

現物賃金と経済発展

——途上国農村家計の労働供給と食糧確保に焦点を当てて*——

黒 崎 卓

途上国の経済発展における雇用形態の多様性とその機能について、現物賃金が果たす家計の食糧確保という役割に焦点を当てて分析する。まず、経済発展の初期段階において現物賃金が重要であることを様々な資料や統計データから示した上で、既存研究が現物賃金をどのように理論的に理解してきたかを展望する。既存研究で十分議論されていない視点として、食糧市場が薄く、主食価格が変動するリスクに直面する労働者家計に対して、現物賃金が食糧面での安全保障を確保する効果を持つという理論モデルを提示する。この理論モデルからは、家計の食糧需要が硬直的である場合に現物賃金を伴う雇用形態への労働供給が増えることが導出される。ミャンマー農村部のデータを用いたマイクロ計量分析結果は、この理論的關係と整合的であった。
JEL Classification: J33, Q12, O12

1. はじめに

経済発展とは、単なる経済成長だけでなく、生産様式や取引の形態などが複合的に変化するプロセスを意味する。多くの途上国において、経済発展は、様々な財やサービスの商品化を通じて実現してきた。財やサービスの中でも商品化が難しいのが労働や土地などの生産要素であり、農産物や金融よりも遅れて商品化された(ヒックス 1969)。労働の商品化、すなわち労働市場が概念的に成立したと考えられる状況においても、その効率性や余剰の配分を実証的に考察することは容易でない。雇用形態・賃金契約の中身がきわめて多様であることがその理由の1つである。今日の途上国や、高度経済成長以前の日本などを見ると、報酬の計算方法(時間賃金か出来高賃金か)、契約期間(日雇から明示的な契約期間のない長期雇用まで)、報酬手段(現金、食糧穀物、賄、衣類など)、他の取引との複合契約などの面で、様々な契約が見出される。その中には現代の先進国では見られない形態も多い。このような多様性の中では、労働取引の価格としての「賃金」を定義することすら簡単な問題ではない¹⁾。

このため、途上国の労働取引において、それぞれの形態の存在理由は何か、それぞれのもとで実現する資源配分の効率や公正はいかなるものかという問題は、開発経済学の主要課題として重視されてきた(Rosenzweig 1988; Hayami and Otsuka 1993; Roumasset and Lee 2007)。とりわけ、土地利用と労働の複合契約とも言える分益小作(sharecropping)に関しては、理論・実証両面の研究が

数多く積み重ねられ、リスクへの対応と非対称情報下でのインセンティブ供与の両面から分析が進んでいる。また、信用供与と労働の複合契約に関する研究も多い。

他方、これら以外の問題、とりわけ雇用労働への報酬方法に関する実証研究は少ない。家族労働と分益小作による労働、出来高制雇用労働、時間賃金制雇用労働それぞれのモラルハザードについてインド農村のデータを用いて検討した Foster and Rosenzweig (1994)、現物払いの出来高制雇用労働の効率性を家族労働などと比較した Fukui (1995) などが見られる程度である²⁾。

そこで本稿は、途上国の経済発展における労働取引の多様性とその機能について、現物賃金が果たす家計の食糧確保という役割に焦点を当てて分析する。尾高(2004, p. 306)は、雇用形態、賃金契約、現物給付、賄などの関連諸概念の経済学的意味を、それぞれの史的文脈の中で明らかにし、論理づける作業が重要であると述べている。本稿はその試みの1つとして、現物給付や賄に着目したものである。既存研究で十分議論されていない視点として、食糧市場が薄く、主食価格が変動するリスクに直面する労働者家計に対して、現物賃金が食糧面での安全保障を確保する効果を持つという理論モデルを提示している点が、本稿の特徴である。また、この理論モデルが予測する家計の労働供給パターンを、ミャンマーのデータを用いてマイクロ計量経済学的に検証している点も、本稿の貢献の1つである。途上国における雇用農業労働への報酬方法が多様であるといっても、ある時期、ある村の中である特定の農作業に対して、

複数の報酬方法が観察されることは稀である。本稿が用いるミャンマーのデータは、例外的に同一村同一農作業の中での変動が観察されている点で貴重である。

なお、支払が現物か現金かという問題は、賃労働だけでなく、小作契約においても存在する。西洋経済史の文脈では、イギリスにおいて資本家的借地農が階層として成立する際に、貨幣地代の場合にはインフレーションによって実質の地代が減少して、地主の収益が悪化し借地農の収益が改善されたという歴史的事実ゆえに、現物地代の貨幣地代化に関してある程度の研究の蓄積がある³⁾。これに対し、小農経営に関心があり、その中で分益小作に焦点が当てられた開発経済学の研究においては、地代が定額(ないし定量)で支払われるのか、刈分け(sharecropping)なのかに焦点が当てられ、前者の場合にそれが現物(定量)なのか現金(定額)なのかに関する詳細な研究は皆無に等しい。したがって、労働契約と小作契約の両方に関して、支払が現物か現金かについての研究が望まれるが、両者を同時に分析することはモデルが複雑になりすぎる。本稿が現物賃金と貨幣賃金の問題に焦点を当てるのは、実証で用いるミャンマーのデータがこれに適しているからであり、小作契約における現物・現金支払の分析は別稿に委ねたい。現代ミャンマー農村においては、基本的に小農生産による農業経営が主流ではあるが、農地保有規模にかなりの差がある。にもかかわらず制度的な理由ゆえに小作契約が稀であることから、賃労働の利用が盛んである。したがって小作契約の多様性の問題を捨象して、労働取引の多様性とその中で現物賃金が果たす役割について分析するのに、ミャンマーの事例は適していると考えられる。

以下、第2節では経済発展の初期段階において現物賃金が重要であることを様々な資料や統計データから示す。既存研究における現物賃金の理論的理解について展望し、本稿の理論モデルを位置づけるのが第3節である。続く第4節で理論モデルを提示し、第5節において、理論モデルが予測する関係、すなわち、家計の食糧需要が硬直的である場合に現物賃金を伴う雇用形態への労働供給が増えるという関係が、ミャンマーのデータによって実証的に支持されることを示す。

2. 歴史資料と現代の途上国農村データから見た現物賃金

2.1 データの出所と概念の整理

現物賃金は、現代の先進国経済においては例外的

な存在であるが、経済発展の初期段階においては無視できないシェアを占めていた。このことを、主にマイクロデータを使って示すことが、本節の目的である。歴史資料においても農家レベルのマイクロデータは例外的に利用できる。あくまで断片的ではあるが、そのようなマイクロデータが示す現物賃金の数字と、現代の途上国農村で集められたマイクロデータが示す数字とを比較することは、既存研究にない描写的統計として意義があるのではないかと考える。筆者のデータ渉猟能力の限界ゆえに、地域としては日本とインド、パキスタン、ビルマ(ミャンマー)を扱う。戦前日本については、一橋大学経済研究所における長期経済統計編集で使われた様々な報告書を利用する。インド亜大陸とビルマについては、筆者が既存研究で用いたマイクロデータから現物賃金に関する情報を取り出す。

以下本稿では、農業労働者のカテゴリーとして「常雇」、「季節雇」、「日雇」に大別する。常雇は、明示的な契約期間を持たずに農場に住み込んで働くことが多く、英語では“permanent laborer”、“attached laborer”、“regular farm servant”など、戦前日本の報告書では「定雇」、「年雇」、「作男・作女」などと呼ばれている農業労働者である。季節雇(seasonal laborer)は農繁期を中心に数ヶ月から1年程度の期間雇われるものを指す。常雇と季節雇が特定の農作業を担当するのではなく、農場の管理業務を含む様々な労働に従事するのに対し、特定の農作業を行なうためにごく短期間雇われる者を日雇(daily laborer)と定義する。作業全体を請け負う労働契約も、数日以内で完了する短期の契約で、かつ請け負う側が法人ではない取引(農村部の個人ベースの取引)の場合には、日雇に入れて分析する。

賃金のうち、現金で支払われる部分を「貨幣賃金」と呼ぶ。現金以外の給付は、大きく、食事の賄、衣服・靴などの現物給付、農業生産物の現物支給などに分けられる。日本語の「まかない」には衣服・靴などの現物給付も含まれることがあるが、以下本稿では食事のみを指すものとして「賄」という用語を用いる。衣服・靴などの現物給付と農業生産物の現物給付とを合わせて、「現物賃金(狭義)」と呼ぶ。「現物賃金(狭義)」に「賄」を合わせたものを「現物賃金(広義)」と呼ぶ。農業生産物の現物支給には自家消費する食糧と主に販売される商品作物とがあって、両者の経済的意味は異なる。これについてはケースバイケースで情報を書き加える。

狭義にせよ広義にせよ、現物賃金がどれほど重要であったかは、農家が雇用労働に支払った総額に占

める現物比率で見ると、農業労働者家計が受け取った賃金総額に占める現物比率で見ると方法とがある。近年の調査では、全農林家計を母集団にして雇用形態別の情報が含まれることが多くなってきたため、この両方の数字が得られるが、歴史資料になると農家調査の情報しか得られないことが多い⁴⁾。本節での現物賃金比率の平均と標準偏差を計算するには、サンプルの現物賃金比率を、金額でウェイトづけして計算する⁵⁾。ただし残念ながらもど地域でも、現物賃金比率を通時的かつ全国的に得ることはできなかった。また、農家の雇用労働への支払総額がわからない場合の代理変数として、農家の生産量の何%が現物賃金支払に消えたかという数字も補助的に使う。

2.2 各地域の事例

(1) 日本

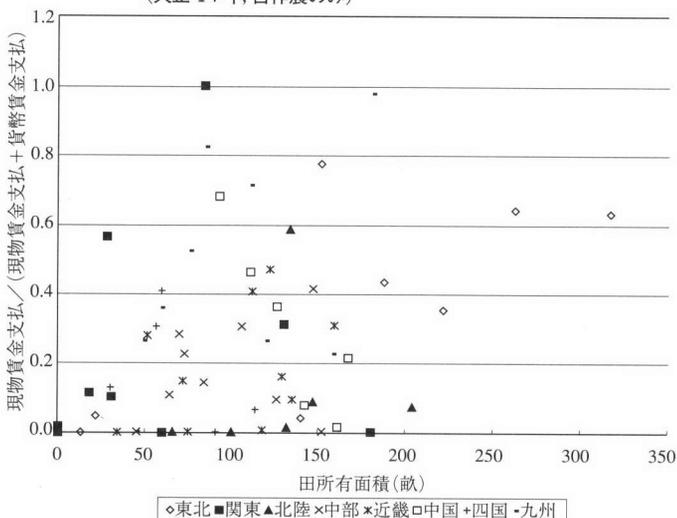
日本で農村に労働市場が誕生したと考えられる近世後半以降、農業労働賃金に関する歴史的な統計は、斎藤(1973; 1998)などによって整理され、明治以降に関する長期経済統計(梅村他 1966)と合わせると、かなり長期の賃金系列が得られる。その推計の際に問題とされてきたのが、賄をどう評価するかである。現金払いの主賃金に対して、現金換算した賄の割合は日雇で3割前後にも達することから(梅村他 1966, p. 101)、その算入をどのように行なうかは確かに重要な技術的問題であり、それによって農業労働の限界生産性と賃金が均衡していたかの分析も大きな影響を受けると考えられる⁶⁾。国際的に見ても、明治日本の農業労働賃金においては、賄の換算額の割合

がかなり高かったことが知られている(バッシーノ他 2005, p. 354)。

他方、賄以外の現物給付に関する議論は驚くほど少ない。農業労働賃金統計が主に対象としてきた日雇の場合、日本では賃金支払の主たる部分は近世後半以降一貫して現金であったことを物語る⁷⁾。大正9(1920)年の農業労働者調査報告の総論には、「日本における農業労働賃金は従前は多く米麦等の生産物をもってこれを定めたるも今日においては賃金の大部分はこれを金銭をもって定むるをもつて普通とす」(農林省農務局 1921, p. 16)とあり、同調査の地域別報告書では、東北地方の常雇の4分の1ほどの事例で玄米ないし粳が主賃金となっている例があること、新潟の季節雇で米と現金、常雇で米のみが主賃金となっていること、広島府の稲作地方では今なお米または麦の現物給与が通例となっていることなどが、例外として記されている(農林省農務局 1926)。

農家レベルのマイクロデータが得られる歴史資料として、戦前の「農家経済調査」の数字を紹介しよう⁸⁾。「農家経済調査」のオリジナルの質問票においては、日雇、常雇などのカテゴリー別に労働への報酬をどのような形態で行なったかの詳細な情報が集められた。大正14(1925)年から昭和5(1930)年までの公刊された報告書の付表には、各調査農家の1年間の雇用労働への支払金額が、貨幣賃金と現物賃金(広義)に分けて報告されている⁹⁾。大正14(1925)年の報告書に含まれる府県の自作農65農家中、55農家が雇用労働を用いていたため、この55農家が支払った賃金総額に占める現物賃金(広義)の比率を、

図1. 戦前日本の農家経済調査における賃金支払の現物比率
(大正14年, 自作農のみ)



出所) 本文に説明したマイクロデータより筆者作成(以下の図も同じ)。

水田所有面積を横軸にプロットしたのが図1である。緩やかな正の相関、すなわち水田を多く所有する農家ほど賃金支払に占める現物比率が高いことがわかる¹⁰⁾。また、地域差も見られる。

これらの関係をよりクリアに示すために、マイクロデータが得られた1925, 27, 28, 30年の府県の自作農のデータをプールし、現物比率を被説明変数、正規化した水田・畑地所有面積、地域ダミー、年次ダミーを説明変数とした回帰分析を行った(表1)。水田所有面積の係数は1%水準で統計的に有意に正であり、水田面積が1標準偏差上がると現物比率が8.3%上がることがわかる。畑地面積は統計的に有意でないが、畑地での生産物が主に商品作物であるために現物賃金としてあまり好ま

表1. 戦前日本の農家経済調査にみる現物比率(広義)の地域差と経営規模との関係

	係数	(標準誤差)
水田面積(正規化済み)	0.083***	(0.009)
畑地面積(正規化済み)	-0.011	(0.009)
地方ダミー		
東北	-0.048	(0.033)
北陸	-0.004	(0.063)
中部	0.046	(0.048)
近畿	-0.112**	(0.045)
中国	-0.073	(0.056)
四国	0.065	(0.042)
九州	0.107**	(0.048)
年次ダミー		
1927年	-0.002	(0.028)
1928年	0.026	(0.028)
1930年	-0.043	(0.032)
切片(基準は1925年の関東地方)	0.240***	(0.030)
標本数		271
全変数の係数=0という帰無仮説のF(12,259)		12.92***
R ²		0.375

出所) 本文に説明したマイクロデータより筆者推計(以下の表も同じ)。

注) 1. 被説明変数は、現物賃金支払/(貨幣賃金支払+現物賃金支払)で、雇用労働に賃金を支払ったサンプルのみについて定義される。現物賃金は賄を含む広義。その平均は0.230、標準偏差は0.208である(賃金支払総額でウェイトづけ)。

2. 賃金支払総額をウェイトにしたウェイトつき最小二乗法(WLS)による推定(***1%有意, **5%有意, *10%有意)。

れないことを示唆していると思われる。地域差で統計的に有意なものを挙げると、関東地方を基準にした時、近畿の現物比率は11.2%低く、九州では10.7%高い。年次ダミーの係数はどちらかといえば現物賃金が減少傾向にあることを示しているが、統計的に有意ではない¹¹⁾。

戦後の日本農業においては、農地改革によって常雇はほとんど見られなくなり、日雇の主賃金も、戦後すぐの時期を除き、主たる賃金は現金となった。戦後すぐの時期には賄が広範に見られたが、その後、現金払いの主賃金の水準が経済成長とともに急上昇したため、賄の評価額は無視できる比率に下がって現在に至る。

(2) インド、パキスタン

常雇や日雇が存在したとはいえ、基本的に小農経営において家族労働が主たる役割を果たしてきた近世以降の日本農業とは対照的に、現在のインドとパキスタンが位置するインド亜大陸の農業では、伝統的に雇用労働者が重要な役割を果たしてきた。カースト分業のもと、地主層が肉体労働への従事を好まない社会規範が強く存在したため、小農経営であっても様々な農業労働者を雇うことが一般的であった。

1947年の独立後のインド、パキスタンでは、大規

模農業経営の比率が減少し、それに伴い常雇や季節雇の数は急激に減少してきた。この背景には、限定的ながら大土地土地所有や不在地主を規制する土地改革が導入されたこと、ムスリム法・ヒンドゥー法ともに均分相続が基本であるために相続による土地の分割が進んだこと、建設業などの非農業雇用機会が農村でも増えてきたことなどがある。他方、農業経営において雇用労働への依存が急激に減少したわけではなく、日雇の重要性はむしろ高まっている。農業労働者の側から見ても、日雇農業労働は、非農業雇用機会と両立しやすく、地主・富農層への従属性も低いという点で、常雇や季節雇よりも魅力的な面がある。農業従事者すなわち農家というイメージが日本農業にはあるが、インド亜大陸では一貫して、農業従事者は土地所有者・農業経営者としての農家と、土地なし・農業労働者家計とが数の上で拮抗してきたことに、以下の分析では留意されたい。

(英領パンジャブ州)

現在のインドとパキスタンにまたがる英領パンジャブ州に関しては、日本の戦前データと同時期の農家マイクロデータが得られる。*Farm Accounts in the Punjab* という報告書、すなわち1923/24年度¹²⁾以降、ほぼ毎年、ラホールにあるBoard of Economic Inquiryが実施した詳細な農業経営調査の報告書である。この報告書は、調査開始当初は10戸程度、1930年代後半以降は30戸弱の農家について、詳細な農業経営の記録を個別に示している。また、可能な限り同じ農家が継続調査されていて、それを年次別に追跡できる。標本数が著しく少ないこと、標本が科学的なランダム・サンプリングではなく、「代表的」農家を主観的に選んだものであること、といった問題点はあるが、他にマイクロデータが存在しないため貴重な情報と言える¹³⁾。

この資料の1925/26年度版から、リヤールプール県(Lyallpur District)における46.5エーカーの自作農の例を紹介しよう(Stewart and Singh 1927, pp. 9-14)。この農家は、所有地28エーカーに加えて18.5エーカーを現金定額小作により借地しており、小農経営としては最大規模の経営と言える。小麦を25エーカーほど作付し(粗生産額は2349ルピー)、他に綿花9.75エーカー、ヒヨコマメ3.25エーカーなどを作付けていた。農業労働力は家族以外に常雇2名、季節雇(7ヶ月)1名を雇用し、さらに適宜日雇を用いた。農業労働者への支払は、常雇2名に457.6ルピー(すべて現物; その80%は農場全体の作物粗生産の1/12という現物・出来高賃金¹⁴⁾、残

りの20%は小麦およびメイズという穀物が「食糧手当」として現物定量で給付された)、季節雇74.1ルピー(うち54%が現金、残りが賄、靴、衣服などの給付)、収穫以外の日雇への支払が16.9ルピー(すべて現金)、収穫作業に従事する日雇への支払が149.9ルピー(現金がその13%を占め、残りの87%は収穫物の一定比率という現物)であった。これら雇用労働への給付額合計に占める現金の比率はわずか11.0%、すなわち現物賃金(広義)の比率は89.0%となる。また、この農家は、雇用する農業労働者以外に、パンジャブの農村職人層であるカンミー(kammee)¹⁵⁾とサービス提供関係にあった。床屋、大工など4名のカンミーにこの農家は報酬を支払い、その合計は金額換算して53.4ルピーに相当したが、このすべてが現物であった。農業粗生産の約3分の1が農業労働者およびカンミーへの現物給付に消えた計算となる。小麦に限った場合、生産量の20.7%が農業労働者への現物給付、1.7%がカンミーへの支払に充てられた。

この資料からは、他の農家の事例についても同様の詳細な情報が、1935/36年度版まで得られる。1935/36年度版では24の農家に雇用された常雇27件の詳細がわかる(Singh and Singh 1938, p. 33)。常雇1人1年の平均収入は91ルピーで、その内訳は現金28.9%、収穫物の現物40.7%、賄・食糧手当穀物25.5%、衣服など4.9%であった。現物賃金比率の平均を支払額のウェイトつきで計算すると、賄等含む広義の場合に71.1%(34.4%)、含まない狭義の場合に45.6%(32.6%)であった(かっこ内は標準偏差)。27件中の半数を超す14件で、現金の支給は皆無であった。常雇への支払方式の違いは、地域差・階層差を反映していると思われる。また、最初に紹介した自作農に関しては、1925/26年度から1936/37年度まで12年の時系列データも得られる。常雇の人数は、さらに借地して経営拡大したために3人雇った年もあったが、基本的に2名であった。収穫物を分ける際の常雇の取り分は担当面積の違いなどを反映して年によって変化し、1/10から1/15という値であった。ただし、常雇への支払が収穫物一定比率と食糧手当としての穀物給付の組み合わせであって、現金が含まれないという制度に変化は見られない。収穫以外の日雇への賃金は現金払い、収穫日雇への賃金は収穫物の一定比率(現物賃金)という制度にも変化は見られない。限られた資料ではあるが、1920-30年代の英領パンジャブ州における農業労働者への賃金支払においては、全体的に日本よりも現物の占める割合が高く、傾向的变化はなか

ったと見られる。

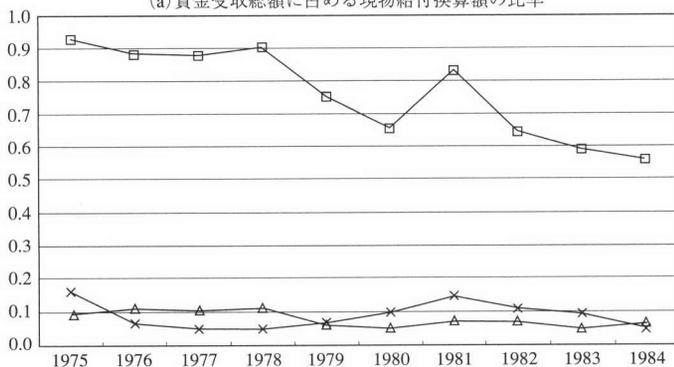
(パキスタン・パンジャブ州)

Farm Accounts in the Punjab 調査は、分離独立後のパキスタン・パンジャブ州においても継続されているが、サンプル数が増え、ランダム・サンプリングが採用されるようになり、報告書も階層別の平均値のみを載せる形式に変更されて、現在に至っている。その間の大きな変化は、農家経済調査という側面だけでなく、非農家の調査も加わった農村家計調査に性格を変えたことである。近年の状況を見るために、Kurosaki(1998)やKurosaki and Fafchamps(2002)で利用した、この農業経営調査データの一部、現在のシェイフープーラ(Sheikhupura)県において1988/89年度から90/91年度に調査された約100家計3ヶ年のマイクロデータの数字を検討しよう。なおこの県は、前述のリヤールプールの隣県であり、農業生産環境は類似している。残念ながら雇用労働への支払の全体像が得られるデータはないが、主要生産物である小麦の利用を見ると、全農家の3年データをプールした場合に総生産の20.5%が労働者への現物賃金、1.2%がカンミーへの現物給付に費やされ、両者を足した比率、すなわち生産物のどれだけが現物給付に用いられるかの比率は、0.008から0.518の間に分布し、平均0.220、標準偏差0.081であった。また、非農家層の家計において、農業賃金およびカンミー報酬受取合計額に占める現物給付の比率は14から53%であった。単純に比較することはできないが、植民地期に比べると現物賃金の比率はやや下がっているが、それでもなお、かなり高い比率であると見られる。

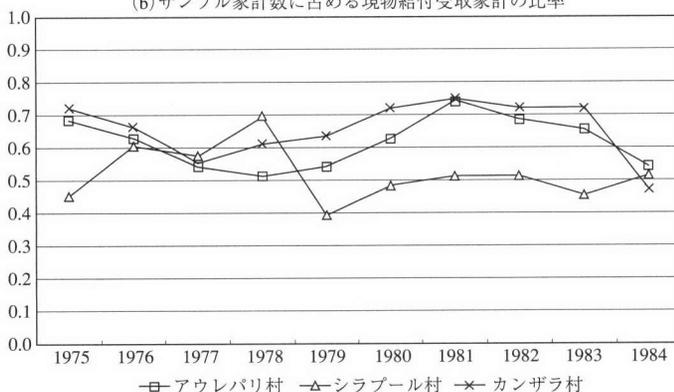
(インド・デカン高原)

インド亜大陸の別の例として、インド中南部デカン高原の半乾燥熱帯農業地帯のマイクロデータを見てみよう。ICRISAT(International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics)が1970年代から80年代にかけて行った村落レベル調査のうち、3村については1975年から84年という長期、かつ詳細なパネルデータが得られる¹⁶⁾。3村は、アーンドラ・ブラデーシュ州のアウレパリ(Aurepalle)村、マハラーシュトラ州のシラプール(Shirapur)村とカンザラ(Kanzara)村である。各村40世帯についてパネル調査が行なわれた。ここでは、Kurosaki(2001)で用いた10年間完備パネル(アウレパリ35世帯、シラプール33世帯、カンザラ36世帯)から現物賃金の情報を引き出そう。図2は、パネル家計の

図2. インド ICRIASAT データにみる農村家計の賃金所得に占める現物支払
(a) 賃金受取総額に占める現物給付換算額の比率



(b) サンプル家計数に占める現物給付受取家計の比率



賃金所得に占める現物賃金の重要性を見るために、賃金受取総額に占める現物給付換算額の比率と家計数に占める現物給付受取家計の比率を時系列としてプロットしたものである。賃金受取には非農業労働からの賃金も含まれるがその比率は低く、また、この時期、非農業の日雇労働でも食糧穀物による支払が存在したから、農村家計にとっての現物賃金の重要性を考える情報として、非農業賃金も含むまプロットする。

図からわかるのは第1に、現物給付換算額比率が調査村間で顕著に異なることである。アウレパリ村のみがこの比率が極端に高く、他の2村では低い。Walker and Ryan(1990, pp.110-114)によると、1970年代、マハーラーシュトラ州の調査村においては、日雇に対しては現金のみ、常雇に対しても現金のみかあるいは現金と食糧穀物の組み合わせによって支払われていたのに対し、アーンドラ・プラデーシュ州のアウレパリ村では常雇への支払は収穫物のみ、日雇に対しても米による支払が基本だった。第2の傾向としては、アウレパリ村で10年の間に現物給付換算額の比率が下がってきており、これは農業

労働への支払に現金が使われることが増えてきたことを示している。カンザラ村で1980年前後に現物給付換算額の比率がやや増えているが、これは現物支払される綿花の生産性が上昇して労働者の受け取る量が増えたことを反映している。第3に、賃金受取総額に占める現物給付換算額の比率ではなく、家計数に占める現物給付受取家計の比率を見た場合には、3村で顕著な差はなく、トレンドも見出せない。5割以上の家計が何らかの現物給付を受けている。すなわち、額で見た現物賃金の重要性は下がっているが、頻度で見た重要性はそれほど下がっていない。

同じデカン高原の最近の数字として、2005年2月から3月にかけて調査されたアーンドラ・プラデーシュ州クルヌール県(Kurnool District)農村家計データから、現物賃金の情報を取り出してみよう。このデータは不破他(2006)などの研究で用いられたもので、32の調査村から無作為に抽出された約400世帯が含まれる。賃金受取データのある840人の賃金受取総額に占める現物給付の比率は6.2%であった

(840人中現物給付がある者は44人)。ただし、現物給付額の標準偏差は大きく、賃金受取総額の平均とほぼ同じ額であった。すなわち、平均的に見るとICRISAT調査の時期に比べ、現物賃金の頻度も賃金受取に占める比率も著しく下がっているが、労働者によっては現物受取がかなり重要な者もいるということになる。日雇農業賃金は現金で賄もなしというのが調査地域の標準であったが、現物賃金からの変化がいつごろ生じたのかの情報は得られなかった。

(3) ミャンマー(ビルマ)

農業労働賃金が現金か現物かという問題は、多様であるといっても、ある時期、ある村の中で特定の農作業を見た場合には、単一の報酬方法なのが普通である。時代を経るにつれ現物支払が主な形態から現金支払が主な形態に変わってきたこと、収穫労働において現物支払が多く見られること、商品作物よりも食糧作物の生産において現物支払が頻繁であること、などの傾向が一般に見られる。これに対し、栗田他(2004)、黒崎(2005)、Kurosaki(2008)などで用いたミャンマー農村データは、同じ農村内で同じ

表 2. ミャンマー農村部における季節雇農業賃金の特徴(2001年)

1. 賃金タイプごとの分布	取引データ件数			支払総額に 対する分布 (%)
	件数	全件数に対 する分布(%)	賄つきの比 率(%)	
現金(a)のみ	65	29.15	69.23	25.33
現物のみ				
(b)	14	6.28	7.14	4.94
(b)+(c)	17	7.62	100.00	6.35
小計	31	13.90	58.06	11.30
現金・現物				
(a)+(b)	1	0.45	0.00	0.30
(a)+(c)	117	52.47	95.73	55.87
(a)+(b)+(c)	9	4.04	100.00	7.21
小計	127	56.95	95.28	63.38
総計	223	100.00	82.51	100.00
2. 各季節雇契約の特徴	平均	標準偏差	最小値	最大値
契約期間(月数)	5.20	3.32	0.50	13.00
1月当たり賃金支払(チャット換算)*				
(a)現金賃金	3181	1700	0	10000
(b)現物賃金: 籾など収穫物	870	3227	0	35000
(c)現物賃金: タバコ, 衣服など	289	332	0	1900
(d)賄	3446	1781	0	4500
賃金総額(a+b+c+d)	7786	3224	1111	35000

注) *当該季節雇が受け取った(当該季節雇に支払われた)季節雇農業賃金総額にてウェイトづけした平均と標準偏差を報告する。

作物の同じ農作業に関して異なる労働報酬形態が見られる点で貴重である¹⁷⁾。調査は、ミャンマーの多様な農環境を考慮して設定された8つの研究対象地域をカバーして2001年に実施され、農家および非農家世帯それぞれ341家計、180家計の計521家計の詳細な情報が集められた¹⁸⁾。

ここで「非農家」と呼んでいるのは、ミャンマー農村における土地なし非農家層のことである。社会主義政権発足以前に開始された1950年代のビルマの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、現在の軍事政権下においても、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)。Kurosaki(2008)が詳しく分析しているように、調査時期のミャンマーにおける混乱した食糧政策の結果、農家は稲作所得の低下に悩み、非農家は主食である米の供給不安定に苦しんだ。すなわち、食糧確保という問題はミャンマー農村家計、とりわけ低所得の非農家層にとって深刻な問題だったのである。

ミャンマーの農業労働者は、日雇と季節雇に大き

く2分される(高橋2000)。季節雇を供給するのは基本的に非農家層であるが、日雇は非農家層だけでなく農家層(特に零細農家層)も供給する。全標本家計の1人当たり年間所得(現物所得の帰属計算を含む)の平均は約36,000チャットだったが¹⁹⁾、この2.6%を季節雇収入、12.7%を日雇収入が占めており、それぞれの比率は、非農家層に限った場合には9.5%、34.4%、非農家層のうち農業労働所得が所得の半分以上を占めている家計においては19.3%、62.4%と上昇する(栗田他2004, 表10)。

季節雇の賃金データを表2に整理する。521の標本家計

が農家として雇った季節雇のデータおよび労働者家計として供給した季節雇のデータをプールすると、計223件の季節雇のデータが得られた。表の上半分には、主賃金が何で支払われるかによる契約の分布を示す。主賃金が現金のみという契約は全体の3割弱を占めるにすぎず、しかもその7割は賄つき(賄の食事が1日1食以上ついていて契約)なので、まったく現物給付のない契約は全体の1割ほどということになる。他方、主賃金が現物のみという契約もまた1割強を占めるにすぎない。すなわち、契約の約6割は、主賃金が現金と現物の組み合わせである。賄つきが全体の8割以上を占める。

同じ表の下半分には、この223件のデータを金額で集計したものを、毎月の賃金支払として整理した。季節雇1人1月当たり7,800チャットという賃金総額推計は、5人家族ならば年間23人・月分の季節雇雇用を確保できれば、サンプル全体の平均の1人当たり所得に該当することになる。7,800チャットのうち40.9%が現金、11.2%が籾など農業収穫物の現物、3.7%がタバコ、衣服などの現物給付、そして44.3%が賄で占められている²⁰⁾。すなわち狭義の現物比率の平均は14.9%、広義の現物比率の平均は59.1%となり、ミャンマーの季節雇の賃金に占める現物比率がかなり高いことがわかる。

同様の作業を日雇について行った結果が表3である。521の標本家計が農家として雇った日雇のデータおよび労働者家計として供給した日雇のデータを

表3. ミャンマー農村部における日雇農業賃金の特徴(2001年)

1. 賃金タイプごとの分布	取引データ件数			支払総額に 対する分布 (%)
	件数	全件数に対 する分布(%)	賄つきの比 率(%)	
a. 現金・時間賃金				
1日当たりチャット	2437	78.61	38.70	77.68
その他	71	2.29	18.31	1.01
小計	2508	80.90	38.12	78.69
b. 現金・出来高賃金				
エーカー当たりチャット	154	4.97	12.34	6.94
一括での作業請負に定額	100	3.23	19.00	2.73
作業量当たりチャット	152	4.90	46.05	4.19
収穫量当たりチャット	52	1.68	9.62	1.74
小計	458	14.78	24.67	15.60
c. 現物・時間賃金				
1日当たり精米一定量	65	2.10	52.31	1.99
1日当たり粳米一定量	12	0.39	50.00	1.02
小計	77	2.49	51.95	3.01
d. 現物・出来高賃金				
収穫量の一定比率(刈分け)	4	0.13	25.00	0.15
エーカー当たり収穫物一定量	21	0.68	0.00	1.18
一括での作業請負に収穫物一定量	30	0.97	10.00	1.33
その他	2	0.06	50.00	0.03
小計	57	1.84	8.77	2.69
総計	3100	100.00	35.94	100.00
2. 日雇農業賃金所得の特徴*				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
年間の家計当たり日雇供給日数	239.1	221.0	5.0	1825.0
1日当たり賃金支払(チャット換算)**				
現金賃金	158.2	64.3	0.0	733.3
現物賃金: 精米, 粳米など	10.5	57.1	0.0	900.0
賄	15.5	20.2	0.0	150.0
賃金総額	184.2	84.7	30.0	950.0

注) * この部分のサンプル数は、日雇農業賃金所得がプラスの家計で、異常値を外した標本家計270である。

** 当該家計が受け取った日雇農業賃金総額にてウェイトづけした平均と標準偏差を報告する。

プールすると、計3,100件の日雇のデータが得られた。表の上半分ではこれら3,100件を、主賃金かどのように支払われるかに焦点を当てて、現金か現物か、時間賃金か出来高賃金かという2つの軸によって4種類に大きく分類し、それぞれについて賄つきの比率を示した²¹⁾。全体では日雇契約のおよそ3分の1が賄つきである。

まず現金・時間賃金は、観察された日雇契約の約8割を占める。ミャンマーでも現代的な支払方式が、日雇農業労働に関しては支配的であることがわかる。しかし時間賃金は労働者に怠業のインセンティブを与える恐れがある。この問題が少ないと思われる現金・出来高賃金は、全体の15%程度で採用されている。このカテゴリーには、作業請負、面積当たり定額、作業量当たりチャット(除草量に比例した現金支払など)、収穫量当たりチャットなどのバリエーションがある。現物・時間賃金は、1日当たり定量の精米ないし粳米を払う形態である。全体の3%前後を占めている。これらをミックスした契約とも考えられる現物・出来高賃金の代表が、収穫労働の

際に収穫量の一定比率を労働者に与える刈分(sharecropping)である。刈分を含む現物・出来高賃金は全体の2%程度を占めている。賄つきの比率が高いのは、現物・時間賃金の場合であり、過半数のケースが賄いつきとなっている。

表3の下半分には、このデータを金額で集計し、家計レベルでの日雇賃金収入の基本統計量を示した。日雇1人1日当たり184チャットという額は、5人家族でサンプル全体の平均の1人当たり所得を稼ごうとした場合に年間約980人・日分の日雇雇用が必要であることを示しているが、表にあるように実際の平均は239人・日であるから、日雇農業賃金だけではかなり低い所得水準となることがわかる。184チャットのうち85.9%が現金、5.7%が米・粳の現物給与、8.4%が賄で占められている。季節雇に比べると日雇の賃金に占める現物の比率は低いですが、それでも無視できる比率ではなく、

かつ、標準偏差が57.1チャットと大きいことからわかるように、賃金の主たる部分を占めている労働者も存在することがわかる。また、30日働いた場合の月収を日雇と季節雇で比べると、賄を無視した場合には日雇が高いが、賄を算入した場合には季節雇の方が高くなる。

2.3 小括

以上、歴史的資料を含めたマイクロデータを主に用いて、アジア各地における現物賃金のシェアについて描写的検討を行なった。これらを整理して表4に、現物比率の平均と標準偏差を示す。本節の検討から判明したことの第1は、現物賃金が賃金支払の中で無視できない比率を占めており、とりわけ経済発展の初期段階においてそのシェアが高かったことである。言い換えると、巨視的には減少トレンドが観察される。第2に、収穫労働や食糧穀物生産において現物賃金が用いられる傾向が強い。第3に、日本では現物賃金が早期に消滅したのに対してパキスタン・パンジャブでは近年においてもなお重要であ

表 4. アジア各国での現物賃金比率(まとめ)

国・地域	時期	対象	標本数	現物賃金比率の平均(標準偏差)	
				広義[賄含む]	狭義[賄含まず]
日本・府県	1925-30	自作農の全雇用労働への支払賃金(表1)	271	0.230	(0.208)
英領インド・パンジャブ州	1935/36	農家の常雇への支払賃金	27	0.711	(0.344)
インド・ICRISAT・AP州1村	1975-84	農村家計の賃金所得(図2)	225	0.739	(0.338)
インド・ICRISAT・MS州2村	1975-84	農村家計の賃金所得(図2)	633	0.085	(0.120)
インド・AP州クルヌール県	2005	農村家計の賃金所得	840	0.062	(0.236)
ミャンマー	2001	季節雇農業労働賃金(表2)	223	0.591	(0.229)
ミャンマー	2001	日雇農業労働賃金(表3)	270	0.141	(0.182)
				0.057	(0.161)

注) それぞれのデータに含まれる標本の性格に関しては、本文の説明を参照されたい。平均と標準偏差はすべて、賃金総額でウェイトづけしたものである。

り、ミャンマーは両者の中間に位置するなど、地域差が大きい。地域差という点では、日本やインドICRISAT データに顕著に見られるように、一国内での差異も無視できない。そして第4に、食糧穀物が主賃金として使われる頻度を見ると、大規模農家が土地なし労働者を雇う場合に現物比率が高い傾向があるといった階層差も見られる。

3. 現物賃金を説明する既存の理論

前節で見たような特徴を持つ現物賃金に関して、経済学的にその存在理由や機能について説明した理論モデルは少ない。Elsevier社のHandbookシリーズの開発経済学全3巻、農業経済学全3巻を見ると、いずれも、途上国の労働市場に関する章において賃金支払形態の多様性の例として現物賃金にごく簡単に言及しているのみである²²⁾。

経済発展を市場経済の発達という観点から眺めた場合、労働市場における現物賃金は、市場化以前の制度の残滓であり、資本主義経済に移る過程で完全に貨幣賃金化するという見方が経済学の主流であるように思われる。そもそも完備市場のもとでは、他の財・サービスとの交換手段である貨幣で賃金を受け取ることが、取引費用の軽減という観点から最も効率的だからである。

しかし現物による取引は、かなり市場化が進んだ経済においても残っているのが普通である。経済人類学においては、そのような経済における現物給付には、共同体の結束を強める機能や、宗教実践の機能があること、したがって共同体の結束とか宗教サービスといった完全に市場化することが難しいサービスの取引において、現物取引は重要な位置を保ち続けると主張されている(春日2007)。経済人類学のこの見方は、開発経済学における現物賃金の理論的理解と共通する点が多い。すなわち、完備市場の条件と離れた財・サービスを供与する機能を現物賃金を持つという考え方である。以下ではこれを3つ

に整理する。

3.1 現物支給される財の市場の不完全性

財市場の不完全性ゆえに、労働者よりも雇用主の方が安価に提供できる財で、労働者が必須とするような財に関しては、これを雇用主が現物支給した方が資源配分上、より効率的である。極端な例として、食糧市場が存在しなければ、賃金は食糧という現物部分を含まざるを得ない。とはいえ、現在の途上国において食糧市場不在を仮定することは現実的でない。どんな途上国においても、食糧を購入する市場は存在する。

しかし食糧のようにかさばる財では、輸送費用その他の理由から、販売余剰を持つ農家にとってのシャドー価格と、生活のために食糧を購入しなければいけない労働者のシャドー価格が乖離する(Key et al. 2000)。国際貿易におけるf.o.b.-c.i.f.バンドを想定すればよい。この価格差が存在すれば、雇用主の農民が、生産した食糧のうち販売に回せる余剰の一部を、現物賃金として労働者に支払うことによって、労働者への実質的な支払額を軽減することができる。

なお、賄の支給については、労働者が食事のために家に帰る時間を節約する仕組みであるという説明がある(例えばBliss and Stern 1982)。これも、食事サービスのシャドー価格として、食品原材料や調理のコストに家との往復時間の機会費用を加えた額を考えれば、f.o.b.-c.i.f.バンドの論理による説明として解釈できる。この説明の説得力はかなり高いものと思われるため、次節以降の理論・実証分析においては賄の支給という問題は捨象し、主賃金の現物賃金に問題を絞る。

また、食糧や衣食住のサービスなどをまとめて雇用主が供給する場合には、その調達において規模の経済ないし範囲の経済が働くために、雇用主の方が労働者よりも安価に調達できるという理論も提示さ

れている(Alston and Ferrie 1986). Alston and Ferrie(1993)は、この規模・範囲の経済を利用した現物給付が、労働者の雇用主に対する依存を高めさせる結果、雇用主に必要な労働力を確保させる機能を持つと主張している。

3.2 労働市場の不完全性

雇用労働を用いる際の基本問題は、生産活動につながるのは単なる労働時間ではなく、労働者の努力水準や細やかな注意などのエフォート(effort)という投入物であるにもかかわらず、エフォートが雇用主によって観察・履行強制できないことである。現物賃金は、この非対称情報の問題を軽減するための仕組みであるという議論がいくつか存在する。

その1つは、栄養ベースの効率賃金仮説である(Dasgupta and Ray 1986)。栄養と運動能力の間には、基礎代謝にカロリーが使われるという生物学的な理由により、S字型の関係が存在する。したがって栄養水準が非常に悪い労働者が多数存在する場合には、雇用主は全員を低い賃金水準で雇って各自の低い労働効率に甘んじるよりも、高めの賃金(=効率賃金)を支払って少ない数の労働者を雇用し、雇用された労働者の高い労働効率を活用するというのが、Dasgupta and Ray(1986)の効率賃金理論モデルのエッセンスである。しかし労働者が自分の得た賃金をきちんと栄養水準の向上に用いるかに関してはモラルハザードの問題が存在するため、常雇であれば賃金を米などの食糧現物で払い、常雇・日雇ともに賄を充実させるとというのが、現物賃金を栄養ベースの効率賃金仮説によって説明するロジックである。

他方、インセンティブを引き出すための出来高賃金を支払う上で便利なので現物賃金が採用されるという議論もある。小作契約の理論では、労働者(小作)は、リスクへの対応という点で、定額支払が大きく、収穫に比例した支払が小さい報酬形態を望むが、収穫に比例する部分が小さいと労働インセンティブが損なわれるため、インセンティブを引き出すためにはこれを引き上げる必要があり、そのバランスをとるのが分益小作制度であると説明される(Stiglitz 1974)。収穫に比例した賃金を支払うためには、収穫量を雇用主と労働者とで確認する必要があるため、この確認作業と同時に収穫量を折半してしまえば賃金支払の余計な手間が省けるというのが、出来高賃金が現物で支払われるロジックとなる。

現物賃金の存在理由を、栄養ベースの効率賃金仮説およびインセンティブのための出来高賃金によっ

て明示的に説明した研究に Bardhan(1984)がある。ただし、栄養ベースの効率賃金仮説に関しては、多くの途上国において日雇農業労働賃金は十分な栄養摂取を可能にする水準であるという理由から、実証的に有効でないという批判がある(Swamy 1997)。また、米などの食糧穀物を給付した場合には、財市場を通じての現金化が容易であるから、賃金が栄養に変換されないというモラルハザードが生じる可能性が残る。さらには、インセンティブのための出来高賃金という説明に関しては、標準的なモデルにおいて収穫物の財市場が完備していれば、現金化して支払うことと現物賃金が同値となるため、現物支払の必然性を説明できないという難点がある。

とはいえ出来高賃金が現物で払われなければならない事例も存在する。以下は、バキスタン・パンジャブ州南部の綿花地帯で1994年に筆者が観察した事例である(黒崎・山形 2003, p. 151)。ある用水路の東側は数百ヘクタールを越す綿花の大農場1つで占められ、西側には10ヘクタール前後の中規模農家が多数集まり、どちらも女性日雇労働者が出来高払いで綿を摘み、摘まれた綿は同じマーケットで売られていた。ところが、同じ品種の綿、農学者によるチェックでは品質に差が検出されない綿の価格が、東側産だと5から10%安い傾向があった。この価格差が、賃金制度の違いに由来した正当なものであることが関係者からの聞き取りで判明した。毎日の収穫量が膨大な大農場では、労働者の摘んだ綿の実は、袋に入ったまま農場管理人によって重量を計測され、その重量に比例した貨幣賃金が支払われていた。労働者はしたがって、ごみがついていたり水分の多い実でも平気で摘む。その方が重くて儲かるからである。他方、中規模農家では、農民自らが労働者1人1人の摘んだ綿の実を目の前で11の山に分け、その山の1つを現物賃金として労働者に与える。この制度は、労働の質が雇用主=農民によって直接チェックされ、自分で摘んだ綿が自分のものになるから、丁寧に摘むインセンティブを労働者に与える。マーケットの価格は、この品質差を的確に反映したものだだったのである。そしてこの事例ではまさに、同じく収穫量に応じた出来高払いであっても、現物なのか現金なのかで違いが生じ、現物払いに必然性が生じることがわかる²³⁾。

3.3 保険市場の不完全性

通常の財・サービスの市場が完備していても、農村経済は天候などのリスクにより変動し、農村家計は市場での交換に伴うリスクにさらされる。しかし

途上国農村においては、作物保険などの明示的な保険市場はまず存在しないし、相互扶助など様々なインフォーマルなメカニズムを通じた保険メカニズムは限られている(黒崎 2001)。リスクがもたらす厚生上の損失は、平均の所得水準が低く、資産もほとんど持たない途上国農村の労働者家計においては特に深刻であると考えられる。

このような状況において、賃金の一部が食糧穀物の現物として安定的に供与され、消費の中核部分を保証されたならば、農業労働者の厚生水準は改善する可能性がある。現物賃金を通じた保険メカニズムの補填である。現物賃金のこの機能を最初に指摘したのは Bardhan(1984, p. 69)であるが、フォーマルなモデルは示されていない。現物賃金の保険効果を数理モデルで示した研究に、Datta *et al.*(2004)および著者の一連の研究(Kurosaki 2006; Ito and Kurosaki 2007)などがある。本稿の理論モデルは、著者によるこれらの試みの一例であり、次節で詳しく説明するように、効用関数の特定化に依存した Datta *et al.*(2004)のモデルよりも一般的で、途上国の低所得家計にとっての食糧確保の意味をより適切かつ明示的にモデル化している点が異なっている。

4. 現物賃金の食糧安全保障機能に着目した理論モデル

前節で展望した既存の理論は、それぞれ興味深い論点を現物賃金に関して提示している。しかし経済発展が進みつつあり、農村における様々な市場、とりわけ食糧市場に関してはかなり発展した現在の途上国においても現物賃金が広範に見られることについて、説得的な理解を提示しているとは言いがたい。そこで本節は、農産物市場が一通り揃い、農業労働者の平均の健康状態も栄養ベースの効率賃金仮説が当てはまらない水準に達しつつあるが、市場インフラが十分に発達していないがゆえに食糧市場は薄く、農業労働者の所得はその多くが主食などの基本的支出に割かれているような低い水準にある状況をモデル化する。そのような経済においては、現物賃金が家計の食糧安全保障を改善させる効果を持つがゆえに、現物賃金という制度的取り決めが、単なる前世代の残滓という摩擦的存在を超えた、合理的な意義を持つものであることを示したい。

4.1 基本モデル

貨幣賃金と現物賃金間のトレードオフに焦点を絞るために、理論モデルでは労働者のモラルハザードや、他の財・サービスとの複合取引の問題を捨象

する。単一の嗜好を持つ経済主体として、労働者家計を定義する²⁴⁾。

現在の低所得途上国の状況を考慮して、家計の消費財を「食糧」と「非食糧」の2財に単純化する。「非食糧」の価格をニューメレアとして1に基準化し、「食糧」の価格を確率変数 p で表わす(その期待値を $E[p]$ 、ただし $E[\cdot]$ は期待値オペレータ、とする)。現実の途上国において主食が例外なく取引されていることを考慮すると、「食糧」の市場が欠如しているとモデル化することは適切でない。他方、市場インフラが十分に発達していない状況では、食糧価格は地域の生産ショック・需要ショックによって大きく変動する(Fafchamps 1992)。政府による価格安定化のための介入があっても農産物市場における価格リスクは避けられず(黒崎 1994)、時には、一貫性を欠いた農業政策が逆に農村の食糧確保を不安定化することすらある(Kurosaki 2008)。

家計の総労働供給量は非弾力的と仮定し、 L で表わす。保険市場が不完備である場合、労働者家計はリスク回避的に労働供給を決定する(Ito and Kurosaki 2007)。労働供給決定時の家計の厚生水準を、「食糧」と「非食糧」に配分される消費支出額を y とした間接効用関数の期待値 $E[v(y, p)]$ すなわち期待効用で表わす。ただし間接効用関数 $v(y, p)$ は以下を満たすものとする：

$$v_y > 0, v_p < 0, v_{yy} < 0, v_{pp} < 0, v_{yp} > 0, v_{yyy} > 0. \quad (1)$$

最初の2つは間接効用関数が必ず満たさねばいけない制約である。3番目の不等号は総消費支出 y についてリスク回避的な効用を意味する。4番目の不等号は y と p の期待値が一定の場合、 p の変動が大きくなるほど労働者の厚生が減少することを意味する。この制約は、食糧確保において脆弱な貧困層の分析にとりわけ適したものである²⁵⁾。5番目の制約 $v_{yp} > 0$ は、食糧価格と所得の期待値、食糧価格と所得の分散が一定のもとで、食糧価格と所得の相関が高いほど、労働者の厚生が改善することを意味する。食糧価格と所得がプラスに相関している場合実質所得が安定することを考えると、この仮定も正当化できると思われる。最後の制約 $v_{yyy} > 0$ は、消費変動の厚生コストが期待消費水準が上がるにつれて下がるという「リスク慎重さ」(“risk prudence”) (Kimball 1990)を意味するものであり、リスクに直面する低所得層の分析には欠かせない仮定である。

上記の効用関数を持つ労働者家計が、2つのタイプの日雇労働への労働供給量を決定する問題を考える。これは Fafchamps(1992)による作物選択ポートフォリオ・モデルを、労働供給に応用するもので

ある。下つき文字1と2で表すそれぞれの労働に L を配分する比率を $l_j (j=1, 2)$ で表し、それぞれの労働の賃金を確率変数 π_j とすると、家計の最適化問題は、

$$\max_{l_1, l_2} E[v(y, p)],$$

subject to

$$y = y_0 + (\pi_1 l_1 + \pi_2 l_2)L, \quad (2)$$

$$l_1 + l_2 = 1, \quad (3)$$

ただし式(2)は予算制約、式(3)は時間制約、 y_0 は非確率的な不労所得であり、 $l_j (j=1, 2)$ は非負条件も満たさなければならないものとする。

この最適化問題が内点解を持つ場合の一階の必要条件は、

$$E[v_y(\pi_1 - \pi_2)] = 0, \quad (4)$$

となる。式(3)と式(4)からなる連立方程式を解けば、最適な労働供給ポートフォリオ (l_1^*, l_2^*) が得られる。この解を特徴づけるために、式(4)に含まれる $v_y(y, p)$ をテイラー近似し、整理することで以下を得る：

$$E[\pi_1 - \pi_2] + s(\psi - \eta) E[(\pi_1 - \pi_2)(p - E[p]) / E[p]] - \psi E[(\pi_1 - \pi_2)(y - E[y]) / E[y]] \approx 0, \quad (5)$$

ただし ψ はアロー＝プラットの相対的リスク回避度 ($\psi = -y v_{yy} / v_y$)、 s は総支出に占める食糧支出の比率(いわゆるエンゲル係数)、 η は食糧需要の所得弾性値で、すべて $y = E[y]$ および $p = E[p]$ で評価したものである²⁶⁾。

式(5)左辺の第1項は、労働契約タイプ1の期待賃金がタイプ2に比べて高いほど、労働供給ポートフォリオに占めるタイプ1の比率が高くなるという関係、すなわち「収益性効果」(profitability effect)を示している。式(5)左辺第3項は、家計がリスク回避的な場合に総所得との相関が低い労働タイプほど、労働供給ポートフォリオに占める比率が高くなるという関係、すなわち「直接ポートフォリオ効果」(direct portfolio effect)を示している。この効果は、家計がよりリスク回避的であるほど(ψ が高いほど)、家計の直面する賃金変動リスクが大きいほど、強くなる。

式(5)左辺の第2項が、この種のモデルに固有のものである。家計のエンゲル係数がプラスで ($s > 0$)、かつ家計が十分リスク回避的である ($\psi > \eta$) 場合、食糧価格との相関が高い労働タイプほど、労働供給ポートフォリオに占める比率が高くなるという関係を示しており、これを Kurosaki and Fafchamps(2002)に倣って「消費嗜好効果」(consumption preference effect)と呼ぼう。この効果は、家

計のエンゲル係数が高いほど(s が高いほど)、家計の食糧需要の所得弾性値が低いほど(η が低いほど)、強くなる。直感的に言うと、エンゲル係数が高く、実現する所得金額によらず安定した量の食糧消費を望む家計であれば、本来は所得の変動要因として嫌われる賃金の変動であっても必ずしもマイナスにはならず、むしろ、食糧価格とプラスに相関する変動は歓迎されるということである。この関係を導出する際には、 $\psi > \eta$ が重要となるが、低所得途上国に関する推定値はこの関係をほとんどの場合満たしている(Fafchamps 1992)。また、家計の効用関数に関して仮定した $v_{yp} > 0$ は、 $\psi > \eta$ と同値である。

Finkelshtain and Chalfant(1991)および Fafchamps(1992)は、消費嗜好効果ゆえに、リスク回避的な家計が、より収益リスクの大きい作物である食糧作物の生産を増やすという、通常の直接ポートフォリオ効果からは説明できない逆転現象が理論的に生じ得ることを示し、Kurosaki and Fafchamps(2002)はパキスタンの農家の作付決定を説明する上で消費嗜好効果が無視できないことを実証的に示した。このような消費嗜好効果は作付ポートフォリオだけでなく、雇用労働ポートフォリオでも観察される可能性がある。そこで次節では、消費嗜好効果が労働供給に影響を与えるかどうかを、ミャンマーのデータを用いて検証する。この実証課題のための検証すべき仮説を、上記基本モデルを現物賃金の例に特化させることによって、さらに具体化しよう。

4.2 食糧現物賃金と非確率的貨幣賃金の例

賃金タイプ1が食糧で支払われる現物賃金²⁷⁾、タイプ2が非確率的な貨幣賃金である事例を検討しよう。単純化のために雇用主は競争的かつリスク中立であり、非農業部門において非確率的な貨幣賃金 w が支払われているものとする。すると $\pi_1 = wp/E[p]$ 、 $\pi_2 = w$ 、 $y = y_0 + \{l_1 wp/E[p] + (1 - l_1)w\}L$ となるので、これらを式(5)に代入して整理すると、現物部門への供給比率の最適解 l_1^* について明示的に解くことができる：

$$l_1^* = \{(y_0 + wL) / wL\} \{s(\psi - \eta) / \psi\}. \quad (6)$$

ここから以下の比較静学が得られる：

$$\partial l_1^* / \partial s > 0, \partial l_1^* / \partial \psi > 0, \partial l_1^* / \partial \eta < 0, \partial l_1^* / \partial y_0 > 0, \quad (7)$$

ただし $\psi > \eta$ (すなわち $v_{yp} > 0$) を仮定している。これらを仮説としてまとめると、以下のようになる：

仮説1. 家計のエンゲル係数が高く所得弾性値が低いという意味で食糧需要が硬直的な労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比

率が高くなる。

仮説2. アロー=プラットの意味でリスク回避度の高い労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなる。

仮説3. 非確率的な不労所得の比率が高い労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなる。

これらの仮説を、消費嗜好効果に関連づけて、一般的な効用関数のもとで導出した点が、本稿のモデルが Datta *et al.*(2004)の理論モデルと異なる最も重要な点である。ただし、これらの仮説を導出する際にテイラー近似を用いていることの限界はあるかもしれない。そこで、 $v_{pp} < 0$ など式(1)の仮定を満たす効用関数を特定し、テイラー近似を用いずに、実際に最適化問題を解く数値解析も行った。効用関数として線形支出システムに対応した定式化を行ない、 p が一様分布ないし三角形分布する場合の期待効用を最大化するような労働供給ポートフォリオを計算し、それがリスク回避度や食糧需要嗜好パラメータを変えることによりどのように変化するかをシミュレーションした。その結果は上記の比較静学を支持するものであった²⁸⁾。また、上記3つの仮説の導出の際には、単純化した2つの賃金タイプのみを考えたが、より多様な選択がある場合でも、仮説1はある程度頑健に成り立つことを示すことができる。現金・時間賃金、現物・時間賃金以外に、現金・出来高賃金、現物・出来高賃金の4つのタイプがある場合にどの形態が選好されるかの理論分析については、Kurosaki(2006)を参照されたい。純粋な農業労働者家計でなく、農家が副業として賃労働に労働力を供給する場合の理論分析については、Ito and Kurosaki(2007)に例がある。

上記3つの仮説を途上国のデータを用いて直接的に検証することは難しい。誘導型アプローチをとる場合、比較静学で用いたパラメータのうち、データから直接観察可能なのはエンゲル係数 s と不労所得 y_0 の2つであり、所得弾性値 η やリスク回避度 ψ は観察不可能である。また、エンゲル係数は明らかに内生であるし、不労所得に関しても観察不可能な家計の属性のうち労働ポートフォリオ決定に相関している属性と不労所得が相関していない保証はない。エンゲル係数が内生であるということは、逆の因果関係、つまり、たまたま賃金の主要部分を食糧穀物という現物でもらったために事後的に食糧穀物の消費を増やしたという関係を拾ってしまう恐れがあることを意味する。さらには、外生的な不労所得のデ

ータが得られたとしても、その l^* への直接効果は理論的にプラスであろうが、不労所得が多い家計であればリスクを回避する必要が小さくなって ψ が小さくなる可能性があり、その場合 ψ の低下を通じた l^* へのマイナスの間接効果が存在すると思われるから、ネットの効果は理論的に明らかでない。特定の効用関数を仮定して、エンゲル係数や所得弾性値を内生的に扱い、その効用関数の構造パラメータを推定するという Kurosaki and Fafchamps(2002)のアプローチを当てはめることも考えられるが、次節で用いるデータはクロスセクションであるため、不適切と判断した²⁹⁾。

そこで採用したのが以下の実証仮説である：

実証仮説 家計の平均的な食糧需要量が期待所得に対して高いという意味で食糧需要が硬直的な労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなる。

平均的な食糧需要額と期待所得の比率を S_{labor} としよう。これを実際にどう推計するかは次節で議論するとして、労働者家計の労働供給ポートフォリオに影響を与えるであろう他の要因をコントロールした上でなお、 S_{labor} が、 l^* にプラスの影響を与えるかを、誘導型モデルによって検証するというのが、本稿の基本的な実証戦略である。他の要因としては、家計の所有する各種資産や家計の人口学的特徴など家計レベルの説明変数と、地域の市場環境などをコントロールするための調査村固定効果を用いる。

しかしながら、 S_{labor} の l^* への効果がプラスであることだけをもって、本節で提示した保険市場の不完全性に基づく現物賃金のモデルが支持されるとみなすことは難しいかもしれない。前節で展望した他の理論的説明のうち、食糧市場における売買価格差が大きいゆえに現物賃金が採用されるというモデルのもとでも、類似の実証仮説が導出されるからである。売買価格差のモデルでは、労働者家計が実物での食糧調達よりも多くの食糧を消費に需要していれば、食糧のシャドー価格は割高な購入価格(市場価格+輸送・取引費用)となり、実物での食糧調達量が消費需要を上回っていれば、食糧のシャドー価格は割安な販売価格(市場価格-輸送・取引費用)となる。したがってサンプル全体では、平均的な食糧需要量が多い労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなること予測される。

そこで両者を識別するために、以下の検証作業を

追加する。食糧市場の売買価格差に着目したモデルでは、個別家計のレベルでは、 S_labor が限界的に上昇しても、労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率は反応しない。実物での食糧調達と消費需要のバランスがプラスか、マイナスかという違いに応じて非連続的に現物契約の比率が変わるというのが、食糧市場の売買価格差に着目したモデルの理論的予測である。そこで、 S_labor に関連した変数として、家計の平均的な食糧需要量が農業労働供給から得られる総賃金よりも大きい小さいかというダミー変数 D_labor を計算する。本稿の提示した保険モデルのもとでは S_labor 、食糧市場売買価格差モデルのもとでは D_labor が、 l_i^* の決定要因となるはずである。 S_labor と D_labor のどちらかのみを入れたモデル、両方を入れたモデルの2通りの方法で、どちらの変数が l_i^* との相関が強いかを検証する。

5. ミャンマー農村のデータを用いた計量分析

5.1 用いるサンプルと変数の定義

第2節で見たように、ミャンマーの2001年農村調査データからは、季節雇、日雇の両方に関して詳細な情報が得られる。季節雇の契約は、契約期間やその条件などが雇用主・労働者間の長期的関係に応じて決定されるという制度的側面が強く(高橋2000)、前節で提示した労働者による労働供給ポートフォリオのモデルとの齟齬が大きい。そこで本稿の分析は日雇に限ることとする。次に、現物賃金が観察されなかった調査村が8村中1村あったため、この村に属するサブサンプルは分析の対象から外した³⁰⁾。この結果残ったサンプル家計数は、219となった。

回帰分析対象の219家計に関し、分析で用いた変数の定義と主要統計量を表5に示す。被説明変数は、理論モデルの l_i^* の代理変数として、「日雇農業労働への総労働供給日数」(単位は man-days) が分母、「主賃金が現物で支払われる契約での日雇農業労働供給日数」(man-days) が分子となる比率を用い、変数名 $inkind_md$ とする。供給日数に関しては、出来高賃金の場合には実際にその労働日に何時間働いたかの情報が存在しないため、計測誤差が懸念される。そこで、もともとの日雇労働契約の件数での比率という $inkind_no$ という被説明変数も補助的に用いて、分析の頑健性をチェックする。こちらの方が計測誤差は小さいが、理論モデルの l_i^* とは概念上、完全には一致しない。 $inkind_md$ と $inkind_no$ の相関は高く、相関係数 0.942 である。

なお、以上の実証戦略は現物賃金が食糧で支払われること、ないしは、その価格が食糧価格と完全に相関するような現物で支払われることを仮定している。ミャンマーの実際のデータでは、豆類やサトウキビの収穫労働などにおいてこれらの収穫物が現物賃金として採用されている例があり、それらの価格と米価との相関は1よりも小さいと予測される。またミャンマーの日雇農業者賃金では出来高払いの契約も見られ(表3)、その場合には総所得のリスク・シェアリングを出来高と定額(定量)の契約の組み合わせで行なっている可能性があるが、理論モデルはこの点を捨象している。そこで、米以外の現物が賃金となっているケースがすべて出来高契約であることも考慮し、頑健性のチェックとして、サンプルを時間賃金契約だけに限定して、その中で主賃金が現金か食糧(米)かの違いに着目した推定も行なう。すなわち変数名 $inkind_fx$ として、「定額・定量払いの日雇農業労働への総労働供給日数」が分母、「主賃金が現物(米)で支払われる定量契約での日雇農業労働供給日数」が分子となる比率を定義し、それを被説明変数とした分析も行なう。

説明変数として、家計の食糧確保やリスク回避に関連した家計レベルの変数を入れる。人的資本の代理変数として世帯主の性別・年齢・教育水準、物的資本および食糧を自給する能力の代理変数として家計が所有する農地耕作権の面積、その他資産の代理変数として家畜・各種資産・純金融資産などの合計額、そして前節の理論モデルの検証のための説明変数として S_labor と D_labor を用いる。 S_labor は、年齢性別のカロリー必要量を米で賄った場合に必要な家計の年間米消費必要量の現金換算額を、各種資産に資産別の固定係数を乗じて計算した期待所得で除した比率(上限1で打ち切り)であり、理論モデルのエンゲル係数 s の代理変数である。計算方法からわかるように、家計の日雇農業労働供給との内生性の問題は小さくなるように定義した。これによって、食糧現物賃金をたまたま多くもらったがゆえに、エンゲル係数が上昇したという逆の因果関係を捨く可能性が小さくなり、エンゲル係数が大きくなりがちな嗜好を持つがゆえに、食糧現物賃金を多く得られるような仕事に多く労働を供給するという因果関係をより正確に明らかにできると考える。 S_labor と観察されたエンゲル係数との相関係数は、0.775であった。 D_labor は、 S_labor の計算で使った家計の年間米消費必要量の現金換算額が、家計の日雇労働総日数に平均賃金を乗じた額よりも大きい場合に1をとるダミー変数である。

表5. ミャンマー農村における日雇農業労働供給の現物比率分析で用いる変数

変数名	定義	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
inkind_md	(主賃金が現物で支払われる契約での日雇農業労働供給日数)/(日雇農業労働への総労働供給日数).	0.052	0.171	0.000	1.000
inkind_no	(主賃金が現物で支払われる契約の件数)/(日雇農業労働契約の総件数).	0.046	0.157	0.000	1.000
inkind_fx	(主賃金が現物で支払われる定量契約での日雇農業労働供給日数)/(定額・定量払いの日雇農業労働への総労働供給日数).	0.044	0.156	0.000	1.000
説明変数					
Female_labor	女性世帯主のダミー変数.	0.073			
Age_labor	世帯主の年齢.	43.406	12.152	20	80
Educ_labor	世帯主の教育年数(僧院修了者には2年という値を適用).	2.785	2.450	0	10
Land_labor	農地耕作権保有面積(エーカー).	2.996	4.479	0	22
S_labor	(年齢性別のカロリー必要量と家計の年齢性別世帯員構成から計算した家計の年間米消費必要量の現金換算額)/(各種資産に資産別の固定係数を乗じて計算した期待所得).	0.275	0.233	0.026	1.000
D_labor	年齢性別のカロリー必要量と家計の年齢性別世帯員構成から計算した家計の年間米消費必要量の現金換算額が、家計の日雇労働総日数に平均賃金を乗じた額よりも大きい場合に1をとるダミー変数.	0.356			
Assets_labor	純資産額(単位=100万チャット). 土地以外の資産、すなわち農機具や自転車などの生産手段・運搬・移動手段、家畜、金融資産(負債はマイナスで計上)などの合計額.	0.143	0.112	-0.115	0.674
hsizemc2	世帯に占める男子(15歳未満)数.	0.932	0.986	0	4
hsizema2	世帯に占める労働年齢男性(15歳以上60歳未満)数.	1.598	0.959	0	5
hsizefc2	世帯に占める女子(15歳未満)数.	0.922	0.976	0	3
hsizefa2	世帯に占める労働年齢女性(15歳以上60歳未満)数.	1.676	1.075	0	6

注) 1. 標本数は、inkind_fxを除き219(日雇農業労働を供給し、かつ現物と現金賃金間の選択肢があった家計). 定額ないし定量の日雇農業労働を供給した家計に限られる。inkind_fxの標本数は213である。

2. この表に記された変数以外に、調査村のダミー変数が固定効果として推定モデルには含まれている。

3. 平均と標準偏差は、村別、農家・非農家別のサンプリング比率の違いをコントロールするためのウェイトつきの値である。

以上の説明変数に加え、世帯員の性別・年齢別の構成と、調査村ごとの固定効果(村ダミー)を説明変数として用いた。村の固定効果は、村ごとに異なる市場環境、具体的には、食糧価格リスクの大小、非農業労働機会の多寡、金融サービスの浸透度合などを総体としてコントロールする。したがって村ダミーの係数は、村平均で見た食糧確保の脆弱性と現物賃金との関係を示している可能性があるが、現物賃金に影響を与えるその他の村固有の要因と区別できないため、本稿ではその推定値について議論しない。これらの点に関しては、より多くの調査村を含むデータが必要となる。

回帰分析においては、調査村ごとに農家と非農家とでサンプリングの確率が異なることを考慮したウ

ェイトつきの推定を行った。また、被説明変数は、下限0と上限1を持つ途中打ち切り変数(truncated variables)なので、トービット・モデル(2-sided tobit)による推定を基本とした。

5.2 推定結果

推定結果を表6に示す。出来高賃金への労働供給比率 *inkind_md* は、*S_labor* が高いほど大きくなっており、理論モデルの予測は支持されている。係数は弾性値にして0.69なので、かなり強いプラスの反応であるが、統計的な有意水準は10%と低い。このため、*S_labor* の係数が本当に正であるかどうか慎重にチェックする必要がある。そこで表7では、被説明変数として、計測誤差がより小さいと考えら

表 6. ミャンマー農村における日雇農業労働供給の
現物比率の決定要因(1)

説明変数	被説明変数=inkind_md	
	係数	(標準誤差)
Female_labor	0.7883***	(0.256)
Age_labor	-0.0038	(0.006)
Educ_labor	0.0097	(0.019)
Land_labor	-0.1234***	(0.036)
S_labor	0.6885*	(0.360)
Assets_labor	0.4705	(0.630)
hsizemc2	-0.0144	(0.051)
hsizema2	0.0401	(0.068)
hsizefc2	-0.0659	(0.054)
hsizefa2	0.1099*	(0.058)
切片および6村の固定効果:1%水準で有意		
標本数	219	
全変数の係数=0という帰無仮説のchi2(16)	93.25***	
Pseudo R ²	0.409	
対数尤度	-67.30	

注) 1. サンプリング・ウェイトを考慮したウェイトつき2-sided tobit で推定。
2. ***1%有意, **5%有意, *10%有意。

れる *inkind_no* や、出来高賃金を含まない *inkind_fx* を用いて再推定したところ、やはり10%水準で有意にプラスの係数が検出され、その絶対値は0.6前後で安定していた。また、トービット・モデル識別のための仮定が制約的であることを考慮して、線形モデルを heteroscedasticity-robust な標準誤差を用いて再推定した結果は、非線形性が十分考慮されないがゆえに推定係数の値は小さくなったが、統計的には有意に正であり、かつ、有意水準は改善した。これらを総合すると、家計の平均的な食糧需要量が期待所得に対して高いという意味で食糧需要が硬直的な労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなるという実証仮説が支持されたものと判断してよいように思われる。

また、表6に示すその他の説明変数の係数もまた、本稿の理論モデルを支持するものと解釈できる。例えば、女性世帯主ダミーの係数は1%水準で有意に正であり、現物賃金労働への供給比率が女性世帯主だと80%近くも大きくなるのがわかる。ミャンマー農村部において家計の食糧管理は主に女性が担うから、女性の方が食糧価格リスクに敏感であり、食糧確保に熱心であるということ、回帰分析結果が示している可能性がある、とはいえ女性世帯主ダミーが観察できない資産や所得獲得能力の差を反映していることも十分考えられるので、あくまで可能性にすぎない。

家計が所有する農地耕作権の面積 (*Land_labor*) の係数は1%水準で有意に負であり、面積が1エー

カー増えると、12%ほど現物賃金労働への供給比率が減少することがわかる。農地を多く所有すれば、家計の食糧を自給する能力が強まるから、日雇農業労働であえて現物を求める必要が減少するものと解釈できよう。農地耕作権の有無は、消費面での嗜好や就業構造、利用可能な信用アクセスなどにも影響を与えるから、表6が示す農地耕作権面積の係数が、食糧安全保障ではなく、これらの家計の異質性を反映している可能性もある。そこで、農地耕作権の有無を示すダミー変数 *D_land* を追加した拡張モデルを推定したところ、*Land_labor* の係数は表6とほとんど変化せず、統計的にも有意なままだったが、*D_land* の係数は推定式によって正負両方の符号をとり、統計的にまったく有意でなかった。したがって農地耕作権は、その有無が家計の異質性を反映して労働供給に影響を与えているというよりも、所有面積が家計の食糧自給能力を強めることを通じて労働供給に影響しているという解釈の方が、適切なように思われる。

これら以外の家計レベルの変数は統計的に有意でなかった。また、調査村ダミーの係数は統計的に有意、すなわち村ごとに現物賃金の重要性は異なっていることが明らかになった。この村別の違いが食糧安全保障という面での村別の違いと関連しているかどうかは、本稿の分析からは判明しない。インドの農村家計の賃労働供給決定要因を分析した Ito and Kurosaki (2007) の推定結果は、食糧価格リスク(降雨量リスクがその代理変数)が大きいほど現物賃金制をとる賃労働への労働供給が増えることを示しており、ミャンマーのこの事例でも、同じような関係が存在する可能性がある。表7の各モデルの推定結果においても、女性世帯主ダミー、農地耕作権面積などの係数は表6と定性的に同じ結果となっており、頑健性が確認された。推定結果は報告しないが、教育と農地、資産について異なった定義や、より詳細な分類を入れた説明変数に置き換える定式化も試したが、定性的に同じ結果であった。

しかしながら、以上の実証結果は、本稿で提示した保険市場の不完全性に基づく現物賃金のモデルのみを支持するわけではなく、食糧市場における売買価格差が大きいのがゆえに実物賃金が採用されるというモデルでも説明可能である。そこで両者を見分ける試みとして、まず、売買それぞれのレジームに対応して食糧のシャドー価格が変化するのがゆえにそれに対応して現物比率も非連続的に変化するという、代替モデルの予測をより直接的に反映した説明変数 *D_labor* によって、*S_labor* を置き換えた推定を行

表7. ミャンマー農村における日雇農業労働供給の
現物比率の決定要因(2)

被説明変数	推定方法	食糧需要の硬直 性の代理変数	係数	(標準誤差)
(1) 被説明変数および推定方法に関する頑健性				
inkind_md	Tobit	S_labor	0.6885*	(0.360)
inkind_no	Tobit	S_labor	0.5822*	(0.330)
inkind_fx	Tobit	S_labor	0.6975*	(0.369)
inkind_md	WLS	S_labor	0.1292**	(0.066)
inkind_no	WLS	S_labor	0.1065**	(0.042)
inkind_fx	WLS	S_labor	0.1281*	(0.075)
(2) 保険市場不完備モデルと食糧売買価格差モデルの比較				
inkind_md	Tobit	S_labor	0.6885*	(0.360)
inkind_md	Tobit	D_labor	0.0274	(0.132)
inkind_md	Tobit	S_labor	0.8009*	(0.411)
		D_labor	-0.0924	(0.151)
inkind_md	WLS	S_labor	0.1292**	(0.066)
inkind_md	WLS	D_labor	0.0455	(0.036)
inkind_md	WLS	S_labor	0.1075	(0.076)
		D_labor	0.0313	(0.040)

注) 1. すべての推定式において、表6と同じ説明変数が用いられている。この表にはそこからS_laborおよびD_laborの係数のみを報告。詳細な推定結果は著者まで請わりたい。
2. 推定方法のTobitとは、表5同様のウェイトつき2-sided tobitを指す。WLSは、サンプリング・ウェイトを考慮したウェイトつき最小二乗法で推定した係数をWhite-Hubertのheteroscedasticity-robust標準誤差で評価した。
3. ***1%有意, **5%有意, *10%有意。

った。表7の下半分に示すように、*inkind_md*を被説明変数にしてトービットで推定した場合の*D_labor*の係数は0.03と非常に小さく、統計的にもまったく有意でない。*S_labor*と*D_labor*の両方を入れたトービット・モデルの結果では、*S_labor*の係数のみが有意に正となった。線形モデルで推定した場合には、*S_labor*のみを入れた場合のみ、食糧需要が硬直的な労働者家計において統計的に有意に現物比率が高くなる関係が検出された。すなわち、売買価格差モデルよりも不完全保険市場モデルとの整合性が高いという結果が得られた。

本稿で用いた日雇のデータは、契約ごとの詳細なものなので、各契約が、表3に示した4つのカテゴリーのどれになるかを被説明変数とした実証分析も可能であり、その場合には各契約ごとに、雇用主の属性を説明変数に追加することができる(Kurosaki 2006)。この契約レベルの推定結果においても、労働者の家計に占める食糧消費が重要な場合や、保有する農地耕作権の面積が小さい場合に、個別の契約において賃金が現物で支払われる確率が有意に上昇することが示されている(Kurosaki 2006, Tables 7-9)。これらを総合的に判断すると、ミャンマー農村部においては、労働者家計の食糧確保への配慮が、現物と貨幣賃金のどちらにより多くの日雇労働を供

給するかという意思決定に、明らかに影響を与えており、その関係は、食糧市場の不完全性に基づく理論モデルではなく、本稿で提示した保険市場の不完全性に基づく現物賃金のモデルの予測と、より整合的であると思われる。

6. 結び

本稿は、途上国の経済発展における雇用形態の多様性とその機能について、現物賃金が果たす家計の食糧確保という役割に焦点を当てて分析した。具体的には、不完全な保険市場のもとで所得と食糧価格が変動する場合に、現物賃金の採用が労働者の厚生を高める可能性を理論的に明らかにし、ミャンマーのデータを用いた日雇農業労働供給の決定要因に関するマイクロ計量分析によって、この理論から導出される関係が実証的に支持されることを示した。現物賃金は、経済発展の初期段階において農業労働への支払の主要部分を占めるにもかかわらず、その存在理由に関する理論分析は進んでいない。開発経済学における現物賃金に関する数少ない既存研究を見ると、現物賃金を、現物支給される財の市場の不完全性ないし労働市場の不完全性によって説明するものが多い。しかし今日の途上国の状況、すなわち財市場がかなり発達し、労働者の平均の栄養水準も最低水準を上回っている状況においては、これらの理論の説明力は下がっているものと思われる。本稿が提示した理論モデルは、賃金の一部が食糧穀物という現物として安定的に供与され、消費の中核部分を保証されたならば、農業労働者の厚生水準が改善する可能性があることを、消費嗜好効果という概念を用いた数理モデルで示したものであり、今後、家計が所有する他の保険メカニズムとの補完ないし代替関係を取り入れた理論的拡張の出発点とすることができよう。

ミャンマーのデータを用いて実証的に確認した関係は、家計の平均的な食糧需要量が期待所得に対して高いという意味で食糧需要が硬直的な労働者家計ほど、その労働供給ポートフォリオに占める現物契約の比率が高くなる、という本稿の理論モデルの含意である。ただし、食糧市場における売買価格差が大きいがゆえに現物賃金が採用されるという理論モデルにおいても、類似の実証仮説が導出される。そこで2つの理論モデルを識別するために、食糧需要の硬直性が価格リスクの大きさを通じて連続的に影響するのか、売買のレジーム変更を通じて非連続的に影響するのかの違いに着目した再推定を行った。再推定結果は連続的な影響の方が顕著であることを

示しており、その意味で、本稿の保険市場不完全性モデルをより強く支持するものであった。

家計レベルの食糧安全保障への配慮が現物賃金の存在理由の1つであるという本稿の実証結果は、戦前日本農業の労働賃金支払形態において、賄以外の現物給付が例外的存在であったことの説明としても有効であると思われる。戦前日本における農業賃労働はそもそも限られており、その主たる供給元が零細であったとしても自ら農地を経営する農家であったとすれば、インド亜大陸やミャンマーの土地なし労働者層から供給される農業労働者よりも、食糧確保の点で有利な環境にあったと類推できるからである。いずれにしても、経済発展の史的文脈においては、何らかの市場の不完全性が資源配分の効率性を妨げている可能性が強く、現物賃金の分析はその不完全性を特定の文脈において明らかにするための1つのレンズとして意義があるものと考えられる。本稿が扱った食糧価格リスクへの対応以外に、インセンティブのための出来高賃金をより効果的に支払うための現物賃金という側面も考慮しつつ、他の途上国や戦前日本の現物賃金に関する詳細な検討を行うことを、今後の課題とした。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本稿の作成に当たっては、一橋大学経済研究所定例研究会の出席者各位、とりわけ神林龍氏から有益なコメントを得たことに感謝する。またデータの利用に関して尾関学氏に便宜を受けた。記して謝意を表したい。

1) 信用や土地利用など他の取引と労働とが複合契約(interlinkage)されている場合には、労働の価格としての賃金を独立に計算することは無意味であり、信用や土地利用に対する報酬と組みにして初めて意味をなす(Basu 1983)。

2) 実証分析を困難にしている要因の1つは、契約がどのように採択されるかというセレクションと、それぞれの契約がインセンティブに与えるインパクトとをどのように識別するかという問題である(Chiappori and Salanie 2003)。

3) 例えば大塚他編(1962-64)を参照。

4) 平島(1977, p. 135)は、南アジアの農家層や政策担当者が土地なし・農業労働者を農業経営の中の費用の一部分としてしか位置付けていないことを嘆き、この等閑視の背景に、身分階層制を持つ社会があることを示唆している。幸い、南アジアにおける近年の農村家計調査は、非農家層の詳細な分析を含むことが標準になりつつある。

5) このウェイトづけの利点は、そのデータに含まれる全サンプルの賃金合計を分母、現物賃金合計を分子として計算した「平均現物比率」と、このウェイトづけによって計算された「現物比率のサンプル平均」とが等しくなることである。

6) この観点からの興味深い見解を引用しよう:「食事、衣服、住居スペースは、経済学的に言えば現物給付

であるけれども、主人の側は「食わせてやっている」とは思っても、「払っている」とは思わない。つまり、意識上の限界費用は(ほとんど)ゼロで当然なのである。」(尾高 2004, p. 302)。

7) ただし常雇に対しては、現金による支払に加えて、「仕着せ」と呼ばれる衣類・履物などの現物給付も頻繁に見られた。近世の例については青木(1985, pp. 52-55)、大正9(1920)年農業労働者調査の例については農林省農務局(1926, p. 65)参照。

8) この調査の歴史的展開、調査方法、利用価値等については、尾関・佐藤(2008)を参照。

9) 残念ながら昭和6(1931)年以降の公刊版報告書にはこのようなマイクロデータが含まれない。記入済み質問票のオリジナルを用いた「農家経済調査データベース編成プロジェクト」(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター)が進展し、詳細なマイクロデータが今後利用可能になることに期待したい。

10) 畑地所有面積や田畑合計面積を横軸にした場合には有意な相関関係は見出せなかった。

11) 年次ダミーを年トレンドに換えた推計も行なったがトレンドは有意でなく、他の係数に大きな変化はなかった。

12) 7月1日から翌年6月30日までの「農業年度」を指す。

13) この資料から得たバンジャープにおける作付パターンの歴史的変化の経済分析については、黒崎(2000)を参照。

14) この事例では、地主から土地を借りて、収穫の一定比率を小作料として収める分益小作農(sharecropper)との境が曖昧になる。農業経営を任されているのが分益小作農であり、地主の農業経営下で労働力だけを提供するのが常雇であるというのが教科書的な定義であり、この違いを反映して、収穫を分ける比率も、前者においては小作農の取り分が通常1/3から2/3という高い値、後者においては常雇の取り分は1/10以下というのが普通である。しかし現実問題としては、パトロン・クライアント関係の強い植民地期の南アジア農村において、この定義によって明解な線引きをすることは難しいこともある。例えば、独立後のパキスタンの土地改革において、スィンド州のハリ(hari)と呼ばれる常雇/分益小作農を労働者とみなすべきか、耕作権を保護すべき小作人とみなすべきかに関する論争(Naqvi et al. 1987)を参照。

15) カンミーとは、農家層と身分的に区別され、床屋、大工など様々な専門サービスを提供する農村職人であると同時に雑業もこなす非農家層である。インドのジャージマニー(jajmani)制度同様、雇主である地主・農家層に専門サービスおよび各種労働を提供し、その代償として、社会的な庇護と経済的な給付を受けてきた。カンミーについて詳しくは平島(1977)を参照。

16) 調査地域の詳細な特徴と標本農家についてはWalker and Ryan(1990)を参照されたい。このデータは1980年代後半から90年代にかけて開発経済学者によって集中的に分析され、マイクロ計量開発経済学を育んだ公共財とも言うべき性格を持つ(黒崎 2001)。

17) 例えば、エーヤーワディ管区稲作地域の調査村の田植えにおいては、苗を苗代から抜き取ってまとめる男性の日雇に対して、1日当たり250チャットという賃金と、まとめた苗1束当たり1チャットという2種類の賃金支払形態が共存していた。同様に、シャン州の調査

村におけるサトウキビ収穫労働を例にとると、1日当たり200チャットの現金を支払われる労働者と、1日当たり5ピー(ピーは容量の単位)の精米を受け取る労働者、収穫物の一定比率を受け取る労働者が同一村内に共存していた。

18) サンプルの選出方法と標本家計の所得水準、農業経営などについての詳細は、栗田他(2004)を参照。

19) 調査時の市場為替レートは1米ドル当たり650チャットだったので、これで換算すると、55ドルというきわめて低い1人当たり年間所得となる。ただし同じ所得を、ヤンゴン市内の精米市場価格(キロ当たり56チャット)で換算すると、1人当たり年間640kgの米となるので、生活できないほど低い所得ではないことがわかる。

20) 賄の金額換算には恣意性が残る。本稿では、労働者への賄に含まれる米のコストを基準に計算した標準食費を用いて賄を金銭評価した。

21) 表に示す以上に日雇の形態は多様である。賄の数は1食というのが多数だが、2食や3食の例もある。現金払いの場合には賃金が数ヶ月前払いされる例も見られ、前払い賃金は20から33%割引かれる。政府の農村信用事業の月利1.25%に比べると高利であるが、担保なしのインフォーマル信用の月利が10%前後であることと整合的な値である。

22) 例えばRoumasset and Lee(2007, p. 2716)を参照。

23) ただしこの事例では、重量に応じて貨幣賃金を支払うという形態であっても、市場価格でウェイトをつけて貨幣賃金を支払いさえすれば、現物賃金と同様のインセンティブを与えることができるので、収穫物を現金化する際の取引費用が顕著であるがゆえに、現物賃金によって支払われているとも解釈できる。その意味では、「現物支給される財の市場の不完全性」に着目した説明という側面もある。

24) 言い換えると、家計内資源配分において家族内部の交渉などが重要になる非ユニタリー・モデルは考えず、ユニタリー・ハウスホールド・モデルを仮定する(黒崎2001, pp. 41-43)

25) 一般に間接効用関数は総消費 y と価格ベクトルに関して0次同次を満たす必要があるため、 y に関してリスク中立な場合には必ず $v_{pp} > 0$ となる。すなわち本稿で用いる $v_{pp} < 0$ という仮定は、家計が十分リスク回避的であるという仮定とほぼ同じである。例えば、相対的リスク回避度一定で各財の間の代替関係をコブダグラスで定式化すると、すなわち $v(y, p) = (y/p^\phi)^{(1-\phi)}/(1-\phi)$ 、 $\phi > 0$ という定式化をした場合、 $v_{pp} < 0$ は、 $\phi > 1 + 1/\beta$ の時に満たされる。貨幣賃金と現物賃金の厚生効果に関する理論的分析を行っている数少ない研究である Datta *et al.* (2004) は、この定式化をやや緩めたもの、すなわち相対的リスク回避度一定で各財の間の代替関係をCESで定式化したモデルを用いているが、数値解析において $v_{pp} > 0$ となる可能性がある低めの ϕ を用いている。この点で彼らの分析は、途上国の貧困層にとっての現物賃金を考える枠組として不適切と考える。

26) この導出の際には、ロアの恒等式(Roy's identity)から得られる $v_{yp}/v_y = s(\psi - \eta)/E[p]$ という関係を用いる。

27) より厳密に言えば、賃金として支給される財を現金化した場合にその額が食糧価格と完全に相関するような現物で支払われる賃金であればよく、必ずしも食糧で支払われる必要はない。

28) シミュレーション結果は筆者まで請われた。

29) Kurosaki and Fafchamps(2002)が用いたのは3ヵ年パネルデータであるため、効用関数の構造パラメータを推定する際に、家計ごとの異質性を固定効果によってコントロールした上で、効用関数の共通部分についてのみ構造パラメータを推定することが可能となり、少ない数のパラメータによって家計の嗜好を特徴づけるといふ作業がある程度正当化されたものと考えられる。

30) 後述するように、すべての推定モデルの説明変数に村の固定効果が含まれるので、この村のサブサンプルを加えても、本稿で報告する家計属性の係数の推定値にはほとんど影響がない。

引用文献

- 青木美智子(1985)「近世の関東畑作農村における雇傭労働の変質過程：武州平山村・斎藤家の年季・日雇奉公人を中心に」『社会経済史学』第51巻第4号, pp. 455-489.
- バッシーノ, J-P・馬徳斌・斎藤修(2005)「実質賃金の歴史的水準比較——中国・日本・南欧, 1700-1920年——」『経済研究』第56巻第4号, pp. 348-369.
- 不破信彦・伊藤成朗・久保研介・黒崎卓・澤田康幸(2006)「インド農村部における児童労働・就学と家計内資源配分」『経済研究』57(4): pp. 328-343.
- 平島成望(1977)「バキスタン・パンジャブ農村における非農家層の経済分析」『アジア経済』第18巻第6/7号, pp. 135-154.
- 春日直樹編(2007)『資源人類学05 貨幣と資源』弘文堂.
- 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ヵ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(1994)「発展途上国における農産物価格形成と政府介入——バキスタン・パンジャブ州における小麦の事例——」『アジア経済』第35巻第10号, pp. 31-63.
- (2000)「農業発展と作付変化——パンジャブ農村の100年——」『経済研究』第51巻第3号, pp. 193-208.
- (2001)『開発のミクロ経済学：理論と応用』岩波書店.
- (2005)「ミャンマーにおける農業政策と作付決定、農家所得」『経済研究』第56巻第2号, pp. 97-110.
- 黒崎卓・山形辰史(2003)『開発経済学：貧困削減へのアプローチ』日本評論社.
- 農林省農務局(1921)『農業労働者に関する調査』.
- (1926)『農業労働者事情概要』.
- 尾高煌之助(2004)「『全部雇用』のメカニズムを探る」尾高煌之助編『近現代アジア比較数量経済分析』法政大学出版局, pp. 277-309.
- 大塚久雄・高橋幸八郎・松田智雄編(1962-64)『西洋経済史講座：封建制から資本主義への移行』全5巻, 岩波書店.
- 尾関学・佐藤正広(2008)「戦前日本の農家経済調査の今日的意義——農家簿記からハウスホールドの実証研究へ——」『経済研究』第59巻第1号, pp. 59-73.
- 斎藤修(1973)「農業賃金の趨勢：徳川中期から大正前期にかけて」『社会経済史学』第39巻第2号, pp. 170-187.
- (1998)『賃金と労働と生活水準：日本経済史に

- おける 18-20 世紀』岩波書店。
- 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。
- 梅村又次・山田三郎・速水佑次郎・高松信清・熊崎実(1966)『農林業』(長期経済統計 推計と分析 第9巻), 東洋経済新報社。
- Alston, L. J. and J.P. Ferrie (1986) "A Model of In-Kind Compensation in Agriculture," Agricultural History Center Working Paper No. 34, University of California, Davis.
- (1993) "Paternalism in Agricultural Labor Contracts in the U. S. South: Implications for the Growth of the Welfare State," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, pp. 852-876.
- Bardhan, P. K. (1984) *Land, Labor, and Rural Poverty: Essays in Development Economics*, Delhi: Oxford University Press.
- Basu, K. (1983) "The Emergence of Isolation and Interlinkage in Rural Markets," *Oxford Economic Papers*, Vol. 35, No. 2, pp. 262-280.
- Bliss, C. J. and N. H. Stern (1982) *Palampur, The Economy of an Indian Village*, Oxford: Clarendon Press.
- Chiappori, P. and B. Salanie (2003) "Testing Contract Theory: A Survey of Some Recent Work," in M. Dewatripont, L. Hansen, and P. Turnovsky (eds.), *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Volume I, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 115-149.
- Dasgupta, P. and D. Ray (1986) "Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment: Theory," *Economic Journal*, Vol. 96, No. 384, pp. 1011-1034.
- Datta, S. K., J. B. Nugent, and A. Tishler (2004) "Contractual Mix Between Cash and Kind Wages of Casual Workers in an Agrarian Economy," *Review of Development Economics*, Vol. 8, Issue 4, pp. 521-540.
- Fafchamps, M. (1992) "Cash Crop Production, Food Price Volatility, and Rural Market Integration in the Third World," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 74, Issue 1, pp. 90-99.
- Finkelshtain, I. and J. A. Chalfant (1991) "Marketed Surplus Under Risk: Do Peasants Agree with Sandmo?" *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, Issue 3, pp. 557-567.
- Foster, A. D. and M. R. Rosenzweig (1994) "A Test for Moral Hazard in the Labor Market: Contractual Arrangements, Effort, and Health," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 2, pp. 213-227.
- Fukui, S. (1995) "The Efficiency of the Permanent Labor Contract: A Case Study in the Philippine Rice Bowl," *Developing Economics*, Vol. 33, Issue 1, pp. 82-99.
- Hayami, Y. and K. Otsuka (1993) *The Economics of Contract Choice: An Agrarian Perspective*, Oxford: Oxford University Press.
- Hicks, J. R. (1969) *A Theory of Economic History*, Oxford University Press [ヒックス, J. R. 新保博・渡辺文夫訳(1995)『経済史の理論』講談社学術文庫].
- Ito, T. and T. Kurosaki (2007) "Weather Risk, Wages in Kind, and the Off-Farm Labor Supply of Agricultural Households in a Developing Country," COE Discussion Paper no. 226, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo.
- Key, N., E. Sadoulet, and A. de Janvry (2000) "Transactions Costs in the Agricultural Household Supply Response," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 82, Issue 2, pp. 245-259.
- Kimball, M. S. (1990) "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 53-73.
- Kurosaki, T. (1998) *Risk and Household Behavior in Pakistan's Agriculture*, Tokyo: Institute of Developing Economies.
- (2001) "Consumption Smoothing and the Structure of Risk and Time Preferences: Theory and Evidence from Village India," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 42, No. 2, pp. 103-117.
- (2006) "Labor Contracts, Incentives, and Food Security in Rural Myanmar," COE Discussion Paper no. 134, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo.
- (2008) "Crop Choice, Farm Income, and Political Control in Myanmar," *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 13, Issue 2, pp. 180-203.
- Kurosaki, T. and M. Fafchamps (2002) "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan," *Journal of Development Economics*, Vol. 67, Issue 2, pp. 419-453.
- Naqvi, S. N. H., M. H. Khan, and M. G. Chaudhry (eds.) (1987) *Land Reforms in Pakistan: A Historical Perspective*, Islamabad: Pakistan Institute of Development Economics.
- Rosenzweig, M. R. (1988) "Labor Markets in Developing Countries," in H. Chenery and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Volume 1, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 713-762.
- Roumasset, J. and S. H. Lee (2007) "Labor: Decisions, Contracts and Organization," in R. Evenson and P. Pingali (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 3, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 2705-2740.
- Singh, L. and A. Singh (1938) *Farm Account in the Punjab, 1935-36*, Lahore: Board of Economic Inquiry, Punjab.
- Stewart, H. R. and S. Kartar Singh (1927) *Accounts of Different Systems of Farming in the Canal Colonies of Punjab*, Lahore: Board of Economic Inquiry, Punjab.
- Stiglitz, J. E. (1974) "Incentives and Risk Sharing in Sharecropping," *Review of Economic Studies*, Vol. 41, Issue 2, pp. 219-255.
- Swamy, A. (1997) "A Simple Test of the Nutrition-Based Efficiency Wage Model," *Journal of Development Economics*, Vol. 53, Issue 1, pp. 85-98.
- Walker, T. S. and J. G. Ryan (1990) *Village and Household Economies in India's Semi-arid Tropics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.