経済成長にしたがって輸入が拡大し、生産量と価格の双方が低下した。また、肉類や果実は、他の食料品に比べて需要の弾力性が高いことや、1980年代まで輸入割当制度による国境保護が行われていたことから、1980年ごろまでは価格下落を経験することなく生産量が拡大した。しかし、輸入割当量の拡大などの段階的な輸入自由化が行われたことにより、肉類と果実の価格は低下し、また生産量も緩やかに減少した。以上は、主に国外要因によって価格の下落が起きている品目と考えることができる。これに対して、米、鶏卵、牛乳などは輸送が困難であることに加えて現在に至るまで関税割当制度が維持されていることなどから一定の自給率を維持している。これらの品目の価格下落は食料需要の飽和という国内要因によって引き起こされたものである。特に、米は不作時の緊急輸入やミニマムアクセス米の輸入を除けば一貫して完全自給を保っている一方で、国内需要の飽和と他の品目への代替により大きく価格が下落している。日本において需要が非弾力的である食料の典型例は米である。米の需要の価格弾力性はおよそ - 0.1 から - 0.5 として推計される場合が多く、また所得弾力性はおよそ - 0.4 から - 1.2 として推計される場合が多い (Chino, Kato and Kodama, 2004)。また、表 1.2 において示される米の生産者価格は政府の価格支持政策や生産調整政策の効果を盛り込んだものであり、こうした政策なしでは米の価格はより大幅に低下していただろう<sup>\*3</sup>。

これに対して、「農業調整問題」の2番目、3番目の論点については、その主張の多くが記述統計の整理に基づく仮説の提示という段階に留まっており、数学的なモデル化と定量的分析が十分に行われていない。

まず、2番目の論点である労働生産性の低下について整理する。土井 (1985) や Kuroda (1995) は労働生産性の低下について指数法や生産関数分析を利用した要因分解を行っている。これらの研究は労働生産性を生産要素間の代替や技術進歩の効果に分解できる反面、なぜそのような要素代替や技術進歩が起きたのかについては十分な分析を行うことができていない。そもそも、『長期経済統計』の後に日本農業の労働生産性に関するマクロ的統計を整備した研究は泉田 (1987) とその延長推計である Kuroda (1995) しかないため、マクロ的な観点から労働生産性の推移を検討するための統計が整備されていない。また、農工間の労働移動については黒田 (1985) と Honma and Hayami (1988) による研究が重要である。黒田 (1985) は農工間の労働移動にとって重要であった要因として所得格差を挙げている。また、Honma and Hayami (1988) は労働需要関数にラグ項を組み入れることにより調整費用による構造調整の遅れをモデルに組み込んでいる。ただし、Honma and Hayami (1988) の労働市場モデルは、労働需要が部分調整モデルによって長期的に調整されることや農業賃金と期待工業賃金の間に安定的な関係が存在することを前提とした上での分析であり、労働市場の調整機能の有効性を実証的に明らかにするためのものではない。

3番目の論点である農業保護政策については、Anderson and Hayami (1986) に続いて Krueger (1992) や Anderson and Martin (2006) などにより研究が進められ、また「農業保護の政治経済学」についても Honma and Hayami (1986) と同様に農業保護水準の国際比較を行う研究も盛んに行われた。この中では、農業の比較劣位化に対抗するために農業保護が強化されるという論点は共通認識として広く受け止

---

<sup>\*3</sup> 米価支持が行われなかった場合の需給均衡価格は本研究の第4章において示される。

められている．一方で，日本における農業保護の発生メカニズムについて十分な議論が行われたとはいえない．もともと，Honma and Hayami (1986) の問題意識は日本を含む先進国において農業保護政策が行われるのはなぜかを考察するという実証的なものであった．しかし，Honma and Hayami (1986) の研究は「日本農業は過保護である」ことの論証として解釈されることが多く，当時の財界・農業者団体間の論争に巻き込まれることになった．「日本農業は過保護である」という命題が正しいかどうかは，比較すべき適切な保護水準をどのように定義するかに依存するため，一概に正否を判断することはできない．また，Honma and Hayami (1986) の主張は国際比較に基づくものである．Anderson and Hayami (1986) や Honma and Hayami (2008) では日本・台湾・韓国において農業の比較優位性と農業保護率に逆相関が観察されることが指摘されているが，統計的な有意性は確認されていない．

## 第 4 節 本研究の課題と方法

以上のように，速水 (1986) の提唱した「農業調整問題」の概念は，日本の農業問題を一般的な経済学の枠組みで分析する上で魅力的な土台を提供している一方で，日本農業についての妥当性が十分に明らかになったとは言えない．特に，(1) 労働生産性の低下が生じた要因と，(2) 農業保護の発生メカニズムについて，日本農業の経験に基づく検討が必要である．また，日本農業の問題を「農業調整問題」として理解することが正しいとして，構造調整を阻害する具体的な要因を解明する必要がある．速水・神門 (2002) では，「農業の自立化を阻むもの」として生産調整，農地の転用，農協の 3 点が論じられているが，これらがどのような経路によってどれだけ構造調整を阻害しているのかは明らかにされていない．これらの論点について，本研究では動学モデルや主体均衡分析などのミクロ経済学的手法や時系列分析やパネルデータ分析の手法を用いた実証分析を通じて検討を行う．

本研究の課題は日本の農業部門全体に関するものであるが，特に稲作を中心とした「土地利用型農業」に焦点を当てる．「土地利用型農業」という概念は，「付加価値型農業」に対峙されるものとして生源寺 (2008) によって提唱されたものである<sup>\*4</sup>．土地利用型農業の例としては稲作や穀類の生産が，付加価値型農業の例としては野菜、果実、畜産物の生産が挙げられる．日本における土地利用型農業の特徴としては，カロリー生産型の農業であり、国内の食料自給力と密接に関連することや，利用される面積が大きいこと、環境保護や農山村振興などに大きな外部効果を持つことなどがある．一方で，土地利用型農業は諸外国，特に新大陸における農業に対して土地条件が不利な比較劣位産業であることもあり，付加価値型農業に比べて生産量の減少が著しい．表 1.2 から分かりますとおり，付加価値型農業に分類される野菜・果実・畜産などの生産量は 1990 年代まで上昇傾向にあり，その後も一定の生産量を維持している．これに対して，米や麦類，豆類の生産は減少が恒常的に続いており，国内価格も下落が続いている．これは，土地利用型農業が付加価値型農業に比べてより労働集約的，土地集約的であるため，労働市場や農地市場の不完全性の影響を受けやすいためであると考えられる．よって，農業の中でも土地利用型農業の分析を行

---

<sup>\*4</sup> 生源寺 (2008) では，土地利用型農業の略称として「C(calorie) 型農業」，付加価値型農業の略称として「V(value) 型農業」という呼称が用いられている．

うことは、土地利用型農業を再生させるための振興政策の経済学的な基礎付けを提供し、国内の資源配分の効率性を上昇させることにつながりうる。また、分析の対象とする期間は1960年から現在までとする。これは、旧基本法が制定されて、農業政策の目標の一つが部門間の労働生産性の均衡であることが明記された時期に対応している。戦後の日本農業の政策課題が常に調整であった訳ではなく、むしろ第二次世界大戦直後の日本農業の政策課題は「食料問題」や「貧困問題」にあったと考えられる<sup>\*5</sup>。本研究の課題は、農業部門の調整過程について「農業調整問題」という概念を通じて検討することにあるため、1960年以前の農業に関する分析は行わない。また、連続性のある政府統計が入手できるのは1960年以降であることも、分析の対象とする期間を1960年以降に限定することの理由の一つである。

本研究の最大の特色は、市場メカニズムによる調整の効率性に対する信頼に基づく一方で、市場と政府の失敗が現実に応用範囲に存在することを認めるとともに、市場の不完全性を統治するための制度設計を通じて食料・農業問題を解決することを目指す点にある。本研究では、米を中心とした生産物や労働や農地などの投入物についての競争市場均衡からの乖離が中心的な検討課題となる。単純な経済学が教えるところ、競争市場均衡では資源が効率的に配分され、社会全体の厚生も最大化される。これをもって、日本の農業政策について、市場メカニズムが機能することを前提に農政改革を求める主張は数多くみられる。または、その市場メカニズムによる調整機能を否定し、「農業・農村に特有の原理」を強調することで経済分析の有効性を否定する主張も多い。本研究はそうした主張とは一線を画し、市場メカニズムを効率的な資源配分を達成するための手段の一つとして位置づけるとともに、市場メカニズムからの乖離がなぜ生じるか、経済余剰がどのように移転されているか、それによってどのような資源配分の歪みが生じているかということを中心課題とする。また、本研究は政府による市場への介入の有効性を否定するものではなく、むしろ市場メカニズムの調整機能を監視・補完する主体として政府や共同体の果たす役割を重視する。

## 第5節 本研究の構成

第2章では、(1)労働生産性の推移と(2)農業保護に関する指標について記述統計の分析を通じた検討を行う。前半では、平成10年の「農業白書付属統計表」まで記載されていた農工間の労働生産性格差に関する統計を延長推計した上で、本間(1994)で行われている要因分解を行う。また、1960年から現在について推計された労働投入量のマクロ統計を利用して、労働生産性を土地生産性と土地労働比に分解する。後半では、Anderson and Valenzuela (2008)によって推計された名目保護率やOECDによって推計された生産者支持推定量のデータを用いて、農業保護政策の動向について論じる。また、日本政府がWTOに対して通告した国内助成合計量のデータを集計することにより、WTO農業協定が日本の農業政策に与えた影響を論じる。

第3章では、労働生産性が相対的に低下した原因を考察するために、日本農業における過剰就業の動的調整過程を検討する。第3章では、農業部門の労働生産性が他部門における市場賃金を下回っている現

---

<sup>\*5</sup> 「食料問題」や「貧困問題」については速水・神門(2002)、Hayami and Godo(2004)を参照のこと。

状が、大川(1955)によって論じられた「過剰就業」という概念に該当することに着目する。その上で、分析期間である1970年代以降の日本農業における過剰就業の発生要因は、戦前の日本農業について大川が指摘した雇用機会の過小によるものではなく、労働投入を調整する際に発生する調整費用によるものであるという仮説を提示し、調整費用の影響を組み込んだ動学的双対モデルに基づく実証分析を行う。これにより、労働投入の調整過程において調整費用を考慮することの重要性が明らかになる。

第4章では日本における農業保護政策の中心をなす米政策の所得移転効果について、1960年から2006年まで分析を行う。米政策については佐伯(1987)を始めとして多くの優れた研究があるが、米政策の持つ効果を数量的に論じた研究は少ない。本研究では、Otsuka and Hayami(1985)によって提示された米市場の部分均衡モデルを応用し、政府米の買い入れ、生産奨励金、生産調整というポリシーミックスが消費者・国家財政にどれだけの負担をさせ、生産者にどれだけの移転が行われているかを定量的に評価する。また、農業の比較優位性と農業保護水準に逆相関があるという仮説を計量分析によって検証する。

第5章では農地に関する取引費用が農地流動化をどれだけ阻害しているかを部分均衡分析の応用によって検討する。農地流動化については階層間の生産性格差を重視する梶井功の仮説が知られているが(梶井, 1973), 階層間の生産性格差が存在していながら農地流動化が進展しない原因は実証的に解明されていない。本研究では「梶井仮説」など既存研究の含意を反映しながらも、Coase(1988)によって提示された「取引費用経済学」の観点から農地の取引費用や農地制度の変遷の影響を組み込んだより一般的な仮説を提示する。さらに、県レベルでの統計のパネル分析による計量分析を行い、農地転用期待や稲作の生産調整などが農地流動化を阻害する要因になることや、農地のゾーニングや集落機能の活性化などが農地流動化を促進する効果を持つことを論じる。

第6章では、それまでの議論を要約し、その政策的な意義を論じる。また、今後の課題として本研究では扱いきれなかった論点を述べる。

## 第 2 章

# 農業調整問題に関する統計的把握

### 第 1 節 課題設定

第 1 章では、速水 (1986) によって提唱された「農業調整問題」に関する既存研究のレビューを行い、(1) 労働生産性の相対的な低下が生じた要因と (2) 農業保護の発生メカニズムについて、日本農業の経験に基づき更なる検討が必要であることを指摘した。本章では、労働生産性と農業保護水準の展開過程について、記述統計の分析を通じた検討を行う。第 2 節では、日本農業の労働生産性の展開過程について、(1) 労働生産性の国際比較、(2) 労働生産性の物的相対生産性と相対価格への分解、(3) 労働生産性の土地生産性と土地労働比への分解を行う。こうした研究は Van der Meer and Yamada (1990)、山田 (1985)、山田 (1992)、本間 (1994)、速水・神門 (2002) などによって既に行われているが、本章ではより長期の統計に基づく議論を行う。第 3 節では、農業保護政策の展開過程について、農業保護水準の国際比較と時系列比較を行う。また、日本政府が WTO に対して行う国内助成の通告文書を分析することにより、WTO 農業協定が日本の農業政策に与えた影響を考察する。第 4 節では、本章におけるこれまでの議論を要約し、第 3 章から第 5 章における分析への展望を述べる。

### 第 2 節 労働生産性の展開過程

#### 2.1 労働生産性の国際比較

まず、経済発展の水準が日本とほぼ等しい先進国間で農業の労働生産性を比較することによって、日本農業の労働生産性の国際的な位置付けを検証することができる。Van der Meer and Yamada(1990) は国際比較によって日本農業の労働生産性の低さを指摘した。この研究の独自性は、日本と同様に国土が狭隘なオランダとの比較を行うことにより、日本農業の国際競争力の低さが土地の賦存条件の不利性によるものではないことを明らかにしたことにある。図 2.1 は、Van der Meer and Yamada(1990) の Figure 3.2 (p.56) をもとに、世界銀行が定義する「高所得 OECD 諸国」について「一人当たり GDP」と「農業労

働者一人当たり農業付加価値額」をプロットしたものである<sup>\*1</sup>。Van der Meer and Yamada(1990) が論じる通り，経済成長の水準と農業生産性の水準には強い相関関係が見られるが，日本を表す点はその傾向線を大幅に下回る位置にある。これは，主要先進国の中で日本農業の労働生産性が低いことを意味する。これは，日本と同様に農業生産にとって地理的条件が不利であるオランダを表す点がほぼ傾向線上にあることと対照的である。ただし，図 2.1 の情報は作目や農業経営体に関する国家間の際を考慮していないものである。特に，家族経営が大半を占め，稲作を中心とする日本農業と欧米諸国を中心とする他の先進国の農業とを単純に比較することにはやや困難がある。

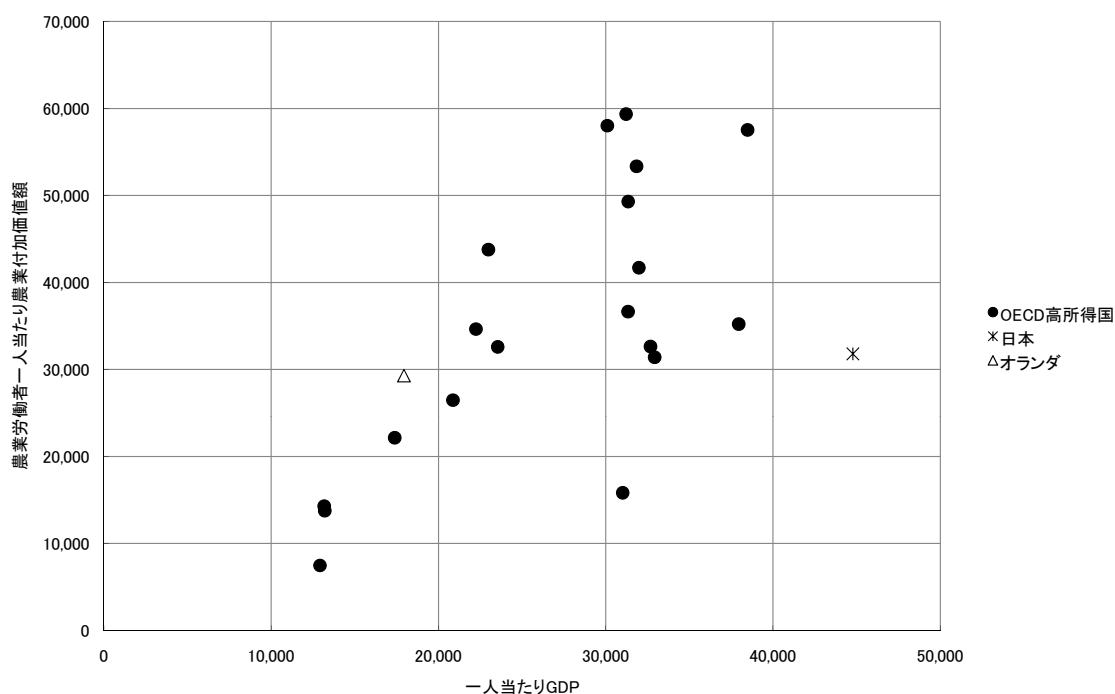


図 2.1 一人当たり GDP と農業労働者一人当たり農業付加価値額の国際比較（2000 年）

出典：World Development Indicators

単位：ドル（購買力平価換算）

<sup>\*1</sup> ただし，農業付加価値額についてのデータが得られなかったアイルランド，ルクセンブルグ，スイスは除外した。

## 2.2 労働生産性の要因分解

本小節では、日本農業の労働生産性が相対的に低下していった過程を、「製造業に対する農業の比較生産性」の推移に着目することにより定量的に分析する。この統計については山田（1985）において1960年から1980年までの動きが、本間（1994）において1960年から1991年までの動きが論じられており、本小節では1990年代以降の推移を含めた議論を行う。この統計は、1996年度までは『農業白書付属統計表』に記載されていたものであり、これ以降については、同じ出典の統計を延長することによって2005年までの統計を整理した。

「製造業に対する農業の名目比較生産性」は以下の(2.1)式のように定義される。

$$\text{名目比較生産性} = \frac{\text{農業の就業者 1 人当たり純生産}}{\text{製造業の就業者 1 人当たり純生産}} \quad (2.1)$$

名目比較生産性の計算結果は表 2.1 に示されている。また、図 2.2 には1960年の値を100としたグラフが描かれている。1960年における比較生産性は約0.2であり、農業の労働生産性は製造業の5分の1に過ぎない。この値は上下しながらおよそ0.35から0.2の間にとどまっている。1990年代後半には比較生産性は低下に向かっており、2005年の比較生産性は1960年の水準に戻りつつある。

表 2.1 就業者 1 人当たり純生産と比較生産性の推移（名目）

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
農業	98	190	343	934	1,040	1,432	1,737	1,730	1,588	1,543
製造業	474	729	1,516	2,682	3,941	4,907	6,094	5,931	5,906	6,924
比較生産性	20.7	26.1	22.6	34.8	26.4	29.2	28.5	29.2	26.9	22.3

出典：『農業白書付属統計表』、『食料・農業・農村白書参考統計表』

『農業・食料関連産業の経済計算』、『国民経済計算確報』、『農業物価統計』、『企業物価指数』

単位：千円

このような名目比較生産性の動きは、農業と製造業の物的生産性に加えて、農産物に対する価格政策の影響を受ける。この2つを区別するために「製造業に対する農業の比較生産性」を、以下の(2.2)式のように「農産物の相対価格」と「実質比較生産性」の2つに分解する。

$$\begin{aligned} \text{名目比較生産性} &= \frac{(\text{農業の就業者 1 人当たり純生産} / \text{農産物価格指数}) \times \text{農産物価格指数}}{(\text{製造業の就業者 1 人当たり純生産} / \text{工業製品卸売物価指数}) \times \text{工業製品卸売物価指数}} \\ &= (\text{実質比較生産性}) \times (\text{農産物の相対価格}) \end{aligned} \quad (2.2)$$

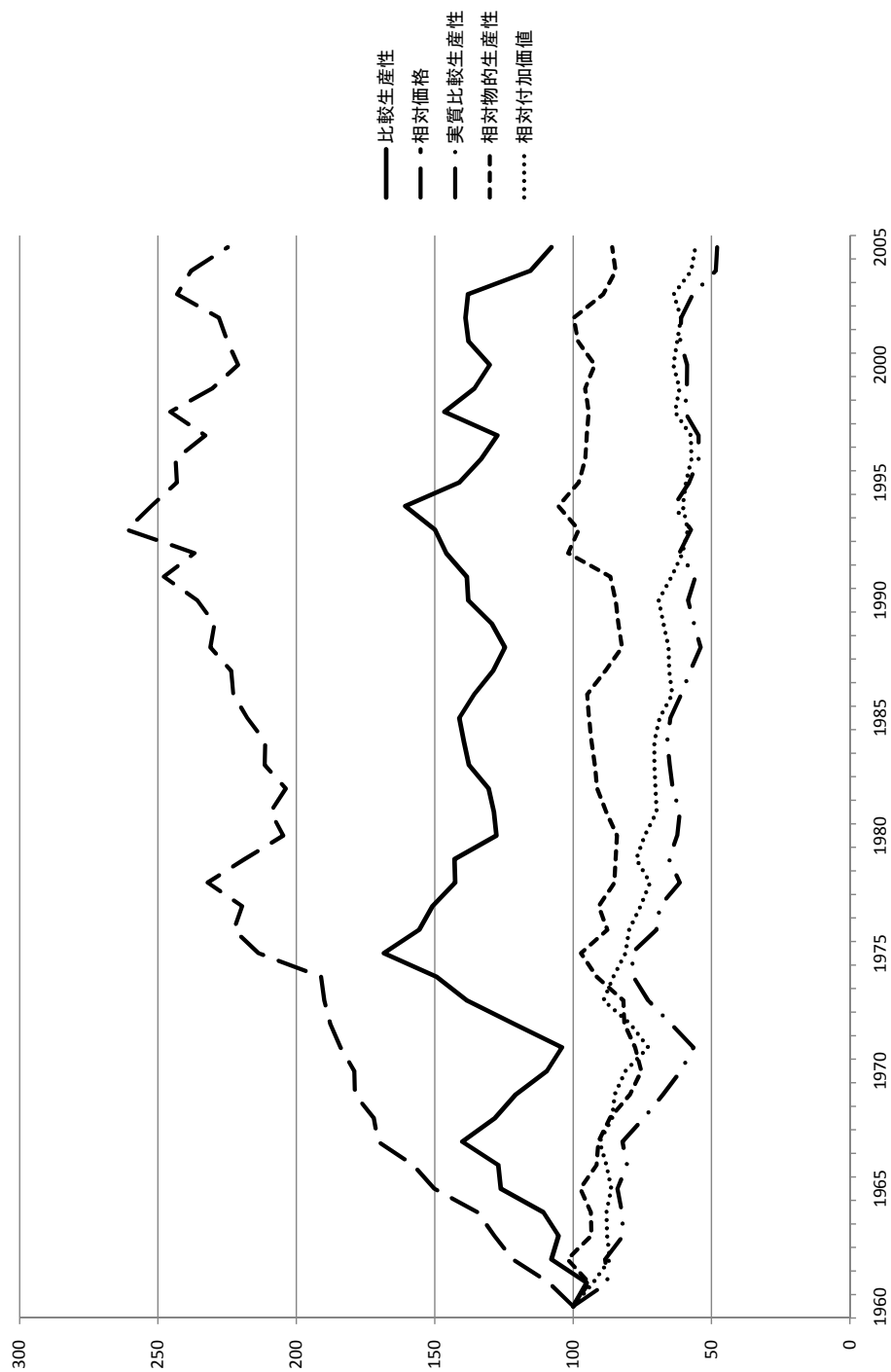


図 2.2 名目比較生産性の要因分解

出典：『農業白書付属統計表』，『食料・農業・農村白書参考統計表』

『農業・食料関連産業の経済計算』，『国民経済計算確報』，『農業物価統計』，『企業物価指数』

1990 年の価格指数を基準に実質化した実質比較生産性の推移は表 2.2 に示されている．また，図 2.2 に  
は実質比較生産性と農産物の相対価格を 1960 年の値を 100 としたグラフが描かれている．

表 2.2 就業者 1 人当たり純生産と比較生産性の推移（実質）

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
農業	449	583	805	1,209	1,102	1,468	1,737	1,808	1,896	1,834
製造業	921	1,423	2,702	3,148	3,625	4,647	6,094	6,391	6,612	7,843
比較生産性	48.7	40.9	29.8	38.4	30.4	31.6	28.5	28.3	28.7	23.4

出典：『農業白書付属統計表』，『食料・農業・農村白書参考統計表』

『農業・食料関連産業の経済計算』，『国民経済計算確報』，『農業物価統計』，『企業物価指数』

単位：千円

実質比較生産性は，1975 年頃に一時的に上昇したことを除いて傾向的に低下を続け，分析期間においておよそ 50 % 低下している．つまり，農業と製造業の実質生産性の格差は分析期間において約 2 倍に広がっている．一方で，農産物の相対価格は 1990 年頃まで上昇を続け，その後も横ばいの傾向を示している．これは，本間 (1994) が指摘するように，農業の実質生産性の低下を補償するために価格支持政策が行われたことを反映したものと考えられる．このことを確認するために，以下のような回帰分析をおこなった．

$$\begin{aligned} \text{農産物の相対価格} = & 119.4 - 1.435 \times \text{実質比較生産性} + 0.586 \times \text{タイムトレンド} \\ (t \text{ 値}) & \quad (8.07) \quad (-3.95) \quad (3.89) \end{aligned}$$

サンプル数は 46，推計結果の  $R^2$  は 0.81，D.W. 値は 0.40 である．推計されたパラメーターはいずれも 1 % 基準で有意である．この結果からは，実質比較生産性が 1 % 低下すると，農産物の相対価格は 1.4 % 上昇することが分かる．実質比較生産性は分析期間において 50 % ほど低下しているため，これは農産物の相対価格を 70 % 上昇させる効果を持ったと考えられる．ただし，農産物の相対価格は政府の価格政策意外にも様々な要因によって変動すると考えられることから，この分析結果のみをもって農産物の相対価格と農業の実質生産性の間に逆相関があると断定することはできない．D.W. 値も 0 に近い値を取っており，特定化の誤りや除去変数バイアスの存在が疑われる．

さらに，実質比較生産性は以下の (2.3) 式のように「相対物的生産性」と「相対付加価値率」の 2 つに分解することができる．

$$\begin{aligned} \text{実質比較生産性} &= \frac{(\text{農業の就業者 1 人当たり生産量}) \times (\text{農業の付加価値率})}{(\text{製造業の就業者 1 人当たり生産量}) \times (\text{製造業の付加価値率})} \\ &= \text{相対物的生産性} \times \text{相対付加価値率} \end{aligned} \quad (2.3)$$

計算結果は図 2.2 に示されている．これを見ると，相対物的生産性は 1990 年代ごろまでは緩やかに低下するものの，その後上昇し，分析期間においてほぼ一定であることが分かる．つまり，農業の実質比較

生産性が低下したのは、製造業と比較して農業の物的生産性が低下したためではなく、農業の相対付加価値率が相対的に低下したためである。本間（1994）は、製造業では電気機械や精密機械など付加価値率の高い分野の比重が増加したことが製造業の付加価値率の上昇につながったとしている。

以上の分析結果から分かるように、農業の労働生産性を向上させるためには（1）農産物価格の上昇、（2）就業者当たりの物的生産性の上昇、（3）付加価値率の上昇のいずれかが必要である。このうち、農産物価格については稲作を中心とした農業保護政策によってある程度引き上げられているが、農産物需要に限界があることから実質労働生産性の低下を補うまでには至っていない。しかし、就業者当たりの生産性や付加価値率の上昇を通じて実質労働生産性を向上させることは可能である。このためには、まず労働投入量の調整や農地流動化を通じて就業者当たりの物的生産性を上昇させることが必要である。また、農業部門内における品目間の生産量を調整することも重要である。表 2.3 では 2006 年における品目ごとの経営当たりの付加価値率と農業粗収益を比較している。まず、野菜・果樹・花きを中心に生産する経営の付加価値率は 4 割以上と他の品目に比べて高い。また、畜産経営の付加価値率は水田作よりも小さいものの、経営当たりの粗収益が大きいと高い生産性を保っている。このため、農業の労働生産性を向上させるためには、稲作を中心とした伝統的な生産構造から付加価値率の高い品目を中心とした生産構造への転換を図ることや、経営当たりの要素集約度を向上させることが必要である。

表 2.3 品目間の付加価値率・農業粗収益の比較					
	付加価値率	農業粗収益		付加価値率	農業粗収益
水田作	26.3	1,818	酪農	20.8	34,079
畑作	42.0	6,721	肉用牛	21.1	19,409
野菜作	46.7	5,695	養豚	22.2	44,933
果樹作	45.7	4,489	採卵養鶏	17.8	34,051
花き作	42.2	9,760	ブロイラー養鶏	11.1	79,251

出典：営農類型別経営統計（個別経営），平成 18 年

単位：付加価値率は％，農業粗収益は千円

## 2.3 農業の労働生産性

次に、農業の労働や土地投入に関するマクロ統計を用いて、労働生産性の規定要因についてさらなる分析を行う。山田（1992）は、日本を含むアジア農業の発展パターンについて検討するために、アジア諸国における農業の労働生産性を以下の（2.4）式のように分解している。

$$\text{労働生産性 (Y/L)} = \text{土地生産性 (Y/A)} \times \text{土地労働比 (A/L)} \quad (2.4)$$

山田（1992）は、この式に従って土地労働比を横軸に、土地生産性を縦軸にして時系列データをプロットすることにより、アジア農業の発展パターンについて論じている。山田（1992）は、アジア農業に共通する発展経路として、初期には土地生産性と土地労働比が同時に上昇し（局面Ⅰ）、次に土地生産性が上昇

する一方で人口成長により土地労働比は減少し（局面 II），さらには農業部門の構造調整によって土地生産性だけでなく土地労働比も上昇する（局面 III），という「S 字型発展パターン」を見出している．山田（1992）の議論は，1987 年までのアジア諸国のマクロ統計に基づくものである．本小節では，日本農業の労働投入や土地投入に関するマクロ統計を整備した上で，現在の日本農業が置かれた位置付けについて考察する．

（2.4）式の計算に用いられる農業労働投入量，農業の実質生産額，土地投入量に関する統計は以下のよう推計された．まず，農業労働者は兼業という形で就業することができるため，総務省『労働力調査』における「農業就業人口」に基づく分析では労働生産性についての十分な検討を行うことができない<sup>\*2</sup>．そこで，本小節では高山・高橋（2008）によって推計された日本農業の総労働投入時間を用いた分析を行う．この統計は，『農家経済調査』の平均データを地域別・階層別に集計したものに，「調査農家以外の農業事業体」の比率を掛け合わせることで推計されたものである<sup>\*3</sup>．ここから，農業の実質国内総生産を総労働投入時間で割ることによって，1 時間当たりの労働生産性を求めることができる．農業の実質生産額は『農業・食料関連産業の経済計算』から得られる．農地面積  $A$  は水田・畑の作付面積を水田作付面積に換算したものをを用いる．水田および品目ごとの畑の作付面積は『耕地及び作付面積統計』から得られる．ただし，転作などにより稲以外の品目が作付けされている水田は畑の地代によって評価する．畑の作付面積を換算するためには，まず全国農業会議所『畑小作料の実態に関する調査結果』の地代比率によって普通畑以外の作付面積を普通畑の作付面積に換算し，さらに不動産研究所『田畑売買価格及び小作料調』の水田と畑の地代比率によって畑の作付面積を換算すればよい．換算に用いた地代は 1998 年から 2002 年までのデータを平均したものである．

労働生産性の推移とその土地生産性と土地労働比への要因分解の結果を図 2.3 に示す．この図は，横軸が土地労働比 ( $A/L$ )，縦軸が土地生産性 ( $Y/A$ ) であり，縦軸と横軸の値を掛けたものが労働生産性となっている．また，図 2.3 には労働生産性 ( $Y/L$ ) が一定となる組み合わせを表す双曲線も描かれている．図の右上に行くほど労働生産性は上昇するが，これは横軸の土地労働比と縦軸の土地生産性の動きに分解することができる．図中の太線の双曲線は左から労働生産性が 500・1000・1500 円で一定となる組み合わせを表し，その間の点線の双曲線は労働生産性が一定となる組み合わせを 100 円刻みで示したものである．

---

<sup>\*2</sup> 総務省『労働力調査』における農業就業人口の定義は，「15 歳以上の世帯員のうち，毎月の末日に終わる 1 週間に 1 時間以上仕事に従事し，農業を主な仕事とした人」を指す．

<sup>\*3</sup> 推計手順の詳細については高山・高橋（2008）を参照のこと．なお，高山・高橋（2008）では同様のデータを『長期経済統計』と接続させることにより，長期の労働生産性の動向に関する分析を行っている．

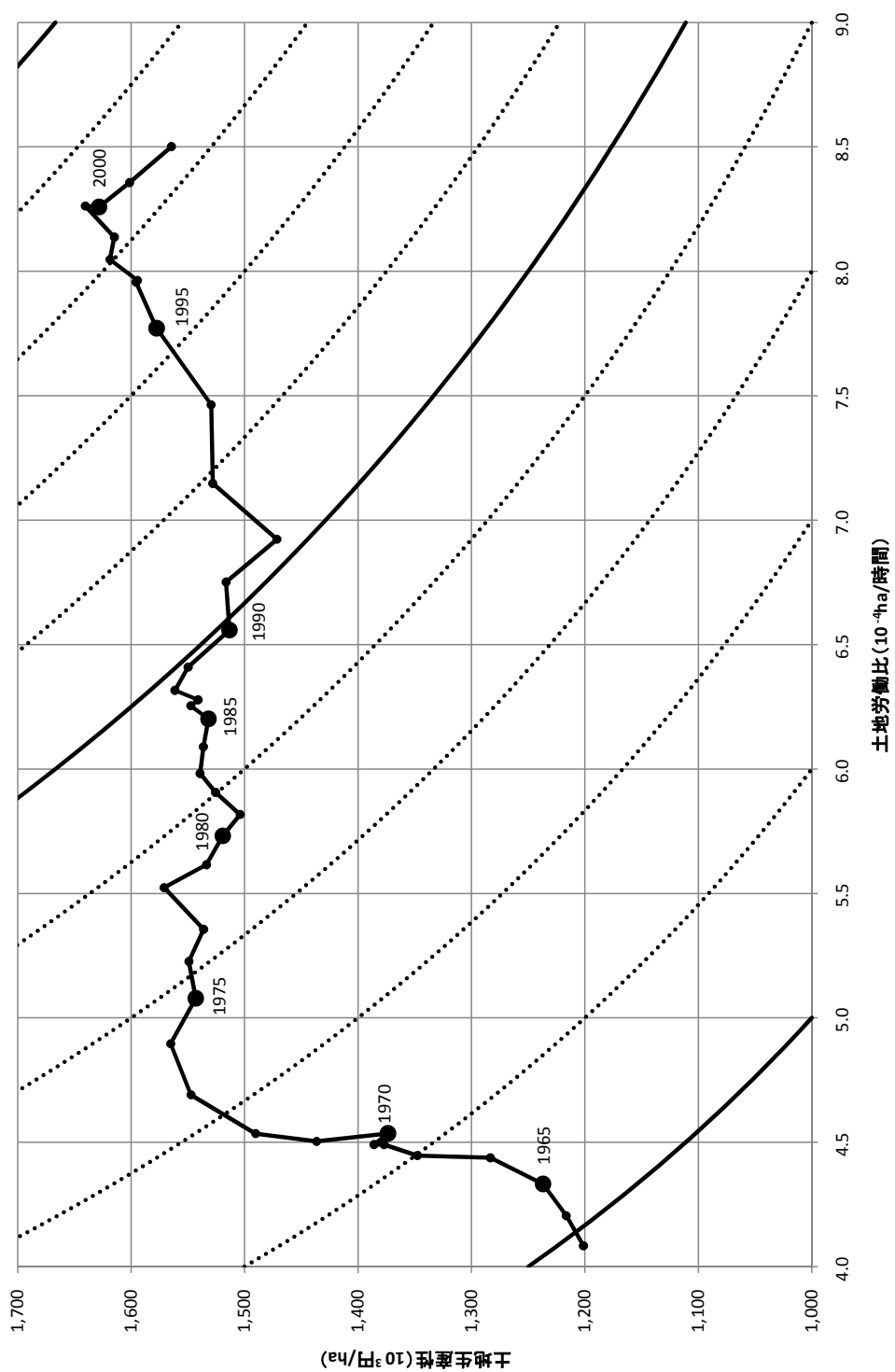


図 2.3 労働生産性の土地労働比・土地生産性への要因分解

出典：高山・高橋 (2008), 『農業・食料関連産業の経済計算』, 『耕地及び作付面積統計』

図 2.3 からは、1963 年から 1975 年頃までは土地労働比と土地生産性が共に上昇することにより労働生産性が上昇しているという傾向が分かる。これは、山田 (1992) の議論における S 字曲線の局面 III 以降の動向を表すものと考えられる。ただし、1965 年から 1970 年代前半にかけての労働生産性の上昇の大部分は土地生産性の上昇によって説明され、土地労働比の変化による貢献は小さい。これに対して、1975 年から 1990 年まででは農業部門から他部門への労働移動によって土地労働比の上昇が続いている一方で、土地生産性はほぼ一定かむしろ低下している。1990 年以降では土地生産性も緩やかに上昇するものの、労働生産性の上昇の大部分は土地労働比の上昇によるものとなっている。このような土地労働比と土地生産性が同時に上昇する動きは、山田 (1992) が言う「ヨーロッパ型」の農業発展パターンに近いものの、土地生産性がほぼ横ばいの中で土地労働比のみが上昇を続けるという近年の傾向は日本に独特のものであると言える。

## 第 3 節 農業保護政策の展開過程

### 3.1 農業保護水準の国際比較

本小節では、国際機関によって計算された農業の名目保護率 (Nominal Rate of Assistance, NRA) や生産者支持推定量 (Producer Support Estimates, PSE) などを使った国際比較によって、日本の農業保護水準について検討する。

まず、世界銀行の“Distortions to Agricultural Incentives”グループによって計算された名目保護率 (Nominal Rate of Assistance, NRA) の動向について検討する (Anderson and Valenzuela, 2008)<sup>\*4</sup>。この指標は、国内の卸売価格と国境価格との比率を国境価格で評価した生産額によって加重平均したものであり、指標が 1 であることは名目保護率が国境価格の 2 倍であることを意味する。この研究では、内外価格差を計測できない農産物についても国ごとに何らかの推測値を当てはめることにより農産物全体の名目保護率を計測しており、品目を特定しない直接支払いも農業部門への移転額に含まれる。図 2.4 は、日本、EU (東欧諸国を含まない)、アメリカ、途上国平均 (韓国と台湾を除く)、世界平均について 5 年ごとの名目保護率の平均値の動向を示している。ここからは、アメリカだけでなく EU 諸国に比べても日本の名目保護率が高いことが分かる。また、日本と EU の 1984 年までの名目保護率はほぼ同じ水準であるのに対して、EU の名目保護率は 1985 年以降に大きく低下していることが分かる。これは、1992 年の CAP 改革によって国内支持価格が削減されたことを反映したものである (Josling, 2008)。これに対して、日本の名目保護率は 1985 年以降も横ばいの傾向を示している。これは、WTO 農業協定によって米の輸入数量制限が存続し、その他の品目の貿易制度にも大きな影響がなかったことに対応していると考えられる。また、農産物の名目保護率はアメリカでは 0.1 程度で横ばいであり、発展途上国ではマイナスになっている。

次に、OECD によって計測された生産者支持推定量 (Producer Support Estimates, PSE) を農業生産

---

<sup>\*4</sup> 日本・台湾・韓国の名目保護率は Honma and Hayami (2007) により計測されたものである。この研究では、農産物の名目保護率から非農産物の名目保護率を差し引いた相対保護率 (Relative Rate of Assistance, RRA) を計測することを重視している。ここでは、おおまかな水準の観察で十分であるため、農産物の名目保護率を農業保護率の代理変数として論じることにする。

額で除した% PSE の動向について検討する。生産者支持推定量は農業保護水準を国境措置による市場価格支持と直接支払いの合計として計測するものであり、1986 年から現在までの OECD 加盟国について計測されている。生産者支持推定量の計測では市場価格支持や直接支払いに関する詳細なデータが得られることから、農業政策に関する多くの既存研究が% PSE を農業保護水準の代理変数として用いている（例えば、Olper, 2001）。図 2.5 は OECD 諸国の 1986-88 年と 2006-08 年における% PSE の水準を示すものである。日本の% PSE は OECD 加盟国や EU の平均を上回っており、北欧諸国や韓国と同水準にある。2006-08 年における% PSE は全ての国において 1986-88 年よりも低下しているが、これは国際的な食料価格の高騰によって市場価格支持の額が減少したことによるものであり、国内支持価格や貿易政策の改革を反映したものではない（OECD, 2009）。

このように、名目保護率や生産者支持推定量を用いた国際比較からは、日本農業が他の先進国の農業に比べて保護されていることが示されている。しかし、このような国際比較については日本国内で多くの批判が存在する。例えば、鈴木（2008）は（1）日本の農産物の平均関税率は EU よりも低い、（2）国産農産物のうち野菜や果物の内外価格差は「国産プレミアム」によるものである、（3）WTO 農業協定上の削減対象の国内保護総額はアメリカよりも低く EU 並みである、といったことを指摘し、「日本の食料市場の閉鎖性と農業過保護論の誤り」を指摘している。日本農業が「過保護」かどうかの判断は比較の対象をどこにおくかに依存するものである。Tangermann（2006）によれば、OECD が生産者支持推定量を推計する目的は、政策の効果（policy effect）を分析することではなく、農業政策を国際比較が容易な形で分析することにより加盟国の政策的な努力（policy effort）を促進することであるとされる。政策的な努力を測る際に最も適切なものは、一つの国の指標の推移を時系列で比較することであろう。そこで、次の小節では日本における農業保護水準の時系列の比較によって、農業保護政策の展開過程を明らかにする。

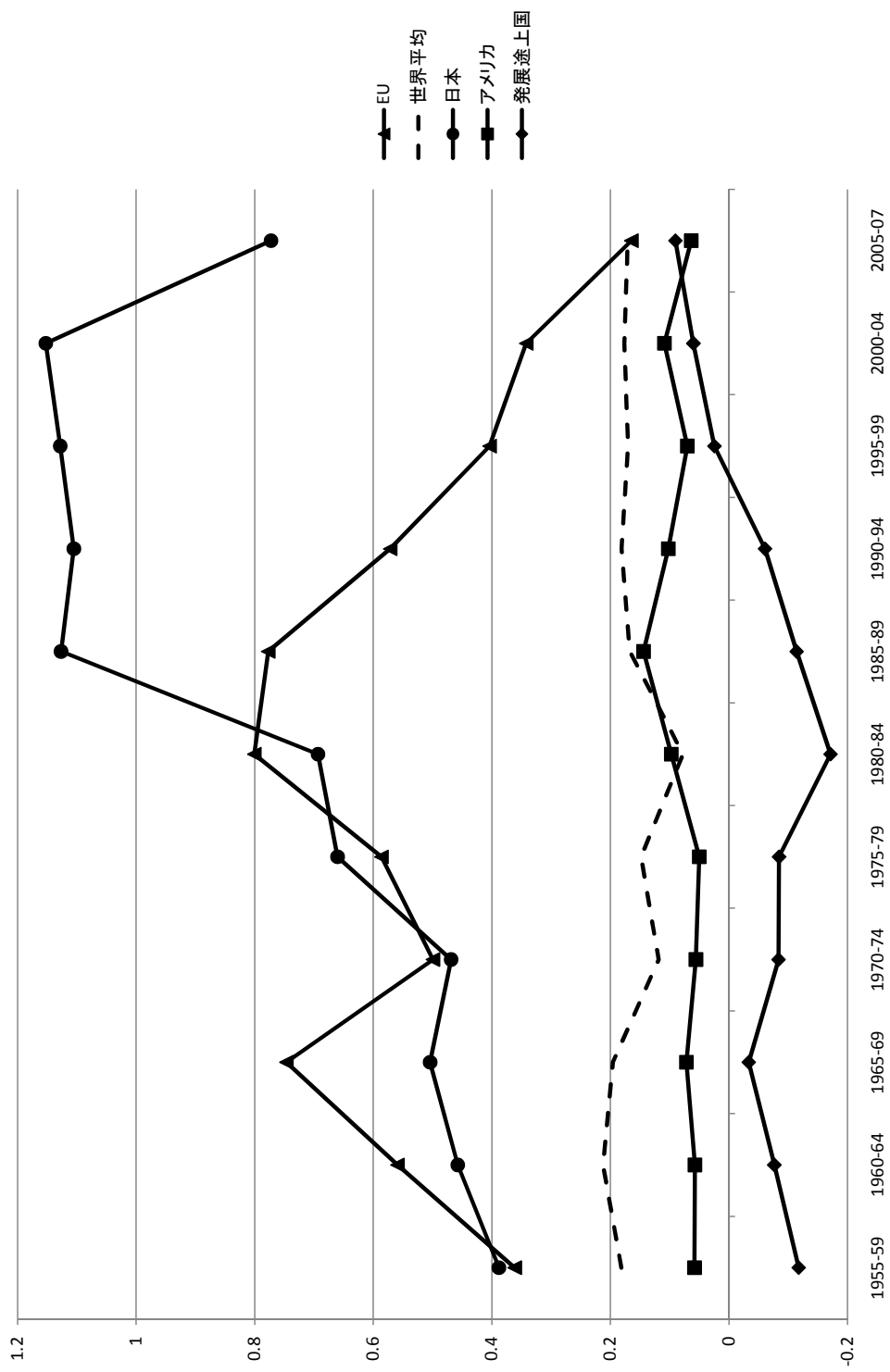


図 2.4 名目保護率の国際比較  
出典：Anderson and Valenzuela (2008)

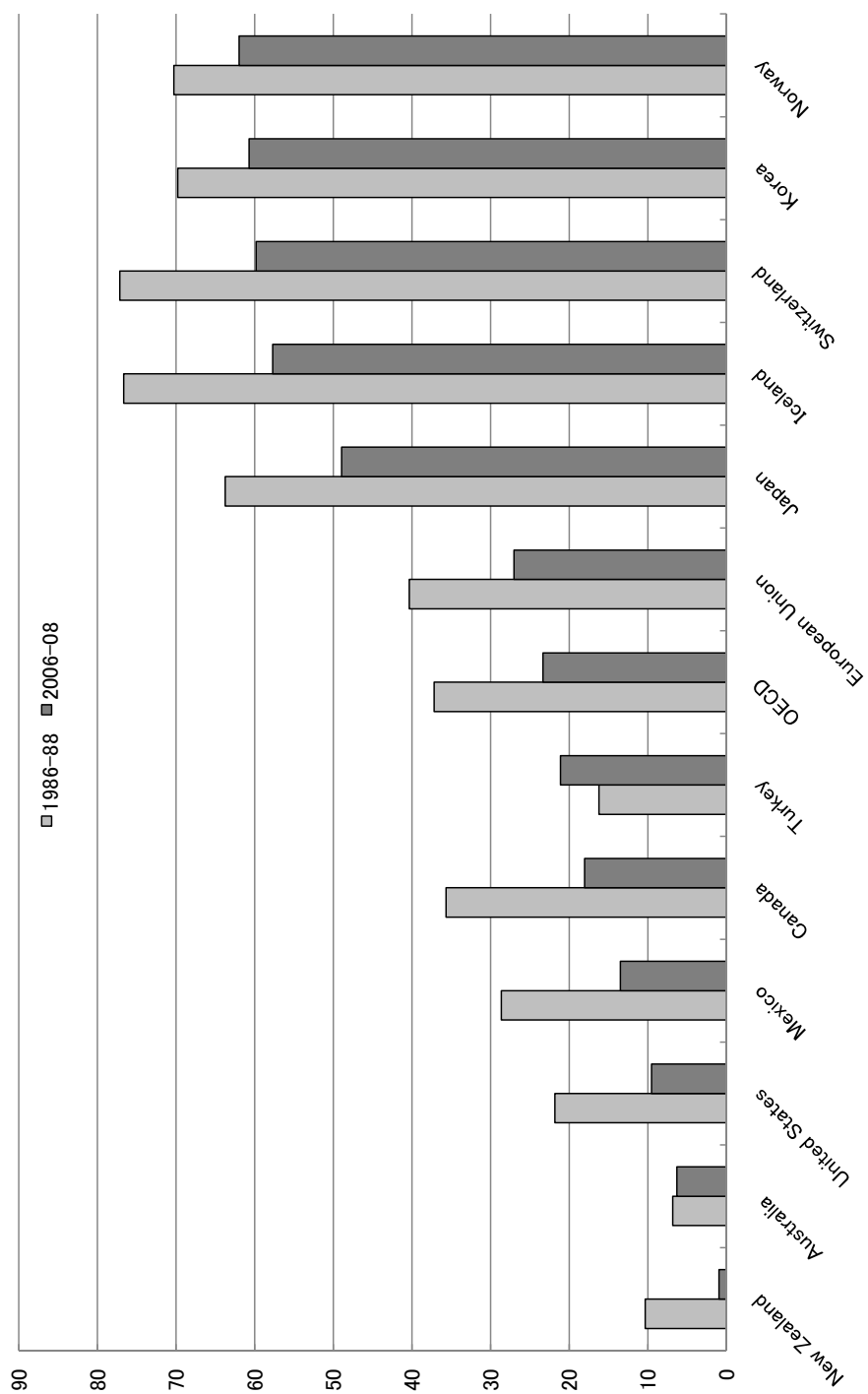


図 2.5 %生産者支持推定量の国際比較

出典：OECD, Producer and Consumer Support Estimates

### 3.2 農業保護水準の時系列比較

図 2.6 は、Honma and Hayami (2007) によって計測された 1955 年から 2007 年までの日本の農産物の名目保護率の動向を示すものである。ここからは、名目保護率が 1980 年代半ばごろまで上昇を続け、その後はいくらかの変動がありながらもおおむね横ばいになるという傾向が見られる。名目保護率は 1994 年にピークを迎え、その後は緩やかに減少に向かう。2007 年における名目保護率は 1970 年代後半と同じ水準にまで低下している。また、図 2.6 に示されている米の名目保護率は、農産物全体の名目保護率とほぼ平行の動きを示している。これは、米と同様に輸入割当制度などにより輸入制限が行われている品目の内外価格差は米と同じ動き方をすることに加えて、日本の農業保護政策の大部分が米と生産調整政策による転作作物など米に関連する品目への支持に由来するためである。

表 2.4 は 1986 年から 2008 年までの日本の生産者支持推定量の推移とその内訳を示したものである。生産者支持推定量は分析期間で大きく減少しており、農業総生産額の減少率を上回る。% PSE は 1986-88 年の約 60 % から 2006-08 年の約 50 % にまで低下している。生産者支持推定量の内訳を見ると、「A. 生産に基づく支払い」のうち直接支払いが占める割合はわずか 5 % ほどであり、その他の直接支払いを合計しても市場価格支持よりもはるかに少ない。1998 年の稲作経営安定対策に始まる稲作に対する経営安定対策の開始により米への直接支払いは増加しているが、市場価格支持に比較すると依然として少ない。これは、日本の農業保護政策が主に国境措置を通じた市場価格支持によって行われていることを示している。「A. 生産に基づく支払い」のうち米に対する移転額は約 4 割から 5 割の水準にある。米に対する移転額は米の生産額の減少と平行して減少傾向であり、生産額の約 8 割の水準となっている。さらに「B. 投入財の使用に基づく直接支払い」の約半分が灌漑施設に対する助成であること、「E. 生産量以外に基づく直接支払い」の大半が稲作への経営安定対策と生産調整奨励金であることを考慮すると、日本の農業保護が米に過度に集中していることが分かる。米以外では畜産物や野菜・果物の市場価格支持が大きいですが、野菜・果物の市場価格支持の一部は鈴木 (2008) が指摘する「国産プレミアム」によるものと考えられる。

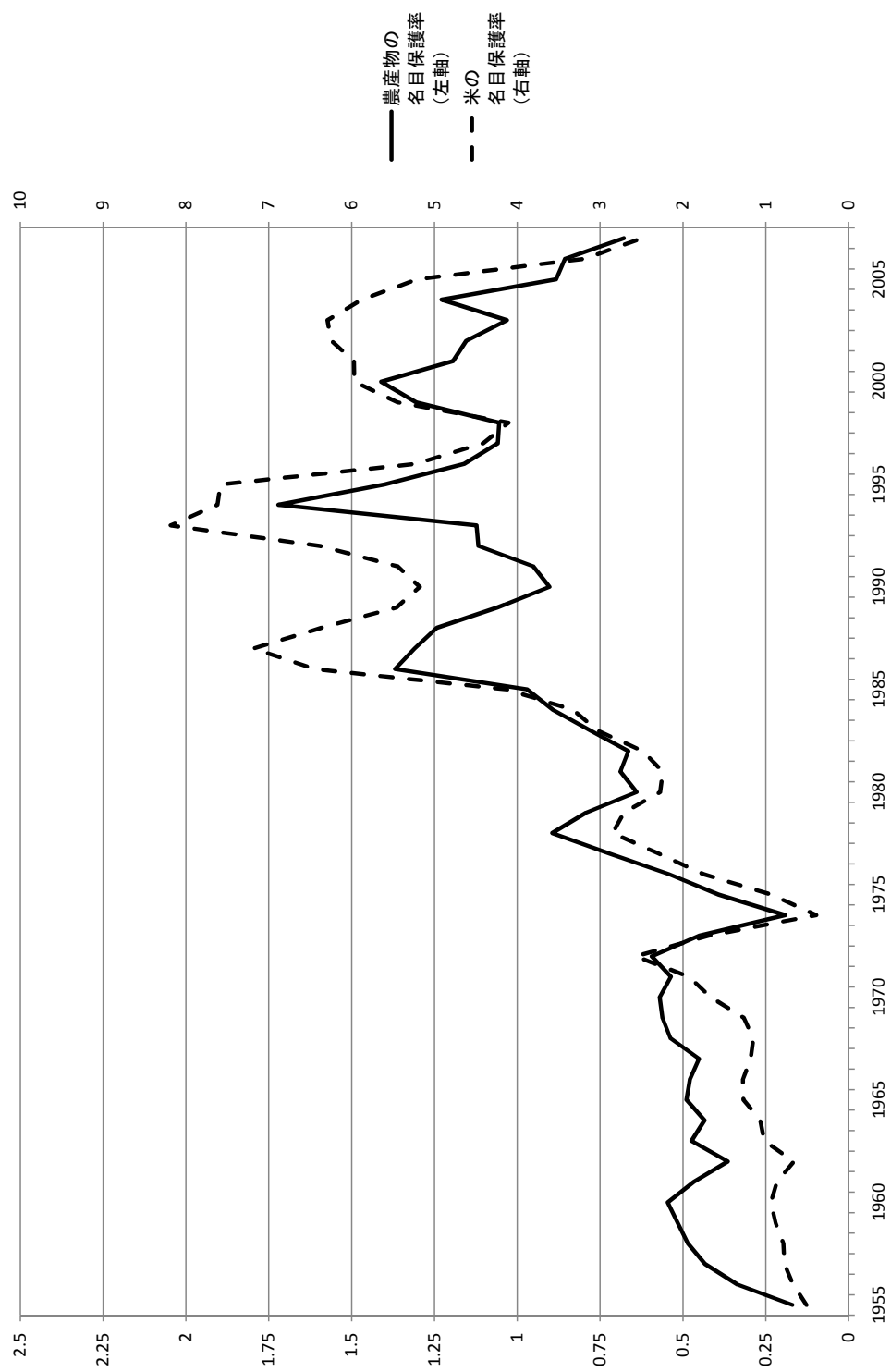


図 2.6 日本の名目保護率の推移  
出典：Anderson and Valenzuela (2008)

表 2.4 日本の生産者支持推定量の推移

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
農業総生産額	11,171	10,356	10,303	10,862	11,339	11,304	11,151	10,366	11,248
生産者支持推定量(PSE)	7,754	7,135	6,845	6,564	6,190	6,159	6,686	6,339	7,415
%PSE	65.0	64.4	61.8	56.8	51.6	51.5	56.6	57.6	62.7
一般サーベイス支持推定量(GSSE)	1,164	1,312	1,325	1,300	1,361	1,449	1,647	1,876	1,920
A. 生産に基づく支払い	7,203	6,615	6,335	6,059	5,759	5,703	6,239	5,915	7,044
市場価格支持	6,992	6,419	6,078	5,865	5,534	5,508	6,032	5,694	6,836
生産に基づく直接支払い	211	196	257	194	205	196	207	221	207
米	3,013	2,592	2,204	2,213	2,235	2,025	2,316	1,801	2,650
直接支払い	123	114	114	133	145	141	136	136	94
市場価格支持	135	129	141	126	119	95	94	80	72
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持	51	49	52	43	37	32	32	33	28
直接支払い	1	1	1	1	1	1	1	1	1
大豆	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持	31	33	25	19	11	8	5	0	1
直接支払い	83	79	70	64	66	66	60	57	59
砂糖	4	4	3	2	2	1	1	1	1
市場価格支持	0	0	0	0	0	0	0	0	0
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持	0	0	0	0	0	0	0	0	0
直接支払い	604	575	532	487	515	511	518	547	536
牛乳	42	34	31	32	29	30	30	29	28
市場価格支持	374	356	341	301	199	150	205	165	152
直接支払い	0	0	0	0	0	6	24	45	75
市場価格支持	256	263	335	264	165	265	326	283	302
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持	50	44	41	36	38	39	38	36	34
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
鶏肉	86	59	61	71	88	81	61	61	63
市場価格支持	2	3	1	0	0	1	3	2	1
直接支払い	277	232	258	321	194	272	276	384	627
野菜・果物	9	8	82	7	16	7	7	6	6
市場価格支持	300	305	292	278	279	284	301	323	296
B. 投入財の使用に基づく直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
C. 作付・頭数に基づく直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
作付面積支払い(米)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
粗作経営安定対策	0	0	0	0	0	0	0	0	0
作付面積支払い(小麦、大豆)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
担い手に対する直接支払い(ナラン)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
環境保全型農業への直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
D. 生産量以外に基づく直接支払い(生産が必要)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
E. 生産量以外に基づく直接支払い(生産は不必要)	250	216	218	227	173	172	146	101	75
中山間地域等直接支払制度	0	0	0	0	0	0	0	0	0
生産調整奨励金	250	216	218	227	173	172	146	101	75
担い手に対する直接支払い(繰分)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
F. G. その他の直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
米の生産額	3,623	3,109	2,773	2,888	2,887	2,624	2,889	2,140	3,273
米に対する移転額	3,135	2,706	2,318	2,346	2,380	2,166	2,452	1,937	2,744
A. 生産に基づく支払い	3,135	2,706	2,318	2,346	2,380	2,166	2,452	1,937	2,744
C. 作付・頭数に基づく直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0
生産に基づく支払いに占める米への支持	50.3	47.0	43.8	47.7	50.3	46.0	46.3	36.2	46.5

出典：OECD, Producer and Consumer Support Estimates

単位：10 億円

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
農業総生産額	10,391	10,245	9,746	9,765	9,299	9,130	8,881	8,930	8,857	8,714	8,512	8,332	8,193	8,346
生産者支持推定量(PSE)	6,841	6,254	5,607	5,091	5,906	5,830	5,371	5,483	5,463	5,199	4,880	4,579	4,190	4,303
%PSE	62.2	57.9	54.2	58.2	60.0	59.7	56.3	57.2	57.5	55.9	53.7	51.5	47.5	47.8
一般サービス支持推定量(GSSE)	2,314	2,020	1,836	2,162	1,474	1,451	1,433	1,414	1,438	1,149	1,019	965	1,176	1,109
A. 生産に基づく支払い	6,436	5,829	5,187	5,619	5,543	5,458	5,007	5,115	5,110	4,880	4,541	4,254	3,734	3,806
市場価格支持	6,228	5,699	5,013	5,456	5,355	5,196	4,717	4,834	4,820	4,619	4,311	4,021	3,568	3,649
生産に基づく直接支払い	208	131	173	162	189	263	290	282	289	261	230	233	165	157
米	2,449	2,400	1,981	1,990	1,933	1,847	1,727	1,591	1,768	1,624	1,552	1,341	1,245	1,196
市場価格支持														
直接支払い	119	80	126	100	111	118	115	99	81	73	58	66	41	32
市場価格支持														
直接支払い	56	58	70	70	73	12	10	10	10	10	10	5	0	0
大豆	25	25	20	14	23	10	8	8	7	6	7	5	2	3
市場価格支持														
直接支払い	1	1	1	1	1	10	11	11	14	11	10	10	4	4
大豆	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持														
直接支払い	3	5	7	10	12	16	19	27	28	28	26	26	8	6
砂糖	58	48	52	66	62	54	57	57	62	61	49	48	15	15
市場価格支持														
直接支払い	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	3	2	34	32
でん粉	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
市場価格支持														
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7
牛乳	524	451	433	443	453	458	325	473	390	357	339	313	266	315
市場価格支持														
直接支払い	28	28	28	27	26	23	23	24	24	25	25	24	22	26
牛肉	142	132	133	126	121	121	116	123	106	118	125	127	127	126
市場価格支持														
直接支払い	46	9	3	15	32	13	32	19	24	18	3	1	3	6
豚肉	294	262	209	233	252	207	210	273	218	303	294	293	315	320
市場価格支持														
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
鶏肉	33	33	21	21	21	20	20	21	21	20	20	21	22	24
市場価格支持														
直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
鶏卵	67	74	71	57	64	62	55	56	49	56	66	59	59	67
市場価格支持														
直接支払い	1	0	1	3	0	1	2	2	3	0	0	0	1	1
野菜・果物	512	469	389	545	507	546	480	453	405	467	399	426	350	358
市場価格支持														
直接支払い	10	7	6	6	5	6	7	15	11	10	11	10	17	16
B. 投入財の使用に基づく直接支払い	316	291	288	256	246	210	181	167	152	149	140	130	172	162
C. 作付・頭数に基づく直接支払い														
作付面積支払い(米)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	30	24	13	64
稲作経営安定対策	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	5	4	5	5
作付面積支払い(小麦、大豆)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	8	1	0
担い手に対する直接支払い(ナラシ)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	14	11	4	0
環境保全型農業への直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	56
D. 生産量以外に基づく直接支払い(生産が必要)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3
E. 生産量以外に基づく直接支払い(生産は不要)	89	133	133	116	117	162	183	201	202	162	171	172	271	272
中山間地域等直接支払制度	0	0	0	0	0	33	33	33	23	17	22	22	22	22
生産調整奨励金	89	133	133	116	117	129	150	168	179	145	148	150	148	148
担い手に対する直接支払い(緑ガタ)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	101	102
F. G. その他の直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
米の生産額	2,936	3,047	2,629	2,424	2,260	2,140	2,032	1,970	2,087	2,061	1,916	1,783	1,769	1,755
米に対する移転額	2,568	2,480	2,107	2,090	2,044	1,964	1,842	1,690	1,849	1,701	1,625	1,420	1,293	1,233
A. 生産に基づく支払い	2,568	2,480	2,107	2,090	2,044	1,964	1,842	1,690	1,849	1,697	1,609	1,407	1,286	1,228
C. 作付・頭数に基づく直接支払い	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	16	12	7	5
生産に基づく支払いに占める米への支持	45.6	52.3	50.7	43.1	40.8	39.2	40.6	38.5	40.8	42.2	42.2	41.9	47.4	46.1

### 3.3 WTO 農業協定と日本の農業政策

1993 年末のウルグアイラウンド交渉の決着によって、日本の米政策は WTO 農業協定に対応することを迫られた。WTO 農業協定による農業政策の規律の三本柱は国境措置・国内助成・輸出補助金であるが、日本では輸出補助金の供与は行われていないため、国境措置と国内助成に関する改革が行われた。国境措置に関する改革としては、食糧法の制定によってミニマム・アクセス米（MA 米）の輸入義務を果たすための国家貿易制度が整備されたことが挙げられる。さらに、1999 年には MA 米の輸入義務数量を削減するための関税化が行われ、キロ当たり 351 円の第 2 次関税に基づく輸入自由化が行われた<sup>\*5</sup>。また、国内助成の削減義務を果たすために、従来の国境措置と流通規制を通じた価格支持から直接支払いの転換が行われた。米については 1998 年に始まった「稲作経営安定対策」や 2004 年に始まった「稲作所得基盤確保対策」「担い手経営安定対策」、さらに 2007 年に導入された「水田経営所得安定対策（品目横断的経営安定対策）」により、従来の生産刺激的で WTO 協定上「黄の政策」に分類された価格安定政策から「青の政策」「緑の政策」に分類される経営安定対策への転換が進んでいる。それでは、日本の農業政策は WTO 農業協定上どのように分類され、またどのように変化してきただろうか。以下では、1995 年から 2006 年まで WTO に通告されている国内助成合計量（Aggregate Measurement of Support, AMS）の内容を分析することにより、WTO 農業協定が日本の農業政策に与えた影響を検討する。

表 2.5 は 1995 年から 2006 年までの実際の通告文書を要約したものである。助成合計量の額は 1995 年から 1997 年までは削減義務の水準に近い値となっているが、1998 年以降は大きく減少している。これは、1998 年の「新しい米政策」によって国内流通米の全量管理が廃止されたため、米の内外価格差による価格支持が通告の対象から外れたことによるものである。これ以降では、AMS は削減義務の約束水準を大幅に下回っている。しかし、生産者支持推定量の推移を示す表 2.5 から分かったとおり、国境措置を通じた米の市場価格支持は継続している。このため、助成合計量の削減は農業保護水準が低下したことを意味するものとは必ずしも言えない<sup>\*6</sup>。また、1998 年以降に導入された稲作に対する経営安定対策は「生産調整を前提とする直接支払い」として「青の政策」に計上されることになった。最後に、緑の政策の総額も 1995 年の 3 兆 1690 億円から 2005 年には 1 兆 9163 億円へと約 60 %も減少している。これは、「一般サービス」、特に公共事業関係の予算が大きく減少したことによるものである。生産調整奨励金は 1995 年の最初の通告文書から「良好な水田環境の維持を目的とした助成」として緑の政策として通告されている。

<sup>\*5</sup> 現在の第 2 時間税はキロ当たり 341 円である。

<sup>\*6</sup> 米に関する国内助成の通告を廃止したことは WTO 農業協定違反ではないが（小林，2005），現行の農業協定の抜け穴をついたものとして海外の研究者から批判されている（例えば Hart and Beghin, 2006）。

表 2.5 日本政府による WTO への国内助成通告の内訳

緑の政策	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>合計</b>	3169.0	2818.1	2651.7	3001.6	2685.9	2595.3	2546.9	2275.2	2086.3	2094.2	1916.3	1802.4
(a) 一般サービス	2687.8	2323.5	2182.2	2594.2	2318.3	2165.7	2094.5	1743.3	1635.5	1652.3	1465.4	1373.8
(b) 食料安全保障のための公的備蓄	59.9	61.5	67.3	56.6	46.8	46.4	43.3	36.3	31.9	28.2	24.5	20.9
(c) 国内食料援助	28.1	27.0	26.4	13.8	9.3	5.4	5.3	4.8	2.5	2.5	3.2	2.5
(f) 自然災害に対する救済のための支払い	68.3	65.8	62.0	58.6	57.9	55.5	54.1	53.6	48.3	48.0	49.0	50.0
(g) 生産者の離農を通じた構造改善支援	117.6	98.4	90.7	84.9	85.4	88.3	97.6	162.7	158.1	156.5	155.8	156.0
(h) 生産資源の抑制を通じた構造改善支援	9.7	0.7	0.7	0.5	0.5	0.5	0.4	0.1	0.0	-	-	-
(i) 投資支援を通じた構造改善支援	116.9	107.9	89.5	77.4	54.3	55.2	42.4	31.2	23.5	22.8	19.9	7.4
(j) 環境プログラム	80.7	133.3	132.9	115.6	123.4	145.3	176.3	210.2	195.4	167.1	176.7	170.0
<b>(生産調整奨励金)</b>	<b>80.7</b>	<b>133.3</b>	<b>132.9</b>	<b>115.6</b>	<b>116.7</b>	<b>136.2</b>	<b>166.7</b>	<b>200.6</b>	<b>185.8</b>	<b>158.8</b>	<b>168.4</b>	<b>164.6</b>
(k) 地域支援プログラム	-	-	-	-	-	33.0	33.0	33.0	23.0	16.8	21.8	21.8
<b>青の政策</b>	-	-	-	50.2	92.7	92.7	91.1	86.5	68.2	67.8	65.3	70.1
<b>黄の政策</b>	3271.3	3125.8	2967.9	641.5	619.6	503.9	389.7	404.0	405.6	403.0	394.7	389.9
価格支持	<b>2580.7</b>	<b>2464.5</b>	<b>2315.3</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(米)	236.2	203.9	202.9	125.0	128.2	204.6	277.0	326.0	236.2	204.8	198.6	181.4
直接支払い	<b>100.8</b>	<b>93.0</b>	<b>82.2</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(米)	93.3%	93.9%	93.6%	83.7%	82.9%	71.1%	58.5%	55.3%	63.2%	66.3%	66.5%	68.3%
(総合助成合算に占める価格支持の割合)	36.6	37.3	36.1	75.5	32.6	31.7	32.1	43.6	35.0	41.1	41.3	37.6
デミニマス	-	-	-	<b>41.9</b>	-	-	-	-	-	<b>7.5</b>	<b>7.5</b>	<b>2.3</b>
(米)	<b>3507.5</b>	<b>3329.7</b>	<b>3170.8</b>	<b>766.5</b>	<b>747.8</b>	<b>708.5</b>	<b>666.7</b>	<b>730.0</b>	<b>641.8</b>	<b>607.8</b>	<b>593.3</b>	<b>571.2</b>
<b>助成合算</b>	<b>4800.6</b>	<b>4635.0</b>	<b>4469.5</b>	<b>4304.0</b>	<b>4138.4</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>	<b>3972.9</b>
譲許水準												

出典：日本政府による通告文書 (G/AG/N/JPN/21, 34, 47, 61, 72, 98, 108, 124, 129, 137) 単位：10 億円

次に、表 2.6 は助成合計量とデミニマスの内訳を示したものである。1998 年以降には米の価格支持と自主流通米奨励金が通告の対象から外れたことによって助成合計量の額が大きく減少している。2006 年の時点では、米に関連する貿易歪曲的な国内助成（助成合計量とデミニマスの合計）は、青の政策である稲作所得基盤確保対策（担い手経営安定対策）と、デミニマスとして助成合計量には含まれない集荷円滑化対策のみである。その他の品目では、麦流通の自由化にともない 2000 年以降の小麦と大麦の価格支持が通告対象から外れ、代わりに麦作経営安定対策が「黄の政策」に分類される直接支払いに計上された。また、加工原料乳に対する保証価格制度が廃止されたことによって 2001 年からは牛乳も価格支持の通告対象から外れている。牛肉や豚肉については政策の大きな変更は行われていないが、貿易自由化の影響により価格支持の額は徐々に減少している。

このように、米政策改革を中心とした国内農業政策の改革によって、日本の助成合計量は約束水準の約 4 兆円を大幅に下回る 5700 億円にまで低下した。このように、米政策改革は WTO 農業協定における生産刺激的な国内支持を削減するという観点からは成功したと言える。しかし、助成合計量の削減額の大半は農産物の法定価格を廃止することにより市場価格支持の通告を廃止したことによるものであり、農業保護水準の実質的な削減につながったとは言い難い。

## 第 4 節 要約

本章では、「農業調整問題」に関連する主要な統計である労働生産性と農業保護水準に関する統計の分析を行った。第 2 節の分析からは、農業の実質比較生産性が低下すると同時に農産物の相対価格が上昇し、結果的に名目比較生産性がおおむね一定に保たれたことが分かった。また、農業の労働生産性を土地生産性と土地労働比に分解した結果、1970 年代後半からは労働移動による土地労働比の上昇が続く一方で土地生産性はほぼ横ばいであることが明らかになった。第 3 節の分析からは、日本農業の名目保護率と生産者支持推定量は依然として高水準にあること、その大部分を米が占めていることが明らかになった。また、日本政府の WTO に対する国内助成合計量の通告文書の分析からは、米の法定価格を廃止することにより助成合計量は大きく減少したものの、農業保護水準の実質的な削減にはつながっていないことが分かった。

本章において分析されたデータは、「農業調整問題」が発生・進行していった過程に関する基礎統計を提供している。しかし、本章の議論だけでは労働生産性の相対的な低下がなぜ生じたのかは明らかではない。これについては、第 3 章において稲作部門の労働投入の調整過程をモデル分析することによって詳しく論じることとする。また、本章において検討した農業保護水準の推移は農産物の内外価格差に基づくものであり、農業保護政策以外にも様々な要因によって影響される。このため、第 4 章では米政策による農家への所得移転効果の分析を行い、またその背後にある政治経済学について検討する。さらに、第 5 章では農業部門の構造調整を妨げる原因の一つとされている農地問題に関する実証分析を行う。

表 2.6 助成合計量とデミニマスの内訳

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
小麦												
価格支持	55.3	59.6	69.3	68.2	69.3	2.8	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
直接支払い	-	-	-	-	-	75.0	81.5	84.9	102.8	94.7	94.6	92.6
合計	55.3	59.6	69.3	68.2	69.3	77.8	81.7	84.9	102.8	94.7	94.6	92.6
大麦												
価格支持	23.6	25.2	20.2	14.9	21.1	1.2	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0
直接支払い	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	10.2	10.5	10.8	14.0	11.1	10.0	11.1
合計	24.5	26.1	21.1	15.8	22.0	11.4	10.7	10.9	14.1	11.1	10.0	11.1
大豆												
価格支持	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
直接支払い	1.7	2.6	4.9	6.9	9.8	15.6	18.5	26.6	28.1	27.6	26.4	25.5
合計	1.7	2.6	4.9	6.9	9.8	15.6	18.5	26.6	28.1	27.6	26.4	25.5
砂糖												
価格支持	58.9	49.0	53.8	59.8	54.6	53.4	54.6	53.8	56.4	56.7	54.8	50.3
直接支払い	-	-	-	-	-	0.6	0.6	1.2	1.5	2.0	2.5	1.5
合計	58.9	49.0	53.8	59.8	54.6	54.0	55.2	55.0	57.9	58.7	57.3	51.8
でん粉												
価格支持	21.6	17.6	20.8	20.4	16.4	15.7	17.7	18.8	16.5	15.5	15.1	13.6
直接支払い	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合計	21.6	17.6	20.8	20.4	16.4	15.7	17.7	18.8	16.5	15.5	15.1	13.6
牛乳												
価格支持	114.4	115.1	110.1	107.3	105.8	95.9	-	-	-	-	-	-
直接支払い	37.4	38.2	39.5	40.6	36.4	34.5	36.0	53.6	30.8	26.9	26.9	28.5
合計	151.8	153.3	149.6	147.9	142.2	130.4	36.0	53.6	30.8	26.9	26.9	28.5
牛肉												
価格支持	122.9	103.0	92.6	90.4	87.7	80.3	67.3	78.7	74.0	74.6	72.9	72.6
直接支払い	83.5	68.0	73.7	75.1	80.4	67.1	126.1	147.4	57.8	41.1	37.1	21.4
合計	206.4	171.0	166.3	165.5	168.1	147.4	193.4	226.1	131.8	115.7	110.0	94.0
豚肉												
価格支持	312.8	291.8	285.8	280.5	264.7	254.6	249.7	252.6	258.6	256.2	251.9	253.4
直接支払い	10.5	-	-	-	-	-	2.5	-	-	0.3	-	-
合計	323.3	291.8	285.8	280.5	264.7	254.6	252.2	252.6	258.6	256.5	251.9	253.4
蛋												
価格支持	1.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
直接支払い	1.4	1.4	1.8	1.3	0.9	1.6	1.4	1.4	1.2	1.1	1.0	0.8
合計	2.5	1.4	1.8	1.3	0.9	1.6	1.4	1.4	1.2	1.1	1.0	0.8
米												
価格支持	2560.7	2464.5	2315.3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
直接支払い	100.8	93.0	82.2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合計	2661.5	2557.5	2397.5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
助成合計量	3507.5	3329.7	3170.8	766.3	747.8	708.5	686.7	730.0	641.8	607.8	593.3	571.2
<b>デミニマス</b>												
米	-	-	-	41.9	-	-	-	-	-	7.5	7.5	2.3
鶏卵	1.2	1.6	1.6	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.4	1.3	1.3	1.3
野菜	8.1	8.9	9.6	9.3	8.6	9.0	9.3	20.5	14.3	14.1	13.2	15
果物	2.6	0.9	0.5	0.4	0.3	0.3	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	0.0
農業保険	24.1	25.9	24.4	22.4	22.2	20.9	20.1	20.4	18.1	17	18.1	19
(合計)	36	37.3	36.1	75.5	32.6	31.7	32.1	43.6	35	41.1	41.3	37.6
助成合計量 ＋デミニマス	3543.5	3367.0	3206.9	841.8	780.4	740.2	698.8	773.6	676.8	648.9	634.6	608.8

出典：日本政府による通告文書 (G/AG/N/JPN/21, 34, 47, 61, 72, 98, 108, 124, 129, 137) 単位：10 億円

## 第3章

# 日本農業における過剰就業の 動学的調整過程

### 第1節 課題設定

本章は、特に高度成長期以降の日本の農業部門における「過剰就業 (over-occupation)」の発生メカニズムとその調整過程を考察する。本研究における過剰就業とは、基本的に大川 (1955) の定義に従う。つまり、「一つの産業における労働の限界生産力が、他の部門における労働の限界生産力にくらべて恒常的に低位にあるとき、その産業は過剰就業の状態にある (p85)」というものである<sup>\*1</sup>。

大川 (1955) が論じた過剰就業問題は、基本的に戦前から戦後直後の日本についてのものである。その後、日本経済は「転換点」に達し、これにより過剰就業は解消されたと捉えるのが一般的な理解である<sup>\*2</sup>。しかし、その後の日本農業が過剰就業、つまり労働の限界生産性が市場賃金を下回る状態に再び陥ったことは多くの研究によって指摘されている。例えば、石田 (1981) は 1963 年と 1970 年における『農家経済調査』の個票を用いてコブ・ダグラス型の生産関数を推計し、農業労働の限界生産性がパートタイム兼業賃金率を下回っていることを見出している。トランスログ利潤関数を推計した草苅 (1989) も、労働の限界生産性に階層間格差があること、特に 1976 年以降では小規模農家の労働の限界生産性が「農業臨時雇賃金」で計測される農村賃金を下回っていることを指摘している。新谷 (2005) は、農業部門の賃金率を労働生産性で除した「仮想労働生産弾性値」が 1970 年代以降に急上昇することから、1970 年代以降の日

---

<sup>\*1</sup> なお、現代の日本農業において「過剰就業」概念が持つ意味については泉田編 (2005) に含まれる論文によって詳細な議論が行われており、本研究の問題意識もその中の議論を踏まえたものとなっている。また、原 (2006) は泉田編 (2005) における議論をより詳しく展開している。

<sup>\*2</sup> 「転換点」とは、農業部門でも労働の限界生産性が市場賃金率に一致し、労働移動が各部門の限界生産性によって決定されるようになる点である。「転換点」の理論は南 (1970) により提示されたものである。南 (1970) は、日本は 1960 年を中心とする数年間で転換点を経験したとしている。ただし、大川 (1975) は 1964 年における農村内における労働生産性と農村賃金を比較し、経営規模の小さい農家については依然として労働生産性が農村賃金を下回る格差構造による過剰就業が持続しているとしている。日本農業がいつ転換点を迎えたかというのは興味深い問いであるが、本研究の主眼は現在の日本農業の労働生産性について論じることにあるため、転換点理論に対してこれ以上の言及は行わない。

本の農業部門が過剰就業の状況に逆戻りしたとしている<sup>\*3</sup>。戦前や戦後直後において過剰就業論が盛んになった背景の一つとしては農家の相対的貧困があったと考えられる。しかし、現在の日本農業では農家の平均所得は他産業での兼業収入によって勤労者家計の平均所得と大きな格差はない。むしろ、現在の日本における過剰就業問題の重要性は、日本農業が労働生産性を向上させて国際競争力を持つことが可能なのかという文脈の中にあるだろう。

では、現在の日本農業で過剰就業が発生しているのはなぜだろうか。ここでは、Schultz(1953) や大川(1955) などから始まる、過剰就業の発生メカニズムについての一連の議論を整理してみよう。

まず、「過剰就業」の概念の提唱者である大川(1955)の設定した枠組みによれば、過剰就業問題は「雇用機会の過小」によるものである。まず、農産物需要の弾力性の小ささから農業部門の経済成長率は工業部門に比べて有意に遅れ、この過程で農工間に賃金格差が発生する。仮に農業労働力が非農業部門へと移動するならば、この賃金格差はいずれは解消される。しかし、労働市場が不完全性であるために農工間の労働移動は十分に行われず、不均衡状態が長期に渡り持続するのである。また、雇用機会が制限される理由として、川野(2002)は「非農業部門の非完全競争的、あるいは独占競争的な企業」の存在を指摘している。現代の日本における過剰就業についても、何らかの雇用制限的なメカニズムによって引き起こされているとする仮説がまず考えうる。こうした主張は労働市場に非分離性が存在している場合のハウスホルドモデルの想定に近いものであり、日本農業については「農家主体均衡論」(中嶋, 1983)の中で実証的に論じられてきた。中嶋(1983)は、主体均衡が成立する条件として「労働市場もまた存在しない。すなわち農家は労働を売ることも買うこともなく、したがって賃金の受け取りも支払いもない。...したがって「家族労働時間」イコール「自家農業投入労働時間」である」ことを仮定している(pp.35-36)。主体均衡論に基づく日本農業の実証分析としてはKang and Maruyama(1992)およびSonoda and Maruyama(1999)がある。Kang and Maruyama(1992)は、農業労働の限界生産性が市場賃金を下回っている傾向を指摘し、労働投入に限界原理が成立する形での新古典派主義モデルは不適当であることを述べている。またSonoda and Maruyama(1999)は労働市場に非分離性を仮定しており、その理由としては「非農業部門では労働者の労働インセンティブを高めるために市場均衡賃金よりも高い賃金が支払われている」といういわゆる「効率賃金仮説」を提示している。

戦前における農業部門の過剰就業の発生メカニズムについては、大川(1955)が提示した仮説が広く受け入れられている。しかし、戦前や戦後直後と同様に、現在の日本において農業労働者は本当に雇用制限的な環境に置かれているのであろうか。二つの単純な統計的事実を考えてみよう。第一に、日本の農家は農外収入への依存度が非常に高い。例えば、2003年における全国の販売農家の農家所得依存度は14%、主業農家についても62%に過ぎない(農林水産省『農業経営統計調査』)。第二に、日本の農家は現実に労働投入量の調整を行っている。例えば、農林水産省『米及び麦の生産費調査』によって『東北』地

---

<sup>\*3</sup> 新谷(2005)の議論では、労働の限界生産性との比較対象として「農業臨時雇賃金」が用いられている。大川(1955)による過剰就業の定義にしたがえば、農業部門の労働の限界生産力は他部門における賃金率と比較するべきである。しかし、他産業の平均的な賃金水準には、農村部と都市部の賃金格差や他部門での労働に熟練することによる賃金上昇などの効果が含まれる。よって、本章の分析でも、新谷(2005)の議論と同様に、農業労働の農業労働の機会費用となる賃金率として「農業臨時雇賃金」の水準を用いる。なお、非農業部門の賃金率は「農業臨時雇賃金」を恒常的に上回るため、農業労働の限界生産性が農業臨時雇賃金を下回ることが大川(1955)の定義する「過剰就業」が存在することの十分条件となっている。

域の『1.0-1.5ha』階層を見ると、1970年には10aあたり130.2時間の労働投入が行われているのに対して、2003年には<sup>\*4</sup>10aあたり29.4時間にまで労働投入の調整が行われている。これらの事実は、農業が行われている地域でも一定の非農業雇用が存在していること、および農工間の労働移動が現実には発生していることを意味するものである。さらに、こうした労働移動が行われた背景には、稲作の機械化や土地基盤整備事業による圃場整備などの貢献だけでなく、非農業部門の賃金上昇に誘引された労働と資本の代替の進展も影響していると考えられる。このように考えると、労働市場に強い不完全性が存在するかどうかは議論の余地があるといえる。

大川(1955)の仮説と比較されるのは、Schultz(1953)による「農業問題」の概念であろう。Schultz(1953)は「低位就業 (underemployment)」という言葉によって「過剰就業」とほぼ同じ事態を扱っており、またその発生が農業部門の相対的な低成長に由来するという認識でも大川(1955)と一致する。Schultz(1953)の主張が大川(1955)と異なるのは、労働を含む生産資源の報酬率の低下は、生産資源が他産業へと移動することによって解決可能であるとした点にある。しかし、その適応作用はラグをもって行われるため、生産資源が最適水準に調整されるまでに時間がかかり、その過程で生産資源の摩擦的な過剰状態が発生するのである。速水(1986)は、先進国の農業問題は「農業という産業部門と他の部門とのあいだにおける資源配分調整の問題」、つまり「産業調整問題」の一形態であるとし、Schultzの「農業問題」を「農業調整問題」と呼び変えている。速水(1986)は産業調整の社会的費用を低下させるために行われる農業保護政策が生産要素の産業間再配置を阻害し、農業調整問題をさらに悪化させることを指摘している。

それでは、不均衡状態の調整にラグが発生するのはなぜであろうか。Gardner(1992)はSchultz(1953)から始まる農業問題に関する文献の詳細なサーベイを行い、調整の遅れにつながる二つの要因を指摘している。一つは、農業部門の人的資本が特殊であるため、人的資本への投資に固定性が生まれるというものである。もう一つは、労働の部門間の移動に調整費用 (adjustment costs) が発生するというものである。調整費用に直面した農家は、労働が過剰状態であることを知りながらも、調整を段階的に行うことによって「痛み」を抑える行動を取るのである。Schultz(1953)自身も、農業問題を解決するためには、労働市場の整備よりも金銭的・精神的な「移住費用」の軽減が重要であることを主張している。また、日本農業については、増井(1995)が調整費用の存在に着目した労働市場の研究を行っており、そこでは他産業で職を探すための費用、職を得るための職業訓練を受ける費用、新しい職を見つけるまでの逸失所得、また移住による精神的な費用などが調整費用の例として挙げられている。速水(1986)は、労働の部門間移動が遅れる原因として、農作業の熟練という人的資本が離農や他産業への就業によってその資本価値がゼロになってしまうことを挙げている。Honma and Hayami(1988)は、農工間の労働移動に不完全性が存在し、労働需要が部分調整プロセスによって調整されるモデルによって農業保護政策が労働の産業間移動に与える影響を分析している。

大川とSchultzの主張は、日米間で観察対象が異なっているにもかかわらず、労働市場に不均衡状態が存在するという認識では一致していると言える。両者の見解の相違は、不均衡状態に対して市場の調整機能がどこまで働くかという点にある。そして、市場の調整機能を認めるかどうかによって、過剰就業に対

---

<sup>\*4</sup> 1991年に高齢労働力の能力換算の廃止が行われているが、その影響はわずかなものである。

して全く異なる政策的含意が引き出される．農業労働が労働市場から完全に分離されているのであれば，政策的な米価の引き下げや農業の貿易自由化に対して農家は何の調整も行いうことができず，必然的に農業生産の減少と農村の窮乏化を引き起こす．原（2006）は生産要素市場に強い不完全性が存在することを前提とした上で，日本農業の特殊性を考慮した農政改革が必要であると主張する．これに対して，市場の調整機能を認めるのであれば過剰就業は解決可能な問題であり，議論は「いかにして調整費用を軽減させ，調整メカニズムを機能させるか」という点に集約されることになる．農地法や一律的な生産調整といった政策介入による歪みの撤廃を強く主張する速水（1986），本間（1994），奥野・本間（1998）などはこうした立場に立った政策論といえるだろう．

では，それぞれの仮説の妥当性をどのようにして判断すればいいのであろうか．一つの方法は，現在の農村部の労働市場がどのような環境にあるかを調査することである．しかし，そこで重要となる「雇用制限」や「調整費用」などは本質的に観察不可能な要素であり，統計的な事実からその存在を立証することは難しい．もう一つの方法は，どちらかの立場に立ってモデルを構築し，そのモデルに現実を説明する能力があるかを検証することである<sup>\*5</sup>．主体均衡論的なモデルによる説明は，Sonoda and Maruyama(1999)などにより既に行われている．本章は Schultz 流の考え方に立ち，市場の調整メカニズムが働く中でなぜ過剰就業状態が存続するのかを，調整費用の存在に着目することにより実証的に明らかにしよう．

## 第2節 モデルの定式化

### 2.1 過剰就業のモデル化

以上の議論を踏まえ，調整費用の存在を考慮したストック調整過程を記述するモデルを構築しよう．

Kuroda(1988)，草苅（1989）などによる生産関数分析では，労働投入を外生変数とした農家の生産関数を推計することにより労働のシャドー・プライスを計測することで労働投入水準の最適性を検証している．しかし，こうした研究では「静学的」なモデル，つまり投入財が每期ごとに限界原理が働く「可変要素」と，分析の枠外の論理で変動する「固定要素」に分類され，每期ごとの利潤最大化・費用最小化原理によって投入水準が決定されるモデルが用いられてきた．このような静学的なアプローチでは，不均衡状態がどのように発生し，またそれがなぜ解消されないのかという過剰就業の発生メカニズムについてはほとんど何の示唆も得られない<sup>\*6</sup>．

本章ではこのような静学的なアプローチに代わり，通常の生産関数分析を動学的に拡張したモデルを採用する．本章が用いるのは，Epstein(1981)によって定式化された「動学的双対性モデル (dynamic duality model)」である．このモデルは，ストックを徐々に最適水準に調整される準固定要素とみなし，調整費用を考慮した動学的な利潤最大化問題を解くことによりストックの調整過程を導くものである．これは農業に限らない一般的なストック調整のモデルとして定式化されたものである．Vasavada and

---

<sup>\*5</sup> ただし，同じ現象を異なるモデルが説明できる可能性はある．本章の目的は「過剰就業」に対する一つのアプローチを提案することにあり，他のアプローチを排除するためのものではない．

<sup>\*6</sup> 原（2006）は日本農業の生産関数分析について「何を外生変数とするかを決めれば，モデルが生み出してくれる解答は決まってしまう」ことを指摘している．

Chambers(1986) は、ストック調整の遅れの原因を調整費用の存在に求める点でこのモデルが農業問題の枠組みと整合的であることを指摘している。また、貿易自由化などの影響により労働や資本の過剰投入が発生することは農業部門で一般的な現象であり、その調整過程を考察する手段として農業経済学の分野で多くの研究がこのモデルを用いている。日本農業について同様の分析手法を適用した研究としては伊藤(1990)、阪本・草苅(2008)がある<sup>\*7</sup>。

また、本稿は労働だけでなく機械ストックの調整過程をも考察する。これは、機械の投入が最適水準から乖離している場合、労働は「資本不足による過剰就業」に陥っている可能性があるためである。機械ストックの過剰性については荏開津(1978)、神門(1988)、伊藤(1990)などの既存研究がある。このうち、荏開津(1978)や神門(1988)は生産関数・費用関数の推計によって機械ストックの過剰性について論じたものである。荏開津(1978)は、農家の期待インフレ率が年率15%程度であるときには、稲作農家の機械ストックは過剰であるとは言えないとの結論を得ている。また、神門(1988)は農機具の限界利潤が負になっていることをもって機械ストックが過剰である結論づけている。しかし、伊藤(1990)が指摘するように、ストックの過剰性について分析するためには、ストックとフローの意志決定を同時に決定するような動学モデルが必要である。本稿は、伊藤(1990)と同様に動学モデルに基づいて分析を行うだけでなく、機械と労働のストック調整過程が同一の調整メカニズムに従うものとみなし、統一された枠組みによって分析を行う。また、農地面積は、本章の設定する利潤最大化原理の枠外の要因によって変動する外生変数とみなす。これは、農地移動は転用期待による資産的保有などの影響によって農業部門の収益最大化という枠組みから大きく逸脱しており、このモデルでその変動を分析することは不可能であると考えためである<sup>\*8</sup>。

## 2.2 基本モデルの設定

以上の前提を踏まえ、以下の(3.1)式のような動学最適化問題を考える<sup>\*9</sup>。

$$J(K, p, w) = \max_I \int_0^{\infty} e^{-rt} [F(Z, K, I, A) - wZ - p'K] dt \quad (3.1)$$

$$\text{subject to } \dot{K} = I - \delta K, K(0) = K_0 > 0$$

$t$  は時間を表す。  $K$  は準固定要素である機械 ( $K_1$ )、労働 ( $K_2$ ) を表すベクトルであり、  $\dot{K}$  はその変化量、  $I$  はその粗投資を表す。  $\delta = \text{diag}(\delta_1, \delta_2)$  はそれぞれ機械・労働の減耗率を表す。なお、労働をストックとみなした場合、「純投資」とは他部門からの労働の流入(流出)量を、「減耗」とは高齢化による退職などの労

<sup>\*7</sup> 農業経済学の分野における実証研究のサーベイとしては Mundlak(2001) が有用である。

<sup>\*8</sup> なお、農地を外生変数とするならば、生産調整の影響を考慮する必要はない。改正食糧法以前の生産調整は、大まかに言って、生産量ではなく稲の作付面積を統制してその面積に応じて補助金を支給する政策であるといえる。このため、「外生的に変動する農地を所与として減反補助金を除いた収益を最大化する」というのが農家の行動基準であると考えてよい。

<sup>\*9</sup> 以下、ベクトルの記法などの表記は Intriligator(1971) に従う。また、  $J$  と  $F$  の間の積分可能性の証明など、モデルの詳細な説明は Epstein(1981) を参照のこと。なお、(3.1) 式中に資本の調達価格  $q$  と投資  $I$  を加えても、 $\int e^{-rt} q' I dt = \int e^{-rt} q' (\dot{K} + \delta K) dt = \int e^{-rt} q' (r + \delta) K dt$  より  $p = (r + \delta)q$  とすれば結局は (3.1) 式と同じ式になる。

働の自然減を表す。Z は可変要素を表すが、分析を容易にするために全ての可変要素を集計した「経常財」を表すものとする。w は可変要素の価格  $\hat{w}$  を、 $p = (p_1, p_2)'$  は準固定要素のレンタル価格  $\hat{p} = (\hat{p}_1, \hat{p}_2)'$  をそれぞれ生産物価格で基準化したものを表す。A は農地面積を表し、ここでは外生的に変動する要素であるとみなす。 $y = F(K, Z, I, A)$  は単一の生産物を生む生産関数を、 $\pi^* = F(K, Z, I, A) - wZ - p'K$  は生産物価格で基準化された短期の利潤関数を表す。r は割引因子であり、分析期間において一定とする。

ここで、生産関数 F について、通常の仮定のほかに、I に関して  $I > 0$  の時には  $F_I < 0$ 、 $I < 0$  の時には  $F_I > 0$  であり、また I について凹関数であると仮定する。これらの仮定の意味は、I についての調整費用関数 を以下のように定義すれば明らかになる。

$$C(I) \equiv F(K, 0) - F(K, I) \approx -F_I \cdot I \quad (3.2)$$

$C(I)$  は、I の正負にかかわらず正になり、また F が I について凹関数であることから、 $C(I)$  は I について凸関数となる。つまり、これは投資によって生産量の減少という形で内部的な調整費用が発生することを表している。また、 $C(I) = 0 \iff F_I = 0$  の場合には、(3.1) 式の被積分関数は I と無関係になるため、(3.1) 式は每期ごとにストックを最適水準にまで調整する静学的な利潤最大化問題に等しくなる。

(3.1) 式のような動学最適化問題を解く手法としては、Euler 方程式を用いる手法と Bellman 方程式を用いる手法の二種類が主に用いられてきた。Euler 方程式を用いる方法は、Lucas(1967)、Treadway(1971) などにより提案されたものである。しかし、この手法で 2 つ以上の準固定要素を扱う場合、調整が要素間で独立に行われることを仮定しない限り分析ができないことが明らかになっている。一方で、Bellman 方程式を用いる手法は、利潤最大化モデルについては Epstein(1981)、費用最小化モデルについては Epstein and Denny(1983) によって提案された。本章は後者の手法を利用し、最適性の原理から導かれた Bellman 方程式に包絡線定理を用いた式から元の J のパラメーターを推計するという手順を取る。

このモデルの解は農家が価格について持つ期待によっても影響されるが、まずはベンチマークとして価格についての静態的期待を仮定する。すなわち、農家は現在の価格が将来も続くと考えて投資経路を決定するが、価格が変化した次期には自らの期待を訂正し、それに合わせて投資経路を設定しなおす、という行動様式を想定する。ただし、農家は投入物価格については生産決定を行う際に知ることができるが、生産物価格は生産が終了するまで知ることができないため、1 期前の価格について静態的期待を持つものとする。

(3.1) 式に最適性の原理を適用することにより以下の Bellman 方程式が導かれる。

$$rJ = \max_I [F(Z, K, I, A) - wZ - p'K + J_K(I - \delta K)] \quad (3.3)$$

さらに、この問題の逆から最適な生産経路  $F^*$  は以下の (3.4) 式のようになる。

$$F^*(Z, K, I, A) = \min_{p, w} [rJ + wZ + p'K - J_K(I - \delta K)] \quad (3.4)$$

また、(3.3) 式に p, w について包絡線定理を適用して、以下の (3.5)(3.6) 式を得る。

$$\begin{aligned} rJ'_p &= -K + J_{pK}(I^* - \delta K) \\ \Longleftrightarrow \dot{K}^* &= J_{pK}^{-1}(rJ'_p + K) \end{aligned} \quad (3.5)$$

$$Z^* = -rJ_w + J_{wK}\dot{K}^* \quad (3.6)$$

次に、(3.4) 式に  $K, I$  について包絡線定理を適用して、以下の (3.7)(3.8) 式を得る。

$$F_I^* = -J_K \quad (3.7)$$

$$F_K^* = (r + \delta)J'_K + p - J_{KK}\dot{K} \quad (3.8)$$

Epstein(1981) は、 $F$  が前述の仮定を満たすならば、 $J$  は以下の 3 つの性質を持つことを示した。1. は  $J_K$  と双対的な関係にある  $F_I$  の性質に対応しており、また 3. は (3.4) 式が最小値を持つことの 2 階の条件に対応している

1.  $I > 0$  の時には  $J_K > 0$ 、 $I < 0$  の時には  $J_K < 0$  である
2.  $J$  は  $p, w$  について減少関数である
3.  $J_K$  が  $p$  について線形であるとして<sup>\*10</sup>、 $J$  が  $p, w$  について凸関数である

Epstein(1981) の最大の貢献は、 $J$  が 1. - 3. の性質を満たしているのであれば積分可能性の条件が満たされるため、 $J$  のパラメーターから最初に仮定した性質を持つ生産関数  $F$  を導出することができることを証明したことである。このため、 $F$  や  $\pi^*$  ではなく  $J$  のパラメーターを推計し、 $J$  が理論的に満たすべき条件の検定を行うというのがこの手法の特徴である。これは、双対理論を用いた静学的な生産関数分析において、生産関数を推計するために双対関係にある利潤関数や費用関数を推計することと類似的である。

ここで、 $J$  を以下のように特定化する。

$$J = a_0 + (a'_K, a'_p, a_w, a_A) \begin{pmatrix} K \\ p \\ w \\ A \end{pmatrix} + (1/2)(K', p', w, A) \begin{pmatrix} A_{KK} & A_{Kp}^{-1} & A_{Kw} & A_{KA} \\ A_{pK}^{-1} & A_{pp} & A_{pw} & A_{pA} \\ A_{wK} & A_{wp} & A_{ww} & A_{wA} \\ A_{AK} & A_{Ap} & A_{Aw} & A_{AA} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} K \\ p \\ w \\ A \end{pmatrix} \quad (3.9)$$

ただし、 $A_{XY}$  は次数が (X の要素)  $\times$  (Y の要素) である行列であり、 $A'_{ij} = A_{ji}$ 、 $A'_{ii} = A_{ii}$  である。 $J$  をこのように特定化した場合、(3.4)(3.5)(3.6) 式は以下になる。

$$\begin{aligned} \dot{K}^* &= J_{pK}^{-1}(rJ'_p + K) \\ &= A_{pK}[r(a_p + A_{pp}p + A_{pK}^{-1}K + A_{pw}w + A_{pA}A) + K] \\ &= (rE + A_{pK})K + rA_{pK}(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A) \end{aligned} \quad (3.10)$$

---

<sup>\*10</sup> この条件が満たされない場合には、 $J$  の 3 階の条件が必要となる。後に行う  $J$  の特定化はこの条件を満たしている。

$$\begin{aligned}
Z^* &= -rJ_w + J_{wK}\dot{K} \\
&= -r(a_w + A_{ww}w + A_{wp}p + A_{wK}K + A_{wA}A) + A_{wK}\dot{K}
\end{aligned} \tag{3.11}$$

$$\begin{aligned}
y &= rJ + wZ^* + p'K - J_K\dot{K}^* \\
&= rJ + w(-rJ_w + J_{wK}\dot{K}) + p'(J_{pK}\dot{K} - rJ'_p) - J_K\dot{K} \\
&= r(J - J_w w - J_p p) - (J_K - wJ_{wK} - p'J_{pK})\dot{K} \\
&= r[a_0 + a'_K K + a_A A + (1/2)(K' A_{KK} K + A^2 A_{AA} - p' A_{pp} p - w^2 A_{ww}) \\
&\quad + (K' A_{KA} A - p' A_{pw} w)] - (a'_K + K' A_{KK} + A A_{AK})\dot{K}
\end{aligned} \tag{3.12}$$

### 2.3 モデルの直感的な理解

以上の数式展開は機械的なものではなく、直感的な理解をすることが可能なものとなっている。

まず、(3.3) 式の  $F(Z, K, I, A) - wZ - p'K + J_K(I - \delta K)$  という項は、 $J_K = -F_I$  が仮定より投資の調整費用を表すものであるため、短期の利潤から調整費用を除いた額を表すものとみなすことができる。そして、これが  $rJ$  に等しいということは「毎期の利潤を一定の割引因子で割り引いて合計したものは、短期の利潤から調整費用を引いたものを割引因子で除したものと等しくなる」という解釈が可能である (Howard and Shumway, 1986)。

また、 $J$  が  $p$  について凸関数であるためには、 $J_{pp} = A_{pp}$  の対角成分が正であることが必要である。これは、 $A_{pK}$  の対角成分が負であることを考えれば、ストックの調整過程を表す (3.10) 式において投入要素の価格が下落（上昇）すればその投入要素の変化は正（負）になることを表している。また、 $A_{pp}$  の非対角成分が負であることは、ある投入要素の価格が下落（上昇）した場合、他の投入要素の変動が負（正）になることを表している。これは、賃金水準の変動と労働移動の相関関係を見る研究にミクロ的基礎付けを与えるものである<sup>\*11</sup>。

また、(3.10) 式は以下のように書き換えることができる。

$$\dot{K} = M(K - \bar{K}) \tag{3.13}$$

ただし、 $M$  は調整行列、 $\bar{K}$  は長期の定常的なストック量を表し、

$$M = (rE + A_{pK}) \tag{3.14}$$

$$\bar{K} = -(rE + A_{pK})^{-1} r A_{pK} (a_p + A_{pp} p + A_{pw} w + A_{pA} A) \tag{3.15}$$

(3.13) 式は一般的に「分布ラグモデル」と呼ばれる形をしており、「ストック水準  $K$  と最適水準  $\bar{K}$  の格差のうちの一部が調整行列  $M$  によって補正される」という直感的に理解しやすい調整過程を表してい

<sup>\*11</sup> ただし、ストックの調整過程の間で相関関係がある場合には、 $J$  が  $p$  について凸関数であることの意味は曖昧になる。

る<sup>\*12</sup>．こうした形で資本の調整過程を考察する研究には Nadiri and Prucha(1969) など多くの例があるが、それらに対してはミクロ的な基礎付けが欠落しているとの批判が行われている (Lucas, 1967)．これに対して、本研究が用いたモデルでは、恣意的な仮定を置かず、動学最適化問題の解として (13) 式が導かれることが特徴である<sup>\*13</sup>．

推計式を (3.13) 式の形に置き換えることにより、ストックの調整過程に関して様々な情報が得られる．まず、調整行列  $M$  の成分を見ることにより、投入要素にどれくらいの固定性が存在するかを推定することができる．例えば、調整行列  $M$  が  $-E$  となっている場合には、ストックの定常水準との乖離は每期ごとに完全に調整されていること、つまり全ての投入要素に限界原理が成立していることが分かる．逆に、 $M$  の対角成分が 0 に近い場合には、対応する投入要素に強い固定性が存在していることになる．また、現実の  $K$  と  $\bar{K}$  を比較することにより、要素の投入水準の最適性を判断することができる．例えば、労働 ( $K_2$ ) について  $K_2 > \bar{K}_2$  となっていれば、それは過剰就業状態を意味している．このようにして、労働のシャドー・プライスを計測するよりも直截的な形で過剰就業状態かどうかを判断することができる．

## 2.4 技術進歩の導入

以下、理論に沿った形で推計にタイムトレンドを含めることにより、技術進歩がストック調整に与える影響を考察する<sup>\*14</sup>．これは、要素偏向的な技術進歩がストックの調整過程に大きな影響を与えている可能性があるためである (Kuroda, 1987)．

本章では、農家は技術水準について静態的仮定を持っていることを仮定する．つまり、農家は現在の技術水準が将来にわたって続くと考えて投資経路を設定し、技術進歩が起きた次期には期待を設定しなめずと考える．その上で、本章は Taylor and Monson(1985) や Vasavada and Chambers(1986) で用いられている形の特定化によって技術進歩の影響を測ることにする．ただし、異なる経営規模間で同一の速度で技術進歩が発生することを想定するならば、技術進歩を単位面積当たりで測るほうが妥当であろう．そこで、(3.10)-(3.12) 式を以下の (3.16)-(3.18) 式のように書き換える．

$$\dot{K}^* = (rE + A_{pK})K + rA_{pK}(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A) + \tau_K SA \quad (3.16)$$

$$Z^* = -r(a_w + A_{ww}w + A_{wp}p + A_{wA}A) + A_{wK}\dot{K} + \tau_Z SA \quad (3.17)$$

$$y = r[a_0 + a'_K K + a_A A + (1/2)(K' A_{KK} K + A^2 A_{AA} - p' A_{pp} p - w^2 A_{ww}) + (K' A_{KA} A - p' A_{pw} w)] - (a'_K + K' A_{KK} + A A_{AK})\dot{K} + \tau_y SA \quad (3.18)$$

ただし、 $S$  はタイムトレンド、 $A$  は作付面積を表す．各式を  $A$  で割れば  $\tau$  は農地面積あたりの技術

<sup>\*12</sup> 最適水準  $\bar{K}$  は毎期の外生変数の変動に対応して変化するため、(3.13) 式は  $K$  が一定の水準へと収斂していくことを意味するものではない．

<sup>\*13</sup> なお、一般の  $J$  に対して上記の手順で導かれた要素需要関数の式が (3.13) 式のように記述できる条件は、 $J_{pK}$  が定数行列であることである (Epstein, 1981)．

<sup>\*14</sup> このモデルの推計式にこのような形でタイムトレンドを入れることの妥当性については、Larson(1989) のコメントと、それに対する Vasavada and Chambers(1989) の応答を参照のこと．

進歩を表すものとなっている．このような推計式を得るためには，(3.9) 式で表される  $J$  について  $a_0$  を  $a_0 + r^{-1}\tau_y SA$  に， $a_p$  を  $a_p + r^{-1}A_{pK}^{-1}\tau_p SA$  に， $a_w$  を  $a_w + r^{-1}\tau_w SA$  にすればよい．

## 2.5 非静態的な価格期待の導入

さらに，非静態的な価格期待を仮定したときの推計値を考察することにより，価格期待がストック調整に与える影響を考慮する．後述する図 3.1 から分かるように，賃金の生産物価格に対する相対価格には明らかな上昇傾向が見られる．こうした状況では，農家は現在の価格水準のみならず，将来の価格変化を見越した投資行動を行うものと考えられる．ただし，動学的双対性モデルの実証研究で扱われてきた価格期待は単純な形のものに留まっている．本章の想定する非静態的な価格期待の形は Epstein and Denny(1983)，Luh and Stefanou(1996) で採用されている物と基本的に同じである．ただし，Epstein and Denny(1983) のモデルは生産量を外生変数とした動学的な費用最小化問題を想定するものであるのに対して，本章は Luh and Stefanou(1996) と同様に利潤最大化問題のモデルを想定している<sup>\*15</sup>．

以下のような価格期待を想定する．

$$\dot{p} = c_p + B_p p \quad (3.19)$$

ただし， $c_p$  は定数のベクトル， $B_p$  は非対角成分がゼロである行列である．つまり，ある財の価格期待は異なる財の価格に対する期待からは影響を受けないことを仮定する．

この時，(3.3)(3.4) 式は以下ようになる．

$$rJ = \max_I [F(Z, K, I, A) - wZ - p'K + J_K(I - \delta K) + J_p(c_p + B_p p)] \quad (3.20)$$

$$F^*(Z, K, I, A) = \min_{p, w} [rJ + wZ + p'K - J_K(I - \delta K) - J_p(c_p + B_p p)] \quad (3.21)$$

ここで，(3.21) 式の価格最小化問題が解を持つためには， $J$  が  $w$  について凸関数であることに加えて， $rJ - J_p(c_p + B_p p)$  が  $p$  について凸関数である必要がある．これは， $A_{ww}$  が正であり，かつ  $A_{pp}(rE - B_p)$  が正値定符号行列であることと同値である．

また，(3.19) 式に  $p$  について包絡線定理を適用して，以下の式を得る．

$$rJ'_p = -K + J_{pK}(I^* - \delta K) + J_{pp}(c_p + B_p p) + B_p J'_p \quad (3.22)$$

これにより，(3.10)-(3.12) 式は以下のように書き換えられる．

---

<sup>\*15</sup> Thijssen(1996) は動学的な生産関数分析に合理的期待を組み込んだ分析を行っているが，これは準固定要素を一つとして Euler 方程式を利用するモデルに基づくものである．また，Pietola and Myers(2000) は，費用最小化問題に生産量や価格の不確実性の影響を組み込んだモデルを考察しているが，本章では不確実性の影響については考慮しない．これは，図 3.1 などからも価格の不確実性はそれ程に大きくないと判断できること，および生産量の不確実性を利潤最大化モデルの中に組み入れるのが困難であることによる．

$$\begin{aligned}
\dot{K}^* &= J_{pK}^{-1}(rJ'_p + K - J_{pp}(c_p + B_pp) - B_pJ'_p) \\
&= (rE + A_{pK} - A_{pK}B_pA_{pK}^{-1})K + A_{pK}[r(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A) \\
&\quad - A_{pp}(c_p + B_pp) - B_p(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A)] \\
&= M(K - \bar{K})
\end{aligned} \tag{3.23}$$

$$Z^* = -rJ_w + J_{wK}\dot{K} + J_{wp}(c_p + B_pp) \tag{3.24}$$

$$\begin{aligned}
y &= rJ + wZ^* + p'K - J_K\dot{K}^* - J_p(c_p + B_pp) \\
&= r(J - J_w w - J_pp) - (J_K - wJ_{wK} - p'J_{pK})\dot{K} \\
&\quad + wJ_{wp}(c_p + B_pp) + p'J_{pp}(c_p + B_pp) - J_p c_p
\end{aligned} \tag{3.25}$$

ただし

$$M = (rE + A_{pK} - A_{pK}B_pA_{pK}^{-1}) \tag{3.26}$$

$$\begin{aligned}
\bar{K} &= -(rE + A_{pK} - A_{pK}B_pA_{pK}^{-1})^{-1}A_{pK}[r(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A) \\
&\quad - A_{pp}(c_p + B_pp) - B_p(a_p + A_{pp}p + A_{pw}w + A_{pA}A)]
\end{aligned} \tag{3.27}$$

以上の推計式は，以上の式の  $c_p$  および  $B_p$  をゼロとすれば静態的期待を仮定する場合と同じものになる<sup>\*16</sup>。

### 第 3 節 データについて

本章では，荏開津 (1978) や草薊 (1989) などの既存研究を参考にして，農林水産省『米及び麦類の生産費』から規模別の平均的な農業経営についての擬似的なパネルデータを作成した<sup>\*17</sup>。

昭和 46 年度に減価償却費の評価方法が変更されているため，利用可能なデータは 1971 年から 2003 年までである。また，分析する地域には『東北』『北陸』農区を選び，『0.5-1.0ha』『1.0-1.5ha』『1.5-2.0ha』『2.0-2.5ha』『2.5-3.0ha』『3.0ha 以上』の 6 階層の『販売農家』についてのデータを用いた。ただし，『北陸』の 1981 年の『2.5-3.0ha』規模はサンプル数の不足からデータが欠落している。各期の分析には 2 期前までの価格データが必要になることを考えれば，サンプル数は 31 (年) × 6 (規模) × 2 (農区) - 2 (欠落) = 370 である。

生産量は『生産費調査』の『10a あたりの主産物収量』のデータを，米価は『60kg 当たり収益』のデータを用いた。農地面積には階層別の『作付地面積』のデータを用いた。機械ストックには自己保有分のみ

<sup>\*16</sup> 実際の推計の際には，先ほどと同様に技術進歩を表す項を導入した。この場合には， $a_0$  を  $a_0 + r^{-1}\tau_y SA$  に， $a_p$  を  $a_p + [(rE - B_p)^{-1}A_{pK}^{-1}\tau_p SA]$  に， $a_w$  を  $a_w + r^{-1}\tau_w SA$  にすればよい。

<sup>\*17</sup> なお，データに関する詳細な議論は付録 B に掲載した。

を考慮に入れ、『賃借料及び料金』に含まれる機械のレンタル分は経常財に含めた．自己保有ストック額の代理変数としては農機具の減価償却費を用いた．機械のレンタル価格は、「機械のレンタル価格＝（実質利子率＋減価償却率）×機械の購入価格」，つまり売買価格の定数倍であるという関係が成立することを利用して、『農業物価統計調査』の『大農具』の価格指数を用いた．労働のストック量は、『生産費調査』の『10a あたりの直接労働時間』のデータを利用した．女性の労働時間は 0.8 倍して評価している．賃金データは、『東北』・『北陸』に共通して『農業臨時雇賃金』を利用した．経常財の使用額には，生産費調査における『物財費・種苗費・肥料費・農業薬剤費・光熱動力費・その他材料費・賃借料及び料金』を含め，『農村物価統計調査』の各費用項目の価格指数をそれぞれの費用シェアで加重平均することにより経常財の価格指数を作成した．分析期間における日本銀行『貸出約定平均金利』を『国内企業物価指数』でデフレートした実質利子率を算出し，そのおよその平均である 4 % を割引因子として利用した．

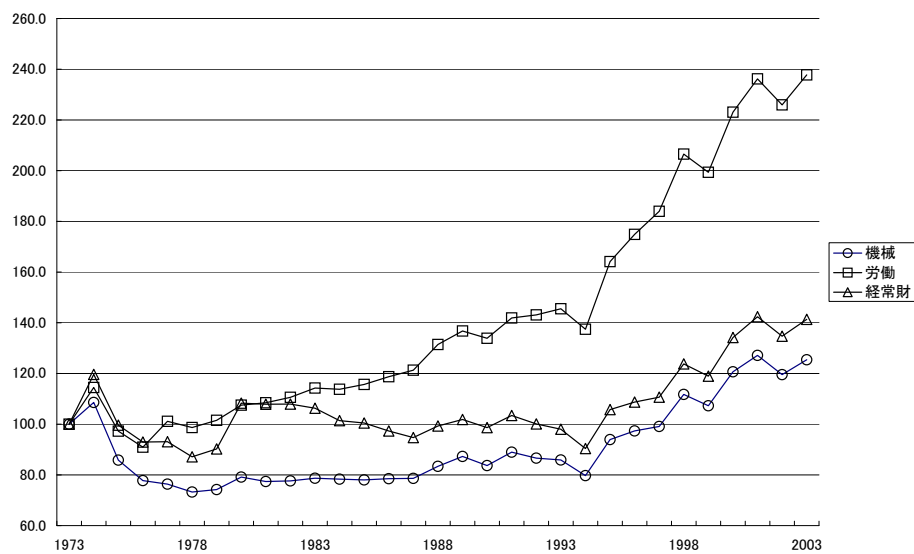


図 3.1 生産物価格で基準化した価格指数の推移（『東北』農区の『1.0-1.5ha』階層）

以上の手順によって得られた，ストックのレンタル価格と経常財の価格を 1 期前の生産物価格で割った価格の推移を，1973 年をそれぞれ 100 として図 3.1 に示す．ただし，価格指数は『東北』農区の『1.0-1.5ha』についてのものである．この図から，機械と労働のレンタル価格は傾向的に上昇していること，特に賃金が他の投入物に比べて相対的に大きく上昇していることが分かる．これは，食料需要の弾力性の小ささに由来する米価の下落と，非農業部門における経済成長による賃金率の上昇を反映したものであり，Schultz(1953) が論じる通り先進国段階の経済で一般的な現象である．

## 第 4 節 推計結果とその解釈

### 4.1 推計されたパラメーター

推計は、価格のデータから (3.19) 式を推計することにより価格期待のパラメーターを求めた後に、機械・労働についての 2 本の (3.23) 式と (3.24)(3.25) 式の合計 4 本の式を同時推計することによって行った<sup>\*18</sup>。

パラメーターの推計結果は付録 A の表 3.5，表 3.6 に示した<sup>\*19</sup>。Mundlak(2001) は、大半の動学的双対性モデルの実証研究で推計結果の有意性が低いことを指摘しているが、それに比べると本章の推計結果の有意水準は高いものとなっている。特に、ストック調整過程を表す (3.23) 式についてのパラメーターの大半が有意になっており、また有意でないパラメーターはゼロであっても理論的には問題ないものに限られている。中でも、 $A_{pp}$  の成分について有意な値を得ることができたのは、ストック調整と価格変動の間に相関関係が存在していることを示すものである。また、推計式の  $R^2$  は、機械について 0.90，労働について 0.98，経常財について 0.68，生産量について 0.98 であったが、これも他の既存研究に比べて高い値である。

### 4.2 パラメーターの検定

次に、J が満たすべき価格に関する条件についての検定を行う。まず、J は  $p$ ， $w$  について減少関数であることが必要であるが、推計されたパラメーターから  $J_p$ ， $J_w$  を計算したところ、機械と経常財の価格については全ての観測値で負であり、また賃金についても観測値のうち 342/370(92 %) が負であった。このため、J は価格について減少関数であると判断することができる。また、J の二階の条件が満たされるためには、 $p$  については  $A_{pp}(rE - B_p)$  が正値定符号であり、かつ  $w$  については  $A_{ww}$  が正であれば良い。 $p$  については、 $A_{pp}(rE - B_p)$  の対角成分は有意に正であり、また  $|A_{pp}(rE - B_p)|$  も有意に正であった<sup>\*20</sup>。また、 $A_{ww}$  は、表 3.6 の通り有意ではないものの正であった。以上のことから、J の価格についての性質はおおむね満たされていると考えることができる。

次に、機械について常に  $I > 0$ ，労働について常に  $I < 0$  として  $J_K$  の符号に関する検定を試みたが、ほとんどの観測値で理論的な符号条件と逆の値となっていた。ただし、この検定値の算出には、有意でない (3.25) 式のパラメーターが用いられている。このため、この結果が現実とモデルとの矛盾を示すものなのか、もしくはパラメーターの有意性の低さによるものなのかは不明である。本章は、(3.25) 式の推計結果の有意水準が低いことが  $J_K$  の符号条件が満たされないことの理由であると考え、以下の議論を進め

<sup>\*18</sup> 離散的な価格のデータから (3.19) 式のパラメーターを算出する方法は Epstein and Denny(1983) を参照のこと。また、推計に当たっては  $\dot{K} \approx K_t - K_{t-1}$  という近似を行った。

<sup>\*19</sup> 本章の推計結果の解釈に当たっては、分析に有意性の低いパラメーターが含まれているため、分析値の絶対的な水準にはそれほど意味がないことを強調しておきたい。後述する弾力性やストックの最適水準についても、規模間や年代間でどのような傾向が見られるか程度の解釈にとどめるべきであろう。

<sup>\*20</sup> 以下、特に言及がない限り 5 % 基準で検定を行っている。

る<sup>\*21</sup>．ストックの調整過程に直接に関係するのは (3.23) 式のパラメーターであるため，この想定は以下の解釈に影響を与えない．

### 4.3 弾力性の計算結果

表 3.6 に示したパラメーターの値自体は意味を持たないため，ここから価格弾力性を計算することで推計値の大きさが妥当なものであるかを検討しよう．推計結果からは，短期の弾力性だけでなく，価格の変化が最適水準に与える影響を示す長期の弾力性を  $\bar{K}$  の式から計算することができる．それぞれの弾力性の値は表 3.1，3.2 に示した．ただし， $\epsilon_{ij}$  は  $K_i$  の  $p_j$  についての弾力性を表す．値の大きさはほぼ妥当なものであり，既存の生産関数分析の結果と大きな乖離はない．また，短期よりも長期の方が弾力性が大きくなるというル・シェトリエ原理も満たされている．自己価格弾力性が負であり，交叉価格弾力性が正であるということも理論と整合的である．

表 3.1 短期の自己・交叉価格弾力性（1999 - 2003 年の平均）

東北	$\epsilon_{11}$	$\epsilon_{22}$	$\epsilon_{21}$	$\epsilon_{12}$	北陸	$\epsilon_{11}$	$\epsilon_{22}$	$\epsilon_{21}$	$\epsilon_{12}$
0.5-1.0ha	-1.592	-1.836	0.916	1.198	0.5-1.0ha	-1.701	-1.654	0.825	1.278
1.0-1.5ha	-1.286	-1.276	0.636	0.967	1.0-1.5ha	-0.998	-1.222	0.609	0.751
1.5-2.0ha	-0.865	-0.997	0.497	0.651	1.5-2.0ha	-0.680	-0.928	0.463	0.510
2.0-2.5ha	-0.676	-0.827	0.412	0.508	2.0-2.5ha	-0.433	-0.848	0.423	0.325
2.5-3.0ha	-0.587	-0.723	0.361	0.441	2.5-3.0ha	-0.562	-0.762	0.380	0.421
3.0ha-	-0.443	-0.464	0.231	0.333	3.0ha-	-0.471	-0.426	0.212	0.354

表 3.2 長期の自己・交叉価格弾力性（1999 - 2003 年の平均）

東北	$\epsilon_{11}$	$\epsilon_{22}$	$\epsilon_{21}$	$\epsilon_{12}$	北陸	$\epsilon_{11}$	$\epsilon_{22}$	$\epsilon_{21}$	$\epsilon_{12}$
0.5-1.0ha	-7.405	-12.938	7.674	5.804	0.5-1.0ha	-7.914	-11.656	6.915	6.195
1.0-1.5ha	-5.980	-8.988	5.330	4.689	1.0-1.5ha	-4.644	-8.608	5.106	3.642
1.5-2.0ha	-4.025	-7.022	4.164	3.154	1.5-2.0ha	-3.161	-6.537	3.879	2.472
2.0-2.5ha	-3.145	-5.825	3.455	2.462	2.0-2.5ha	-2.013	-5.975	3.545	1.576
2.5-3.0ha	-2.732	-5.094	3.022	2.139	2.5-3.0ha	-2.612	-5.367	3.184	2.043
3.0ha-	-2.060	-3.271	1.940	1.615	3.0ha-	-2.191	-2.998	1.780	1.716

<sup>\*21</sup> 既存研究の大半がこの検定の結果を報告していないことも， $J_K$  について理論と適合する値を得ることが困難であることを示唆している．

#### 4.4 調整行列の検討

理論的な条件が確認できたため、以下では (3.23) 式を「分布ラグモデル」を表す  $\dot{K} = M(K - \bar{K})$  の形に置き換えることにより調整過程に関する検討を行う。調整行列  $M$  の推計値は表 3.3 の通りである。ただし、 $M(i,j)$  という表記は行列  $M$  の  $(i,j)$  成分を表す。

表 3.3 調整行列の推定値					
	推計値	t 値		推計値	t 値
$M(1,1)$	-0.222	-6.651	$M(1,2)$	-0.107	-0.239
$M(2,1)$	-0.296E-02	-0.725	$M(2,2)$	-0.162	-3.226

調整過程が定常的であるためには、 $M$  の固有値が -1 より大きく 0 未満でなければならない。推計されたパラメーターから求められた固有値は -0.157 と -0.227 であったため、調整過程は定常的である。

表 3.3 における調整行列の  $(2,2)$  成分の値は、労働の最適状態からの乖離は 1 年で 16 % しか調整されないことを意味している。調整費用の要因が異なるため単純平均はできないが、機械についての 22 % よりも小さいというのは驚くべき結果である。このことは、本章の冒頭で言及した通り、調整費用によってストック調整にラグが生じていることを強く示すものである。

また、 $M$  の非対角成分は、ストック間の調整過程に対する関係を示すものである。例えば「機械が過少状態に陥っている時、労働の調整はその分だけ抑制される」と考えれば、 $M$  の非対角成分は負であるべきであることが分かる。表 3.3 の推定値を見ると、 $M$  の非対角成分は負になっているが、ゼロと有意差がないことが分かる。また、 $M$  の非対角成分はゼロと有意差がなく、 $M(1,2) = M(2,1) = 0$  という仮説検定も 5 % 基準で棄却されない。このことは、ストック間の調整過程は相互には影響を与えないことを意味している。

技術進歩を表す項  $\tau$  の値と有意水準を見たのが表 3.4 である。機械節約的・経常財使用的な技術進歩が観察されたが、労働については有意な影響は見られなかった。このことは、労働節約的な技術進歩が要素代替に大きな影響を果たしたとする Kuroda(1988) の推計結果とは対照的であり、労働投入の調整過程は偏向的な技術進歩よりも投入要素の相対価格の変化によって大きく規定されていると考えることができる。

表 3.4 技術進歩のパラメーター					
	推定値	t 値		推定値	t 値
機械	-1.311	-2.000	経常財	14.69	3.592
労働	0.0469	0.802	生産量	0.628	1.025

#### 4.5 ストックの現実値と最適水準の比較

10a あたりの機械 ( $K_1$ ) 及び労働 ( $K_2$ ) の現実の投入水準 ( $K$ ) と毎期の価格に対応する定常状態の水準 ( $\bar{K}$ ) の比較を『東北』の『1.0-1.5ha』『2.0-2.5ha』『3.0ha-』の3つの階層で行ったのが図 3.2, 図 3.3 である。ただし、太線が現実の水準を、細線が長期に定常となる水準を表している。

$\bar{K}$  が最適水準を表すものになっているためには、 $\bar{K}$  は常に正になっている必要がある。実際の推計値を見ると、機械については 364/370 が正であり、また労働については 362/370 が正であった。図 3.2, 図 3.3 が示す水準を見ても、 $\bar{K}$  は最適水準としておおむね妥当な値を示しているものと考えられる。また、図 3.2, 図 3.3 とほぼ同一の傾向は、他の経営規模や『北陸』農区の各規模についても観察された。

まず、機械について現実の値と最適水準との比較を行ったのが図 3.2 である。この図は各年のストック量に対して価格を 2000 年の水準に固定してストックの額ベースに直したものである。『2.0-2.5ha』『3.0ha-』規模では投入水準はおおむね最適水準に一致しており、また最適水準と一致していない部分でも傾向的な乖離は観察されない。『1.0-1.5ha』規模では機械ストックは過小である傾向が見られるが、小規模農家は機械をレンタルで調達する傾向があるため<sup>\*22</sup>、図 3.2 の結果が小規模農家にとって機械ストックが過小であることを示すものであるかどうかは不明である。機械と労働のストック調整過程が独立に行われていることを意味する表 3.3 の推計結果を考えても、機械ストックの水準が労働ストックに与えた影響は小さいことが分かる。

同様の比較を労働について行ったのが図 3.3 である。図 3.3 からは、各規模で労働の現実の投入水準が傾向的に定常状態を上回っていること、つまり労働が過剰就業状態にあることが分かる。また、労働のストック量が調整されているにもかかわらず、長期に定常となる水準も同時に傾向的な低下を続けていることが分かる。また、規模別の傾向を比較すると、大規模経営では労働投入が最適水準に近づいていくのに対して、小規模経営では労働投入が過剰になっていくことが分かる。これは、大規模経営の方が労働投入の調整が順調に進んでいるためと考えられるが、詳しい理由は本章の分析からは明らかではない。

以上の分析結果は、過剰就業の発生メカニズムについて以下のような見解を提示するものである。まず、図 3.1 が示す通り非農業部門の経済成長と食料需要の飽和によって賃金の米価に対する相対的な上昇、また他の投入財に対する相対的な上昇が発生し、これにより図 3.3 が示す通り労働ストックの最適水準に傾向的な低下が発生する。農家は労働力を農外雇用に戻すなどしてストック過剰を解消しようとするが、その調整には調整費用が発生するため、(3.13) 式の対角成分が示すように調整は段階的なものにならざるを得ず、労働の限界生産性と市場賃金の間の格差を是正するのに十分な労働移動が発生しない。こうして、労働投入が最適水準を傾向的に上回る状態、つまり過剰就業が発生するのである<sup>\*23</sup>。

<sup>\*22</sup> 2003 年の『米及び麦の生産費調査』のデータでは、『3.0ha-』規模の 10a あたりの『貸借料及び料金』が 8692 円であるのに対して、『0.5-1.0ha』規模では 26100 円となっている。

<sup>\*23</sup> 本章の推計は (1) 伊藤 (1990) など同様の動学モデルを利用した研究に比べて短期・長期の価格弾力性の値が大きい (2) 代替関係が想定される労働・機械の調整過程が独立に行われている (3) 小規模層ほど機械ストックが過小である (4) 労働節約的な技術進歩は存在しない、などの点で既存研究の結果とは異なる分析結果を示している。こうした結果が得られた原因や現実的な妥当性については今後の検討課題としたい。

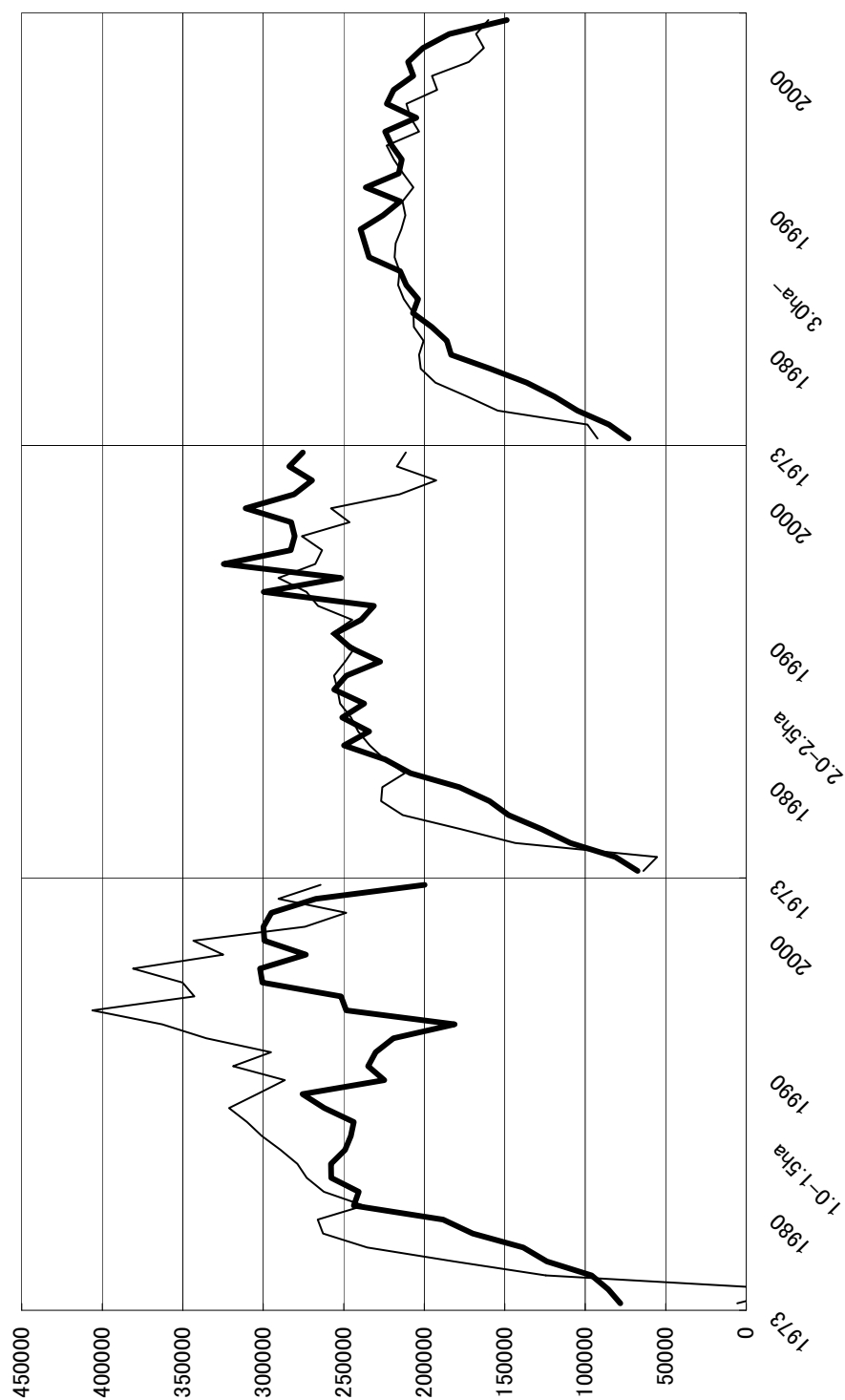


図 3.2 機械投入の調整過程（東北・『1.0-1.5ha』『2.0-2.5ha』『3.0ha-』の3階層）

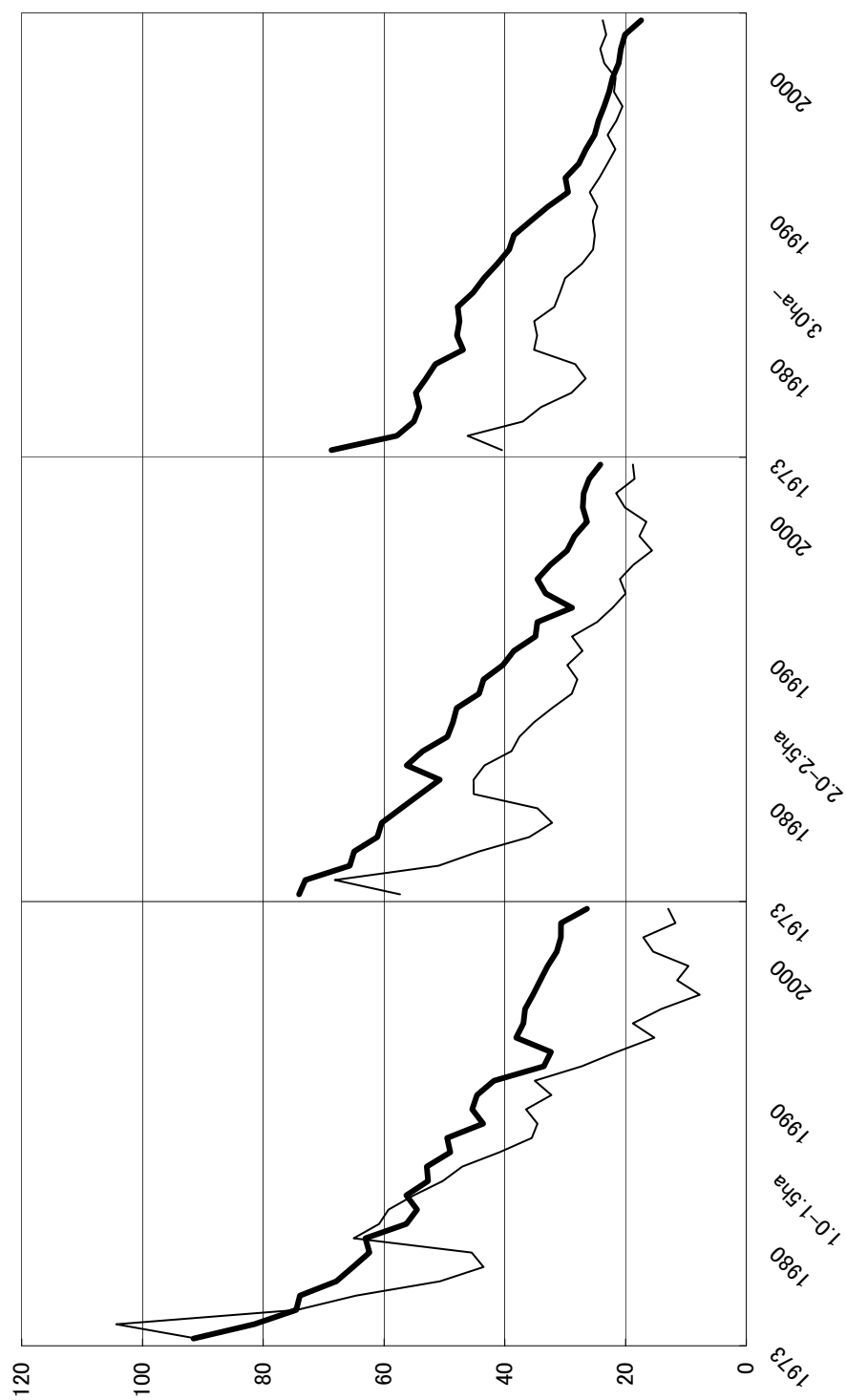


図 3.3 労働投入の調整過程（東北・『1.0-1.5ha』『2.0-2.5ha』『3.0ha-』の3階層）

## 第 5 節 結論と政策的含意

本章は、Schultz(1953)の農業問題の概念に沿う形で労働投入の調整過程をモデル化し、全体的に良好な推計結果を得ることが出来た。これは、アメリカ農業を分析した Vasavada and Chambers(1986)など「動学的双対性モデル」を応用した多くの実証研究が頑健な推計結果を生み出していないことと対照的であり、調整費用に焦点を当てた研究が日本農業の実態と整合的であることを示すものである。このことから、高度成長期以降日本の過剰就業問題の発生要因を調整費用の存在による調整のラグに求めた本研究の仮説は現実を説明する能力を持っていると考えられる。これは、主体均衡論的なアプローチによる実証研究が中心的であった過剰就業という概念に新しい角度から光を当ててものであるといえるだろう。

では、過剰就業の状態を解決するためにはどうすればよいのだろうか。最も単純な解決策は、生産物価格を引き上げることにより相対的に賃金を引き下げ、現実の労働投入と定常状態との格差を解消させることであるが、これは望ましい政策手段とはいえない。なぜならば、価格政策によってストックの過剰投入を一時的に解決できたとしても、日本の財政状態や国際的な貿易自由化の進展を考えればいずれは価格を引き下げざるを得ず、その場合にはむしろ深刻な過剰状態を引き起こすことになるからである。より本質的な解決策は、調整費用を軽減させるための政策を行うことであろう。まず、農村部での職業訓練や労働市場の流動性を高めることなどにより、労働の移動費用を軽減することが最も直截な解決策である。また、農家の絶対数を調整するだけでなく、農地あたりの労働力を相対的に減少させることも結果として過剰就業の解消につながる。このためには、農地移動を円滑化するために農地流動化政策を行うと同時に、農地の大規模農家への集約を進めることが必要である。更に、国際化の進展などにより急速な調整が必要となる局面では、生産物価格に今後の上昇が見込まれる作物への転換を促進する、大規模農家に有利な税制を設けるなどの「産業調整政策」(奥野・本間, 1998)を行い、調整過程に対して政策的な介入を行うことも正当化されうる。

最後に、本章の今後の課題について触れておく。本章は集計された政府統計をパネルデータとして扱っているため、個別の農家がこういった要因で投資行動を行っているかという点では何ら結論が得られていない。このため、個票のパネルデータによって、こういった農家で調整が早く進んでいるかを検証すれば、調整費用の発生原因に関する示唆を得ることができるだろう。また、本章は価格期待や技術進歩について極めて単純な想定をしており、より精緻な形で定式化することによって両者がより大きな役割を果たしていることが明らかになるかもしれない。いずれにせよ、日本農業の分析に動学的な視点を持つことは極めて有用な発見をもたらすと考えられる。

## 付録 A：付表

以下，非静態的な価格期待を導入した場合の J のパラメーターの推計値を掲載する．推計値が既存研究のものと大きく異なっているのは，多くの既存研究がマクロデータを基準化して用いているのに対して，本章は擬似的なパネルデータを用いており，基準化を行っていないことによるものである．このため，推計値の大きさの比較は弾力性を基準として議論を行うべきである．

表 3.5 推計された価格期待のパラメーター

機械	$P1_t$	=	4.87E-04	+	0.911	$P1_{t-1}$
t 値			(6.411)		(63.62)	
労働	$P2_t$	=	3.28E-03	+	0.959	$P2_{t-1}$
t 値			(8.817)		(132.8)	
機械	$\dot{P}1$	=	0.00051	-	0.0932	$P1$
労働	$\dot{P}2$	=	0.00335	-	0.0422	$P2$

表 3.6 推計された J のパラメーター

	パラメーター	推定値	t 値	パラメーター	推定値	t 値
(3.23) 式	$A_{pK}(1, 1)$	-0.356	-10.644	$A_{pw}1$	1.52E+06	0.358
	$A_{pK}(1, 2)$	-0.0884	-0.239	$A_{pw}2$	-1.99E+06	-3.960
	$A_{pK}(2, 1)$	-3.46E-03	-0.725	$A_{pA}1$	-175.8	-4.329
	$A_{pK}(2, 2)$	-0.243	-4.867	$A_{pA}2$	-13.39	-1.501
	$A_{pp}(1, 1)$	1.10E+07	5.485	$a_p1$	-36502	-2.502
	$A_{pp}(1, 2)$	-998821	-6.792	$a_p2$	6991	3.239
	$A_{pp}(2, 2)$	225796	8.283			
(3.24) 式	$a_w$	-1.23E+06	-9.533	$A_{wK}1$	5.307	5.487
	$A_{ww}$	3.38E+07	1.278	$A_{wK}2$	-29.26	-1.883
	$A_{wA}$	1736	6.698			
(3.25) 式	$A_{KK}(1, 1)$	-2.46E-05	-0.667	$a_0$	-10026	-1.630
	$A_{KK}(1, 2)$	9.20E-05	0.351	$a_K1$	-0.0649	-0.187
	$A_{KK}(2, 2)$	-4.90E-03	-1.461	$a_K2$	6.166	1.246
	$A_{AK}1$	2.55E-04	0.181	$a_A$	1298	17.209
	$A_{AK}2$	0.0323	1.977	$A_{AA}$	0.0542	0.208

## 付録 B：データに関する議論

ここでは、本章の利用したデータについて、本文中で言及しなかった点を論じることとする。

- 擬似的なパネルデータを用いた理由

本章は農業経営の長期的な構造変化の要因を探るものであるため、年ごとのデータが連結したパネルデータを必要とする。しかし、本章が実際に利用したのは個票から得られた現実のパネルデータではなく、農林水産省『米及び麦の生産費調査』（以下『生産費調査』）を加工して作った擬似的なパネルデータである。毎年の規模別データに含まれる個々の農家は同一ではないため、本来ならば個票データを用いることが望ましい。しかし、『生産費調査』を始めとする政府統計の個票データは地域の規模別分布に基づいてランダムサンプリングによって得られたものであり、データが連結している期間は長くても 5 年程度である。これは、経済の中長期的な変動の中から発生する「過剰就業」を論じるには短すぎる期間である。また、農村調査を自ら行ってデータを収集することも、十分な数の長期の経営データを取ることの難しさを考えれば事実上は不可能である。こうしたことから、個票データを扱うことは断念し、規模別・農区別の政府統計をパネルデータとみなした分析を行うことを選択した。

- 『生産費調査』を選択した理由

『生産費調査』に類似したデータを、農林水産省『農家経済調査』（平成 7 年からは『農業経営統計調査』に名称変更）によっても得ることができる。『生産費調査』に対して『農家経済調査』を用いることの長所としては、『農家経済調査』には毎期の資本への純投資額を初めとして資本に関するデータが多く、資本ストックの額をより正確に推計できることがある。しかし、『生産費調査』が稲作農家に関するデータであるのに対して、『農家経済調査』から得られるデータは稲作・畜産・酪農など様々な形態の農家の平均データである。このため、『農家経済調査』からストック水準の変化が観察されたとして、それが農家の投資行動によるものか、それとも品目構成の変化によるものなのかを判断することが難しい、という短所がある。本章は労働ストックを中心に論じるものであるため、同じ作目の農家を対象とする『生産費調査』のデータの方が優れていると判断した。ただし、『生産費調査』に現れる農家は複合経営の一部門として稲作を行っている場合があり、稲作部門で過剰就業が観察されたとしても経営全体では過剰でない可能性は否定できない。

- 考察の対象とする地域・規模について

『生産費調査』には県別データも掲載されているが、これには販売農家の平均データしか記載されていない。経営耕地面積が 10a 以上、または農産物販売金額が年間 15 万円以上」を定義とする日本の「農家」の平均は農業経営者の平均的な姿を表すものではないと考えられるため、このデータは利用しなかった。対象とする地域としては、米の中心的な生産地である『東北』『北陸』の農区別データを用いた。現実には二つの地域では労働市場や生産性に違いがあるが、本章では地域間の格差は捨象し、両地域の農家は同

一の環境に置かれているものとみなした。平成 7 年に各階層を分ける作付面積の水準について変更があったが、この 6 階層については変更の前後で区分が連続しているために問題はない。

- 考察の対象とする期間について

現行の形の生産費調査は昭和 35 年から行われており、また現時点で入手可能な最新データは平成 15 年産のもの（平成 17 年 3 月刊行）である。ここで、分析の対象とするためには、期間内で以下の条件が満たされている必要があると考えられる。(1) 規模別の区分や算出方法などについてデータの連続性が確保されている、(2) 変更があった場合にも、何らかの基準で連続したデータに変換できる、(3) 調整費用に重大な影響を与えるような構造変化が起きていない。昭和 46 年度に減価償却費の評価方法が再取得価格評価から取得価格評価に変更されており、この前後のデータを変換することは難しいため、本章は 1971 年 - 2003 年を分析期間とした。この期間では、調整費用に影響を与える大きな構造変化は生じていないと考えられる。また、労働の能力換算及び減価償却費の評価方法は平成 3 年に変更があったが、平成 3 年についてのみ新旧両方のデータがあるため、各農区・規模ごとに平成 3 年の新旧データの比率を転換倍率として平成 4 年以降のデータにかけることにより旧方式の減価償却費を推計することとした。

- 機械（資本）ストックのデータについて

『生産費調査』における『固定資本』は『建物及び構築物、農機具、生産管理機器』を指すが、本章では『機械』として『農機具』のみを考慮し、その他は生産には関係しない固定的な要素であるとした。機械の自己保有ストック量のデータは、伊藤 (1990) が指摘する通り、「再取得価格評価」の「粗ストック額」を用いることが望ましい。「粗ストック額」を用いるのは簿記上の減価償却は使用価値の減耗を表すものではないためであり、また「再取得価格評価」を用いるのは農機具の価格変動が起きてもストックを同じ価格で評価するためである。『生産費調査』には農機具を含む固定資本の評価額が記載されているが、これは「取得価格評価」の「純ストック額」であることから利用できない。このため本章では、荏開津 (1978) を参考にして『生産費調査』の中の「農機具の減価償却費」を自己保有する機械のストック額の代理変数とした。『生産費調査』は一定の年数で残存価額がゼロになる定額法によって減価償却費を計上しており、また『45 年国富調査』によれば農機具の平均耐用年数は 7 年であるため、減価償却費の額を 7 倍すればおよそその粗ストック額が計算できる。ただし、この方法だと「取得価格評価」の粗ストック額を求めていることになる。また、機械のレンタル分の推計はいっそう困難である。なぜならば、『生産費調査』において機械レンタル費用は『賃借料及び料金』に含まれているのだが、これは賃耕料（労働）、薬剤共同散布や共同苗代の費用（経常財）、建物借料（固定要素）など機械以外の費用を多く含んでおり、機械レンタルに対する報酬分を分離することが困難であるためである。このため、やや問題のある仮定ではあるが、『賃借料及び料金』に含まれる機械のレンタル分には限界原理が成立すると仮定して経常財に含めることとした。実際には、小規模農家は機械を自己保有しても十分に活用できないためレンタルする 경우가多く、本章のデータは小規模農家の機械ストックを過小評価していることになる。機械のレンタル価格には、「機械のレンタル価格 = (実質利子率 + 減価償却率) × 機械の購入価格」という関係が成立することを利用して、農林水産省『農業物価統計調査』の『大農具』の価格指数を用いた。こうして得られたストック額を

以下で定義される価格指数で割ることにより、ストックの量を表す数値を計算した。

- 労働ストックのデータについて

労働については、Pietola and Myers(2000)などの既存研究と同様に、1時間を単位として労働のストック量を推計した。言うまでもなく、労働者数をストックとして労働時間をフローと考える方が正しい。しかし、通常の農業労働者は一人当たりの労働時間を極端に伸縮させて労働時間を調整することはないと想定すれば、フローの労働時間とストックの労働者数の間にはほぼ比例的な関係が成立するため、労働時間をストックの代理変数としてよいことになる。労働のストック量は、生産費調査の規模別データの『10a あたりの直接労働時間』に各階層の平均規模をかけて算出した。既存研究と同様に、男女の労働強度の格差に対しては女性の労働時間には0.8をかける方法により補正した。また、平成3年までは高齢者の自家雇用を低く評価するという能力換算を行っていたが、平成3年以降でこの換算を廃止している。データの連続性を確保するため、ここでも各農区・規模の平成3年における比率を転換倍率として平成4年以降のデータも能力換算を行った。『賃借料及び料金』には雇用労働に対する報酬も含まれているが、平成7年以降の統計ではこのデータが記載されておらず、またもともとその労働時間は10aにつき1時間ほどという無視できる水準であるため、この分は経常財に含めた。また、賃金のデータとしては農業労働者が非熟練労働者として就業した場合に得られる水準のものとするが必要であり、本章では入手可能なデータの中で最適と考えられる『農業臨時雇賃金』を利用した。

- 経常財のデータについて

ここで言う経常財とは、モデルの中で可変投入要素とみなす財のことである。具体的には、物財費・種苗費・肥料費・農業薬剤費・光熱動力費・その他材料費に加えて、前述の通り賃借料及び料金も経常財とみなす。ここで、これらの使用量についてそれぞれにパラメーターを割り振ると膨大な数になってしまうため、経常財については以上の要素を合計して指数を作成した。まず、使用額として以上の要素への支出額の合計を算出する。次に、『農村物価統計調査』から得た価格データを、支出額の比率で加重平均した指数を作成することにより価格データを作成した。実際には、『農村物価統計調査』を用いて、物財費・種苗費・肥料費・農業薬剤費・光熱動力費・その他材料費及び賃借料及び料金の価格の加重平均を計算した。最後に、経常財の使用額の合計を価格指数で割ることで使用量を算出した。

- 生産量・生産物価格のデータについて

生産量は『生産費調査』の『10a あたりの主産物収量』のデータに各階層の平均規模をかけて求めた。また、米の価格データとしては「60kg 当たり粗収益」の値を利用した。規模間・地域間の収量や米価には違いがあるが、これは米の生産技術や品質格差を反映したものとみなした。

- 割引因子のデータについて

本章は割引因子として実質利子率を利用し、また分析期間における実質利子率は一定であると仮定した。これは、第一に経済成長の過程で実質利子率がほぼ一定であることは国際的な「様式化された事実」

であること，第二に日本の戦後の実質利子率は長期的には一定とみなせること，第三に動学的双対性モデルを用いる既存研究が全て実質利子率を一定と仮定していることによるものである．本章では，名目利子率として日本銀行『貸出約定平均金利』を用い，またデフレーターとしては日本銀行『国内企業物価指数』を用いた．実質利子率はそのおおまかな平均を取って 4 % とした．この値を多少変化させても分析結果は変化しない．

## 第 4 章

# 日本における米政策の政治経済学

### 第 1 節 課題設定

本章は、1960 年以降の日本における米政策の発展過程を分析することにより、先進国段階の経済における農業保護政策の効果とその規定要因を考察するものである。先進国における歪曲的な農業保護の削減が、貿易の拡大を通じて先進国の消費者にとって利益となるだけでなく開発途上国の経済発展に貢献することは、Anderson and Martin(2006) などにより広く認識されつつある。しかしながら、どのようにして農業保護の削減が可能となるかという点については、国際機関や研究者の間では一致した見解が依然としてみられない。このため、農業保護の発生メカニズムを解明することは農業経済学の古典的な研究課題の一つでありながら、その重要性は学術的にも政策的にも失われていない。

農業保護についての古典的な研究としては、Anderson and Hayami(1986) がある。これは、先進国、特に日本・台湾・韓国における農業保護のパターンを、政治経済学の視点から分析したものである。この中で Honma and Hayami(1986) は、日本・台湾・韓国を含む 14 の先進国について名目保護率 (Nominal Rate of Protection) によって農業保護の水準を数量的に計測し、その規定要因について回帰分析を用いて考察している。その中で政策的に重要な意味を持つのは、農業の比較優位性の低下が農業保護の上昇につながっている、という分析結果である。これは、農業が比較劣位産業となった国では農業部門が構造調整を迫られるが、調整に伴う調整費用を回避するために農業部門が農業保護の強化を要求する、というように解釈することができる。こうした、先進国において農業部門の比較劣位化が農業保護を生み出すという過程は、速水・神門 (2002) によって「農業調整問題」(agricultural adjustment problem) と名付けられている。また、Honma and Hayami(2008) は名目保護率に代わる総合助成率 (Total Rate of Assistance) を日本、台湾、韓国の三か国について 1955 年から 2004 年まで計測している。総合助成率とは、非農産物への保護が農業生産に与える効果を考慮するために、農産物に対する直接助成率から非農産物の助成率を差し引くことで計算されるものである。この中では、経済が中所得段階に入るにつれて拡大した農工間の所得格差が農業保護を引き起こし、その後の高所得段階における農業保護の持続につながったことが指摘されている。Honma and Hayami(2008) は、農産物貿易の国際秩序を維持するためには中所得段階における「不均等問題」(disparity problem) を解決することが重要であると結論づけている。

Anderson and Hayami(1986) の後、「農業保護の政治経済学」について多くの研究が行われた。これには、Honma and Hayami(1986) の中では誘導形として導かれていた回帰式に数学的なモデルにより理論的な裏付けを与えるもの、途上国における農業搾取的な政策を分析対象とするもの、政治体制や財政状態などの説明変数を加えたもの、推計式の内生性や同時性に配慮して回帰分析を行うものなどが含まれる<sup>\*1</sup>。本章の分析対象とする米政策に限っても、特にアジア諸国について多くの実証研究が行われている。例えば David and Huang(1996) は、日本を含む 9 つのアジア諸国における米の名目保護率を計測し、9 カ国をプールした場合と、米の輸入・輸出国を区分した場合、低所得・高所得国を区分した場合の計量分析を行っている。計測結果からは、米の名目保護率に対して、米の近代品種の採用が負の相関を持つこと、農業の比較優位性を表す土地人口比率が負の相関を持つことなどが示されている。また、Kajisa and Akiyama(2005) は、三つの途上国について米の名目保護率を計測し、その規定要因を国ごとの時系列分析によって考察している。そして、各国における農業保護の規定要因が異なっている可能性を回帰分析によって示し、クロス・セクションデータやプールしたデータを用いた分析は各国に特有な要素を無視した結果を生み出しかねないことを論じている。日本については、小針(2006) が実際の政府買入価格と算出方法を固定化して推定計算した価格の比率を計算した上で、両者の間の較差を農村に基盤をおく国会議員の割合などにより説明することで政府買入米価の決定過程を論じている。

Honma and Hayami(1986) や Honma and Hayami(2008) を始めとして、農業保護水準の計測は農産物の内外価格差に基づくものである。これに対して、日本における農産物の内外価格差は農業保護政策を反映したものとは言えないという批判も存在する。例えば山口・張(1998) は、野菜や果物を含む名目保護率を計測すると日本の農産物の名目保護率は欧米諸国と比べて高いとは言えないことを指摘し、Honma and Hayami(1986) による名目保護率の計測結果を強く批判している。また、Godo and Owens(1998) は、輸送経費や品質格差を考慮すると米の内外価格差は 2 倍程度に過ぎないとし、多くの既存研究における内外価格差に基づく農業保護水準の計測は過大であることを指摘している。

以上のような既存研究を踏まえて、本章は日本における農業保護の動向を、米政策による消費者・政府から農家への移転額を定量的に評価することによって検討する。食糧体制下における「米価闘争」の歴史が端的に示すとおり、米に対する国内支持は農業をめぐる政治経済学が最も先鋭的に反映されているため、「農業保護の政治経済学」を検討する際に格好の分析対象を提供している。また、本章の定量的評価の対象は米の国内政策に限定されているため、農産物の内外価格差に基づく農業保護水準の計測に付随する問題は発生しない。本章のシミュレーションは、Honma and Hayami(2008) などによる内外価格差のうちどれだけが国内政策に由来するものであるかを明らかにすることで、農業保護政策の理解を深めることに貢献する。さらに、農業全体ではなく米政策のみに着目することにより、米の作況の変動や WTO 農業協定などの外部的な要因が政策決定過程にどのように影響するかをより詳しく分析することができる。分析の対象とする期間は、政府買入価格に「生産費所得補償方式」が導入され、また食糧管理制度に関する統計が整備された 1960 年から、水田経営所得安定対策が導入される以前の 2006 年までとする<sup>\*2</sup>。

<sup>\*1</sup> これらを全て挙げると膨大な数に上るため、個々の文献を示すことはしない。例えば de Gorter and Swinnen(2002) によるサーベイを参照のこと。

<sup>\*2</sup> 本章の分析期間は、Honma and Hayami(2008) の定義によれば「高位中所得段階」である 1960 年代から「高所得段階」

米政策に関する定量的評価と将来の米の需給動向に関する予測は、ウルグアイラウンド交渉が妥結する前後において齋藤 (1996)、Kako, Gemma and Ito(1997)、Fujiki(2000) などにより盛んに行われた。特に Fujiki(2000) の研究は、米市場の均衡変化が農地の流動化に与える影響を考慮している点で、単純な部分均衡モデルよりも優れている。しかし、これらの研究ではミニマムアクセス米 (MA 米) が主食用に放出されていることや実態よりも低い関税率で米が輸入されることを想定しており、MA 米の大半が非主食用に処理されていることや UR 農業合意後の米政策の変化に対応したものとは言えない。また、近年では OECD の政策評価分析モデル (Policy Evaluation Model, PEM) を利用した米政策の評価も行われている。政策評価分析モデルは部分均衡モデルであるものの、複数の生産要素市場の均衡を考慮しているため、より包括的な政策評価を行うことができる。例えば小林 (2005) は、政策評価分析モデルを応用することにより生産調整への自由参加制と二次税率引き下げの効果についてシミュレーション分析を行っている。OECD (2009) も現行の米政策、特に生産調整政策を政策評価分析モデルによって分析し、生産調整政策の段階的な廃止と大規模農家への移行支援措置の供与を提言している。

これに対して、本章は Otsuka and Hayami(1985) の定式化を参考にした部分均衡モデルによって米政策の所得移転効果を評価する<sup>\*3</sup>。本章のモデルは、米市場の均衡の変化が要素投入市場に与える影響を考慮していないという点で齋藤 (1996) の応用一般均衡モデルや小林 (2005) の政策評価分析モデルに比べて単純なものである。しかし、政策評価分析モデルのような複雑な構造式を必要とするモデルにより長期にわたる政策の効果を時系列で比較する際には、モデルのパラメータを特定化するのが困難であるだけでなく、時点間の分析結果の違いがどの構造式によるものなのかを判別しにくいという問題がある。本章の部分均衡モデルは分析に必要な構造式の特定化やパラメーターの指定が少なく、モデルの構造やパラメーターの値に依存しない分析結果が得られるという点で、本章のように長期の分析結果を比較する際には適切なモデルであると言える。

本章の構成は以下のとおりである<sup>\*4</sup>。第 2 節では、米に関する主要な統計の動向について論じる。第 3 節では、米需給の部分均衡モデルによって 1960 年から 2006 年までの米政策の影響を定量的に評価し、その動向について論じる。第 4 節では、計測された余剰変化をもとに、米政策の政治経済学に関係する要因を計量分析によって明らかにする。第 5 節では論文の結論と今後の課題を述べる。

---

に移行して現在に至る期間を含む。Chinn(1977) は 1950-1957 年における食糧管理制度による所得移転効果について検討し、食糧管理制度が農家から都市勤労者への所得移転の役割を果たしたことを解明している。この時期は Honma and Hayami(2008) における「低位中所得段階」に当たり、依然として農業を搾取する政策が行われていたと言える。

<sup>\*3</sup> 同様のモデルを用いた日本の米政策の分析としては、知野 (1985)、Hayami and Godo(1997)、Godo(2002) などが挙げられる。

<sup>\*4</sup> 本章では、Grossman and Helpman(1994) に代表される「内生的貿易政策理論」に基づく検討は行わない。Grossman and Helpman(1994) の “Protection for Sale” モデルとその後の発展は、貿易政策をミクロ的基礎付けに基づき分析することができるという利点がある。しかし、Swinen(2009) のサーベイによれば、そうしたモデルの含意は農業保護に関して共有されている認識と理論・実証の両面で一致していない。また、“Protection for Sale” モデルの前提は日本の政策決定過程、特に農業政策の決定過程とは整合的でないと思われる。本章で観察されたような農業保護の政治経済学的メカニズムを理論的な基礎付けに基づき分析することは今後の課題としたい。

## 第2節 米に関する主要な統計の動向

本節では、米に関する主要な統計について、主要な統計を要約したグラフを用いて検討する<sup>\*5</sup>。本章で用いられるデータとその出典は付録の表に記載されている。なお、全ての年は米の「年産」に対応している。

図 4.1 は米の生産量と農家・非農家の消費量の推移を示す。各年の消費量には、生産量に加えて政府在庫からの純買い上げ量と、輸入米のうち主食用に放出された分が含まれる。米生産のピークは 1960 年代後半における約 1400 万トンから傾向的に減少を続け、2000 年代には 900 万トンを下回る年が多くなっている。これは、需要の減少によって米価が下落したことに加えて、価格支持のために生産調整が強化されたためと考えられる。同様に、一人当たり所得の上昇により、劣等財である米の消費量も減少傾向にある。このうち、農家による米の自家消費量は、1960 年には総消費量の約半数にのぼったが、農家の家計当たり米消費量の減少や農家数の減少などにより、2000 年代には 10 %以下となっている。図 4.1 において生産量が消費量を上回っている時期には、国内生産量の一部を政府が買い上げて、後ほど主食用に放出しているか、あるいは非主食用に処理している。1965-69 年、1974-79 年、1984-87 年、1994-97 年の期間では連続して生産量が消費量を上回っているが、これは過剰米処理が行われず、国産米在庫が蓄積された時期に当たる。

図 4.2 は、米に関する価格データ、つまり生産奨励金を含む生産者価格、消費者物価指数で実質化した生産者価格（生産奨励金を含む）、小売価格、国際価格の推移を示す<sup>\*6</sup>。米の名目生産者価格は、1968-70 年に生産者価格の据え置きが行われるまで上昇を続け、世界食料危機の時期に再び上昇した後、1990 年代前半までは緩やかに上昇し、1990 年代後半以降は下落を続けている。実質生産者価格は 1975 年を境に下落が続いている。また、生産者価格と小売価格を比較すると、1975 年頃までは両者はほとんど変わらないことが分かる。これは、米流通の太宗が政府流通によって行われている時期には、流通経費の一部が政府米の管理経費や自主流通米の流通補助金として支払われていたためである。この後、自主流通米制度の開始や計画外流通米の容認などの米流通の自由化により、生産者価格と小売価格の格差は流通経費を反映したものに近づいていく。

図 4.3 は国産米・輸入米の期首在庫の推移と生産調整率の推移を表す<sup>\*7</sup>。政府米在庫は 1970 年と 1980 年に二度のピークを迎え、その後の第一次（1971-1974 年）・第二次（1979-1983 年）過剰米処理を余儀なくさせた。ただし、単に政府が過剰米在庫を処理し、また政府米の純買入を制限するだけでは、生産者米価が大幅に低下することになってしまう。これは、米価の支持によって農村からの支持を得てきた政治家にとって容認されるものではない。このため、過剰米在庫の処理が行われる時期には、生産調整を強化することにより米の価格支持と農家への所得移転が行われる。この結果、政府米在庫と生産調整は相補的に

<sup>\*5</sup> 本章の分析期間における米政策の流れについては、佐伯（1987）、生源寺（2000）、速水・神門（2002）などを参照のこと。

<sup>\*6</sup> ここで言う生産奨励金とは、売買逆ざやによる実質的な移転に加えて、自主流通米奨励金のうち農家の手に渡るものや、米に対する経営安定対策の純受取りが含まれる。詳しくは付録を参照のこと。

<sup>\*7</sup> 本章における生産調整率には実績参入や永年性作物の作付け分は含まれない。生産調整率の定義の詳細は付録を参照のこと。

生産者価格を維持する効果を持つ。これが、政府米在庫や生産調整率の変動が激しいにも関わらず、図 4.2 で示されるとおり、生産者価格は比較的に安定的である理由である。また、1993 年には政府米在庫が極端に少ない状態で作況指数 74 という大不作が起きた結果、「平成の米騒動」が起きている。また、1995 年からはミニマムアクセス米（MA 米）の輸入が行われるようになったため、それまで緊急的にしか輸入されてこなかった外国産米が恒常的に輸入されることになった。ウルグアイラウンド農業合意時の閣議了解に基づき、MA 米は一部の SBS（売買同時入札）輸入による主食用販売を除いて大半が加工用・援助用などの非主食用に処理されているが、非主食用需要にも限界があるため、輸入米在庫は年々増加している。一方で、1998 年の「新しい米政策」の導入以降では、国産米の買い入れ抑制と在庫処理強化によって国産米在庫は大きく減少している。しかし、国産米・輸入米を合計した在庫量は高い水準にあり、現状の政府米在庫は 3 度目の過剰状態に陥っていると言える。このような輸入米を中心とした過剰在庫の増加は、国産米の買い入れによる価格支持を大きく制限しているため、政府は生産調整を以前より強化することにより米価の下落を食い止めようとしている。2004-06 年における生産調整率は水田面積の約 30 % にまで達している。

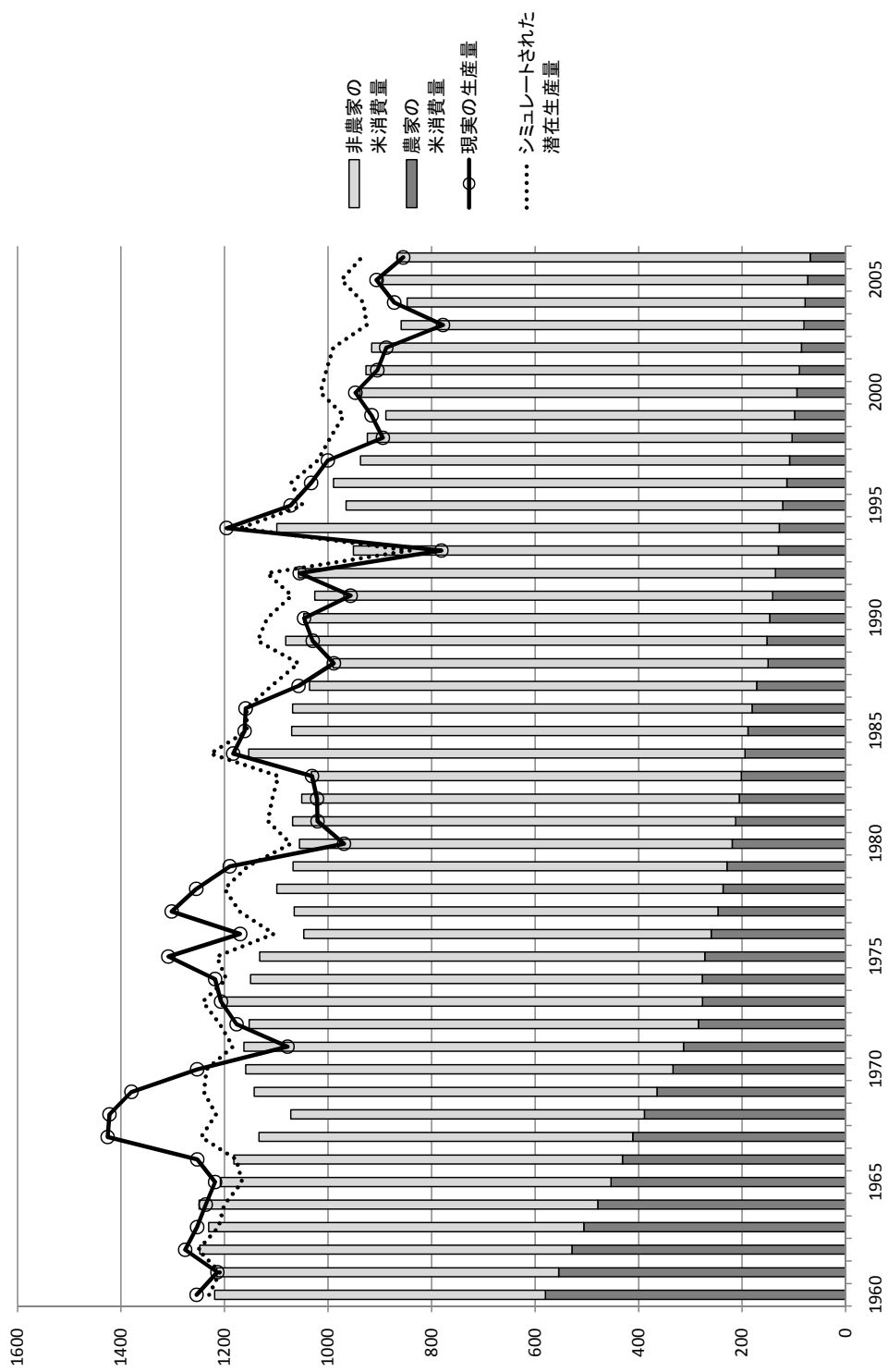


図 4.1 米の生産量と消費量の推移  
単位：万トン

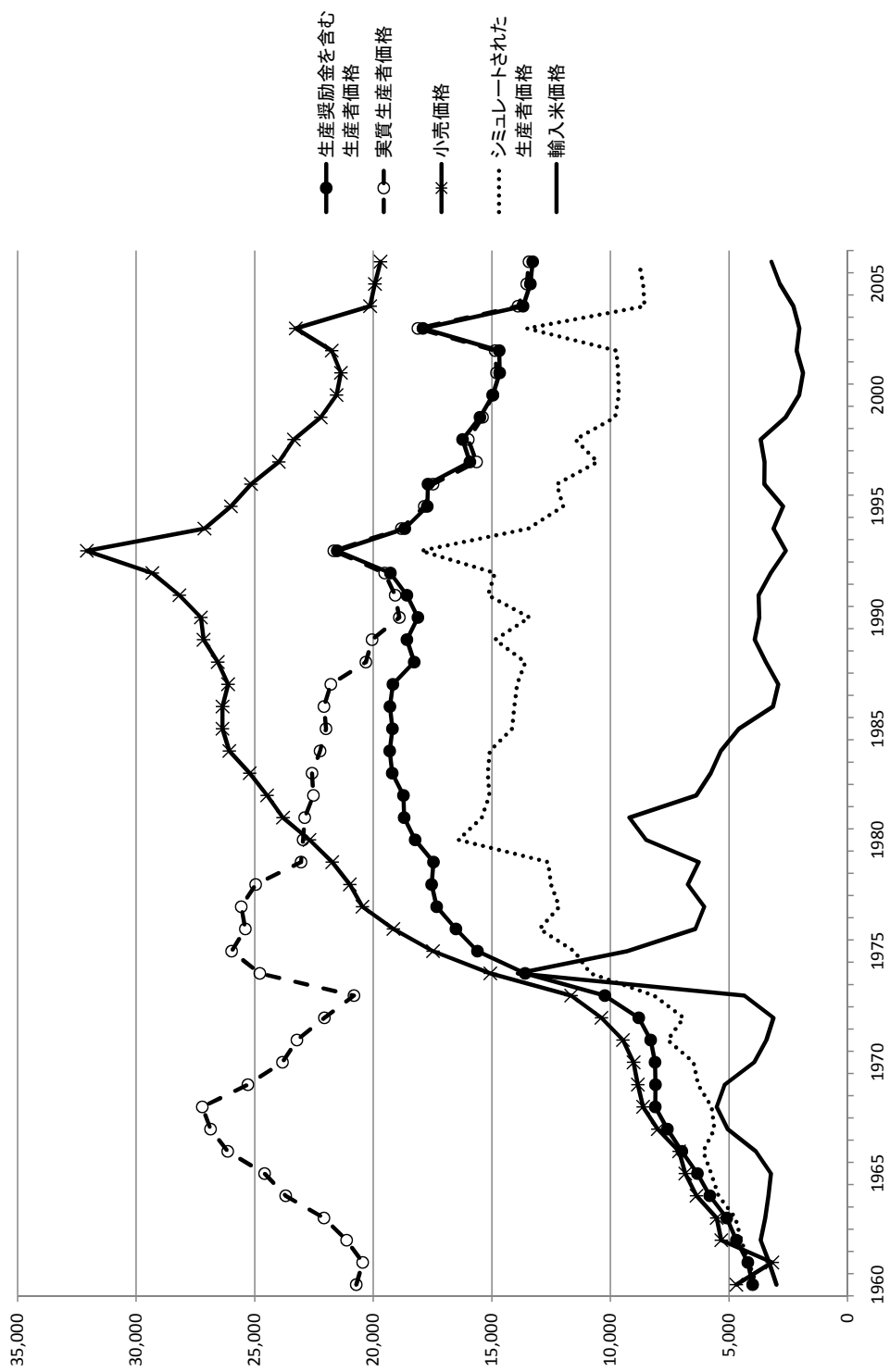


図 4.2 米の生産者価格・小売価格の推移  
単位：60kg 当たり円，実質化の基準年は 2000 年

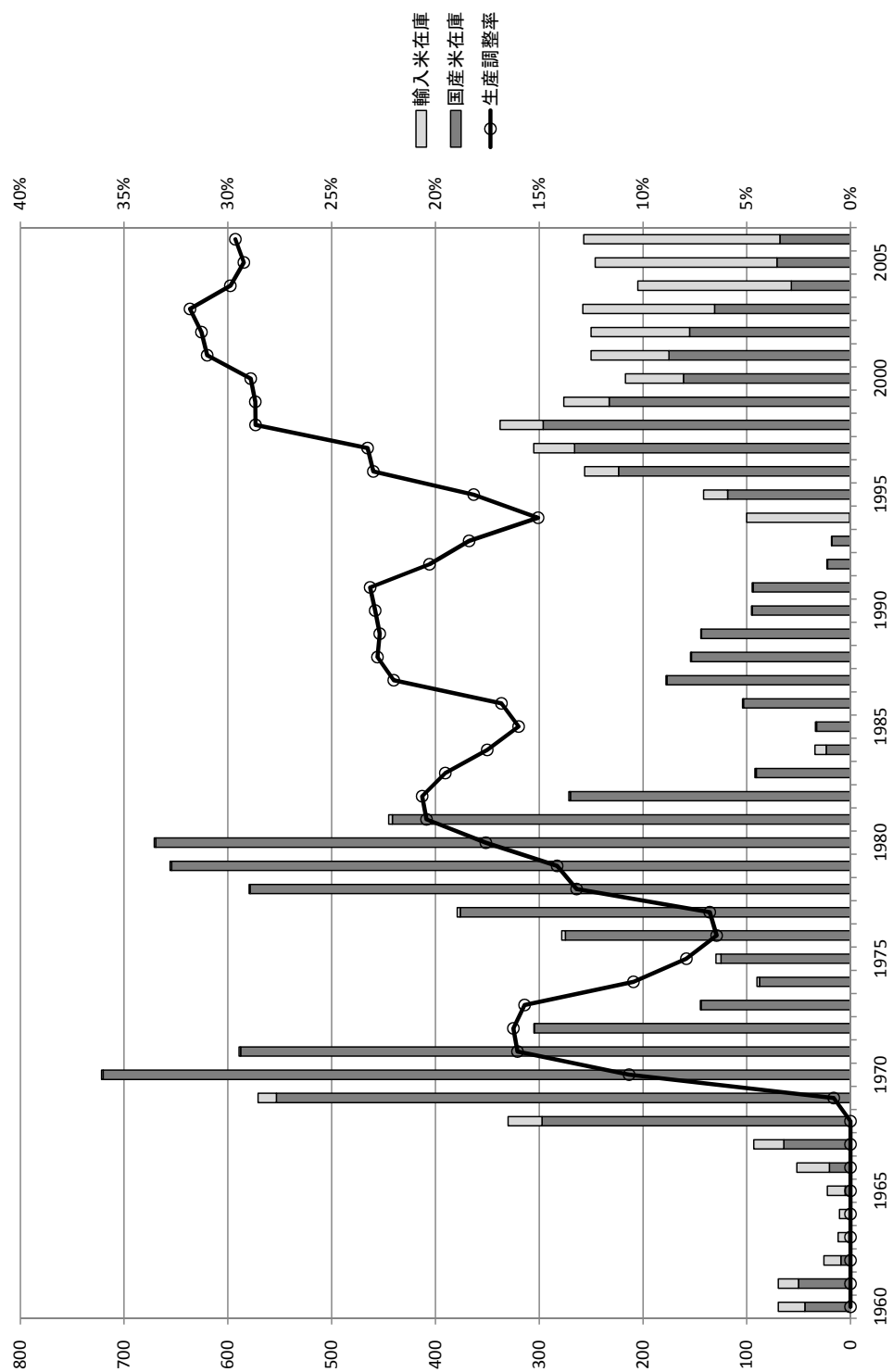


図 4.3 政府在庫量と生産調整率の推移  
 単位：在庫量は万トン（左軸），生産調整率は％（右軸）

## 第3節 米政策の定量的評価

本節では、1960-2006 年における米政策の効果の分析を通じて、米政策による農業保護政策の規定要因について検討する。具体的には、現実に行われた政策が廃止された場合に農家・消費者の経済余剰と政府支出にどれだけの変化が生まれるかをシミュレーションすることにより、米政策の効果についての定量的な評価を行う。

### 3.1 評価モデルと仮定

本章の分析モデルは Otsuka and Hayami(1985) を参考にしたものであり、弾力性一定の需要・供給曲線を仮定し、現実の値からの外挿によって政策の効果を評価する。Otsuka and Hayami(1985) モデルの特徴は、米の需要を農家の需要と非農家の需要に分解し、米政策が農家の生産者としての側面と消費者としての側面に与える影響を評価している点である。消費者としての農家は、米の生産者価格と農家所得に応じて米の消費量を決定する。農家所得の一部は米生産に由来するため、米の生産者価格の変化は農家所得の変化を通じて米の消費に影響を与える。ただし、Otsuka and Hayami(1985) は、政府が任意に米の生産者価格・消費者価格と生産調整率を設定し、それによって過剰米の買入量が内生的に決まるモデルを利用している。これは、政府米が流通の太宗を占める状態では自然な定式化である。しかし、食糧法体制、特に「新たな米政策大綱」が導入された 1998 年産以降の米流通では政府米の買い入れが抑制されており、また 2004 年の改正食糧法以降では政府米の売買が入札によって行われるようになったため、現行の米政策を評価するために食糧管理制度下の二重価格に基づくモデルを用いることはできない。政策評価の結果を時系列で比較するためには、分析期間における政策の変化を組み込めるようなモデルを用いる必要がある。

そこで、本章は政府が操作できる変数を、政府米の純買入量、生産奨励金の単価、生産調整率の三つとし、これにより生産者・消費者価格が需給均衡条件によって内生的に決定されるという定式化を採用した。また、自主流通米奨励金や稲作経営安定対策などに加えて、政府米の売買価格の逆ざやを生産者に支払われる生産奨励金の一つとして扱うことにした。また、流通構造の変化が米の需給に与えた影響を考慮するために、小売価格から生産者価格を差し引くことで求められる各年の流通経費を固定した上で政策変化の効果を分析した。さらに、国産米と輸入米、新米と古米を区別せず、また品種間の価格差を無視することで、米について一物一価が成立することを仮定した。政府米買入の損失は、政府米の貯蔵費用や売買損失は含めずに、年産ごとの買い入れ量のうち最終的に非主食用として処理された過剰米の処理費用のみを考慮することにする。これは、政府米の在庫には価格安定化や食糧安全保障のための役割もあるため、政府米の貯蔵費用や売買損失の全てが米政策による所得移転の費用とは言えないためである。また、政府米の売買損失は、政府資料に記載されている会計年度ごとの財政支出額ではなく、各年産ごとの政府買入量のうち過剰米として処理されたものの処理費用を算出した<sup>\*8</sup>。過剰米の処理費用を算出する具体的な手

<sup>\*8</sup> 現実の食糧赤字のうち、どれだけが価格安定化や食料安全保障のための必要経費であるかというのは主観的な問題である。本

順は付録にて説明している。

本章における評価モデルの構造式は以下のとおりである。(4.1)-(4.5) 式を (4.6) 式に代入すると  $p_s$  に関する方程式が得られるため、近似計算によって市場均衡価格と生産・消費量を算出することができる。

$$\text{非農家の需要関数：} Q_d^1 = A \cdot p_d^{\alpha_1} \quad (4.1)$$

$$\text{農家の需要関数：} Q_d^2 = B \cdot \tilde{p}_s^{\alpha_2} \cdot Y^\gamma \quad (4.2)$$

$$\text{供給関数：} Q_s = C \cdot (1 - \theta) \cdot \tilde{p}_s^\beta \quad (4.3)$$

$$\text{生産奨励金と生産者価格の関係：} \tilde{p}_s = p_s + g \quad (4.4)$$

$$\text{生産者価格と小売価格の関係：} p_s + m = p_d \quad (4.5)$$

$$\text{市場均衡条件：} Q_d^1 + Q_d^2 + G = Q_s \quad (4.6)$$

ただし、記号の意味は以下のとおりである。

$p_s$ ：生産者価格， $g$ ：生産奨励金， $\tilde{p}_s$ ：生産奨励金を含む生産者価格， $p_d$ ：小売価格， $m$ ：流通経費

$Q_d^1, Q_d^2$ ：非農家・農家の消費量， $Q_s$ ：生産量， $\theta$ ：生産調整率

$G$ ：政府米純買入量（国産米買入量から国産米・輸入米の主食用放出量を引いたもの）

$\alpha_1, \alpha_2$ ：非農家・農家需要の価格弾力性， $\beta$ ：供給の価格弾力性， $\gamma$ ：農家需要の所得弾力性

$A, B, C$ ：現実の値と弾力性から計算される需要・供給関数のシフト・パラメーター

図 4.4 はモデルの概念図を表す。ただし、図の単純化のために、流通経費（生産者価格と小売価格の差）はないものとし、また農家・非農家の消費の区別は行っていない。米政策が行われていない自由市場均衡は点  $E_2$  である。ここから、本章で考慮している政府米買入、生産奨励金、生産調整という 3 つの政策によって、市場均衡は  $E_0$  へと変化する。これは、以下の 3 つの効果によるものである。第一に、政府買入によって米の需要曲線が元の点線から右に  $G$  だけシフトする。第二に、生産奨励金の供与によって生産者が直面する価格は市場均衡価格よりも  $g$  だけ高くなる。第三に、生産調整によって供給関数が左にシフトする。よって、これら 3 つの政策変数を 0 にした場合、均衡点が  $E_0$  から  $E_2$  へと変化する。この時の経済余剰の変化を計測することにより、現行の米政策が社会厚生に与える影響を分析することができる。また、生産調整政策の影響のみを考えるためには、政府米買入と生産奨励金を 0 にした点である  $E_1$  から、さらに生産調整を廃止した点である  $E_2$  への移行にともなう経済余剰の変化を計測すればよい。

シミュレーションの結果はモデルの構造だけでなく弾力性の値によっても大きく変化する。本章は独自に弾力性の推計を行わず、既存研究のレビューを通じて適切と考えられる値を選択した。なお、弾力性の値は分析期間で一定であるとは限らないが、政策の効果を同じ枠組みで分析して時系列の比較を行うために、需要・供給の弾力性は一定であることを仮定した。

まず、需要の価格弾力性に関する既存研究では、大塚 (1984) における -0.12（都市需要についてのもの）や Kako et al.(1997) における -0.13 など、小さい弾力性が推計されていることが多い。これに対して草苅・柿野 (1997) は、米消費の減少傾向を説明する際には調理のための家事労働に付随する機会費用を考

---

章では過剰米の処理費用のみを政府買入の費用としているが、この想定は農家への余剰移転額の計算には影響しない。

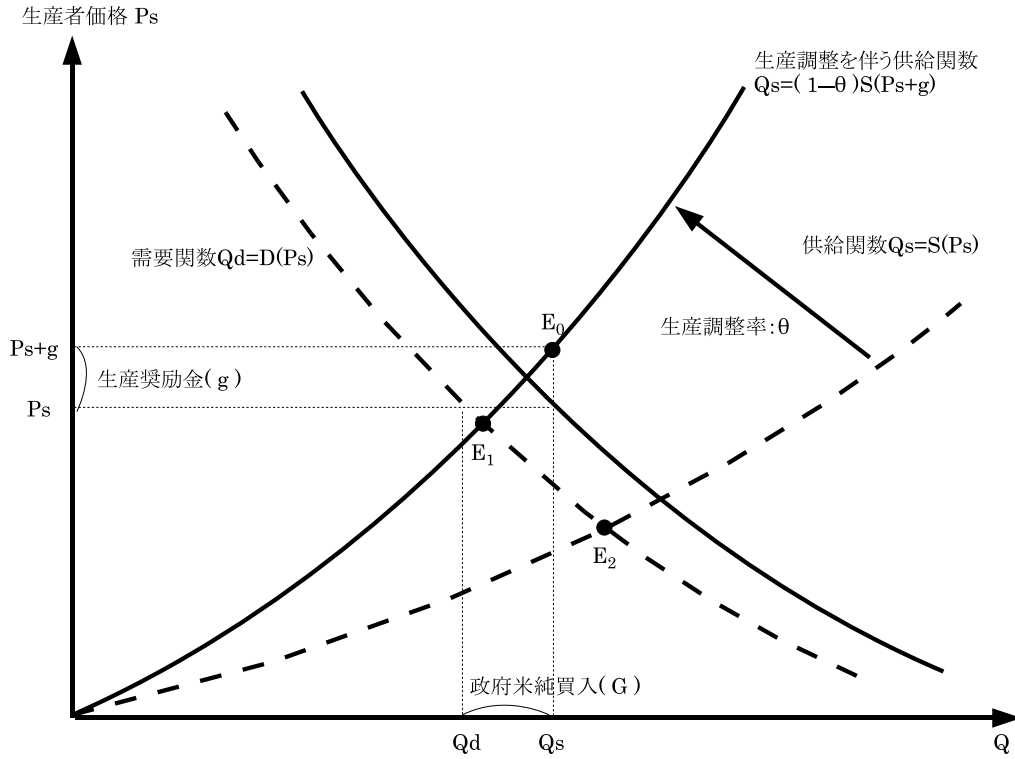


図 4.4 米政策の評価モデルの概念図

慮することが重要であるとした上で、賃金率などの説明変数を追加した需要関数の推計によって-0.335 という価格弾力性を得ている。本章でも、草苅・柿野 (1997) による議論に沿って-0.335 という需要の価格弾力性を用いる。また、農家の米需要に関する価格・所得弾力性については、農家と非農家の需要弾力性は同一であることを仮定した上で、草苅・柿野 (1997) にしたがって価格弾力性を-0.335、所得弾力性を-0.77 と設定した。大塚 (1984) の推計でも、農家需要の価格弾力性は-0.10、所得弾力性は-0.12 となっており、本章が設定した弾力性と大きな差はない。シミュレーションでは、大塚 (1984) で用いられている近似計算により、米価が農家所得に与える影響を考慮した農家需要の総合価格弾力性を計算した。(4.2) 式を  $\tilde{p}_s$  について微分して変形することにより、農家需要の総合価格弾力性は以下のように計算できる。

$$\frac{\partial Q_d^2}{\partial \tilde{p}_s} \frac{\tilde{p}_s}{Q_d^2} = \alpha + \gamma \frac{\tilde{p}_s \cdot q}{Y} \quad (4.7)$$

ただし、 $q$  は各農家の生産量を、 $\frac{\tilde{p}_s \cdot q}{Y}$  は米の粗収入に対する農家所得の比率を表す。農家需要の価格変化に対する反応は、米価の下落が稲作所得の低下を通じて劣等財である米の消費を増加させるため、非農家に比べて大きくなる。農家当たりの米の生産量が減少しているため、農家需要の総合価格弾力性は、

1960 年代の約-0.63 から、2000 年代の約-0.45 にまで低下する。

供給の価格弾力性の値は、シミュレーションを行う際に想定する農業構造のあり方に依存すると考えられる。例えば、大塚 (1984) は土地投入量を外生変数とした上で過去の統計からの推計により 0.18 という低い供給の価格弾力性を得ている。この推計は、米価の変動によって作付面積が変化することを考慮していないため、短期の供給弾力性として解釈することができる。知野 (1985) による推計は、供給関数の説明変数に作付面積を含まないため、長期の供給弾力性を表すものと解釈できる。これによれば、統計的に有意な弾力性は 0.38-0.46 の範囲にあり、その後の分析では供給の価格弾力性は 0.4 とされている。また、米価の変動が農地市場に与える影響を明示的に考慮した研究としては Fujiki(2000) がある。Fujiki(2000) は、コブ・ダグラス型の生産関数を仮定した上で、1991-1994 年の生産費調査から得られるファクターシェアに基づき、いくつかのケースでの供給の価格弾力性を推計している。これによれば、農地が流動化しない場合における供給の価格弾力性は 0.18 であるのに対して、圃場整備済みの農振農用地と北海道において農地が流動化する場合には、大規模農家への農地の集約が進むため、弾力性は 0.45 にまで上昇するとしている。これは、大塚 (1984) による短期の供給弾力性の推計値、知野 (1985) による長期の供給弾力性の推計値ともほぼ一致する。以上から、本章は基本ケースとして、米政策の廃止にともないある程度の農地の流動化が起きる場合として供給の価格弾力性を 0.45 としてシミュレーションを行うが、供給の価格弾力性を 0.18 とした場合の感応度分析を合わせて行う。

### 3.2 シミュレーションのシナリオ

以上のモデルに基づき、米政策の変化が社会厚生に与える影響を分析することによって米政策の評価を行う。本章の分析対象としている米政策は、(1) 政府米の純買入、(2) 生産奨励金、(3) 生産調整の 3 つである。本節ではこれらの政策が廃止された場合のシミュレーションを通じて現実の米政策の効果を分析した<sup>\*9</sup>。また、米政策のポリシーミックスの中で生産調整が果たしている役割を明らかにするために、国産米の買入と生産奨励金を廃止した状態からさらに生産調整を廃止した場合の均衡の変化を計測した。本章のシミュレーションは、現実の均衡点から政策が行われない場合の需給均衡点に移行したことへの効果として米政策の効果を評価している。これは、需要・供給曲線に変化がない場合には、長期的には均衡点が需給が一致する点へと収束することを想定したものである。よって、本章におけるシミュレーションは、政策が変更された場合の短期的な効果を表すとは限らないことに留意する必要がある。

シミュレーションの詳細は以下のとおりである。

1. 国産米の買入・放出は廃止される。政府の国産米の買入は米の需給とは独立して回転在庫を維持するためのものに限定される。これにより、現実には発生していた過剰米の処理費用はゼロとなる。一方で、輸入米 (MA 米) の国家貿易と主食用への処理は現行どおり継続されるものとする。

---

<sup>\*9</sup> 本章では、輸入自由化のシミュレーションは行わない。現行の輸入制限を完全に廃止した場合、日本の米生産における可変費用を下回る価格での輸入が行われるため、農家の多くが生産から退出することが予想される。このような大幅な変化を、弾力性一定を仮定した現実の値からの外挿によってシミュレーションすることは現実的ではない。本章の目的は国内政策を評価することであるため、輸入自由化の影響を適切に評価することは今後の課題としたい。

2．売買逆ざやや自主流通米奨励金，経営安定対策による生産奨励金が廃止される．現実の生産奨励金の支払額は事後的な作況や市場価格を考慮して決定されるが，これらの政策は過去の価格を基準として行われるため，生産者は作付けの前に奨励金を含む生産者価格を予測できるものとして分析を行う．

3．生産調整政策を完全に廃止し，全ての水田において稲作の作付けが行われることを想定する．ただし，生産調整政策を廃止した場合，全ての作付面積が水稻の作付けに復帰する訳とは限らない．荒幡(2008)は，2007年において物理的に水田状態にある生産調整面積が75万haであるのに対して，生産調整政策を廃止したときに水稻が作付けされるのは45-58万haに過ぎないとし，上限値58万ha(75万haの77%)を用いた分析を行っている．本章では，分析期間を通じて，生産調整政策が廃止されたときに水稻の作付けに復帰するのは生産調整面積の75%であることを仮定してシミュレーションを行う．また，比較のために，生産調整政策の解除によって全ての生産調整面積が水稻作付けに復帰することを仮定したシミュレーションも合わせて行う．

なお，考慮している3つの政策変数のうち，生産調整政策の効果は他の政策に比べて大きく，また食糧制度の歴史の中で常に議論の中心となってきた．よって，3つの政策を廃止するシミュレーションの他に，国産米の買入と生産奨励金のみが廃止された状態からさらに生産調整を解除した状態への余剰変化を計測するシミュレーションをあわせて行った．

### 3.3 シミュレーションの結果

以上のケースについてのシミュレーション結果は表4.1に整理されている．なお，農家の余剰の変化とは，生産者としての生産者余剰の変化と消費者としての消費者余剰の変化の合計を表す．

まず，国内政策の所得移転効果について論じる．表4.1は，供給の価格弾力性を0.45とし，また生産調整面積の75%が水稻作付けに復帰すると仮定した場合の変化を表す．このうち，生産者価格と生産量については図4.1，図4.2において現実の値とシミュレーション結果の比較を行っている．まず，3つの米政策はいずれも生産者価格を押し上げる効果を持つため，米政策の廃止は生産者価格の低下を引き起こす．図4.1から分かるとおり，分析期間の平均では，米政策の廃止によって生産者価格は約22%も下落する．これは，米の内外価格差のうちの相当な部分が国境措置ではなく国内政策によるものであることを意味する．一方で，図4.2から分かるとおり，分析期間の平均では，米政策の廃止はわずか2%の供給増加しか引き起こさない．これは，米政策が生産調整や生産奨励金を通じて生産者米価を維持することによる生産への正の効果と，生産調整によって作付面積が制限される生産への負の効果の両面を持つためである．分析期間の平均では，米政策が行われていない場合の方が生産量は安定する．ただし，生産調整が強化された1998年以降では，潜在的な生産量は現実の生産量を大幅に上回っている．また，図4.5は，農家への所得移転額と，それを米の産出額で割ったもの(%移転額<sup>\*10</sup>)の推移を表す．これを見ると，まず1960年から1970年代後半までは，第1次過剰米処理の時期を除いて農家への所得移転額は安定的に

<sup>\*10</sup> OECDはPSEを農業産出額で割ったものを“%PSE”として農業保護の尺度としている．本章の%移転額は，OECDによる%PSEのうち国内政策による部分のみを推計し，しかも経済余剰の変化によって所得移転額を計測したものとみなすことができる．

上昇を続ける。農家への所得移転額と%移転額は、生産者価格の引き上げと政府米買い入れの強化が行われたため、1970年代後半と1980年代半ばに大きく増加しているが、この2つの時期の後には過剰米処理が行われた時期に当たるため、農家への所得移転額はやや小さくなる。その後、1993年の大凶作の後に再び政府米買い入れが強化されたため、1994-97年にかけて再び農家に大きな所得移転が行われる。1998年の「新しい米政策」の導入後は、政府米買い入れを通じた価格支持はほとんど行われなくなるものの、生産調整が大幅に強化されることにより農家への所得移転が維持される。分析期間の最後である2004-06年には、米政策による所得移転額は米の産出額の約3割にも達しており、%移転額で見れば最も所得移転額が大きい時期となっている。また、図4.5からは所得移転額が大きい時期と小さい時期が連続しており、米政策による所得移転額に周期性があることが分かる。これは、ある年の変数が、その年だけでなく翌年にも影響を与えるためと考えられる。生産者価格、在庫量、生産調整率などに周期性があることは図4.1-図4.3からも分かる。この結果、米政策による農家への移転額も前年の影響を受けることになる。こうした現象は、政策決定過程の硬直性によって生じているものと考えることができる。Mulgan(2005)が記述しているとおり、日本の農業政策の決定過程には官僚主義や省庁間の競争などの非効率性が存在している。このために政策を柔軟に変更することが困難になり、得票の最大化という観点から「最適」となる保護水準からの逸脱が起きる可能性がある。例えば、ある年に大幅な生産者価格の引き上げを行った場合、翌年の生産者価格は前年の影響を受けて高くならざるを得ない。

さらに、図4.5からは%移転額が作況指数と正の相関を持つことも分かる。例えば、著しい不作であった1971年(作況指数93)、1980年(同87)、1993年(同74)、1998年(同98)、2003年(同90)などでは農家への所得移転額が小さい。これは、不作時には小売価格の高騰を抑えるために、政府米買い入れの抑制や政府米在庫の放出が行われるためである。逆に、豊作の年には、政府は米価の下落を防ぐために国産米の買入を迫られるため、農家への余剰移転額が増大する。

図4.6は、農家への所得移転額を生み出すために、どれだけの消費者余剰の減少と政府支出がともなっているか、また農家への所得移転のうちどれだけが生産調整によって行われているかを示すものである。消費者余剰の減少と政府支出の合計に対する農家への所得移転額の割合は、消費者・政府の負担のうちどれだけが農家に移転されたかを示すものであり、移転の平均効率性(Average Transfer Efficiency)と呼ばれる。分析期間における移転の平均効率性は、年によって大きく変動するものの、平均すると約0.6である。これは米政策によって失われた消費者余剰と政府支出のうち約6割が農家の手に渡り、残りの約4割は死荷重として失われたことを意味する。また、農家余剰の増加における生産調整の役割は、年によって変動するものの、徐々に高まっている。特に1998年以降では政府米買入・生産奨励金の効果を大きく上回っており、現在の米政策が消費者・政府から農家への所得移転を行う上で生産調整に強く依存していることを裏付けるものである。一方で、生産調整は消費者価格を引き上げて需要を減少させることによって消費者余剰の減少を生み出す。最後に、消費者・政府の負担の比率を見ると、年が進むにつれて政府支出が減少する反面、消費者余剰の減少が大きくなっていることが分かる。これは、農家に所得移転を行うための政策手段の中で生産調整を通じた市場価格支持への依存度が高まっているためである。WTO農業協定下にある1995-2006年では、消費者・政府の負担額の合計のうち約7割が消費者によって負担されている。

図 4.7 には、供給の価格弾力性を 0.18 とした場合と、生産調整政策を廃止したときに全ての水田が稲作作付けに復帰すると仮定した場合における、現行の米政策を廃止した場合の余剰の変化額が示されている。生産調整政策の廃止の影響は、全ての水田が稲作作付けに復帰する場合の方が大きく、生産調整が開始された 1969 年以降で約 15 % も所得移転効果が大きくなる。また、供給の弾力性が小さい場合の方が米政策を廃止した場合の効果は大きくなる。例えば、弾力性が非常に小さい場合に生産調整を解除すると、価格の下落が生産量の減少を招かないため、非常に大きな価格下落を生み出すことになる。供給の価格弾力性が 0.45 の場合に比べて、弾力性が 0.18 の場合には米政策の廃止は約 2 倍もの効果をもたらす。つまり、農地流動化が伴わない場合の生産調整の解除を含む米政策の廃止は、農地流動化がある程度進む場合に比べてより大きな所得減少をもたらしてしまう。弾力性を 0.18、生産調整からの復帰率を 1 としたシミュレーションは、モデルの定式化の違いを除いて Otsuka and Hayami(1985) と同じである。そこで、両者の値を比較してみると、農家への余剰移転額は 1965-69 年、1975-79 年では本章の推計は Otsuka and Hayami(1985) に比べて 1 割ほど小さいのに対して、1970-74 年では 3 分の 2 程度になっている。これは、本章のモデルが政府米在庫の放出による価格安定化効果を考慮しているためと考えられる。ただし、弾力性や生産調整からの復帰率を変化させた 4 つの場合の分析結果はほぼ比例的であるため、時系列での比較を行う場合の結論は変わらない。

表 4.1 シミュレーションの結果（供給の弾力性 0.45，生産調整面積の 75 %が水稻作付けに復帰）

年産	生産者 価格	消費者 価格	非農家 需要量	農家 需要量	生産量	生産者余剰 の変化	農家の余剰 の変化	消費者余剰 の変化	政府支出 の変化	死荷重 の変化	現実の 生産者価格	現実の 生産量
1960	3,835	4,565	645	597	1,230	-351	-185	132	316	263	4,004	1,254
1961	4,170	3,141	663	557	1,209	-74	-40	41	51	52	4,206	1,214
1962	4,488	5,361	717	544	1,251	-431	-248	-39	724	437	4,692	1,276
1963	4,728	5,806	712	530	1,212	-752	-436	-347	1,707	925	5,094	1,253
1964	5,443	6,240	775	499	1,201	-742	-445	164	908	627	5,809	1,236
1965	5,749	6,894	753	481	1,166	-1,163	-708	-61	1,901	1,133	6,334	1,218
1966	6,085	7,349	742	469	1,177	-1,826	-1,151	-306	3,331	1,875	6,986	1,253
1967	5,619	6,937	757	496	1,245	-4,404	-2,923	1,313	5,038	3,428	7,594	1,426
1968	5,732	6,779	740	481	1,217	-5,245	-3,537	2,182	4,924	3,569	8,111	1,422
1969	6,300	7,567	820	422	1,240	-3,897	-2,725	1,696	3,654	2,625	8,097	1,380
1970	6,499	8,019	859	376	1,235	-3,606	-2,651	1,408	3,366	2,123	8,121	1,253
1971	7,588	9,242	856	328	1,184	-1,805	-1,423	326	2,713	1,615	8,303	1,078
1972	6,912	9,685	888	321	1,209	-4,328	-3,379	1,012	4,600	2,233	8,802	1,177
1973	8,156	11,455	935	307	1,242	-4,574	-3,567	312	5,805	2,550	10,230	1,207
1974	10,842	14,394	886	310	1,196	-5,411	-4,066	981	6,481	3,396	13,600	1,218
1975	11,524	15,361	898	317	1,215	-8,436	-6,443	3,103	8,239	4,899	15,606	1,309
1976	12,992	17,421	812	292	1,105	-6,493	-4,880	2,304	6,390	3,814	16,510	1,170
1977	12,156	16,667	877	295	1,171	-10,534	-8,220	5,346	8,221	5,347	17,328	1,302
1978	12,500	17,214	921	279	1,200	-11,085	-8,933	5,594	8,466	5,127	17,533	1,255
1979	12,631	18,296	888	267	1,155	-10,303	-8,315	4,938	8,119	4,742	17,463	1,190
1980	16,409	22,129	843	230	1,072	-3,890	-3,207	778	5,846	3,417	18,232	969
1981	15,423	21,507	885	232	1,116	-5,762	-4,552	3,331	5,271	4,050	18,693	1,020
1982	15,100	21,623	881	227	1,108	-6,413	-5,109	4,096	4,981	3,968	18,730	1,021
1983	15,167	21,833	871	224	1,096	-7,094	-5,667	4,783	4,577	3,693	19,200	1,031
1984	15,085	22,361	1,010	218	1,227	-7,658	-6,212	6,073	3,874	3,734	19,306	1,183

年産	生産者 価格	消費者 価格	非農家 需要量	農家 需要量	生産量	生産者余剰 の変化	農家の余剰 の変化	消費者余剰 の変化	政府支出 の変化	死荷重 の変化	現実の 生産者価格	現実の 生産量
1985	14,145	21,799	940	217	1,157	-9,203	-7,506	6,915	3,855	3,265	19,193	1,161
1986	14,046	21,647	948	209	1,157	-9,525	-7,829	7,190	4,030	3,391	19,295	1,159
1987	13,932	22,289	911	198	1,109	-7,685	-6,079	5,665	4,708	4,295	19,172	1,057
1988	13,587	22,645	886	171	1,057	-6,438	-5,192	5,622	3,454	3,884	18,269	989
1989	14,862	24,030	968	168	1,136	-4,860	-3,871	4,938	3,298	4,366	18,584	1,030
1990	13,414	23,149	951	167	1,118	-6,282	-5,058	6,341	2,745	4,029	18,115	1,046
1991	15,164	25,372	916	154	1,070	-3,491	-2,652	4,207	2,690	4,245	18,581	957
1992	14,868	25,555	965	153	1,118	-5,724	-4,670	5,903	2,597	3,831	19,273	1,055
1993	17,984	29,312	846	141	842	-2,918	-2,124	3,840	1,342	3,058	21,514	781
1994	13,459	22,626	1,031	150	1,170	-8,317	-7,118	7,483	3,491	3,856	18,667	1,196
1995	11,993	20,887	908	145	1,049	-8,188	-6,926	7,455	2,425	2,955	17,722	1,072
1996	12,258	20,263	942	134	1,072	-7,231	-6,120	7,396	3,564	4,840	17,689	1,033
1997	10,545	19,139	894	130	1,020	-7,274	-6,217	6,945	3,131	3,858	15,922	1,000
1998	11,480	18,604	885	121	995	-4,695	-3,813	6,728	1,410	4,324	16,229	894
1999	9,798	17,283	859	121	970	-6,566	-5,534	6,754	2,478	3,697	15,502	916
2000	9,648	17,260	909	114	1,015	-6,398	-5,484	6,254	2,913	3,683	14,960	947
2001	9,675	16,927	905	108	1,003	-5,770	-4,958	6,431	2,436	3,909	14,671	905
2002	9,748	17,587	892	102	990	-5,900	-5,135	5,965	3,128	3,958	14,689	888
2003	13,517	18,541	840	92	925	-3,487	-2,860	6,360	1,371	4,871	17,903	778
2004	8,560	15,265	844	96	932	-6,140	-5,405	6,524	1,898	3,017	13,686	872
2005	8,623	15,505	895	89	974	-5,958	-5,322	6,320	2,103	3,101	13,373	906
2006	8,800	15,518	863	82	935	-5,235	-4,678	5,760	2,004	3,086	13,277	855
単位	円 / 60kg	円 / 60kg	万トン	万トン	万トン	億円	億円	億円	億円	億円	円 / 60kg	万トン

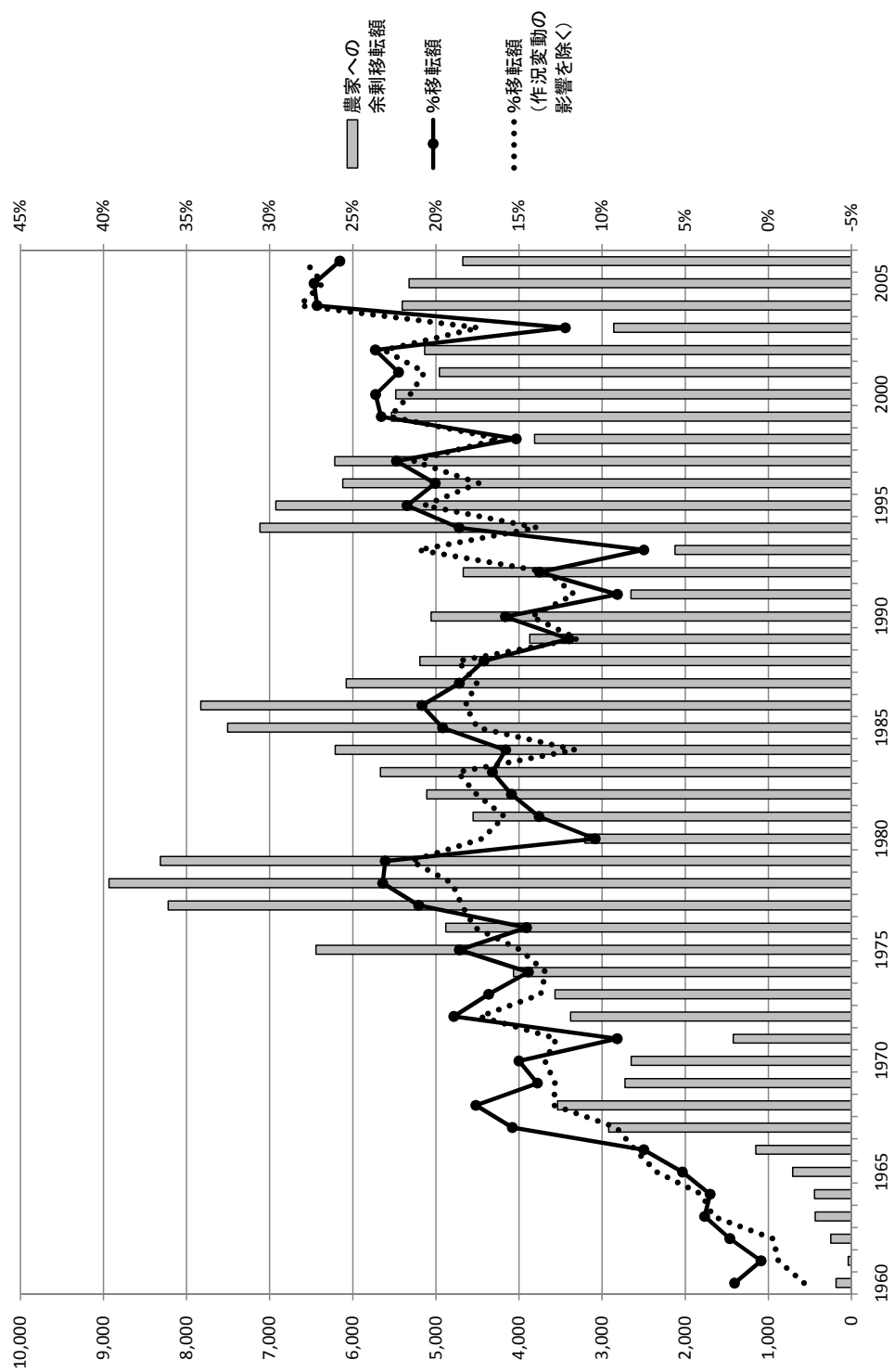


図 4.5 農家への余剰移転額とその生産額に対する比率（%移転額）の推移  
 単位：移転額は億円（左軸），%移転額は%（右軸）

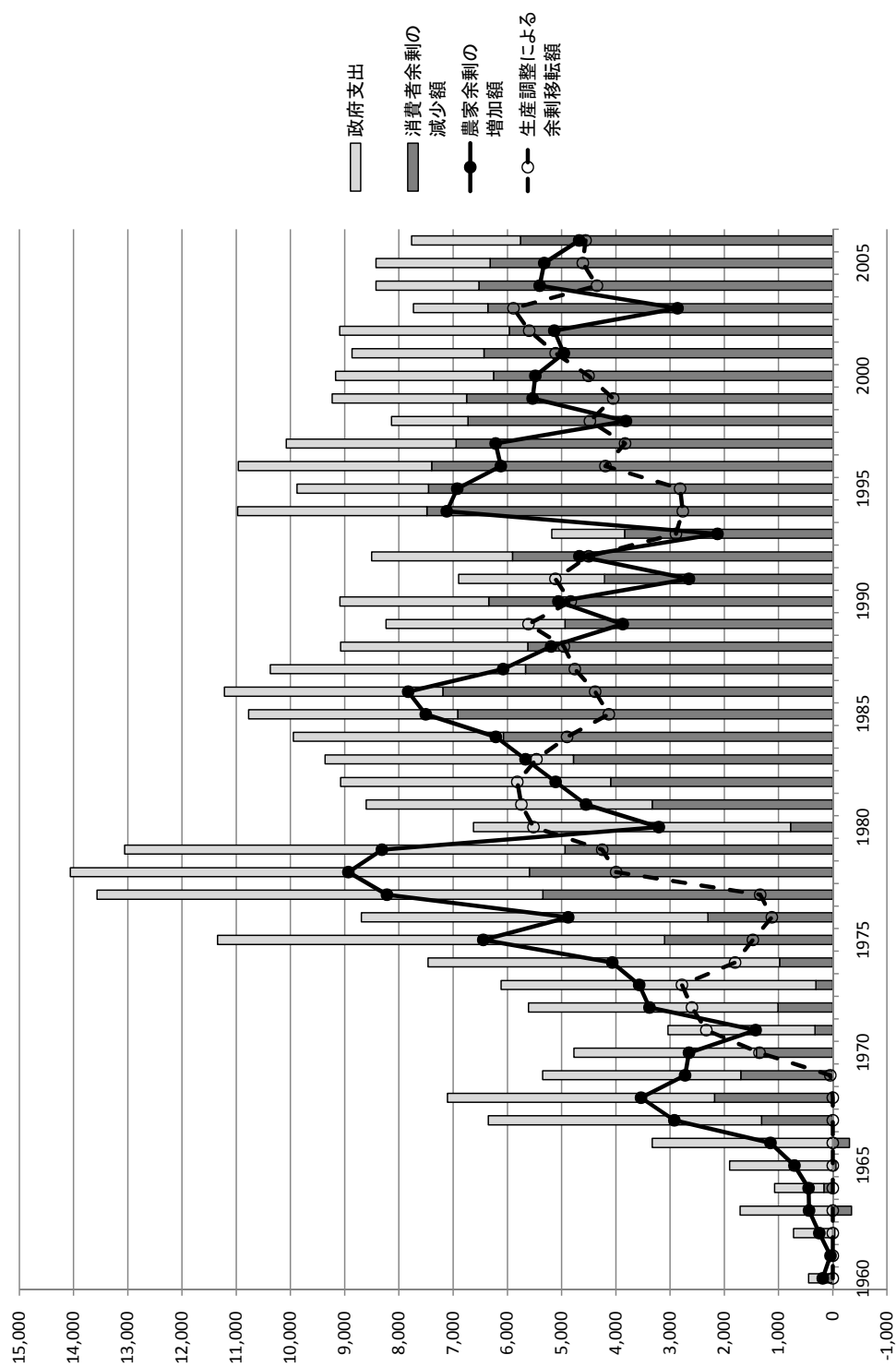


図 4.6 米政策による余剰移転の要因分解

単位：億円

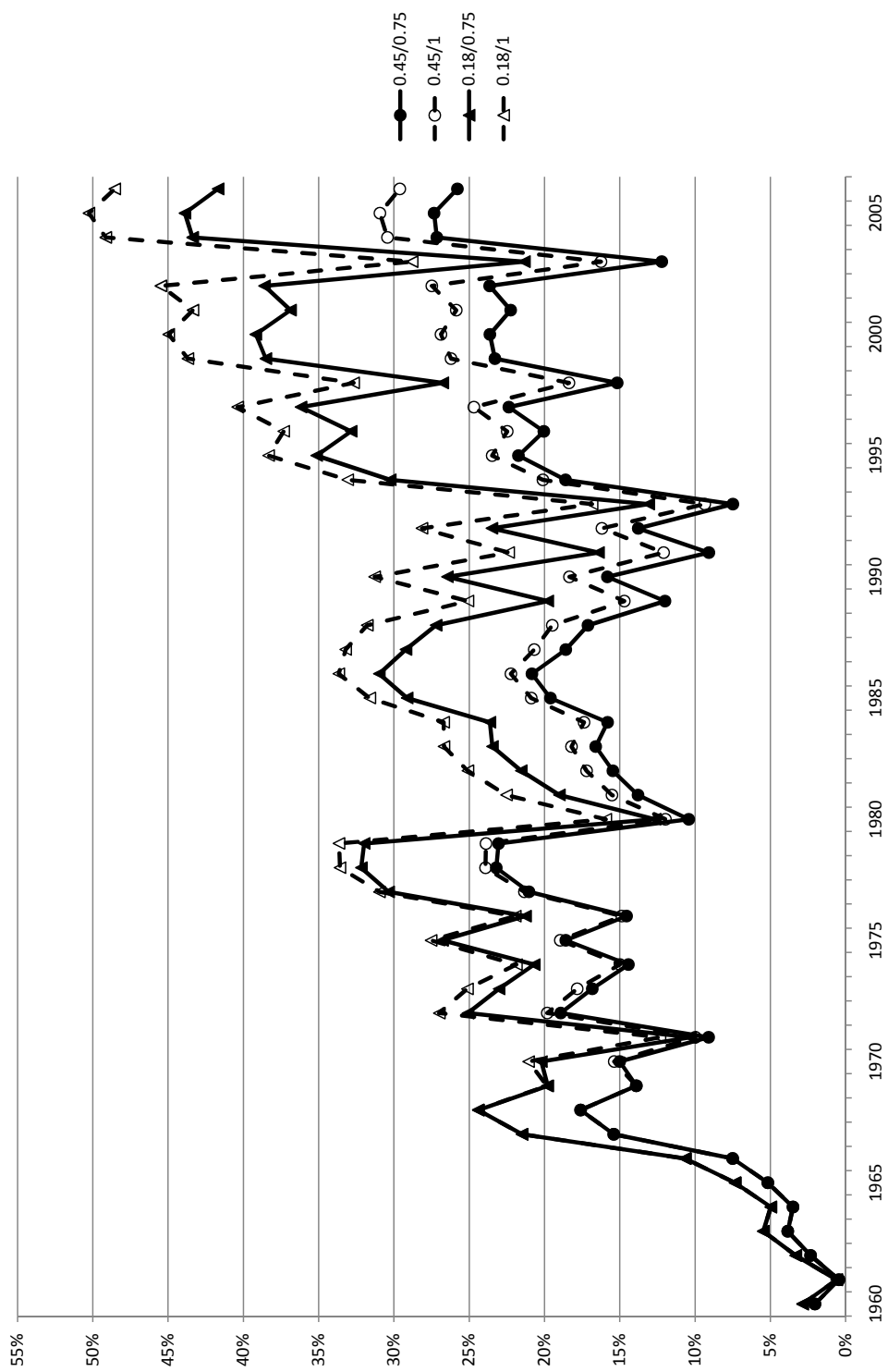


図 4.7 %移転額のシミュレーション結果

単位：%，例えば 0.45/0.75 は供給の弾力性 0.45，生産調整からの復帰率 0.75 を表す

## 第4節 米政策の計量分析

本章では、前節で計測された%移転額、つまり米の生産額に対する米政策を通じた農家への所得移転額の比率を農業保護水準の代理変数とした計量分析を通じて、米政策の政治経済学について検討する。

### 4.1 説明変数の設定

「農業保護の政治経済学」に関する既存研究では、農業保護率を国内の政治経済学的な要因によって説明する重回帰分析が行われている。例えば、Honma and Hayami(1986)では農業保護の説明変数として「農業の比較優位性」「経済に占める農業のシェア」「農産物の交易条件」「国別ダミー」が用いられている。また、David and Huang(1996)では米の名目保護率の説明変数として「米の国際価格」「為替レート」「近代品種の採用率」「農業の比較優位性」「肥料への保護率」「農業労働のシェア」「一人当たり GDP」「輸入・輸出ダミー」が用いられている。本章は戦後の日本農業のみを考察しているため、近代品種の採用のような日本では戦前に完了している要素や、肥料への補助金など日本では行われていない政策の影響を考察する必要はない。また、本章で考察している農業保護政策は国内政策に限定されているため、これらの説明変数のうち、農産物の交易条件や為替レートなどの影響を考察する必要はない。そこで、本節では Honma and Hayami(1986)による議論の中で最も重要な変数である「農業の比較優位性」、つまり経済全体と比較した農業の実質労働生産性の格差が農業保護政策に与えた影響を中心に、農業保護政策をめぐる政治経済学的メカニズムについて検討する。農業の実質労働生産性は、農林水産業の2000年基準の実質 GDP を就業者人口で割ったものとして定義される<sup>\*11</sup>。経済全体の実質労働生産性も同様に定義される。

ただし、米政策を通じた所得移転に影響を与える要因は農業の比較優位性以外にも存在する。第一に、「農業生産額に占める米のシェア」が低下するほど、農業部門にとっての米の重要性が小さくなるため、米の保護率も低下すると考えられる。第二に、農業の比較優位性を農業保護に対する「需要」側の要因とすれば、農業保護を負担する「供給」側の要因としては、農業保護の費用を負担する能力として所得水準が考えられる。ここでは、「一人当たり実質 GDP」を所得水準の代理変数として用いる。第三に、前節の議論からは、政府は豊凶変動を緩和するように在庫の調整を行うため、農家への所得移転は作況指数と正の相関があることが想定される。第四に、前節の推計結果からは、ある年の移転額が翌年の移転額に影響することによって農業保護水準に周期性が生まれることも示唆されている。これは政策の決定過程における政策の硬直性の影響であると考えられる。この影響を制御するために、被説明変数のラグ項を説明変数に導入する。

なお、農業保護の政治経済学に関係すると考えられる要因は、以上に挙げたもの以外にも数多く存在する (de Gorter and Swinnen, 2002)。しかし、本章の分析は日本の国内政策のみを対象としているため、サンプル数が限定されているだけでなく、変数間の相関が強いために多重共線性の問題が発生しやす

<sup>\*11</sup> 本章の分析期間における就業者数と実質 GDP に関する政府統計は農林水産業を合計したものしか入手できないため、農業と農林水産業の間で就業者当たり実質 GDP が等しいことを仮定した上で、農林水産業の就業者当たり実質 GDP を計算した。

い<sup>\*12</sup>．そのため、計量分析の中心は以上の変数に限定した上で、いくつかの特定化を試すことによって推計の頑健性について検討する．また、誤差項の分散不均一性・系列相関の検定やモデルの特定化に関する RESET 検定などにより除去変数が存在するかどうかを検証する<sup>\*13</sup>．

## 4.2 計量分析の結果

計量分析の結果は表 4.2 に示されている<sup>\*14</sup>．なお、変数の対数変換は行われていない．また、推計にはトレンドと定数項が含まれるが、推計結果は記載を省略した．説明変数に用いたデータの定義と数値は付録に記載されている．

まず、(1)(2) の推計は被説明変数のラグ項を含まない場合の計量分析の結果である．(2) には (1) にはない「農業生産額に占める米のシェア」「一人当たり実質 GDP」が含まれているが、有意な変数は (1) と同じであり、また推計された係数にも大きな違いはない．(1)(2) の推計結果からは、%移転額に対して作況指数が正の影響を与えること、比較優位性が負の影響を与えることが分かる．ただし、(1) の推計結果からは、1 階の系列相関が存在しないという帰無仮説が有意水準 1 %で棄却され、また (2) の推計結果からはさらに系列相関に加えて分散が均一であるという帰無仮説も有意水準 10 %で棄却される．さらに、(2) については RESET 検定も 10 %基準で棄却される．これらの結果は、(1)(2) の推計結果には除去変数が存在することを示唆している．次に、被説明変数のラグ項を入れた推計結果が (3)(4) である．ここでも、「農業生産額に占める米の生産額シェア」を除いて全ての変数は有意である．また、系列相関、不均一分散、特定化の誤りに関する検定も有意な結果を示していない．これは (3)(4) の推計の特定化に問題がないことを示唆している．さらに、被説明変数の 2 期前のラグ項を入れた推計結果が (5)(6) である．ここでも、系列相関、不均一分散、特定化の誤りに関する検定も有意な結果を示していない．ただし、被説明変数の 2 期前のラグ項が有意でないこと、AIC が (3)(4) に比べて上昇することなどから、(3)(4) の方が適切な特定化であると考えられる．また、3 期以上の被説明変数のラグ項を加えても、加えたラグ項は有意にはならず、AIC も低下する．よって、以下では (3)(4) の結果を中心に解釈を行う．

(3)(4) の推計結果では被説明変数のラグ項が次期の被説明変数に有意な影響を与えている．これは米政策に関する政策の硬直性の存在を示唆するものである．米政策について周期的な在庫変動などの政策サイクル (policy-induced cycle) の存在が指摘されることは多いが (例えば Hayami, 1988) これはこの政策の硬直性によってもたらされていると考えられる．例えば、ある年に何らかの理由によって農業保護が強化された場合、政策の硬直性によってその効果は翌年以降にも持続し、その結果として保護水準の周期性が生まれることになる．(4) の推計結果からは、まず作況指数が 1 上昇すると %移転額が 0.5 %上昇することが分かる．これは、米価を安定化させるために、政府が豊作時には買入量を増やし、不作時には買入量

<sup>\*12</sup> 例えば、「農業労働のシェア」と「一人当たり実質 GDP」の間には強い正の相関があるため、両方を入れた計量分析を行うと分散拡大要因 (vif) が 100 以上になり、深刻な多重共線性が発生する．

<sup>\*13</sup> これらは必ずしも除去変数を検出するための検定ではないが、除去変数が存在する場合には各検定における帰無仮説が棄却されることが多い．

<sup>\*14</sup> 計量分析を行う前に、被説明変数の単位根検定を行った．トレンドを含めた Dickey-Fuller 検定の結果、単位根の存在は有意水準 5 %で棄却された．よって、データの定常性による見せかけの相関は起きていないものとして議論を進める．

を制限したり政府在庫を放出することによる効果であると考えられる。しかも、政策の硬直性が存在することにより、豊凶変動の影響は翌年以降も持続し、長期的にはより大きな効果をもたらす。また、前節で推計された%移転額から作況指数の影響を除いたものを推計することにより、豊凶変動の影響を取り除いた%移転額の水準を計算することができる。これは、政策担当者が事前的に意図する移転額を意味すると考えられる。計算の結果は図 4.5 に示されているとおりであり、前節で推計された%移転額に比べて安定的な動きを示している。さらに、比較優位性の低下が農業保護を上昇させる効果も有意に実証された。推計結果からは、農業の比較優位性が 1 %低下することにより、短期的には%移転額を約 0.6 %、長期的には約 0.9 %上昇させる。この効果は、特に高度経済成長期において農業部門が急速に比較劣位化した時期に明らかである。1960 年代には農業の比較優位性は約 10 %低下しているが、これは長期では 9 %の%移転額の上昇をもたらしたことになる。米政策による所得移転額は 1980 年ごろまでほぼ安定的に上昇しているが、この大部分は農業部門の比較優位性が低下したことに求められると考えられる。

なお、一人当たり実質 GDP や農業生産額に占める米のシェアは移転額に対して有意な影響を確認できなかった。また、生産調整が開始された 1969 年以降や WTO 農業協定下における 1995 年以降の期間ダミーを含めた推計からも有意な結果は示されなかった。また、弾力性や生産調整からの復帰率を変更した場合の%移転額を被説明変数とした計量分析でも、推計される係数が比例的に変化することを除き、変数の有意性や検定の結果などにはほとんど変化がなかった。

表 4.2 計量分析の結果（被説明変数：%移転額）

	(1)	(2)	(3)	(長期乗数)	(4)	(長期乗数)	(5)	(6)
1 期前の被説明変数			0.342*** (0.103)		0.357*** (0.106)		0.284** (0.110)	0.294** (0.111)
2 期前の被説明変数							0.140 (0.112)	0.166 (0.117)
作況指数	0.00531*** (0.000882)	0.00536*** (0.00110)	0.00511*** (0.000796)	0.00776*** (0.00163)	0.00522*** (0.000990)	0.00812*** (0.00195)	0.00499*** (0.000793)	0.00512*** (0.000987)
農業の比較優位性	-0.620*** (0.170)	-0.691* (0.371)	-0.372** (0.165)	-0.565*** (0.235)	-0.631* (0.329)	-0.982** (0.528)	-0.252 (0.179)	-0.585* (0.325)
米の生産額シェア		-0.00296 (0.305)			0.0340 (0.272)	0.0529 (0.424)		0.0474 (0.282)
一人当たり実質 GDP		-0.0438 (0.220)			-0.162 (0.200)	-0.251 (0.317)		-0.217 (0.200)
$R^2$	0.735	0.735	0.778	-	0.783	-	0.764	0.774
AIC	-173.0	-169.1	-178.5	-	-175.5	-	-174.4	-172.3
Breusch-Godfrey 検定	8.946***	8.788***	0.002	-	0.117	-	0.030	0.142
Breusch-Pagan 検定	3.91**	3.43*	0.76	-	0.23	-	0.70	0.02
RESET 検定	1.88	2.19	0.58	-	0.59	-	0.16	0.23

有意水準：\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

AIC: Akaike Information Criterion (赤池情報量基準)

Breusch-Godfrey 検定: 1 階の系列相関に対する Breusch-Godfrey test (帰無仮説：系列相関がない)

Breusch-Pagan 検定: 不均一分散に対する Breusch-Pagan test (帰無仮説：分散は均一)

RESET 検定: 特定化の誤りに対する Ramsey の regression specification error test

(帰無仮説：特定化の誤りはない, 被説明変数の予測値を 2-4 乗したものを検定に使用)

## 第 5 節 結論と政策的含意

本章では、日本における農業保護政策の発展過程を検討するために、1960-2006 年における米政策の所得移転効果を定量的に評価するとともに、その背景にある要因を計量分析によって検討した。まず、第 3 節における農家への所得移転額の推計によって、政府は生産奨励金・政府米買入・生産調整という 3 つの政策手段のポリシーミックスによりもたらされた農家への所得移転額と消費者・財政支出への負担額が明らかになった。農家への所得移転額とその産出額に対する比率は、1970 年代後半ごろまで上昇を続け、その後は多少の変動がありながらほぼ横ばいとなる。また、第 4 節の推計結果を利用して作況変動の影響を取り除いた場合、農家への所得移転額はさらに安定的なものとなる。米政策については、過剰米の発生と処理などの経験から、「市場の理論を十分に理解することなしに市場介入政策」を行ってきたとして批判されることが多い(速水・神門, 2002)。しかし、農家に所得移転を行うという観点からは、政府は利用可能な政策手段を組み合わせることにより政策目標を安定的に達成してきたとも言える。一方で、生産調整政策を中心とした現行の米政策は消費者と財政支出に多大な負担を強いており、社会全体での資源配分の非効率性は現在に至るまで改善されていない。特に、WTO 農業協定下における現行の米政策では、生産調整政策が農家への所得移転のための主要な政策手段となっている。これは、生産調整政策による価格支持に対しては生産調整奨励金を含めて WTO 農業協定による国内助成の削減義務が発生しないことや、農業関係予算の削減により政府にとっての財政支出の機会費用が高まっている中で、生産調整政策は生産調整奨励金の支出額に比べて大きな所得移転を農家に対して行えることなどが背景にあると考えられる。しかし、生産調整は市場米価を上昇させることを通じて消費者に莫大な負担を強いるものであり、所得移転に付随する死荷重の額も大きい。この点では、農業政策の決定過程について「財政負担を極力抑制するようにして生産者の経済厚生を高めようとする政策決定行動様式」を指摘する Otsuka and Hayami(1985) の結論は現在でも有効であると考えられる。ただし、Otsuka and Hayami(1985) の指摘する「生産調整の次善的效果」が現在でも機能しているとは考えられない。計画流通制度が廃止された現状における生産調整は、政府米の在庫買入量を減少させるための政策ではなく、市場への供給量を制限することにより市場均衡価格を上昇させる政策として理解するべきであろう。

第 4 節の分析結果は、「農業部門の比較優位性の低下が農業保護政策を引き起こす」という仮説を改めて支持するものとなっている。このことは、国内の農業構造の改善を通じて農業部門の生産性を向上させることが農業保護水準の引き下げにつながる可能性を示しており、農業部門の構造調整を促進するための政策を行うことの理論的な根拠の一つを提示するものである。逆に言えば、農業部門の生産性上昇が達成されないままに農業保護水準を低下させようとする試みは、経済学的な観点からは正当であっても、政治的な政策決定過程で実現することは困難である。また、農業保護水準に関する「政策の硬直性」の存在は、社会的にも政治的にも不必要となった政策が解消されることなく存続している可能性を示唆しており、政策の決定過程の透明性と柔軟性を高めることも農業保護の削減に貢献しうることを示している。日本は、人口に対して農地面積が狭小であることや農地改革によって農家当たりの農地面積が均等化されたという初期条件があったため、農業の比較劣位化に由来する農業保護が発生しやすかったといえる。しかし、特

にアジア地域の開発途上国において、工業部門での経済成長が進む中で農業構造の改革に失敗すれば、農業部門の比較優位性の低下を通じて日本と同様の農業保護政策が誘引される可能性は否定できない。この意味で、本章の結果は日本に特殊なものとして解釈するべきではなく、現在は途上国段階にある国が経済発展を遂げる過程で陥るかもしれない陥穽を警告するものである。ただし、本章の結論は日本についての分析から得られたものであり、それがどこまで一般化できるものであるのかはさらに実証的な検討を行う必要がある。世界銀行の“Distortions to Agricultural Incentives”プロジェクトでは、途上国・先進国にまたがる農産物の名目保護率 (Nominal Rate of Assistance, NRA) および相対的保護率 (Relative Rate of Assistance, RRA) の計測が行われており、こうしたデータを用いた国際比較も有用であろう。ただし、NRA や RRA は内外価格差を集計した指数であり、国境措置と国内政策の両方の効果を反映したものである。農業政策の決定過程をより詳細に分析するためには、国内政策を分析する研究を並行して行うことが不可欠である。

なお、現行の米政策に代わるような政策を考える上では、本章で論じられたような国際農業協定の規定や政策の効率性に加えて、想定される財政支出の規模や、政策が農業構造に与える影響などについても考察することが必要である。また、生産調整を解除した場合の生産量分の生産割当を設定した上で生産奨励金を支給することによって経済的損失の伴わない所得移転を行う (Alston and Hurd, 1990) など、本章では論じられていないポリシーミックスも存在する。さらに、本章で用いられた部分均衡モデルは、政策変化に伴う生産要素市場の均衡変化や米の品質格差を考慮していないなどの限界や問題点がある。こうした点を考慮した上での望ましい米政策の制度設計についての検討は今後の課題としたい。

## 付録：統計の定義と出典

### (1) シミュレーションで用いたデータ

生産量，作況指数：両者とも『作物統計』から得られる．

生産者価格：『米及び麦類の生産費』における 60kg 当たり主産物価格の全国平均値を用いた．

生産奨励金：政府米の売買逆ざやの額に加えて，1997 年までは自主流通米奨励金を，1998 年以降は稲作経営安定対策，2004 年以降は稲作所得基盤確保対策・担い手経営安定対策による純受取金を表す．売買逆ざやについては，農林水産省『米価に関する資料』から得られる政府買入価格と政府売渡価格の格差に，生産量に対する政府米買入量の割合を掛け合わせることで生産量当たりの事実上の直接払いの額を推計した．自主流通米奨励金と経営安定対策の受取額は『米及び麦類の生産費』の全国平均値から得られる．ただし，『米及び麦類の生産費』の 60kg 当たり主産物価格には，本来は自主流通米奨励金である流通促進奨励金と特別自主流通奨励金，銘柄米奨励金（1972-74 年）が含まれているため，農林水産省『米価に関する資料』からこれらの奨励金の総額を調べた上で主産物価格から除き，生産奨励金として加えた．また，稲作経営安定対策の純受取金は加入農家についての平均額であり，本来であれば生産量のうち対策に加入していない農家の分を割り引くべきである．しかし，経営安定対策への加入・非加入農家の内訳に関する統計が入手できないため，仮に非加入農家も同じだけの額を受け取っているとした上で分析を行った．

小売価格：『家計調査年報』における「二人以上の世帯（農林漁家世帯を除く）」の米についての小売価格の全国平均値を用いた．小売価格は精米当たりで表示されているため，精米換算率を 0.91 として玄米当たりの価格に換算した．ただし，この統計は 2004 年を最後に廃止され，2000 年から「農林漁家世帯を含む二人以上の世帯」の統計が公表されるようになったため，二つの統計が重複している 2000-2004 年の比率を転換倍率として「農林漁家世帯を含む二人以上の世帯」を「二人以上の世帯（農林漁家世帯を除く）」に換算することによって小売価格を算出した．

国際価格：OECD による PSE の計算に用いられている，「タイ米うち精米砕米混入率 10 %」の FOB 価格を 0.66 で割ることにより品質格差を調整したものを用いた．タイ米の価格データは，農林水産省『食糧統計年報』から得られる．OECD による米の輸入価格は，MA 米の輸入が開始された 1995 年以降は実際の MA 米の輸入価格に基づくものとなっているが，本章では 1995 年以降もそれまでと同様にタイ米価格を品質換算した価格を用いた．

生産調整率：本章における生産調整率は「 $1 - (\text{水稻作付面積} \div \text{普通田本地面積})$ 」によって計算されている．水稻作付面積および普通田本地面積は『耕地及び作付面積統計』より得られる．生産調整の実績に関する統計は『水田農業経営確立対策実績調査結果表』からも得られるが，生産調整の配分がボジ数量化された 2004 年以降は生産調整面積の統計が存在しない．『水田農業経営確立対策実績調査結果表』の生産調整実績から実績算入と永年性作物の作付けによる転作面積を引いたものと，『耕地及び作付面積統計』から得られる水田の不作付面積はほぼ一致する．なお，生産調整が行われていない 1968 年以前には生産調整率は 0 とした．

生産調整奨励金：農林水産省『米価に関する資料』から得られる。ただし，1998 年以降の農林水産省資料による生産調整奨励金は大きく低下しており，本来の奨励金の一部しか記載されていないことが疑われる。そこで，1995-2006 年については日本政府による WTO への国内助成通告の統計を用いた。

国産米，輸入米在庫と売却量：両者とも『食糧統計年報』から得られる。なお，1984 年には国産米の返還として韓国からの米の輸入が行われているが，これは輸入米として扱った。2000 年における「緊急総合米対策」による自主流通米と政府米の交換は，12 万トンの主食用米の買入と 16 万トンの政府米の非主食用放出として扱っている。また，2003 年には 35 万トンの国産米貸付が，2004 年には 5 万トンの MA 米貸付が国際農業交流・食糧支援基金から返還されており，2005 年には 1 万トンの国産米が，2006 年には 1 万トンの MA 米が事故品として処理されている。さらに，2005 年には集荷円滑化対策としてこの他に 8 万トンの国産米が市場から隔離されているが，これは政府在庫とみなして分析を行っている。

農家の米消費量：『生産者の米穀現在高等調査』から得られる。

非農家の米消費量：以上の統計から「年産ごとの生産量 - 政府米買上量 + 政府米の主食用放出量 + 輸入米の主食用放出量 - 農家の米消費量」として求められる。

年産ごとの過剰米処理費用：まず，『食糧統計年報』から毎年の政府米の買い入れ量と主食用・非主食用の放出量を比較することにより，過剰米が発生している時期における非主食用に処理された量の合計を算出することができる。そして，各年産ごとの純買入量のうち同じ割合が非主食用に処理されたと仮定すれば，年産ごとの非主食用処理量が求まる。処理価格は，第一次過剰米処理（1971-74 年），第二次過剰米処理（1979-83 年）については実際の処分量と処分価格から平均処分価格を計算し，それ以外の時期については付録と同じ国際価格とした。こうして，年産ごとの過剰米の処分量に生産者価格から処分価格を引いたものをかけることにより，過剰米の処理費用を計算することができる。また，1994 年産以降の過剰米の処理費用については農林水産省の資料（農林水産省『今後の備蓄運営のあり方に関する諸論点』（平成 13 年 7 月），『米の備蓄運営等について』（平成 20 年 7 月））に含まれる額をそのまま用いた。

## (2) 計量分析に用いた説明変数

就業者数：総務省『労働力調査』から得られる。

人口：総務省『人口推計年報』から得られる。

実質 GDP：経済社会総合研究所『国民経済計算確報』から得られる。

表 4.3 分析に用いたデータセット

年産	生産量	作況指数	農家の 米消費量	非農家の 米消費量	生産者 価格	生産 奨励金	小売価格	国際価格	稲作収入 の比率	生産調整率	生産調整 奨励金	過剰米 処理費用
1960	1,254	108	580	639	3,958	46	4,688	2,997	0.426	0	0	221
1961	1,214	102	554	661	4,206	0	3,178	3,311	0.389	0	0	52
1962	1,276	105	529	719	4,455	238	5,328	3,664	0.384	0	0	218
1963	1,253	101	506	725	4,439	655	5,517	3,468	0.370	0	0	324
1964	1,236	99	479	770	5,570	238	6,367	3,339	0.366	0	0	432
1965	1,218	97	453	755	5,701	633	6,845	3,232	0.354	0	0	610
1966	1,253	99	431	750	5,839	1,148	7,103	3,869	0.359	0	0	921
1967	1,426	112	411	722	6,685	909	8,003	5,053	0.368	0	0	2,891
1968	1,422	109	389	683	7,575	536	8,623	5,522	0.360	0	0	3,669
1969	1,380	102	365	778	7,576	521	8,842	5,183	0.318	0.008	36	2,423
1970	1,253	103	333	826	7,502	619	9,023	3,936	0.262	0.107	1,135	938
1971	1,078	93	313	849	7,818	486	9,471	3,427	0.213	0.160	1,840	0
1972	1,177	103	285	868	7,604	1,198	10,377	3,121	0.206	0.162	2,029	222
1973	1,207	106	277	929	8,357	1,873	11,656	4,351	0.170	0.157	2,027	10
1974	1,218	102	277	873	11,512	2,088	15,064	13,904	0.217	0.105	1,279	962
1975	1,309	107	272	860	13,643	1,963	17,481	9,290	0.222	0.079	1,061	2,898
1976	1,170	94	260	787	14,720	1,790	19,150	6,421	0.205	0.064	787	2,114
1977	1,302	105	246	819	15,945	1,383	20,456	6,041	0.218	0.068	956	4,268
1978	1,255	108	237	862	16,271	1,262	20,984	6,740	0.196	0.132	3,045	2,783
1979	1,190	103	229	838	16,067	1,396	21,731	6,277	0.180	0.141	3,195	2,157
1980	969	87	219	836	16,965	1,267	22,686	8,494	0.150	0.176	3,800	0
1981	1,020	96	213	856	17,720	973	23,805	9,201	0.156	0.204	3,622	0
1982	1,021	96	205	846	17,949	781	24,472	6,379	0.152	0.206	3,652	0
1983	1,031	96	202	830	18,542	658	25,208	5,769	0.150	0.195	3,447	0
1984	1,183	108	194	959	18,790	516	26,067	5,344	0.171	0.175	2,683	175

年産	生産量	作況指数	農家の 米消費量	非農家の 米消費量	生産者 価格	生産 奨励金	小売価格	国際価格	稲作収入 の比率	生産調整率	生産調整 奨励金	過剰米 処理費用
1985	1,161	104	189	882	18,706	487	26,361	4,584	0.166	0.160	2,391	524
1986	1,159	105	181	888	18,753	542	26,354	3,143	0.169	0.168	2,501	483
1987	1,057	102	172	864	17,764	1,408	26,121	2,925	0.146	0.220	2,156	72
1988	989	97	150	840	17,498	771	26,556	3,440	0.130	0.228	2,184	0
1989	1,030	101	152	929	17,986	598	27,154	3,916	0.129	0.227	2,272	0
1990	1,046	103	147	900	17,530	585	27,265	3,722	0.123	0.229	1,726	0
1991	957	95	141	885	17,969	612	28,176	3,752	0.134	0.232	1,715	0
1992	1,055	101	136	922	18,625	648	29,312	3,244	0.158	0.203	1,459	0
1993	781	74	130	821	20,749	765	32,078	2,603	0.135	0.184	1,012	0
1994	1,196	109	128	971	17,950	717	27,117	3,121	0.178	0.151	748	1,400
1995	1,072	102	122	844	17,110	612	26,004	2,720	0.154	0.182	807	557
1996	1,033	105	113	876	17,149	540	25,154	3,511	0.151	0.230	1,333	1,334
1997	1,000	102	108	829	15,389	533	23,983	3,499	0.138	0.233	1,329	946
1998	894	98	104	820	16,223	6	23,347	3,662	0.139	0.287	1,156	327
1999	916	101	99	789	14,727	775	22,212	2,610	0.138	0.287	1,167	208
2000	947	104	94	844	13,937	1,023	21,549	2,038	0.140	0.289	1,362	0
2001	905	103	89	837	14,112	559	21,364	1,881	0.146	0.310	1,667	0
2002	888	101	85	830	13,912	777	21,751	2,145	0.143	0.313	2,006	0
2003	778	90	81	778	18,242	-339	23,266	2,035	0.160	0.318	1,858	0
2004	872	98	78	769	13,428	258	20,133	2,286	0.135	0.299	1,588	0
2005	906	101	73	823	13,047	326	19,930	2,854	0.145	0.292	1,684	0
2006	855	96	69	797	12,972	305	19,690	3,206	0.142	0.296	1,646	0
単位	万トン	-	万トン	万トン	円/60kg	円/60kg	円/60kg	円/60kg	-	-	億円	億円

年産	国産米 期首持越 在庫量	輸入米 期首持越 在庫量	国産米 買入量	国産米 主食用 放出量	国産米 非主食用 放出量	輸入米 輸入量	輸入米 主食用 放出量	輸入米 非主食用 放出量	比較 優位性 指数	一人 当たり 実質 GDP	農業生産額に 占める 米のシェア
1960	44.0	25.7	61.3	56.6	4.1	1.5	1.2	1.0	0.405	88	0.460
1961	50.1	19.5	61.9	60.9	5.1	1.9	1.2	1.1	0.396	97	0.419
1962	9.4	16.2	67.5	63.6	4.7	1.9	1.0	1.5	0.387	102	0.421
1963	1.6	10.3	68.3	63.0	5.3	4.5	3.1	1.5	0.372	109	0.425
1964	1.4	9.3	68.4	62.3	5.7	9.7	7.3	1.6	0.365	118	0.426
1965	5.2	17.1	71.6	63.9	6.2	9.7	6.8	1.6	0.363	121	0.411
1966	20.4	31.2	80.4	69.9	6.1	5.0	3.4	1.8	0.362	133	0.412
1967	64.3	28.9	98.3	68.2	6.7	3.1	0.8	1.9	0.347	145	0.438
1968	297.3	32.6	100.4	64.8	9.9	0.7	0.5	1.7	0.321	159	0.438
1969	553.3	17.6	86.6	62.8	7.2	0.2	0.2	1.6	0.300	175	0.402
1970	720.2	1.5	67.8	58.4	22.6	0.1	0.0	0.1	0.266	189	0.358
1971	587.6	1.6	47.3	55.7	19.9	0.0	0.0	0.1	0.265	196	0.320
1972	304.7	0.3	54.2	51.8	18.5	0.3	0.0	0.2	0.299	210	0.329
1973	144.0	0.8	56.0	55.9	6.1	0.6	0.0	0.4	0.318	223	0.321
1974	87.7	2.5	58.7	51.9	3.3	0.4	0.0	0.1	0.332	217	0.341
1975	124.8	4.9	63.8	46.2	2.8	0.2	0.0	0.3	0.328	220	0.358
1976	274.8	3.6	60.9	48.6	2.3	0.5	0.0	0.4	0.313	226	0.335
1977	376.1	2.9	60.9	37.1	3.8	0.4	0.1	0.5	0.300	232	0.357
1978	578.3	1.3	54.0	38.4	8.2	0.2	0.0	0.1	0.292	241	0.339
1979	654.2	1.5	55.4	43.2	10.8	0.1	0.0	0.1	0.290	255	0.311
1980	669.3	1.7	36.7	45.2	14.5	0.8	0.1	0.5	0.278	265	0.272
1981	441.5	3.5	35.5	40.1	12.6	0.7	0.1	0.8	0.279	272	0.282
1982	270.0	1.4	34.8	37.8	15.1	0.1	0.0	0.1	0.300	276	0.279
1983	90.9	1.3	35.5	35.7	6.6	1.6	0.0	0.6	0.314	279	0.278
1984	23.5	10.7	41.4	38.4	2.1	0.2	0.0	1.1	0.326	285	0.303

年産	国産米 期首持越 在庫量	輸入米 期首持越 在庫量	国産米 買入量	国産米 主食用 放出量	国産米 非主食用 放出量	輸入米 輸入量	輸入米 主食用 放出量	輸入米 非主食用 放出量	比較 優位性 指数	一人 当たり 実質 GDP	農業生産額に 占める 米のシェア
1985	32.7	1.1	43.3	34.2	2.1	0.2	0.0	0.2	0.311	298	0.292
1986	103.3	0.8	42.0	32.8	1.0	0.1	0.0	0.1	0.313	303	0.291
1987	177.0	0.8	31.6	29.4	0.7	0.1	0.0	0.1	0.322	312	0.270
1988	153.3	0.8	20.9	21.0	0.5	0.1	0.0	0.1	0.308	330	0.250
1989	143.6	0.6	13.7	18.9	0.2	0.1	0.0	0.1	0.316	345	0.254
1990	94.8	0.7	17.7	17.7	0.1	0.1	0.0	0.1	0.313	365	0.243
1991	93.9	0.8	11.2	18.1	0.3	0.1	0.0	0.1	0.285	376	0.225
1992	22.1	0.7	15.7	15.9	0.1	0.1	0.0	0.1	0.306	377	0.269
1993	18.2	0.3	0.2	2.7	0.1	26.1	14.4	1.8	0.298	376	0.240
1994	1.0	99.0	20.5	9.7	0.0	0.0	1.2	6.5	0.309	376	0.304
1995	118.4	23.2	16.6	5.5	0.5	4.1	0.4	3.3	0.292	381	0.272
1996	223.6	32.6	11.6	6.8	0.5	5.1	0.4	4.0	0.320	391	0.269
1997	266.0	39.3	11.9	5.2	3.7	5.9	0.4	5.3	0.321	395	0.254
1998	296.3	41.5	3.0	5.0	4.4	6.8	1.0	5.6	0.337	387	0.230
1999	232.5	43.8	5.7	2.0	10.9	7.2	1.0	5.0	0.344	387	0.231
2000	161.0	56.0	4.1	2.3	0.4	7.6	0.9	4.8	0.352	394	0.231
2001	175.0	75.0	0.8	2.0	0.0	7.7	1.0	4.7	0.357	391	0.230
2002	155.0	95.0	1.4	3.8	0.0	7.7	0.4	4.1	0.392	393	0.222
2003	131.0	127.0	0.2	7.7	3.4	7.6	0.6	5.4	0.364	400	0.239
2004	57.0	148.0	3.7	0.4	1.8	7.7	0.8	4.2	0.339	411	0.206
2005	71.0	175.0	3.9	1.9	2.3	7.7	1.0	5.3	0.345	423	0.207
2006	68.0	189.0	2.5	2.5	0.0	7.7	1.1	10.2	0.346	431	0.195
単位	万吨	万吨	万吨	万吨	万吨	万吨	万吨	万吨	-	万円	-

## 第5章

# 農地流動化と取引費用

### 第1節 はじめに

本章は、貸借を通じた農地流動化が進展しない理由を、農地取引に付随する取引費用の影響に着目することにより論じるものである。将来的な農外転用を見越して農地価格が大幅に高騰したことにより、日本農業における農地流動化は売買ではなく貸借によるものが中心となって進行してきた（速水・神門，2002）。このため、1970年に行われた農地法の大改正や、1975年の農用地利用増進事業によって開始された利用権制度など、貸借を通じた農地流動化の促進のための制度改革は政策的にも重要な課題となってきた。しかし、貸借を通じた農地流動化の進展は、農業をめぐる経済条件の変化に対応するためには不十分な水準に留まっている。2008年に行われた農地制度改革でも、農地貸借の規制緩和等を通じて農地の効率的な利用を促進するための法改正が行われている。しかし、これまでに農地流動化が進まなかったのはなぜか、また今回の農地制度改革によって農地流動化にとって必要な条件が整ったかなどについては必ずしも意見の一致を見ない。

農地貸借の経済的条件に関する古典的な研究としては梶井（1973）が挙げられる。梶井（1973）は、1967年の九州における『米及び麦の生産費調査』の分析を通じて、下層農家（30a未満層）と上層農家（3ha以上層）の間の生産力格差について検討している。この中では、上層・下層間で生産による剰余（生産物価額 - 第1次生産費）の格差が発生しているだけでなく、上層の剰余が下層の所得（剰余 + 家族労働費）を上回っていることが発見され、農地貸借のための経済的な条件が整いつつあることが指摘されている。また、盛田（1998）は北海道を除く八つの農区における上層農家の剰余と下層農家の所得を比較することにより、90年代に至るまで前者が後者を上回る構造が存続しており、農地貸借をめぐる経済条件が引き続き満たされているとしている。しかし、梶井（1973）の分析対象とする期間から約40年が経過し、「大規模借地農の成立条件」が現在でもおおむね成立しているにもかかわらず、現在に至るまで依然として農地流動化は進展していない<sup>\*1</sup>。これは、梶井（1973）が提示した農地貸借のための条件が成立している一方で、

---

<sup>\*1</sup> ただし、梶井（1973）では1968年の『農家経済調査』による分析では上層農家の剰余が下層農家の所得を上回るという関係は確認されていないことが述べられている。盛田（1998）でも、『米及び麦の生産費調査』に関するデータの制約もあり四国ではこの関係が確認されていないとしている。また、『米及び麦の生産費調査』における家族労働費の帰属計算が農家にとっ

農地利用の調整メカニズムを阻害する要因が存在するためであると考えられる。生源寺・中嶋(1996)は、担い手に対する農地の集積を考える上で重要な論点として、農地の貸借関係の形成を促すポテンシャルが存在しているかだけでなく、そのポテンシャルの実現に利用可能な制度が用意されているかについても論じるべきであるとしている。また草苅(1998, 2005)は、梶井(1973)の仮説が成立するのは要素市場が競争的であるという前提条件が妥当であるときのみであるとし、現実の農地取引市場ではこの条件が成立していないため、地代に形成された規模間の生産性格差は必ずしも農地流動化の促進要因であるとはいえないことを指摘している。これに対して、本章は農地流動化を妨げる要因として農地の取引費用の影響を指摘し、農地の取引費用の影響を組み込んだ農地市場の部分均衡モデルに基づく実証分析を行うことで、農地の取引費用に関する具体的要因を抽出し、今後の農地制度改革における基礎となるべき議論の枠組みを提示することを目指す。

本章の構成は以下のとおりである。まず、第2節では農地流動化を阻害する要因として農地の取引費用の存在を指摘し、農地の取引に大きな取引費用が生じるのかはなぜであるかを既存研究のサーベイを通じて論じる。次に、第3節では農家の意志決定に取引費用が組み入れられた場合に、農地貸借市場の部分均衡がどう変化するかを分析する。そして、第4節では『世界農林業センサス』に基づく県レベルのパネルデータを用いて、農地や農業集落に関するどのような特性が農地取引に影響しているかを明らかにする。最後に、第5節において論文の結論と今後の課題について論じる。

## 第2節 既存研究の整理

### 2.1 農地流動化と取引費用

農地利用に関する市場メカニズムの発揮を阻害している要因とは何であろうか。一つの仮説として考えられるのは、農地取引に付随する取引費用の影響である。Coase(1988)が論じるとおり、仮に取引の過程で費用が発生しないならば、主体間の自由な取引によって効率的な資源配分が達成される。農地貸借について言えば、仮に取引費用が全く存在しないとすれば、全ての農家は農地の限界生産性が均衡地代と等しくなるまで農地を利用し、この時に農地利用に関する経済厚生が最大化される。この場合には、農地の所有と利用は自動的に分離されることになる。しかしながら、現実の取引には取引の交渉・測定・執行などにおいて費用が発生するため、土地所有権の零細分散的な分布が農地の利用にまで影響を及ぼす。この場合には、市場メカニズムのみによって効率的な資源配分を達成することはできないため、法制度や組織による統治が必要となる。

それでは、取引費用を生み出す要因は何であろうか。Northは、取引費用の源泉は情報を得ることに費用がかかることにあったとした上で、取引費用が交換されるものの属性を測定する費用と権利を保護し契約を監視・執行する費用によって構成されると指摘する(North, 1991: p.27)。測定費用は、交換されるものの異質性が高いほど、また取引を行う主体間の情報の非対称性が大きいほど高まる。また、執行費用に

---

ての労働の機会費用と一致しているかも議論の余地がある。こうしたことから、「大規模借地農の成立条件」が全国的に成立していたかについては一定の留保を置く必要がある。

は、契約を行った相手の行動を監視するための費用や契約の執行を保障するための制度を利用するための費用に加えて、取引相手が契約にしたがうことへの不確実性に由来するリスク・プレミアムが含まれる。また、Williamson は人間の行動原理として機会主義的な行動と限界合理性を仮定し、取引主体間の機会主義的な行動が取引費用を生むとする (Williamson, 1986)。Williamson によれば、取引費用の大きさは「取引に特定の投資が行われる程度」「不確実性」「取引の頻度」の 3 つに規定される (Williamson, 1986 : p.105)。取引に特定の投資を行った当事者はその取引にロック・インされるため、取引相手から機会主義的な行動を起こされる可能性が高まり、交渉の過程で契約を防御するための取引費用が高まる。また、取引相手に対する不確実性、特に情報の非対称性に由来する不確実性は、取引の当事者が機会主義的な行動を取る一因となる。最後に、より頻繁に取引される財の取引ほど、取引相手の情報を得ることによって機会主義的な行動を抑制することができる。

このような観点から考えると、農地の取引費用がなぜ高いのかを説明することができる。まず、「量において無限ならず、質において均一ならず」という言葉のとおり、農地は圃場ごとに豊度や傾斜などの特徴が異なる、また特定の場所に分散して存在することにより異質性が高く、圃場に関する情報を収集するための費用が高い投入財である。また、農地は圃場そのものの生産条件だけでなく周囲の環境や共同施設の管理状況なども重要な特性となる。さらに、農地に関する取引に際しては、農地の質に関する情報だけでなく、貸し手・借り手間の属性に関する情報の不完全性の度合いも重要である。例えば、取引相手の情報を十分に得ないまま農地の取引を行うことは、借り手が農地の管理を十分に行わなかったり、借り手が農地に対する投資を行った後に貸し手が農地の返却を求めることによって有益費問題が発生したりすることにつながりかねない。このため、農地の取引に関する測定費用や執行費用は高くなる。

このような農地の取引費用の重要性について、直接あるいは間接的に言及した既存研究は少なくない。草苅 (2005) は、農地が生産要素であるだけでなく資産としての性質を持つことや生産活動が周囲にも影響を与えることから、農地取引には外部性に由来する取引費用が発生すると論じている。また、藤栄 (2003) は、農地の質や貸し手・借り手の種類・質が一樣でないことや、農地には立地条件のような農地を探している時点で認知できる特性だけでなく耕作してはじめてわかる特性が存在することから、常日頃からの情報交換によっては農地に関する情報を完全に把握することができず、完全情報の条件が満たされないことによる農地の探索費用が発生することを指摘している。さらに、國光 (2008) は、未整備の農地には農地の質に関する情報の非対称性や農地に対する心理的な執着心が存在するとし、圃場整備事業がこれらの効果を緩和することによって農地利用集積を促進するとしている (國光, 2008 : p. 106)。農地取引に関する海外研究においても、例えば Skoufias (1995) は、農地に関する固定的な取引費用として「農地の質に関する情報を入手するための費用、地主と小作の交渉にかかる費用」などを、また取引される面積に比例して発生する可変的な取引費用として「契約に関する監視費用、農地の所有権や付随する権利を保持したいという地主の意向」などを例示し、農地貸借が取引費用の影響を受けることを実証している。

農地に関する組織や法制度が十分に機能していれば、このような取引費用を軽減させることにより円滑な取引を統治することができる。農地について言えば、農地の権利統制に一義的な責任を負っている農業委員会や農地の利用調整を行う農地保有合理化法人などが農地の取引に関係する。また、農地制度の変更が取引に影響を与えた例としては、1975 年に始まった農用地利用促進事業に基づく利用権制度が法的な

契約に基づく農地貸借を劇的に促進したことなどが挙げられる。しかし、現状の農地制度は円滑な農地の取引に十分な役割を果たしているとは言いがたい。中嶋(2008)は、利用権設定制度には契約を明文化することの取引費用に加えて、貸し手にとって契約期間のフレキシビリティや農地に関連する権利を喪失するというデメリットがあることを指摘した上で、ヤミ小作による農地貸借では有益費問題によって土地改良投資が十分に行われないという別の取引費用が発生することを見出している。また、制度の不完全性、あるいは政策の歪みが取引費用の増大につながっていることが疑われる例も存在する。制度の不完全性が取引費用を高める要因となっていると考えられる例としては、農地の転用規制が十分に機能していないことの影響が挙げられる。神門(2006)は、日本における商習慣が借り手の権利偏重となっているため、農地の所有者は転用機会が生じた際に転用収入の一部を離作補償として借り手に支払うことを警戒して農地の貸し出しに消極的になると主張している。また安藤(2006)は、都市近郊における事例として愛知県安城市の実態を調査した結果、将来的な農地の転用を見越した農地価格の高騰によって集落外の非農家が農地を分割相続する事例が増加していることを指摘し、これにより不在地主問題と農地の分散錯圖が深刻化し、農地の有効需要の喚起が妨げられていると論じている。

最後に、農地の取引を統治する上では、行政や農業委員会などの公的な組織だけでなく農業集落や実行組合といった非公式な組織が重要な役割を果たしていると言える。速水(2006)は、途上国における共同体の役割として(1)社会的セーフティネットの提供、(2)共有資源の保護管理、(3)契約取引の履行強制を保証することによる市場取引の促進を挙げている。現代の日本農業においても、特に農地の取引に際しては情報の非対称性や契約の不完備性が解消されているとは言えないため、共有資源の管理や契約履行に際しての機会主義的な行動を抑える上で集落を単位とする共同体の役割は依然として重要であると考えられる。

## 2.2 取引費用と農地市場モデル

以上のように、農地の取引費用に言及した国内の文献が少なからず存在する一方で、取引費用が農家の行動をどのように変化させ、また農地市場の均衡にどのように影響するかは十分に解明されていない。その中で草苅(1998)は、農地貸借市場が一戸ずつの農地の供給者と需要者によって構成され、農地の貸し付けにあたっては小規模農家に対して取引費用が発生するというエージェンシー・モデルを提示し、農地市場に取引費用に由来する歪みがある場合には規模間の地代格差が形成されるという指摘を行っている。この発見に基づき草苅(2005)は、梶井(1973)が主張するように稲作の生産力格差によって農地が流動化するのではなく、農地が流動化しないので規模間格差が観察されるのであるという逆の因果関係の存在を指摘している。これは、それまでの多くの既存研究が梶井(1973)の仮説に基づく実証分析を行っていたのに対して、そもそも検証すべき因果関係が逆転していることを指摘した重要な発見であると言える。また藤栄(2003)は、農地探しに要する探索費用と取引後のミスマッチによって生じる妥協費用を取り込むために独自の円環市場モデルを構築し、農地の探索費用が農地利用や地代に及ぼす影響について考察している。取引費用が農地市場に与える影響についての海外の研究としては、Skoufias(1995)や Ciaian and Swinnen(2006)、Deininger and Jin(2005)などがある。Skoufias(1995)は、固定的な取引費用によって

農地貸借から退出する農家が現れること、また可変的な取引費用によって個々の農家が取引する農地の面積が減少することを論じている。また Ciaian and Swinnen(2006) は、取引費用が存在する場合に農地市場の均衡がどう変化するかを示すことにより、取引費用が農地の貸し手・借り手の経済余剰に与える影響を考察している。Deininger and Jin(2005) は、家計の意志決定に農地の取引費用を組み込んだ場合における農地貸借行動についてのモデルを提示し、農家の経営能力や直面する取引費用の水準が農地貸借への参加と取引される農地面積に与える影響を論じている。

以上のような既存研究の整理に基づき、本章は農地流動化と取引費用の関係、特に農地の取引費用によって稲作の生産力格差が生じるとする草苅 (1998, 2005) が見出した関係について、農地貸借市場の部分均衡モデルによってさらに一般化して考察する。本章における農地市場モデルでは、農地の貸し手・借り手双方に対する取引費用の影響を考慮し、また農地の限界生産性と取引費用の関係によっては農地取引から退出する農家が現れることを示す。また、農地の取引がその他の投入財や生産物の取引と異なる点として、農地は基本的に農家間で取引されるものであり、農業部門の中で閉じている市場であるということがある。こうした性質を持つ農地の貸借市場において、取引費用が農地の貸借面積と市場均衡地代にどのような影響を与えるかを考察する<sup>\*2</sup>。

### 第3節 取引費用存在下の農地貸借市場モデル

本節では、農地貸借に取引費用が存在する場合の農地市場モデルについて考察する。ただし、ここでは単純化のために貸借に比例して発生する取引費用のみを考慮する。また、生産性の高い農家（大農）と生産性の低い農家（小農）が複数存在する農地市場を考え、取引費用がない場合には大農は農地の借り手に、小農は農地の貸し手になることを想定する。均衡条件を導くためには、地域ごとに農地貸借市場が断絶している必要があるが、農地移動は一般的に集落の近辺で行われることを考えれば、これはそれほど強い仮定ではないと考えられる。ここで、取引費用の影響によって市場均衡が変化したとしても、大農が農地の貸し手になったり小農が農地の借り手になったりすることはないと仮定する。また、農地の取引費用は圃場ごとに、また取引を行う当事者ごとに異なると考えられるが、ここでは基盤整備事業などの制度的要因や集落の活動状況など集落内で共通の取引費用に関係する要因が農地貸借市場に与える影響について焦点を当てるため、取引費用の水準は市場内で同じであることを仮定する。

Deininger and Jin(2005) の定式化に基づき、農家は以下の (5.1) 式のような最適化行動によって農地投入量を決定するものとする。

$$\max_{l_a, A} p\alpha f(l_a, A) + w(\bar{L} - l_a) - I^{in}(A - \bar{A})(r + t^{in}) + I^{out}(\bar{A} - A)(r - t^{out}) \quad (5.1)$$

<sup>\*2</sup> 本章の分析では農地の売買を通じた流動化を考慮せず、賦存量の外生的な変化として扱っている。これは、売買による所有権移転について、耕作を目的としたものが資産保有を目的としたものを識別することが難しいためである。農地流動化は売買よりも貸借を通じたものが一般的であるものの（速水・神門，2002），売買を通じた流動化も一定の割合で行われている。農地の貸借と売買の選択を含めた農家の意志決定についてのモデルを構築することは今後の課題とさせていただきたい。

ただし、 $\bar{L}, \bar{A}$  は農家の労働と農地の賦存量を、 $l_a$  は労働の農業労働への投入量を、 $A$  は農地の投入量を表す。 $l_o = \bar{L} - l_a$  は農外労働への投入量を表す。 $p$  は生産物の価格を、 $w$  は農外労働の市場賃金を、 $r$  は農地の地代を表す。 $t^{in}$  は農地を借り入れる際に追加的に支払うことになる取引費用を、 $t^{out}$  は農地を貸し出す際に受け取る地代の減少分となる取引費用を表す。 $I^{in}, I^{out}$  は、それぞれ農地を借りている、貸している時に 1 を取るものとする。 $\alpha f(l_a, A)$  は生産関数を表し、 $\alpha$  は農家の生産技術を表す。生産関数は  $f_{l_a} > 0, f_A > 0, f_{l_a, l_a} < 0, f_{A, A} < 0, f_{l_a, A} > 0, f_{l_a, l_a} f_{A, A} - f_{l_a, A}^2 > 0$  を満たすものとする。

この場合の最適化の一階の条件は以下の (5.2)-(5.5) 式ようになる。

$$p\alpha f_{l_a}(l_a, A) = w \quad (5.2)$$

農地を借りている ( $A^* > \bar{A}$ ) 場合

$$p\alpha f_A(l_a, A) = r + t^{in} \quad (5.3)$$

農地を貸している ( $A^* < \bar{A}$ ) 場合

$$p\alpha f_A(l_a, A) = r - t^{out} \quad (5.4)$$

農地取引に参加しない ( $A^* = \bar{A}$ ) 場合

$$r - t^{out} < p\alpha f_A(\alpha, l_a, A) < r + t^{in} \quad (5.5)$$

取引費用の存在下において農家  $i$  が農地の取引に参加する条件は以下の (5.6)-(5.8) 式のように求められる。

農地を借り入れる場合

$$\alpha^i \geq \frac{r + t^{in}}{p\alpha f_A(l_a^{i*}, \bar{A}^i)} (= \alpha_u^i) \quad (5.6)$$

農地を貸し出す場合

$$\alpha^i \leq \frac{r - t^{out}}{p\alpha f_A(l_a^{i*}, \bar{A}^i)} (= \alpha_l^i) \quad (5.7)$$

農地取引に参加しない場合

$$\alpha_l^i < \alpha^i < \alpha_u^i \quad (5.8)$$

ただし、 $\alpha_u^i$  は農地の借入を行う農家の下限となる生産技術の水準を、 $\alpha_l^i$  は農地の貸出を行う農家の上限となる生産技術の水準を表し、 $l_a^{i*}$  は (5.2) 式に  $A = \bar{A}^i$  を代入することによって決まる最適な農業労働投入量を表す。

取引費用が存在しない場合 ( $t^{in} = t^{out} = 0$ ) には、農家は農地の限界生産力が地代と等しくなるまで農地を投入するため、保有している農地の限界生産力がたまたま市場地代と一致するのでない限り必ず農地貸借に参加する。これに対して取引費用の存在下では、(5.8) 式に該当する農家は農地の取引から退出し、自己所有する農地だけを耕作する。 (5.6)-(5.8) 式からは、農地の借り手・貸し手に対する取引費用  $t^{in}$ ,  $t^{out}$  が大きいほど農地貸借市場からの退出が増加することが分かる。また、農地取引に参加したとしても、(5.3)(5.4) 式で示されるように、農地の借り手は取引費用の分だけ高い地代に、また貸し手は取引費用の分だけ低い地代に直面することになるため、取引される農地面積が減少する。

ここで、取引費用の存在下における農地の市場供給関数  $S$ 、市場需要関数  $D$  を以下のように定義する。ただし、 $O, I$  はそれぞれ貸し出している農家、農地を借り入れている農家の集合を表す。すなわち、 $O = \{\alpha^i | \alpha^i \leq \alpha_l^i\}$ ,  $I = \{\alpha^j | \alpha^j \geq \alpha_u^j\}$  である。

$$S(r - t^{out}, t^{out}) = \sum_{i \in O} s^i(r) = \sum_{i \in O} \bar{A}^i - \sum_{i \in O} A^i \quad (5.9)$$

$$D(r + t^{in}, t^{in}) = \sum_{j \in I} d^j(r) = \sum_{j \in I} A^j - \sum_{j \in I} \bar{A}^j \quad (5.10)$$

農地の市場供給関数  $S$ 、市場需要関数  $D$  がそれぞれ  $r - t^{out}$ ,  $r + t^{in}$  の関数であるのは、農地の貸し手・借り手が取引費用を含む市場地代に直面することに対応している。農地の需要  $A^i$  は市場地代の減少関数であるため、 $\frac{\partial S}{\partial r} > 0$ ,  $\frac{\partial D}{\partial r} < 0$  が成立する。また、農地の市場供給関数  $S$ 、市場需要関数  $D$  がそれぞれ  $t^{out}$ ,  $t^{in}$  の関数であるのは、取引費用の大きさによって農地貸借市場へ参入・退出する農家の数が変化することに対応している。(5.6)-(5.8) 式で示されているように、農地の取引費用が高いほど農地貸借市場から退出する農家が増えるため、 $\frac{\partial S}{\partial t^{out}} < 0$ ,  $\frac{\partial D}{\partial t^{in}} < 0$  が成立する。

農地貸借市場の均衡条件は、農地の需要と供給が一致すること、つまり以下の (11) 式が成立することである。

$$S(r - t^{out}, t^{out}) = D(r + t^{in}, t^{in}) \quad (5.11)$$

ここで、取引費用が存在する場合の市場均衡地代を  $r^t$  と、取引される農地面積を  $Q^t$  とする。また、取引費用が存在しない場合の市場均衡地代を  $r^*$  と、取引される農地面積を  $Q^*$  とする。 $Q^t$  と  $Q^*$ ,  $r^t$  と  $r^*$  を比較することにより、取引費用が農地貸借市場に与える影響を分析することができる。

取引費用の存在下における農地貸借市場の均衡条件をグラフに表すと、第 1 図のようになる。まず、取引費用の影響によって、取引費用がない状態では農地を取引していた農家のうち (5.8) 式に該当する農家については農地市場から退出する。これにより、需要・供給曲線が取引費用のない状態の需要曲線  $D(r, 0)$  から  $D(r, t^{in})$  へと、取引費用のない状態の供給曲線  $S(r, 0)$  から  $S(r, t^{out})$  へとシフトする。また、取引に参加する農家も取引費用の影響を受けるため、農地の需要曲線が  $D(r, t^{in})$  から  $D(r + t^{in}, t^{in})$  へと、農地の供給曲線が  $S(r, t^{out})$  から  $S(r - t^{out}, t^{out})$  へとシフトする。この 2 つのシフトは、取引費用の影

響によって同時に発生する．これにより，均衡点は  $E_0$  から  $E$  へと変化し，取引される農地面積は取引費用がない場合の  $Q^*$  から  $Q^t$  にまで減少し，市場均衡地代も  $r^*$  から  $r^t$  へと変化する．

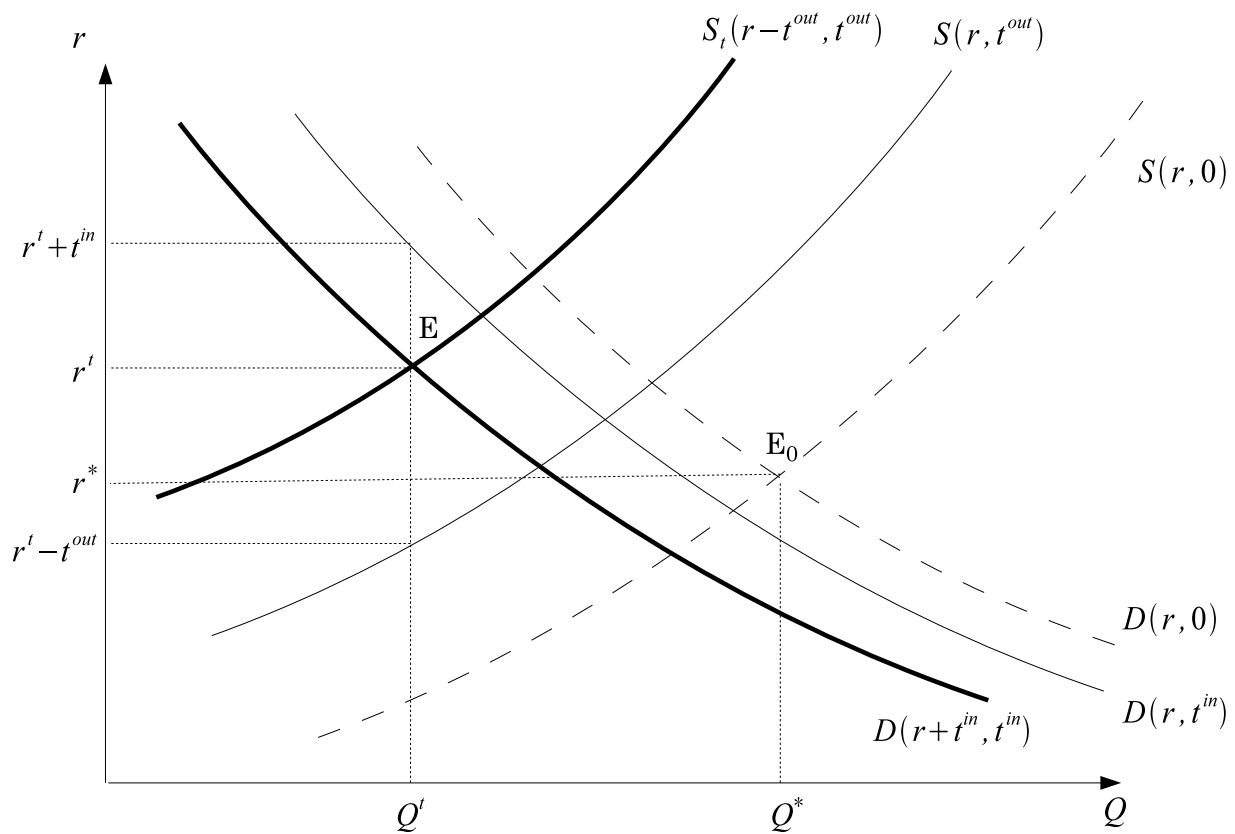


図 5.1 取引費用の存在下の農地貸借市場の部分均衡

取引費用による取引される農地面積と市場均衡地代の変化を，需要・供給関数の一次近似によって求めると以下の (5.12)(5.13) 式のようにになる．なお，取引費用が存在しない場合の  $S(r, 0)$  を  $S(r)$  と， $D(r, 0)$  を  $D(r)$  と簡略化して表示している．(5.12)(5.13) 式の導出は付録において行う．

$$Q^t = Q^* + \left( \frac{S'(r^*)D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{in} + \left( \frac{S'(r^*) \left( \frac{\partial D}{\partial t^{in}} \right)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{in} \\ + \left( \frac{S'(r^*)D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{out} - \left( \frac{D'(r^*) \left( \frac{\partial S}{\partial t^{out}} \right)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{out} \quad (5.12)$$

$$r^t = r^* + \left( \frac{D'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{in} + \left( \frac{\frac{\partial D}{\partial t^{in}}}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{in} \\ + \left( \frac{S'(r^*)}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{out} - \left( \frac{\frac{\partial S}{\partial t^{out}}}{S'(r^*) - D'(r^*)} \right) t^{out} \quad (5.13)$$

(5.12)(5.13) 式の右辺のうち、第 2・3 項は農地の借り手に対する取引費用  $t^{in}$  が、第 4・5 項は農地の貸し手に対する取引費用  $t^{out}$  が取引される農地面積と市場均衡地代に与える効果を表す。また、第 2・4 項は取引費用によって農家が農地市場から退出することが、第 3・5 項は農家が直面する地代に取引費用が含まれることが取引される農地面積と市場均衡地代に与える効果を表す。 $D' < 0, S' > 0, \frac{\partial S}{\partial t^{out}} < 0, \frac{\partial D}{\partial t^{in}} < 0$  であることから、(5.12) 式の右辺の第 2～5 項は負であり、農地の取引費用が農地貸借を阻害することが確かめられる。また、(5.13) 式の右辺の第 2・3 項は負であり、第 4・5 項は正であることから、農地の貸し手に対する取引費用が市場均衡地代を上昇させ、農地の借り手に対する取引費用が市場均衡地代を下落させることが確かめられる。

この結果は以下のような命題にまとめることができる。

命題 1：取引費用の影響によって、農地の借り手は市場均衡地代よりも高い地代に、農地の貸し手は市場均衡地代よりも低い地代に直面する。農地の取引費用は、一部の農家が農地貸借から退出し、また農地貸借を行う農家の取引面積が減少することを通じて、農地の流動化を阻害する。

命題 2：取引費用の影響によって市場均衡地代が変化する。市場均衡地代は、貸し手にとっての取引費用が大きいほど上昇し、借り手にとっての取引費用が大きいほど下落する。

このように、取引費用の存在下では農家は観察される市場地代  $r^t$  ではなく (5.3)-(5.5) 式で示される取引費用を含む地代に対して行動する。これにより、農地の借り手は市場地代に比べて実質的に高い地代に、また農地の貸し手は市場地代に比べて実質的に低い地代に直面することになるため、農地の取引が阻害されることになる。この場合、仮に個々の農家の経営に関する個票データが手に入ったとして、投入されている農地の限界生産性を計測すれば、農地の借り手である大規模農家には高い限界生産性が、農地の貸し手である小規模農家には低い限界生産性が観察されるだろう。これは、農地貸借を促進するような「稲作生産力階層間格差」の存在を示唆するものではなく、また農家が経済学的な観点から見て非合理的に行動しているわけでもなく、個々の農家が直面している取引費用に応じて最適な行動を行っているに過ぎない。草薙 (1998, 2005) は、取引費用の存在下では「地代に形成された規模間格差は、それが直ちに農地流動化の促進要因であるとはいえない」こと、また「農地が流動化しないので規模間格差が観察される」ため「梶井仮説」は因果関係が逆転していることを見出している。これに対して、本節における農地市場モデルは、取引費用が農地の貸し手・借り手の双方に対して発生すること、および取引費用の大きさ

によっては農家が農地取引から退出することを踏まえて、草苅 (1998, 2005) の発見を一般化したものとして位置づけられる。

なお、モデルの外生変数である農外労働の市場賃金  $w$  や生産物価格  $p$  の変化が農地の需要と供給に与える影響は、取引費用の有無にかかわらず同じである。Deininger and Jin(2005) において示されているとおり、要素投入に関する一階の条件から  $\frac{\partial A}{\partial w} < 0$  が成立する。よって、市場賃金  $w$  の上昇は農地の需要を減少させ、供給を増大させる。市場賃金  $w$  の上昇により農地貸借が進むかどうかは、市場賃金の変化によって農地の需要・供給曲線がどれだけシフトするかに依存するため、一意には決まらない\*<sup>3</sup>。例えば、賃金の上昇が農地の潜在的な貸し手である兼業農家に対して大きな影響を与えるとすれば、賃金の上昇は農地流動化を促進する効果を持つと考えられる。同様に、 $\frac{\partial A}{\partial p} > 0$  が成立することから、生産物価格  $p$  の下落は農地需要を減少させ、農地供給を増大させる。また、 $\frac{\partial A}{\partial \alpha} > 0$  であることから、農地の貸し手の技術水準  $\alpha^i$  の上昇は農地供給を減少させ、また農地の借り手の技術水準  $\alpha^j$  の上昇は農地需要を増大させる。このことを以下の命題 3 として要約する。

命題 3：市場賃金  $w$  の上昇、生産物価格  $p$  の下落は農地の需要を減少させ、供給を増大させる。これにより農地流動化が進むかどうかは、外生変数の変化による農地の需要・供給曲線のシフトの度合いに依存するため、一意には決まらない。また、農地の貸し手の技術水準  $\alpha^i$  が低く借り手の技術水準  $\alpha^j$  が高いほど、つまり農地の貸し手と借り手の間で技術水準の格差が拡大するほど農地流動化が進む。

命題 3 は取引費用の有無にかかわらず成立するため、市場賃金や生産物価格などが農地流動化に与える影響についての既存研究の含意は取引費用の影響下にあっても有効であるという示唆を持つ。例えば、茅野 (1994) は農業部門の構造変動を引き起こす要因として (1) 米価 / 賃金率、(2) 転作率、(3) 規模の経済性を表すユニット・コスト比率の三つを想定した要因分析を行っている。茅野 (1994) の議論によれば、米価水準の引き下げは生産効率の低い高コスト経営の退出を通じて規模拡大への構造変動を引き起こす。ただし、茅野 (1994) による計量分析の結果からは、米価の下落は相対的な大規模経営のウェイトを高めるが、大規模経営の絶対的な拡大にとって促進効果を持つとは言えないことが分かる。また、伊藤 (1996) は米価の引き下げによって、土地用益市場が機能している場合には小規模農家の離農を通じて構造改善が進むものの、そうでない場合には耕作放棄が発生するとしている。本章で提示された農地貸借市場モデルは、こうした既存研究の持つ含意の重要性を認めると同時に、既存研究における計量分析では明示的に想定されていない取引費用の影響を考慮に入れたものと位置づけられる。

---

\*<sup>3</sup> 市場賃金  $w$  の変化が農地貸借市場の均衡に与える影響の数学的導出については Deininger and Jin(2005) の Appendix A を参照のこと。なお、Deininger and Jin(2005) では農外賃金の上昇が農地の借り手には影響を与えない ( $\frac{\partial D}{\partial w} = 0$ ) ことを仮定した上で、市場賃金の上昇が農地供給の増大を通じて市場均衡地代下落と取引面積の増大につながることを論じている。しかし、現代の日本農業では農地の潜在的な借り手も兼業農家である可能性があるため、市場賃金の変化が与える効果は一意には決まらない。生産物価格  $p$  や生産技術  $\alpha$  の変化が市場均衡に与える影響についても同様に分析することができる。

## 第4節 統計分析による検討

### 4.1 分析の対象と期間の設定

本節では、これまでの議論によって得られた農地貸借への取引費用の影響が現実の統計から観察されるかを検証するとともに、取引費用の具体的な要因についての実証分析を行う。

取引費用の影響を考察する上では、(5.3)-(5.5) 式で示されるような個々の農家の行動についての検証と、(5.12)(5.13) 式で示されるような取引費用の影響下にある市場の均衡についての検証という二つのアプローチが考えられる。しかし、個々の農家の行動を本章の枠組みで分析するためには、農家の属性や経営状況だけでなく、農家が潜在的に取引を行う可能性がある農家や農地、また集落の活動などについての情報を得る必要がある。さらに、計量的な分析を行うためには、データの分散を確保するために多様な地域・属性の農家から情報を集めなければならない。現時点では筆者はこのようなデータを整備することができていない。一方で、集計された県レベルのデータであれば、『世界農林業センサス』における『農家調査報告書』『農業集落調査報告書』などに加えて『耕地及び作付面積統計』『農地の移動と転用』『土地利用基盤整備基本調査』などの複数の政府統計を組み合わせることにより、多様かつ信頼性の高いデータを全国的に得ることができる。

本章が分析対象とするのは、47 都道府県から他の県と地理的条件が大きく異なる北海道と沖縄、また都市化の影響が強すぎると思われる東京・神奈川・大阪を除いた 42 県のデータである。また、農地関連統計における「畑」は果樹や牧草地を含む様々な作目が栽培されている土地であることを考慮して、分析対象は水田の貸借に限定した。また、『世界農林業センサス』のうち『農業集落調査報告書』が行われているのは 10 年に 1 度であり、このうち 1975 年以前の『農業集落調査報告書』に含まれる統計の多くはそれ以降のものと異なるため、本章では 1980・1990・2000 年の 3 年分のデータを利用した<sup>\*4</sup>。この 3 時点の調査において調査対象となる農業集落の数はほぼ一定である。

(5.12) 式を単純化して、 $t$  時点においてある集落  $k$  の中で実際に取引される農地面積を  $Q_{t,k}$ 、取引費用がない場合の取引面積  $Q_{t,k}^*$  に影響する外生変数のベクトル  $Z_{t,k}$ 、取引費用の大きさを表す変数のベクトル  $T_{t,k}$  の間に以下のような線形の関係があるとする。

$$Q_{t,k} = \beta \cdot Z_{t,k} + \gamma \cdot T_{t,k} \quad (5.14)$$

これを一つの県内の各集落で足しあわせて各集落の農地面積  $A_k$  の合計で割れば、県レベルの統計で推計可能な誘導式が導かれる。これに定数項  $\alpha$  と誤差項  $\epsilon_{t,K}$ 、さらに各県における農地流動化に影響を与える個別効果  $\delta_K$  を表す項を加えて、以下の (5.15) 式について計量分析を行う。

$$q_{t,K} = \alpha + \beta \cdot z_{t,K} + \gamma \cdot t_{t,K} + \delta_K + \epsilon_{t,K} \quad (5.15)$$

<sup>\*4</sup> ほぼ同様のデータは 2005 年農業センサスの『農山村地域調査報告書』からも得られるが、全域が市街化区域内にある集落が除外されるなど調査対象となっている農業集落の範囲が異なっているため、本章の分析には含めなかった。

ただし、 $q_{t,K}$  はある  $K$  県における農地面積当たりの取引面積であり、 $z_{t,K}$ 、 $t_{t,K}$  は  $K$  県内における変数  $Z_{t,k}$ 、 $T_{t,k}$  の単位面積当たりの平均値である。

(5.15) 式における個別効果  $\delta_K$  は、時間が経過しても変化しない地理的・心理的な要因に対する代理変数である。例えば、農業集落の農業地域類型は分析期間でほとんど変化しないため、農業集落の地域ごとの多様性が農地貸借に与える影響は個別効果の中に含まれる。また、農家が農地に対して持つ愛着心などの心理的な要因が分析期間内で変化しないとすれば、その影響も個別効果の中に含まれる。後述する図 5.2 から分かつとおり、本章が分析の対象とする地域には地域類型が大きく異なる集落が含まれていることから、農地流動化の進度にも明らかな地域性が観察される。このうちの地域ごとに固有な要因の影響を制御しないことは、関心のある変数の推計値に除去変数バイアスをもたらす可能性がある。この個別効果は、後述するようなパネル分析の手法を用いることによって制御することができる。

説明変数には、単位面積あたりの平均値だけでなく、各県内の集落あたりの平均値や該当する集落の数の比率、県単位で計測される変数なども含まれる。集落あたりの値の単純平均や該当する集落の数の比率を説明変数として用いることは、農地面積や該当する変数の水準が集落間で大きく異なる場合には計測上の誤差を発生させる可能性がある。しかし、各県内の集落はおおむね共通の地理的条件に置かれていると考えれば、このような計測上の誤差にともなう計量的なバイアスはそれほど大きくないと考えられる。また、県レベルでしか計測できない統計についても、各県の統計が県内の農地ごとの属性の平均値になっているとみなしてそのまま用いている。

## 4.2 データの説明

以下、計量分析に用いる変数の定義とデータの出典を説明する。各変数の平均値と標準偏差、また以下の議論から考えられる符号条件は表 5.1 において示した。

被説明変数として導入したのは、田の総耕地面積に占める農家と農家以外の事業体による借入面積の割合（借入面積率）である。分子となる借入面積の合計は、『世界農林業センサス』の『農家調査報告書』における「総農家の借入耕地面積（田）」に、『農家以外の農業事業体調査報告書』における「農家以外の農業事業体の借入耕地面積（田）」を加えることにより得られる。また、分母となる耕地面積は、『耕地及び作付面積統計』から得られる。なお、『世界農林業センサス』における「借入耕地」とは、農地法や農業経営基盤強化促進法に基づく公式な契約だけでなく、実態として借り入れとみなされる耕地を全て含むものであり、請負耕作や委託耕作についても、実際に借り入れとみなされる場合には借入耕地に含まれる。また、『耕地及び作付面積統計』における耕地面積には耕作放棄地は含まれていない。

表 5.1 変数の平均・標準偏差と説明

変数名	平均	標準偏差		意味	予想される符号
		全体	個体内		
借入面積率（出典：『世界農林業センサス』）	0.101	0.051	0.030	被説明変数	-
借入面積率（出典：『農地の移動と転用』）	0.0078	0.0041	0.0028	被説明変数	-
DID までの距離が 30 分以内の集落の割合	0.592	0.175	0.125	集落機能	正
年に 3 回以上の寄り合いを行う集落の割合	0.813	0.092	0.071	集落機能	正
実行組合のある集落の割合	0.826	0.228	0.213	集落機能	正
log(集落内の田面積)	2.862	0.538	0.538	集落内の市場の規模	負
集落内の農家率	0.278	0.107	0.081	集落内の市場の規模	負
農振農用地の割合	0.791	0.088	0.076	農地の質	正
基盤整備済み農地の割合	0.359	0.198	0.162	農地の質	正
田面積に対する転用面積の割合	0.0052	0.0019	0.0017	農地の質	負
log(米価 / 非農業平均賃金)	-2.896	0.279	0.079	生産条件	負
田面積に対する生産調整面積の割合	0.284	0.099	0.059	生産条件	負
ユニットコスト比率	1.440	0.202	0.098	生産条件	正

出典：農林水産省『世界農林業センサス』、『耕地及び作付面積統計』、『土地利用基盤整備基本調査』、『農地の移動と転用』、『ポケット農林水産統計』、『米及び麦の生産費調査』、『厚生労働省『毎月勤労統計調査年報』

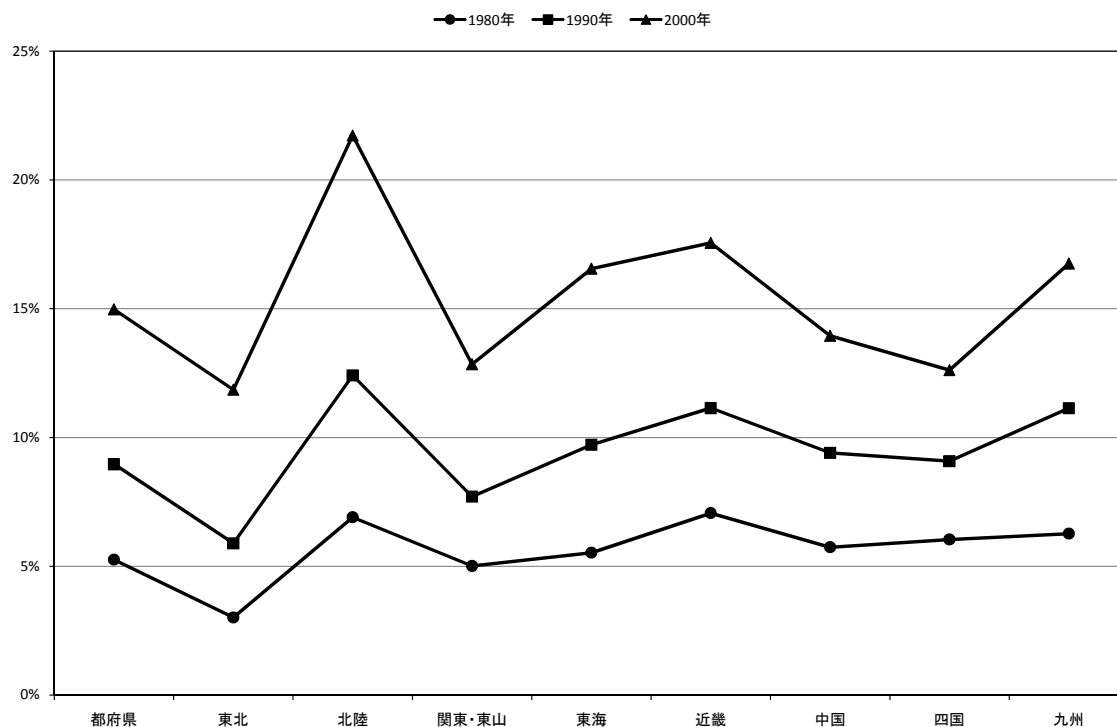


図 5.2 借入面積率の地域別・年別の動向

出典：農林水産省『世界農林業センサス』『耕地及び作付面積統計』

図 5.2 は、農地流動化の進捗を農区別に集計して図示したものである。各農区ごとに比較すると、北陸や近畿、九州などで農地流動化が進んでいる一方で、東北や関東・東山、四国などでは農地流動化が進んでいないという傾向が見て取れる。また、3つの時点と比較すると、時間が経過するにつれて農地の貸借が進展しており、その速度は1980年から1990年の間よりも1990年から2000年までの間の方が早いということが分かる。都府県の平均値で見ると、借入面積率は1980年で5.3%、1990年で9.0%であるのに対して2000年では15.0%となっている。このような借入面積率の上昇は、耕地面積の減少ではなく借入面積の上昇によるものである。この3時点において、都府県における田の耕地面積は1980年で280.0万ha、1990年で261.4万ha、2000年で241.5万haとなっており、1980年に比べて2000年の水準は-13.8%の減少となっている。これに対して、同じ時点における都府県の田の借入面積は1980年の14.7万haから1990年には23.4万ha、2000年は36.2万haとなっており、1980年に比べて2000年の水準は約2.46倍にまで上昇している。また、時間が経過するにつれて平均値が上昇しているだけでなく、地域別の分散も広がっている。県別データの標準偏差を比較すると、1980年で0.19、1990年で

0.30, 2000 年で 0.45 となっている．このような動向は，地域別に固有の効果が存在している一方で，地域ごとに異なる変化を生み出す要因が存在していることを示唆するものである．

以上のような『世界農林業センサス』に基づく統計は，全ての農家と農業事業体に対する悉皆調査であることと，公式な契約に基づかない「ヤミ小作」の動向についても把握できることから農地流動化の進捗の指標として重要である．しかし，『世界農林業センサス』における借入面積は調査時点までに取引が行われている面積であり，各時点において取引された面積ではない．このような時点のずれが存在することは，長期契約に基づく農地取引を特定の年の農地取引に関する変数によって説明することにつながるため，以下で取り上げる変数の説明力を弱めるだろう．そこで，本章では『世界農林業センサス』だけではなく，『農地の移動と転用』から得られる毎年の農地の権利移動に関する統計に基づく分析を行った．ただし，『農地の移動と転用』から得られるのは農地法・農業経営基盤強化促進法に基づく公式な契約による農地貸借のみであり，ヤミ小作については把握できない．中嶋 (2008) が指摘するように，取引費用の存在ゆえにヤミ小作が選択される可能性を考慮すると，『農地の移動と転用』の統計のみによって農地流動化の進展を測ることに一定の留保が必要である．また，石井・河相 (1991) が指摘するとおり，『農地の移動と転用』における権利移動には構造変動に意味のないものが多く含まれており，また利用権の設定実績には利用権の再設定の分が含まれている．このため，「農地法許可・貸借権設定 + 利用増進法（農業経営基盤強化促進法）・貸借権設定 - 利用権（貸借権）の終了」によって，農地貸借の純増分の実績を計算した．また，「利用権の終了」には田畑の区別がないため，同じ年の田畑の利用権設定実績の比率から田のみの利用権の終了分を推定した．利用権設定に関する統計が『農地の移動と転用』から得られるのは 1981 年以降であるため，分析の対象とするのは 1981・1990・2000 年の 3 時点とした．これに対応して，説明変数も 1981・1990・2000 年の 3 時点のものを用いたが，『世界農林業センサス』に基づく説明変数のデータは 1980・1990・2000 年のものを用いた．

農地流動化に影響する説明変数としては，以下の 4 種類の変数を導入した<sup>\*5</sup>．(1)-(3) は取引費用に関する変数  $t_{t,K}$  であり，前述の統計書から意味があるものと思われるものをなるべく多く抽出した．この際には，生源寺編 (2005) などの農業センサス分析におけるデータの取り扱いを参考にした．また，(4) は農地取引に関係するその他の経済的要因を表す外生変数  $z_{t,K}$  であり，その選択にあたっては茅野 (1994) などの既存研究を参考にしている．

#### (1) 集落機能：DID までの所要時間，寄り合いの回数，実行組合の有無

これらの変数は，集落機能が農地の取引費用を低減させることにより農地貸借を促進するという効果を実証するために導入される．草苅 (2005) が指摘するとおり，伝統的な組織が農地流動化に影響を与えている場合には，伝統や慣習といった暗黙のローカルルールが農地の利用調整に貢献していることになり，農地の取引費用の存在が示唆されることになる．DID までの所要時間は，人口集中地区や生活関連施設

<sup>\*5</sup> 以下の説明変数は農業構造の内部で決まる内生変数であるため，農地流動化との間に逆の因果関係が生じている可能性がある．例えば，農地流動化が進展している地域では，集落機能が活発になったり基盤整備事業が優先して進められたりする可能性がある．こうした内生性の存在を検定するためには説明変数と相関して推計式の誤差項とは相関がないという条件を満たす操作変数が必要である．しかし，県レベルの集計データを用いた本章の分析において，操作変数の条件を満たす外生変数を見つけるのは容易ではない．説明変数の内生性を考慮した計量分析には個票データに基づくより詳細な情報が必要になると考えられるため，本章では今後の課題とさせていただきます．

へのアクセスが確保されているかを表す。DID までの所要時間が短いほど、集落機能を維持するための生活環境が整っていると考えられる。なお、DID までの所要時間は、集落と労働市場との関係を表している可能性もあるため、集落機能の水準に関する代理変数と一概には言えない。また、寄り合いの回数が多い集落ほど、集落内の情報交換が盛んに行われ、農地に関する情報を入手するのにかかる取引費用が低減されるものと考えられる。さらに、実行組合が存在している集落では、農業生産に係る調整が行われる中で農地に関する情報交換や利用調整が行われるものと考えられる。これらの変数のデータは、『世界農林業センサス』の『農業集落調査報告書』から得られる集落単位のデータを利用して、各県の総農業集落のうち該当する集落の数の比率を計算して得られた<sup>\*6</sup>。「DID までの所要時間」としては、「DID までの距離が 30 分以内の集落」の割合を用いた。「寄り合いの回数」は、「年に 3 回以上の寄り合いを行う集落」の割合を用いた。「実行組合の有無」は『農業集落調査報告書』のデータを利用した。

## (2) 集落内の市場の規模：集落内の田面積、農家率

これらの変数は、各集落における農地貸借市場の市場規模の代理変数として導入される。面積が小さいほど、また農家率が低いほど市場の規模が小さいことから情報の非対称性が生じにくくなり、農地貸借がより促進されるものと考えられる。ただし、「農家率」については集落内に非農家が多くなるほど農業集落としての機能を維持することが難しくなるとも考えられる。これらの変数のデータは、『世界農林業センサス』の『農業集落調査報告書』から得ることができる。「集落内の農家率」としては、農業集落内の総戸数（行政区が別になっている非農家だけの集団を除く）のうちの農家の割合を用いた。「集落内の田面積」は『農業集落調査報告書』に記載されているデータを利用した。

## (3) 農地の質：農振農用地の割合、基盤整備率、農外転用率

これらの変数は、農地の取引費用と関係すると考えられる農地の性質を表す。農地のうち農振農用地区域に指定されているものの比率が高いほど、農地法に基づく取引に比べて制度上の取引費用が小さい利用権設定による貸借が可能になり、また農地転用規制が強いことによって農外転用も抑制されるため、より活発に農地取引が行われるものと考えられる。また、「基盤整備率」が高いほど、農地の生産性が高まるだけでなく、農地の質に関する不確実性が低減されるために農地貸借が進むものと考えられる（國光，2008）。さらに、「転用面積率」が高いほど、農地の潜在的な貸し手である農地保有者が農地を手元に置こうとする傾向が大きくなることなどによって取引費用が増大し、農地流動化が抑制されるものと考えられる。これらの変数に関するデータは、『土地利用基盤整備基本調査』や『農地の移動と転用』などの県別データから得られる<sup>\*7</sup>。まず、農地のゾーニングの状況については、『土地利用基盤整備基本調査』から

<sup>\*6</sup> 本章における集落機能に関する変数は、生源寺編（2005）の議論でも採用されている代表的なものであるが、統計の区切りを変えた場合でも分析結果に変化は見られなかった。例えば、『世界農林業センサス』からは「DID までの所要時間」として「30 分未満 / 30 分-1 時間 / 1 時間-1 時間半 / 1 時間半以上」の集落数が連続したデータとして得られる。本章では「DID までの所要時間が 30 分以内の集落の割合」を説明変数としたが、その他の区分、例えば DID までの所要時間が 1 時間以内の集落の割合を利用した計量分析においても分析結果に大きな変化はなかった。また、「農業集落の寄り合いの開催回数別農業集落数」については、寄り合いの回数が「1-2 回 / 3-4 回 / 5-6 回 / 7-9 回 / 10-12 回 / 13 回以上」の集落数が分かる。本章では、年に 3 回以上の寄り合いを行っている集落では最低限の集落機能が維持しているとみなしたが、その他の回数、例えば年に 10 回以上の寄り合いを行っている集落の比率を説明変数とした計量分析を行っても分析結果に大きな変化はなかった。以上のことから、本章の計量分析の結果は集落機能に関する変数の定義が変わった場合にも頑健であると言える。

<sup>\*7</sup> 「土地利用基盤整備基本調査」の調査時点は 1975・1983・1993・2001 年の 3 月 31 日であるため、四つの調査時点の間で

得られる田の総耕地面積に占める農振農用地の割合を用いた。また、「基盤整備率」については『土地利用基盤整備基本調査』から得られる田の総耕地面積に占める「20a以上に区画整理された耕地面積」の比率を用いた。なお、『土地利用基盤整備基本調査』における耕地面積は『耕地及び作付面積統計』に基づくものであり、他の項目とも整合的である。また、『農地の移動と転用』から得られる田の転用面積の合計を当該年の『耕地及び作付面積統計』における田の耕地面積で割ることによって「農外転用率」を算出した。ただし、転用面積のうち、転用用途が「植林」「その他分類不能不明」であるものは農外転用と言うより耕作放棄とみなすべきであることから、本章における転用面積からは除外した。

#### (4) 生産条件：生産調整比率、米価と農外賃金率の比率、ユニットコスト比率

本章の命題3に関する議論で論じられたとおり、取引費用の存在下であっても、稲作の生産条件に係るこれらの外生変数は農地流動化に影響を与えるものと考えられる。本章では稲作の生産条件について茅野(1994)と共通の変数を用いている。まず、生産調整の影響を考慮するために、田の総耕地面積に対する生産調整の実施面積の割合である「生産調整比率」を計算した。草苅(1989)によって論じられているとおり、分析期間で行われた規模に関して一律的な生産調整は、農地の潜在的な借り手である大規模農家に対してより大きな稲作所得の喪失をもたらすことから、農地流動化を阻害すると考えられる。生産調整面積は『ポケット農林水産統計』から得られる『水田農業経営確立対策実績調査結果表』(2000年)、『水田農業確立対策実績調査結果表』(1990年)、農林水産省農蚕園芸局資料(1980年)の実績面積を用いた。また、分母となる田の耕地面積は『耕地及び作付面積統計』から得た。また、茅野(1994)や伊藤(1996)における議論を考えると、米価が低いほど、また非農業部門の賃金率が高いほど小規模農家の退出を通じて農地流動化が進行すると考えられる。米価は『米及び麦の生産費調査』の県別データから得られる各県の60kg当たりの粗収益(副産物を含まない)を用いた。農外賃金率としては、厚生労働省『毎月勤労統計調査地方調査年報』から得られる「都道府県別常用労働者の平均現金給与額(事業所規模30人以上)」を用いた。さらに、命題3からは大規模農家と小規模農家の技術水準の格差が大きいほど農地流動化が進行することが示唆されている。生産技術の規模間格差、あるいは規模の経済性を計測することは困難であるが、本章では茅野(1994)の議論に基づき規模の経済性の代理変数として大規模農家と小規模農家の10a当たりの生産費の比率(ユニットコスト比率)を用いた。基礎となる統計は『米及び麦の生産費調査』の「販売農家」についてのものである<sup>\*8</sup>。ただし、『生産費調査』の規模別データは農区別でしか記載されていないため、本章では同じ農区内では共通のデータを用いた。また、「0.3ha未満層」には実質的には自給的な農家が多く含まれていると考えられるため、小農の階層としては「0.5-1.0ha層」のデータを利用した。大農のデータとしては基本的に「3ha以上層」を使用しているが、データが欠落している場合には「2.0-3.0ha層」のもの、これも入手できない場合はさらに下層のデータを利用した<sup>\*9</sup>。

---

線形補完を行うことによって『世界農林業センサス』における調査時点である調査年の2月1日と接続させた。また、『農地の移動と転用』に記載されているのは当該年の1月から12月までの転用実績であることから、同様に前年の統計との加重平均を取るによって『世界農林業センサス』の調査時点と接続させた。

<sup>\*8</sup> 1991年以降の『米及び麦の生産費調査』では、減価償却費と労働の能力換算を中心とした評価方法の変更が行われている。このため、項目ごとの対応を調べ、1991年の新旧両方式の評価結果から転換倍率を計算した上で、1990年以前の生産費を新基準のものに評価替えした。

<sup>\*9</sup> 「3ha以上層」のデータが取れなかったのは以下の農区であり、括弧内の規模階層を大規模農家のデータとして用いている。

### 4.3 計量分析の結果

借入面積率を被説明変数とする (5.15) 式の推計結果は表 5.2 と表 5.3 に示したとおりである。なお、定数項は記載を省略した。パネル分析の主な方法としては、個別効果をダミー変数とみなして推計する固定効果 (fixed effect) 推計、個別効果が誤差項とは独立であることを仮定して一般最小二乗法により推計する変量効果 (random effect) 推計、各期のデータについて前年との差分を取って個別効果を消去した上で推計する差分 (first difference) 推計の三つがある。本章の推計では個別効果や誤差項の確率分布について理論的な仮定を置いていないため、三つの方法による推計結果を比較することによって推計結果の頑健性をテストする。また、分析に含まれる 42 の県に含まれる田の耕地面積には差があるため、分析期間の三時点における耕地面積の平均値をウェイトとした分析も行う。なお、変数が割合ではない「集落内の田面積」「米価/農外賃金率」については、推計される係数を%変化を表すものとするために自然対数を取った。

まず、『世界農林業センサス』に基づく借入面積率についての推計結果である表 5.2 から検討する。個別効果の影響を考慮しない最小二乗法によるプーリング推定の結果が (1)(2) である。ここからは、生産調整面積の割合が負に有意であること、ユニットコストの比率が大きい、つまり規模の経済性が働くほど農地流動化が進むこと、米価と非農業賃金の比率が低下すると農地流動化に正の影響を有意に与えることなどが分かる。しかし、これは各県ごとの個別効果の影響を考慮しないものであり、パネル分析を用いた分析結果では若干異なる結果が得られる。

パネル分析の結果として、(3)(4) は固定効果推計、(5) は変量効果推計、(6) は差分推計の結果を示す。まず、プーリング推計を含む全ての推計結果で係数の大きさや符号は頑健であることから、計量的なバイアスの影響は小さいと考えられる。次に、「個別効果の分散が 0 である」ことを帰無仮説とする Breusch-Pagan 検定では帰無仮説は有意に棄却され ( $\chi^2(1) = 32.64$ ,  $p$  値  $< 0.001$ )、プーリング推定が一致推計であることが棄却される。また、個別効果と説明変数の間の無相関を検定する Hausman 検定では帰無仮説が棄却できず ( $\chi^2(11) = 7.10$ ,  $p$  値  $= 0.791$ )、(3) の固定効果推計と比べて (5) の変量効果推計の方が有効性の高い推計結果であることが示唆される。また、(3)(4) を比較すると、ウェイトをつける場合とつけない場合で分析結果に大きな違いはない。以上の推計結果からは、(5) の変量効果推計が最も有効性の高い推計方法であることが示されているが、比較対象としてその他の推計結果についても論じる。

推計結果を見ると、集落機能、市場の規模、農地の質という生産条件とは直接の関係がない変数が多く、推計結果において有意となっており、符号も予想されるものと整合的である。まず、集落機能に関する変数を見ると、「寄り合いの回数」が (1)-(5) において正で有意であることは、集落活動が取引費用を軽減

---

2000 年：四国 (1.5~2.0ha) 1990 年：中国 (2.0~3.0ha)、四国 (1.0~1.5ha) 1980 年：東海・近畿・九州 (2.0~3.0ha)、中国・四国 (1.5~2.0ha)。データの欠落は調査対象のサンプル数が不足していることによるものであり、各農区の農業構造をある程度反映したものと考えられるため、地域ごとのユニットコスト比率の値として不適切ではないと考えられる。ただし、実際には各農区内においてユニットコスト比率は一定とは限らないため、各農区に同一のユニットコスト比率を用いることは説明変数に計測上の誤差を生じさせている可能性がある。

させる効果を持つことを示している。ただし、「DID までの所要時間」「実行組合の有無」は (3)-(6) のパネル推計では有意な影響を確認することができなかった。次に、農地市場の規模を表す「集落内の田面積」や「農家率」が負で有意であることは、市場の規模が小さいほど取引費用が小さくなることを意味するものと考えられる。次に、農地の質に関する変数を見ると、全ての推計結果で基盤整備率が農地流動化に有意な効果を持っていることが分かる。(5) の変量効果推計の係数を見ると、基盤整備率が 1 % 上昇すると、貸借される農地面積が 0.17 % 上昇する。また、転用面積比率もパネル推計を行った (3)-(6) において負で有意となっており、農地転用が取引費用の原因となっていることが示唆される。(5) の変量効果推計の係数を見ると、転用面積率の 0.1 % の上昇は、農地貸借率を -0.39 % 低下させることが分かる。また、農振農用地の比率は借入面積率に対する有意な影響を確認できなかった。最後に、生産条件についての変数は (5) では想定と同じ符号で全て有意であり、その他の推計でもおおむね有意となっている。これは、命題 3 において論じられたように、取引費用の影響を考慮した場合でも、生産条件に着目する農地取引に関する既存研究の含意が依然として有効であることを示すものと考えられる。

また、『農地の移動と転用』から計算される借入面積率を被説明変数とした計量分析の結果は表 5.3 に示されている。表 5.2 の結果と同様に、耕地面積によるウェイト付けをした場合の分析結果はウェイトを付けていない場合とほぼ同じであったため、ウェイトを付けていない分析結果についてのみ論じる。

表 5.3 において (7) はプーリング推計、(8) は固定効果推計、(9) は変量効果推計、(10) は差分推計の結果を表す。各推計結果で係数の大きさや符号は頑健であることから、計量的なバイアスの影響は小さいと考えられる。Breusch-Pagan 検定では個別効果の分散が 0 であるという帰無仮説は有意に棄却され ( $\chi^2(1) = 7.74$ , p 値 = 0.005), プーリング推定が一致推計であることが棄却される。また、個別効果と説明変数の間の無相関を検定する Hausman 検定では帰無仮説が棄却できず ( $\chi^2(11) = 12.91$ , p 値 = 0.299), (8) の固定効果推計と比べて (9) の変量効果推計の方が有効性の高い推計結果であることが示唆される。

表 5.3 の推計結果を見ると、『世界農林業センサス』に基づく表 5.2 の結果よりも有意性が低いものの、変数の符号条件はおおむね満たされていることが分かる。まず、集落機能に関する変数を見ると、(7)(9) の推計結果において「寄り合いの回数」が正で有意である。その他の集落機能に関する変数では有意な結果が見られなかった。また、市場の規模を表す変数についてはいずれも有意な結果が得られなかった。さらに、農地の質に関する変数を見ると、「農振農用地の割合」が (7)-(10) の推計結果において借入面積率と正の相関を持つことが分かる。『農地の移動と転用』から得られる農地貸借面積は公式な契約に基づくものであるため、これは農地のゾーニングが公式な貸借契約に基づく農地流動化を促進する効果を持つことを反映したものと考えられる。最後に、生産条件についての変数は、転用面積の割合については有意な結果が見られないものの、(7)-(9) において米価と非農業平均賃金の比率が負で有意であり、また (7)(9)(10) において生産調整面積の割合が負で有意である。

以上の表 5.2, 5.3 における計量分析からは、生産条件とは直接の関係がない集落機能や農地の質に関する変数が農地貸借の水準と有意な相関関係を持っていることが示されている。この結果は、農地流動化の規定要因としての取引費用の重要性を示唆するものであると考えられる。このため、取引費用に関係している変数に影響を与えるような政策的介入は農地流動化を促進する効果を持つと言えるだろう。また、

変数の有意性だけでなく、分析によって得られた係数の大きさそのものが制度に依存するものであることにも注意する必要がある。例えば、農地の相続税や譲渡所得税が引き上げられた場合、農地の資産価値が低下することから、たとえ一定の農地転用が行われていたとしても小規模農家が農地を保有し続ける傾向が弱まり、農地転用が農地の取引費用の原因となることがなくなるかもしれない。

表 5.2 計量分析の結果（被説明変数：『世界農林業センサス』に基づく借入面積率）\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

パネル推計手法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
耕地面積によるウェイト	-	-	-	-	-	-
DID までの距離が 30 分以内の集落の割合	0.0524*	0.0577**	0.0251	0.0304	0.0307	0.00789
t 値	(1.979)	(2.292)	(0.813)	(0.979)	(1.192)	(0.349)
年に 3 回以上の寄り合いを行う集落の割合	0.0932**	0.0983**	0.0891*	0.0751*	0.0785**	0.0251
t 値	(2.427)	(2.613)	(1.934)	(1.684)	(2.154)	(0.720)
実行組合のある集落の割合	-0.0469***	-0.0420**	-0.00562	-0.00268	-0.0234	-0.00975
t 値	(-2.955)	(-2.562)	(-0.252)	(-0.113)	(-1.347)	(-0.577)
log(集落内の田面積)	-0.0341***	-0.0453***	0.0684	0.0597	-0.0277**	0.0292
t 値	(-3.572)	(-5.272)	(1.032)	(0.902)	(-2.452)	(0.574)
集落内の農家率	-0.0863*	-0.0586	-0.112	-0.165*	-0.114**	-0.0793
t 値	(-1.815)	(-1.246)	(-1.196)	(-1.738)	(-2.005)	(-1.021)
農振農用地の割合	-0.00147	-0.0256	0.0326	0.0584	-0.00260	0.0519
t 値	(-0.0323)	(-0.526)	(0.528)	(0.846)	(-0.0547)	(1.181)
基盤整備済み農地の割合	0.0666***	0.103***	0.166***	0.169***	0.0894***	0.0972***
t 値	(2.886)	(4.771)	(4.009)	(3.759)	(3.458)	(2.669)
田面積に対する転用面積の割合	-2.974	-1.842	-4.457*	-5.849**	-3.880*	-3.662**
t 値	(-1.351)	(-0.874)	(-1.821)	(-2.330)	(-1.900)	(-2.024)
log(米価 / 非農業平均賃金)	-0.0783***	-0.0769***	-0.0184	-0.0222	-0.0692***	0.0121
t 値	(-3.212)	(-3.252)	(-0.554)	(-0.646)	(-2.802)	(0.470)
田面積に対する生産調整面積の割合	-0.244***	-0.255***	0.0527	-0.0344	-0.129*	-0.248**
t 値	(-3.703)	(-3.859)	(0.471)	(-0.296)	(-1.873)	(-2.255)
ユニットコスト比率	0.0593***	0.0642***	-0.00729	-0.00816	0.0156	0.00482
t 値	(2.956)	(3.223)	(-0.443)	(-0.501)	(1.002)	(0.432)
$R^2$	0.672	0.744	0.889	0.904	-	0.342

表 5.3 計量分析の結果（被説明変数：『農地の移動と転用』に基づく借入面積率）\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

パネル推計手法	(7)	(8)	(9)	(10)
	プーリング推計	固定効果推計	変量効果推計	差分推計
DID までの距離が 30 分以内の集落の割合	0.000267 (0.0824)	0.00574 (1.119)	0.00113 (0.323)	0.00467 (0.991)
年に 3 回以上の寄り合いを行う集落の割合	0.0146*** (3.109)	0.00937 (1.244)	0.0148*** (2.996)	0.00594 (0.862)
実行組合のある集落の割合	-0.000159 (-0.0813)	-0.00367 (-0.985)	-0.000789 (-0.353)	-0.00509 (-1.460)
log(集落内の田面積)	-0.00137 (-1.163)	0.0136 (1.295)	-0.00139 (-1.023)	0.00585 (0.603)
集落内の農家率	0.00261 (0.448)	0.0181 (1.187)	0.00349 (0.506)	0.0226 (1.446)
農振農用地の割合	0.00521 (0.946)	0.0283*** (2.668)	0.0110* (1.776)	0.0391*** (4.224)
基盤整備済み農地の割合	0.00150 (0.536)	-0.000966 (-0.138)	-0.000455 (-0.142)	-0.0101 (-1.325)
田面積に対する転用面積の割合	-0.107 (-0.403)	-0.306 (-0.746)	-0.0832 (-0.295)	-0.0960 (-0.278)
log(米価 / 非農業平均賃金)	-0.00587** (-2.001)	-0.00974* (-1.761)	-0.00683** (-2.131)	-0.00303 (-0.575)
田面積に対する生産調整面積の割合	-0.0174** (-2.083)	-0.0125 (-0.677)	-0.0191** (-2.035)	-0.0375* (-1.678)
ユニットコスト比率	-0.00118 (-0.496)	-0.00320 (-1.220)	-0.00181 (-0.804)	0.00101 (0.456)
$R^2$	0.252	0.409	-	0.475

## 第5節 結論

本章は、農地流動化を阻害する要因として取引費用の影響の可能性を論じた後に、農家が取引費用に直面した場合の農地貸借市場の部分均衡をモデル化し、取引費用によって貸借量と市場均衡地代がどのように変化するかを考察した。モデル分析の結果からは、取引費用が農家を農地貸借から退出させることと農家が直面する地代に取引費用を組み入れることによって農地流動化を阻害することが示された。さらに、『世界農林業センサス』と『農地の移動と転用』から得られる2種類の借入面積率を被説明変数とした計量分析によって、生産条件と直接の関係のない集落機能や農地の質に関する変数が農地流動化と相関していることが示された。これは、農地貸借に影響を与える取引費用の具体的な要因を示すものであると考えられる。このように、生産に直接関わる条件以外にも様々な社会経済的な要因が農地流動化に影響する状態では、農地利用に関する規制を撤廃することは必ずしも農地利用の効率化につながるとは限らない。むしろ、基盤整備事業への公共投資を行うことや、農地転用規制の強化などの制度構築を行うことなど、政府が取引費用を軽減するための組織や制度を整備することが農地流動化に有効であると考えられる。また、集落機能に取引費用を低減させるという外部効果が存在するのであれば、集落活動に対する助成金が構造政策の一つとして機能しうる。このような市場取引の統治機構を整備することを前提条件として、市場メカニズムを通じた効率的な農地利用がはじめて可能になるのである。

今後の課題としては、本章の分析で示された発見を、個票データや集落レベルのデータなどのより集計度の低いデータを用いてさらに検証することが挙げられる。県レベルの集計データを用いた本章の分析では、個々の農家が直面する取引費用の違い、例えば圃場の分散状況や貸し手・借り手の関係などが農地貸借行動に与える影響について分析を行うことができなかった。これに対して、個々の農家の取引行動と農家や地域の特性の関係を分析することは、農地をめぐる取引費用の要因を解明することにつながるだろう。また、農業センサスにおける経営体調査と集落調査を組み合わせた『農業集落カード』によって、集落内の農業構造と寄り合いや共同作業の状況についての集落活動について詳細な個票データが得られるため、集落機能が農業構造に与える影響をより詳細に分析することが可能である。農地問題は農業関係者だけでなく日本国民全てにとっての重要課題であり、議論の視点を明確にした上での実証研究を蓄積させていく必要があると考えられる。

## 付録：第 2 節の命題 1,2 の数学的導出

農地貸借市場の均衡条件である (5.11) 式をそれぞれ  $t^{in}$ ,  $t^{out}$  について微分して整理することにより, 以下の (5.16)(5.17) 式が得られる.

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(r - t^{out}, t^{out})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{in}} &= \frac{\partial D(r + t^{in}, t^{in})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{in}} + \frac{\partial D(r + t^{in}, t^{in})}{\partial r} + \frac{\partial D(r + t^{in}, t^{in})}{\partial t^{in}} \\ \Leftrightarrow \frac{\partial r}{\partial t^{in}} &= \frac{D'(r + t^{in}, t^{in}) + \frac{\partial D}{\partial t^{in}}}{S'(r - t^{out}, t^{out}) - D'(r + t^{in}, t^{in})} \end{aligned} \quad (5.16)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(r - t^{out}, t^{out})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{out}} + \frac{\partial S(r - t^{out}, t^{out})}{\partial r} + \frac{\partial S(r - t^{out}, t^{out})}{\partial t^{out}} &= \frac{\partial D(r + t^{in}, t^{in})}{\partial r} \frac{\partial r}{\partial t^{out}} \\ \Leftrightarrow \frac{\partial r}{\partial t^{out}} &= \frac{S'(r - t^{out}, t^{out}) - \frac{\partial S}{\partial t^{out}}}{S'(r - t^{out}, t^{out}) - D'(r + t^{in}, t^{in})} \end{aligned} \quad (5.17)$$

$D' < 0, S' > 0, \frac{\partial S}{\partial t^{out}} < 0, \frac{\partial D}{\partial t^{in}} < 0$  であることから, (5.16)(5.17) 式の右辺の分母は正であり, (16) 式の右辺の分子は負, (5.17) 式の右辺の分子は負である. これは, 借り手に対する取引費用  $t^{in}$  は市場均衡地代を下落させ, 貸し手に対する取引費用  $t^{out}$  は市場均衡地代を上昇させることを意味する.

ここで, (5.11) 式を解くことで求められる市場均衡地代  $r^t$  と貸借面積  $S(r^t - t^{out}, t^{out})$  あるいは  $D(r^t + t^{in}, t^{in})$  について  $t^{in} = 0, t^{out} = 0$  の周囲でテイラー展開による一次近似を行うことで以下の (5.18)(5.19) 式が得られる. ただし, (5.18)(5.19) 式の展開過程では, 市場均衡地代  $r^t$  が  $t^{in}, t^{out}$  の関数であり,  $t^{in} = t^{out} = 0$  の場合には定義より  $r^t = r^*, S(r^t - t^{out}, t^{out}) = D(r^t + t^{in}, t^{in}) = Q^*$  であることを利用する.

$$r^t \approx r^* + \left( \frac{\partial r}{\partial t^{in}} \right) t^{in} + \left( \frac{\partial r}{\partial t^{out}} \right) t^{out} \quad (5.18)$$

$$S(r^t - t^{out}, t^{out}) \approx Q^* + S'(r^*) \left( \frac{\partial r}{\partial t^{in}} \right) t^{in} + S'(r^*) \left( \frac{\partial r}{\partial t^{out}} \right) t^{out} - \left( \frac{\partial S(r^*)}{\partial t^{out}} \right) t^{out} \quad (5.19)$$

最後に, (5.18)(5.19) 式における  $\left( \frac{\partial r}{\partial t^{in}} \right)$  と  $\left( \frac{\partial r}{\partial t^{out}} \right)$  に (5.16)(5.17) 式の右辺を代入して整理することによって本文中の (5.12)(5.13) 式が得られる.

## 第6章

# 要約と今後の課題

### 第1節 本研究の要約

本研究では、1960年以降の日本農業を分析対象とし、農業部門における産業調整が遅れた原因について速水(1986)によって提唱された「農業調整問題」という概念に着目することによって分析した。その要約は以下のとおりである。

第1章では「農業調整問題」に関する既存研究のレビューを行った。「農業調整問題」は主に「農産物価格と農家所得の低下」「産業調整の遅れにともなう生産要素の報酬率の低下」「政治的過程による農業保護の発生」という3つの仮説によって構成される。このうち、農産物価格の低下については、大きな意見の食い違いはなく、また記述統計の分析によっても容易に確認される。しかし、労働生産性の低下が生じた要因と、農業保護の発生メカニズムについては、その主張の多くが記述統計の整理に基づく仮説の提示という段階に留まっており、数学的なモデル化と定量的分析が十分に行われていない。また、構造調整を妨げる具体的な要因についても更なる検討が必要である。

第2章では「農業調整問題」に関連する主要な統計である労働生産性と農業保護水準に関する統計の分析を行った。まず、「農業の比較生産性」を要因分解することによって、農業の実質比較生産性が低下すると同時に農産物の相対価格が上昇し、結果的に名目比較生産性がおおむね一定に保たれたことが分かった。また、農業の労働生産性を土地生産性と土地労働比に分解した結果、1970年代後半からは労働移動による土地労働比の上昇が続く一方で土地生産性はほぼ横ばいであることが明らかになった。さらに、日本農業の農業保護水準に関する主要な統計を検討した結果、日本農業の農業保護水準は依然として高水準にあることや、WTO農業協定による国内助成の規律によっても農業保護水準の実質的な削減にはつながっていないことが分かった。

第3章では、日本農業における「過剰就業」、つまり「一つの産業における労働の限界生産力が、他の部門における労働の限界生産力にくらべて恒常的に低位にある」ことの原因を考察した。この中では、Schultz(1953)の「農業問題」として提示された「労働投入の適応作用がラグをもって行われるため、生産資源が最適水準に調整されるまでに時間がかかり、その過程で生産資源の摩擦的な過剰状態が発生する」という仮説に着目した。そして、「農業問題」の概念に沿う形で労働投入の調整過程を動学最適化モ

デルによって分析した。推計結果は全体的に良好であり、調整費用に焦点を当てた研究が日本農業の実態と整合的であることを示すものである。また、労働投入の現実の値と最適水準を比較することにより、米価に対する賃金の相対的な上昇により労働投入の最適水準が傾向的に低下し、調整費用の影響により現実の労働投入の調整が遅れることから「過剰就業」が発生することが明らかになった。

第4章では、日本における農業保護政策の発展過程を検討するために、1960-2006年における米政策の所得移転効果を定量的に評価するとともに、その背景にある要因を計量分析によって検討した。まず、Otsuka and Hayami(1985)の定式化を参考にした部分均衡モデルによって、生産奨励金・政府米買入・生産調整という3つの政策手段のポリシーミックスによりもたらされた農家への所得移転額と消費者・財政支出への負担額を評価した。米の産出額に対する農家への所得移転額の比率(%移転額)は、1970年代後半ごろまで上昇を続け、その後は多少の変動がありながらもほぼ横ばいとなっており、政府が米政策を通じて農家に所得移転を安定的に行ってきたことが裏付けられた。一方で、生産調整政策を中心とした現行の米政策は消費者と財政支出に多大な負担を強いており、社会全体での資源配分の非効率性は現在に至るまで改善されていない。また、米の産出額に対する農家への所得移転額の比率についての計量分析を行った結果、%移転額と農業の比較優位性の間に負の相関関係が存在することが明らかになった。これは、第1章において示された「農業部門の比較優位性の低下が農業保護政策を引き起こす」という仮説を改めて支持するものとなっている。

第5章では、日本農業の構造調整を妨げる要因として農地問題に着目し、農地に関する取引費用が農地流動化をどれだけ阻害しているかを部分均衡分析の応用によって検討した。まず、農地流動化を阻害する要因として取引費用の影響の可能性を論じた後に、農家が取引費用に直面した場合の農地貸借市場の部分均衡をモデル化し、取引費用によって貸借量と市場均衡地代がどのように変化するかを考察した。モデル分析の結果からは、取引費用が農家を農地貸借から退出させることと農家が直面する地代に取引費用を組み入れることによって農地流動化を阻害することが示された。さらに、1980・1990・2000年の『世界農林業センサス』と『農地の移動と転用』から得られる2種類の借入面積率を被説明変数とした計量分析によって、生産条件と直接の関係のない集落機能や農地の質に関する変数が農地流動化と相関していることが示された。これは、農地貸借に影響を与える取引費用の具体的な要因を示すものである。

## 第2節 本研究の政策的含意

本研究から得られる政策的な含意は以下の二点である。

第一の政策的含意は、農業調整問題を解決するための「産業調整政策」の重要性である。産業調整政策とは、「農業労働者などの産業特殊的な生産資源に対して一時的な援助を行いつつ、長期的には、環境変化のために衰退産業となった産業から成長産業へ生産資源が移転することを促進しようとする政策」として定義される(奥野・本間, 1998)。まず、第3章で論じられているとおり、労働投入の過剰状態を解決するためには、農村部での職業訓練や労働市場の流動性を高めることなどにより、労働の移動費用を軽減することが有効である。農地あたりの労働力を相対的に減少させるためには、農地移動を円滑化するために農地流動化政策を行うと同時に、農地の大規模農家への集約を進めることが必要である。具体的には、第

5章で指摘されたような農地の取引費用を軽減させるために、基盤整備事業への公共投資を行うことや、農地転用規制の強化などの制度構築を行うことなど、政府が取引費用を軽減するための組織や制度を整備するべきである。こうした政策は、土地利用型農業における市場取引の統治機構を整備することによって市場メカニズムを機能させるためのものであり、農業の比較劣位化による所得低下を価格支持政策によって補償することを目指す従来の農業保護政策とは対照的である。

第二の政策的含意は、農業政策の決定過程における政治的要因を考慮することの重要性である。第4章における米政策の定量的分析からも明らかなとおり、現行の農業政策は農家に所得移転を行う際に莫大な経済的損失を発生させるものである。このような非効率性の存在を根拠にして現行の農業保護政策を批判し、農業保護政策を撤廃することを主張することは簡単である。しかし、農業保護政策が農業部門の比較優位性の低下を補償するために行われているという第2章と第4章の分析結果を考えれば、効率性のみを判断基準とした農政改革論は、経済学的な観点からは正当であっても、政治的な政策決定過程で実現することは困難である。むしろ、過渡的な所得補填政策によって一時的な農家所得の低下を食い止めながら、担い手支援や農地制度改革などの構造政策を行うことによって農業部門の生産性を向上させ、農業保護政策を要求する政治的な圧力が消滅するような農業構造を確立することを目指すべきである。

### 第3節 今後の課題

最後に、本研究では十分に検討することができなかった論点を今後の課題として挙げたい。一点目は本研究で前提としていた条件についての検討であり、二点目は本研究の含意を現実の農業政策に活用するために必要な制度に関する検討である。

まず、本研究では土地利用型農業の持つ多面的機能、特に食料安全保障のために果たす役割については十分な検討を行うことができなかった。そもそも、農業の多面的機能を考慮しないのであれば、農産物の完全な輸入自由化を実施した上で農業の生産性を他部門並みに向上させることを目的とした産業調整政策を行えばよい。政府が農業振興政策を行う必要があるのは、土地利用型農業の持つ多面的機能の存在が国内の資源配分の効率性を上昇させることにつながる可能性があるためである。本研究では、土地利用型農業の持つ多面的機能を考慮した場合、日本に一定の土地利用型農業を存続させる必要があることを前提とした上で米問題や農地問題の分析を行った。しかし、本来であれば日本においてどの程度の土地利用型農業が必要であるかを明らかにした上で農業政策の制度設計について論じるべきである。特に、食料安全保障のために農業を維持するのであれば、同時に穀物の備蓄や食糧の安定輸入など総合的な食料安全保障政策の一つとして農業振興策を考える必要がある。また、速水・神門(2002)が指摘するように、平時における農業生産の維持が有事における食料安全保障を必ずしも意味するわけではないことにも留意する必要がある。こうした点については農業経済学のみならず経済学の範囲をも超えた議論が必要になるだろう。

第二に、本研究では土地利用型農業の再生のための具体的な制度設計にまで踏み込むには至らなかった。今後の研究では、土地利用型農業をめぐる要素市場、中でも農地市場における市場の不完全性の発生メカニズムの解明を行うと同時に、市場の統治(ガバナンス)のための制度論的研究を行うことが必要である。このためには、本研究の分析結果を踏まえて、転作作物の生産を含めて土地利用型農業に関する政

策の中核をなす米政策と、土地利用型農業の基礎となる農地資源を有効に利用するための農地政策のあり方について更に実証分析を積み重ねることが必要である。米政策については、稲作の規模の経済性と経営の非効率性を生んでいる要因についての分析や、現行の一律的な生産調整政策に代わる効率的な経営安定対策のメカニズム・デザインに関する議論を行うべきである。農地政策については、本研究において農地の取引費用との関連が指摘された土地改良事業や農地転用期待の効果について更に分析すると共に、取引費用の軽減や契約の履行強制のための農地制度のあり方を検討することが考えられる。こうした論点については今後の研究の中であらためて論じたい。

# 参考文献

## 第 1 章

Anderson, K. and Y. Hayami, eds., *The Political Economy of Agricultural Protection: East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin, 1986.

Anderson, K. and W. Martin, eds., *Agricultural Trade Reform and the Doha Development Agenda*, World Bank, 2006.

Anderson, K. and E. Valenzuela, “Estimates of Distortions to Agricultural Incentives, 1955 to 2007, Aggregates”, spreadsheet at [www.worldbank.org/agdistortions](http://www.worldbank.org/agdistortions), World Bank, 2008.

Chino, J., K. Kato and Y. Kodama, “Elasticities of Demand, Supply and Substitution in Japanese Agriculture”, 『宇都宮大学農学部学術報告』, 第 19 巻, 第 1 号, pp. 7–16 .

Coase, R.H., *The Firm, the Market, and the Law*, University of Chicago Press, 1988.

土井時久「稲作労働生産性の上昇とその要因分解」崎浦誠治編『経済発展と農業開発』農林統計協会, 1985 年, pp. 174–192 .

藤田夏樹「国際貿易と農業」生源寺眞一・谷口信和・藤田夏樹, 森建資・八木宏典『農業経済学』東京大学出版会, 第 5 章, 1990 年, pp. 151–180 .

速水佑次郎『農業経済論』岩波書店, 1986 年 .

速水佑次郎・神門善久『農業経済論：新版』岩波書店, 2002 年 .

Hayami, Y. and Y. Godo, “The Three Agricultural Problems in the Disequilibrium of World Agriculture”, *Asian Journal of Agriculture and Development*, Vol. 1, No. 1, 2004, pp. 3–16.

本間正義「農業保護と産業調整問題：農業労働需要関数によるアプローチ」『商学研究』, 第 38 巻, 第 3-4 号, 1988 年, pp. 261–286 .

本間正義『農業問題の政治経済学』日本経済新聞社, 1994 年 .

本間正義「国際化に対応する日本農業と農政のあり方」『農業経済研究』, 第 78 巻, 第 2 号, 2006 年, pp. 85–94 .

Honma, M. and Y. Hayami, “In search of agricultural policy reform in Japan”, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 15, No. 4, 1988, pp. 367–395.

Honma, M. and Y. Hayami, “The determinants of agricultural protection levels: an econometric analysis”, in K. Anderson and Y. Hayami eds., *The Political Economy of Agricultural Protection:*

- East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin, Ch. 4, 1986, pp. 39–49.
- Honma, M. and Y. Hayami, “Distortions to Agricultural Incentives in Japan, Korea and Taiwan”, *Agricultural Distortions Working Paper*, No. 35, World Bank, 2007.
- 泉田洋一「資本及び投資の収益率に関する理論的・実証的研究」『宇都宮大学農学部学術報告特輯』, 第 44 号, 1987 年, pp. 1–70.
- 梶井功『小企業農の存立条件』東京大学出版会, 1973.
- Krueger, A.O., *The Political Economy of Agricultural Pricing Policy, Volume 5: A Synthesis of the Political Economy in Developing Countries*, John Hopkins University Press, 1992.
- 黒田誼「農産物価格政策と労働の産業間移動」逸見謙三・加藤譲編『基本法農政の経済分析』明文書房, 第 3 部, 第 7 章, 1985 年, pp. 301–320.
- Kuroda, Y. “Labor productivity measurement in Japanese agriculture, 1956-1990”, *Agricultural Economics*, Vol. 12, No. 1, 1995, pp. 55–68.
- Mundlak, Y., *Agriculture and Economic Growth : Theory and Measurement*, Harvard University Press, 2000.
- 大川一司『農業の経済分析』大明堂, 1955 年.
- Otsuka, K. and Y. Hayami, “Goals and Consequences of Rice Policy in Japan, 1965-80”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 67, No. 3, 1985, pp. 529–538.
- 奥野正寛・本間正義「日本農業の将来と農業政策」奥野正寛・本間正義編『農業問題の経済分析』日本経済新聞社, 1998 年, pp. 227–256.
- 佐伯尚美『食糧制度：変質と再編』東京大学出版会, 1987 年.
- Schultz, T.W., *Economic Organization of Agriculture*, McGraw Hill, 1953.
- 生源寺眞一『農業再建』岩波書店, 2008 年

## 第 2 章

- Anderson, K. and E. Valenzuela, “Estimates of Distortions to Agricultural Incentives, 1955 to 2007, Aggregates”, spreadsheet at [www.worldbank.org/agdistortions](http://www.worldbank.org/agdistortions), World Bank, 2008.
- Anderson, K. and Y. Hayami, eds., *The Political Economy of Agricultural Protection: East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin, 1986.
- Hart, C.E. and J.C. Beghin, “Rethinking Agricultural Domestic Support under the World Trade Organization” in K. Anderson and W. Martin eds., *Agricultural Trade Reform and the Doha Development Agenda* World Bank, 2006, pp. 221–241.
- 速水佑次郎『農業経済論』岩波書店, 1986 年.
- 速水佑次郎・神門善久『農業経済論：新版』岩波書店, 2002 年.
- 本間正義『農業問題の政治経済学』日本経済新聞社, 1994 年.
- Honma, M. and Y. Hayami, “In search of agricultural policy reform in Japan”, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 15, No. 4, 1988, pp. 367–395.

- Honma, M. and Y. Hayami, “Distortions to Agricultural Incentives in Japan, Korea and Taiwan”, Agricultural Distortions Working Paper, No. 35, World Bank, 2007.
- Josling, T., “Distortions to Agricultural Incentives in Western Europe”, Agricultural Distortions Working Paper, No. 61, World Bank, 2008.
- 小林弘明『WTO, FTA と日本農業：政策評価分析による接近』青山社, 2005 年.
- Olper, A., “Determinants of Agricultural Protection: The Role of Democracy and Institutional Setting” *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 52, No. 2, 2001, pp. 75–92.
- 鈴木宣弘『現代の食料・農業問題』創森社, 2008 年.
- 高山航希・高橋大輔『「農家経済調査」を用いた長期経済統計の推計方法 労働投入量の推計を事例として』『2008 年度日本農業経済学会論文集』, 2008 年, pp. 129–136.
- Tangemann, S., “Response to the article on “How useful is the PSE in determining agricultural support?” by Arie Oskam and Gerrit Meester”, *Food Policy*, Vol. 31, No. 2, 2006, pp. 142–147.
- Van der Meer, C.L.J., and S. Yamada, *Japanese Agriculture: A Comparative Economic Analysis*, Routledge, 1990.
- 山田三郎「農業生産性と農家の所得・生活水準の変化」逸見謙三・加藤譲編『基本法農政の経済分析』明文書房, 第 2 部, 第 1 章, 1985 年, pp. 27–47.
- 山田三郎『アジア農業発展の比較研究』東京大学出版会, 1992 年.

### 第 3 章

- 荒山裕行「農家の時間配分 動学的・家計内生産関数モデルによる実証研究」『農業経済研究』, 第 58 巻, 第 3 号, 1986 年, pp. 139–150.
- 荏開津典生「農家の農業投資」加藤譲・荏開津典生編『インフレーションと農業』東京大学出版会, 1978 年, pp. 307–324.
- Epstein, L.G., “Duality Theory and Functional Forms for Dynamic Factor Demands”, *Review of Economic Studies*, Vol. 48, No. 1, 1981, pp. 81–95.
- Epstein, L.G., and M.G.S. Denny, “The Multivariate Flexible Accelerator Model: Its Empirical Restrictions and an Application to U.S. Manufacturing”, *Econometrica*, Vol. 51, No. 3, 1983, pp. 647–674.
- Gardner, B.L., “Changing Economic Perspectives on the Farm Problem”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 1, 1992, pp. 62–101.
- 神門善久「稲作経営における農機具ストックの過剰性に関する経済分析」『農業経済研究』, 第 59 巻, 第 4 号, 1988 年, pp. 229–236.
- 速水佑次郎『農業経済論』岩波書店, 1986 年.
- 本間正義『農業問題の政治経済学』日本経済新聞社, 1994 年.
- Honma, M. and Y. Hayami, “In Search of Agricultural Policy Reform in Japan”, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 15, No. 4, 1988, pp. 367–395

- Howard, W.H., and C.R. Shumway, “Dynamic Adjustments in the U.S. Dairy Industry”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.70, No. 4, 1988, pp. 837–847.
- Intriligator, M.D. *Mathematical Optimization and Economic Theory*, Prentice-Hall, 1971.
- 伊藤順一「農家の投資行動」『農業経済研究』, 第 62 巻, 第 3 号, 1990 年, pp. 166–176.
- 泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の 50 年』農林統計協会, 2005 年.
- Kang, W., and Y. Maruyama, “The Effects of Mechanization on the Time Allocation of Farm Households: A Case Study in Hokuriku, Japan”『農業経済研究』, 第 64 巻, 第 3 号, 1992, pp. 119–126.
- 川野重任『回想の農業・経済』家の光協会, 1994 年.
- Kuroda, Y., “The Production Structure and Demand for Labor in Postwar Japanese Agriculture, 1952-82”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69, No. 2, 1987, pp. 328–337.
- Kuroda, Y., “Estimating the Shadow Value of Farmland in Japanese Agriculture, 1958-85”, Institute of Socio-Economic Planning Discussion Paper Series, No. 388, University of Tsukuba, 1988.
- 草苅仁「稲作農家の規模階層からみ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.
- Larson, B.A., “Technical Change and Applications of Dynamic Duality to Agriculture: Comment”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 3, 1989, pp. 799–802.
- Lucas, R., “Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator”, *International Economic Review*, Vol. 8, 1967, pp. 78–85.
- Luh, Y.H., and S.E. Stefanou, “Estimating Dynamic Dual Models under Nonstatic Expectations”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, No. 4, 1996, pp. 991–1003.
- 南亮進『日本経済の転換点』創文社, 1970 年.
- 増井幸夫『農村労働市場の計量分析』大明堂, 1995 年.
- Mundlak, Y., “Production and Supply” in B.L. Gardner and G.C. Rausser eds., *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1A, North-Holland, 2001, pp. 4–85.
- Nadiri, I., and S. Rosen, “Interrelated Factor Demand Functions”, *American Economic Review*, Vol. 59, No. 4, 1969, pp. 457–471.
- 中嶋千尋『農家主体均衡論』富民協会, 1983 年.
- 奥野正寛・本間正義「日本農業の将来と農業政策」奥野正寛・本間正義編『農業問題の経済分析』日本経済新聞社, 1998 年, pp. 227–256.
- 大川一司『農業の経済分析』大明堂, 1955 年.
- Pietola, K.S., and R.J. Myers “Investment under Uncertainty and Dynamic Adjustment in the Finnish Pork Industry”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 82, No. 4, 2000, pp. 956–967.
- Sadoulet, E., and A. de Janvry, *Quantitative Development Policy Analysis*, Johns Hopkins University Press, 1995.
- 阪本亮・草苅仁「不確実性を考慮した肉牛繁殖農家の動学分析」, 2008 年度 TEA 春季研究会報告論文,

2008 年 .

Schultz, T.W., *Economic Organization of Agriculture*, McGraw Hill, 1953.

Sonoda, T., and Y. Maruyama, “Effects of the Internal Wage Output Supply: A Structural Estimation for Japanese Rice Farmers”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, No. 1, 1999, pp. 131–143.

Taylor, T.G., and M.J. Monson, “Dynamic Factor Demands for Aggregate Southeastern United States Agriculture”, *Southern Journal of Agricultural Economics*, Vol. 17, 1985, pp. 1–9.

Thijssen, G. “Farmer’s Investment Behavior: An Empirical Assessment of Two Specifications of Expectations”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, 1996, No. 1, pp. 166–174.

Treadway, A., “The Rational Multivariate Flexible Accelerator”, *Econometrica*, Vol. 39, No. 5, 1971, pp. 845–856.

Vasavada, U., and R.G. Chambers, “Investment in U.S. Agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68, No. 4, 1986, pp. 950–960.

Vasavada, U., and R.G. Chambers, “Technical Change and Applications of Dynamic Duality to Agriculture: Reply”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 3, 1989, pp. 803–804.

#### 第 4 章

Alston, J.M. and B.H. Hurd, “Some Neglected Social Costs of Government Spending in Farm Programs”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 1, 1990, pp. 149–156.

Anderson, K. and Y. Hayami eds., *The Political Economy of Agricultural Protection: East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin, 1986.

Anderson, K. and W. Martin eds., *Agricultural Trade Reform and the Doha Development Agenda*, Palgrave Macmillan/World Bank, 2006.

荒幡克己「米生産調整廃止の影響に関する定量分析 均衡価格と代替的政策手段に必要な予算額の推定」『岐阜大学食品経済学研究室ディスカッションペーパー』, 第 2 号, 2008 年 .

Chinn, D.L., “Staple Food Control and Industrial Development in Postwar Japan, 1950-57”, *Journal of Development Economics*, Vol. 4, No. 2, 1977, pp. 173–190.

知野哲朗「市場介入の厚生損失と所得移転：米穀市場への政府介入，1965-1978 年」『季刊理論経済学』, 第 36 巻, 第 3 号, 1985 年, pp. 216–230 .

David, C.C. and J. Huang, “Political Economy of Rice Price Protection in Asia”, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 44, No. 3, 1996, pp. 463–483.

de Gorter, H. and J.F.M. Swinnen, “Political Economy of Agricultural Policy”, in B.L. Gardner and G. Rausser eds., *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 2B, Elsevier, 2002, pp. 1893–1943.

Fujiki, H., “Japanese Rice Market Liberalization: A Competitive Equilibrium Approach”, *Japanese Economic Review*, Vol. 51, No. 4, 2000, pp. 492–518.

Godo, Y., “Reforming Japan’s Agricultural Policies”, in R. M. Stern eds., *Issues and Options for*

- U.S.-Japan Trade Policies*, University of Michigan Press, 2002, Ch. 5, pp. 77-97.
- Godo, Y. and Owens, L., “An Estimation of the Border Price Ratio of Rice in Japan” 『明治学院論叢』, 第 605 号, 1998 年, pp. 23-35.
- Godo, Y. and D. Takahashi, “Japan: Shadow WTO Agricultural Domestic Support Notifications”, International Food Policy Research Institute (IFPRI) Discussion Paper, No. 822, 2008.
- Grossman, G.M. and E. Helpman, “Protection for Sale”, *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, 1994, pp. 833-850.
- Hayami, Y. *Japanese Agriculture under Siege*, Macmillan, 1988.
- Hayami, Y. and Y. Godo “Economics and Politics of Rice Policy in Japan: A Perspective on the Uruguay Round” in T. Ito and A. O. Krueger eds., *Regionalism versus Multilateral Trade Agreements*, University of Chicago Press, 1997, pp. 371-399.
- 速水佑次郎・神門善久 『農業経済論：新版』 岩波書店, 2002 年.
- Honma, M. and Y. Hayami, “The determinants of agricultural protection levels: an econometric analysis”, in K. Anderson and Y. Hayami eds., *The Political Economy of Agricultural Protection: East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin, Ch. 4, 1986, pp. 39-49.
- Honma, M. and Y. Hayami, “Distortions to Agricultural Incentives in Japan, Korea and Taiwan”, Agricultural Distortions Working Paper, No. 35, World Bank, 2008.
- Kajisa, K. and T. Akiyama, “The Evolution of Rice Price Policies over Four Decades: Thailand, Indonesia and the Philippines”, *Oxford Development Studies*, Vol. 33, No. 2, 2005, pp. 305-329.
- Kako, T., M. Gemma and S. Ito, “Implications of the Minimum Access Rice Import on Supply and Demand Balance of Rice in Japan”, *Agricultural Economics*, Vol. 16, No. 3, 1997, pp. 193-204.
- 小林弘明 『WTO, FTA と日本農業：政策評価分析による接近』 青山社, 2005 年.
- 小針美和 「自民党長期政権下における政府買入米価の決定過程」 『農業経済研究』, 第 78 巻, 第 1 号, 2006 年, pp. 22-33.
- 草苅仁・柿野成美 『「家計」の変容とコメ消費』 『農業経済研究別冊 1998 年日本農業経済学会論文集』, 1998 年, pp. 97-99.
- Mulgan, A.G., *Japan's Interventionist State: The role of MAFF*, Routledge, 2005.
- OECD, *Evaluation of Agricultural Policy Reform in Japan*, 2009.
- 大塚啓二郎 「米の需要供給関数の推定」 『経済と経済学』, 第 55 号, 1984 年, pp. 15-26.
- Otsuka, K. and Y. Hayami, “Goals and Consequences of Rice Policy in Japan, 1965-80”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 67, No. 3, 1985, pp. 529-538.
- 佐伯尚美 『食糧制度：変質と再編』 東京大学出版会, 1987 年.
- 齋藤勝宏 「コメのミニマム・アクセスの及ぼす経済効果」 『農業経済研究』, 第 68 巻, 第 1 号, 1996 年, pp. 9-19.
- 生源寺眞一編 『地穀変動化のコメ政策 川上・川下からのアプローチ』 農林統計協会, 2000 年.
- Swinnen, J.F.M., “Political Economy of Agricultural Distortions: The Literature to Date”, *Agricultural*

tural Distortions Working Paper, No. 77, World Bank, 2009.

山口三十四・張炎「西暦 2000 年に向けての名目農業保護率の再検討」『国民経済雑誌』, 第 177 巻, 第 2 号, 1998 年, pp. 1-12.

## 第 5 章

安藤光義「耕作放棄問題の枠組みとその対策」矢口芳生編『経済構造転換期の共生農業システム』農林統計協会, 第 5 章, 2006, pp. 136-171.

茅野甚治郎「稲作における構造変動の要因分析」森島賢編『農業構造の計量分析』富民協会, 第 2 部, 第 1 章, 1994, pp. 122-134.

Ciaian, P. and J.F.M. Swinnen, “Land Market Imperfections and Agricultural Policy Impacts in the New EU Member States: A Partial Equilibrium Analysis,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 88, No. 4, 2006, pp. 799-815.

Coase, R.H., *The Firm, the Market, and the Law*, University of Chicago Press, 1988.

Deininger, K. and S. Jin, “The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development,” *Journal of Development Economics*, Vol. 78, No. 1, 2005, pp. 241-270.

藤栄剛「取引費用が農地取引に及ぼす影響に関する一考察」『農業経済研究』第 75 巻, 第 1 号, 2003, pp. 9-19.

神門善久『日本の食と農：危機の本質』NTT 出版, 2006.

速水佑次郎「経済発展における共同体と市場の役割」澤田康幸・園部哲史編『市場と経済発展』東洋経済新報社, 第 1 章, 2006, pp. 15-41.

速水佑次郎・神門善久『農業経済論』岩波書店, 2002.

石井啓雄・河相一成『国土利用と農地問題』農山漁村文化協会, 1991.

伊藤順一「稲作の構造変化と地域性」『農業総合研究』第 50 巻, 第 4 号, 1996, pp. 1-45.

梶井功『小企業農の存立条件』東京大学出版会, 1973.

國光洋二『農村公共事業の経済評価』農林統計協会, 2008.

草苺仁「稲作農家の規模階層からみた減反政策の経済性」『農業経済研究』第 61 巻, 第 1 号, 1989, pp. 10-18.

草苺仁「日本の米作とコメ政策の展開」奥野正寛・本間正義編『農業問題の経済分析』日本経済新聞社, 第 5 章, 1998, pp. 115-141.

草苺仁「伸縮的手法と伸縮的思考」泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の 50 年』農林統計協会, 2005, pp. 159-169.

盛田清秀『農地システムの構造と展開』養賢堂, 1998.

中嶋晋作「畑地の貸借契約の選択と土地改良投資」『農業経済研究』第 80 巻, 第 3 号, 2008, pp. 123-135.

North, D.C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1991.

生源寺眞一編『21 世紀日本農業の基礎構造』農林統計協会, 2002.

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・荏開津典夫編『農業経済研究の動向と展望』富民協会，第6章，1996，pp. 106-118．

Skoufias, E., “Household Resources, Transactions Costs, and Adjustment through Land Tenancy,” *Land Economics*, Vol. 71, No. 1, 1995, pp. 42-65.

Williamson, O.E., *Economic Organization: Firms, Markets, and Policy Control*, Wheatsheaf Books Ltd., 1986.

## 第6章

速水佑次郎『農業経済論』岩波書店，1986．速水佑次郎・神門善久『農業経済論：新版』岩波書店，2002．奥野正寛・本間正義「日本農業の将来と農業政策」奥野正寛・本間正義編『農業問題の経済分析』，日本経済新聞社，1998年，pp. 227-256．

Otsuka, K. and Y. Hayami, “Goals and Consequences of Rice Policy in Japan, 1965-80”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 67, No. 3, 1985, pp. 529-538.

Schultz, T.W., *Economic Organization of Agriculture*, McGraw Hill, 1953.