

ミャンマーにおける農業政策と作付決定、農家所得*

黒崎 卓

計画経済から市場経済システムへの移行過程にあるミャンマー農業においては、他の移行経済で見られたような生産性向上が顕著には見出しがたい。この背景に農地利用と農業流通制度に関する政策介入が存在することを、2001年に実施した農村調査のマイクロデータを用いて示す。既存研究での描写的分析からは、集約的に投入財を用いた灌漑稲作に重点をおく調査村や標本農家の所得が低いことが明らかになっている。そこで、収益性が低いにもかかわらず、稲作の比率が高い理由を明らかにするために、各調査村内部における米の作付比率の農家間変動を説明する計量分析を行った。行政側が農業政策を履行強制しやすいタイプの農民であるかどうかには焦点を当て、農地の耕作権を親から相続する見込みのある農民や、計画経済時代の新技術を率先して採択した農民ほどそのようなタイプであると仮定した。分析結果からは、このようなタイプの農民ほど稲作比率が高いことが示された。他の決定要因としては、家計における米消費の重要性も有意に稲作比率を引き上げることが判明した。

1. はじめに

東南アジアの西端に位置するミャンマー(旧ビルマ)は、1980年代後半以降、計画経済から市場経済体制への移行過程にある。農業部門においても生産・流通の自由化が進められ、生産物・投入財それぞれの市場価格が農民の生産を決定づける重要な指針となりつつある。農業部門における体制移行は、多くの国で農業生産性を顕著に向上させた。Rozelle and Swinnen(2004)のまとめによると、農産物価格が計画経済下で人為的に高かったヨーロッパや中央アジアの移行経済においては農業生産性が向上しつつも農業産出は縮小し、農産物価格が計画経済下で人為的に低かった東アジアの移行経済においては農業生産性と農業産出の両方が急成長したという対照が見られる。東アジアの移行経済農業を代表する中国とベトナムのパフォーマンスはとりわけ印象的で、農業での高度成長が両国の急激な農村貧困削減を下支えした側面が指摘されている。Rozelle and Swinnen(2004: Tables 1, 2)は、ミャンマーをこの「高パフォーマンス東アジア移行経済」の一例と位置づけているが、統計データの欠如ゆえに、彼らの表に示されているのはミャンマーにおける農業産出の急成長であって、生産性や農村所得へのインパクトは議論されていない。

アジア有数の米作国であり、戦前には世界有

数の米輸出国だったミャンマーであるが、軍事政権による鎖国的な政策ゆえに、近年の移行過程下の農業政策と、その農業・農村経済への影響は、ほとんど明らかになっていない。国際稲作研究所(IRRI)による米作地域に限った家計調査(Garcia *et al.* (2000))や、日本人研究者による農村調査(高橋(2000)、岡本(2001)、岡本(2004)、藤田・岡本(2000))が、本稿で用いる調査以外にめぼしい研究として散見される程度である。本稿は、栗田他(2004)および藤田(2003)で用いられた2001年実施の農村調査マイクロデータに基づいて、既存研究で用いられているよりもより詳細で、より広範な地域を対象にした分析を行う。

分析の出発点は、ミャンマー農業の急成長が2つの歪みをもたらしたという栗田他(2004)のファインディングである。2つの歪みとは、(1)中央政府の縛りの強い中心部の方が、そこから離れた周辺部よりも、商業的農業の展開が弱く農外就業機会も限られるため世帯所得が低いこと、(2)経常投入財を集約的に用いる灌漑・乾期稲作の比率が高い農村や比率が高い農家ほど農業耕種所得が低いことである。言い換えると、ミャンマー農業における経済体制移行は、他の諸国で見られたような生産性の向上を伴っていない可能性が高い¹⁾。

栗田他(2004)は、この背景には、ミャンマー農業における部分的な市場経済化、すなわち農

地の利用と主食の流通に対して強い規制を残した上での農業生産への市場メカニズムの導入という農業政策の特徴があるという解釈を示している。そこで本稿では、農業政策の履行強制が地域ごとに異なるだけでなく、農民ごとに異なっていたことに注目して、この解釈について定量的に検証する。具体的には、収益性が低いにもかかわらず、米の作付比率が高い理由を明らかにするために、各調査村内部での農家間変動を説明する計量分析を行った。行政側が農業政策を履行強制しやすいタイプの農民であるほど、米の作付比率が所得最大化水準よりも過大になり、その結果、平均の稲作生産性や世帯所得が落ち込むと予測される。実証結果はこの仮説を支持するものであった。

2. 調査地域の特徴とデータ

2.1 ミャンマーの農業政策

ミャンマーは、途上国の中でも低所得の農業国である。農業部門はGDPのほぼ3分の1、就業人口の3分の2を占める(CSO(2002))。農業生産の中心は伝統的に稲作にあり、国民の消費においても米は絶対的に重要な位置を占めてきた。例えば1997年に実施された全国規模の家計調査結果によると、米消費が全消費支出に占める比率は約20%であった(CSO(2002))。

このため、1988年に政権に就いたミャンマーの軍事政権による計画経済から市場経済体制への移行においても、農業とりわけ稲作に関する政策は特別の位置を占めてきた。栗田他(2004)ではこれを「米増産至上政策」と総称している。米増産至上政策は大きく2つの柱からなる。

第1の柱は、1987年以降の農業流通改革である(岡本(2005))。それ以前のビルマ式社会主義の下では、農民は原則として余剰のすべてを政府に供出することが求められた。この原則が改められ、政府は主要農産物の一定量を農民から政府供出価格で買い上げるが、供出割当を満たした上での余剰は民間市場で農民が自由に販売できるようになった。民間市場での米価格は政府供出価格を当初大幅に上回ったため、この改革は農民の生産意欲を刺激した。岡本(2005)はこのインパクトゆえに、80年代後半の政策改訂を「第1の自由化」と呼んでいる²⁾。

第2の柱は、灌漑への公共投資による米の作付面積拡張政策である。伝統的なミャンマーの

稲作は雨期の天水田での生産が中心であったが、小規模ダムや灌漑ポンプなどによる灌漑によって、米作中心地における乾期米の増産や、それまであまり稲作が行われてなかった地域での米の生産が推進された。

これらが奏を効し、1990年代前半にはミャンマーの稲作面積と米の生産量が著しく伸張した(Garcia *et al.* (2000), 高橋(2000), 藤田(2003))。しかしながら、栗田他(2004)で詳しく議論しているように、このような米の増産が農民の所得向上に直結したわけではなかった。輸出が規制されたままの米の増産がその市場価格を引き下げ、稲作の収益性が低下していたにもかかわらず、農民は稲作を拡張し続けたためである。収益性が低いにもかかわらず、農民が稲作を縮小できなかった背景には農地政策が存在した。

計画経済期のミャンマーでは、農地は国有で、農家は法制上所有権をもたず、単年度ごとに更新される耕作権のみを付与された。ただし、他の社会主義国家と異なり、農業経営の集団化は実施されなかった。自作農として耕作を続ける限り耕作権の相続は可能であるが、売買、小作、質入は違法とされた。1980年代後半以降の体制移行においても、農地国有の原則には変わるところがなかった。耕作権の相続は頻繁に行われ、売買・小作・質入もある程度行われていたのは確かであるが、それらはインフォーマルな取引を事後的に地域行政が耕作権の移転として認めたという性格のものである(高橋(2000))。調査時の農村では、水田の耕作権を守るために農民は供出制度を遵守しなければならず、籾米の供出割当を満たすことができなかった場合には耕作権没収の圧力がかかる制度となっていた。

供出制度の下での籾米供出量は、供出対象水田面積当たりの一定量に設定された。米作中心地では、供出割当は平均生産量の約20%程度、米が不足する地域ではこれよりも低い割合に設定された。この供出割当量に市場価格と政府供出価格の差額を掛けたものが、インプリシットな課税として機能していたわけである³⁾。供出割当量は、実際の米の生産量や作付面積とは関係なく事前に決定されていたから、一見、農民の生産に影響を与えない中立的な税制にも見えるが、現実には供出米の質が低下することや、農民の作付決定に影響を与える点で、大きな歪

表1. 調査村一覧

本稿での名称	管区・州	郡	村落区	農業類型	灌漑	主作物
ミャウンミャ ウォー	Ayeyarwady Div Bago Div	Myaungmya Waw	Kyonehouth Acarick	デルタ型稲作 デルタ型稲作	ポンプ灌漑 天水, 用水 路灌漑	米 米, 豆類
チャウセー	Mandalay Div	Kyaukse	Pyiban	ドライゾーン型 稲作	用水路灌漑	米, 油糧種子, 野菜
マグエ	Magway Div	Magway	Kanpyar	ドライゾーン型 畑作	天水	油糧種子, 豆 類, 野菜
タウンドゥイン ジー	Magway Div	Taungdwingyi	Wetkathay	ドライゾーン型 畑作・稲作混合	天水, 貯め 池灌漑	油糧種子, 米, 豆類
ニャウンシュエ	Shan State	Nyaungshwe	Linkin	山間部型農業 (畑作・水田)	天水	野菜, 米, サ トウキビ
カロー	Shan State	Kalaw	Myinmahti	山間部型農業 (畑作・谷地田)	天水	野菜, 米
ベイ	Tanintharyi Div	Myeik	Engamaw	沿岸部型農業 (稲作・ゴム園)	天水	米, 天然ゴム

出所) 栗田他(2004), 表3を修正。

みを与えていた。

農民の作付決定への政府の関与に関しては次節で理論的に議論するが、制度面での説明を補足しておく。ビルマ式社会主義の下で採られた計画栽培制度、すなわち政府が農家ごとに栽培作物・面積を細かく指定し、供出義務のない、より収益性の高い作物に栽培がシフトすることを防止しようとした制度は、体制移行の下、公式には廃止された。したがって、表向きには農家に栽培作物選択の自由が与えられた形になっている。しかし調査時においても、供出対象作物に関しては、作付「指導」という形をとりながら実質的な栽培強制が行われていた。本稿では以下これを、政府による「作付計画の履行」と呼ぶ。

また、ミャンマーの農村経済の構造に関して付記しておくべきは、土地なし非農家層の存在である。社会主義政権発足以前に開始された農地改革においては農地が農村住民に等しく分配されたわけではなく、農村に大量に存在した農業労働者層は配分対象として後回しにされ、農地を取得できた者はきわめて少なかった。社会主義期においてもこの点での改善がなかったため、現在の軍事政権期においても、農村内には大量の土地なし農業労働者層が滞留し、農業雇用労働や非農業活動に生計を依存している。これら土地なし非農家層は、世帯数で農村全体の20から50%を占め、その所得水準はおおむね農家層を下回る傾向がある(高橋(2000), 栗田他(2004))。

2.2 調査村と標本家計の特徴

ミャンマー経済に関して利用できる情報が限られているため、筆者他が2001年に農村調査を実施してマイクロデータを収集した。調査方法、調査村⁴⁾と標本家計の選出方法については、栗田他(2004)を参照されたい。ミャンマーの多様な農環境を考慮し、8つの地域を研究対象として設定し、それぞれにおいてできる限り代表的な村を調査村として選出した。各調査村において、農家および非農家世帯のリストを作成し、農家の場合には所有面積の大小に基づく階層別、非農家の場合には主な就業形態の各村の分布を考慮しつつ、村・行政サイドの意図等の恣意性は排除するよう留意して標本家計を選出した。

調査村の特徴を表1にまとめた。最初の2村(ミャウンミャ村とウォー村)は、植民地時代に輸出米生産地として開拓された下ビルマのデルタ地域に位置する。ただしミャウンミャ村では米増産至上政策の先端を行く村としてポンプ灌漑による乾期稲作が徹底して導入されたのに対し、ウォー村ではこのような政策は実施されず、灌漑用水路による乾期稲作拡大が漸進的に進められているという違いがある。上ビルマのマンガレー盆地に位置するチャウセー村は、王朝時代から灌漑稲作の歴史を持ち、商業的農業が古くから栄えた。したがってミャウンミャからチャウセーまでの3村が、米作中心地の事例となる。上ビルマの周辺部に広がるドライゾーンを代表するのが、マグエ村とタウンドゥインジー村である。2つのうちマグエ村の方が、まったく稲作が行われていないという意味で、より典

表2. 調査村世帯の母数と標本数

村名	世帯数の母数			標本世帯数		
	農家	非農家	計	農家	非農家	計
ミャウンミャ	232	283	515	67	33	100
ウォー	213	243	456	60	40	100
チャウセー	118	101	219	65	37	102
マグエ	326	336	662	24	16	40
タウンドウィンジー	334	176	510	24	16	40
ニャウンシュエ	544	298	842	26	12	38
カロー	422	75	497	34	6	40
ベイ	647	520	1167	41	20	61
合計	2836	2032	4868	341	180	521

出所) 栗田他(2004), 表4から作成。

型的なドライゾーンの村である。シャン州の高原部に位置するニャウンシュエ村とカロー村は、大都市向けの野菜栽培で知られる。水田や湖畔の浮き畑など多様な農地が見られるのがニャウンシュエ村、天水畑が主流なのがカロー村という違いがあるが、自給志向の強い稲作が小規模に行われている点では共通する。8番目のベイ村は、タイとの国境に近いミャンマー南部に位置し、稲作に加えて、天然ゴムの小規模農園や、非農業活動が活発である。

標本家計と、その元となる母集団の分布を、農家・非農家別に示したのが表2である。8つの調査村から計521の家計を調査した。うち341が「農家」、180が「非農家」である。ここでの農家、非農家は、ミャンマーでの公式の分類に従い、耕作権が公式に付与されているかいないかを基準としているので、非農家世帯の中にも小作契約あるいは生前相続等により農地経営を行っている世帯が若干含まれている。

家計調査は、筆者らが用意した質問票をもとに、ミャンマー農業灌漑省及び畜産水産省の複数の調査員による個別対面調査に拠った。質問票は、世帯概況(世帯構成、教育、就業形態、収入など)、資産保有(土地、家畜、農機具など)、消費(主としてコメ)、信用関係(インフォーマル金融も含む)、農業経営(作付体系、労働者雇用、粗収益、生産費、農産物販売)の主質問項目からなっている。標本家計に含まれる世帯員総数は2,850人、平均世帯規模は5.5人であった。

2.3 所得と作付体系、農業生産性

標本家計の資産と所得に関する情報を表3にまとめる。全標本家計平均の保有農地面積は

5.6 エーカーで、東アジアの標準からすると大きめである。土地以外の資産の現在価値も表には示してあるが、そのほとんどは家畜であり、耕耘機と自転車に次ぐ重要な資産である。乗用トラクターを持つ農家は見られず、オートバイを持つ家計も稀である。

全標本家計平均の世帯所得は184,000 チャット/年、1人当たり所得の平均は36,000 チャット/年である。この数字を、公定為替レート(650 Kyats/US\$)で換算すると、世帯所得283ドル、1人当たり所得で55ドルとなる。この数値は極めて低いが、この所得をヤンゴン市内の精米市場価格(56 Kyats/kg)で換算すると、1世帯あたり3,300 kg、1人あたり640 kgの米となる。

所得構成は調査村によって異なっている。農業自営所得の比率はカロー、マグエ村で最も高く、ベイ村で最も低い。逆に非農業所得の比率が最も高いのがベイ村である。栗田他(2004)の分析からは、ベイ村を除いた7村においては、村間の所得格差を決定する主たる要因は農業自営所得の額であること、ベイ村の所得引き上げにとりわけ貢献している非農業所得も地域の農業と連関していることが示唆されている。また、農業自営所得の99%は作物からの耕種所得であり、耕種所得は農地経営面積と面積あたりの所得の積として定義でき、農地経営面積は農家にとって短期的には所与である。したがって、単位面積当たりの耕種所得(すなわち農業の土地生産性)が、農村居住者の世帯所得の変動を説明する鍵となる。

そこで、農業の土地生産性を考えるために、標本農家の作付体系をまず検討しよう(表4)。米作中心地の3村(ミャウンミャ、ウォー、チャウセー)では、米の作付比率が60%以上に達している。とりわけミャウンミャ村は、雨期米と乾期米を連作する2期作がほとんどであり、これ以外の作物はごくわずか栽培されているに過ぎない。対照的にウォー村とチャウセー村では、乾期米の作付面積は雨期米よりも小さく、その分、豆類(ウォー村)や野菜(チャウセー村)が乾期の水田で多く栽培されている。他の5村の作付はより多様である。タウンドウィンジー村とベイ村では、他の3村よりもやや米の作付比率が高い。

作付体系の村間の違いは、単位面積当たり耕

表 3. 標本世帯の資産と所得

村名	農地規模 (エーカー)	土地以外の生 産資産(家畜, 農機, 乗り物) の現在価値 (1000 Kyats)	世帯所得(Kyats)		稼得所得の構成(%)		
			家計所得 平均	1人当たり 所得平均	農業自営	農業賃金	非農業所得
ミャウンミャ	5.97	218.2	134,535	30,065	61.5	14.8	23.6
ウォー	7.17	207.8	155,423	29,745	57.3	24.7	18.0
チャウセー	3.32	232.7	209,661	49,378	61.3	11.9	26.8
マグエ	6.13	282.0	216,482	43,975	69.0	10.4	20.6
タウンドゥインジー	6.06	188.5	87,591	17,084	60.5	29.3	10.2
ニャウンシュエ	7.06	225.7	194,807	36,447	53.9	22.7	23.4
カロー	3.92	172.9	169,477	32,147	70.2	11.7	18.1
ベイ	5.81	579.0	314,478	44,547	33.8	9.7	56.4
合計	5.62	261.0	184,086	36,177	55.9	15.3	28.8

注) 資産額, 所得の計算方法については栗田他(2004)を参照. 農業自営所得には, 飯米など自家生産・自家消費農産物の帰属計算分が計上されている. 農業賃金所得には, 賄い食事や籾米などの現物支払い部分の帰属計算分が計上されている.

出所) 筆者作成.

表 4. 標本農家の作付体系

村名	世帯数 #	農地経営 面積 (エーカー)	総作付面 積(エー カー)	総作付面積に占める各作物の比率(%)						
				米	うち乾期 米	豆類	油糧 種子	野菜	工業 作物	その他
ミャウンミャ	67	8.97	15.08	99.5	42.3	0.1	0.0	0.1	0.0	0.2
ウォー	60	12.10	17.14	74.0	8.6	25.5	0.4	0.0	0.0	0.1
チャウセー	71	5.38	8.75	62.5	22.5	1.8	16.2	17.4	0.8	1.3
マグエ	24	10.45	21.42	0.0	0.0	35.6	46.7	0.2	0.0	17.4
タウンドゥインジー	26	9.51	12.27	45.6	1.1	15.9	30.9	2.6	0.2	4.7
ニャウンシュエ	26	10.44	9.18	15.4	11.4	9.7	12.2	6.4	22.3	34.1
カロー	32	4.53	5.24	32.1	0.0	6.9	9.4	50.6	0.0	1.0
ベイ	44	8.21	7.77	51.7	1.0	0.3	0.0	2.4	33.6	12.0

注) #この表が対象としているのは, 調査年の総作付面積がプラスであった世帯である.

各作物群に含まれる個別の作物名と, そのミャンマー経済における役割については, 栗田他(2004), p.18を参照.

「工業作物」に含まれるのはサトウキビ, 綿花, 天然ゴムである.

出所) 栗田他(2004), 表11から作成.

種所得の村間の違いと相関している. 表5に示すように, 米の作付比率が高い村のほうが, 単位面積当たりの耕種所得が低い傾向にある. この関係は, 村間だけでなく, 村内でも成立する. 稲作が行われていないマグエ村を除く7村全てにおいて, 単位面積当たりの耕種所得と米の作付比率の農家レベルの相関はマイナスであり, 大半の農家が雨期米と乾期米のみを生産しているミャウンミャ村と, ニャウンシュエ村を除く5村では統計的にも有意であった. 米作中心地に属するウォー村とチャウセー村においては, 乾期の水田利用において乾期米と競合する作物の作付比率と生産性の相関が統計的にも有意に正であった. すなわち, ウォー村では豆類との相関係数が0.448, チャウセー村では野菜との相関係数が0.555と, どちらも高い値である. ま

た, 米作中心地ではない残りの5村においても, エーカー当たり耕種所得と統計的にも有意に正の相関を持つ作物が存在し, その多くが野菜である. これは, 米の作付を縮小し, その他の作物を多く作付けした方が, 農民の所得が向上する可能性があることを示唆している⁵⁾.

以上の描写的分析からは, 標本農家が, 所得を最大化する水準よりも過大に米を作付していると結論できる. これは政府による作付計画の履行に帰せられる. 作付計画の履行は, 毎年の作付実態を確認した上での耕作権更新手続きを徹底することによって, ミャウンミャ村において最も厳密に行われている. 類似の更新手続きが, 米作中心地であるウォー, チャウセーの両村でも行われているが, 耕作権と実際の作付との関連づけは弱い. マグエ, タウンドゥインジ

表5. 作付体系と単位面積あたり耕種所得の相関

	農地経営面積あたり耕種所得の村平均 (Kyats/acre)	標本世帯の総作付面積合計に占める米の比率 (%)	各農家の農地経営面積あたり耕種所得と作付体系との村内相関		
			総作付面積に占める米の比率との相関係数	代表的代替作物の作付比率との相関係数	(代表的代替作物の名前)
ミャウンミャ	11,222	99.5	-0.019	0.162	(野菜)
ウォー	12,958	74.0	-0.443*	0.448*	(豆類)
チャウセー	33,305	62.5	-0.385*	0.555*	(野菜)
マグエ	25,718	0.0	n.a.	0.599*	(その他)
タウンドゥインジー	9,582	45.6	-0.529*	0.349*	(油糧種子)
ニャウンシュエ	13,200	15.4	-0.094	0.319*	(工業作物)
カロー	33,313	32.1	-0.364*	0.308*	(野菜)
ペイ	14,256	51.7	-0.473*	0.810*	(野菜)

注) 相関係数は、*をつけたものが5%水準で統計的に有意。

出所) 筆者作成(以下の表も同じ)。

一村では行政による農家別の耕作記録は近年導入されたにすぎず、ニャウンシュエ、カロー、ペイ村では耕作記録や更新手続き自体存在しない。収益性の低い稲作に重きを置いた作付計画がどの程度履行されるかに関しては、このように地域ごとの変動がある⁶⁾。各調査村内部においても同様に、作付計画履行の水準には農家ごとの違いが存在し、表5に示した村内の相関関係を生み出していると予想される。

3. 実証モデル

3.1 農業政策の履行強制能力と農家の作付決定

前節で紹介した米増産至上政策下の農家の作付決定要因について分析するための手がかりとして、米を価格1のニューメレアとする簡単な理論モデルをまず提示する。農民は、 x_0 という所与の面積の農地を持ち、その一部 x を米に割り振る。この資源配分の結果、生産費を差し引いた耕種所得が関数 $f(x)$ として得られる。関数 $f(\cdot)$ は2回微分可能で、単峰型と仮定する。したがって、政府による介入がない場合、所得を最大化するような x^* を農民は選択する。

供出制度の下で農民は、政府に一定量の籾米を、市場価格よりも安い供出価格で差し出すことを要請される。供出量は、米の作付計画面積 z に比例した量である。フィールドでの農民とのインフォーマルなインタビューからも、米増産至上政策の存在ゆえに本来作付けたいと考えているよりも米を多めに作付けざるを得ないという声が多く得られたため、 $x^* < z$ を理論モデルでは仮定する。供出量は bqz である (b は供

出比率、 q は米の単収の期待値)。供出がもたらすインプリシットな課税額は、供出比率 b に供出価格の市場価格に対する差額の比率を掛けた税率を τ とすると、 τqz で表わされる。政府が z や b 、 τ を決定し、地域行政はそれを施行する。ここで問題は、供出量はしっかりと施行されており、不平を言いつつも農民が既定の籾米を差し出しているのに対し、農民の実際の作付面積である x に関しては、 z に等しいとは限らないということである。政府が要求するほど米を作らず、より収益性の高い作物を作るインセンティブを農民は持ち、実際のデータでも、同じ村内でありながら米以外の作物に力を入れて高い耕種所得を得ている農民が多数存在する。とはいえ農地が国有であり、農民はその耕作権を与えられているにすぎない以上、 x があまりに z を下回ったならば、その農民には耕作権剝奪などの圧力がかかる。

この状況を、理論モデルにおいては、供出は完全に履行強制されるが、作付に関しては、各農民は地域行政からの作付計画の履行圧力を考慮しつつ、自分の利得が最大化されるように x を決定すると模式化する。具体的には、農業政策の履行強制能力を示す非負のパラメータを A とした時、作付計画からの乖離は農民に対し $A(z-x)^2$ の期待所得損失に相当する厚生損失をもたらすと仮定しよう。したがって農民の利得は、

$$y = f(x) - \tau qz - A(z-x)^2, \quad (1)$$

で表わされ、これを最大化する解は一階の必要条件、

$$f'(x) = -2A(z-x), \quad (2)$$

で特徴づけられる。この最適解を x^{**} で表わす。内点解の場合、仮定により

$$x^* \leq x^{**} < z, \quad (3)$$

$$\partial x^{**} / \partial A > 0, \quad (4)$$

が成立する。最後の比較静学(4)が、実証モデルへの重要なインプリケーションである。

不等式(3)において等式 $x^* = x^{**}$ が成立するのは、 $A=0$ の時、すなわち地域行政に作付計画を履行させる意図や能力が皆無の場合である。 $A \rightarrow \infty$ の時(すなわち履行強制能力が非常に強い場合)、漸近的に $x^{**} = z$ となる。ミャンマーの米供出制度は、農民にとって所与の一定量で供出を行っているがゆえに、一見すると、農業生産に対して中立的な課税制度であるようだが、 $A > 0$ である限り、供出制度が農業生産(この場合には最適作付 x^{**})に影響を与えるというのが理論的帰結である。つまり、供出制度を税制ととらえた場合、農業生産に歪みをもたらす税として解釈する必要がある。

当該農民が地域行政に従わなければならない政治的・経済的理由が存在すればするほど、その農民が契約を正直に履行することから得る効用が高ければ高いほど、 A の値が高くなると考えられる。もちろん地域行政の行政能力が高い場合や耕作権更新の制度が整っている場合にもこの値は高くなるが、実証の課題としては各調査村に固有の市場・生産環境の違いと識別不能である。また、農民の正直さに対する嗜好も観察不可能なので、各調査村内部では顕著な差はないものと仮定する。すなわち、本稿の実証分析では、それぞれの農民が z を施行しなければならない政治的・経済的理由の強弱としての A の大小に着目する。また、 A は農民と地域行政双方の長期的な戦略的行動の帰結として決定されるであろうから、その意味で長期的には内生であるが、短期の作付決定に議論を絞るため、本稿では外生とみなす。

3.2 実証モデルの定式化

被説明変数には、稲作比率 x/x_0 を用いる。分子の x には年間の延べ稲作面積、分母の x_0 には総作付面積(多期作、多毛作を含めて足し合わせた各作物の延べ作付面積の和)を用い、頑健性をチェックするために、農地経営面積(何らかの作物が作付された農地の総面積)を分母に用いた推定も行う。

説明変数は、家計の属性と村の固定効果である。各調査村は、市場条件、生産環境、政府による管理の強弱等において大きく異なっているため、わずか8つの調査村における村レベルの変数を用いてそれぞれの効果を正確に識別することはできない。そこで村の固定効果を入れることにより、これらの影響をすべてコントロールし、村内で観察される作付の変動を、家計の属性によって説明することを、実証の基本戦略とする。

前項の理論モデルから導出される仮説は、農業政策の履行強制能力を示すパラメータ A が大きい家計ほど、米の作付比率が上昇するという関係である。この関係は、信用制約(Feder *et al.* (1990)), 生産リスクの管理(Kurosaki and Fafchamps(2002)), 家計内食糧安全保障(Kurosaki(2004)), 技術・生産資産制約(Gotsch *et al.* (1975))などに基づく作付決定のモデルからは導出されない本稿独自の視点である。

とはいえ、ミャンマー農村のようにさまざまな市場取引に制約のある低所得経済においては、地域行政と密接な関係があるがゆえにパラメータ A が高いような農民は、技術・生産資産・市場へのアクセスなどにも優れた農民である可能性がある。技術・生産資産・市場へのアクセスなどが有利であれば、理論モデル(2)式左辺の $f'(x)$ が上方にシフトするため、最適な米の作付面積 x^{**} も上昇するはずである。したがって、パラメータ A の代理変数と、観察された稲作比率の間にプラスの相関関係があったとしても、それは生産性格差によるものであって、農業政策の履行強制能力とは関係がない可能性を否定できない。

また、理論モデルでは農民の利得が耕種所得のみからなり、耕種所得は稲作比率 x/x_0 のみの関数であると単純化した。これは実態と一致しない。第2節で描写したように、世帯所得は大きく農業自営所得、農業賃金所得、非農業所得で構成されているから、耕種所得以外の農業自営所得や農業賃金所得、非農業所得も耕種所得と同様に内生的に決定されているとみなすべきであろう。言い換えると、農業自営所得、農業賃金所得、非農業所得それぞれを決める選択変数として、 x/x_0 を含む複数の内生変数が同時方程式体系によって決定されることを考慮した実証モデルが必要になる。

そこで本稿では4つの実証戦略をとる。第1は、完全に誘導型アプローチを取ることである。農業賃金所得や非農業所得の水準が x/x_0 に与える影響を明らかにすることは興味深い。本稿で用いるデータからは、これを識別するための操作変数を見出すことができなかった。より構造的な推定は今後の課題としたい。

第2に、 x/x_0 の誘導型での説明変数として、信用制約、リスク回避、家計内食糧安全保障などより直接的に関係した家計属性の諸変数を、パラメータ A の代理変数に加えた重回帰分析を行う。具体的には、各種世帯資産(農地、家畜、耐久消費財等)、世帯員および世帯主の教育、世帯構成などを説明変数に加える。

第3に、パラメータ A の代理変数としては、生産性と直接関係のない変数を探す。本稿では、農地の耕作権を親から相続する見込みのある農民や、計画経済時代の新技術を率先して採択した農民ほどパラメータ A が大きい可能性に着目する。まず前者であるが、このような農民はコンタクト・ファーマーといって計画経済時代に農政を率先して末端で担った家系に属することが多い。したがって、移行体制下においても地域行政の履行強制が強く働く農民であると思われる。加えてミャンマーにおいては、農地は国有で農民の耕作権は公式には売買・譲渡・相続できず、現実に行われている売買・譲渡・相続は、一度耕作権を国家に返却して新たな耕作者に耕作権を配分し直すという手続きによって、実質的に認められているにすぎないから、農地の耕作権を親から相続する見込みのある農民は、その相続に際してトラブルが生じないように、地域行政の作付計画に対してより従順になる可能性がある。後者の技術採択は、計画経済期に導入された技術に限ることが鍵となる。計画経済期においては、新技術の採択はその収益性を農民が学んだ末になされるものではなく、コンタクト・ファーマーを筆頭に、政府から直接指令されて導入された。したがって、各調査村においてそのような技術を他の農民よりも早く採択することを余儀なくされた農民は、地域行政と密接に結びついた、パラメータ A の高い農民であったと類推できる。

しかし農地耕作権相続期待や、計画経済時代の技術採択という変数が、地域行政との政治的関係だけでなく、観察不可能な農民の生産性を

も反映している可能性は否定できない。耕作権相続期待の場合、より農業が得意な子供を親が選択して相続させようとする可能性があるし⁷⁾、計画経済期の技術導入も村内で相対的に優れた農民からまず試みた可能性があるからである。そこで4番目の実証戦略として、稲作比率の説明変数として用いた諸変数に、稲作の平均生産性を回帰させた分析を追加的に行う。仮に農地耕作権相続期待や、計画経済時代の技術採択という変数が現時点の稲作生産性を有意に高めているならば、これら2つの変数はパラメータ A を上昇させるだけでなく、農民の高い生産性とも関連しており、その効果を拾っているがために稲作比率を高めていると解釈できる。言い換えれば、これら2つの変数が稲作の平均生産性に影響を与えない、もしくは下げている⁸⁾にもかかわらず、これら2つの変数が稲作比率を高めているというパラドキシカルな状況が明らかになれば、稲作比率を高める主たる経路はパラメータ A を介したものであると解釈できよう。実証分析では、単位面積当たりの米の生産額および付加価値額を、生産性の代理変数とする。

4. 推定結果

4.1 稲作比率の決定要因

推定には、稲作をまったく行っていないマグエ村を除いた7村において調査対象年の農地経営面積がプラスであった標本家計のみを用いた。家計の属性として当初試みたのは以下の変数である。(1)パラメータ A の代理変数：農地相続期待の有無に関するダミー変数、新技術率先採択の有無に関する指標変数；(2)現在の農地保有規模：水田規模、畑地規模、灌漑設備の有無；(3)世帯構成：世帯員数、年齢別・性別世帯員比率、世帯主の性別と年齢；(4)教育：世帯主が受けた教育のタイプと年数、成人世帯員で最も高い教育年数；(5)家計の食糧安全保障：家計に占める米消費額の比率、過去3年間で米を隣人から借りた経験の有無に関するダミー変数；(6)資産：土地以外の生産資産(家畜、農機、乗り物)の現在価値、耐久消費財の現在価値、それぞれの資産の所有数。標本数が少なく、それぞれの変数群の中での相関が高いことを考慮し、頑健に有意でなかった変数は本稿で報告する推定モデルからは最終的に除去した。ただ

表6. 実証分析に用いた変数の一覧

変数名	定義	平均	標準偏差	最小値	最大値
1. 被説明変数					
米の作付比率					
Paddy_gca	年間の延べ稲作面積を総作付面積(gross cultivated areas: 多期作, 多毛作を含めて足し合わせた各作物の延べ作付面積の和)で除した値.	0.648	0.341	0	1
Paddy_nca	年間の延べ稲作面積を農地経営面積(net cultivated areas: 何らかの作物が作付された農地の総面積)で除した値.	0.954	0.608	0	2
稲作生産性					
VQ_paddy	各農家の米の総生産額(村価格評価による帰属計算分を含む)を, 米の年間延べ作付面積で除した値(100,000 Kyats/acre).	0.233	0.123	0.000	0.805
VA_paddy	各農家の米生産の付加価値総額を, 米の年間延べ作付面積で除した値(100,000 Kyats/acre).	0.135	0.140	-0.434	0.705
農家厚生					
耕種所得					
	自営農業からの所得(表3の注参照)のうち, 作物生産に帰せられる部分(100,000 Kyats).	1.375	1.328	-0.640	10.757
	家計の総所得(表3の注参照)(100,000 Kyats).	1.941	2.745	-1.275	42.481
2. 説明変数					
家計の属性					
Lowland	水田所有規模(acres).	6.262	6.029	0	44
Upland	畑地所有規模(acres).	2.124	4.230	0	34.11
Future_inh	農地耕作権を親から相続することを期待している農家のダミー変数.	0.163			
Past_tech	計画経済時代に導入された技術を, 各村での採用年中間値よりも早く採択した農家の場合に1, 中間値の年次以降に採択した農家の場合に-1, 中間値の年次以降に農業を始めた農家の場合に0をとる指標変数. 各村での技術としては, ミャウンミャ村ではポンプ灌漑による乾期米栽培, ウォー村では水路灌漑を用いた乾期米栽培, チャウセー村では Manawthakha 品種を用いた乾期米栽培, タウンドゥインジーではモンスーン米での IR 品種採用, ニャウンシュエ村ではモンスーン米での Shwe-war-tun(Ywe)品種採用, カロー村ではモンスーン米での Kauk Phwar Phy 品種採用, ベイでは乾期米栽培.				
	世帯主の教育水準(標準教育年数で評価した就学年数).	3.095	3.074	0	16
Educ_head	世帯主年齢.	47.414	13.067	21	93
Age_head	家計における米消費の重要性: 年間米消費額(村価格評価による帰属計算分を含む)を, 世帯所得で除した値. ただしこの値が1を超える場合は1でトランケートした.	0.282	0.278	0.005	1.000
Rice_cons	米用の脱穀機所有ダミー.	0.021			
Thresher					
村の固定効果					
ミャウンミャ	ミャウンミャ村のダミー変数. #	0.206			
ウォー	ウォー村のダミー変数.	0.184			
チャウセー	チャウセー村のダミー変数.	0.218			
タウンドゥインジー	タウンドゥインジー村のダミー変数.	0.080			
ニャウンシュエ	ニャウンシュエ村のダミー変数.	0.080			
カロー	カロー村のダミー変数.	0.098			
ベイ	ベイ村のダミー変数.	0.135			

注) (1)分析単位は, マグエ村を除く7村において調査年に総作付面積がプラスであった世帯. したがって標本数は326であるが, 稲作生産性に限っては, 米の作付面積がプラスであった世帯に関してのみ定義される変数なので, 標本数は291.

(2)ダミー変数に関しては, この値が1をとる標本の比率を, 「平均」の列に示した.

このダミー変数が, 回帰分析でのレファレンスである.

し各変数群とも少なくとも1つの変数は残した(各変数の定義と統計については表6を参照).

推定結果(表7)は, 農地の耕作権を親から相続する見込みのある農民や, 計画経済時代の新技術を率先して採択した農民ほど, 統計的に有意に稲作比率が高いことを示している. 耕作権相続期待の影響は, 総作付面積当たりの稲作比率(Paddy_gca)に対しても, 農地経営面積に対

する稲作比率(Paddy_nca)に対しても一貫して, 統計的に有意にプラスであった. 技術採択変数の効果は, 農地経営面積に対する稲作比率への影響は5%以下の有意水準でプラスであったが, 総作付面積に対する稲作比率への影響は統計的に有意でない場合もあった(ただし符号は一貫してプラス).

稲作比率が畑地所有規模につれて下がり, 水

田所有規模につれて上がるのは、稲が水田での栽培に適した作物だからである。家計に占める米消費の重要性は、一貫して1%有意水準で稲作比率を引き上げている。これは、米の自給がより重要な家計ほど、農民としての米の作付面積を増やすことを意味しており、生産と消費が非分離のハウスホールド・モデルを支持するものである(黒崎(2001))。また、ミャンマーの本調査地において、農業賃金の契約形態の決定要因として米の自給が重要であるというKurosaki(2004)のファインディングとも整合的である。

以上の推定結果は、パラメータ A の代理変数以外の説明変数を、表7で用いたもの以外に変更した場合にも頑健に見出された。また、被説明変数が0と1(Paddy_gca)ないし0と2(Paddy_nca)の間にトランケートされることを考慮して、各種トロービット推定や、非線形のプロビット、ロジット推定なども行ったが定性的に同じ結果を得た。

農地耕作権相続期待や、計画経済時代の技術採択が、地域行政との政治的關係ではなく、観察不可能な農民の生産性を反映しているがゆえに稲作比率を引き上げているという仮説の是非を検討するために、稲作の生産性を被説明変数として同じ説明変数を用いたモデルを推定した(表8)。耕作権相続期待はマイナス、技術採択変数はプラスの係数であったが、どちらも統計的にまったく有意ではなかった。他の説明変数を用いた推定結果においてもこの2変数は一貫して統計的に有意でなく、その符号もプラスとマイナスの間を揺れ動いた。したがって、これら2変数が稲作の平均生産性に与える影響は統計的には検出できなかったと結論する。作付決定が耕種所得の最大化のみの原理に基づいてなされているならば、生産性に影響しないこれら2変数が稲作比率を引き上げることは、バズルとなろう。しかし前節の理論モデルのように作付計画履行のパラメータ A を介して理解すれば、このパズルは簡単に解決する。農地耕作権相続期待が高い農民や、計画経済時代の技術を率先して採択した農民は、地域行政との関係が深いがゆえにパラメータ A が高く、したがって、収益性が低いにもかかわらず、より多くの農地を稲作に充てていると解釈できるのである。

表8の推定結果はまた、世帯主の教育水準が農業生産性を引き上げていることを示している。

教育が農民の生産性を引き上げる効果は、多くの途上国において実証されているが(Jamison and Lau(1982), Kurosaki and Khan(forthcoming))、ミャンマー農業においてミクロ計量経済学的に実証されるのは本稿が最初と思われる。教育による稲作生産性の上昇は、作付計画履行のパラメータ A が一定ならば、稲作比率も引き上げるはずであるが、表7に示したように教育の稲作比率に対する影響は非常に小さく、正負両方の符号の間を揺れ動き、統計的にも有意ではない。このことは、教育がもたらす稲作生産性上昇による稲作比率へのプラスの影響と、教育の高い農民ほど非農業所得が高いがために農業に対するアウトサイド・オプションが強まってパラメータ A が小さくなるという稲作比率へのマイナスの影響との、逆方向に働く2つの効果が相殺している可能性を示唆しているように思われる⁹⁾。

家計に占める米消費の重要性は、一貫して1%有意水準で稲作の平均生産性を引き下げている。このことは、表7で見出された同変数のプラスの影響が、観察不可能な稲作での生産性上昇要因ゆえに家計に占める米消費の重要性と稲作比率の両方が上昇しているという見せ掛けの相関に由来するという可能性を棄却するものである。家計に占める米消費が重要であるがゆえに、生産性の低い限界地にまで稲作を拡張した結果が、表8で見出された稲作生産性へのマイナスの効果であると考えられよう。すなわち調査地における家計レベルの食糧安全保障への配慮は、Kurosaki(2004)で分析したような農業労働契約を通してだけでなく、作付決定を通じても農業生産に顕著な影響を与えているのである。

4.2 農家厚生への影響

以上の推定結果は、作付計画の履行水準を左右するパラメータ A が稲作比率に影響を与えるという仮説を支持するものであった。第2節で示したように、稲作比率は面積当たりの耕種所得とマイナスの相関関係にあり、耕種所得は農家の所得の主要部分を占める。そこで、パラメータ A の違いに由来する農業生産決定の変化がもたらす厚生面への影響を、世帯所得に着目して試算しよう。

被説明変数は、耕種所得および世帯所得であ

表 7. 米の作付比率の決定要因

被説明変数 =	Paddy_gca		Paddy_nca	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
家計の属性				
Lowland	0.0052**	(0.002)	0.0000	(0.004)
Upland	-0.0180***	(0.007)	-0.0267***	(0.007)
Future_inh	0.0693*	(0.039)	0.1111*	(0.064)
Past_techn	0.0183	(0.017)	0.0775***	(0.027)
Educ_head	-0.0003	(0.005)	0.0047	(0.007)
Age_head	0.0016	(0.001)	0.0003	(0.002)
Rice_cons	0.1713***	(0.045)	0.1279**	(0.064)
Thresher	0.1539**	(0.066)	0.0863	(0.132)
村の固定効果				
ウォー	-0.2403***	(0.027)	-0.5983***	(0.060)
チャウセー	-0.2867***	(0.038)	-0.6168***	(0.078)
タウンドゥインジー	-0.4124***	(0.049)	-0.9430***	(0.071)
ニャウンシュエ	-0.6213***	(0.066)	-1.3008***	(0.085)
カロー	-0.5715***	(0.054)	-1.2346***	(0.080)
ベイ	-0.2723***	(0.060)	-0.9495***	(0.090)
切片	0.7970***	(0.059)	1.6227***	(0.096)
F 統計量	64.27***		72.08***	
R ²	0.580		0.679	

注) OLS 推定による。標準誤差に関しては、分散不均一性のもとでも一貫性のある Huber-White 方法による分散推定法を使用(1%***, 5%**, 10%*)有意。

表 8. 稲作生産性の決定要因

被説明変数 =	VQ_paddy		VA_paddy	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
家計の属性				
Lowland	-0.0014*	(0.001)	-0.0012	(0.001)
Upland	-0.0006	(0.003)	-0.0018	(0.004)
Future_inh	-0.0003	(0.014)	-0.0090	(0.022)
Past_techn	0.0043	(0.002)	0.0016	(0.002)
Educ_head	0.0001**	(0.000)	0.0005	(0.001)
Age_head	0.0023	(0.008)	0.0027	(0.010)
Rice_cons	-0.0712***	(0.018)	-0.0743***	(0.021)
Thresher	0.0004	(0.025)	-0.0160	(0.030)
村の固定効果				
ウォー	-0.0609***	(0.010)	0.0330***	(0.011)
チャウセー	0.0881***	(0.016)	0.0699***	(0.020)
タウンドゥインジー	-0.1555***	(0.020)	-0.0545**	(0.022)
ニャウンシュエ	0.1726***	(0.048)	0.1592***	(0.054)
カロー	-0.1135***	(0.024)	-0.2548***	(0.035)
ベイ	0.0145	(0.018)	0.0874***	(0.020)
切片	0.2549***	(0.026)	0.1242***	(0.029)
F 統計量	25.29***		17.47***	
R ²	0.559		0.510	

注) 表 7 を参照。

る(表 6)。これを、稲作比率と、農業の生産性や非農業所得に影響を与える政治以外の要因を表わす属性とに回帰分析した。稲作比率は内生

変数なので、農地耕作権相続期待と、計画経済時代の技術採択の 2 変数を識別のための操作変数とした操作変数推定法を採用する。表 8 で明らかになったようにこれら 2 変数は農業生産性に直接の影響を与えないことから、耕種所得を決定する説明変数からは外し、耕種所得への稲作比率の効果を識別する操作変数として用いることには問題がない。他方、耕種所得以外の所得に対してこれら 2 変数が直接に影響するならば、世帯所得の総額を被説明変数とした場合の稲作比率の効果が識別できない。そこで誘導的なアプローチとして、世帯所得から耕種所得を引いたものを被説明変数とし、表 7 の説明変数すべてを用いた補助的回帰分析を行った。OLS 推定結果によると、農地耕作権相続期待と計画経済時代の技術採択の 2 変数両方とも *t* 検定結果は 20% 水準ですら有意ではなく、両方の係数がゼロであるという帰無仮説の *F* 検定も 20% 水準ですら有意でなかった。そこで、世帯所得を被説明変数とした場合にも、稲作比率の効果を識別するための操作変数としてこれら 2 変数を用いることができるかと判断した。

推定結果を表 9 に示す。耕種所得、世帯所得ともに、水田面積、畑地面積、世帯主の教育水準の 3 つの変数によって統計的に有意に上昇する。教育の影響が所得に与える効果は、世帯所得全体へのインパクトが耕種所得に限ったインパクトの 2 倍以上である。これは非農業に従事する確率が教育水準によって顕著に上昇するという栗田他(2004)のファインディングと整合的である。Kurosaki and Khan(forthcoming)がパキスタンの事例について実証しているように、非農業こそ所得向上の鍵であり、非農業所得は教育水準によってかなり規定されるという多くの途上国や移行経済諸国で観察される関係は、ミャンマーにおいても成立す

表9. 米の作付比率が所得に与える影響

被説明変数＝	耕種所得		世帯所得	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
家計の属性				
Paddy_gca(内生)	-2.0604*	(1.223)	-6.0303*	(3.239)
Lowland	0.0793***	(0.020)	0.0633*	(0.034)
Upland	0.0701**	(0.028)	0.1522**	(0.071)
Educ_head	0.0824**	(0.039)	0.1792***	(0.052)
Age_head	0.0122**	(0.005)	0.0133	(0.013)
Rice_cons	-1.6232***	(0.266)	-1.4464**	(0.741)
Thresher	0.2779	(0.337)	1.7899*	(1.061)
村の固定効果				
ウォー	-0.3635	(0.314)	-1.3724	(0.895)
チャウセー	-0.1142	(0.406)	-1.6347	(1.045)
タウンドゥインジャー	-1.2900**	(0.563)	-3.8970**	(1.452)
ニャウンシュエ	-1.5014*	(0.909)	-5.1521**	(2.129)
カロー	-0.9057	(0.756)	-4.3283**	(1.945)
ベイ	-1.0468***	(0.361)	-1.5997	(1.038)
切片	2.2273**	(1.117)	6.1751**	(2.701)
F 統計量	15.80***		9.71***	
R ²	0.385		0.146	

注) (1)操作変数法により推定。第一段階推定結果に関しては、表7の Paddy_gca についての推定結果を参照。2つの変数 Future_inh と Past_techn が識別のための操作変数である。

(2)標準誤差に関しては、分散不均一性のもとでも一致性のある Huber-White 方法による分散推定法を使用(1%(***)、5%(**)、10%(*)有意)。

るのである。世帯主年齢は耕種所得のみ、脱穀機所有ダミーは世帯所得のみに対し、有意に正の影響を与えている¹⁰⁾。また、家計に占める米消費比率は統計的に有意に所得を減少させているが、これは限界地にまで稲作を拡張することの効率損失として解釈できる。

問題となる稲作比率は、耕種所得、世帯所得両方とも、統計的に有意にマイナスの係数をとった。内生バイアスを確認するために、OLS による推定を行ったところ、稲作比率以外の変数の係数に関しては表9のものほとんど同じであったが、稲作比率に関しては、OLS 係数は IV 係数の5分の1から6分の1であった。つまり内生バイアスゆえに OLS 推定による推定は稲作比率の農家厚生への影響を過少に評価してしまうことが分かる。また、世帯所得全体へのインパクトは耕種所得に限ったインパクトの約3倍である。これは、稲作比率を増やすことが農業生産の効率性を落として耕種所得を減らすだけでなく、耕種所得以外の所得源に家計が割くことのできる労力や資源を減らすことから、非農業所得や農業賃金所得にまで大きな悪影響

を及ぼすことを示唆している。

表9の係数を用いて、パラメータ A が下がることによる所得の増加を計算しよう。ある農家が、相続期待あり (Fture_inh=1) から期待なし (Fture_inh=0) に変わったがゆえに、より自由に作付を決定できるようになった場合、稲作比率は 0.069 減少する(表7)。この変化を表9の係数で乗じると、耕種所得は約 14,300 チャット、世帯所得は約 41,800 チャット増加する。この額は、平均耕種所得の 10.4%、平均世帯所得の 21.5% に相当する。計画経済時代の技術採択を率先して行わざるを得なかった農家 (Past_techn=1) が、そのような地域行政とのしがらみを断つことができたがゆえに、より自由に作付を決定できるようになった場合 (Past_techn=-1)、稲作比率は 0.037 減少する(表7における Past_techn の係数の2倍)。この変化は、耕種所得を約 7,500 チャット (平均耕種所得の 5.0%)、世帯所得を約 22,000 チャット (平均世帯所得の 11.3%) 増加させる。いずれも無視できない大きな額である。

もちろんこの額は、市場均衡効果は無視した直接効果のみを測ったものであるから、実際にこれだけの所得変化が生じる保証はない。米の作付面積の縮小はその市場価格を上げ、米以外の作物の市場価格を下げるであろう。この価格変化に応じて農民の生産や非農業所得もまた調整されるであろう。これら均衡効果の大きさについての分析は、今後に委ねたい。

5. 結び

2001年に実施した農村調査のマイクロデータを用いて、計画経済から市場経済システムへの移行過程にあるミャンマー農業における農家所得と作付体系の決定要因について実証的に分析した。本稿の分析からは、米増産至上政策に基づく作付計画の履行強制の水準が、地域ごと、農民ごとに異なっており、その違いが農業所得・世帯所得の多寡に関連していることが明らかになった。具体的には、収益性が低いにもか

かわらず米の作付比率が高い理由を明らかにするために、各調査村内部での稲作比率の農家間変動を説明する計量モデルを推定した。行政側が農業政策を履行強制しやすいタイプの農民であるかどうかを焦点を当て、農地の耕作権を親から相続する期待をもつ農民や、計画経済時代の新技術を率先して採択した農民ほどそのようなタイプであると仮定した。分析結果は、このようなタイプの農民ほど稲作比率が高いことを示すものであった。稲作比率の他の決定要因としては、家計における米消費の重要性も有意に稲作比率を引き上げることが判明した。

本稿の分析結果は、農業産出と農業所得の両方が急成長したグループとして東アジアの移行経済を特徴づけるならば、ミャンマーがこれに当てはまらないことを示しており、その意味で Rozelle and Swinnen(2004)の分類に修正を迫るものである。しかし、この「高パフォーマンス東アジア移行経済」を生み出したのが計画経済下で人為的に低かった農産物価格の上昇にあるという Rozelle and Swinnen(2004)の分析は、ミャンマーでもまた有効であろう。ミャンマーの経済移行は、その特異な流通政策が最重要農産物である米の国内価格を引き下げたにもかかわらず、その特異な農地政策が相対価格の変化に対応した農民の作付シフトを困難にしたプロセスとして理解可能だからである。すなわち、ミャンマーにおいて農業生産性・農家所得の両方が農業産出に見合った伸びを示さなかったことは、移行プロセスの歪みに帰せられるのである。

本稿の分析結果が持つ政策インプリケーションは単純である。より自由な作付決定を農民に認めることにより、さらなる灌漑投資や技術革新がなくとも、農業生産性と農民の所得の顕著な引き上げが可能と考えられる。本稿の推定結果に基づく試算からは、農民に過度に稲作を行わせていることによる所得の損失が無視できない大きさであることが示された。2003/04年度に打ち出された供出制度の撤廃と民間輸出解禁をメインとするミャンマー農業流通の「第2の自由化」(岡本(2005))は、移行プロセスの歪みの除去につながる第一歩と考えられるが、新制度はいまだ動き出していない。「第2の自由化」が施行されずに本稿で分析した米増産至上政策が今後も維持されるならば、それを合理化する

マクロレベルの政治経済的構造を明らかにする作業がさらに重要になるであろう。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本稿の作成に当たっては、TEA 研究会 2004 年秋季大会、一橋大学経済研究所定例研究会それぞれの出席者各位、とりわけ岡本郁子、有本寛、伊藤順一、阿部修人の各氏から有益なコメントを得たことに感謝する。

1) 本稿の問題意識を移行経済論という視角ではなく、経済発展論の視角から見ると、途上国における土地政策と流通政策が農業生産の効率性と農民の厚生水準に与える影響を分析するという、開発経済学の主たる研究課題の1つに含まれる。この分野の展望論文としては、例えば Krueger(1995)、Binswanger *et al.*(1995)を参照されたい。

2) 岡本(2005)言うところの「第2の自由化」とは、本稿で用いる農村調査の3年後すなわち2003/04年度に打ち出された米の供出制度の撤廃と民間輸出解禁をメインとする改革である。ただし本稿執筆時点では、この改革の行方は不透明であり、それぞれの自由化措置の実施度合についても情報が不足・混乱している。本稿の分析はあくまで「第2の自由化」以前の農業政策を対象とするものである。

3) ただし供出米の代金の一部は事前に支払われることから、生産資本への利子が実質的に補填されているため、より正確にはインプリシットな課税額はもっと小さい(詳しくは藤田(2003)を参照)。

4) 本稿では、栗田他(2004)にならい、ミャンマーの行政村である村落区(village tract)を「村」と呼び、それぞれの村落区の正式名称ではなく、その属する郡(township)の名称を用いて調査村を表わすことにする。村落区は通常、数個から10前後の自然村から構成される。

5) 調査地において米の単位面積当たり所得が他の作物よりも低い直接の原因は、生産費構造にある。栗田他(2004)および藤田(2003)を参照。

6) 詳しくは栗田他(2004)、pp. 20-21を参照。

7) また、相続期待を持っている農家は相対的に若い傾向があるため、この年齢差に由来する生産性の格差を別途コントロールするために、世帯主の年齢や世帯構成という説明変数を加えた。

8) 農業生産における規模に対する収穫逡減を仮定すれば、パラメータ A が高いがゆえに稲作比率が上昇した場合、稲作の平均生産性は、悪化する。

9) 別の可能性としては、教育が農業生産性を引き上げる効果が、米だけでなく米以外の作物でも大きい場合に、比較優位という観点からは教育の上昇が米の作付比率の上昇につながらないことが挙げられる。表7と同様の回帰分析を、米以外の作物の生産性を被説明変数として行ったところ、教育の係数はより大きくなったが、統計的には20%水準ですら有意でなかった。したがってこの代替的解釈の適切さについては十

分な判断材料が得られなかった。この推定結果を含む、本稿で省略した補足的推定の実証結果について、関心ある読者は筆者まで請われたい。

10) 脱穀機を保有する農民が、脱穀サービスを他の農民に対して行って得た所得は、耕種所得以外の農業自営所得に含まれている。

参 考 文 献

- 藤田幸一(2003)「90年代ミャンマーの稲二期作化と農業政策・農村金融：イラワジ管区一農村調査事例を中心に」『経済研究』第54巻第4号, pp. 300-314.
- 藤田幸一・岡本郁子(2000)「ミャンマー乾期灌漑稲作経済の実態：ヤンゴン近郊農村フィールド調査より」『東南アジア研究』38巻1号, pp. 22-49.
- 栗田匡相・岡本郁子・黒崎卓・藤田幸一(2004)「ミャンマーにおける米増産至上政策と農村経済：8カ村家計調査データによる所得分析を中心に」『アジア経済』第45巻第8号, pp. 2-37.
- 黒崎卓(2001)『開発のミクロ経済学：理論と応用』岩波書店.
- 岡本郁子(2001)「農産物流通自由化と農村部における流通システムの形成：ミャンマー・リュクトウ産地の事例から」『アジア経済』第42巻第10号, pp. 2-36.
- (2004)「ミャンマーにおける新作物普及と非農家層：農産物流通自由化後のマメ産地3カ村の事例から」『アジア経済』第45巻第2号, pp. 2-27.
- (2005)「ミャンマー市場経済移行期の米流通：その制度と実態の変容」藤田幸一編『ミャンマー市場経済化の課題と展望』(仮題)アジア経済研究所(近刊).
- 高橋昭雄(2000)『現代ミャンマーの農村経済：移行経済下の農民と非農民』東京大学出版会.
- Binswanger, Hans P., Klaus Deininger, and Gershon Feder (1995) "Power, Distortions, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations," in Jere Behrman and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics, Volume IIIB*. Amsterdam: North Holland, pp. 2661-2772.
- Central Statistical Office [CSO](2002) *Statistical Yearbook 2001*, Yangon: CSO, Government of Myanmar.
- Feder, Gershon, Lawrence Lau, Justin Lin, and Xiaopeng Luo (1990) "The Relationship Between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 5, pp. 1151-1157.
- Garcia, Yolanda T., Arnulfo G. Garcia, Marlar Oo, and Mahabub Hossain (2000) "Income Distribution and Poverty in Irrigated and Rainfed Ecosystems: The Myanmar Case," *Economic and Political Weekly*, Vol. 35, No. 52-53, pp. 4670-4676.
- Gotsch, Carl H., with Bashir Ahmed, Walter P. Falcon, Muhammad Naseem, and Shahid Yusuf (1975) "Linear Programming and Agricultural Policy: Micro Studies of the Pakistan Punjab," *Food Research Institute Studies*, Vol. 14, No. 1, pp. 3-105.
- Jamison, Dean T. and Lawrence J. Lau (1982) *Farmer Education and Farm Efficiency*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Krueger, Ann O. (1995) "Policy Lessons from Development Experience since the Second World War," in Jere Behrman and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics, Volume IIIB*. Amsterdam: North Holland, pp. 2497-2550.
- Kurosaki, Takashi (2004) "Labor Contracts, Incentives, and Food Security in Rural Myanmar," mimeo, Hitotsubashi University, Tokyo, July 2004.
- Kurosaki, Takashi and Marcel Fafchamps (2002) "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan," *Journal of Development Economics*, Vol. 67, No. 2, April, pp. 419-453.
- Kurosaki, Takashi and Humayun Khan (forthcoming) "Effects of Education on Farm and Non-Farm Productivity in Rural Pakistan," *Review of Development Economics*.
- Rozelle, Scott and Johan F.M. Swinnen (2004) "Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture," *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. 2, June, pp. 404-456.