

戦後日本における米生産構造の計量分析: 1956-97

平成 26 (2014) 年 3 月

公益財団法人 国際東アジア研究センター

はしがき

本報告書の主要な目的は、戦後 20 世紀後半 (1956-97) における日本の米作の技術構造を、包括的な定量的検証を行ってみようという試みにある。この目的を出来る限り厳密且つ整合的な形で包括的に理論的且つ実証的に遂行するために、本報告では可変 (VC) 関数モデル A およびモデル B を導入することにしたい。それらに基づく推計結果を比較考量しながら定量的検証を押し進めて行こうとすることが本報告の一つの特色である。ここで、両モデルの違いは、VC 関数における技術変化を表す代理変数の導入の仕方にある。つまり、モデル A においてはあらゆる技術革新を含む代理変数として時間変数を用い、モデル B においては公共の技術革新の代理変数 (R&D 及び普及 (Extension)) 活動としての技術知識ストック (R&E) を導入した。さらに、両モデルにおいて、農企業は観察期間 (1 年) では最適水準での使用を達成していそうにない労働および土地は準固定的投入要素として取り扱うことにする。したがって、モデル A もモデル B も短期 VC 関数モデルであると見なす事が出来る。さらに、必要に応じて、これら準固定的投入要素 (例えば、水田) のシャドウ価格を推計する事ができる、という魅力的な特徴をも持っている。

統計的推計には、『米及び麦類の生産費用報告』から得られる同じデータセットを用いて、モデル A もモデル B も FIML 法を用いて推計する事にする。この場合においては、これら両モデルの推計されたパラメータに基づいて、要素需要の価格弾力性、要素間の代替の弾力性、規模の経済、技術変化の率とバイアス、および水田のシャドウ価格といった基本的な経済指標を推計する。

次のステップとして、これら (米作) 農業経済構造の基本的な推計結果に基づき、価格支持政策、減反政策、要素価格抑制政策 (あるいは、補助金政策)、及び R&E 政策等の農業生産の根幹にかかわるきわめて重要な影響を及ぼす各種農業政策の効果を、定量的に、それも、経時的な変化を観察しながら、厳密で信頼性のある評価を行うことを目指している。ただし、これらの分析・報告は 1, 2 年後の報告を目指しているのでもしまばらくの時間的猶予をいただきたい。

ここでお断りしておきたい事は、用いられるデータセットの選択に関してである。言うまでもなく、東北及び北陸農業地域は、米作に関して言えば、日本で最も優良な米作地域であると見なされてきており、それらの地域から得られる米作関係のデータの信頼性には高いものがあるということは周知の事実である。これらの地域を個々に推計し分析すれば、いくらかの相違点ははっきりと見て取れることは、当該著者は既に実証的に確認している。かといって、それらの差異はそれほどドラスティックなものではない、ということも観測している。したがって、大雑把な言い方をすれば、大筋としては、それほど際立った差異であると言う程の事ではないので、東北地域を米作の代表地域とみなして分析対象としても、多くの同業研究者からはそれほど強い反対意見は出てこないだろう

と確信している。その他の地域についても、推計結果についての多少の違いは出てきているが、本報告で述べようとしている大筋でのファクトファインディングズからかけ離れた異常値を持つ地域はなかったということを、あらかじめ一つの情報として読者諸氏と共有しておきたい。ただし、正直に申し上げて、北海道地域については、その実証結果（既に、その推計結果は手元に持って入るが）には当該筆者には自信はない。後ほどの研究課題としておきたい。あるいは、新進気鋭の研究者の、北海道地域のより進んだ実証的研究に大いなる期待を寄せている。

平成 26 (2014) 年 3 月
研究代表者 黒田 諠

目次

第1章 戦後日本農業の変遷, 問題の設定, および分析手法	1
1.1 序	1
1.2 戦後日本農業の統計的観察	1
1.2.1 戦後における農業生産	1
1.2.2 戦後における農地移動の動向	3
1.2.3 戦後における農家戸数の動向	6
1.2.4 戦後における農業予算の動向	9
1.2.5 戦後における農地利用の動向	10
1.2.6 戦後における公的研究・開発および普及事業活動の動向	13
1.2.7 米作構造および各種農業政策の効果の定量的分析の概要	13
第2章 戦後日本農業における米作部門の生産技術構造：トランスログ可変費用関数による分析	17
2.1 序	17
2.2 東北における戦後の農業生産	18
2.3 分析の枠組み	28
2.3.1 可変費用 (VC) 関数モデル	28
2.3.1.1 可変費用関数モデル A	32
2.3.1.2 可変費用関数モデル B	33
2.3.2 米生産技術構造に関する仮説の検定	34
2.3.2.1 相似性	34
2.3.2.2 非技術変化	35
2.3.2.3 ヒックス中立的技術変化	35
2.3.2.4 “拡張された”ヒックス中立的技術変化	35
2.3.2.5 コブ=ダグラス生産関数	36
2.3.2.6 規模の経済一定	36
2.3.3 戦後の米生産技術の基礎的な経済指標	36
2.3.3.1 生産要素需要弾力性および生産要素のアレン, 森嶋, およびマクファデン (シャドウ) 代替弾力性 (AES, MES, および SES)	37
2.3.3.2 規模の経済	37
2.3.3.3 モデル A の推計結果に基づく “可変投入要素節約的” (PGX) および生産量増大的” (PGY) 技術変化率	38
2.3.3.4 技術変化のバイアス	39
2.3.3.5 水田シャドウ価格	40
2.4 データと統計的推計法	41
2.5 推計結果	42

2.5.1 可変費用関数のパラメータの推計値：モデル A およびモデル B	42
2.5.2 6本の仮説の検定結果	45
2.5.3 モデル A およびモデル B に基づいて推計された各種の経済指標	47
2.5.3.1 可変投入要素の自己価格需要弾力性	47
2.5.3.2 可変投入要素間の代替の弾力性	50
2.5.3.3 規模の経済の推計値	57
2.5.3.4 PGX および PGY の推計値	59
2.5.3.5 技術変化のバイアスの推計値	62
2.5.3.6 水田シャドウ価格	66
2.6 要約と結論	70
付録 A: 変数の定義	72
参考文献	76

第1章 戦後日本農業の変遷, 問題の設定, および分析手法

1.1 序

本章の目的は、まず戦後、特に20世紀後半において、日本の農業生産がいかなる変遷を遂げたのかについてマクロ的な概観を統計的にを行い、その問題点を探ることにある。次に、問題が発生した要因を解明するための接近方法について、その概要を簡潔に述べておくことにする。この点をもう少し具体的に述べると、まず、東北農業地域（以下、東北という）の米作に焦点を当て、企業の行動理論に基づいて導出した可変的費用 (Variable Cost, 以下、VC という) 関数体系を統計的に推計し、さらに、その推計パラメータを用いて各種の経済指標を推計する事によってその生産構造を定量的に分析するという方法である。これらに関する詳細な解説および分析は第2章においてなされる。

1.2 戦後日本農業の統計的観察

1.2.1 戦後における農業生産

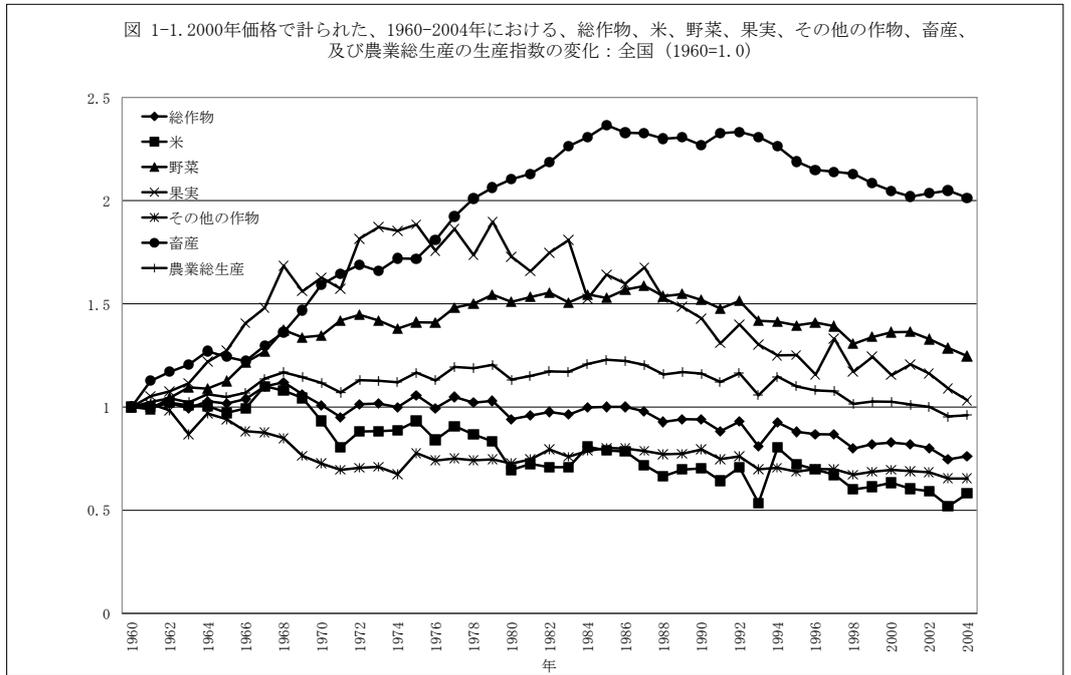
まず最初に、戦後の日本経済が成長軌道に乗り始めた1950年代半ば頃から2000年代初期、大雑把な捉え方をすれば、20世紀後半期の日本農業のマクロ的な変遷を、農業生産、農地移動、農家戸数、農業予算、中でも公共部門の研究・開発 (R&D) および普及 (Extension) 事業 (以下、R&E という) への財政支出などに焦点を当てておく事にしよう。ここで断っておきたい事は、第2章の実証分析の対象が米作の代表的地域である東北なので、全国的動向との大雑把な差異を把握しておくために、以下の表では東北のデータも収集し掲載した事である¹。

まず図1-1は、2000年価格で評価した各種農産物の生産額を、1960-2004年について指数化した形で図示している。

図1-1の観察を通じて我々がまず気付く点は、実質総農業生産額が1970年代末頃から停滞気味であり、1980年代半ば以降においては減少傾向に陥っているということである。このような実質総生産額の変動の中身がどのようなものであったのかというと、畜産物

¹東北に関するより詳細なデータは、第2章で与えられる。

図 1-1. 2000年価格で計られた、1960-2004年における、総作物、米、野菜、果実、その他の作物、畜産、及び農業総生産の生産指数の変化：全国（1960=1.0）



資料：農林水産省、『農業・食料関連産業の経済計算』 2004.

および野菜類の生産額が1960年代始めから1980年代半ばにかけて急速に伸びた。しかしながら、果実類の生産額は、同じく1960年代始めから急速に伸びたが、1970年代末頃には既にそのピークに達していた。これらの農産物の生産額の急激な成長は、1961年に制定された『農業基本法』における、いわゆる「選択的拡大政策」による生産奨励および促進に負うところが大きい。さらに図1-2に見られるように、農産物の価格動向は良好なものであった。つまり、野菜、果実、および畜産物の価格指数は、1950年代後半から1980年代初期までかなり急激な上昇傾向を示したことが観察される。

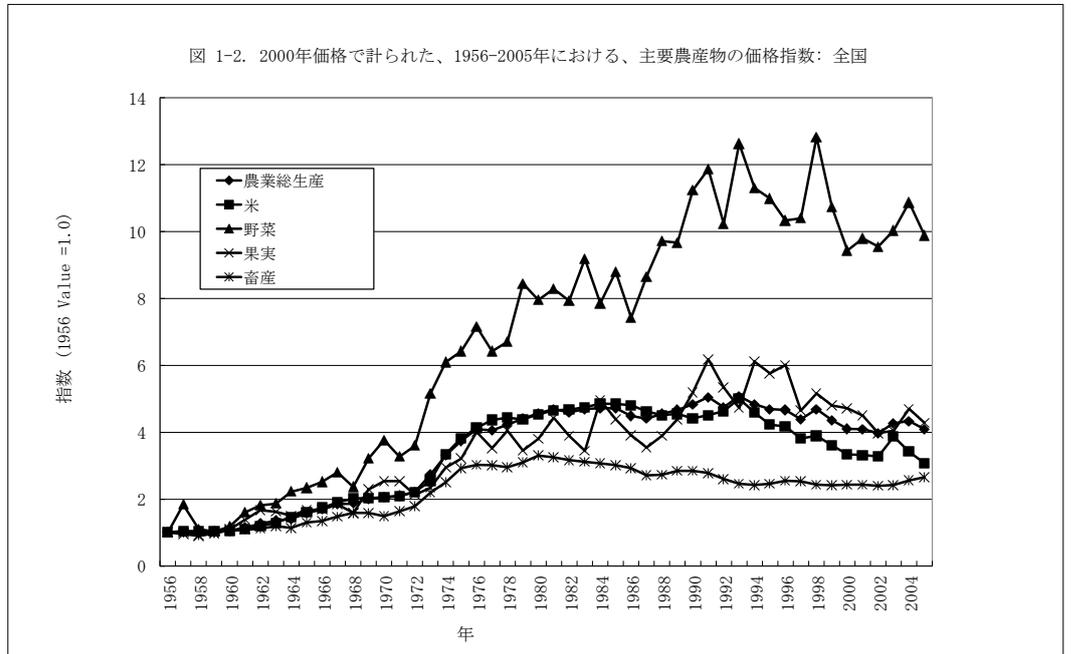
しかしながら、1980年代半ば頃から、「選択的拡大」農産物の生産額は、米を始めその他の作物も同様に減少し始めた。このことは、1980年代半ば以降、実質農業総生産額が減少し始めたことの要因であったと考えられる。特に図1-1に見られるように、米の生産額指数は全ての生産物の中で、最速の減少傾向を示している。この米と畜産物の生産額の減少傾向の背景には、図1-2に見られるように、これらの生産物の価格指数の1980年代初期頃からの低下傾向がある。これは、特に1980年代半ば頃から1990年代末にかけて、政府が米および畜産物の価格引き下げ政策を導入した事にその重大な要因があると思われる。

しかしながら、図1-1に示されているように、野菜および果実類の価格指数は1980年代前期から1990年代半ば頃まで、これら作物の生産額の減少傾向とは逆に上昇傾向を辿っていた。これはつまり、1980年代前期から1990年代半ば頃まで、野菜および果実類に対する超過需要があったことを意味していると思われる。しかしながら、1990年代半ばから2000年代初期にかけては、野菜および果実類の価格指数は減少傾向にあることが観察できる。その結果、野菜および果実類の生産額は、1990年代半ばから2000年代初期にかけて減少傾向を示し始めた。このことは、これら農産物の超過供給が存在した事を示していると推察される。

図1-3によると、これらの農産物生産額指数の動きを反映して、農業総生産額に占める野菜および果実類の生産額の割合は、着実に伸びていたことが見てとれる。しかし、果実類の農業総生産額に占める割合は1960-82年には伸びたが、1982年以降その割合は着実に減少しつつある。一方、米生産額の農業総生産額に占める割合は、1960年の38%から2004年のおよそ23%まで、一貫して減少した。実際のところ、米生産額の割合は1982-2004年における畜産物生産額の農業総生産額に占める割合より小さくなった。2004年における畜産物生産額の割合はおよそ29%であり、米生産額の割合の23%よりかなり高いものになっている。

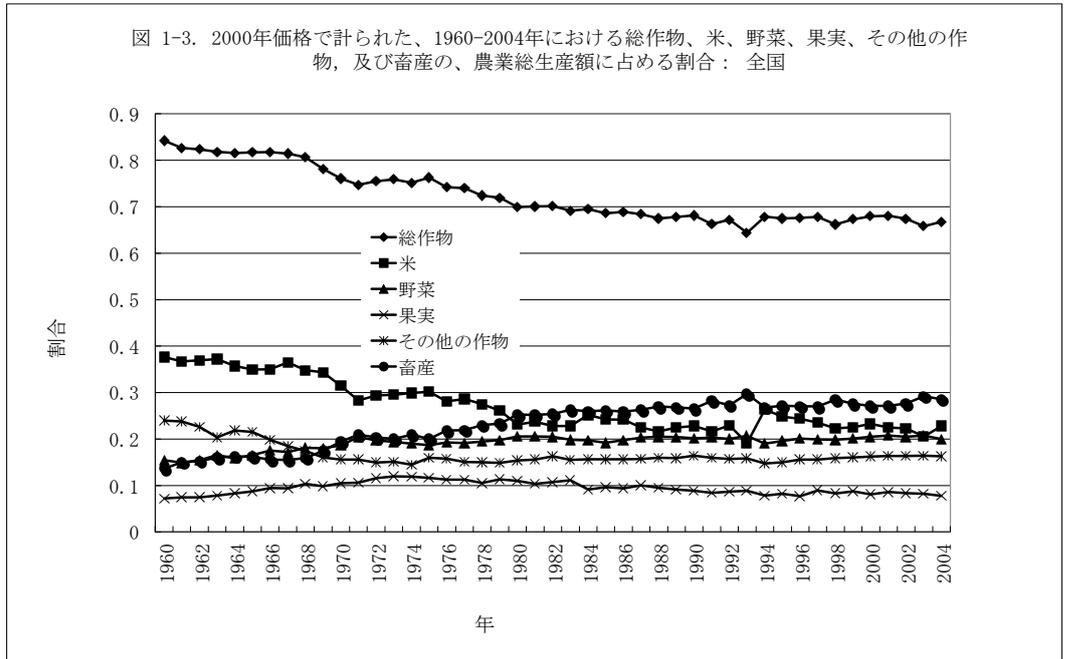
1.2.2 戦後における農地移動の動向

よく知られているように、1961年に制定された『農業基本法』以降の日本農業の最大の関心事は、大規模農場を用いてより効率的で生産性の高い農業を実現することにあつ



資料： 図 1-1 と同様.

図 1-3. 2000年価格で計られた、1960-2004年における総作物、米、野菜、果実、その他の作物、及び畜産の、農業総生産額に占める割合：全国



資料： 図 1-1と同様.

た。日本農業でもっとも重要な農産物である米を含む農産物の自由化に対する諸外国からの長期にわたる圧力もあり、この課題に対する関心は高まる一方であった。したがって、小規模農業から大規模農業への転換は大いに促進され、これに伴い、政府による種々の農業政策が導入された。例えば、1970年と1980年における『農地法』の改訂、1975年における『農地利用促進計画』の導入、および1980年における『農地利用促進法』の制定等である。

ここで、これらの政策がより効率的な大規模農業への転換にいかなる効果をもたらしたのか評価してみたい。表1.1は、北海道農業地域（以下、北海道という）を除く都府県農業地域（以下、都府県という）と、次章で分析の中心の対象として扱うことになる、東北における農地移動の概要を示している²。

表1.1は、都府県および東北における、1960年から2004年の選別年度についての、(i)土地所有権の移動、および(ii)土地賃貸借権の移動による土地移動面積を示している。この表によると、まず第一に、都府県においても東北においても、『農業経営再強化法』が発足した1980年から賃貸面積が増大した。一方、土地所有権移動による土地移動は、都府県においては2000年から増大したが、東北においては1990年からかなり急激に減少した。この後者の動きによって、都府県では総移転農地面積の総耕地面積に対する割合は、2000年以降かなり急激に上昇した。その割合は2000-2004年において、およそ9%の大きさであった。反して東北では、この割合は、1970年から2004年の間停滞していた。その割合は、わずか約3~4%だったのである。

これらの観察結果をどう評価すればいいのだろうか。高率だろうか、それとも低率だろうか。これらの割合はいずれも低率であり、特に東北においては、ずっと長期間にわたって低率だったと推察しても良さそうである。

さらに、表1.1(i)1960-2005年における、都府県と東北の耕地面積の大きさによって分類された農家戸数を示している。1990年の『農業センサス』によると、「農家」とは10アール（are, 以下、aという）以上の耕地面積で農業経営を営む家計、または、耕地面積が10a以下であっても15万円以上の農産物の売上高を持つ家計と定義されている。さらに、1990年の『農業センサス』以降、「農家」は、さらに二つの範疇に分類される事になった。一つは、その主要生産物が販売のために生産される「販売農家」であり、もう一つはその主要生産物が米のような自家消費に回される「非販売農家」である。これらを踏まえた上で表1.2を観察するといくつかの注目すべき点が浮かび上がってくる。

1.2.3 戦後における農家戸数の動向

まず第一に、総農家戸数は1960-2005年に急激に減少した。この45年間で、都府県においては304万戸、東北においては32万戸の減少であった。1990年から2005年の15

²北海道は階層分類において、都府県およびその他農業地域と異なった基準を用いているので本分析からは除外した。

表 1.1: 1960-2004 年における, 都府県および東北の農地の耕作権の移動: 単位 1,000 ha

選別 年度	都府県				
	土地 所有権 の移転	土地 賃借権 の移転	計 (3) =(1)+(2)	総耕地 面積 (4)	移転面積の 総耕地面積 に対する 割合 (5)=(3)/(4) (%)
	(1)	(2)			
1960	67.4	4.4	71.8	5,186.4	1.4
1970	127.9	6.7	134.6	4,808.9	2.8
1980	68.3	105.5	173.8	4,321.0	4.0
1990	40.9	101.2	142.1	4,034.0	3.5
2000	221.1	103.9	325.0	3,649.0	8.9
2004	220.0	95.5	315.5	3,505.5	9.0
東北					
1960	15.0	0.6	15.6	1,050.0	1.5
1970	24.9	7.5	32.4	1,029.6	3.1
1980	23.3	16.7	40.0	998.5	4.0
1990	11.5	21.9	33.4	973.9	3.4
2000	7.6	30.0	37.6	907.6	4.1
2004	7.7	26.1	33.8	887.6	3.8

資料: 農林水産省『農林水産省統計表』農林水産省統計局, 東京, 各年。

注:

(1) 「土地所有権の移転」による耕作地の移転は, (i) 金銭的売却を伴う自己所有農地の移転, (ii) 金銭的売却を伴わない自己所有農地の移転, および (iii) 小作農家の農地の小作への移転, から成り立っている。

(2) 「賃貸借権移転」は, (i) 賃貸借権の創設, (ii) 賃貸借権の移転, および (iii) 土地使用ローンによる土地利用権利の発生および移転, から成り立っている。

(3) 1980 年以降の耕地移転の総面積は, (i) 耕地の耕作権, および (ii) 1980 年に発効した『農地利用改良法』に基づく「農地利用改良」の利用権の創設, から成り立っている。

表 1.2: 1960-2005 年における, 全日本と東北の耕地規模別農家戸数: 単位 1,000 戸

選別 年度	総農家 戸数	都府県					非販売 農家 戸数
		販売農家戸数					
		小計	0.0-1.0 ha	1.0-2.0	2.0-5.0	5.0-	
1960	5,823 (100.0)	n.a. (n.a.)	4,181 (71.8)	1,405 (24.1)	235 (4.0)	2 (0.03)	n.a. (n.a.)
1970	5,176 (100.0)	n.a. (n.a.)	3,603 (69.5)	1,272 (24.6)	296 (5.7)	5 (0.1)	n.a. (n.a.)
1980	4,542 (100.0)	n.a. (n.a.)	3,226 (71.0)	981 (21.6)	322 (7.1)	13 (0.3)	n.a. (n.a.)
			0.0-1.0 ha	1.0-3.0	3.0-5.0	5.0-	
1990	3,739 (100.0)	2,884 (77.1)	1,753 (46.9)	1,004 (26.9)	100 (2.7)	26 (0.7)	855 (23.0)
2000	3,050 (100.0)	2,274 (74.6)	1,358 (44.5)	774 (25.4)	99 (3.2)	43 (1.4)	776 (25.4)
2005	2,789 (100.0)	1,911 (68.5)	1,109 (39.8)	657 (23.6)	94 (3.4)	50 (1.8)	878 (31.5)
選別 年度	総農家 戸数	東北					非販売 農家 戸数
		販売農家戸数					
		小計	0.0-1.0 ha	1.0-2.0	2.0-5.0	5.0-	
1960	786 (100.0)	n.a. (n.a.)	401 (51.0)	273 (34.7)	209 (26.6)	1 (0.1)	n.a. (n.a.)
1970	749 (100.0)	n.a. (n.a.)	352 (47.0)	249 (33.2)	129 (17.2)	3 (0.4)	n.a. (n.a.)
1980	694 (100.0)	n.a. (n.a.)	443 (63.8)	207 (29.8)	125 (18.0)	7 (1.0)	n.a. (n.a.)
			0.0-1.0 ha	1.0-3.0	3.0-5.0	5.0-	
1990	607 (100.0)	521 (85.8)	206 (33.9)	167 (27.5)	112 (18.5)	13 (2.1)	87 (14.3)
2000	507 (100.0)	426 (84.0)	180 (35.5)	129 (25.4)	85 (16.8)	31 (6.1)	81 (16.0)
2005	464 (100.0)	371 (80.0)	150 (32.3)	112 (24.1)	86 (18.5)	23 (5.0)	93 (20.0)

資料: 農林水産省統計局。『ポケット農林水産統計』および『農林水産省統計表』農林統計協会, 東京, 各年版。

注:

(1) 括弧内の数値は, 総農家戸数に占める割合 (%) である。1980 年以外の全ての年度において, 正負 0.1% 程度の丸めの誤差が存在する。

(2) “n.a.” は, “non-applicable (適用なし)” を意味する。

年間では、総農家戸数は、それぞれ都府県で95万戸、東北では14.3万戸減少した。これらの数値は、非販売農家戸数に非常に近い。言い換えれば、これらの農家は、自己生産-自己消費（自給生産）農家になったものと考えられる。

さらに、都府県においては1960-80年の間に、(i) 2 ha以下の農家戸数が558.6万戸から420.7万戸に減少した。(ii) 2.0-5.0 haの農家戸数は、たかだか、23.5万戸から32.2万戸に増えたに過ぎず、(iii) 5 ha以上農家戸数は、2千戸から1.3万戸に増加しただけである。一方、東北においては、同期間に2ha以下の農家戸数が、20.9万戸から12.5万戸に減少した。しかし、5 ha以上の農家戸数は、1960年の1千戸から1980年の7千戸に増大した。これらの観察から、1960-80年にかけて、大規模農家への構造変化はかなりゆっくりとしか進まなかった、と言えるだろう。

しかしながら、都府県では1990-2005年において、構造変化の傾向は前の期間(1960-80)に比べ、いくらか変化したように見える。つまり、5 ha以下の農家戸数でさえ1990-2005年には減少し始めた。これに対して5 ha以上の農家戸数は、1990年には2.6万戸だったのが2005年には5万戸へと、徐々にではあるが増加した。しかしながら、この5万戸は総農家戸数のたった1.8%でしかない。3-5 ha層と5 ha以上層の農家戸数を合わせたとしても、総農家戸数の5.2%にしかならないのである。

一方東北においては、3-5 ha層と5 ha以上層の農家戸数を合わせると、1990年には20.6%、2000年には22.9%、そして、2005年には23.5%であった。これらの数値は、都府県全体の数値に比べてかなり大きい。つまり、土地移動そのものはそれほど活発ではなかったが、東北地域における大規模農家の数およびその全農家戸数に占める割合が、都府県全体の場合に比べてより順調に増加した事を意味している。さりながら、特に東北地域において、5 ha以上層の農家戸数が徐々に増えつつあると言っても、それは我々の期待値に比べてはるかに小さい数値でしかない、と言っても過言ではないであろう。

要約すると、政府は土地移動を促進すべく努力して来たにもかかわらず、小規模農業から大規模農業への転換には大した進展がなかった、ということである。この限られた水準の構造転換の主要な原因は、農地の市場価格の急激な高騰である。このような土地価格の急激な高騰は、高速道路および鉄道の敷設、工場等の建設、および住宅地の造成等、非農業部門の用途向けの需要が強かったことにその要因がある。そして、この非農業部門における強い土地需要は、農民に対して農地を“金を生む”資産としてじっと持ち続けようという強い誘因を与えて来たのである。

1.2.4 戦後における農業予算の動向

さて、本報告書の主要な目的は、農業部門における小規模農業から大規模農業への構造転換という目的に照らしてみたとき、緩慢且つ不活発な土地移動に対し、農業部門そのものに内在する主要な要因は何かを追求することにある。繰り返しになるが、言うまで

もなく、このことの主要な要因の一つは、農地価格の高騰であった。表 1.3 に示されているように、価格支持政策は最も重要な農業政策の一つであった。さらに、本報告書を通しての研究期間である 1956-97 年において、小麦と大麦の生産水準は非常に低かったため、表 1.3 の第 (4) 列に示されている、米、小麦、および大麦に対する価格支持政策に配分された予算は、実際のところは、主に米に対してのものであったと言える。この意味において、米価支持政策は、戦後日本農業においてきわめて重要な政策手段であった。

1.2.5 戦後における農地利用の動向

さらに日本農業、それも、特に米作に対するもう一つの重要な政策手段は、1965 年以降明らかになった持続的な過剰米を抑制するために、1969 年に導入された日本農業史上初めての作付制限政策である。それ以降、作付制限面積は図 1-4 に示されているように、時間経過とともにいくらかの変動はあったが拡大傾向にある。作付制限政策のために放棄された農地面積は、1970 年初期には 1 年間におよそ 50 万 ha であった。しかし、その後も作付制限面積は増え続け、1980 年代後期から 1990 年代初期にかけてはおよそ 80 万 ha に達し、1990 年代後期から 2000 年代初期にかけては、ほとんど 100 万 ha にまで達したのである。もう少し具体的に言うと、主にこの作付制限政策によって、水田の総耕地面積は、1970 年のおよそ 350 万 ha から 2003 年のおよそ 250 万 ha にまで減少した。このことは、作付制限政策の強化によって米の作付を放棄させられた水田面積が 33 年間でほとんど 2 倍に達したことを意味している。次に、図 1-4 における総耕作可能水田面積に占める作付制限水田面積の割合を見てみよう。この割合は、1970 年代で 20% 以下であり、1980-86 年には 20-21% の水準を保っていた。しかし、その割合は 1987-1991 年には 28-30% に跳ね上がり、1992-97 年には幾分低下したものの、1998-2003 年には再び 37-40% にまで急激に上昇したのである。

さらに、我々は図 1-4 において、作付制限された水田のうち、小麦、大豆、野菜等の生産に転換された土地面積の変化を見る事ができる。1974-78 年は例外としても、作付制限水田面積と多作物生産に移転された土地面積のギャップは時が経つにつれてますます大きくなったように見える。このファインディングは、図 1-4 に見られるように作付制限面積に対する多作物移転面積の割合の動きからも確認できる。この割合は、1974-83 年においては、およそ 90% もの高さだったが、それ以降は、1996-97 年の 2 年間を除き、1984-2003 年には着実に減少し、2000 年代初期には 60% にまで低下した。このことは、日本全国各地において耕作放棄地の拡大に相当な寄与をして来たと言えるだろう。ここで我々は、一度放棄された水田を元通りの水田に戻すには、巨大な金額の再投資が必要になるということを銘記しておく必要があるだろう。したがって、これらの観察から、日本農業において最も重要な作物、つまり米に対する 作付制限政策は、米作だけではなくその他全ての農産物の生産にきわめて重大な影響を及ぼして来たに違いないということが

表 1.3: 1960-99 における農業予算 (単位: 10 億円)

選別 年度	国家 予算	農業 予算	価格支持政策向け予算		
			計	米 小麦および 大麦向け	畜産物 向け
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1960	1,765	139	31	29	0
		(7.9)	(22.3)	(93.5)	(0.0)
1965	3,745	346	128	121	0.3
		(9.2)	(37.0)	(94.5)	(0.2)
1970	8,213	885	393	375	15
		(10.8)	(44.8)	(95.4)	(3.8)
1975	20,387	2,000	858	811	30
		(9.8)	(42.9)	(94.5)	(3.5)
1980	43,681	3,108	773	652	16
		(7.1)	(24.9)	(84.3)	(2.1)
1985	53,222	2,717	582	456	10
		(5.1)	(21.4)	(78.4)	(1.7)
1990	69,651	2,519	311	232	9
		(3.6)	(12.3)	(74.6)	(2.9)
1995	78,034	3,423	284	184	6
		(4.4)	(8.3)	(64.4)	(2.1)
1999	81,860	2,549	364	243	5
		(3.1)	(14.3)	(66.8)	(1.4)

資料: 農林水産省統計局。『農業白書付属統計表』政府印刷局, 東京, 1999, pp. 20-21。

注:

(1) 第 2 欄の括弧内の数値は, 国家予算に占める農業予算の割合をパーセントで表したものである。

(2) 第 3 欄の括弧内の数値は, 総農業予算に占める価格支持政策予算の割合をパーセントで表したものである。

(3) 第 4 欄の括弧内の数値は, 価格支持政策予算のうち, 米, 小麦, および大麦に対する価格支持政策予算の割合をパーセントで表したものである。

(4) 第 5 欄の括弧内の数値は, 価格支持政策予算のうち, 畜産物に対する価格支持政策予算の割合をパーセントで表したものである。

図 1-4. 1970-2003年における、総水田面積に対する減反面積（減反率）と減反面積に対する転作面積の比率（転作率）： 全国



資料：農林水産省、『ポケット米麦データブック』。各年版、東京、瑞穂協会。

推察できる。

これら価格支持政策および作付制限政策が農業の構造変換に密接な関係を持つ種々の農業経済指標にいかなる効果を及ぼしたのか、その定量的分析は学術的視点からのみでなく農業政策の効果と言う視点からも、きわめて重要な喫緊の研究課題である。

1.2.6 戦後における公的研究・開発および普及事業活動の動向

次に、図 1-5 と図 1-6 を観察してみよう。図 1-5 は、農業部門における年々の公的な R&E 投資額を、図 1-6 は、R&E 資本ストックの累積値を表している³。

これら R&E 支出額および R&E 資本ストックは、研究支出デフレーターでデフレートしており 1985 年価格で表されている。図 1-6 によると、R&E 資本ストックは、1970 年代初期から 1980 年代後期にかけてかなり急激に増加したが、その後、その増加率は低下し始めた。図 1-5 に示されているように、これらの動きは公的 R&E 支出の 1960 年代におけるかなり急激な増大と、1970 年代初期から 1980 年代後期にかけての停滞を反映していると言える。本報告書第 2 章において、政府による公的 R&E 投資が米作の生産構造にいかなる影響を及ぼしたのかを、公的 R&E 資本ストックを外生変数として可変費用関数に導入し定量的に検証する。

ところで、本報告書においては、公的 R&E 支出額は全国レベルの支出額を用いることにした。その理由は、まず第一に、一農業地域の公的 R&E 支出額を集計する作業はかなり時間消費的であり且つ困難な点も多い。第二に、異なる農業地域間における農業技術のあり得るスピルオーバー効果の存在を考えると、全国的に集計されたレベルの公的 R&E 支出額を用いる事の方がより適切ではないだろうかと考えたからである。

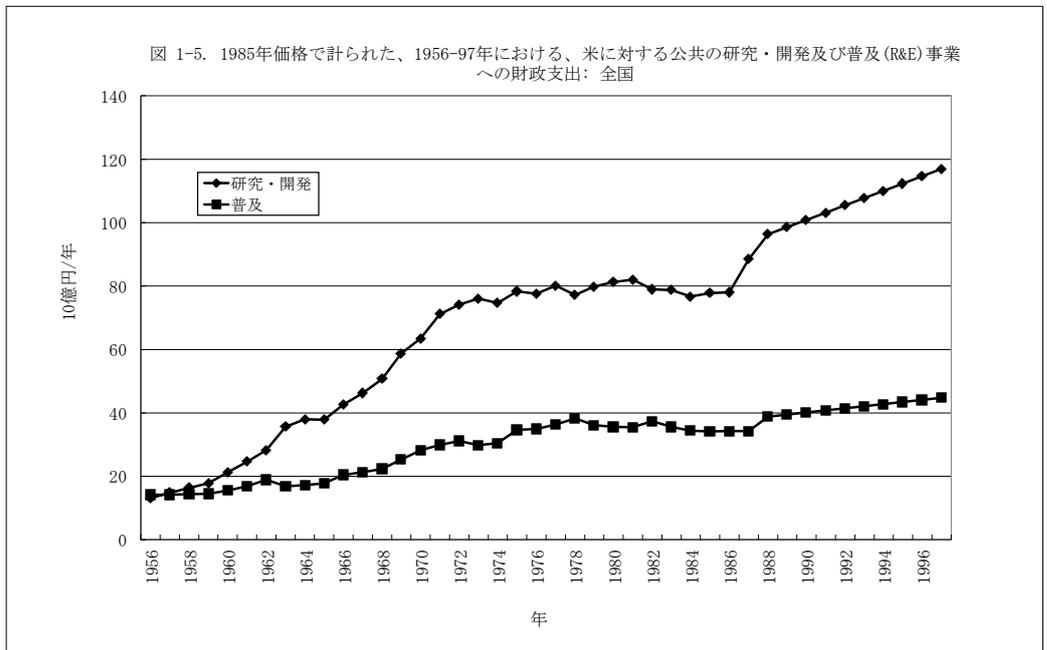
1.2.7 米作構造および各種農業政策の効果の定量的分析の概要

以上のように、日本農業全体および東北に関するマクロ的なデータの動きを観察してきた。これらのデータ観察を基にして、次章では、特に東北の米作に焦点を当て、まずその生産構造を定量的に明らかにしたい。そのために、第 2 章では可変費用 (VC) 関数の推計を行う⁴。この VC 関数の推計結果に基づき、(1) 要素需要の価格弾力性、(2) 可変投入要素としての労働、機械、中間投入財等に対する需要の価格弾力性、(3) 可変投入要素間の代替の弾力性、(4) 規模の経済、(5) 技術変化の率とバイアス、(6) 土地のシャドウ価

³農業部門全体に対する公的 R&E および普及事業の支出に関するデータ資料および R&E 資本ストックの推計方法については、第 2 章の付録 A に詳しく説明がなされている。ついでながら、本報告書では、“R&E 資本ストック”と“技術知識ストック”という用語は、同じ内容のものとして交互に使う事がある、ということも銘記しておきたい。

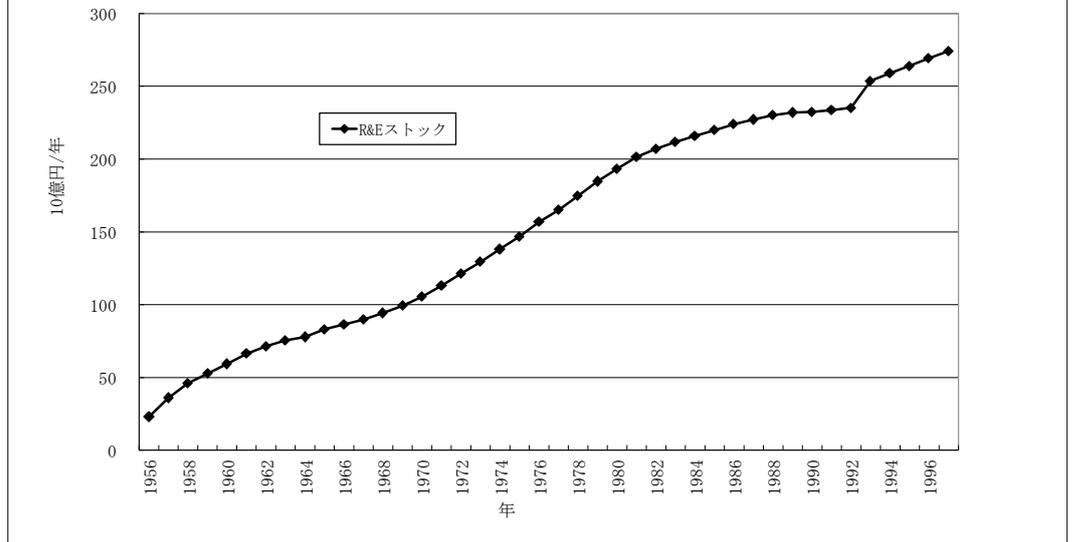
⁴第 2 章において、VC 関数の導出や性質についての詳細な説明がなされる。

図 1-5. 1985年価格で計られた、1956-97年における、米に対する公共の研究・開発及び普及 (R&E) 事業への財政支出：全国



資料：データの資料に関しては第2章の付録Aを参照.

図 1-6. 1985年価格で計られた、1956-97年における、米作に対する技術知識資本 (R&E) ストック：全国



注：技術知識資本 (R and E) ストックの推計方法については、第2章の付録Aを参照。

格（限界生産性）等の米の生産技術構造における重要な経済指標を定量的に推計し、米作農業の基本的な技術的構造を定量的に把握することが、第2章の重要な目的である⁵。

⁵第1章の参考文献は、ほとんどが統計資料に関するものであり、それらは第2章でも用いられるので、第2章の参考文献と統合して掲載することにした。

第2章 戦後日本農業における米作部門 の生産技術構造:トランスログ可 変費用関数による分析

2.1 序

本章の主要な目的は、現在も引き続き日本において多くの意味で最も重要な農産物である米の生産構造の包括的な定量的分析を行うことである。この目的を遂行するために、生産関数の双対となる費用関数としていわゆるフレキシブル関数モデルを展開し、それを日本における代表的な米作地域である東北を対象に、横断面と時系列のプールデータを用いて、1956-97年という、言わば20世紀の後半期に対して推計することにする。

ところで、双対理論、指数理論、およびトランスログ、クオドラティック、一般化コブ=ダグラス、一般化レオンティエフ等のフレキシブル関数形は、およそ1950年代半ば以降から1970年代初期にかけて、特にアメリカ経済学界において開発され、集中的に実証分析に用いられるようになった。それ以来、このような接近方法は、日本においても、1970年代後半以降最近まで一般経済学分野のみならず、農業経済学分野の研究者の間でも実証的分析に積極的に取り入れられるようになったのである。

大雑把に言って、1960年代初期から農業総生産額に占める米作の割合は次第に小さくなっていったものの、多くの日本農業経済学者はこの新しく開発された手法を、ほとんどの場合米作に関する実証分析に適用した。

例えば、Kako (1978) および加古 (1979a, 1979b) は、近畿農業地域（以下、近畿という）のデータを用いて、投入要素に対する需要の価格弾力性および投入要素間の代替の弾力性、規模の経済、および技術進歩バイアスの推計に焦点を当てた。茅野 (1984) も、Kako (1978) および加古 (1979a, 1979b) と類似の実証分析を行った。伊藤 (1989) は、日本農業において初めて、日本米作におけるR&Eの経済効果を定量的に分析した。草薙 (1989) は、米作に対する作付制限政策の効果を、可変利潤 (Variable Profit, 略して、VP) 関数を推計する事によって定量的に分析した。近藤 (1991) は、トランスログ費用および利潤関数を推計する事によって、米作に対する価格支持政策と作付制限政策の効果を推計した¹。

¹これらの先行研究および本章における研究に用いられた主要なデータ資料は、農林水産省から毎年刊行されている『米及び麦類の生産費調査報告』および『農村物価賃金調査報告』である。

これら全ての先行研究について言えることは、これらの研究のいくつかは、価格支持政策や作付制限政策の効果に関する興味深い且つ重要な定量的情報を提供してはいるが、戦後米作の生産技術構造に関して、必ずしも整合的で包括的な定量的情報を提供しているとは言い難い、ということである。

さらに、上記の研究を含めて、多くの先行研究は全ての投入要素が最適点、つまり費用最小化のレベルで用いられているという仮定に基づいている総費用（Total Cost, 以下、TCという）関数の特定化を行ったものである。しかしながら、本章においては、家族労働および土地のストックを、通常、年データないし横断面と時系列のプールデータを用いて推計される費用または利潤関数において、必ずしも可変投入要素としては取り扱うことは適切ではないのではないかと考える。現実には、農家が労働および土地のストックの利用水準を調整するには、観測期間である1年以上の時間が必要である事が多い。そのような状況下で米作の生産技術構造を分析するには、労働と土地を準固定要素として扱う可変費用（VC）関数による接近の方がより適切であると思われる。

したがって、繰り返しになるが、本章では20世紀後半の40年、もう少し厳密に言うと1956-97年における戦後の米作の生産技術構造のより包括的な定量的推計を行い、より頑健で且つ信頼性の高い、各種の生産技術構造の指標を得る事を試みる。この目的を達成するために、まず労働と土地を準固定要素として扱うVC関数モデルを用いることにする。次いで、VC関数モデルの推計パラメータに基づき、米作の生産技術構造に関するいくつかの経済理論的に重要な仮説を検定する。さらに、可変投入要素需要の価格弾力性と代替の弾力性、規模の経済、技術変化の率とバイアス、および準固定投入要素のシャドウ価格のような重要な経済指標を推計し評価する。

本章の残りの部分は、以下のように構成されている。第2.2節では、戦後の米作における地位および変化に関係のあるデータを観察することにする。第2.3節においては、分析の枠組みについて、厳密な解説が与えられる。第2.4節では、データと推計方法について説明する。第2.5節においては、実証結果を提供し評価する。最後に、第2.6節は、簡潔な要約と結論に充てられる。

2.2 東北における戦後の農業生産

ここで1点注意を喚起しておきたい事は、本章においてはただ1つの農業地域、東北に絞って研究を推し進める事にしたいということである。東北は、周知のごとく本州の最北端に位置し、日本における代表的な米生産地域として知られている。研究対象地域をこのように制約する理由は以下の通りである。まず第1に、気象および土地条件が同一地域内でよく似ている。第2に、同一農業地域内であり農家間の米作技術もよく似ている。第3に、米と投入要素の価格水準が、同一地域内でそれほどの差がないように思われる。したがって、同一農業地域から得られるデータの方が、日本全体からのデータより

も同質性が高いと言えるだろう。同質性の高いデータを用いる事は米作生産技術構造を計量経済学的に分析するにあたって、より適切であると言える。

さて、まず東北の農業生産の動向を観察し、米作に対する可変要素投入の動向を調べてみよう。

図 2-1 は、東北における主要農産物としての米、野菜、果実、その他作物、および畜産の実質生産額を示している。まず、多少の上下変動はあるが、米生産額は 1969 年以降作付制限政策が導入されたにもかかわらず、1956-97 年の全研究期間に亘って増加傾向を示した。一方、野菜、果実、および畜産物の生産額は同期間において着実に伸びたが、これらの生産額は米の生産額に比してはるかに低いものであった。

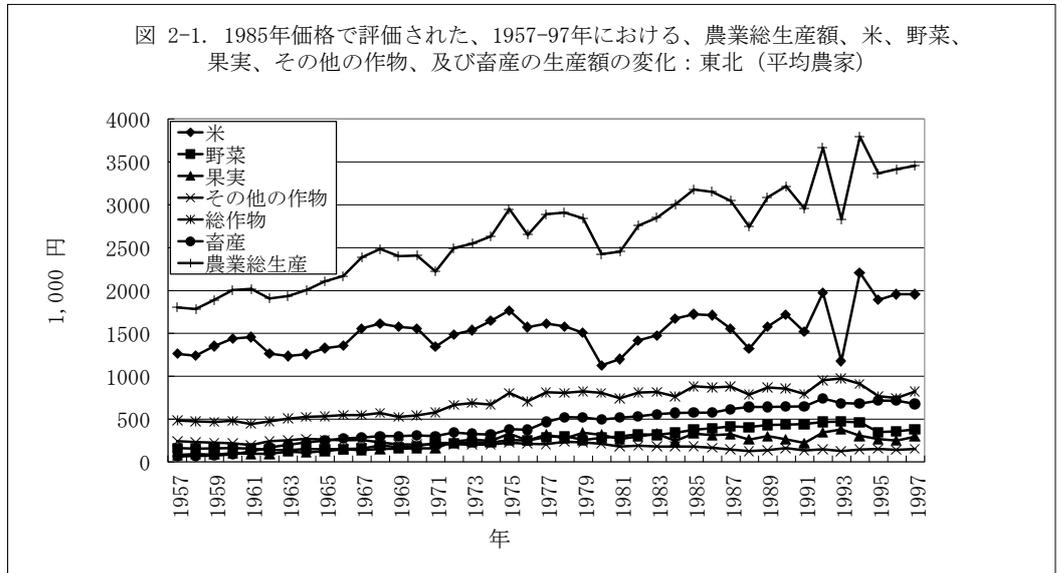
図 2-1 で示されているように、主要農産物の生産額の動向を反映して、図 2-2 は、農業総生産額に占める米生産額の割合は、多少の上下動はあるものの減少傾向を持ったことを示している。一方、野菜、果実、畜産は、1956-97 年の研究期間において増加傾向を持っていたが、1993 年以降は減少傾向に転じている。このような農産物の農業総生産額に占める割合の経時的な動向は、第 1 章の図 1-1 で観察した日本全体の動向とは大きく異なっている。一言で言えば、本章の研究期間である 1956-97 年において、経時的に見て東北における米生産額の割合は減少傾向を示し、畜産物生産額の割合は増大傾向を示して来たが、米生産額の割合は畜産物生産額の割合をはるかに凌駕するものであった。言い換えれば、米作は東北において現在も最も重要な生産物である、ということを物語っている。

では、東北の米作における可変要素投入の動向はどうであろうか？ まず第一に、可変要素投入量指数は図 2-3 に示されており、特に機械投入量指数は 1994-97 年の数年を除き、研究対象である 1956-97 年の全期間において非常な勢いで上昇した事実が見てとれる。1994-97 年期間には機械投入量指数は幾分減少傾向を示したが、1997 年には再び増大が観られる。その後の傾向は、データがないため、現時点では正確な傾向は分からない。同様に、中間投入財および農業建物と土地改良施設で構成されるその他投入財も、それぞれ 1994 年および 1993 年までは増加傾向を持ったが、それ以降は小さいながらも減少傾向を示している。一方、労働投入量指数は、全研究期間 1956-97 年を通じて一貫して減少傾向を辿った。土地に関してはその投入量指数は 1956-80 年においておよそ 0.9-1.0 の水準を示し、ほとんど一定であった。しかしながら、1981 年以降は土地投入量指数はきわめて小さいけれども 1990 年代末まで上昇傾向を観察できる。これらの投入要素量の動向は、次の図 2-4 で示されるように、一般的に言って生産物価格で基準化された可変要素投入価格指数（今後は、実質価格指数と呼ぶ）の動向とは、逆の動きを示している²。

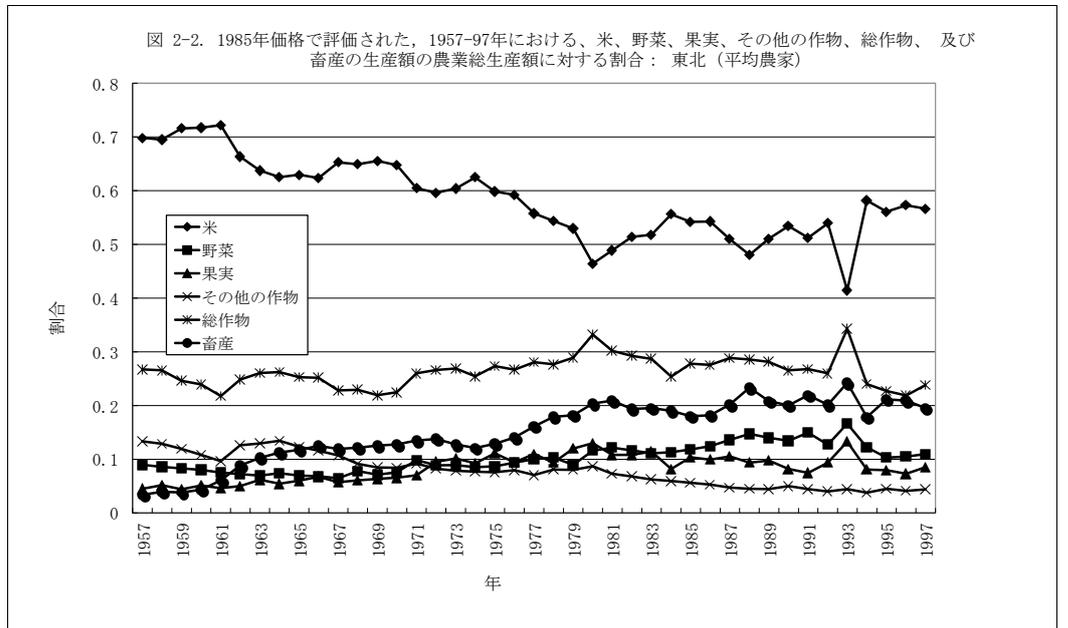
一方、労働の実質価格指数は、全研究期間 1956-97 年において急激な上昇傾向を示した。それは、1956 年を 1.0 とすると 1997 年には 12.4 にまで達したのである。土地に関し

²本章の付録で詳説されるが、ここで、各可変投入要素の構成要素について、簡潔に纏めておこう。まず、機械投入量は、農業機械、燃料、機械レンタル料への支出合計をマルチラテラルインデックス化したものであり、中間投入財は、肥料、飼料、農業、農用被服、諸材料への支出合計をマルチラテラルインデックス化したものであり、そして、その他投入財は、農用建物、水および土地改良施設への支出合計をマルチラテラルインデックス化したものである。

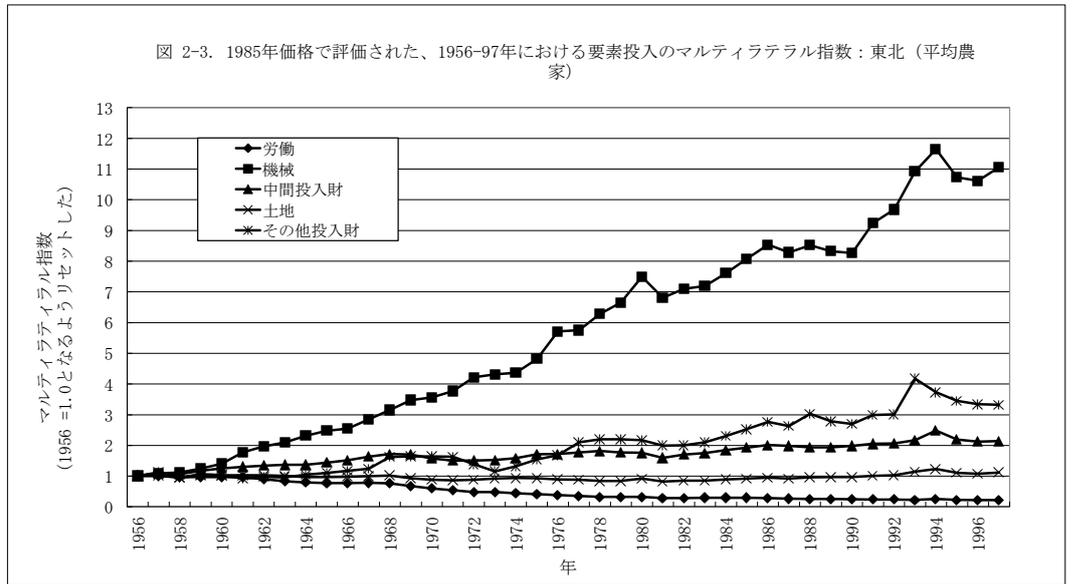
図 2-1. 1985年価格で評価された、1957-97年における、農業総生産額、米、野菜、果実、その他の作物、及び畜産の生産額の変化：東北（平均農家）



資料：農林水産省『農家経済調査報告書』各年度.

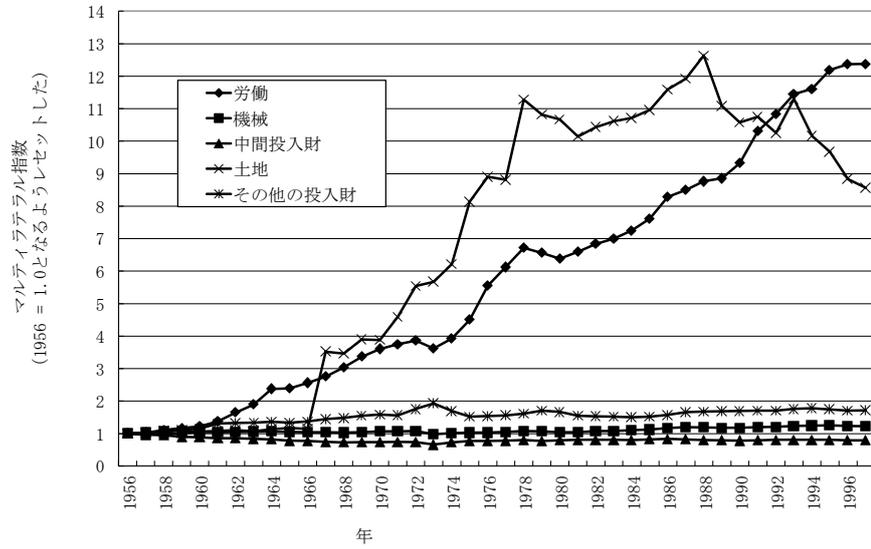


資料：図 2-1と同様。



資料：図 2-1と同様。

図 2-4. 1985年の生産物価格指数価格で基準化された、1956-97年における要素価格のマルチラテラル価格指数：東北（平均農家）



資料：図 2-1と同様。

ては、1978-88年には幾分その上昇率は緩やかになったが、その実質価格指数は1966-88年の20年間に急激な上昇を示した。しかしながら、1988年以降1990年代末まではかなり急激な低下傾向を示した。ところで、1993年における上昇は、その前年における大不作の影響が出たものと推測される。

図2-5において、投入要素の使用水準と実質価格の動きを反映した5つの投入要素の費用シェアは、興味深い動向を示している。まず、この研究期間1956-97年における急激な機械化によって、機械投入の費用シェアは1956年の0.12から1997年の0.37まで着実に増大した。増大量はおおよそ3倍強であった。しかしながら、これとは逆に、中間投入財の使用量は、着実に増大したのではあるが、その費用シェアは1956年における0.31から1997年における0.12まで一貫して減少した。これは中間投入財の実質価格水準が一貫して低かった事によるものであると思われる。その他投入財に関しては、その動きは中間投入財の場合とよく似ている。つまり、その他投入財の使用水準は上昇傾向を持っていたが、その実質価格はそれほどは上昇せず、費用シェアは本研究期間中にはほんの少ししか増加しなかった。そのシェアは1956年においてはおおよそ0.07だったものが、1993年にわずかな上昇が見られたものの、1997年にはおおよそ0.08であった。

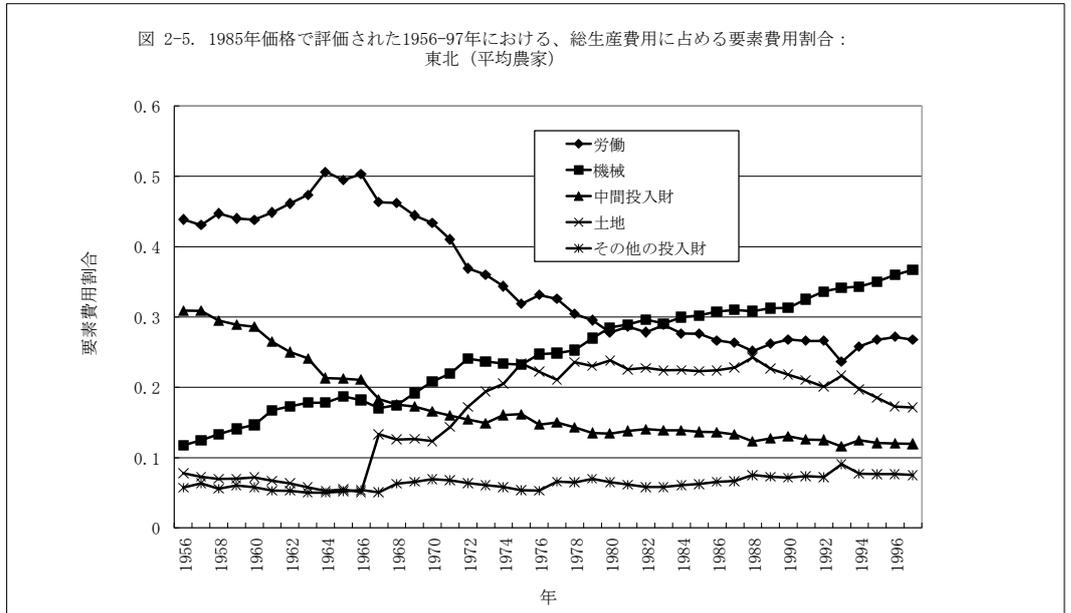
逆に、労働の費用シェアは1956年のおおよそ0.43から1960年代半ばにはおおよそ0.50へと一度は増大したが、それ以降は1980年代末まで一貫して減少し、1993年に一度急激に落ち込むが、1990年代には停滞気味となりおおよそ0.27であった。一方、土地の費用シェアは強力な地代統制による低地代を反映し、1956-66年にはきわめて低かった。しかし、1966年から1975年にかけてそのシェアは増大傾向を示し、1975年にはおおよそ0.23に達した。しかしながら、1975-88年においてはほとんど一定の水準で推移し、おおよそ0.22-0.23であった。これは、1978-88年における実質土地価格指数の水準がほぼ停滞気味であった状況と見事に対応している。1988年から1997年までは、1993年における小さな増大を除いて土地費用シェアは減少傾向を示し、1997年のそれは0.17であった。これは図2-4で見られるように、1988-97年における土地価格の急激な低下傾向に対応していることを示していると言える。

東北におけるこれらのデータの観察を基礎に、次節において我々は、東北に代表される米作の生産技術構造を分析するための可変費用（VC）モデルを構築する事にしたい。

ここで、図2-6および図2-7において、それぞれ農業部門全体における研究・開発（R&D）および普及（E）への年々の投資額と、累積された技術知識ストック（R&E）の年々の金額の動きを見ておこう³。これらは、研究支出デフレーターでデフレートされており1985年価格で表されている。図2-7によると、R&E資本ストックは1970年代前半から1980年代後半までかなり急速に伸びている。しかし、その後増加率は低下しつつある。図2-6に示されているように、これらの動向は1960年代におけるR&D支出の急激な増加、お

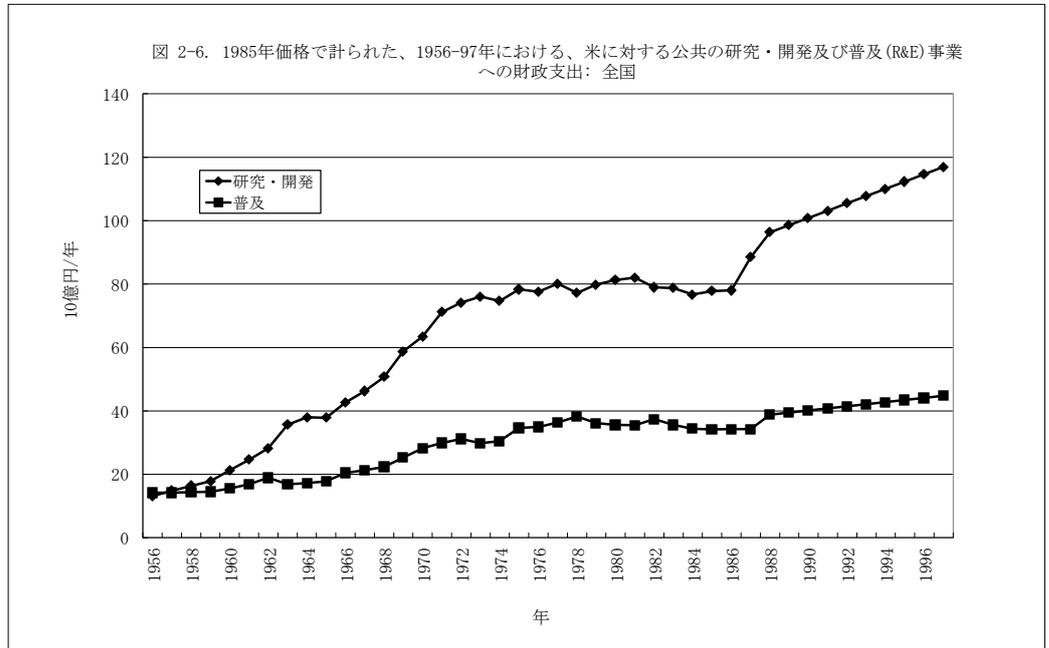
³公的R&Dおよび普及および技術知識ストックの推計方法は付録Aに詳しく説明している。ついでながら、本章においては、“R&E資本ストック”と言ったり“技術知識ストック”と言ったりするが、両者は同義語であると言うことを断っておきたい。

図 2-5. 1985年価格で評価された1956-97年における、総生産費用に占める要素費用割合：
東北（平均農家）

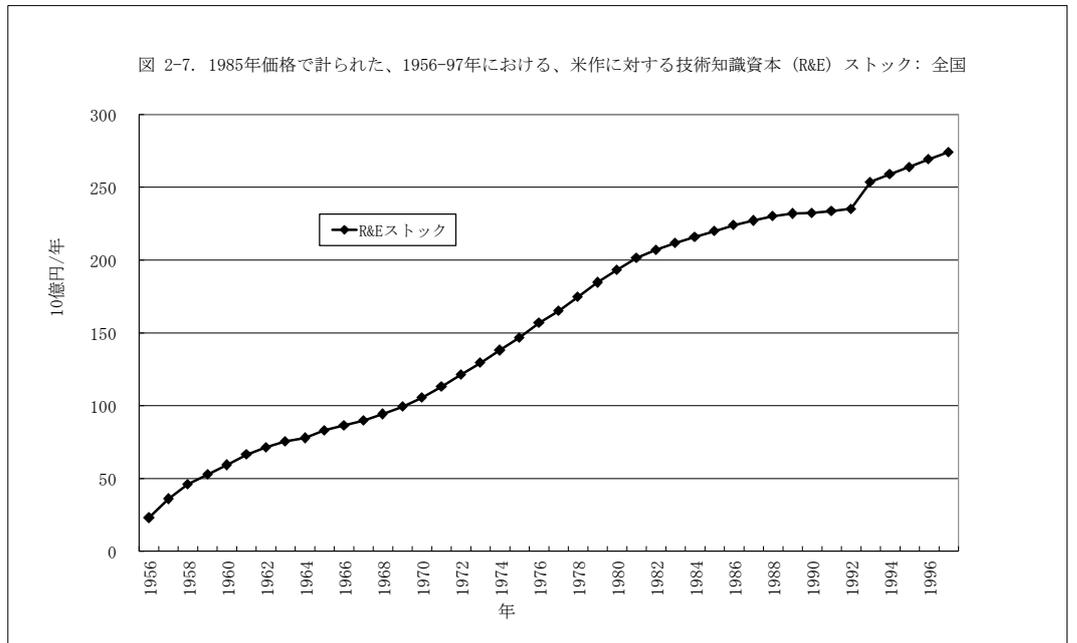


資料：図 2-1と同様。

図 2-6. 1985年価格で計られた、1956-97年における、米に対する公共の研究・開発及び普及 (R&E) 事業への財政支出：全国



資料：データの資料に関しては第2章の付録Aを参照（本図は第1章の図 1-5と同じものである）。



注：技術知識資本 (R and E) ストックの推計方法については、第2章の付録Aを参照（本図は第1章の図 1-6と同じものである）。

よび 1970 年代初期から 1980 年代後期にかけての R&D および普及事業の停滞を反映したものと見えよう。我々は、R&E 資本ストックを VC 関数の外生変数として導入する。この点については、次の節でより詳細に説明する。本章において R&E 支出の全国データを用いるのは、以下のような理由からである。第一に、一特定地域の R&E 支出データを収集する作業は、それも米だけについて行う事は、きわめて複雑且つ時間消費的作業である。第二に、異なる農業地域間においては、何らかの技術知識のスピルオーバー効果があると思われる。したがって、R&E 支出の全国データを用いることが、そのような効果を把握するのに適していると考えられるのである。

2.3 分析の枠組み

2.3.1 可変費用 (VC) 関数モデル

第 1 節ではつきりと述べたように、本章の目的は、20 世紀後半、もう少し厳密に言えば 1956-97 年における戦後の日本米作の生産技術構造を定量的に検証する事である。さらに、第 1 節で簡単に述べておいたが、我々は多くの状況において、家族労働と農地という 2 つのストックとしての生産要素が、短期（本研究の場合、1 年間）においては固定的要素であり、農企業はその生産関数の等量曲線群の拡張経路から乖離する事があり得る。そのような場合において、長期費用 (TC) 関数のパラメータの推計値に基づいて推計された、例えば生産要素の需要および代替の弾力性、規模の経済、技術変化の率やバイアスのような種々の経済指標は、それらの真の値から乖離した推計値でしかないかもしれない。何故なら、現実には TC 関数の最も重要な仮定の一つ、全ての可変投入要素に関して費用最小化、という仮定が満たされていない可能性が高いからである。

そこで、本章では、農企業は観察される固定投入要素水準を所与として、可変投入要素に関してのみ静態均衡、つまり可変費用最小化を達成していると仮定する。この意味において、本章は標本観察期間 (1 年間) 内では家族労働と土地ストックは変化しないという状況下での農企業の短期的経済行動を扱っているものと見なされる。

ここで、家族労働と土地を準固定的投入要素として導入する事について一言述べておく事にしよう。一般に、生産量、可変投入要素価格および技術変化のような外生変数における変化に対応して、農企業が観察期間である 1 年間以内に農地ストックを調整し農業生産を行う事はきわめて困難である。土地は、短期においては可変投入要素というより固定的投入要素としての性格を強く持っている。一方、家族労働は、土地に比べると外生変数の変化に対応してその調整がより容易になされる可能性が高いと思われるので、固定要素というよりは可変要素の性質をより強く持っている。しかしながら、現実には日本農業において平均して 97% 以上の労働はその市場のない家族労働によって構成されている。したがって、そのシャドウ価格は通常は観察できない。このような状況におい

て、生産関数の中で家族労働を可変投入要素として扱い、その双対としての費用関数において家族労働の価格を、例えば農業臨時雇用労働賃金ないし非農業雇用賃金率を事前に仮定して推計すれば、その推計パラメータを用いて推計される生産要素需要の価格弾力性や代替の弾力性、規模の経済性、技術変化の率とバイアス等の経済指標は、バイアスを持った結果になる可能性が高い。

さて、以下では家族労働と土地を準固定要素として扱った VC 関数を導入する事にしよう。より詳しく述べると、我々はトランスログ VC 関数モデルを展開し、戦後の日本の米作の技術構造に関する種々の仮説を導出する。

本章では以下の VC 関数を定義する。

$$CV = G(Q, \mathbf{w}, \mathbf{Z}, Z_R, t, \mathbf{D}), \quad (2.1)$$

ここで、 CV は名目可変費用； Q は米生産量； \mathbf{w} は機械価格 (w_M)、中間投入財価格 (w_I)、およびその他投入財価格 (w_O) で構成される名目可変要素価格ベクトル； \mathbf{Z} は、労働投入量 (Z_L) および土地投入量 (Z_B) からなる準固定要素量ベクトル； Z_R は公的農業研究・開発 (R&D) および普及活動 (E) 投資によって生じる技術知識資本 (R&E) ストック； t は、 Z_R の効果を含まないと仮定されている技術革新の代理変数としての時間変数；そして、 \mathbf{D} は期間 (D_p)、農地規模階層 ($D_s, s = 2, 3, 4, 5, 6$)、および気象条件 (D_w) からなるダミー変数ベクトルである。この VC 関数における変数の定義および特定化については、付録 A にその詳細な説明がなされている⁴。

さて、計量分析には、以下のトランスログ VC 関数を特定化する。

$$\begin{aligned} \ln CV &= \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \sum_i \alpha_i \ln w_i + \sum_k \beta_k \ln Z_k + \beta_R \ln Z_R + \beta_t \ln t \\ &+ \sigma_p D_p + \sum_s \sigma_s D_s + \sigma_w D_w \\ &+ \frac{1}{2} \gamma_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln w_i \ln w_j \\ &+ \sum_k \delta_{Qi} \ln Q \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \phi_{kl} \ln Z_k \ln Z_l + \sum_k \theta_{Qk} \ln Q \ln Z_k \\ &+ \mu_{Qt} \ln Q \ln t + \sum_i \mu_{it} \ln w_i \ln t + \frac{1}{2} \mu_{tt} (\ln t)^2 \\ &+ \nu_{QR} \ln Q \ln Z_R + \sum_i \nu_{iR} \ln w_i \ln Z_R + \frac{1}{2} \nu_{RR} (\ln Z_R)^2, \end{aligned} \quad (2.2)$$

⁴言うまでもなく、Stevenson (1980)-Greene (1983) (以下、S-G という) タイプのトランスログ VC 関数を、直ぐ後で説明するモデル A に対してもモデル B に対しても推計したが、その結果は曲線条件に関して満足のいくものではなかった。これに反して、通常の (以下、この文言を省略する) トランスログ VC 関数の推計では、曲線条件、単調性、統計的当てはまりの良さ等の主要な条件が満たされた。従って、本章ではトランスログ VC 関数モデルを用いる事にした。

$$i, j = M, I, O, \quad k, l = L, B, \quad s = 2, 3, 4, 5, 6.$$

Shephard's (1953) の補題をトランスログ VC 関数 (2.2) 式に適用すると、可変投入要素費用-可変費用シェア関数を得る事ができる。農企業は、可変投入要素価格を所与として費用最小化行動をするものと仮定すると、以下の可変投入要素費用-可変費用シェア関数を導出できる。

$$\begin{aligned} S_i &= \frac{\partial CV}{\partial w_i} \frac{w_i}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln w_i} \\ &= \alpha_i + \sum_i \delta_{ij} \ln w_i + \delta_{Qi} \ln Q + \sum_k \theta_{ik} \ln Z_k + \mu_{it} \ln t + \nu_{iR} \ln Z_R, \quad (2.3) \end{aligned}$$

$$i, j = M, I, O, \quad k = L, B.$$

トランスログ VC 関数 (2.2) 式においては、農企業が利潤最大化を達成するために内生的生産量 (Q) の最適水準の選択をしているという仮定の下で、もう 1 本の追加的方程式を導出できる。この方法は、Fuss and Waverman (1981, pp. 288-89), Ray (1982), and Capalbo (1988) 等が利用している。つまり、総収益-可変費用シェア (R_Q) 方程式は以下の式で与えられる。

$$\begin{aligned} R_Q &= \frac{\partial CV}{\partial Q} \frac{Q}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Q} \\ &= \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \delta_{Qi} \ln w_i + \sum_k \theta_{Qk} \ln Z_k + \mu_{Qt} \ln t + \nu_{QR} \ln Z_R \quad (2.4) \end{aligned}$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B.$$

さらに、上記の Fuss and Waverman (1981, pp. 288-89) の方法を応用して、本章では準固定要素である労働投入量 (Z_L) に関しても、農企業は利潤最大化水準の選択を行っていると仮定し、労働費用-可変費用シェア方程式を導出する事にする。この際に本章では、労働の限界生産力は農業臨時雇い賃金率を農業労働の市場価格とみなし、これに等しいと仮定した。したがって、労働費用-可変費用シェア方程式は、以下の (2.5) 式によって与えられる⁵。

$$\begin{aligned} R_{Z_L} &= \frac{\partial CV}{\partial Z_L} \frac{Z_L}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_L} \\ &= \beta_L + \phi_{QL} \ln Q + \sum_i \theta_{iL} \ln w_i + \sum_k \phi_{kL} \ln Z_k + \mu_{Lt} \ln t + \nu_{LR} \ln Z_R \quad (2.5) \end{aligned}$$

⁵付録 A において詳しく説明されるように、我々は、幸いな事に後の統計的推計に用いられる全ての階層のすべての農家について、男子労働時間当たりの農業臨時雇い賃金率のデータを『農村物価賃金調査報告』(農林水産省統計局)を用いて収集できる。(2.5) 式では、したがって、家族労働のシャドウ価格は農業臨時雇い賃金率で代替できるということを仮定している。

$$k, n = M, I, O, h = L, B.$$

総収益-可変費用シェア (R_Q) および労働費用-可変費用シェア (R_{Z_L}) 関数の推計方程式体系への導入は、一般に、そして現モデルの場合、生産量および労働投入量関連の変数の係数推計値の効率性を高める。何故なら総収益-可変費用シェアおよび労働費用-可変費用シェア関数によって、追加的な情報が得られるからである。

ところで、いかなる費用関数も価格に関して一次同次でなければならない。つまり、(2.2) 式で表されるトランスログ VC 関数においては、 $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_n \gamma_{ij} = 0$, および $\sum_k \theta_{ik} = 0$ ($i = M, I, O, k = L, B$) が満たされなければならないという事を意味している。トランスログ VC 関数 (2.2) 式は、投入-産出分離性、規模の経済一定および Hicks (1932) の意味での技術変化の中立性の制約が、事前に課されていないという意味で、一般的な型のものである。逆に、これらの制約はこの関数の推計の過程で統計的に検証することができる。これについては、以下の節で詳しく説明する。

統計的推計に関しては、その方程式体系は (1) (2.2) 式で与えられる通常のトランスログ VC 関数, (2) (2.3) 式で与えられる 3 本の可変投入要素費用-可変費用シェア関数, (3) (2.4) 式で与えられる総収益-可変費用シェア関数, および (2.5) 式で与えられる労働費用-可変費用シェア関数の合計 6 方程式から成り立っている。ここで注意しておかねばならない点は、総収益-可変費用シェア関数および労働費用-可変費用シェア関数が含まれており、生産量 Q と労働投入量 (Z_L) は“準内生変数”として扱われているという事である。かくして、この推計モデルは推計方程式の数 (6 本) と内生変数の数 (6 変数) が等しいという意味で“完全”である。したがって、完全情報最尤法 (Full Information Maximum Likelihood, 以下, FIML という) を用いて推計する事にした。

ここで、上記の 6 方程式体系の FIML 推計は、残念ながら時間変数 t と技術知識ストック変数 Z_R 間の多重共線性のために成功しなかった。そこで、本章では技術変化を表す変数を 1 変数のみにして、2つの方程式体系をモデル A およびモデル B として別々に推計する事にした。つまり、モデル A では時間変数 t を使い、モデル B では技術知識ストック Z_R を用いるという方法である。しかし、ここで注意しておかねばならない点は、モデル A における時間変数 t は、今や (2.1) 式および (2.2) 式の場合とは異なり、技術知識ストック Z_R の効果をも含むあらゆる種類の (言い換えれば、“ごった煮”的な複合的) 技術革新を含むものと仮定し直しているという事である。

しかしながら、これら 2つのモデル A およびモデル B において、全てのダミー変数の係数は統計的に有意ではなかった。したがって、2つの VC 関数モデル A とモデル B から、全てのダミー変数を落とす事にした。かくして、2つの VC 関数モデルは以下のような形で与えられる。

2.3.1.1 可変費用関数モデル A

VC 関数モデル A は以下の (2.6) 式のように書く事ができる。

$$CV^A = G(Q, \mathbf{w}, \mathbf{Z}, t). \quad (2.6)$$

この関数をトランスログ型に特定化すると,

$$\begin{aligned} \ln CV^A &= \alpha_0 + \alpha_Q + \sum_i \alpha_i \ln w_i + \sum_k \beta_k \ln Z_k + \beta_t \ln t \\ &+ \frac{1}{2} \gamma_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln w_i \ln w_j \\ &+ \sum_k \delta_{Qi} \ln Q \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \phi_{kl} \ln Z_k \ln Z_l + \sum_i \theta_{Qk} \ln Q \ln Z_k \\ &+ \mu_{Qt} \ln Q \ln t + \sum_i \mu_{it} \ln w_i \ln t + \frac{1}{2} \mu_{tt} (\ln t)^2, \end{aligned} \quad (2.7)$$

$$i, j = M, I, O, \quad k, l = L, B.$$

可変要素費用-可変費用シェア関数は以下の (2.8) 式で与えられる。

$$\begin{aligned} S_i^A &= \frac{\partial CV^A}{\partial w_i} \frac{w_i}{CV^A} = \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln w_i} \\ &= \alpha_i + \delta_{Qi} \ln Q + \sum_j \delta_{ij} \ln w_j + \sum_k \theta_{ik} \ln Z_k + \mu_{it} \ln t, \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$i, j = M, I, O, \quad k = L, B.$$

総収益-可変費用シェアおよび労働費用-可変費用シェア関数は、それぞれ、(2.9) および (2.10) 式のように書くことができる。

$$\begin{aligned} R_Q^A &= \frac{\partial CV^A}{\partial Q} \frac{Q}{CV^A} = \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln Q} \\ &= \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \delta_{Qi} \ln w_i + \sum_k \theta_{Qk} \ln Z_k + \mu_{Qt} \ln t, \end{aligned} \quad (2.9)$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B,$$

$$\begin{aligned} S_{Z_L}^A &= \frac{\partial CV^A}{\partial Z_L} \frac{Z_L}{CV^A} = \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln Z_L} \\ &= \beta_L + \phi_{QL} \ln Q + \sum_i \theta_{iL} \ln w_i + \sum_k \phi_{kL} \ln Z_k + \mu_{Lt} \ln t, \end{aligned} \quad (2.10)$$

$$k = M, I, O, \quad h = L, B.$$

2.3.1.2 可変費用関数モデル B

同様に、VC 関数モデル B は以下の (2.11) 式のように書く事ができる。

$$CV^B = G(Q, \mathbf{w}, \mathbf{Z}, Z_R). \quad (2.11)$$

この関数のトランスログ特定化は (2.12) 式のように書くことができる。

$$\begin{aligned} \ln CV^B &= \alpha_0 + \alpha_Q + \sum_i \alpha_i \ln w_i + \sum_k \beta_k \ln Z_k + \beta_R \ln Z_R \\ &+ \frac{1}{2} \gamma_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln w_i \ln w_j \\ &+ \sum_k \delta_{Qi} \ln Q \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \phi_{kl} \ln Z_k \ln Z_l + \sum_i \theta_{Qk} \ln Q \ln Z_k \\ &+ \nu_{QR} \ln Q \ln Z_R + \sum_i \nu_{iR} \ln w_i \ln Z_R + \frac{1}{2} \nu_{RR} (\ln Z_R)^2, \end{aligned} \quad (2.12)$$

$$i, j = M, I, O, \quad k, l = L, B.$$

可変要素費用-可変費用シェア関数は (2.13) 式で与えられる。

$$\begin{aligned} S_i^B &= \frac{\partial CV^B}{\partial w_i} \frac{w_i}{CV^B} = \frac{\partial \ln CV^B}{\partial \ln w_i} \\ &= \alpha_i + \delta_{Qi} \ln Q + \sum_i \delta_{ij} \ln w_i + \sum_k \theta_{ik} \ln Z_k + \nu_{iR} \ln Z_R, \end{aligned} \quad (2.13)$$

$$i, j = M, I, O, \quad k = L, B.$$

総収益-可変費用シェア関数および労働費用-可変費用シェア関数は、それぞれ (2.14) および (2.15) 式のように書くことができる。

$$\begin{aligned} R_Q^B &= \frac{\partial CV^B}{\partial Q} \frac{Q}{CV^B} = \frac{\partial \ln CV^B}{\partial \ln Q} \\ &= \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \delta_{Qi} \ln w_i + \sum_k \theta_{Qk} \ln Z_k + \nu_{QR} \ln Z_R, \end{aligned} \quad (2.14)$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B,$$

$$\begin{aligned} S_{Z_L}^B &= \frac{\partial CV^B}{\partial Z_L} \frac{Z_L}{CV^B} = \frac{\partial \ln CV^B}{\partial \ln Z_L} \\ &= \beta_L + \phi_{QL} \ln Q + \sum_i \theta_{iL} \ln w_i + \sum_k \phi_{kL} \ln Z_k + \nu_{LR} \ln Z_R, \end{aligned} \quad (2.15)$$

$$i = M, I, O, k = L, B.$$

言うまでもなく、2つのモデル A およびモデル B の統計的推計には、前述したように FIML 法を用いた。

ここで、以下の事を銘記しておく事にしよう。まず第一に、観測値としては、 $CV^A = CV^B$, $S_i^A = S_i^B$ ($i = M, I, O$), そして $R_Q^A = R_Q^B$ である。しかしながら、いずれにおいても、統計的推計値は必ずしも等値ではない。第二に、トランスログ VC 関数のパラメータの推計値は、モデル A とモデル B の間で、当然のことながら異なるであろうと思われる。しかし、本章では、時間変数 t と技術知識ストック変数 Z_R に関わるもの以外は、数学的表記の複雑化を避けるために、モデル A とモデル B で用いられるパラメータの表記については同一のものを用いる事にする。

2.3.2 米生産技術構造に関する仮説の検定

この節では、米作の技術構造を代表するような重要な概念について検討する。つまり、それらは相似性、規模の経済の一定性、Cobb-Douglas (以下、C-D という) 生産関数、非技術変化、および Hicks 中立的技術変化といった仮説の検証である。これらの仮説の展開および解説は以下の通りである⁶。

しかしながら、これらの仮説を検定する方法は、技術変化を捉える変数がモデル A では t であり、モデル B では Z_R であること以外は、モデル A においてもモデル B においてもほとんど同様であり、紙幅節約のためモデル A に関する手法に絞って説明する事にする。

2.3.2.1 相似性

Lau (1978) によると、モデル A の VC 関数 (2.6) 式が以下の (2.16) 式のように書けるならば、その生産技術は相似的である。

$$CV^A(Q, \mathbf{w}, \mathbf{Z}, t) = G(Q, t)H(\mathbf{w}, \mathbf{Z}, t). \quad (2.16)$$

(2.16) 式の両辺の自然対数をとると、(2.17) 式が得られる。

$$\ln CV^A = \ln G(Q, t) + \ln H(\mathbf{w}, \mathbf{Z}, t). \quad (2.17)$$

(2.7) 式で与えられるトランスログ型に特定化された関数形では、相似性はトランスログ近似されたパラメータが以下の (2.18) 式で与えられる条件を満たしていなければならない。

$$\delta_{Q_i} = \theta_{Q_k} = \mu_{Q_t} = 0, \quad i = M, I, k = L, B. \quad (2.18)$$

⁶Kuroda (2008) は、複数財 VC 関数モデル A の場合について、より詳細な説明を与えている。

これは、生産量水準が可変投入要素（機械、中間投入財、およびその他投入財）、準固定要素（労働および土地）のシャドウ費用-可変費用シェア、技術変化の率およびバイアスに対していかなる影響も及ぼさないということを意味している。

2.3.2.2 非技術変化

とりわけ、日本の米作に技術変化が存在するか否かを検証する事はきわめて重要である。このことは、トランスログ VC 関数 (2.7) 式において、技術変化と関係するパラメータが全てゼロであるということの意味している。

$$H_0 : \beta_t = \mu_{Qt} = \mu_{it} = \mu_{kt} = \mu_{tt} = 0, \quad (2.19)$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B.$$

2.3.2.3 ヒックス中立的技術変化

Binswanger (1974) によって開発された手法に基づくと、可変投入要素に関するヒックス中立的技術変化は、トランスログ VC 関数 (2.7) 式のパラメータを用いると、以下のようないかなる帰無仮説を統計的に検定する事によって可能となる。

$$H_0 : \mu_{it} = 0, \quad i = M, I, O. \quad (2.20)$$

2.3.2.4 “拡張された”ヒックス中立的技術変化

Halvorson and Smith (1986, p. 400) によって提唱された方法にいくつかの修正を加えると、ヒックス中立的技術変化は、生産量と準固定要素量に関する中立性を追加的に検定する事によって、“拡張された”ヒックス中立的技術変化を検定する事が可能な形に修正できる。修正された“拡張された”ヒックス中立性仮説は、本章のトランスログ VC 関数 (2.7) 式のパラメータを用いると、以下の帰無仮説の検定によって可能となる⁷。

$$H_0 : \mu_{it} = \mu_{Qt} = \mu_{kt} = 0, \quad i = M, I, O, \quad k = L, B. \quad (2.21)$$

この帰無仮説の検定結果は、技術革新が“生産量拡大的”バイアスを持っていたかどうかだけでなく、準固定要素に関して“節約的”バイアスを持っていたのか、あるいは、“使用的”バイアスを持っていたのかどうかと言う情報をも提供してくれるという利点を持っている。

⁷ “拡張された”ヒックス中立性仮説のより厳密な説明については、Blackorby, Lovell, and Thursby (1976), Blackorby, Primont, and Russell (1978), Halvorson and Smith (1984), および Antle and Capalbo (1988) を参照していただきたい。

2.3.2.5 コブ=ダグラス生産関数

米生産技術がコブ=ダグラス生産関数によって特定化されるかどうかは、トランスログ VC 関数 (2.7) 式を用いると、以下の帰無仮説を検定する事によって可能となる。

$$H_0 : \gamma_{QQ} = \gamma_{ij} = \delta_{Qi} = \phi_{kn} = \theta_{Qk} = \theta_{ik} = \mu_{Qt} = \mu_{it} = \mu_{kt} = \mu_{tt} = 0 \quad (2.22)$$

$$i, j = M, I, O, \quad k, n = L, B.$$

つまり、トランスログ VC 関数 (2.7) 式の 2 次項の係数が全て同時にゼロであるという帰無仮説が満たされるかどうかを検定すれば良いということである。

2.3.2.6 規模の経済一定

Lau (1978) に従えば、規模の経済一定仮説は、トランスログ VC 関数 (2.7) 式のパラメータを用いると以下の帰無仮説を検定すれば良いということになる。

$$\begin{aligned} H_0 : \quad & \alpha_Q + \sum_k \alpha_k = 1, \\ & \gamma_{QQ} + \sum_k \theta_{Qk} = 0, \\ & \delta_{Qi} + \sum_k \theta_{Qk} = 0, \\ & \theta_{Qk} + \sum_k \phi_{kn} = 0, \\ & \mu_{Qt} + \sum_k \mu_{kt} = 0, \end{aligned} \quad (2.23)$$

$$i = M, I, O, \quad k, n = L, B.$$

もしこの帰無仮説が統計的に棄却されるならば、規模の経済一定は存在しないことになる。つまり、規模の経済 (Increasing returns to scale, 以下, IRTS という) が存在するか、規模の不経済 (Decreasing returns to scale, 以下, DRTS という) が存在するという事になる。

2.3.3 戦後の米生産技術の基礎的な経済指標

本節においては、我々は 2 つのトランスログ VC 関数モデル A およびモデル B の推計結果に基づいて、基本的な経済指標を推計する。そのために、(2.7) 式および (2.12) 式の推計パラメータを用いてこれらの経済指標を推計する事にする。しかしながら、各経済指標の推計の基本的な推計式の展開は、モデル A においてもモデル B においてもほぼ

同一なので、ここでは、紙幅節約のために全ての経済指標の推計式の導出はモデル A を使って行う事にする。しかしながら、技術革新の代理変数として、 t を用いるモデル A と Z_R を用いるモデル B においては、技術変化に関する指標推計の定式化はおのずから異なってくる事を銘記しておきたい。

2.3.3.1 生産要素需要弾力性および生産要素のアレン、森嶋、およびマクファデン（シャドウ）代替弾力性（AES, MES, および SES）

まず第一に、近似点における可変要素需要の自己価格および交差価格弾力性はそれぞれ、以下の (2.24) および (2.25) 式で推計する事ができる。

$$\varepsilon_{ii} = (\gamma_{ii} + \alpha_i^2 - \alpha_i) / \alpha_i, \quad i = M, I, O, \quad (2.24)$$

$$\varepsilon_{ij} = (\gamma_{ij} + \alpha_i \alpha_j) / \alpha_i \quad i \neq j = M, I, O. \quad (2.25)$$

第二に、近似点における可変要素間の自己価格代替の弾力性および交差価格代替の弾力性 AES は (2.26) および (2.27) 式によって、推計する事ができる。⁸

$$\sigma_{ii}^A = (\gamma_{ii} + \alpha_i^2 - \alpha_i) / \alpha_i^2, \quad i = M, I, O, \quad (2.26)$$

$$\sigma_{ij}^A = (\gamma_{ij} + \alpha_i \alpha_j) / \alpha_i \alpha_j \quad i \neq j = M, I, O. \quad (2.27)$$

第三に、MES は (2.28) 式によって求められる。

$$\sigma_{ij}^M = \alpha_j (\sigma_{ij}^A - \sigma_{jj}^A) = \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{jj}, \quad i \neq j = M, I, O. \quad (2.28)$$

最後に、SES は (2.29) 式によって推計される。

$$\sigma_{ij}^S = \frac{\alpha_i}{\alpha_i + \alpha_j} \sigma_{ij}^M + \frac{\alpha_j}{\alpha_i + \alpha_j} \sigma_{ij}^M, \quad i \neq j = M, I, O. \quad (2.29)$$

2.3.3.2 規模の経済

Caves, Christensen, and Swanson (以下、CCS という) (1982) に従って、本章のトランスログ VC 関数モデル A における規模の経済は、以下の (2.30), (2.31), および (2.32) 式を用いて推計できる。

$$RTS = \frac{1 - \sum_k \partial \ln CV^A / \partial \ln Z_k}{\partial \ln CV^A / \partial \ln Q} = \frac{1 - \sum_k \varepsilon_{CV^A Z_k}}{\varepsilon_{CV^A Q}}, \quad k = L, B, \quad (2.30)$$

ここで、

⁸以下の (2.26) から (2.29) 式における上付き記号 A, M, および S は、それぞれ、AES, MES, および SES を表している。

$$\sum_k \varepsilon_{CV^A Z_k} = \sum_k \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln Z_k} = \sum_k \beta_k + \sum_k \theta_{kQ} \ln Q + \sum_i \theta_{ik} \ln w_i + \sum_k \phi_{kn} \ln Z_k + \sum_k \mu_{kt} \ln t, \quad (2.31)$$

および

$$\varepsilon_{CV^A Q} = \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln Q} = \alpha_Q + \gamma_{QQ} \ln Q + \sum_i \delta_{Qi} \ln w_i + \sum_k \theta_{Qk} \ln Z_k + \mu_{Qt} \ln t, \quad (2.32)$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B,$$

であり、これらはそれぞれ“可変費用-固定要素弾力性”および“可変費用-生産量弾力性”と定義される。

近似点では、 RTS は以下の (2.33) 式によって簡単に推計する事ができる。

$$RTS = (1 - \sum_k \beta_k) / \alpha_Q, \quad k = L, B. \quad (2.33)$$

我々は RTS を近似点でも推計し、さらに異なる全ての 6 階層の全てのサンプルに対し、本報告書の研究期間である 1956-97 年に亘って推計し、規模の経済の経時的変化を全 6 階層について観察し比較考量する。

2.3.3.3 モデル A の推計結果に基づく“可変投入要素節約的”(PGX) および“生産量増大的”(PGY) 技術変化率

トランスログ VC 関数モデル A の推計結果に基づいて、複合的な技術革新 t の変化による技術進歩の大きさおよび規模の経済の程度を推計する事ができる。Caves, Christensen, and Diewert (1982), および CCS (1981) によって開発された手法を用いて、2つの技術進歩指標を弾力性の形で推計することができる。それらの指標とは、(i) 生産量固定のもとで t の変化によって生じた“可変投入要素節約的”技術進歩, PGX , および (ii) 生産要素投入量固定のもとで t の変化によって生じた“生産量増大的”技術進歩, PGY , である。CCS (1981) によれば, $PGY = RTS \cdot PGX$, であり, ここで RTS は規模の経済を表す。もし, 規模の経済が一定であると, $RTS = 1$ となり, したがって $PGX = PGY$ となる。つまり, “可変投入要素節約的”技術進歩率 = “生産量増大的”技術進歩率となる。

さて, トランスログ VC 関数モデル A の (2.7) 式のパラメータを用いると, PGX は以下の (2.34) 式によって推計される。

$$PGX = -\frac{\partial \ln CV^A / \partial \ln t}{1 - \partial \ln CV^A / (\sum_k \partial \ln Z_k)} = -\frac{\varepsilon_{CV^A t}}{1 - \sum_k \varepsilon_{CV^A Z_k}}, \quad k = L, B, \quad (2.34)$$

そして, PGY は (2.35) 式によって推計される。

$$\begin{aligned}
PGY &= -\frac{\partial \ln CV^A / \partial \ln t}{\partial \ln CV^A / \partial \ln Q} = -\frac{\varepsilon_{CV^A t}}{\varepsilon_{CV^A Q}} \\
&= RTS \cdot PGX,
\end{aligned} \tag{2.35}$$

ここで、 RTS 、 $\varepsilon_{CV^A Z_k} (k = L, B)$ 、および $\varepsilon_{CV^A Q}$ は、既に (2.30)、(2.31)、および (2.32) 式で定義されている。

近似点においては、 PGX および PGY は、より簡単に (2.36) および (2.37) 式によって推計される。

$$PGX = -\beta_t / (1 - \sum_k \beta_k), \quad k = L, B, \tag{2.36}$$

$$PGY = -\beta_t / \alpha_Q. \tag{2.37}$$

本章では、 PGX および PGY は近似点でも推計するが、研究期間である 1956-97 年に対して全ての階層の全サンプルについても推計する。こうすることによって、異なった階層間の技術変化率の経時的变化の差異を観測することができる。

2.3.3.4 技術変化のバイアス

Antle and Capalbo (1988, pp. 33-48) に従って、技術変化のバイアスを以下の (2.38) 式のように定義する。ここでは、 t ではなく $\ln t$ を用いているので、バイアスは弾力性で計られることを銘記しておこう。

$$\begin{aligned}
B_i^e &= \left. \partial \ln S_i(Q, \mathbf{w}, \mathbf{Z}, t) / \partial \ln t \right|_{dCV^A=0} \\
&= B_i - \left[\left(\partial \ln S_i / \partial \ln Q \right) \left(\partial \ln CV^A / \partial \ln Q \right)^{-1} \right] \left(\frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln t} \right), \quad i = M, I, O
\end{aligned} \tag{2.38}$$

ここで、(2.38) 式の第 1 項 B_i は“純”バイアス効果と呼び、第 2 項を“規模”バイアス効果と呼ぶことにする。

トランスログ VC 関数 (2.7) 式のパラメータを用いると、(2.38) 式は (2.39) 式のように表現できる。

$$\begin{aligned}
B_i^e &= \frac{\mu_{it}}{S_i} + \mu_{Qt} S_i \lambda \\
&= B_i + B_{iQ}^s, \quad i = M, I, O,
\end{aligned} \tag{2.39}$$

ここで、

$$\lambda = -\frac{\partial \ln CV^A / \partial \ln t}{\partial \ln CV^A / \partial \ln Q} = \frac{-\varepsilon_{CV^A t}}{\varepsilon_{CV^A Q}}, \quad (2.40)$$

ここで,

$$\begin{aligned} \varepsilon_{CV^A t} &= \frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln t} \\ &= \beta_t + \mu_{Qt} \ln Q + \sum_i \mu_{it} \ln w_i + \sum_k \mu_{kt} \ln Z_k + \mu_{tt} \ln t, \end{aligned} \quad (2.41)$$

$$i = M, I, O, \quad k = L, B.$$

近似点においては、“純”バイアス効果、“規模”バイアス効果、および“総”バイアス効果は以下の(2.42)式によって推計する事ができる。

$$B_i^e = \mu_{it}/\alpha_i + (\delta_{Qi}/\alpha_i)PGY, \quad i = M, I, O. \quad (2.42)$$

(2.42)式を用いて“純”バイアス効果と“規模”バイアス効果を推計すれば、各可変投入要素について、これら両効果の“総”バイアス効果における貢献度を推計できる。繰り返しになるが、上記(2.38)式から分かるように、これら全てのバイアス効果は弾力性で表されている⁹。

2.3.3.5 水田シャドウ価格

最も重要性が低いという訳ではないが、最後に長期均衡の妥当性を検証してみる事は、理論上きわめて興味深く、モデルの定式化を考慮する上でも非常に重要な事である。ここで長期均衡とは、言うまでもなく、全ての投入要素が可変投入要素であるということを意味する。

一般に、

“長期均衡からの乖離は、企業が準固定要素を非最適水準で使用するときを生じる。このことは、逆に言うと、長期均衡からの乖離は準固定要素の観測水準で推計されたシャドウ価格と市場価格の差異によって把握する事ができる、不完全な価格調整から生じる不均衡状態であることを意味している。”

[Kulatilaka, 1985, p.257, 脚注 9, 翻訳は筆者]。

この考え方に従って、我々は水田のシャドウ価格 (w_B^S) を、トランスログ VC 関数(2.7)式のパラメータを用いて水田投入量の観測水準 (Z_B) において推計し、それを政府統制

⁹Antle and Capalbo (1988) は、もともと、これらのバイアス効果を弾力性ではなくパーセントで定義した。

地代としての水田市場価格と比較し、両者が本研究期間である 1956-97 年において、いかなる差異を示したのかについて評価する。

さて、観測水準でのシャドウ価格は、トランスログ VC 関数 (2.7) 式の推計パラメータを用いて以下の (2.43) 式を用いて推計する事ができる。

$$\begin{aligned} w_B^S &= -\frac{\partial CV^A}{\partial Z_B} = -\frac{\partial \ln CV^A}{\partial \ln Z_B} \frac{CV^A}{Z_B} \\ &= -(\beta_B + \theta_{QB} \ln Q + \sum_i \theta_{iB} \ln w_i + \sum_k \phi_{kn} \ln Z_k + \mu_{Bt} \ln t) \frac{CV^A}{Z_B}, \end{aligned} \quad (2.43)$$

$$i = M, I, O, \quad k, n = L, B.$$

推計されたシャドウ価格 (w_B^S) は観測された水田価格 (w_B) と、グラフを用いて比較する事にする。こうすることによって、我々は水田のシャドウ価格と現行の水田価格 (地代) との間の差異を自分の目で確認することができ、インフォーマルな方法ではあるが、農企業の土地要素投入に関して長期均衡が存在しているかということを検証する事ができる¹⁰。

2.4 データと統計的推計法

トランスログ VC 関数モデル A とモデル B の推計に必要なデータは、可変費用 (CV)、総収益-可変費用シェア (R_Q) および米生産量 (Q)、3 つの可変投入要素費用-可変費用シェア ($S_i, i = M, I, O$)、およびこれら 3 つの可変投入要素の価格と投入量、つまり、機械 (w_M および X_M)、中間投入財 (w_I および X_I)、そしてその他投入財 (w_O および X_O) である。時間トレンド (t) および技術知識ストック (R_Z) が、それぞれモデル A とモデル B における技術革新を表す代理変数として用いられる。ダミー変数は、期間については (D_p)、農家階層については ($D_s, s = 2, 3, 4, 5, 6$)、そして気象については (D_w) で表す。データ資料と変数の定義は付録 A で詳しく説明されている。

VC 関数 (2.1) 式と (2.11) 式の右辺の生産量 (Q) は、一般的に、内生的に決定される性質を持っているので、方程式体系の推計には同時方程式推計法を採用すべきである。各 VC 関数モデルの方程式体系は、トランスログ VC 関数、3 本の可変投入要素費用-可変費用シェア方程式、総収益-可変費用シェア方程式、およびシャドウ労働費用-可変費用シェア方程式 (計 6 方程式) から成っている。ここで、推計モデルは方程式の数と内生変数の数 (計 6 変数) が等しいと言う意味で完全であるという事を銘記しておきたい。したがって、FIML 法をいずれのモデルにも適用する。言うまでもなく、この方法を用いる際には対称性と価格に関する一次同次性制約を課して方程式体系を推計する。費用関数の

¹⁰ 言うまでもなく、モデル B に対しても同様の方法を適用した。

価格に関する一次同次性という性質から、同時方程式体系の推計の際に、1本の費用シェア方程式を落とす事ができる。本章では、モデルAにおいてもモデルBにおいても、その他投入財費用-可変費用シェア方程式を落とす事にした。このようにして推計方程式体系から落とされたその他投入財費用-可変費用シェア方程式の係数は、一次同次制約式を用いる事によって簡単に計測する事ができる。

2.5 推計結果

2.5.1 可変費用関数のパラメータの推計値：モデルAおよびモデルB

トランスログVC関数モデルAおよびモデルBの推計パラメータおよびそれらのP (Probability, 以下、Pという) 値は、それぞれ、表2.1および表2.2に掲載されている。まず、VC関数モデルAの36個のパラメータのうちで4個のみが、5%を下回る有意水準となっており統計的に有意ではなかった。表2.1の下段に掲載している決定係数の値から判断して、VC関数モデルAについては当てはまりは良いと思われる。一方、モデルBにおいては、36個のパラメータの中2個が、5%を下回る有意水準で統計的に有意ではなかった。さらに、表2.2の下段に掲載している決定係数の値から判断して、VC関数モデルBについても当てはまりはかなり良いと思われる。

さらに、表2.1および表2.2におけるVC関数モデルAおよびモデルBのパラメータ推計値に基づいて、単調性および凹性条件を全ての観測値に対して行った。その結果、生産-費用シェアの推計値についても要素投入-費用シェアの推計値についても、全てが正の値だったため、モデルAに対してもモデルBに対しても、生産技術は単調性条件を満たしている。さらに、ヘッセ行列の全ての固有値が全てのサンプルに対して負であった。これは、モデルAに対してもモデルBに対しても、要素価格に関して凹性条件が満たされているということを示している。このことはさらに、推計された自己価格需要弾力性が全て負であることを意味しており、モデルAに対してもモデルBに対しても、経済学的に意味のある事であることを示している。

準固定要素としての労働と土地投入に関する凸性条件に対しては、 $[\phi_{kk} + S_k(S_k - 1)]$ ($k = L, B$) で与えられる準固定要素に関するヘッセ行列の固有値がゼロ以上でなければならないと言う条件を満たさねばならない。ここで、 S_k ($k = L, B$) はシャドウ推計された k 番目のシャドウ費用-可変費用シェアである。労働については、推計された固有値はモデルAにおいてもモデルBにおいても、全ての観測値に対して正であった。つまり、凸正条件が両モデルにおいて満たされている事を意味する。一方、土地に関する固有値はA, B両モデルとも、必ずしも全てのサンプルについて正ではなかった。いずれの階層においても5ないし6個の負の固有値が見つかったことになる。したがって、計252サンプルのうち、およそ30前後の負の固有値が見つかった。このことは、モデルAにおい

表 2.1: 1956-97 年における, 東北地域の米生産部門に対するトランスログ可変費用関数モデル A のパラメータ推計値: 技術革新の代理変数として時間指数使用

パラメータ	係数	P-値	パラメータ	係数	P-値
α_0	6.322	0.000	ϕ_{LL}	-0.549	0.000
α_Q	2.724	0.000	ϕ_{BB}	-2.799	0.000
α_M	0.492	0.000	ϕ_{LB}	-1.190	0.000
α_I	0.353	0.000	θ_{QL}	1.685	0.000
α_O	0.155	0.000	θ_{QB}	3.443	0.000
β_L	-0.726	0.000	θ_{ML}	-0.120	0.000
β_B	-1.241	0.000	θ_{IL}	0.159	0.000
β_t	-0.177	0.000	θ_{OL}	-0.040	0.000
γ_{QQ}	-4.561	0.000	θ_{MB}	-0.339	0.000
γ_{MM}	-0.234	0.000	θ_{IB}	0.383	0.000
γ_{II}	0.126	0.000	θ_{OB}	-0.044	0.392
γ_{OO}	-0.034	0.082	μ_{Qt}	0.423	0.000
γ_{MI}	0.037	0.129	μ_{Mt}	0.054	0.000
γ_{MO}	0.197	0.000	μ_{It}	0.029	0.001
γ_{IO}	-0.163	0.000	μ_{Or}	-0.083	0.000
δ_{QM}	0.413	0.000	μ_{Lt}	-0.242	0.000
δ_{QI}	-0.487	0.000	μ_{Bt}	-0.222	0.003
δ_{QO}	0.074	0.122	μ_{tt}	-0.202	0.000
推計方程式			R-自乗	S.E.R.	
可変費用関数			0.972	0.141	
機械費用-可変費用シェア方程式			0.965	0.028	
中間投入財費用-可変費用シェア方程式			0.915	0.034	
シャドウ労働費用-可変費用シェア方程式			0.741	0.120	
総収益-可変費用シェア方程式			0.723	0.491	

注:

- (1) 同時方程式体系の推計においては, 対称性および可変投入要素価格に関する一次同次性の制約を課した。
- (2) “S.E.R.” は, 回帰の標準誤差 (Standard Error of Regression, 以略して, S.E.R. という) を表す。
- (3) P-値は, 統計的有意性を直接に示す確率 (Probability, 以下, P という) の大きさを表す。

表 2.2: 1956-97 年における, 東北地域の米生産部門に対するトランスログ可変費用関数モデル B のパラメータ推計値: 技術革新の代理変数として技術知識ストック使用

パラメータ	係数	P-値	パラメータ	係数	P-値
α_0	6.315	0.000	ϕ_{LL}	-0.610	0.000
α_Q	2.722	0.000	ϕ_{BB}	-2.427	0.000
α_M	0.492	0.000	ϕ_{LB}	-1.158	0.000
α_I	0.353	0.000	θ_{QL}	1.702	0.000
α_O	0.155	0.000	θ_{QB}	3.049	0.000
β_L	-0.724	0.000	θ_{ML}	-0.101	0.000
β_B	-1.240	0.000	θ_{IL}	0.172	0.000
β_R	-0.227	0.000	θ_{OL}	-0.071	0.000
γ_{QQ}	-4.180	0.000	θ_{MB}	-0.291	0.000
γ_{MM}	-0.214	0.000	θ_{IB}	0.389	0.000
γ_{II}	0.164	0.000	θ_{OB}	-0.098	0.084
γ_{OO}	-0.063	0.001	μ_{QR}	0.557	0.000
γ_{MI}	-0.006	0.801	μ_{MR}	0.087	0.000
γ_{MO}	0.220	0.000	μ_{IR}	0.057	0.001
γ_{IO}	-0.157	0.000	μ_{OR}	-0.143	0.000
δ_{QM}	0.349	0.000	μ_{LR}	-0.384	0.000
δ_{QI}	-0.501	0.000	μ_{BR}	-0.248	0.041
δ_{QO}	0.152	0.006	μ_{RR}	-0.412	0.000
推計式			R-自乗	S.E.R.	
可変費用関数			0.969	0.147	
機械費用-可変費用シェア方程式			0.970	0.026	
中間投入財費用-可変費用シェア方程式			0.906	0.036	
シャドウ労働費用-可変費用シェア方程式			0.675	0.135	
総収益-可変費用シェア方程式			0.713	0.500	

注:

- (1) 同時方程式体系の推計においては, 対称性および可変投入要素価格に関する一次同次性の制約を課した。
- (2) “S.E.R.” は, 回帰の標準誤差を表す。
- (3) P-値は, 統計的有意性を直接に示す確率の大きさを表す。

でもモデル B においても、土地に関しては、完全には凸性条件が満たされていないことを意味している。

しかしながら、“真”のデータの 2 次近似としての、推計されたトランスログ VC 関数モデル A およびモデル B とともに、曲線（つまり、凸性）条件を大筋では満たしていると言っても許されるであろう。したがって、表 2.1 および表 2.2 に表示している推計パラメータは信頼できるものであると見なす事が出来る。よって、これらの結果を以下の節でのさらなる分析に用いる事にする。

2.5.2 6 本の仮説の検定結果

まず第一に、表 2.3 によると、相似性はモデル A においてもモデル B においても統計的に強く棄却された。このことは、生産量の変化は可変投入要素費用-可変費用シェア（機械、中間投入財、その他投入財）、総収益-可変費用シェア、準固定要素シャドウ費用-可変費用シェア（労働および土地）、および技術変化の率とバイアスに影響を及ぼすという事を意味している。

表 2.3: 可変費用関数モデル A およびモデル B の推計パラメータに基づく生産構造に関する仮説の検定：1956-97

仮説	VC 関数 A			VC 関数 B		
	Wald 検定 統計値	D.F.	P-値	Wald 検定 統計値	D.F.	P-値
(1) 相似性	555.2	5	0.000	525.1	5	0.000
(2) 非技術変化	670.4	7	0.000	406.8	7	0.000
(3) ヒックス中立性	210.4	2	0.000	191.3	2	0.000
(4) “拡張された” ヒックス中立性	516.3	5	0.000	287.1	5	0.000
(5) コブ=ダグラス 生産関数	6940.8	21	0.000	6106.8	21	0.000
(6) 規模の経済一定	416.7	5	0.000	392.1	5	0.000

注:

- (1) D.F. (Degrees of Freedom, 以下, D.F. という) は自由度を表す。
- (2) P-値は、統計的有意性を直接に示す確率の大きさを表す。

第二に、非技術変化仮説に対する Wald 検定のために推計された P-値は、モデル A に

においてもモデル B においても 0.000 であった。これは、非技術変化仮説が強く棄却されたことを意味する。このことは、モデル A を適用してもモデル B を適用しても日本の米作にはなんらかの形で技術変化が存在した事を意味している。

第三に、表 2.3 において、可変投入要素に関するヒックス中立的技術変化仮説は、モデル A においてもモデル B においても統計的に強く棄却された。これは、戦後日本における米作は、ある可変生産要素に対しては“節約的”であったがある可変要素に対しては“使用的”であったというバイアスの存在を意味している。バイアスの方向性に関しては、次の節でより詳しく議論する事にする。しかしながら、我々は表 2.1 の観察から、モデル A については表 2.1 については係数 μ_i ($i = M, I, O$) を、そしてモデル B については表 2.2 における係数 ν_i ($i = M, I, O$) の数値を検討する事によって、“純”バイアスの方向をそれらのバイアスの方向を把握することができる。これらのバイアスの数値は、モデル A において t に関する弾力性、モデル B においては Z_R に関する弾力性で表されている。もし $\mu_i > 0$ (そして $\nu_i > 0$) であれば、 i 番目の投入要素は、 i 要素“使用的”であり、もし $\mu_i < 0$ (そして $\nu_i < 0$) であれば、 i 要素“節約的”であり、もし $\mu_i = 0$ (そして $\nu_i = 0$) であれば、 i 要素“中立的”である。

モデル A の場合、表 2.1 に見られるように、係数 μ_M, μ_I , および μ_O はそれぞれ 0.054, 0.029, および -0.083 であり、それぞれの P -値は 0.000, 0.001, および 0.000 なので、これらの係数値は完全に統計的に有意であり、したがって技術変化のバイアスは、機械“使用的”、中間投入財“使用的”、およびその他投入財“節約的”であると言える。一方モデル B の場合には、表 2.2 に示されているように ν_M, ν_I , および ν_O の係数は、それぞれ 0.087, 0.057 および -0.143 であり、それぞれの P -値は 0.000, 0.001 および 0.000 であるので、これらの係数値も統計的に絶対的に有意である。このことは、技術変化バイアスは、機械“使用的”、中間投入財“使用的”、およびその他投入財“節約的”であると言える。

第四に、表 2.3 に示されているように、“拡張された”ヒックス中立性仮説はモデル A においてもモデル B においても強く棄却された。この結果から、いくつかのファインディングズに注目してみよう。まず第一に、表 2.1 に見られるように、弾力性で推計された“規模”バイアス効果 μ_{Qt} および ν_{QR} は、それぞれ 0.423 および 0.557 でそれらの P -値はいずれも 0.000 であった。このことは、モデル A およびモデル B において技術変化を表す代理変数として導入されている t および Z_R の双方とも、1956-97 年の間、統計的に有意な“生産量拡大的”技術変化の効果を持った事を示している。第二に、表 2.1 および表 2.2 に示されているように、このことは、モデル A においてもモデル B においても、準固定要素として導入されている労働と土地に関する“固定要素バイアス”効果 μ_{Lt} および ν_{LR} は、弾力性値でそれぞれ -0.242 および -0.384 であり、それらの P -値は双方とも 0.000 で、統計的に有意であったということを示している。さらに、モデル A およびモデル B において技術変化の代理変数として導入されている t および Z_R は、本章における研究期間 1956-97 年において、統計的に有意な労働“節約的”効果を持った事が示されている。

最後に、表 2.1 および表 2.2 に見られるように、労働と土地に関する“固定要素バイアス”である μ_{Bt} および ν_{BR} は、モデル A およびモデル B において弾性値でそれぞれ -0.222, -0.248 であり、それらの P -値は両方とも 0.000 であった。したがって、これらの弾性値は統計的に決定的に有意である。つまり、モデル A およびモデル B において、技術革新の代理変数として扱われている t および Z_R は、双方とも土地“節約的”効果を持っていた事が示されている¹¹。

第五に、コブ=ダグラス生産関数仮説はモデル A に対してもモデル B に対しても、統計的に強力に棄却された。このことは、戦後の米作の技術構造を特定化する際に、生産要素のいかなる組み合わせにおいてもその代替の弾力性が 1 であるという厳しい仮定は非現実的なものであるという事を意味している。さらに、コブ=ダグラス生産関数は、最初から技術変化がヒックス中立的である事を仮定しているので、ここでのコブ=ダグラス生産関数仮説の棄却という結果は、ヒックス中立性に関する上記の第三および第四仮説の検定結果とまったく矛盾がない。

第六に、規模の経済一定の帰無仮説はモデル A に対してもモデル B に対しても、統計的に強力に棄却された。近似点で推計された規模の経済の大きさは、モデル A に対しては 1.089 であり、モデル B に対しても同じく 1.089 であった。これらは統計的に有意な数値であり、米作には規模の経済が存在した事を示している¹²。

要約すれば、本小節において最も重要なファインディングズは、20 世紀後半の米作は非相似的であり、ヒックス非中立性によって特徴付けられていたと言える。これらの重要なファインディングズを銘記しながら、以下の小節においてはモデル A およびモデル B の推計パラメータを用いて、可変投入要素需要の自己価格需要弾力性および代替の弾力性、規模の経済、技術変化の率とバイアス、および水田のシャドウ価格を推計しそれらを定量的に検証し評価する。

2.5.3 モデル A およびモデル B に基づいて推計された各種の経済指標

2.5.3.1 可変投入要素の自己価格需要弾力性

トランスログ VC 関数モデル A およびモデル B の推計パラメータを用いて、可変投入要素需要の自己価格需要弾力性および代替の弾力性を近似点で推計した。その結果は表 (2.4) に示した。言うまでもなく、準固定要素として扱われている労働と土地に対する自己価格需要弾力性は推計する事ができない¹³。

¹¹技術変化バイアスについての詳細な説明は次小節で行う事にする。

¹²規模の経済は、モデル A に対してもモデル B に対しても、近似点では、 $RTS = (1 - \beta_L - \beta_B)/\alpha_Q$ によって推計される。

¹³ここで、復習の意味で、投入要素の定義をもう一度示しておく事にしよう。機械投入財は、農業機械、燃料、機械レンタル料への支出合計を、中間投入財は、肥料、飼料、農薬、農用被服、諸材料への支出合計を、そして、その他投入財は、農用建物、水および土地改良施設への支出合計を、それぞれ、マルティラテラルインデックス化したものである。準固定要素の労働と土地は、それぞれ、男子労働換算の年間労働時間、土地は水田作付面

表 2.4: 可変費用関数モデル A およびモデル B の推計パラメータに基づく近似点での可変投入要素に対する自己価格需要弾力性の比較

投入要素	モデル A	モデル B
機械 (ε_{MM})	-0.983 (0.000)	-0.944 (0.000)
中間投入財 (ε_{II})	-0.289 (0.000)	-0.183 (0.019)
その他投入財 (ε_{OO})	-1.064 (0.000)	-1.250 (0.000)

注:

- (1) 括弧内の数値は推計された P -値であり、統計的有意性を直接に示す確率の大きさを表す。
- (2) 可変投入要素に対する需要の自己価格弾力性は、モデル A および B とともに、(2.24) 式を用いて推計した。

さて、この表 2.4 を一見して、可変要素の自己価格需要弾力性の推計値は全て統計的に有意であり、弾力性の符号においてもその数値についても、モデル A とモデル B の間で非常に良く似ている。さらに、これらの推計値は全て負である。このことは、経済理論と矛盾しない。つまり、可変投入要素の価格に関する凹性条件が満たされているということである。さらに、機械およびその他投入財の需要弾力性は絶対値で見てもかなり高い。これらは、1 に近いか 1 を幾分上回っている。その他投入財は農業建物、土地改良および水に対する支出からなっている事を思い出してみよう。そうすると、我々は、ここでの機械およびその他投入財に対する需要は相対的に弾力的であったというファインディングが、本研究期間 1956-97 年において、小規模であろうが中規模であろうが、あるいは大規模であろうが、米作における急速な機械化に関係していたと推測することができる。一方、中間投入財に対する需要弾力性をまとめた値は、モデル A において -0.3、モデル B において -0.2 という絶対値で見ても小さな値であることから判断して、中間投入財に対する需要は非弾力的であったと言える。

ここで、Kako (1978) と茅野 (1984) によって推計された代表的な研究結果と本章の推計結果を比較してみよう。Kako (1978) も茅野 (1984) も中間投入財を代表するものとして肥料を代理変数として用いており、推計された弾力性はそれぞれ 0.458(1953-1970) と -0.817(1958-78) であった。これらの弾力性は、絶対値で見ると表 2.4 本小節のものよりも大きい。機械に関しては、本小節では、モデル A においては -0.983 でありモデル B にお

積をマルチラテラルインデックス化したものである。より詳しい説明は本章の付録でなされている。

表 2.5: 先行研究の米生産における可変投入要素の自己価格需要弾力性の推計値

投入要素	Kako (1978)	茅野 (1984)
機械 (ε_{MM})	-0.566 (n.a.)	-0.423 (0.256)
肥料 (ε_{II})	-0.458 (n.a.)	-0.817 (0.114)
その他投入財 (ε_{OO})	-1.897 (n.a.)	-1.386 (n.a.)
労働 (ε_{LL})	-0.430 (n.a.)	-0.562 (0.026)
土地 (ε_{BB})	-0.481 (n.a.)	-0.528 (0.059)

資料および注:

(1) Kako (1978, Table 3; p. 632)。Kako (1978) は、農林水産省 [the Ministry of Agriculture, Forestry, and Fisheries] (以下, MAFF という) によって毎年刊行される『米及び麦類の生産費用報告』[the *Survey Report on Production Costs of Rice, Wheat, and Barley*] (以下, RCRWB という) から、近畿農業地域における、1953-70 年のデータを収集し、5 個の可変投入要素からなるトランスログ TC 関数を推計した。本表における自己価格需要弾力性値は、筆者が、1953, 1958, 1964, および 1970 年の 4 年の弾力性を単純平均して求めたものである。

(2) 茅野 (1984, 表 5-4; 43 頁)。茅野 (1984) も、Kako (1978) と同じく、北海道農業地域における 1958-78 年のデータを RCRWB から収集し、5 個の可変投入要素からなるトランスログ TC 関数の推計を行い、そのパラメータを用いて、自己価格需要弾力性値を推計している。括弧内の数値は、標準誤差である。

(3) n.a. は、“適用なし”(not applicable) を意味する。

いては -0.944 と、絶対値で見ると、Kako (1978) と茅野 (1984) のそれぞれ -0.566 と -0.423 よりも、いずれも大きい値である。一方、その他投入財の自己価格需要弾力性は、Kako (1978)、茅野 (1984)、および本小節で得られた弾性値は、それぞれ、-1.897、-1.386、および -1.064(モデル A)、-1.250(モデル B) であり、いずれも絶対値で 1.0 を上回っている。

要約すれば、トランスログ TC 関数を適用した Kako (1978) および茅野 (1984) が得た結果は、大雑把に言ってトランスログ VC 関数を適用した本小節の推計結果を支持していると言っても差し支えないであろう。

2.5.3.2 可変投入要素間の代替の弾力性

トランスログ VC 関数モデル A およびモデル B の推計パラメータに基づいて推計された AES, MES, および SES の推計値は表 2.6 に示されている。方法論の解説を行った第 2.3 節において既に示したように、AES と SES は対称であるが、MES は非対称である。さらに、本章では、VC 関数モデル A およびモデル B のパラメータ推計値からは、労働と土地 (Z_L および Z_B) に関連する代替の弾力性は推計できない。

代替の弾力性の推計値を比較するために、米作に関する代替の弾力性の推計を行った数名の研究者による先行研究から σ_{ij} の推計値を集めた。一般的に言って、これらの研究は TC 関数モデルを適用したものである。しかしながら、これらの研究における変数の定義はお互いに幾分か違っている。結果は、表 2.7 にまとめておいた。さらに、Kuroda (2009) は、MAFF の毎年の集計による『農家経済調査報告書』(*Survey Report on Farm Household Economy*, 以下、FHE という) から得られる都府県プールデータを用いて、5 個の可変投入要素からなるトランスログ TC 関数を推計し、そのパラメータを用いて AES, MES, および SES を推計した。その結果を、表 2.8 に転載しておこう。

表 2.6: 可変費用 (VC) 関数モデル A およびモデル B の推計パラメータに基づく近似点での可変投入要素の AES, MES, および SES の推計値

σ_{ij}	AES		MES		SES	
	モデル	モデル	モデル	モデル	モデル	モデル
	A	B	A	B	A	B
σ_{MI}	1.211 (0.000)	-0.669 (0.219)	0.717 (0.000)	0.522 (0.000)	1.077 (0.000)	0.896 (0.000)
σ_{IM}			1.579 (0.000)	1.417 (0.000)		
σ_{MO}	3.585 (0.000)	3.885 (0.000)	1.619 (0.000)	1.854 (0.000)	1.889 (0.000)	2.094 (0.000)
σ_{OM}			2.747 (0.000)	2.853 (0.000)		
σ_{IO}	-1.980 (0.001)	-1.868 (0.000)	0.758 (0.001)	0.959 (0.000)	0.402 (0.012)	0.520 (0.000)
σ_{OI}			-0.410 (0.017)	-0.477 (0.004)		

注:

- (1) 括弧内の数値は推計された P -値であり, 統計的有意性を直接に示す確率の大きさを表す。
- (2) AES, MES, および SES は, モデル A およびモデル B の双方ともに, (2.27), (2.28), および (2.29) 式を用いて, 近似点において推計した。

表 2.7: 戦後日本における米作部門の AES の推計値：先行研究のサーベイ

著者	期間	σ_{LM}	σ_{LI}	σ_{LB}	σ_{LO}	σ_{MI}	σ_{MB}	σ_{MO}	σ_{IB}	σ_{IO}	σ_{BO}
Kako (1978)	1955-70	0.93	-0.90	0.82	1.91	-0.42	0.36	1.35	0.51	6.04	0.70
Lee (1980)	1955-75	1.58	0.72	0.86	n.a.	0.52	1.05	n.a.	1.14	n.a.	n.a.
茅野 (1984)	1958-78	1.17	0.63	-0.14	2.20	-3.98	2.41	-0.93	1.23	4.34	0.99
茅野 (1985)	1961-63	1.47	0.16	0.003	n.a.	0.87	-0.06	n.a.	1.24	n.a.	n.a.
茅野 (1985)	1967-69	1.16	1.04	-0.05	n.a.	0.27	-0.39	n.a.	1.07	n.a.	n.a.
茅野 (1985)	1977-79	0.51	1.00	0.09	n.a.	0.23	0.30	n.a.	0.13	n.a.	n.a.
近藤 (1992)	1969-88	1.19	0.45	-0.33	n.a.	0.39	0.26	n.a.	0.90	n.a.	n.a.
神門 (1993)	1975-89	0.84	-0.10	0.39	n.a.	0.55	-0.53	n.a.	-0.01	n.a.	n.a.

注:

(1) 本表に引用した全ての研究は、総費用 (TC) 関数を推計したものである。しかし、それらの TC 関数の特定化と変数の定義は、必ずしも同じものではない。本表における全ての研究の主要なデータ資料は、RCRWB および『農村物価賃金調査報告』[the *Survey Report on Prices and Wages in Rural Villages*] (以下、PWRV という)。いずれも、MAFF が毎年刊行している。

(2) L, M, I, B, O は、労働、機械、中間投入財、土地、およびその他投入財を表す。

(3) 本表に引用した全ての研究は、通常のトランスログ TC 関数を推計したものである。しかし、Lee (1980) は通常のトランスログ生産関数を推計している。さらに、Lee (1980) と茅野 (1984)、近藤 (1992)、および神門 (1993) は、それぞれ、4 変数の総生産関数および総費用関数を用いている。

(4) n.a. は、“適用なし”(not applicable) を意味する。

(5) Kako (1978) および茅野 (1984, 1985) は、肥料、種苗、農薬、飼料、およびその他諸資材で構成される全中間投入財ではなく、肥料を代理変数として用いている。

(6) Kako (1978) は、 σ_{ij} の推計値を 1953, 1958, 1964, および 1970 年について報告している。ここでは、1970 年の推計値を採用した。

(7) Lee (1980) の場合、 σ_{ij} の推計値として、1955, 1960, 1965, 1970, および 1975 年の単純平均値を用いた。これは、筆者が計算したものである。

表 2.8: 2財トランスログ TC 関数に基づく AES, MES, および SES : 都府県 (1957-97)

σ_{ij}	通常モデル			S-G モデル		
	AES	MES	SES	AES	MES	SES
σ_{LM}	0.542	0.464	0.639	0.646	0.548	0.561
(P-値)	(0.138)	(0.038)	(0.008)	(0.115)	(0.113)	(0.048)
σ_{ML}		0.688			0.587	
(P-値)		(0.003)			(0.020)	
σ_{LI}	1.273	0.529	0.684	0.870	0.434	0.527
(P-値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
σ_{IL}		1.022			0.667	
(P-値)		(0.000)			(0.000)	
σ_{LB}	0.146	0.251	0.295	-0.281	0.194	0.209
(P-値)	(0.671)	(0.010)	(0.006)	(0.561)	(0.292)	(0.240)
σ_{BL}		0.507			0.258	
(P-値)		(0.012)			(0.320)	
σ_{LO}	0.910	0.765	0.779	0.490	0.518	0.521
(P-値)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.007)	(0.001)
σ_{OL}		0.857			0.532	
(P-値)		(0.000)			(0.000)	
σ_{MI}	-1.385	-0.026	0.085	-0.596	0.083	0.194
(P-値)	(0.076)	(0.928)	(0.750)	(0.412)	(0.781)	(0.568)
σ_{IM}		0.167			0.290	
(P-値)		(0.554)			(0.474)	
σ_{MB}	0.665	0.301	0.370	0.908	0.320	0.415
(P-値)	(0.288)	(0.001)	(0.001)	(0.221)	(0.081)	(0.025)
σ_{BM}		0.482			0.602	
(P-値)		(0.024)			(0.055)	
σ_{MO}	4.234	1.047	1.042	2.480	0.703	0.773
(P-値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
σ_{OM}		1.033			0.928	
(P-値)		(0.000)			(0.001)	
σ_{IB}	0.423	0.278	0.301	0.874	0.316	0.352
(P-値)	(0.240)	(0.002)	(0.002)	(0.122)	(0.136)	(0.085)
σ_{BI}		0.352			0.435	
(P-値)		(0.032)			(0.053)	
σ_{IO}	-1.720	0.542	0.358	-0.558	0.421	0.329
(P-値)	(0.001)	(0.001)	(0.008)	(0.000)	(0.028)	(0.023)
σ_{OI}		-0.095			0.093	
(P-値)		(0.573)			(0.511)	
σ_{BO}	-0.236	0.668	0.454	-0.788	0.399	0.278
(P-値)	(0.572)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.037)	(0.028)
σ_{OB}		0.215			0.141	
(P-値)		(0.019)			(0.390)	

注: (1) ここに転載された Kuroda(2009) の表 4(p. 91) は, FHE からのデータを用いた S-G モデルに基づく代替の弾力性の推計値をも含めた拡張版である。

表 2.6, 2.7, および 2.8 からいくつかの注目すべき特徴が浮かび上がってくる。

まず、表 2.6 の AES の推計値を評価してみよう。一般的に言って、トランスログ VC 関数モデル A およびモデル B の推計パラメータに基づいて推計された代替性と補完性の傾向は一致している。さらに絶対値で見ると、一般的に言って、AES の値は MES と SES の値より大きい。これら AES, MES, および SES 間の値の大きさの違いについては、この後直ぐに評価する事にして、ここでは、まず AES の弾性値に焦点を当てる事にしよう。

第一に、 σ_{MI}^A の弾性値をまるめた値は、モデル A では 1.2 であったがモデル B では -0.7 であった。この相反する結果は、機械と中間投入財はモデル A においてはかなり強い代替財であるが、モデル B においては補完財であることを示している。しかしながら、その値 -0.7 の統計的有意性は少々弱い。先行研究で得られた σ_{MI}^A の値を表 2.7 で見てみると、正のものがあつたり負のものがあつたりする。さらに、表 2.8 (その一部は Kuroda (2009) から引用されたものである) によると、総農業生産に対する σ_{MI}^A の推計値は -1.39 であり統計的に有意である¹⁴。このことは、機械と中間投入財は補完財であることを示している。ということになると、我々は機械と中間投入財は代替財なのかそれとも補完財なのか、首尾一貫した判断を下す事が困難になってくる。

第二に、表 2.6 によると、 σ_{MO}^A の弾性値をまるめた値は、モデル A においては 3.6 モデル B においては 3.9 である。このことは、機械とその他投入財は A と B の両方のモデルにおいて、ほとんど等しい強さを持った代替財であるということを示している。表 2.7 によると、 σ_{MO}^A に対して Kako (1978) は 1.4 を得ているが、茅野 (1984) は -0.9 を得ている。一方、本小節においては、上記の Kuroda (2009) の総農産物に対する σ_{MO}^A の推計値は 4.2 であった。この値は、本小節におけるモデル A およびモデル B から得られた値 3.6 および 3.9 にかなり近い数値である。これら全ての推計された弾性値から判断して、機械とその他投入財は強い代替財であったと言える。最後に、 σ_{IO}^A の弾性値をまるめた値は、モデル A においては -2.0 モデル B においては -1.9 であった。これは、中間投入財とその他投入財は、いずれのモデルで推計してもほとんど同じくらいの強さの補完財であった。これに反して、表 2.7 によれば、Kako (1978) および茅野 (1984) は、 σ_{IO}^A に対してそれぞれ 6.04 および 4.34 という非常に強い代替性を得ている。しかしながら、表 2.8 に示されているように、Kuroda (2009) の総農産物に対する σ_{IO}^A の推計値は -1.7 であり、本小節で得られた弾性値とかなり似通った値である。繰り返しになるが、中間投入財とその他の財が代替財だったのか、あるいは、補完財だったのか判断する事は難しい。

ここで、Kuroda (2009) が簡潔に纏めているように、Blackorby and Russell (1989) は、1 価格-1 要素の代替弾力性 (One-factor-one-price elasticities of substitution, 以下、OOES という) である AES に関して非常に重要で厳しいコメントをしている。彼らに

¹⁴Kuroda (2009) は、通常型および S-G 型の 2 財トランスログ TC 関数モデルに関する詳しい解説をし、AES, MES, および SES の特色を詳細に説明している。さらに、通常型および S-G 型モデルを RCRWB ではなく FHE のプールデータを用いて推計している。

よれば,

AES は、2次元の場合におけるもともとのヒックスの概念に帰着するが、一般に、ヒックスの概念の重要な性質を全く保持していない。特に AES [もともとは、Allen 代替弾力性] は、(i) それは、代替の“容易さ”を計る測度でも且つ等量線の曲度を計る測度でも“ない”，(ii) それは、相対的な要素シェア（代替の弾力性はもともとの目的のために定義されているのである）についての情報の提供は“全くない”，(iii) それは、価格比（または限界代替率）に関する数量比の（対数の）導関数として解釈“できない”。定量的測度として、それは何も意味を持っていない。定性的測度として、それは、（一定生産量）のもとでの交差弾力性に含まれる定性的測度に対していかなる情報も付け加える事が“できない”。要するに、AES はまったくもって、何の情報も与えてくれない。[Blackorby and Russell (1989), pp. 882-*r*-883-*l*]。 (原文は以下の通りである：筆者)。

“while the AES reduces to the original Hicksian concept in the two-dimensional case, in general, it preserves none of salient properties of the Hicksian notion. In particular, the AES [originally, Allen elasticity of substitution] (i) is *not* a measure of the “ease” of substitution, or curvature of the isoquant, (ii) provides *no* information about relative factor shares (the purpose for which the elasticity of substitution was originally defined), and (iii) *cannot* be interpreted as a (logarithmic) derivative of a quantity ratio with respect to a price ratio (or the marginal rate of substitution). As a quantitative measure, it has no meaning; as a qualitative measure, it adds no information to that contained in the (constant output) cross-price elasticity. In short, the AES is incrementally completely uninformative. [Blackorby and Russell (1989), pp. 882-*r*-883-*l*].”

しかしながら、Blackorby and Russell (1989) は、以下に述べるような MES が内包している重要な性質を発見して大いに喜び感銘したようである。言い換えれば、MES は、「もともとのヒックスの概念の明確な特徴をはっきりと保持している。」[Blackorby and Russell (1989), p. 883-*l*]。つまり、MES は、2要素-1価格代替弾力性 (Two-factor-one-price elasticities of substitution, 以下、TOES という) である。

(i) それは、曲面の尺度であるし、代替の容易さの程度を示している、(ii) それは、価格ないし数量比の変化が相対的な要素分配率に与える効果を一定量的であれ定性的であれ評価するための十分な統計量である。さらに、(iii) それは、数量比の限界代替率または価格比に関する対数微分である。[Blackorby and Russell (1989), p. 883-*l*]。

(i) *is* a measure of curvature, or ease of substitution, (ii) *is* a sufficient statistic for assessing—quantitatively as well as qualitatively— the effects of changes in price or quantity ratios on relative factor shares, and (iii) *is* a logarithmic derivative of a quantity ratio with respect to a marginal rate of substitution or a price ratio. [Blackorby and Russell (1989), p. 883-*l*].

さらに我々は、もう一つの重要な点について銘記しておくべきである。つまり、

MES [もともとは、森嶋弾力性] は、符号が対称的ではない、そして、森嶋代替性あるいは補完性を判別する際の投入要素 i および j の分類は、いずれの投入要素価格が変化するかということに強く依存する。[Chambers (1988), pp. 97]。

the MES is *not* [originally, Morishima elasticity is not] sign symmetric, and the classification of inputs i and j as Morishima substitutes or complements depends critically on which input price changes. [Chambers (1988), pp. 97].

第三に、McFadden (1963) は、いわゆる、シャドウ代替弾力性 (Shadow Elasticity of Substitution, 以下、SES という) を開発した。これは、*TTES* (two-factor-two-price elasticities of substitution) であると考えられている。マクファーデンによると、SES は2つの森嶋弾力性を加重平均したものである。そこでのウェイトは、相対的な費用比率で与えられている。特に *TTES* は対称的であるだけでなく、相対的な投入要素反応の完全な測度を提供しているということに注目すべきである。(Chambers (1988), p. 97)。

モデル A およびモデル B に基づいて推計された MES および SES はともに表 2.6 に示されている。大雑把に言って少々の違いはあるが、MES および SES の推計値の方が、モデル A およびモデル B における AES の推計値よりも安定しているし、ブレがない。一般に、機械-中間投入財、機械-その他投入財、および中間投入財-その他投入財は全て代替財であり、その代替弾力性の大きさはモデル A においてもモデル B においても、かなり似通った値である。特に機械とその他投入財との代替性は AES の場合と同様、MES においても SES においても最も大きい値を示している。ここで、MES について一つの興味あるファインディングがある。それは、もしその他投入財価格が変化した場合、中間投入財とその他投入財は代替財となるが、逆に中間投入財価格が変化した場合、AES の場合と同様に、両財は補完財となる。これらのファインディングズに基づいて、ここで言える事は、投入要素の全ての組み合わせは、先に触れた Chambers (1988) の主張に従って言うと、例外的なファインディングがありはしたが、基本的には代替財だったということである。

2.5.3.3 規模の経済の推計値

言うまでもなく、小規模で非効率的な農家から大規模で効率的な農家へ水田を移転するためには、米作に規模の経済が存在しているという事がきわめて重要で且つ必要条件の一つである。本小節では、VC関数モデルAとモデルBにおいて、近似点で(2.33)式を用いて、規模の経済を推計した。その結果は表2.9に示されている。この表によると、モデルA、モデルBのいずれにおいても、推計された規模の経済は同値の1.089であった。これは、米生産量水準の10%の増加は、短期の可変費用を、平均してほとんど1%減少させるという事を意味している。同じことの繰り返しではあるが、米生産量水準の100%（つまり2倍）の増加は、短期の可変費用をほぼ10%減少させる事になるということの意味している。

表 2.9: 1956-97 年における、可変費用関数モデル A および モデル B の推計パラメータに基づく近似点での RTS および PGX と PGY の推計値

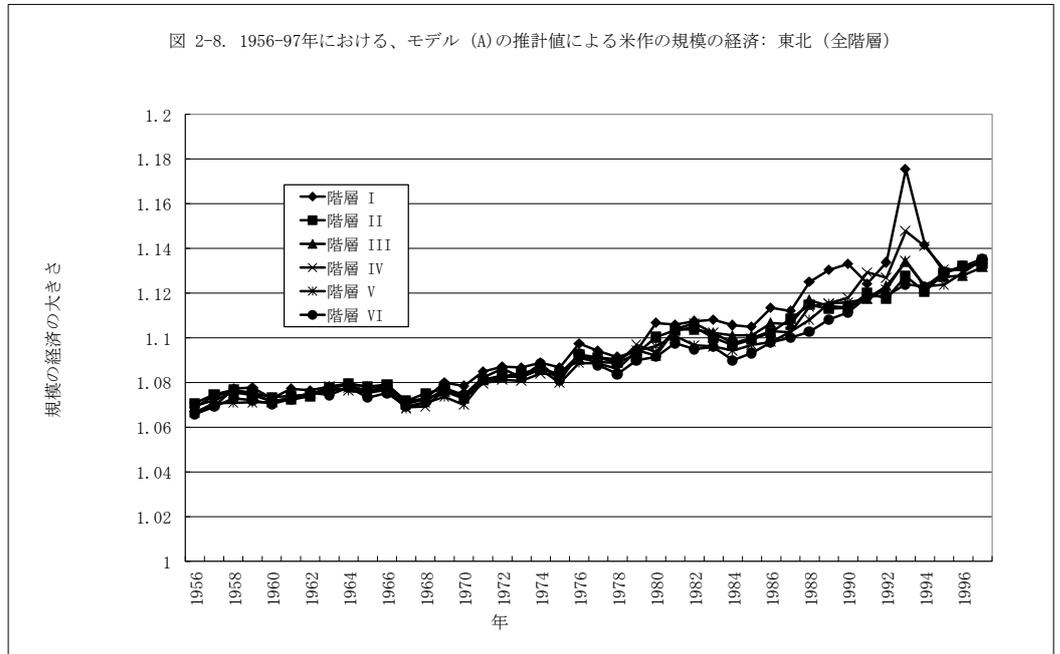
	モデル A	モデル B
RTS	1.089 (0.000)	1.089 (0.000)
PGX	0.060 (0.000)	0.077 (0.000)
PGY	0.065 (0.000)	0.083 (0.000)

注:

- (1) RTS および PGX と PGY は、近似点で、それぞれ、VC 関数モデル A およびモデル B の (2.33) 式および (2.36) と (2.37) 式を用いて推計した。
- (2) 括弧内の数値は推計された P -値であり、統計的有意性を直接に示す確率の大きさを表す。

ここで、規模の経済 RTS の経時的動向を把握するために、本小節では研究期間である 1956-97 年に対して、6 階層の全てのサンプルについて RTS を推計した。この推計は、モデル A に対してもモデル B に対しても行われたが、モデル B に対する結果はモデル A の結果と酷似しているため、ここでは 1 モデル A に対する結果のみを図 2-8 に示す事にする。少なくとも、いくつかの興味あるファインディングズが注目される。

図 2-8. 1956-97年における、モデル (A) の推計値による米作の規模の経済：東北（全階層）



注：規模の経済は(2.28)式を用いて推計した。

2.5.3.4 PGX および PGY の推計値

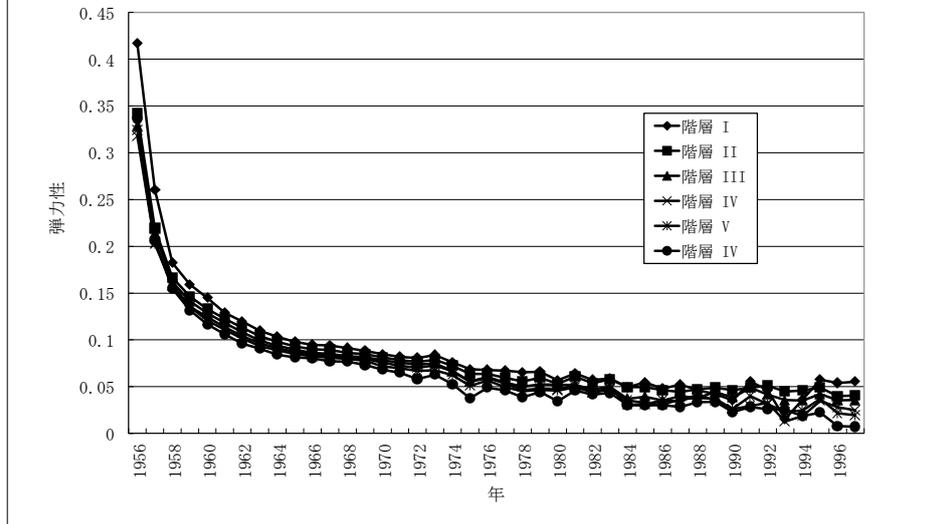
次に、(2.36) および (2.37) 式を用いて、モデル A およびモデル B のトランスログ VC 関数の近似点で技術変化の“投入要素量-節約的”(PGX) および“生産量-増大的”(PGY) 技術変化率の推計値を検証してみよう。推計結果は表 2.9 の下の部分に示されている。しかしながら、ここで注意すべき点は PGX および PGY 双方とも弾力性で与えられているという事である。さらにもう一つ注意すべき点は、モデル A に対する時間変数 t に関する PGX および PGY の弾力性で計測されている技術進歩率の値は、公的 R&E 活動も含む農家の米作に関わる全ての（ある意味では、“ごった煮”的）技術革新を含んでいるという事である。一方、技術知識ストック (Z_R) に関する技術変化率 PGX および PGY は、双方とも Z_R のみの効果を反映したものと考えられる。何故なら、それらは個々の農家による全般的な米作経営に関わる技術進歩を反映したもの等は捉えていないと仮定されているからである。

表 2.9 によると、モデル A に対する PGX および PGY の弾性値は、それぞれ 0.060 および 0.065 であり、モデル B に対しては、それぞれ 0.077 および 0.083 であった。例えば、モデル A においては時間指数 t で捉えられている技術革新的活動における 1% の増加は、PGX および PGY の値を、それぞれ 0.60% および 0.65% 高めた。一方、モデル B に対する PGX および PGY の弾性値は、それぞれ 0.077 および 0.083 であった。例えば、モデル B においては、技術知識ストック Z_R で捉えられている技術革新的活動における 1% の増加は、PGX および PGY の値をそれぞれ 0.77% および 0.83% 高めた。既に、明らかのように、モデル A およびモデル B において、PGY の方が幾分 PGX より大きい。この事は、 $PGY = PGX \cdot RTS$ の式で示されるように、PGY は PGX より規模の経済の効果がある分だけ大きい値になるからである。そして我々は、規模の経済 (RTS) が 1 より大きかった事を同表 2.9 で既に確認した。

ここで、本章の研究期間である 1956-97 年について、PGX および PGY をモデル A についてもモデル B についても経時的動向を見ている事は興味深い事である。この目的に対して、(2.34) および (2.35) 式を用いて、モデル A に対して PGX と PGY 経時的動向を推計した。そして、同じ方法をモデル B についても行った。その結果は、モデル A においてもモデル B においても、PGX および PGY の経時的な動きはほとんど同じであった。ただ一つの違いは、規模の経済 (RTS) の存在のために生じた、PGX および PGY の差異であった。したがって、ここではモデル A およびモデル B に対する PGX にのみに焦点を当てる事にする。それらの推計値は、モデル A およびモデル B に対して、それぞれ、図 2.12 と 2.13 に示されている。ついでながら広範囲のサーベイを試みてみたが、戦後の日本米作において経時的技術進歩率を推計した研究は皆無に等しかった。

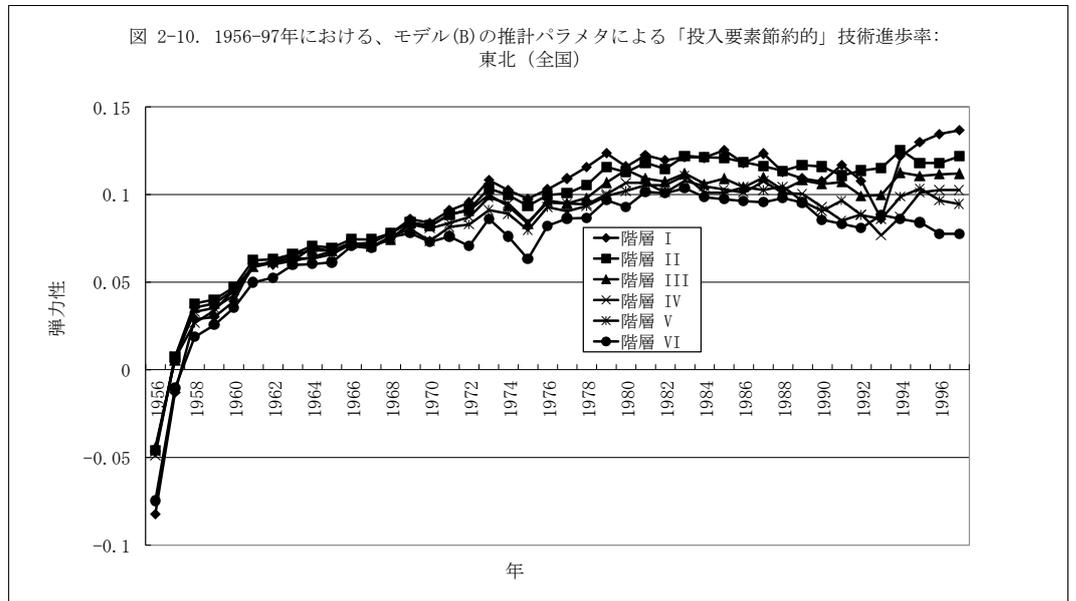
さて、図 2-9 に見られるように、複合的技術革新の代理変数としての時間変数 t に関する、弾力性で表された“投入要素量-節約的”技術進歩率 PGX は、全ての階層で、例えば 1956-1970 年代初期にはかなり高いものであった。しかしながら、それ以降その技術

図 2-9. 1956-97年における、モデル(A) の推計パラメタによる「投入要素節約的」技術進歩率：東北（全階層）



注：「投入要素節約的」技術進歩率は(2.32)式を用いて推計した。

図 2-10. 1956-97年における、モデル(B)の推計パラメタによる「投入要素節約的」技術進歩率：
東北（全国）



注: 「投入要素節約的」技術進歩率はモデル(A)の(2.32)式の修正版を用いて推計した。つまり、 t をZRに置き換えて導出した推計式を用いた。

進歩率は、全ての階層で急激に低下した。1960年における PGX は、全階層平均でおよそ 0.13 であった。このことは、複合的技術革新活動の 10% の拡大は、平均して 1.3% の技術進歩率の上昇をもたらしたことを意味しており、農業生産としてはそれほど低くない技術進歩率を示している。1975 年以降から 1990 年代末までは、 PGX は停滞気味ないしゆったりとしたペースではあるが、一貫して減少傾向を示すに至った。その弾性値は、1975 年には 0.07 (階層 I) から 1997 年におけるおよそ 0.01 (階層 VI) まで落ち込んでいる。

図 2-10 に示されているモデル B で推計された PGX に目を移すと、図 2-10 に示されているモデル A で推計された PGX とは全く違った結果を観察する事ができる。すなわち、技術知識ストック (Z_R) に関する技術進歩率が初期の 2 年間には負であったことを除けば、1950 年代末から 1980 年代初期まで、弾力性で表された技術進歩率は全ての階層で上昇傾向を示した。しかしながら、1980 年代初期から 1990 年代初期に至ると、技術進歩率は全ての階層で停滞気味になった。反面、1993-97 年に対しては、技術進歩率の動きは階層間で違いが出て来た。つまり、最も大きな階層 (VI) ではまだ技術進歩率の低下傾向が続いていた。次に大きな階層 (V) では技術進歩率は 1993-95 年には上昇傾向を示したが、1995-97 年には低下傾向を示すようになった。ところが、小、中規模階層農家は 1993-97 年に対して、弱いけれども技術進歩率は上昇傾向を示したことが観察されるのである。これは、相対的に大きな規模階層の米作農家が、常に新技術導入のイニシアティブをとり、小中規模米作農家よりも先に先頭を切る者として有利な地位を確保できたという事である。しかし、相対的に中小規模農家が大規模農家とは逆に、1995-97 年に技術進歩率が少々上昇傾向であったというファインディングは、図 2-10 に示されているように、少しではあるが、技術知識ストック Z_R の、より速い上昇傾向に関係していたのではないかと推察される。つまり、中小規模農家の大規模農家に対するキャッチアップ活動がより活発になったのではないかと憶測できるのである。

2.5.3.5 技術変化のバイアスの推計値

モデル A の (2.39) 式を用いて、技術変化の“純”、“規模”、および“総”バイアス効果を、機械、中間投入財、およびその他投入財からなる可変投入要素に対して近似点で推計を行った。モデル B に関しては、(2.39) 式の μ_{it} をモデル B より得られる ν_{iR} に変換した公式を用いて、モデル A の場合と同様にして推計した。これらの推計値は、表 2.10 に弾性値の形で示されている。

表 2.10 によると、モデル A に対しては、Binswanger (1974) の技術変化バイアスの定義と同値である“純”バイアス効果は、機械、中間投入財、およびその他投入財に対して、それぞれ、0.109, 0.082 および -0.534 であった。これらの弾性値に対する P -値は、全ての場合において 0.000 なので、これらの推計値は統計的に有意である。これらに対応す

表 2.10: VC 関数 モデル A および モデル B の推計パラメータに基づく近似点での “純”, “規模”, および “総” バイアスの推計

技術 変化 バイアス	モデル A			モデル B		
	バイアス の 程度	バイアス の P-値	総バイアス への 貢献度	バイアス の 程度	バイアス の P-値	総バイアス への 貢献度
純バイアス-M	0.109	0.000	66.7	0.176	0.000	74.9
規模バイアス-M	0.054	0.000	33.3	0.059	0.002	25.1
総バイアス-M	0.163	0.000	100.0	0.236	0.000	100.0
純バイアス-I	0.082	0.001	-1157.7	0.160	0.000	382.6
規模バイアス-I	-0.089	0.000	1257.7	-0.118	0.000	-282.6
総バイアス-I	-0.007	0.743	100.0	0.042	0.209	100.0
純バイアス-O	-0.534	0.000	106.2	-0.923	0.000	109.7
規模バイアス-O	0.031	0.122	-6.2	0.082	0.006	-9.7
総バイアス-O	-0.502	0.000	100.0	-0.841	0.000	100.0

注:

- (1) 投入要素バイアスの推計には, モデル A に対しては, (2.39) 式を用いた。モデル B に対しては, (2.39) 式をモデル B 用に修正した式を用いた。
- (2) M, I, O は, それぞれ, 機械, 中間投入財, およびその他投入財を表す。
- (3) バイアスの程度は, 近似点で推計され弾力性で計られている。
- (4) バイアスの値の統計的有意性を検定するために P -値を用いた。

るモデル B における推計された弾性値は、機械、中間投入財、およびその他投入財に対して、それぞれ 0.176, 0.160 および -0.923 であった。これらの弾性値に対する *P*-値は、それぞれ 0.000, 0.002 および 0.000 なので、これらの推計値は統計的に有意である。さらに、絶対値で見て、モデル B に対して得られた弾性値の方が、モデル A に対して得られた弾性値より全体的に大きいと言う結果が観察される。いずれにしるこれらの結果から分かる事は、技術変化の弾性値の符号は戦後における米作の技術変化のバイアスを示したものであり、それらのバイアスの方向は、機械“使用的”、中間投入財“使用的”、およびその他投入財“節約的”であった、という事である。

ここで、図 2-4 を再度観察してみよう。すると、本章の研究期間である 1956-97 年において、生産物（つまり米）価格でデフレートされた機械および中間投入財の価格指数は、それぞれ、ほとんど一定か僅かに減少傾向を示している事が分かる。一方、その他投入財の生産物価格でデフレートされた価格指数は、1970 年代半ばまでは、多少ではあるが、上昇傾向を示していたが、それ以降、1976-97 年においては、ほとんど一定で推移した事を示している。これらの価格変化と技術変化バイアスの方向をよく観察してみると、本節で得られた結果は、Hicks (1932)、そしてさらにそれを発展させた Hayami and Ruttan (1971) の“誘発的技術革新”仮説を支持していると言える。

次に、第 2.3.2.4 節で示したように、Antle and Capalbo (1988) によれば、“拡張された”ヒックス技術変化バイアスは、生産量水準の変化による技術進歩バイアス、つまり“規模”バイアス効果を持つという事であった。表 2.10 は、モデル A およびモデル B 双方に対してこの“規模”バイアス効果の推計結果も示している。これらの推計値から、この効果を評価してみよう。まず、モデル A においてもモデル B においても、“規模”バイアス効果は、機械“使用的”、中間投入財“節約的”、そしてその他投入財“使用的”であった。しかしながら、絶対値で見ると、モデル A における中間投入財“節約的”効果を例外として、全ての場合において“規模”バイアス効果は“純”バイアス効果よりは小さかった。これらの結果に対しては以下のような解釈をしても良さそうである。つまり、モデル A においてもモデル B においても、生産物水準の増大は機械“使用的”バイアスをもち、したがって主に農業建物や土地改良施設への支出から構成されているその他投入財“使用的”バイアスを持つ事は容易に想像できる。では、両モデルにおいて、中間投入財“節約的”バイアスはどうか説明すればいいのだろうか。そのことについては、農企業は、例えば、より大規模な水田においてより大量の生産物（米）を生産する際に、より効率的且つ“節約的”に肥料や農薬などを使用する技術を用いている、と解釈すれば良いと思われる。

最後に、“純”バイアス効果と“規模”バイアス効果を足し合わせた結果が“総”バイアス効果である。この結果は、モデル A においてもモデル B においても、“総”バイアス効果は機械“使用的”およびその他投入財“使用的”である。しかしながら、中間投入財に関しては、モデル A においては正の“純”バイアス効果と負の“規模”バイアス効果が絶対値でほぼ等しいため、ほぼ中間投入財“中立的”という結果になったが、モデル B において

は、正の“純”バイアス効果の方が負の“規模”バイアス効果より絶対値で大きく、わずかながらも中間投入財“使用的”という結果が得られた。この結果は、図 2-5 における中間投入財費用-可変費用シェアの動きと照らし合わせてみれば、納得のいく結果であろう。

ここで、準固定投入要素 ($Z_k, k = L, B$) の技術変化バイアス効果を評価するための方法を開発する事にしよう。まず、モデル A およびモデル B における労働投入 (Z_L) に関するシャドウ労働費用-可変費用シェアは、以下のそれぞれ (2.44) および (2.45) 式で推計できる (これらは、本章のそれぞれ (2.10) および (2.15) 式を転写したものである)。

$$\begin{aligned} S_{Z_L}^A &= \frac{\partial CV}{\partial Z_L} \frac{Z_L}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_L} \\ &= \beta_L + \phi_{QL} \ln Q + \sum_i \theta_{iL} \ln w_i + \sum_k \phi_{kL} \ln Z_k + \mu_{Lt} \ln t, \end{aligned} \quad (2.44)$$

および

$$\begin{aligned} S_{Z_L}^B &= \frac{\partial CV}{\partial Z_L} \frac{Z_L}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_L} \\ &= \beta_L + \phi_{QL} \ln Q + \sum_i \theta_{iL} \ln w_i + \sum_k \phi_{kL} \ln Z_k + \nu_{LR} \ln Z_R, \end{aligned} \quad (2.45)$$

$$i = M, I, O, k = L, B.$$

労働に関する準固定投入要素バイアス効果は、モデル A に対しては μ_{Lt} で、モデル B に対しては ν_{LR} で、弾性値の形で得られる。それらの値は、それぞれ、-0.242 および -0.384 である (それぞれ、モデル A およびモデル B のパラメータ推計値として表 2.1 および表 2.2 に与えられており、両数値とも全く問題なく統計的に有意である)。このことは、技術革新の代理変数としての、モデル A においては t 、モデル B においては Z_R における変化が、1956-97 年の研究期間において統計的に有意な労働“節約的”効果を持っていたことを示している。

同様に、モデル A およびモデル B における土地投入 (Z_B) に関するシャドウ土地費用-可変費用シェアは、以下のそれぞれ (2.46) および (2.47) 式で推計できる。

$$\begin{aligned} S_{Z_B}^A &= \frac{\partial CV}{\partial Z_B} \frac{Z_B}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_B} \\ &= \beta_B + \phi_{QB} \ln Q + \sum_i \theta_{iB} \ln w_i + \sum_k \phi_{kB} \ln Z_k + \mu_{Bt} \ln t, \end{aligned} \quad (2.46)$$

および

$$\begin{aligned}
S_{Z_B}^B &= \frac{\partial CV}{\partial Z_B} \frac{Z_B}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_L} \\
&= \beta_B + \phi_{QB} \ln Q + \sum_i \theta_{iB} \ln w_i + \sum_k \phi_{kB} \ln Z_k + \nu_{BR} \ln Z_R, \quad (2.47)
\end{aligned}$$

$$i = M, I, O, k = L, B.$$

土地に関する準固定投入要素バイアス効果は、モデル A に対しては μ_{Bt} 、モデル B に対しては ν_{BR} で弾性値の形で得られる。それらの値は、それぞれ、-0.222 および -0.248 である（それぞれモデル A およびモデル B のパラメータ推計値として表 2.1 および表 2.2 に与えられており、両数値とも 5%以上の有意水準で統計的に有意である）。このことは、技術革新の代理変数としての、モデル A においては t 、モデル B においては Z_R における変化が、1956-97 年の研究期間において、統計的に有意な土地“節約的”効果を持っていたことを示している。

もし、準固定投入要素バイアス効果に関してこのような説明が許されるのであれば、ここで得られた労働“節約的”および土地“節約的”バイアスを、図 2-4 に示されている現実の労働および土地の（生産物価格でデフレートされたという意味での）相対価格の動きと比較してみる事ができる。図 2-4 によると、労働価格は本章の研究期間である 1956-97 年を通して一貫して急激に上昇している。一方、土地価格は 1956-88 年には急激に上昇したが、1988 年以降は減少傾向に転じている。大雑把に言えば、労働と土地に関する“節約的”バイアスは、労働価格と土地価格の急激な上昇と密接な関連を持っていたに違いない。したがって、ここでもヒックスの誘発的技術進歩仮説は、機械、中間投入財、およびその他投入財の場合と同様に、労働と土地に関しても妥当であると言えよう。

ここで、本節で得られた結果と、Binswanger (1974) の技術変化バイアスの定義に基づいた加古 (1979b) の結果を比較してみよう。加古 (1979b) は、研究期間である 1953-69 年において、機械“使用的”、肥料“使用的”、その他投入財“使用的”、および労働“節約的”バイアスを得ている。土地に関しては、1953-65 年については土地“節約的”バイアスであったが、1966-69 年については土地“使用的”バイアスを得ている。その他投入財に関しては、本節では“節約的”バイアスであったが、加古 (1979b) は 1953-69 年において“使用的”バイアスを得ている。このその他投入財に関するバイアスを除けば、加古 (1979b) の得た、機械“使用的”、肥料“使用的”、および労働“節約的”および土地“節約的”バイアスと言う結果は、本節で得られた技術進歩バイアスの結果を支持していると言えよう。

2.5.3.6 水田シャドウ価格

(2.46) 式を用いて、1956-97 年の全研究期間における 6 階層の全てのサンプルについて、水田のシャドウ価格を推計した。その推計結果は図 2-14 に示されている。既に 2.3.5

節で述べたように、この推計結果を用いて長期均衡の妥当性を検証する事が出来る。言い換えれば、全ての投入要素が可変投入要素として扱われる TC 関数の適用妥当性を検証する事が出来る。このことを検討するために、6 階層の水田のシャドウ価格と水田の市場価格、つまり地代との差を見てみる事にする。そうすることによって、我々は農家が水田の使用に関して長期均衡を達成しているか否かをインフォーマルな形で検証する事が出来る¹⁵。したがって、我々は 1956-97 年の研究期間に対して、全ての階層の全てのサンプルについて現行地代のデータを収集した。実際には、これら 6 階層の間で地代の差は見受けられる。つまり、階層が大きくなれば、地代も大きくなる傾向を観測する事が出来る。しかしながら、全ての農家に対して、地代は政府によって規制されているため、その差は小さなものであった。そこで本節では、階層 I を代表階層とみなして、階層 I のみの現行地代を図 2-11 に示す事にした。

ところで、もう一つの準固定的投入要素である労働のシャドウ価格は、(2.46) および (2.47) 式の中の土地変数 (Z_B) を労働変数 (Z_L) に置き換えて修正した式を用いて推計できる。しかしながら、既に VC 関数モデルを展開した第 2.1 節で述べたように、労働費用-可変費用シェア方程式は推計方程式体系の中に含まれている。このことは、農企業は労働投入に関しては、最小費用を達成する最適水準で投入を行っていることを意味している。したがって、ここでは労働のシャドウ価格は示していない¹⁶。

ここで、図 2-11 の観察から、少なくとも、いくつかの重要なファインディングズについて述べておきたい。

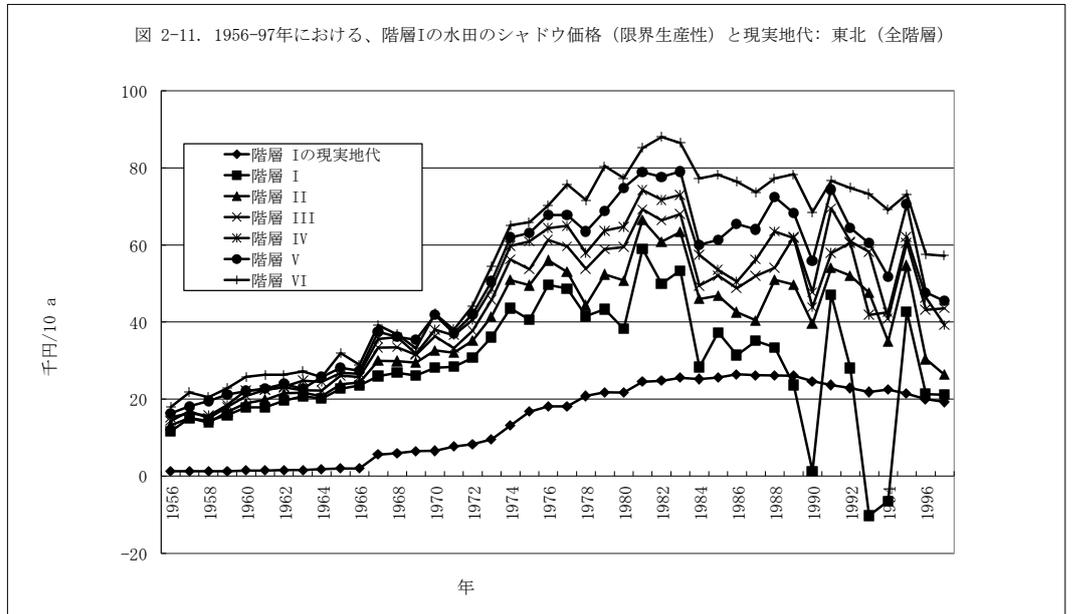
まず第一に、全研究期間 1956-97 年において、大きな階層ほど高いシャドウ価格の推計値が得られている事はきわめて明瞭である。ところで、図 2-11 から明らかなように、階層 I のシャドウ価格は 1990, 1993, および 1994 年の 3 年度については異常に低い値ないし負の値を示した。実際のところ他の階層においても、これらの 3 年度については、階層 I と同様の急激な水田のシャドウ価格の低下が観察される。このことは、これら 3 年度における米の凶作に関連しているように思われる。階層 I におけるこれら 3 年度の異常値を除くと、全研究期間 1956-97 年において、推計された水田のシャドウ価格は全ての階層において現行の地代よりはるかに大きかったことが分かる。

ここで、図 2-11 をもっと注意深く観察してみると、階層 I の場合、推計された水田のシャドウ価格水準は、特に 1984-97 年においてはかなり現行の地代水準に近かったことが分かる。しかしながら、階層 I の 1984-97 年を除けば、全研究期間 1956-97 年を通じて、全ての階層において米作農家は水田利用における最適水準を達成していなかった、とい

¹⁵モデル B に対しても同じ手法 ((2.47) 式参照) を用いて検証したところ、モデル A の場合と非常に良く似た結果を得た。したがって、以下では、紙幅節約のために、モデル A から得た結果に焦点を絞って評価する事にする。

¹⁶実際のところ、我々は、全研究期間 1956-97 年に対して、全階層の全サンプルについて労働のシャドウ価格を推計した。その結果、各階層において、推計された労働のシャドウ価格は、全研究期間 1956-97 年において、現行の臨時雇い賃金率に非常に近い水準であった。このことは、しかしながら、本章における労働投入に関する仮定を鑑みれば、当然の結果であると言えるであろう。

図 2-11. 1956-97年における、階層Iの水田のシャドウ価格（限界生産性）と現実地代：東北（全階層）



注：水田のシャドウ価格（限界生産性）は、(2.41)式を用いて推計した。

う事は図 2-11 から明らかである。言い換えれば、このファインディングは、全ての投入要素を可変投入要素として扱う TC 関数を適用して推計する事は、戦後における米作の生産構造の推計にバイアスをもたらす可能性が高いという本章の主張を強く支持していると言ってよいだろう。

次に、図 2-11 において、推計された水田のシャドウ価格は、1956 年から 1980 年代初期まできわめて急速に上昇している事が観察される。階層 I, II, および III は 1981 年、階層 IV および V は 1983 年、そして階層 VI は 1982 年にそのピークに達している。しかしながら、これらの年度以降には、全ての階層農家は水田のシャドウ価格において多少の上下動はあるものの、停滞気味か減少傾向を経験している。もう少し細かくこの図 2-11 を観察してみると、小規模の 3 階層 I, II, および III (そして、おそらく階層 IV も) は、1975-83 年に水田のシャドウ価格の停滞傾向を経験し始めている。このファインディングは、草薙 (1989) が 1975-1983 年の東北および北陸農業地域をプールして得たデータベースを用いて推計した水田のシャドウ価格が、全 5 階層とも停滞的傾向をもっていた、という結果とよく似ている¹⁷。

水田のシャドウ価格の低下傾向は、図 2-11 に観られるように、1980 年代および 1990 年代に実施された政府による米価支持政策の変更による米価の停滞ないし低下傾向に密接に関連をもっていると言えそうである。政府の農業政策を代表するような価格支持政策の変更は、1970 年代および 1980 年代には当たり前のように見られた、生産者価格と消費者価格との間のいわゆる「逆ざや」現象 (つまり、生産者価格 > 消費者価格) をもたらし、膨大な財政赤字 (1970 年代には、1 年当たり 1 兆円に近い赤字額であった) を削減するためには、きわめて重要な変更であった。

もう一つの重要なファインディングは、1970 年代初期頃から 1990 年代後期にかけて、水田のシャドウ価格が本章での最も大きな階層 VI と最も小さな階層 I との間で拡大した事である。このことは、大規模農家は小規模農家から水田の借り入れはいつでも出来るということを意味していると言えそうである。これは、本章の筆者自身が Kuroda (2009, 2010) における総農業生産物を扱った研究で、小規模農家の土地のシャドウ価格が大規模農家のそれよりもはるかに低いため、小規模から大規模農家への土地移動の準備はできていると言うファインディングを強く支持しており、その意味でも一貫性をもっている。

しかしながら、大規模農家と小規模農家との間の水田のシャドウ価格に差が存在するという事は、小規模から大規模農家への土地移転の必要条件の一つに過ぎない。ここでは、土地移動問題についてこれ以上の追求は控えておき、新たな報告書においてこの問題をより深く掘り下げる事にしたい。

¹⁷草薙 (1989) は、1958-86 年の水田のシャドウ価格を、労働と土地を準固定投入要素として扱った可変利潤関数のパラメータ推計値を用いて推計している。彼は、主要なデータ資料として RCRWB を用いて 2 つの方向でデータをプールしている。彼は、まず、日本における二つの代表的な米作地域である東北および北陸農業地域のプールを行なった上で、本章における最小階層 I を除いた 5 階層のデータをプールしている。

2.6 要約と結論

本章の主要な目的は、戦後、特に大雑把に言えば 20 世紀後半 (1956-97) における日本の米作の技術構造を定量的に検証する事であった。この目的を達成するために、本章では可変 VC 関数モデル A およびモデル B を導入した。両モデルの違いは、技術変化を表す代理変数の導入の仕方にある。つまり、モデル A においてはあらゆる技術革新を含む代理変数として時間変数を用い、モデル B においては公共の技術革新の代理変数としての技術知識ストックを導入した。両モデルにおいて、農企業は観察期間 (1 年) では最適水準での使用を達成していきそうにない労働および土地は準固定的投入要素として取り扱った。したがって、モデル A もモデル B も短期 VC 関数モデルと呼ぶ事が出来る。

『米及び麦類の生産費用報告』から得られた同じデータセットを用いて、モデル A もモデル B も FIML 法を用いて推計した。推計したパラメータに基づいて、要素需要の価格弾力性、要素間の代替の弾力性、規模の経済、技術変化の率とバイアス、および水田のシャドウ価格のような基本的な経済指標を推計した。結果は、以下のように簡潔に纏めることができよう。

まず第一に、技術変化の経時的動向以外の経済指標については、一般的に言って VC 関数モデル A と B との間できわめて類似の結果が得られた。モデル A に基づく“可変投入要素節約的”技術進歩率は、1950 年代から 1970 年代にかけてかなり高かったが、それ以降 1990 年代末までは停滞気味であった。一方、モデル B に基づく“可変投入要素節約的”技術進歩率は、1950 年代には極めて低かったが、それ以降 1980 年代初期まで急激に上昇した。しかし、それ以降 1990 年代末まで停滞気味に推移した。

第二に、可変要素需要の弾力性および可変要素代替の弾力性、規模の経済、および技術進歩バイアスに関しては、モデル A もモデル B も、一般的には類似で且つ頑健な推計結果を提供している。例えば、規模の経済の程度は、1950 年代および 1960 年代にはおよそ 1.07 であったが、それ以降一貫して増大し、1990 年代末には 1.13 という水準であった。この規模の経済水準の動向は、研究期間としての 1956-97 年中に、小規模から中規模および大規模機械への移行に密接に関連していたと思われる。

第三に、東北農業地域における 6 階層における水田のシャドウ価格は、一般に 1956-97 年の全研究期間中において、政府によって統制された地代より高かった。このことは、統制地代は土地の市場価格とは見なす事が出来ないことを示唆している。これは、さらに全ての生産要素が最適水準まで使用されているということを仮定している TC 関数の推計から得られた経済指標にはバイアスが含まれており、したがって政策的含意にもバイアスがかかるという危険性をはらんでいるという事を意味している。

これらのファインディングズに基づいて、以下のように結論することができるだろう。まず、より信頼をおく事ができ且つ頑健な種々の経済指標を定量的に得るためには、TC 関数ではなく VC 関数モデルによる接近方法は正しいものであったと言える。とりわけ、

規模の経済が存在しそれが増大傾向を示していることや、小規模農家と大規模農家の水田のシャドウ価格の大きな差異は、小規模農家から大規模農家への水田の移動態勢は整っていたということを示唆していると言えよう。しかしながら、現実には、本章の研究期間において土地移動はきわめて遅々としたものであった。さらに、農民自身にとっても公共の研究および普及員にとっても、日本の米作をより大規模な農地でより効率的且つ生産性の高いものに変換するためには、より高度の努力が要求されている。

最後に、本研究の一つの重要な制約条件について述べておく事にしよう。土地は本章における VC 関数モデルにおいては準固定的要素として扱われている。したがって、土地に関わる要素需要弾力性や代替の弾力性のような経済指標は推計できなかった。このような重要な問題を解決するためには、実は Kulatilaka (1985) が提唱した方法はきわめて有用である。彼の方法を用いると、固定要素（例えば、土地）のシャドウ価格と最適使用水準を同時に推計できる。このようにして求めた土地のシャドウ価格を TC 関数モデル推計に用いれば、米作における種々の重要な土地関連の信頼性の高い（長期の）経済指標を推計する事が出来るだろう¹⁸。

¹⁸筆者自身、この方法を適用してみたが、残念ながら、あまり芳しい結果を得る事が出来なかった。

付録 A: 変数の定義

本章で用いられる変数の加工に使われた主要なデータ資料は『米及び麦類の生産費用報告』[the *Survey Report on Production Costs of Rice, Wheat, and Barley*] (RCRWB) および『農村物価賃金調査報告』[the *Survey Report on Prices and Wages in Rural Villages*] (PWRV) である。いずれも、農林水産省 [the Ministry of Agriculture, Forestry, and Fisheries] (MAFF) から毎年出版されている。

1967-97年の全ての年度について、東北地域の6階層のそれぞれの平均農家を抽出した。それらの6つの階層は、(I) 0.3-0.5, (II) 0.5-1.0, (III) 1.0-1.5, (IV) 1.5-2.0, (V) 2.0-3.0, (VI) 3.0 ha以上の階層である。かくして、全サンプル数は、 $42 \times 6 = 252$ である。米の価格および数量の Tör (1936) 指数は Caves-Christensen-Diewert's (以下、CCD という) (1982) によって開発されたマルティラテラル指数法を用いて計算した。CCD 法は、時系列と横断面のデータをプールしたデータセットを用いて Törnqvist 指数を推計するのに最も適切な方法である。以下のパラグラフにおいて、この方法を用いる事が可能な指数は全てこの手法を用いて推計した。ここで、基準年は1985年に設定していることを銘記しておこう。

機械 (X_M and w_M), 中間投入財 (X_I and w_I), およびその他投入財 (X_O and w_O) の数量および価格指数も CCD 法を用いて推計した。機械費用 ($C_M = w_M X_M$) は、機械、燃料、および賃料への支出合計として定義した。中間投入財費用 ($C_I = w_I X_I$) は、肥料、飼料、農薬、諸材料、農用被服、およびその他への支出合計として定義した。最後に、その他投入財費用 ($C_O = w_O X_O$) は、農用建物、水質改良施設、および土地改良と水に対する支出合計として定義した。

可変費用 (VC) は、これら3つの可変要素への支出合計として定義した；即ち、 $VC = \sum_i w_k X_k$ ($k = M, I, O$) である。総収益-可変費用シェア (R_Q) は、総収益 (PQ) を可変費用 (VC) で除して求めた。

可変投入要素費用-可変費用シェア ($S_k, k = M, I, O$) はそれぞれの可変投入要素への支出 ($w_k X_k, k = M, I, O$) を可変投入費用 (VC) で除して求めた。

期間ダミー変数 (D_p) は、1956-74年の各年（つまり、“オイルショック”以前）は1、それ以降の1975-97年は0とした。規模ダミー (D_s) は、階層 II (0.5-1.0), 階層 III (1.0-1.5), 階層 IV (1.5-2.0), 階層 V (2.0-3.0), および階層 VI (3.0 ha 以上) である。気象ダミー (D_w) は、凶作年を1、平年作の年を0とした。このデータは、MAFF が例年刊行している『作物統計』から得た。

労働投入量 (Z_L) については、経営者労働、家族労働、雇用労働、および結い労働の総男子換算労働時間を求めた。女性労働時間の男子換算労働時間への変換は、まず、女子の1日当たり臨時雇い賃金率の男子の1日当たり臨時雇い賃金率に対する比率を求め、これを女子労働時間に乗ずる事によって行った。次に、労働投入量は1985年の労働投入量の数値で除して指数化した。労働の価格 (w_L) は、臨時雇い労働者に支払われた賃金額を

男子換算労働時間で除して求めた。労働費用 ($C_L = w_L Z_L$) は、上記のようにして求めた賃金率で評価した、経営者、家族労働者、結い労働者の労働費用プラス雇用労働賃金額として推計した。最後に、労働一費用シェアは、労働費用 ($C_L = w_L Z_L$) を可変労働費用 ($S_L = C_L/V_C$) で除することによって求めた。

土地 (Z_B) および技術知識ストック (Z_R) は、以下のようにして推計した。

まず土地投入量 (Z_B) は、総水田作付面積として定義した。そして、指数の形で表現するためにこの面積を1985年値で除した。

技術資本ストック (Z_R) に関しては、本章では、伊藤 (1989) が用いた公的研究および普及データおよび推計方法を使用した。これらのデータは、既に伊藤 (1989) によって適切なデフレーターでデフレートされており、1985年価格で集計されている。

伊藤 (1989) によると、技術知識ストックは各年の研究活動投資と適切なウエイトによって決定される。そのウエイトは、技術知識ストックのラグ構造と陳腐化率によって決定される。

データ資料としては、MAFFによる『農林水産試験研究年報』が、種々の国立研究所が日本における農業、林業、および水産業に関する研究を報告している。この年報では、各研究トピックの開始年度および研究期間を逐一報告している。伊藤 (1989) は、この研究期間を各研究トピックの開発ラグとみなし、1967年および1987年に対して、各開発ラグの研究トピック数を集計した。次に、彼はこれら1967年と1987年に対して、研究トピック数をウエイトとして研究機関の加重平均値を計算したところ、いずれの年度についてもおよそ5年間という年数を得た。技術知識ストックの陳腐化率については、伊藤 (1989) は、特許申請で登録された農業技術の中50パーセントのものが7年後には消滅しているという観察に基づいて、10パーセントの陳腐化率を推計した。もう一つの重要なデータ資料は、MAFFが毎年刊行している『農林水産関係試験研究要覧』で必要に応じて利用した。

伊藤 (1989) は、以下のような“基準点 (ベンチマーク)”法で、技術知識ストック (Z_R) を推計した。ここで、 Z_{R_t} は、 t 年末の技術知識ストックであるとしよう。すると、以下のような方程式が得られる。

$$Z_{R_t} = G_{t-5} + (1 - \delta_{Z_R}) Z_{R_{t-1}} \quad (A.1)$$

ここで、 δ_{Z_R} は技術知識ストックの陳腐化率であり、 G_t は5年のラグをもって技術知識ストックに追加される t 年の研究支出 (投資) である。ここで、このストックの年成長率が g であると仮定しよう。そうすると、(A.1)式は、 $Z_{R_t} = G_{t-5} + (1 - \delta_{Z_R}) Z_{R_{t-1}} = (1+g) Z_{R_{t-1}}$ 、と書く事ができる。したがって、基準年 (本章の場合、1960年) の技術知識ストック (Z_{R_s}) は、以下の (A.2) 式で与えられる。

$$Z_{R_s} = G_{s-4} / (\delta_{Z_R} + g) \quad (A.2)$$

しかし、ここで気を付けなければならない点は、技術知識ストック (Z_R) を得る前にその成長ストックの年成長率 g の値を得る事ができないという事である。そこで、伊藤 (1989) は、技術知識ストックそのものが小額の時である 1957-59 年における研究投資額の 10 パーセントの成長率で、この g の値として近似する事にした。

(A.1) および (A.2) 式を用いて、伊藤 (1989) は、1960-87 年に対して技術知識ストック (Z_R) を推計した。本章も同様の方法を用いて、1995 年までの農業研究支出額を、外挿法によってさらに 1997 年まで引き延ばして推計した。さらに、“感度”分析 (sensitivity analysis) を試みるために、本章では 8 年ラグを仮定して、1956-97 年に対する技術知識ストックのもう一つの時系列を得てみる事にした。何故かという、上記の 2 年度、1967 および 1987 年度に対して、8 年の開発ラグを伴った研究は、たかだか、10 から 50 程度のトピックスしかなかったからである。これらの場合、しかしながら、 δ_{Z_R} に対しても g に対しても、研究投資額の 10 パーセントの成長率を仮定した。

ところが、伊藤 (1989) は、普及活動に対してはラグ構造を導入しなかった。つまり、各年の技術知識ストック額に、フローの各年の普及活動支出額を足し合わせたのである。

しかしながら、実際の農業生産において、農家によって新技術が採用され定着されるまでに数年はかかるという現実を考慮に入れると、一定のラグ構造を仮定することはより現実的であると思われる。したがって本章においては、一つの技術革新が普及され農家に導入されるまでには最長 5 年間はかかることと仮定した¹⁹。

さらに、“感度”分析 (sensitivity analysis) に対して、3 年ラグも試してみた。技術知識ストックに対して用いた同じ基準年法を導入し、普及活動資本ストックを 3 年と 5 年のラグに対して推計した。この場合には、1957-59 年の普及活動支出 (投資) の成長率が 1 パーセントにきわめて近かったので、その値に基づき、1 パーセントを仮定した。しかしながら、普及活動資本ストックに関する陳腐化率に関しての信頼できる情報は全くないので、本章では、技術知識情報の場合と同じく 10 パーセントを仮定する事にした。

伊藤 (1989) に従って、本章では、R&D 資本ストックおよび普及資本ストックは、やがて実際の農場で実地に移される事にされることになる技術資本ストックを仮定している。したがって、2 つの資本ストックは 1956-97 年の各年において足し合わされた。2 系列の技術知識ストックと 2 系列の普及活動支出ストックを推計したため、合計して 4 通りの組み合わせがある。R&E 資本ストックのこれら 4 通りの組み合わせは、モデル B の方程式体系の“感度”分析に用いた。これらの 4 体系の推計結果は、一般的に言って非常によく似たものであった。しかしながら、8 年のラグの R&D と 3 年のラグの普及投資の組み合わせが、 R^2 で判断しても係数の P 値から言っても、最も良い結果をもたらした。したがって、この組み合わせを最善であると見なし、本章では、技術資本ストック変数 (Z_R) として採用することとした。

¹⁹この仮定は、公表されているデータ資料から得たものではなく、多くの (10 人程度) 普及員との個人的議論に基づく情報から得た、多分、より現実的な実証数値に基づくものである。

さらに、ここで注意を促しておきたい事は、本章では、東北地域のみについてではなく、全国の米生産の技術資本ストックを、 Z_R として、推計方程式体系に導入している事である。この事によって、東北以外の農業地域にける R&D や普及活動から得る事の出来る何らかのスピルオーバー効果を捉える事ができるであろうと推測する事はより現実的であろうと思うからである。

最後に、トランスログ VC 関数 (2.2) および (2.12) 式で用いられる変数は、ダミー変数を除き、全て CCD 法を用いて推計された指数の形で表されている。

参考文献

- Allen, R.G.D. (1938). *Mathematical Analysis for Economists*, Macmillan: London.
- Antle, J.H. and S.M. Capalbo (1988). "An Introduction to Recent Developments in Production Theory and Productivity Measurement," in S.M. Capalbo and J.M. Antle, eds., *Agricultural Productivity: Measurement and Explanation*, Resources for the Future, Inc.: Washington, D.C., pp. 17-95.
- Binswanger, H.P. (1974). "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production," *American Economic Review*, Vol. 64, pp. 964-976.
- Blackorby, C., C.A.K. Lovell, and M.C. Thursby (1976). "Extended Hicks Neutral Technological Change," *Economic Journal*, Vol. 86, No. 344, pp. 845-852.
- Blackorby, C., D. Primont, and R.R. Russell (1978). *Duality, Separability, and Functional Structure: Theory and Economic Applications*, Elsevier North-Holland, Inc.: New York.
- Blackorby, C. and R.R. Russell (1989). "Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities)," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 882-888.
- Capalbo, S.M. (1988). "A Comparison of Econometric Models of U.S. Agricultural Productivity and Aggregate Technology," in S.M. Capalbo and J.M. Antle, Eds., *Agricultural Productivity: Measurement and Explanation*, Resources for the Future, Inc.: Washington, D.C.
- Caves, D.W., L.R. Christensen, and W.E. Diewert (1982). "Multilateral Comparison of Output, Input, and Productivity Using superlative Index Numbers," *Economic Journal*, Vol. 92, pp. 73-86.
- Caves, D.W., L.R. Christensen, and Swanson (1981). "Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74," *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 994-1002.
- Chambers, R.G. (1988). *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge University Press: Cambridge, New York.
- 茅野甚次郎 (1984)。『稲作生産構造の計量経済分析』宇都宮大学農学部学術報告特集第42号。
- 茅野甚次郎 (1985)。「稲作に置ける規模の経済と技術進歩」 埼玉誠治編『経済発展と農業問題』農林統計協会 pp. 152-173.
- Fuss, M. and L. Waverman (1981)。"Regulation and the Multiproduct Firm: The Case of Telecommunications in Canada," in G. Fromm, ed., *Studies in Public Regulation*. MIT Press: Cambridge MA.

神門義久 (1993)。「自立経営農家は政策目標として適切か?: 借地型専業稲作経営の場合」『農業経済研究』 Vol. 64, pp. 205-212.

Halvorson, R. and T. Smith (1984). “On Measuring Natural Resource Scarcity,” *Journal of Political Economy*, Vol. 92, pp. 954-964.

Halvorson, R. and T. Smith (1986). “Substitution Possibilities for Unpaid Natural Resources: Restricted Cost Functions for the Canadian Metal Mining Industry,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3, pp. 398-405.

Hayami, Y. and V.W. Ruttan (1971). *Agricultural Development: An International Perspective*, Johns Hopkins University Press: Baltimore, Maryland.

Hicks, J.R. (1932). *The Theory of Wages*, Macmillan: London.

伊藤順一 (1989)。「稲作における研究開発投資の経済性」『農業総合研究』, Vol. 43, pp. 1-36。

Kako, T. “Decomposition Analysis of Derived Demand for Factor Inputs,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 60, pp. 628-35.

加古敏之 (1979a)。「稲作における規模の経済の計測」『季刊理論経済学』, Vol. 30, pp. 160-171。

加古敏之 (1979b)。「稲作の技術進歩の性格の計測」『農林業問題研究』, Vol. 15, pp. 18-25。

近藤巧 (1991)。「稲作機械化技術と大規模借地農の成立可能性に関する計量分析」『農業経済研究』, Vol. 63, pp. 79-90。

近藤巧 (1992)。「価格支持政策, 作付制限政策, 技術進歩が稲作農業所得に及ぼす影響」『農業経済研究』, Vol. 64, pp. 1-9。

Kulatilaka, N. (1985). “Tests on the Validity of Static Equilibrium Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 28, pp. 253-268.

Kuroda, Y. (1979). “A Study of the Farm-Firm’s Production Behavior in the Mid-1960’s in Japan—A Profit Function Approach—,” 『季刊理論経済学』, Vol. 30, pp. 107-122。

Kuroda, Y. (2008). “An Econometric Analysis of the Production Structure of Regional Agriculture in Japan during the Latter Half of the 20th Century: Tohoku and Kinki,” 『経営学論集』, 九州産業大学経営学部, Vol. 19, No.2, pp. 31-63。

Kuroda, Y. (2009). “Estimating the Allen, Morishima, and McFadden (Shadow) Elasticities of Substitution for Postwar Japanese Agriculture,” 『経営学論集』, 九州産業大学経営学部, Vol. 19, No. 3, pp. 65-96。

Kuroda, Y. (2010). “Impacts of Public R&D and Extension Programs on the Productivity and Scale Economies in Postwar Japanese Agriculture: 1965-97,” 『経営学論集』, 九州産業大学経営学部, Vol. 20, No.4, pp. 1-39。

草薙 仁 (1989)。「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』, Vol. 61, pp. 10-18.

Lau, L.J. (1978). “Applications of Profit Functions,” in M. Fuss and D. McFadden, eds., *Production Economics: A Dual approach to Theory and Applications*, Vol. 1, North-Holland: Amsterdam, New York, Oxford, pp. 133-216.

Lee, J.H. (1980). “Factor Relationship in Postwar Japanese Agriculture: Application of Ridge Regression to the Translog Production Function,” 『季刊理論経済学』, Vol. 31, pp. 33-44.

McFadden, D. (1963). “Constant Elasticity of Substitution Production Functions,” *Review of Economic Studies*, Vol. 31, pp. 73-83.

森嶋通夫 (1967)。「弾力性理論に関する幾つかの提案」『経済評論』, Vol. 16, pp. 144-150.

農林水産省 (各年)。『米及び麦類の生産費用報告』, 農林水産省統計局。

農林水産省 (各年)。『農林水産省統計表』, 農林水産省統計局。

農林水産省 (各年)。『ポケット農林水産統計』, 農林統計協会。

農林水産省 (各年)。『農業食料関連産業の経済計算』, 農林統計協会。

農林水産省 (各年)。『農林水産試験研究年報』, 農林水産技術会議。

農林水産省 (各年)。『農林水産関係試験研究要覧』, 農林統計協会。

農林水産省 (各年)。『農村物価賃金調査報告』, 農林水産省統計局。

農林水産省 (各年)。『農家経済調査報告』, 農林水産省統計局。

農林水産省 (1999)。『農業白書付属統計表』政府印刷局。

農林水産省 (各年)。『作物統計』, 農林水産省統計局。

Ray, S.C. (1982). “A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture, 1933-1977,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64, pp. 490-98.

Shephard, R.W. (1953). *Cost and Production Functions*, Princeton University Press: Princeton.

Törnqvist, L. (1936). “The Bank of Finland’s Consumption Price Index,” *Bank of Finland Monthly Bulletin*, No. 10, pp. 1-8.

戦後日本における米生産構造の計量分析: 1956-97

平成 26 年 3 月発行

発行所 公益財団法人国際東アジア研究センター
〒803-0814 北九州市小倉北区大手町 11 番 4 号
Tel : 093-583-6202 / Fax : 093-583-6576, 4602
URL : <http://www.icsead.or.jp>
E-mail : office@icsead.or.jp
