

第11章

農村貧困からの脱出と教育：フィリピン農村の事例¹

不破信彦

¹ 本章で採用した社会階層の呼称をはじめとして多くの点に関して编者から有益なコメントを得た。この場を借りて感謝の意を表したい。

1. 序

発展途上国における貧困の動態をめぐる実証分析はあまり多くは存在しない。もし農村家計が貧困状態から脱出する具体的経路を実証的に特定することが出来れば、貧困脱出をさらに促進するような政策を立案することが可能となろう。とりわけ、所得で見た貧困から脱出する上で、教育がどのような役割を果たすかを分析することは意義深い²。その様な政策立案における潜在的な有用性にも拘らず、貧困をめぐる動態分析があまり進んでいないことの主な理由の一つは、その様な分析を可能にするようなデータを構築することが容易でないことにある。本章では、フィリピンの一農村で得られた1962年から1994年の間をカバーするユニークな長期データを用いることによって、農村における社会経済的階層間移動の決定要因を実証的に特定し、その中に教育の役割を位置づけることを目的としている。

開発経済学の理論的文献では、家計の意思決定モデルの理論枠組みに信用市場の不完全性を導入することによって、様々な社会の階層分化が均衡状態として出現することを説明する業績が1990年代以降登場している。ある社会で一定の階層構造が固定化することの説明としてそれらの理論が示す論理とは、極めて大雑把に言うと次のようなものである。即ち、もともと投資資金の持ち合わせが無く、また通常の担保となるような資産も持たない貧しい家計は、（信用市場の不完全ゆえに）将来の収入を当て込んで資金を借り入れて投資を行うことは出来ない。従って、例えば教育のように潜在的に将来高収入をもたらすような投資機会が存在したとしてもそれらの投資を行うことが永久に出来ない。その結果、投資資金をもった比較的裕福な家計のみが投資活動を通じて将来の収入を高めることが出来る一方、そのような投資を行えない貧しい家計は収入を高める機会がないため永久に貧しいまま留まり、富の不平等が長期的に持続する、という理屈で

² 本章で使用する「貧困」という言葉は、所得又は消費支出水準で定義される狭義の貧困概念に限定される。後に明らかになるように、本章の分析では「社会階層」の概念を用いて貧困を規定するが、そこでの「社会階層」概念も、あくまでデータが存在しない恒久所得水準を類推する手段として用いられているからである。

ある³。

一般に理論モデルは家計の階層間移動の背後にある様々な潜在的メカニズム（決定要因）を明らかにするが、政策立案にあたっては、農村における貧困削減の観点からそれらの決定要因の中で特に何がより重要な役割をはたしているかを定量的に評価することが要請されよう。本章はそのような要請に応えるべく、一つの方向性を提示することを目指す。本章の定量分析の結果は、それらの理論モデルの多くが示すように初期の家計間の資産賦与パターンがその後の階層移動の重要な決定要因であることを示しているが、それに加えて、マクロ経済環境も資産配分に劣らず重要な決定要因であることをも示唆している。

発展途上国の貧困の動態を扱った実証文献の中では、比較的最近になって、貧困層からの脱出を含めた家計の階層移動の決定要因の特定を目指した研究が登場しているが、それらの結果によると、家計の資産賦与、就学年数、世帯主のライフサイクル、等がその主要因として見出されている（例えば、Fuwa [2000], Jalan and Ravallion [2000]）。これらの文献では、一般には家計の階層間移動といった場合の「階層」とは所得や消費支出水準によって規定されている。しかし、最近の実証研究の結果によると、所得又は消

³ 静学モデルを用いて階級分化を説明した古典的な業績はEswaran and Kotwal (1986)である。このテーマを更に動学モデルによって発展させたものが、Banerjee and Newman (1993)、Galor and Zeira (1993)、Ljungqvist (1993)等である。これらの動学モデルに共通していることは、より厳密に言うと、信用市場の不完全とある特定の投資（例えば人的資本投資）の分割不可能性の結果として、（複数の）定常均衡状態として出現する階層分化のパターンが初期の資産配分に依存して決まることを示している点である。それらより先、Loury (1981)は、たとえ信用市場の不完全が存在しても、そのことのみでは、必ずしも長期の階層分化パターンが初期の資産配分によって影響されることを意味しないことを示している。従って、これら社会階層分化の動学モデルの結果が成り立つためには、信用市場の不完全と投資の不可分性の両方の条件が必要となる。（Bardhan and Udry 1999: 129-130（邦訳版では188-189ページ及び訳者注134 - 136ページ）を参照）本章で採用した理論的枠組みは、それらの理論モデルの中でもBanerjee and Newman [1993]のそれに最も近いといえる。とりわけ、社会階層分化が各家計の職業選択の結果として生じるといふ基本的考え方において、我々の理論枠組みとBanerjee and Newman [1993]の理論モデルは共通している。

費支出によって規定された貧困層には、短期的な幸運・不運によってもたらされる所得水準の変動によって生じる所謂「過渡期的貧困層(the transitory poor)」が多く含まれていること、そしてその様な「過渡期的貧困層」と、政策担当者にとってより関心が高いと思われる「慢性的貧困層(the chronic poor)」との間では、その貧困脱出の可能性の決定要因にも違いがみられること、等が最近わかってきている。また、多くの文献が比較的短期間の観察期間に基づいたものであるために、マクロ経済的環境の変化が貧困脱出の動きに与える影響を検討した研究も従来極めてまれであった。

本章では、その様な発展途上国における貧困の動態に関する既存文献のギャップを部分的にせよ埋めることを意図している。本章では、所得や消費支出にもとづく階層間の移動ではなく、長期間にわたる農村家計の社会階層（その内容は後の節に定義される）間の移動に焦点を当てる。また、本章では、貧困からの脱出可能性の決定要因としての各家計レベルの属性（例えば、教育水準や土地の賦与状況等）とマクロ経済的環境との間の相対的な重要性やその時系列変化を定量的に評価することをも同時に目的とする。

本章は以下の構成からなる。まず次の第2節では、調査対象村および本章で使用したデータの主な特徴を簡単に叙述する。次に第3節は調査村の社会階層分化の構造、その過去30年間の変化、そして家計の階層移動パターンの叙述を行う。第4節は本章の分析の理論的フレームワークを提示する。第5節では、その理論的フレームワークのもとに、実証分析のための推定モデルの導出が行われる。第6節では、実際の推定結果とその解釈の提示を行う。そして、第7節では政策的インプリケーションについて若干の検討をおこなう。

2. 調査村とデータの特徴

本調査村は、フィリピン・ルソン島北部のパンガシナン地方のほぼ中央に位置し、マニラからは北へ約170Kmの距離にある。村の主要作物は米であるが、その他に砂糖、タバコ、野菜類（とうもろこし、トマト、ナス等）、果物類（マンゴ等）が生産されている。1970年代中ごろ以降ほとんど全ての米作農家は在来品種から高収量品種へと転換したが、他の中部ルソン地域などと若干異なり、灌漑システムの機能不全のため高収量品種のメリットを十分には享受できてはいない。

本調査村において、1962、1966、1971、1976、1981、1994年の6回にわたり全戸セン

サが行われた。⁴そのデータには、家族構成や構成員の教育、職業、土地保有などが含まれるが、所得の調査は1994年にのみ行われ、また消費支出の調査は行われていない。従って所得や消費水準からみた階層移動は観察できないので、本論文では「社会階層」間の移動に専ら焦点をあてる。経済厚生水準の時系列変化を観察するにあたって（中・長期的な）社会階層間移動に着目することは、所得階層（又は消費支出階層）に着目する場合に比べていくつかの利点がある。まず第一に、本論文で着目する土地アクセスや職業といったカテゴリーにもとづく貧困の定義は、短期的な所得変動の影響を受けないものであり、「慢性的貧困層」をその分析対象とすることを意図するものである。（例えば、Dreze, Lanjouw and Stern [1992]も似たような議論を展開している。）また、本データは5年間毎の家計の階層間移動をその観察単位とするが、5年間という期間は、職業の変化や土地保有の変化といった、より長期的に家計の厚生水準に大きな影響を与える変化を観察するのに適していると思われる。更に、所得や消費支出をもとに経済厚生水準の変化を観察する場合大きな障害となるのが測定誤差の存在であり、所得データの場合とりわけその問題は深刻である。（Bauluch and Hoddinot [2000]）他方本章で「社会階層」の定義に用いる土地保有量や職業といった変数は、所得や消費支出にくらべると測定誤差の問題が大きく影響する可能性は小さいものと思われる。

第二に本データの持つ今ひとつの強みは、標本調査ではなく全戸調査である点である。一般に長期間にわたってパネルデータを収集しようとする場合、サンプルの代表性を確保することと同一主体の変化を継続して観察することとの間には一定のトレードオフが存在する（Deaton [1997]）。即ち、もし初回の調査で代表的なサンプルを抽出したとしてもその同じサンプルを継続して追跡調査していくと、時間が経つにつれて母集団自体が変化してゆくために、継続調査しているサンプルが次第に母集団を代表するものではなくなっていくということになる。その点本データは全戸調査なため、戸別家計の変化を追跡することが出来ると同時に、母集団の変化自体も同時に把握することが出来るわけである。従って、本章では、サンプルによるパネルデータを利用する場合とは異なり、約30年以上の期間にわたる階層間移動のパターンを母集団の変化を含めて観察することが可能である。

⁴ 1962から1981にかけての調査はカリフォルニア大学人類学部のJames N. Anderson氏によって行われ、1994年の調査は筆者によるものである。

本データにはそれらの利点がある一方でいくつかの限界も存在する。まず、本章は単一農村の観察データによるものであるため、その結論を一般化しようとする場合に当然限界が生じる。更に、本データでは観察期間中に村の外へ移住した家計に関しては追跡調査をしていないが、このことも推量を行うにあたって潜在的に重要な問題点である⁵。

3. 調査村内の階層構造と階層移動のパターン

農村家計が貧困から脱出する経路を特定するため、本章では4つの社会階層を定義し、家計の階層間の移動をもって貧困脱出を観察することにする。本章で用いる社会階層の定義は、1960年代初頭にこの村において住み込み調査を行ったJames Anderson [1964]にもとづくものであり、各家計の所属階層は農地へのアクセス及び主な稼ぎ手の職業によって決定される。ここで用いる4つの社会階層とは、(土地なし)労働者階層 (Irregularly Employed)、小作農家階層 (Tenant)、自作農家階層 (Small Owner)⁶、非農業上層 (Non-agricultural Regularly Employed) である⁷。労働者階層は、農地へのアクセスを全く或いは殆ど持たず、安定的な定収入源ももたない。彼らは日雇いの農業労働(田植え、除草、刈入れ、等)及び非農業労働(建築現場、トライシクルの雇われ運転手、等)を転々としながら生計を立てている。小作農階層は、小作契約により農地へのアクセスを得ている農家である。一方自作農階層は(少なくとも1/3ヘクタール以上

⁵ 村の外へ移住した家計の存在が計量経済モデルの推定値に与える潜在的影響に関しては、Fuwa(2003)のAppendixにおいてより詳細な検討を行っている。他方、年を追う毎に我々の分析対象に新たに加わった家計の内訳は、村内の他の家計からの独立(約6割)、もともとの村の出身者が一時期村外へ移住した後再び戻る場合(約3割)及び村外からの新規流入(約1割)であるが、計量経済モデル分析にあたっては便宜上これらのプロセスは外性的にランダムに決定されると仮定して解釈される。

⁶ 実際にはこのカテゴリーには自らは耕作をしていない小規模地主(proprietor)も僅かながら含まれているが、便宜上この呼称を用いる。

⁷ ここでの英語の呼称はAnderson(1964)のものを踏襲しているが、例えば「regularly employed」に含まれる職業はその後大きく拡大し、常雇の「被雇用者」のみならず自営業者も含まれているため「非農業上層」と呼ぶこととし、又「irregularly employed」については日本語の語呂が悪いため「非常雇労働者」と直訳せず単に「労働者」とすることとした。

の) 農地を所有している家計をして定義される⁸。また、その様な農地へのアクセスによる階層分化とは別に安定的な非農業所得を得ている階層が非農業上層であり、代表的な職業としては、学校の教師、民間企業の常勤職員、公務員、運輸サービス(トライシクル、ジープニー)のオーナー運転手、万屋の店主、等が含まれる。更に、この村では後述の通り海外出稼ぎ収入を主な収入源とする家計も少なくなくそれらもこの非農業上層の中に含まれている。非農業上層の家計は一様に裕福であるわけではないものの、村の中でもっとも裕福な家計は一様にこの階層に属する家計であり、フィリピン全体の階層構造の中では中産階級に属している。

表1は1994年時点での各階層ごとの平均所得及び貧困率を示している。それによると、労働者層と小作層の間では一人当たり平均所得に大きな差は無く、ともに貧困線であるP6,000を下回っていた⁹。他方自作農層の平均所得は貧困線を上回り、また非農業上層の平均所得は自作農層のその二倍以上であった。階層別の貧困率のパターンも階層別の平均所得のパターンに概ね準じていることがわかる。従って、以下では、労働者階層と小作農階層を「貧困階層」と定義することとする。

表2はこの村に於ける1962年から1994年の間の階層構造の変化を示している。自作農層の比率の著しい減少及び小作層の緩やかな減少に現れているように、この30年間の間に総じて農業を主な収入源とする家計の割合が減少してきていることがわかる。同時に、労働者層の割合は1960年代から1970年代にかけて大きく上昇した後1980年代には若干減少している。また、非農業上層の割合の増加は更に目覚ましいものがあり、1994年の時点では4つの社会階層の内最大割合を占める階層となった。そのことは、世帯主の子供(その内の少なからぬ部分は海外の出稼ぎ労働者である)の収入に大きく依存する世帯が特に1980年代以降増えたこととも関連している。表2及び表3は、1981-1994年間の非農業上層への上昇移動は、主に海外出稼ぎ機会が飛躍的に拡大してきたことと密接に関係していることを示している。表2を見ると明らかなように、1980年代以降、それ以前に

⁸ 従って、本章の定義では、1/3ヘクタール未満の農地を所有する農家は小作農階層に分類される。

⁹ ここで用いている貧困線は、1日あたり2000Kcalのカロリー摂取量をもとに一定の食料外支出を加え、更に地域ごとの価格指数でデフレートしたもの(Balisacan 1999による)を用いている。

比べて海外出稼ぎ労働者の数が飛躍的に増加している。また表3により、1981年から1994年の間に他の社会階層から非農業上層へと移動した家計の内の過半数（53%）の家計において、海外出稼ぎの職を得ることがその様な上方階層移動に繋がったことがわかる。

より詳細な階層間移動のパターンは各データの時点の間での階層移動確率マトリックス（表4）によって要約される。表4の5つの各パネルの各行には、始めの年に（その行の）左端の列に示された階層に属していた家計のうち最上行に示された階層へ移動した家計の割合がそれぞれ示されている。従って例えば、1962 - 1966年の階層間移動マトリックスの第一行目を見ると、1962年に労働者階層に属していた家計のうち、1966年時点で53.1%がそのままの階層に留まった一方、10.9%が小作農階層へ、4.7%が自作農階層へ、1.6%が非農業上層へそれぞれ移動し、更に14.1%については（家計構成員の移動や死亡により）家計そのものが解体消滅し、15.6%は村外へ移住したことが読み取れる。表4からは、1962年から1981年の間において、いずれの社会階層においても過半数の家計は階層間の移動をしなかったことがわかる（即ち、階層間移動確率マトリックスの対角線上の確率が何れも0.5以上）。ところが、1981年から1994年の間には、階層移動をしない確率が、非農業上層を除いて大きく低下している。但しここで、1981-1994年間の移動確率は、それ以前の移動確率と観察期間が大きく異なるために、直接的にその大小を比較することは困難であることには留意する必要がある。いずれにせよ、非農業上層が最も安定的な階層（即ち、一旦この階層に到達するとその後には下降移動をする可能性が相対的に少ない）であることが伺える。

本章で採用した社会階層の分類によると、貧困層（即ち労働者層又は小作層）からの脱出経路としては、安定的な非農業所得による貧困脱出（非農業上層への移動）または所謂「農業階梯」によるもの（即ち自作農層への移動）の二通りの道筋がありうる。表5の1行目を見ると、例えば、1962 - 1966年の間に「農業階梯」を通じて労働者階層から上昇移動した（即ち小作農階層又は自作農階層へ移動した）家計が1962年時点の労働者家計の15.6%あり、非農業ルートを通じて上昇移動した（即ち非農業上層へ移動した）家計が1.6%あったことを示している。表5の時系列を追ってみると、非農業上層への移動によって貧困層から脱出する割合が「農業階梯」による貧困脱出に比べて増加し

てきていることが読み取れる。¹⁰

4. 農村家計の階層移動の理論モデル

本節では、次節で導出される実証モデルのもととなる理論モデルを提示する。このモデルは、信用市場の不完全及び人的資本投資の分割不可能性の結果として社会階層分化が起こることを示したBanerjee and Newman [1993]、Galor and Zeira [1993]、及びLjungqvist [1993]等の動学モデルのアイデアを踏襲したものである。まず、村の各家計は以下で表される効用関数を最大化するべく行動するものと仮定する。

$$\max \sum_{t=0}^T \delta^t U(C_t, L_t^L), U_C > 0 \text{ and } U_{L^L} > 0, \quad (1)$$

ここで、 C_t 及び L_t^L は、 t 期における消費財の消費量及び余暇時間、 δ は割引因子であり、効用関数は標準的な性質を持つものと仮定されている。各家計が保有しうる資産は土地（農地）及び人的資本からなり、それらの資産から所得を得るものとする。即ち、

$$\begin{aligned} Y_t &= f(p_t^F, A_t, L_t^F) + h(H_t, Z_t) L_t^{NF} \\ &= C_t + I_t^F + I_t^H, \end{aligned} \quad (2)$$

であり、ここで Y_t は t 期における家計の総所得、 $f(p_t^F, A_t, L_t^F)$ は農業の交易条件（ p_t^F ）、土地保有量（ A_t ）、農業の労働投入量（ L_t^F ）によって決定される農業収益を表し、 $h(H_t, Z_t)$ は人的資本から得られる単位時間当たりの収入、 H_t は人的資本ストック、 L_t^{NF} は非農業労働量、 Z_t は非農業就労機会をそれぞれ表す。また総所得 Y_t は各期 t において、消費財消費、土地投資（購入又は売却）及び人的資本投資の合計に等しい。即ち、信用市場が存在せず、各家計は現金収入制約が有効であると仮定している。 t 期における各家計の総労働力（ L_t ）は、以下で表され、

$$L_t = L_t^F + L_t^{NF} + l(I_t^H) + L_t^L, \quad (3)$$

ここで $l(I_t^H)$ は、潜在的労働力のうち就労せずに就学している家計構成員をあらわし、それは人的資本投資量（ I_t^H ）に依存する。また、家計はもうける子供の数を決定すること

¹⁰但し1976年-81年間は例外である。1971-76年の間に非農業上層への移動が多かった理由として考えられるのは、1970年代マルコス独裁政権下でのマニラ都市圏の建設ブームである。本調査村でも、比較的若い小作農及び労働者達がこの時期契約労働者としてマニラへ出稼ぎに出ていた。彼らの多くは、ブームの終了後には村にもどって元の職業につく場合が多かった。

により総労働力 (L_t) をコントロールすることが出来るとする。

$$L_{t+1} = L_t + DL_t, \quad (4)$$

但し、 DL_t は t 期から $t+1$ 期にかけての総労働力の変化分を表す。また期を追って変化する土地と人的資本のストックは以下の関係によって規定される。

$$A_{t+1} = A_t + I_t^F, \quad (5)$$

$$H_{t+1} = H_t + I_t^H. \quad (6)$$

初期の賦与資産 (A_0, H_0)、総労働力 (L_0)、及び終期条件が与えられると、家計は各期の最適水準の土地投資 (I_t^F)、人的資本投資 (I_t^H)、消費財消費 (C_t)、労働力の増減量 (DL_t) そして家計内労働力の配分 (L_t^F 、 L_t^H 、 $1(I_t^H)$ 、 L_t^L) を決定する。

すると、ある時間 t 期において家計は、土地及び人的資本の保有状態によって以下の3つの社会階層のうちのいずれかに属する。

$$\begin{aligned} (\text{階層 1}) \text{ 土地無労働者階層} : & A_t = 0 \text{ かつ } H_t < \tilde{H} \\ (\text{階層 2}) \text{ 農家階層} : & A_t > 0 \text{ かつ } H_t < \tilde{H} \\ (\text{階層 3}) \text{ 非農業上層} : & A_t \geq 0 \text{ かつ } H_t \geq \tilde{H} \end{aligned} \quad (7)$$

ここで、 \tilde{H} は非農業上層としての雇用に必要とされる最低間の人的資本ストックである¹¹。さらに、家計は付与資産水準 (A_t 及び H_t) の変動に伴って3つの社会階層間を移動することになるが、期間 t から $t+1$ にかけて階層 j から階層 k へ移動する条件を $TR_{jk}(t)$ と表すことにすると、各階層間の移動の条件は以下によって表される。

$$\begin{aligned} TR_{11}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t = 0 \text{ and } I_t^H < (\tilde{H} - H_t), I_t^F = 0\} \\ TR_{12}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t = 0 \text{ and } I_t^H < (\tilde{H} - H_t), I_t^F > 0\} \\ TR_{13}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t = 0 \text{ and } I_t^H \geq (\tilde{H} - H_t), I_t^F \geq 0\} \\ TR_{21}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t > 0 \text{ and } I_t^H < (\tilde{H} - H_t), I_t^F = -A_t\} \\ TR_{22}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t > 0 \text{ and } I_t^H < (\tilde{H} - H_t), I_t^F > -A_t\} \\ TR_{23}(t) &= \{H_t < \tilde{H}, A_t > 0 \text{ and } I_t^H \geq (\tilde{H} - H_t), I_t^F \geq -A_t\} \\ TR_{31}(t) &\equiv 0^{12} \end{aligned}$$

¹¹理論モデルでは単純化のため小作農階層と自作農階層との区別はしていないが、後の実証モデルにおいてはこの区別をおこなう。

¹²一般に土地等と異なり人的資本は「売却」することが出来ないため、ここでは非負であると仮定しており、従って非農業上層家計から下方階層移動は起こりえないことになる。現

$$TR_{32}(t) \equiv 0$$

$$TR_{33}(t) = \{H_t \geq \tilde{H}, A_t \geq 0 \text{ and } I_t^H \geq 0, I_t^F \geq -A_t\} \quad (8)$$

5. 推定モデル

5-1. 多項ロジットモデルの導出

McFadden [1973]の「ランダム効用モデル」の考え方を直接応用し、推定モデルは多項ロジット (multinomial logit) モデルを用いる。実証モデルの導出にあたって、各家計はt期の期首において与えられた資産賦与 (A_t及びH_t) に基づいてその後5年間の間の効用を最大化すべく投資 (I_t^F、I_t^H) 及び労働力配分を決定すると仮定する。更に先程の理論モデルで示されたような (我々研究者にとって) 観察可能な変数によって規定される間接効用関数V(・)は、

$$\max \sum_{s=t}^T \delta^s U(C_s, L_s^L) \equiv V(t, A_t, H_t, L_t, Z_t, p_t^F), \quad (9)$$

と表すことが出来る。ここで、Tはt期から5年後の時点であるとする。ところが、各家計の実際の間接効用関数は、上式で定められた (我々研究者にとって) 観察可能な変数以外にも依存すると思われるので、実際の間接効用関数は観察可能な変数に依存する部分と、家計本人にとってのみ観察可能な (我々研究者にとっては観察不可能な) 変数に依存する部分との和として表されるものと仮定する。即ち、t期における家計i の意思決定のもととなる実際の間接効用関数 v_tⁱ は以下のように表されるものとする。

$$v_t^i = V(t^i, A_t^i, H_t^i, L_t^i, Z_t, p_t^F) + \varepsilon_t^i. \quad (10)$$

間接効用関数の外部からは観察不可能な部分 ε_t^i は、家計構成員の先天的な「能力」や、消費財と余暇の間の相対的な選好度等に関する家計間の差異を反映していると考えられる。実際に観察された階層間移動が各家計の効用最大化行動の結果としてあらわれているという前提で考えると、もし期間tから期間Tの間にある家計が階層jから階層kへと移動したことが観察された場合には、以下が成り立つものと考えられる。

$$v_t^i = v_t^i \Big|_{\substack{\text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } k \text{ at } T}} = V_{jk}(t^i, A_t^i, H_t^i, L_t^i, Z_t, p_t^F) + \varepsilon_{jkt}^i$$

実は、老化による世帯主の引退や死去、失業や家族構成員の移動など (本モデルでは外性的要因) により非農業上層家計から下方階層移動が起こりうる。

$$v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i > v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i = V_{jl}(t^i, A_t^i, H_t^i, L_t^i, Z_t, p_t^F) + \varepsilon_{jlt}^i, \text{ for } l \neq k, \quad (11)$$

ここで $v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i$ は、期間 t に階層 j から階層 l への階層移動をもたらすような投資及び労働

力配分を行うという制約条件下での効用水準 (v_t^i) を表す。(但し、この場合 $v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } k \text{ at } T \end{array} \right\}}^i$

は、効用最大化の投資及び労働力配分選択、即ち実際に家計が選択した行動に対応しているので、その効用水準は制約条件無しの場合の最大効用水準 v_t^i に等しい)。即ち、ある家計 i が t 期に j 階層から T 期に k 階層に移動したことが観察された場合、実際に観察された階層移動につながるような投資行動 (I_t^F と I_t^H の組み合わせ) を選んだ場合の効用水準が、それ以外のいかなる投資行動を選んだ場合よりも高かったはずである、と事後的に解釈できる。

このモデルは、経済主体 (家計) にとっては不確実性を含んでいないが、我々研究者の観点からは、家計の効用水準の決定要因のうち ε_{jkt}^i の部分は観察不可能であるため、(期間 t から期間 T の間に家計 i が階層から階層へ移動する) 階層移動確率を以下のように定義することが出来る。

$$\begin{aligned} P_{jkt}^i &\equiv \text{Prob}(\text{期間 } t \text{ から期間 } T \text{ の間に家計 } i \text{ が階層から階層へ移動}) \\ &= \text{Prob}\left(v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } k \text{ at } T \end{array} \right\}}^i > v_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i, \text{ for } l \neq k. \right. \\ &= \text{Prob}\left(V_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } k \text{ at } T \end{array} \right\}}^i + \varepsilon_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i > V_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i + \varepsilon_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i \right) \end{aligned} \quad (12)$$

更に、家計の間接効用関数のうち観察可能な変数に依存する分を線形で近似できるものと仮定し、尚且つ外性変数をベクトル \mathbf{X}_t^i にて表すことにする。

$$\mathbf{X}_t^i \equiv \{t^i, A_t^i, H_t^i, L_t^i, Z_t, p_t^F\}, \quad (13)$$

$$V_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } k \text{ at } T \end{array} \right\}}^i \approx \mathbf{X}_t^i \boldsymbol{\beta}_{jk}, \quad (14)$$

すると、家計 i の階層間移動確率は以下のように書き直すことが出来る。

$$P_{jkt}^i = \text{Prob}(\mathbf{X}_t^i \boldsymbol{\beta}_{jk} + \varepsilon_{tjk}^i > \mathbf{X}_t^i \boldsymbol{\beta}_{jl} + \varepsilon_{tjl}^i), \quad \text{但し } \varepsilon_{tjl}^i \equiv \varepsilon_{\left. \begin{array}{l} \text{class } j \text{ at } t \\ \text{class } l \text{ at } T \end{array} \right\}}^i. \quad (15)$$

McFadden [1973]が示したように、ここで更に、家計の間接効用関数の観察不可能な部分（ ε_{ijt}^i ）が家計 i 及び時系列 t の間に互いに独立かつ同一の「タイプ 1 の極値分布(type 1 extreme value distribution)」で分布しているものと仮定すると、家計 i の階層間移動確率は多項ロジットモデルの形をとる。

$$P_{jkt}^i = \frac{\exp(\mathbf{X}_t^i \beta_{jk})}{\sum_{h=1}^M \exp(\mathbf{X}_t^i \beta_{jh})}, \quad (16)$$

但し、 M は、社会階層カテゴリーの総数（=4）である¹³。

5-2. 階層間移動確率の決定要因 X_t

階層間移動の説明変数としては、大きく分けて家計レベルの属性及びマクロ経済変数からなる。家計の属性として含まれる変数は、世帯主の年齢及び年齢の2乗、3つの賦与資産（即ち総労働力（当該家計に同居しているか否かに関わらず世帯主の生存している全ての子供の合計数）、土地保有量（小作層に関しては耕作農地面積、自作農層については所有農地面積）、人的資本ストック（世帯主及び配偶者の就学年数及び10歳以上の子供の平均就学年数を合計したもの））、そして自作農階層については「自小作農ダミー」を含んでいる。自小作農とは所有する農地に加えて借地によって更に耕作面積を拡大している自作農をさすが、自小作農ダミーは自作農階層の中でもとりわけ農業に対して職業としての強い選好または高度のコミットメントをもった家計であると解釈できる¹⁴。即ち、農家の多様性の一端を反映した変数として解釈する。一方マクロ経済環境を表す変数としては¹⁵、国民所得（GDP）成長率（5年間平均）、実質賃金率（5年間

¹³ (16)式から推定に用いる対数尤度関数を導出する際には、データポイントの間隔が均等でないことを調整する必要がある。そこで約5年を一単位として、間隔のあいている1981年から1994年の間の移動確率は3回連続の一階マルコフ変換の結果であると解釈して尤度関数を導出し推定を行った。詳しくはFuwa (2003)を参照されたい。

¹⁴ この解釈は、この村に於ける「自小作」農民の社会・経済的行動様式を詳細に叙述したAnderson (1964)に基づく。そこでは、「自小作」農民は、一般に農業に対する深いコミットメントを持ち、「革新的で進歩的」な農業生産者である、とされる。

¹⁵ これらマクロ経済変数は各年次においては全ての家計に共通の変数であるため、時系列変化によってのみその係数の推定が行われる。

平均) 但し、労働者階層については非熟練労働、非農業上層については熟練労働賃金率を適用、農業の交易条件指数¹⁶(小作農階層及び自作農階層に関して適用)である。

その他にも階層間移動に潜在的に影響を与える要因として資産の収益率の変化があげられる(例えばGunning, et. al. [2000])。実際本調査村においても1980年代以降、海外出稼ぎ機会の飛躍的拡大に代表されるような主要な変化が見られ、その様な変化が階層間移動確率に影響を与えていた可能性が強い。従って本章では、家計の三種類の保有資産(労働力、農地、人的資本)のそれぞれと、1981年以降のデータについて1の値をとるダミー変数との交差項を加えることにより、これら資産の移動確率に対する影響度が1980年代以降変化したか否かを統計的に検定することとする。

6. 推定結果とその解釈

推定された係数は表7に示され、また統計的に有意な説明変数についてそれぞれの説明変数が階層移動確率に与える限界的インパクトが表8に示されている。総じて家計の保有資産量がその後の階層移動の有意な決定要因となっていることが見出され、これは信用市場の不完全を盛り込んだ社会階層分化の理論モデルと整合性を持つ実証結果といえる。しかしそのみならず、マクロ経済環境も資産保有に劣らず階層移動に大きな影響を及ぼすことも同時に見出される。

6-1. 貧困からの脱出 下層階層(労働者階層及び小作階層)の階層移動

表7の左から3列は、労働者階層からそれ以外の3つの階層への移動の確率についてそれぞれロジットモデルの推定式の係数の推定値及びt検定値を示している。また、表8の行番号1から5には、推定係数が統計的に有意に0と異なる説明変数について、各説明変数の変化の移動確率に対する限界的インパクトが示されている。労働者階層から小作階層への移動に関しては、いずれの説明変数も統計的に有意にはなかった。しかしそのことは筆者の農村調査時に得た印象に照らしてさほど驚くべき結果ではない。筆者の聞き取り調査によると、土地無し労働者が小作農となる(又は小作農が耕作農地を更に拡大する)ということは、(親から耕作権を直接引き継ぐケースを除いては)一般に地

¹⁶米価に対する、消費者物価指数と農業生産費指数の加重平均値の比率によって定義される。尚、農業生産費指数は、農業労働者賃金と肥料価格の加重平均値によって構築された。また労賃と肥料の比重はHayami *et al.*のデータから計算した。

主が地元の評判（例えば、働き者であるとか、百姓として優秀であるといった）をもとに自ら目星をつけた労働者又は小作農にアプローチをすることの結果であることが多いようである。従って、小作農としての地位の獲得に重要な要因は、教育等といった（外部の研究者にとって）観察可能な要因ではなく、農民としての潜在能力や評判、地主との非公式なコネクションの有無等といったむしろ観察不可能な要因（但し村の住民にとっては風評などにより観察可能である）によって左右されると考えられる。

労働者階層から自作農階層への階層移動の決定要因として統計的に有意であったのは、GDP成長率と子供の総数（但し後者は1980年代以降のみ有意）の二つであった。GDP成長率1%の（又は標準偏差分の）上昇は、移動確率を10（32）パーセンテージ・ポイント増加させ、子供一人（又は標準偏差分）の増加は、移動確率を8.7（21）パーセンテージ・ポイント増加させる。

他方労働者階層から非農業上層への移動確率の有意な決定要因は、人的資源ストックとGDP成長率であった。予想されるとおり教育は非農業上層としての地位を得るのに決定的に重要な条件である。1960年代から1970年代にかけて一年（又は標準偏差分）追加的に就学することは、移動確率を0.2（又は1.3）パーセンテージ・ポイント上昇させる効果をもっていたが、1980年代以降その効果は約4倍と大きく増大した。これは、先にみたように海外出稼ぎ労働の機会が拡大したことを反映していると考えられる。また、より高いGDP成長率は、「農業階梯」及び非農業の両方のルートを通じて貧困脱出の確率を高める事がわかる。1960年代から1970年代の間は、労働者階層から非農業上層への移動確率に関し、家計の属性よりも経済成長率のほうが定量的により重要な決定要因であった。即ち標準偏差分のGDP成長率の上昇に伴う移動確率の増加分は、一標準偏差分の就学年数の増加に伴う移動確率の増加分の5倍以上であった。ところが1980年代以降は教育投資のリターンの上昇によって、就学年数とGDP成長率がともにほぼ同等の重要性をもつ決定要因となった。

一方、小作農階層を出発点とする階層移動確率の決定要因についての推定結果は表7の第4列から第6列目及び表8の行番号6から11に示されている。労働者階層から小作階層への移動確率に対しては観察可能な変数は有意な影響を与えてはいなかったが、一旦小作農階層の地位を得ると、労働者階層への下降移動を妨げる最大の要因はより大きな耕作面積をもっていることである。追加的な1ヘクタールの（又は一標準偏差分の）農地の増加は、労働者階層への（下降）移動確率を0.02（又は0.01）パーセンテージ・ポイント

減少させる。

また小作農階層の上方階層移動確率についてみると、小作階層から自作農層への移動確率に関して有意な決定要因は、就学年数、農業の交易条件、そしてGDP成長率である。従って、小作農が「農業階梯」をさらに上昇する際には、耕作地の大きさ（これは有意な決定要因ではない）よりもむしろ教育の方が重要であるという結果が得られた。但し、教育水準は統計的に有意な決定要因ではあるものの、その定量的影響は極めて小さいことに留意する必要がある。即ち、追加的な一年間の（又は一標準偏差分の）就学増加は、自作農階層への移動確率を0.003（0.02）パーセンテージ・ポイント増加させるに過ぎない。また農業の交易条件の改善は、小作農が農地に投資をして土地所有階層へ上昇するインセンティブを与えることがわかる。一標準偏差分の交易条件の改善は、「農業階梯」の上昇確率を0.3パーセンテージ・ポイント増加させる。より高いGDP成長率が自作農階層への上方移動確率に対して有意で負のインパクトをもつことはやや意外であるが、これは、GDP成長の上昇は非農業部門の就労機会の拡大を伴う場合が多くその様な状況下では小作農家計の構成員（必ずしも世帯主ではない）が非農業部門の雇用に出て行くために相対的に農地に投資するインセンティブが減少することによるもの、と解釈できるかもしれない。

小作農階層にとっても、非農業上層への移動の最も重要な決定要因の一つは、やはり教育水準である。一年の（又は一標準偏差分の）追加的就学年数増加は、移動確率を1（又は5）パーセンテージ・ポイント上昇させる。更に1980年代以降は、より多くの子供を持つことが非農業上層への移動確率を高めることになった。子供一人当たりの平均就学年数をコントロールした上で、追加的な一人（又は一標準偏差分）の子供の増加は、移動確率を20（又は53）パーセンテージ・ポイントも上昇させる。これもやはり、1980年代以降の海外出稼ぎ機会の急速な拡大が影響しているものと思われる。即ち、各子供の教育水準を一定すると、一家計あたりより多くの子供を持つ方がより多くの就労機会を捕らえることが可能となるからである。しかし、労働者階層の場合とは異なり、GDP成長率は小作階層から非農業上層への移動確率の有意な決定要因とはみとめられなかった。

潜在的には「農業階梯」又は非農業部門の常雇労働（或いは自営業）の2つの貧困脱出ルートがありうるというものの、先に既にみたように、特に1980年代以降「農業階梯」を上昇してゆく可能性は急速に減少してきている。従って、今後は貧困脱出の経路

としては主に非農業ルートを前提として考える必要がある。その場合、非農業部門の経済的機会の拡大（国民経済の高成長や出稼ぎ機会の拡大）と教育投資へのアクセスが十分であることがその必要条件となる。

6-2.農村中流階層の階層移動（自作農階層と非農業上層）

次に、調査村の社会階層構造の中では上流階層に属する自作農及び非農業上層に属する家計の階層間移動の決定要因をみてみよう（表7の第7列から9列、及び表8の行番号12から28まで）。先に見たように、小作農家計の労働者層への下方階層移動確率の主要因は耕作地面積であった。他方自作農階層から労働者階層への下方移動確率の有意な決定要因は、子供の数、就学年数、保有農地の大きさ、及び農業への強いコミットメントを反映する「自小作」ダミーである。また1980年代以降子供の数の移動確率に対するインパクトはそれ以前に比べて増大した。1960年代から1970年代にかけて、追加的に一人（または1標準偏差分の）の子供の増加は、自作農階層から労働者階層への下降移動の確率を平均0.03（又は0.09）パーセンテージ・ポイント増加させたが、更に1980年代以降は、子供の数の移動確率に対する限界的なインパクトは更に3倍以上に増大した。従って、より多くの子供を持つという選択肢は、村の下層階層の家計の場合と上層階層の家計の場合では丁度正反対の効果をもつことがわかる。即ち、より多くの子供を持つことは下層階層家計にあっては階層上昇の可能性を高め、他方自作農階層にあっては逆に下降階層移動を促進するという効果を持つ。一方自作農層から小作農階層への階層移動確率の最も重要な決定要因は子供の数（但し1980年代以降のみ）及び保有農地の規模であった。

自作農階層から非農業上層への階層移動確率の有意な決定要因は、就学年数及び「自小作」ダミー、更に1980年代以降はそれに加えて保有農地規模であった。また就学年数の限界的インパクトは1980年代以降それ以前に比べて増大した。1960年代から1970年代にかけて就学年数の1年（又は1標準偏差分）の増加は、自作農階層から非農業上層への移動確率を0.1（又は0.6）パーセンテージ・ポイント増加させたが、1980年代以降は更に就学年数の移動確率に対するインパクトはその4倍近くに増大した。他方1980年代以降の保有農地規模の移動確率に対するインパクトはそれよりも遥かに大きく、1ヘクタールの追加的農地面積は、移動確率を11パーセンテージ・ポイント引き下げる効果を持っていた。

先にも見たように、非農業上層は、他の階層へ移動する確率が相対的に低いという意

味で最も安定的な階層である（例えば、表2に見られるように、対角線上の確率の中で最大の値をとる）。非農業上層にとって、労働者階層又は小作農階層への下方階層移動の確率を減少させる最も重要な要因は就学年数である。また労働者階層への階層移動確率においては、熟練労働者賃金率の上昇も下方階層移動確率の減少と有意な相関関係があることがわかる。一方非農業上層から自作農階層への階層移動確率の有意な決定要因は、子供の数（但し1980年代以降のみ）、熟練労働賃金率、及びGNP成長率であった。賃金率の上昇とマクロ経済成長率の上昇はともに非農業上層をして農地を購入して自作農階層へと移動することを促す傾向にあるようである。とはいうものの、非農業上層からその他の階層への移動確率に関する最大の特徴は、統計的に有意な決定要因が移動確率に与える定量的インパクトが総じて極めて小さいことである。即ち、移動確率はそれらの決定要因によって若干影響されるものの、移動確率の絶対水準自体は極めて安定的であって、決定要因の変数が変動した場合でも移動確率はあまり大きな変化がないようである。（表8の行番号23から28まで）

6-3. 社会階層地位の時系列相関の検定

ここまでの実証分析で、「ある時点において家計の属する社会階層は、5年前に属していた社会階層とその他の家計の属性（世帯主の年齢、各種資産賦与）及び過去5年間のマクロ経済環境によって決定されるが、5年前以上に遡った過去の歴史には影響されない」（所謂一階のマルコフ・チェーンの仮定）という仮定がおかれていた。しかし例えば、ある家計が貧困層から抜け出すことのできる確率が、過去5年間を越えてそれ以前にわたる貧困経験の長さによっても影響されるとすると、この仮定は成立しないことになる。例えばアメリカでの実証研究を見ると、過去における貧困経験の年数が、ある時点での貧困からの脱出の確率に強く影響していることが見出されている（例えばStevens [1995]）。そこで、一階のマルコフ・チェーンの仮定の妥当性を統計的に検定する試みを行った。具体的には、ある時点に家計が属する社会階層の決定要因として、5年前の家計属性に加え、10年前に5年前の社会階層と同じ階層に属していた場合のみ1の値をとるダミー変数を新たに追加して移動確率の再推定を行った。

その結果、全てのダミー変数が統計的に有意でないとする帰無仮説は棄却された。ところが、ラグ・ダミー変数の有意性を各社会階層ごとにそれぞれ別個に検定してみると、同様の帰無仮説は、労働者階層及び小作農階層に関しては棄却されない一方で、自作農階層及び非農業上層においては、有意水準5%および1%においてそれぞれ棄却さ

れた。更にまた、特定階層間の階層移動のパターンごとにラグ・ダミー変数の有意性を検定してみると（即ち、再推定されたロジットモデルのダミー変数の係数に関して t 検定を行う）、非農業上層から自作農階層及び小作農階層への階層移動に関して（のみ）ラグ・ダミー変数が有意に負の影響をもったことが見出された¹⁷。即ち、ある時点で非農業上層に属する家計は、もしその時点から更に5年前に遡った時点でも非農業上層に属していた場合は、その時点から5年後に自作農階層または小作農階層へと移動する確率がより小さくなる、ということを示唆する（即ち10年前の社会階層ポジションが有意な影響をあたえる）。これらの検定結果を総合すると、過去5年間に越えた過去の歴史が階層移動確率に有意に影響を与える可能性が仮にあるとしたらそれは専ら自作農又は非農業上層といった中流階層に限られたことであって、貧困家計についてはその様な影響を示唆する結果は得られなかった。従って、我々の結果は、過去の貧困経験年数が貧困脱出確率に重要な影響を及ぼすとするアメリカに於ける貧困の動態とは対照的なものといえる。

7. 結語

本章では、フィリピンの一農村で30年以上にわたって集められた全戸調査家計データを用いて、農村家計の貧困からの脱出の決定要因、並びに農村中流階級の地位の保全の決定要因の計量的推定を行った。その結果、土地へのアクセスは農業部門での階層上昇に、他方教育投資は農業及び非農業両部門での階層上昇にそれぞれ有意に作用することが見出された。ただし貧困脱出における「農業階梯」（即ち、農業生産活動を通じた収入増加により貧困から脱出するという道筋）の重要性は、1980年代以降急速に低下した。さらに貧困脱出の各決定要因の相対的重要性を見てみると、1960年代から1970年代の間はマクロ経済成長が最も重要な貧困脱出の決定要因であったが、1980年代以降は教育投資の重要性が相対的に増大し、マクロ経済成長とほぼ同等の重要性をもつようになった。また、1980年代以降子供を多くもつことが貧困脱出の有効な手段となっていたことも見出された。但し反対に上流階層家計にとっては子供を多く持つことはむしろ下方階層移動を促進する可能性が高いことも同時に見出された。最後に、10年前に貧困階層に属していたことが（5年前の所属社会階層や家計の属性、過去5年間のマクロ経済変

¹⁷ 各検定値等の詳細についてはFuwa[2003]を参照されたい。

数などの要因をコントロールしたうえで)今日の社会階層の決定要因として有意に作用したか否かの検定を行ったが、その影響は統計的に有意ではなかった。即ち、例えばアメリカでの貧困に関する実証研究結果とは対照的に、長らく貧困状態を経験すること自体が貧困脱出を更に困難にするといういわば悪循環の現象は、フィリピンの農村に関しては見られない。従って、教育投資や経済成長を高めること等を通じて貧困削減を進める余地が大いにあることを示唆している。

これらの実証結果の政策的インプリケーションについて若干の考察を行いたい。まず第一に、農村貧困脱出の経路としての「農業階梯」の役割が1980年代以降大きく後退したことに留意する必要がある。従来から農村貧困削減のための農地改革や農業開発政策の役割が指摘されて久しいが、本章の実証結果は、それらの政策に頼るのみで農村貧困を解決することは困難であるという可能性を示唆している。そして非農業部門の発展を通じて農村貧困削減の実効をあげていくためには、人的資本投資と持続的な経済成長が必要であることを示唆している。第二に、少なくとも本調査村の場合、1980年代以降の海外出稼ぎ機会の拡大は、ある程度の教育を受けた多くの人々にとって貧困層からの脱出の絶好の機会を与えることとなった。仮に1980年代以前における人的資本の蓄積がもっと少なければ、海外出稼ぎ機会の拡大はこれほどの影響を及ぼさなかったかもしれない¹⁹。その様な意味でも、人的資本投資の貧困削減に果たす重要性が伺われる。

第三に、本章の実証結果は家族計画の推進についてはやや悲観的な示唆を与えている。本章の実証結果では、特に1980年代以降子供をより多く持つことが貧困層からの脱出に有利な影響を与える傾向にあることが見出された。従って、その様な経済的インセンティブが存在するとすると、フィリピンにおいて以前から進められている家族計画の増進が必ずしも顕著な成果をあげていないとしても無理の無いところかもしれない。

最後に、本章の実証結果は、貧困脱出の確率が過去の貧困状態の長さに必ずしも大きな影響を受けないことを示している。そのことは、フィリピンの農村社会が比較的流動的であり、本章で検討したような「観察可能な」変数に対する政策的介入によって貧困脱出を促進することが十分可能であることを示唆していると思われる。

¹⁹ 序章からも明らかなように、もともとフィリピンの教育水準は他の途上国と比較しても高い方に位置していることにも留意する必要がある。

参考文献

- Anderson, J. N. [1964], "Land and Society in a Pangasinan Community." In *Social Foundations of Community Development* (S.C. Espiritu and C.L. Hunt, eds.). Manila: R. M. Garcia Publishing.
- Balisacan, A. M. [1999], "Poverty Profile in the Philippines: an update and reexamination of evidence in the wake of the Asian crisis." Mimeo. Quezon City: Univ. of the Philippines.
- Banerjee, A. V. and A. F. Newman [1993], "Occupational Choice and the Process of Development." *Journal of Political Economy*. Vol.101, No.2. pp. 274-298.
- Bardhan, P. K., and C. Udry [1999], *Development Microeconomics*. Oxford: Oxford Univ. Press. (邦訳「開発のミクロ経済学」(福井・不破・松下訳) 東洋経済新報社、2001年)
- Baulch, B. and J. Hoddinott [2000], "Economic Mobility and Poverty Dynamics in Developing Countries." *Journal of Development Studies*. Vol.36, No.6. pp. 1-24.
- Deaton, A. [1997], *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore: Johns Hopkins Univ. Press.
- Dreze, J., P. Lanjouw and N. Stern. [1992], "Economic Mobility and Agricultural Labour in Rural India: A Case Study." *Indian Economic Review: Special Number in Memory of Shukhamoy Chakraverty*.
- Eswaran, M. and A. Kotwal. [1986], "Access to Capital and Agrarian Production Organization." *Economic Journal* Vol.96. pp. 482-98.
- Fuwa, N. [2000] "An Analysis of Social Mobility in a Village Community: The Case of an Philippine Village." *Journal of Policy Modeling* Vol.21, No.1. pp. 101-138.
- Fuwa, N. [2003]. "Pathways from Poverty toward Middle Class: Determinants of Socio-Economic Class Mobility in the Rural Philippines." a paper presented at the conference ' *Staying Poor: Chronic Poverty and Development Policy*, ' held at the University of Manchester, 7 to 9 April 2003.
- Galor, O. and J. Zeira [1993]. "Income Distribution and Macroeconomics." *Review of Economic Studies*. Vol.60. pp. 35-52.
- Gunning, J.W., J. Hoddinott, B. Kinsey and T. Owens [2000], "Revisiting Forever Gained: Income Dynamics in the Resettlement Areas of Zimbabwe, 1983-96." *Journal of Development Studies*. Vol.36, No.6. Pp. 131-154.
- Hayami, Y. et. al. [1978], *Anatomy of a Peasant Economy: A Rice Village in the Philippines*. Los Banos: International Rice Research Institute.
- Jalan, J., and M. Ravallion [2000], "Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China." *Journal of Development Studies*. Vol.36, No.6. pp. 82-99.

Ljungqvist, L. [1993], "Economic Underdevelopment: the case of missing market for human capital." *Journal of Development Economics*. Vol.40. pp. 219-239.

Loury, G. [1981], "Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings." *Econometrica*. Vol.49, No.4. pp. 843-867.

McFadden, D. L. [1973], "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior." In *Frontiers in Econometrics* (P. Zarembka, ed.). New York: Academic Press.

Stevens, A. H. [1995], "Climbing out of Poverty, Falling back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells." NBER Working Paper 5390.

表1. 社会階層別平均所得と貧困率（1994年）

	労働者	小作農	自作農	非農業上層
一人当たり平均所得	P 5,934	P 5,230	P 8,620	P 20,575
貧困率*	0.6643	0.7188	0.5588	0.1787

* 貧困線は 6,091.62ペソ (出所： James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表2. 村内世帯の社会階層別分布及び海外出稼ぎ労働者数の推移(1962-1994)

	1962年	1966年	1971年	1976年	1981年	1994年
1. 労働者階層	24.4%	28.8%	28.6%	28.3%	33.1%	29.3%
2. 小作農階層	32.1%	28.8%	30.9%	27.1%	28.2%	20.1%
3. 自作農階層	29.0%	24.0%	17.6%	17.9%	14.1%	7.1%
4. 非農業上層	14.5%	18.5%	22.9%	26.7%	24.5%	43.6%
(主生計者が海外出稼ぎ者*)	(1.2%)	(1.1%)	(2.0%)	(3.3%)	(7.2%)	(17.4%)
割合合計	100%	100%	100%	100%	100%	100%
総世帯数	262	271	301	329	347	478
海外出稼ぎ労働者総数	1	4	14	21	44	212

* カッコ内は、非農業上層のうち、主な収入が海外出稼ぎ労働者によるものである世帯の全世帯に占める割合。(出所： James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表3. 1981-94間の非農業上層への上昇階層移動に占める海外出稼ぎ要因の重要性

	1981年時点での社会階層			1994年に非農業上層へ移動した家計総数
	労働者	小作農	自作農	
1981-94年間に非農業上層へ移動した家計の総数	25	24	8	57
1981-94年間に非農業上層へ移動した家計のうち海外出稼ぎがその手段であった家計数	14 (56%)	10 (42%)	6 (75%)	30 (53%)

(出所： James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表4. 階層間移動マトリックス
階層間移動マトリックス 1962-1966

		1966					
1962		労働者	小作農	自作農	非農業上層	家計の解体	村外へ移住
労働者		0.531	0.109	0.047	0.016	0.141	0.156
小作農		0.131	0.571	0.119	0.036	0.071	0.071
自作農		0.132	0.105	0.513	0.079	0.066	0.105
非農業上層		0.026	0.000	0.079	0.605	0.132	0.158
他の家計から独立		0.317	0.268	0.195	0.220	NA	NA
村外から移住		0.391	0.174	0.087	0.348	NA	NA

階層間移動マトリックス 1966-1971

		1971					
1966		労働者	小作農	自作農	非農業上層	家計の解体	村外へ移住
労働者		0.564	0.128	0.013	0.038	0.115	0.141
小作農		0.115	0.679	0.090	0.013	0.038	0.064
自作農		0.092	0.077	0.585	0.108	0.062	0.077
非農業上層		0.040	0.020	0.040	0.600	0.060	0.240
他の家計から独立		0.357	0.333	0.071	0.238	NA	NA
村外から移住		0.250	0.250	0.050	0.450	NA	NA

階層間移動マトリックス 1971-1976

		1976					
1971		労働者	小作農	自作農	非農業上層	家計の解体	村外へ移住
労働者		0.547	0.081	0.081	0.128	0.093	0.070
小作農		0.118	0.570	0.118	0.075	0.054	0.065
自作農		0.113	0.170	0.604	0.075	0.038	0.000
非農業上層		0.014	0.058	0.043	0.725	0.043	0.116
他の家計から独立		0.429	0.321	0.143	0.107	NA	NA
村外から移住		0.421	0.184	0.053	0.342	NA	NA

階層間移動マトリックス 1976-1981

		1981					
1976		労働者	小作農	自作農	非農業上層	家計の解体	村外へ移住
労働者		0.531	0.109	0.047	0.016	0.141	0.156
小作農		0.131	0.571	0.119	0.036	0.071	0.071
自作農		0.132	0.105	0.513	0.079	0.066	0.105
非農業上層		0.026	0.000	0.079	0.605	0.132	0.158
他の家計から独立		0.317	0.268	0.195	0.220	NA	NA
村外から移住		0.391	0.174	0.087	0.348	NA	NA

階層間移動マトリックス 1981-1994

		1994					
1981		労働者	小作農	自作農	非農業上層	家計の解体	村外へ移住
労働者		0.357	0.035	0.009	0.217	0.217	0.165
小作農		0.153	0.408	0.051	0.245	0.082	0.061
自作農		0.041	0.122	0.245	0.163	0.306	0.122
非農業上層		0.035	0.035	0.024	0.588	0.165	0.153
他の家計から独立		0.322	0.217	0.066	0.395	NA	NA
村外から移住		0.353	0.118	0.047	0.482	NA	NA

(出所：James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表5. 上方階層移動：農業階梯 vs .非農業ルート

期間	労働者階層からの 上方階層移動		小作農階層からの 上方階層移動	
	農業階梯 ¹	非農業ルート ²	農業階梯 ³	非農業ルート ⁴
1962-66	0.156	0.016	0.119	0.036
1966-71	0.141	0.038	0.090	0.013
1971-76	0.162	0.128	0.118	0.075
1976-81	0.156	0.016	0.119	0.036
1981-94	0.044	0.217	0.051	0.245

¹ 労働者階層から小作農階層又は自作農階層への移動確率。(表4より)

² 労働者階層から非農業上層への移動確率。(表4より)

³ 小作農階層から自作農階層への移動確率。(表4より)

⁴ 小作農階層から非農業上層への移動確率。(表4より)

(出所：James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表6. 回帰分析の各説明変数

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
世帯主の年齢	45.449	13.080	20	90
子供の数 ¹	4.875	2.621	0	12
就学年数 ²	13.854	6.786	0	38
耕作面積 (ha)	0.658	0.912	0	8
所有農地面積 (ha)	0.390	0.887	0	9
農業交易条件 ³	10.693	1.400	8.610	12.766
非熟練労賃 ⁴	2.451	0.607	1.699	3.251
熟練労賃 ⁴	2.679	0.726	1.895	3.682
GDP成長率 ⁴	4.063	3.077	-1.933	6.671
サンプル数	1199			

¹ 世帯主の子供の総数。調査時点で世帯主と同居していない子供を含む。² 世帯主の就学年数、その配偶者の就学年数及び10歳を越える子供の平均就学年数の合計。³ 米価に対する、消費者物価指数と農業生産費指数の加重平均値の比率。農業生産費指数は、農業労働者賃金と肥料価格の加重平均値。5年間の平均値。⁴ 5年間の平均値。(1972=1.00)

(出所：James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表7.多項ロジットモデル係数推定結果(最尤法)⁺

サンプル数: 1199 対数尤度値: -915.099 Pseudo-R squared: 0.1819

説明変数	当初階層 = 労働者階層			当初階層 = 小作農階層			当初階層 = 自作農階層			当初階層 = 非農業上層		
	移動先階層 =			移動先階層 =			移動先階層 =			移動先階層 =		
	非農業上層	自作農	小作農	非農業上層	自作農	労働者	非農業上層	小作農	労働者	自作農	小作農	労働者
定数項	-4.1166 (-1.01)	-16.0459 (-3.25)	3.2365 (1.08)	6.2851 (1.35)	-11.6208 (-2.64)	2.7888 (0.97)	0.7021 (0.17)	-3.1010 (-0.73)	5.0720 (1.04)	-24.4500 (-2.80)	-4.8255 (-0.68)	6.0099 (0.71)
世帯主年齢	-1.6749 (-1.19)	0.8983 (0.43)	-1.4130 (-1.20)	-5.3790** (-2.78)	-0.6112 (-0.47)	-1.6175* (-1.69)	-0.8449 (-0.81)	0.7744 (0.51)	-1.043 (-0.91)	5.4831* (1.73)	1.3062 (0.37)	2.2600 (0.72)
世帯主年齢2乗	0.1777 (1.20)	-0.1357 (-0.57)	0.1296 (1.01)	0.5382** (2.74)	0.1061 (0.79)	0.1935* (1.97)	0.0814 (0.84)	-0.1156 (-0.74)	0.0628 (0.58)	-0.5084* (-1.65)	-0.2090 (-0.47)	-0.2739 (-0.82)
子供の数	0.0289 (0.26)	0.0439 (0.24)	0.1255 (0.98)	0.2298 (1.26)	-0.0695 (-0.76)	0.0418 (0.48)	0.0765 (0.69)	0.0231 (0.25)	0.1900* (1.87)	-0.0829 (-0.43)	0.2129 (0.67)	0.0867 (0.61)
子供の数*80s	-0.7701 (-1.35)	1.1892** (2.01)	-1.3088 (-0.74)	3.0027* (1.89)	0.1305 (0.18)	0.4155 (0.92)	0.3909 (1.61)	0.4303* (1.69)	0.6643* (1.84)	0.5188* (1.80)	0.3325 (0.69)	-3.0302 (-0.26)
就学年数	0.0880* (1.65)	0.1098 (1.60)	0.0101 (0.22)	0.1452* (1.95)	0.1643** (3.39)	-0.0307 (-0.60)	0.0631* (1.71)	0.0273 (0.71)	-0.0907* (-1.85)	-0.0846 (-1.47)	-0.1446* (-1.81)	-0.0992** (-2.06)
就学年数*80s	0.3167** (2.19)	-0.1662 (-0.71)	0.0088 (0.03)	-0.6860 (-1.12)	-0.3378 (-0.97)	0.1250 (0.84)	0.1673** (2.01)	0.0295 (0.37)	-0.0767 (-0.41)	0.1279 (1.52)	0.0309 (0.17)	-0.3184 (-0.50)
農地面積				-0.5993 (-1.00)	0.3851 (1.39)	-0.7731** (-2.75)	-0.0170 (-0.10)	-3.0226** (-3.21)	-0.9193** (-2.22)			
農地面積*80s				-10.2238 (-1.08)	-3.5492 (-0.89)	-9.9631 (-1.54)	-6.5724** (-3.47)	-4.2297 (-1.40)	-5.7847 (-1.04)			
自小作ダミー							-2.0551** (-3.48)	0.4246 (0.79)	-2.6767** (-4.54)			
農業交易条件				-0.6802 (-0.99)	1.8806** (3.65)	0.1350 (0.35)	0.0187 (0.05)	0.0824 (0.24)	-0.3784 (-0.76)			
賃金率	-0.1255 (-0.21)	0.8823 (0.87)	0.0733 (0.20)							1.1039* (1.87)	-1.1313 (-1.21)	-1.3020** (-2.35)
GDP 成長率	0.8195** (2.34)	1.4296** (3.50)	-0.4183 (-1.32)	1.5303 (1.45)	-2.3573** (-3.45)	-0.3576 (-0.63)	-0.2753 (-0.84)	0.1957 (0.48)	0.5586 (0.84)	1.1150** (2.38)	0.7565 (1.25)	-1.4522 (-1.57)

⁺ カッコ内はt値。(計算はTSP4.5のMLコマンドによる。標準誤差の推定はBHHH法による。); **: 5% 水準で有意。*: 10% 水準で有意。;
(出所: James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)

表 8 . 統計的に有意な説明変数の階層間移動確率に対する限界的インパクト

それぞれの階層移動において 統計的に有意な説明変数群:	説明変数の移動確率に対する限界的インパクト:		
	説明変数 1 単位あたり の限界インパクト	説明変数の 1 標準偏差分 の変化の限界インパクト	弾性値
労働者階層から自作農階層へ:			
1. 就学年数(1980年代以降)	0.0870	0.2131	4.9966
2. GDP 成長率	0.1003	0.3232	5.1724
労働者階層から非農業上層へ:			
3. 就学年数	0.0024	0.0127	0.8822
4. 就学年数(1980年代以降)	0.0099	0.0527	3.6745
5. GDP 成長率	0.0212	0.0682	2.6729
小作農階層から労働者階層へ:			
6. 農地面積	-0.0002	-0.0001	-0.2350
小作農階層から自作農階層へ:			
7. 就学年数	0.00003	0.0002	0.3506
8. 農業交易条件	0.00188	0.0027	20.4162
9. GDP 成長率	-0.00222	-0.0070	-8.9080
小作農階層から非農業上層へ:			
10. 子供の数 (1980年代以降)	0.2000	0.5345	1.1234
11. 就学年数	0.0096	0.0513	0.1228
自作農から労働者階層へ:			
12. 子供の数	0.0003	0.0009	0.9781
13. 子供の数 (1980年代以降)	0.0011	0.0030	3.4079
14. 就学年数	-0.0002	-0.0010	-1.3785
15. 農地面積	-0.0016	-0.0019	-1.0818
16. 自小作ダミー	-0.0058		
自作農階層から小作農階層へ:			
17. 子供の数 (1980年代以降)	0.0002	0.0006	2.1932
18. 農地面積	-0.0017	-0.0021	-3.5662
自作農階層から非農業上層へ:			
19. 就学年数	0.0010	0.0064	0.9358
20. 就学年数(1980年代以降)	0.0027	0.0169	2.4773
21. 農地面積 (1980年代以降)	-0.1076	-0.1311	-7.6194
22. 自小作ダミー	-0.0390		
非農業上層から労働者階層へ:			
23. 就学年数	-9.936D-13	-8.0957 D-12	1.8515
24. 賃金率	-1.3048 D-11	-8.7447 D-12	-3.2731
非農業上層から小作農階層へ:			
25. 就学年数	-0.0001	-0.0009	-2.7008
非農業上層から労働者階層へ:			
26. 子供の数 (1980年代以降)	9.8736 D-06	0.00003	2.3674
27. 賃金率	0.00002	0.00001	2.7795
28. GDP 成長率	0.00002	0.00007	4.3149

(出所 : James N. Anderson 及び筆者収集による家計データ)