

地域レベルにおける農村労働市場の分析—インドネシアの事例

本台 進*

1. はじめに

1980年代中期以降、規制緩和による外資導入を基礎にしたインドネシア経済発展は著しく、1990年から97年まで年率8%の国民所得成長率を維持し、それまで顕著でなかった農村から都市への労働移動も拡大してきた。1976年には約40%の人口が貧困層に属していたが、こうした結果1984年には27%、1996年には18%、2005年には16%にまで減少した。しかし、2009年データで見ても、依然3,500万人がインドネシア政府の定義する貧困ライン以下にあり、そのうち3分の2(約2,219万人)が農村に住んでいると推計されている。農村貧困層人口は1億1,722万人農村人口の約18.9%に当たり、貧困問題は農村における重要な問題といっても過言ではない。経済発展過程において、農村における貧困要因の1つは、農業に従事する人々の低所得である。そこでは実質賃金率がほとんど上昇しておらず、その上昇が始まらなければ農村における貧困問題の基本的な解決は困難と言われている。これまで労働の限界生産力を計測した実証研究においては、インドネシア農業においては労働の限界生産力は農業賃金率より低く、ルイス(Lewis, 1954)が定義する過剰就業の存在が確認されてきた(本台, 1999; 新谷, 2004)。しかし最近入手可能になった州別の農業賃金率統計では、バリ、北スマトラ、東カリマンタンなどの州においては賃金率の急激な上昇傾向が観察される。さらに、それらとジャワ各州との賃金率格差は拡大していて、前者の賃金率は後者の約3倍の高さとなってきた。このようなバリなどにおける変化は、この地域の農業における過剰就業が消滅するルイスの転換点に到達し、農業賃金率が上昇を始めたことを示すものと考えられる。そこで、農業賃金率の変化、労働の限界生産力と農業賃金率の関係、農村における年齢15歳以上労働力の失業率の変化、全世界帯に占

* 神戸大学名誉教授

める貧困世帯の割合を観察し、地域的に過剰就業が消滅したかを検討してみよう。

インドネシアにおけるこれまでの農村労働市場の分析に関してレビューしてみよう。大きく分けて3つの視点からの分析がある。第1は、労働市場は新古典派アプローチが唱えるような労働供給と需要により競争的に賃金率が決定してきたという視点である。マクロおよびミクロレベルの統計を使い労働市場の形成を考察したManning (1998; 2000) は労働市場が農村と都市で二重構造的になっているが、それぞれにおいて労働需給により賃金率は弾力的に変化してきたとするという仮説をたて、1997-98年の経済危機の際に生じた労働需給と都市農村間の労働移動を分析し、雇用状況の変化を次の様に捉えた¹。経済危機時に都市での労働需要が後退し、その賃金率が低下すると同時に雇用量も減少する。都市で失業した労働力は農村労働市場へ移動し、その賃金率が低下し、雇用拡大が起こる。農村労働市場においても労働の需要と供給は弾力的で、その需給によって賃金率が決定される。労働市場が農村と都市で二重構造的になっていることについての説明は、移動コストなどによるものと捉えた。

第2は、第1の視点とは反対に、インドネシア農村労働市場では新古典派的な労働の需給により賃金率が決定する競争的労働市場ではなく、市場以外の要因によって賃金率が決まるという視点である。Hart (1986) はジャワ農村の社会構造を丹念に分析し、定性的ではあるが労働市場が競争的でないことを実証的に証明した。新谷 (1997; 2000; 2001; 2004)²や本台 (1999) は、時系列データおよびクロスセクション・データの利用による労働の限界生産力を計測し、それと農村賃金率を比較する分析を行った。この方法によると、農業賃金率は労働の限界生産力を大幅に上回り、ルイスが定義した競争的でない労働市場が確認できる。この分析方法のうち、新谷 (2004) はインドネシア全体の時系列データおよび西ジャワ州スカブミ県の調査 (クロスセクション) データの両方で農業賃金率が労働の限界生産力を上回ることを確認した。しかし、本台 (1999) は1991-93年の3ヵ年地域別生産データを分析した結果、インドネシア全体としては農業賃金率が労働の限界生産力を上回るが、農業賃金率が労働の限界生産力とほぼ等しくなる地域も存在することを指摘した。

最後は、第2の視点に対する疑問として出てきた視点であって、農家レベルにおいては市場賃金率を所与として、その賃金率に均衡した労働量を投入し、利潤最大化を図ってい

るという仮説である。この仮説に基づきジャワ島のデータを使用した実証分析において、Benjamin (1992) はこの仮説を否定できないと言う結論を得た。これに対してMulyo (2005) はジョクジャカルタのデータを使用した分析においてはこの仮説を否定し、農家においては利潤最大化点より多くの家族労働力を投入していると指摘した。これは農家の家族労働力は雇用労働力と完全には代替的でないという理由によるものであった。

これまでの分析において、インドネシア農村労働市場をどれが最も適切に捉えているかについては議論が残る。インドネシアの最近の地域別賃金率を観察すると、地域別に農業賃金率が著しく異なる。傾向を見ると、ジャワ島各州では非常に低く、スマトラ島各州やバリでは高い。例えば、バリの農業賃金率は東ジャワの約3倍となっている。こうした現象は、農村労働市場が地域別に分断化されていて、ある地域では農村労働力の不足が生じているが、多くの地域においてはそれが過剰であるために生じていると考えられる。そこで本稿では、最近の農業賃金率の変化を地域別に観察し、地域的にどの程度の賃金率の格差が生じたか検討し、地域別に農業賃金率と農業労働の限界力生産力の差を計測し、ルイスの定義による過剰就業の存在が確認できるかを検討する。最後になぜそのような差が生じた背景を検討する。

本稿の構成は、第2節で地域別の名目農業賃金率を時系列的に比較し、その後、地域別貧困ラインを用いて実質賃金率を計測し、比較する。第3節で地域別に労働の限界生産力を計測し、賃金率と比較し、両者が均衡しているかを確認する。第4節では地域別に農村失業率やセクター別の貧困世帯の割合を分析し、農業賃金率と限界生産力に差が出たかを検討する。最後の節で分析結果の含意を述べ、今後の分析課題を指摘する。

2. 農業賃金率の変化

インドネシア統計庁 (Badan Pusat Statistik: 以後“BPS”と略す) から公表されている州別農業賃金率統計 (BPS, 1995–2001, 2000–2006, 2001–2007, 2009, 2010) を見ると、バリやスマトラにおける農業賃金率の急激な上昇傾向が観察され、その結果、それらと他地域との賃金率格差は拡大してきた。このような変化は、バリやスマトラにおいて農業の過剰就業が消滅し、賃金率の上昇が始まった可能性を示すものである。過剰就業が存在する場合には、Lewis (1954) が指摘したように農業賃金率はほぼ生存維持水準で決まると言わ

れ、南（1970）による日本農業の分析においても転換点に到達するまでは実質的な農業賃金率はほとんど上昇しなかったことが示されている。

ここで比較をより簡単にするために、1996年以降、最も賃金率が上昇したバリと北スマトラ、他方最も上昇しなかった中部ジャワと東ジャワを比較して、1日当たり名目農業賃金率の変化を見てみよう（図1）。図示されているようにバリと北スマトラでは、2000年頃から農業賃金率が急速に上昇し始め、2009年には38,000ルピアを超えるようになってきた。他方、中部ジャワと東ジャワでは2005年頃まで大きな変化が無く、それ以降やや上昇速度が速くなり、2009年に18,000ルピア程度に達した。こうした比較により、地域別に農業賃金率に大きな差があることが分かる。特に、バリと東ジャワは隣接する地域であるが賃金率の差が大きいため、植え付けや収穫時期には大量の農業労働者が東ジャワからバリへ季節的に移動していることが観察されている（高橋，2005）。

過剰就業の存在を示す一つの指標が、農業賃金率がほぼ生活維持水準に維持されることである。そこでこれらの名目農業賃金率をそれぞれの地域における貧困ラインで標準化した数値を計算して検討して見よう³。BPSは、生存維持の消費水準として貧困ラインを1978年以降計測し、1人当たり消費水準がそれ以下の世帯を貧困世帯と定義してきた⁴。貧困ラインの決定に関して1992年までは、1978年に開かれた「食糧および栄養ワークショップ」より出された基準により、食糧カロリー摂取量（food energy intake）で最低限必要摂取量を2,100キロカロリーとし、これを貧困ラインと決定した。

1993年以降は貧困ラインを地域別に計測するようになり、そのためBPSはCost Basic Need法を用いるようになった（Ikhsan, 1999）⁵。それ以前との主な相違点は、それまでのように国全体に対して一種類の消費財パッケージをも用いるのではなく、52品目の必須食品から2,100キロカロリーを摂取するよう地域的な特徴を考慮したウエイト付けが行われるようになった。どの品目をどの程度消費されるかは地域によって異なる。消費品目に関しては特に都市と農村を区別するが、それ以外は地域別に区別せず、地域の特殊事情により52品目のそれぞれの消費量と価格が異なり、間接的に地域別の差が反映されるようにした。

ここでは、このように設定された地域別の貧困ラインは最低限必要摂取量（2,100キロカロリー）を採るための消費水準と考え、それぞれの地域における生存維持の水準とした。1998年以前の州別貧困ラインは1993年と1996年の数値が計算されている（BPS, 1996

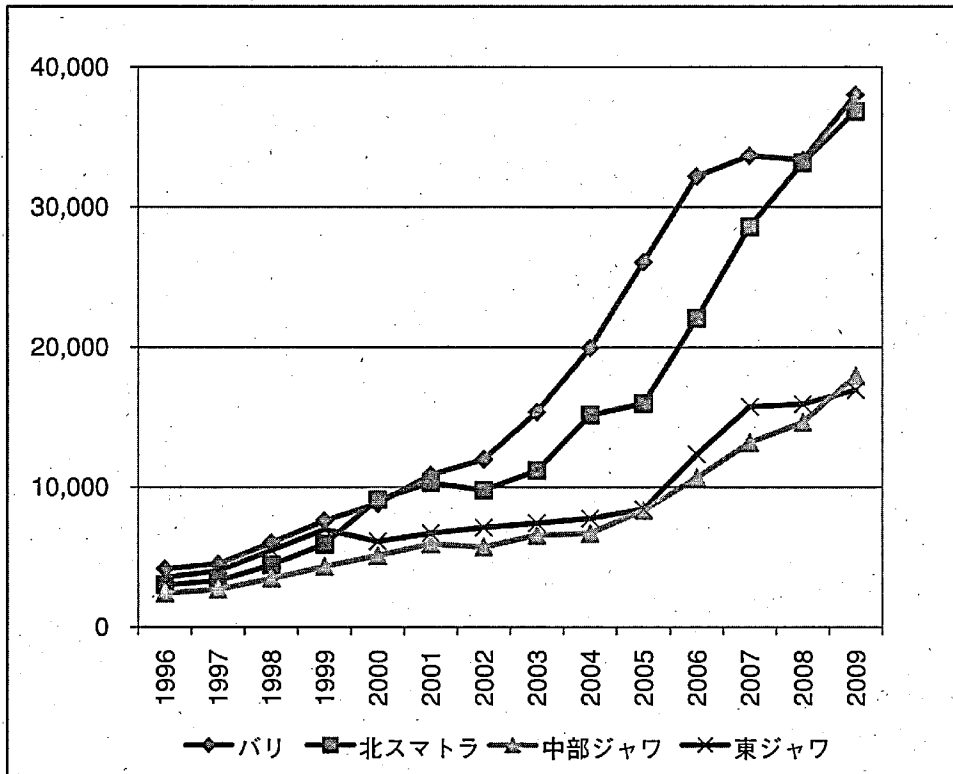
～2009)。しかし、この時期に消費者物価指数が大幅に上昇し、1996年の数値としてそれ以前の統計と連続性がある貧困ラインと、それ以降の統計に連続性がある貧困ラインの2つが示されている。したがって、ここでは1996年以降の貧困ラインを使用し、これで標準化した農業賃金率を以後、“実質農業賃金率”と呼ぶ。それを表示すると図2となる。この図において1998年の数値が1996年より大きく低下していたが、これは通貨危機により消費者物価が著しく上昇し、その結果貧困ラインも上昇したために、実質賃金率が低下した。1996年の水準を1.0として、北スマトラの実質賃金率は1999年以降上昇して2001年には約1.5、2007年には2.0となり、2009年もほぼその水準を維持してきた。バリでは2005年に約1.5、2007年には約1.8まで上昇したが、その後やや低下して2009年には1.7となっている。このようにバリと北スマトラでは実質農業賃金率が1996年水準よりかなり上昇していることが分かる。

次に中部ジャワと東ジャワを見てみよう。中部ジャワでは2005年まで1.0より低い水準で推移し、これを越えたのは2006年で、2009年には約1.3となった。すなわち、実質農業賃金率は1996年に比べてやや上昇したが、バリや北スマトラに比べるとはるかに小さい。東ジャワでは2006年まで1.0以下の水準で推移してきて、2007年に1.0を超えたが、2008年以降は再び1.0以下となり、1996年以降実質賃金率の上昇は見られなかった。このような実質賃金率の変化から判断すると、バリと北スマトラにおいては過剰就業が既に消滅した可能性を示しているが、東ジャワにおいてはまだ過剰就業が存在していると考えられる。中部ジャワにおいては実質賃金率の上昇が始まっているが、まだ1996年を基準として1.3程度であり、バリや北スマトラの水準になるまでには、まだ若干の時間を要するものと考えられる。

3. 労働の限界生産力と賃金率

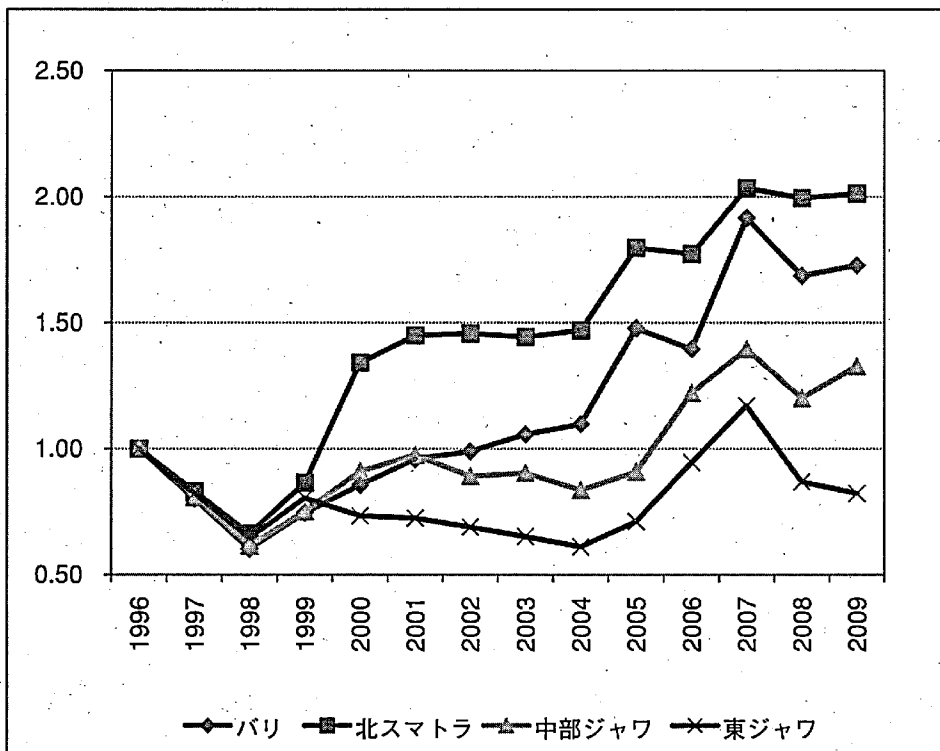
賃金率格差が生じた要因を分析するためには、労働の限界生産力と賃金率を比較することが、より重要である。検討はインドネシア全体を対象とした視点と、州別を対象とした地域的視点との2視点から行う。このためには、先ず農業の生産関数の推定を行い、労働の限界生産力を数量的に把握する。推定する生産関数は農業生産の計測には頻繁に利用されているコブ・ダグラス型生産関数を採用する。

図1 農村の名目農業賃金率（ルピア／日）



出所：BPS（1995-2001, 2000-2006, 2001, 2007, 2009, 2010）より計算

図2 貧困ラインで基準化した農村の実質賃金率（1996=1.00）



出所：BPS（1995-2001, 2000-2006, 2001, 2007, 2009, 2010）とBPS（1996-2009）より計算

大きく分けて生産関数を計測するために利用できる2種類のデータがある。1つは州別に集計された「モミおよびその他食糧生産費調査」で、この原本は年毎に行われているモミおよびその他食糧生産費調査のデータを州別に集計したものである⁶。この調査の原本は通常公表されていないため、州別に集計された生産費が利用できる唯一のデータである。もう1つは、これまでに例外的に公表された2003年と2008年の「モミおよびその他食糧生産費調査」の原本で、標本農家毎の個別生産データである。以下にそれぞれのデータを利用した生産関数の計測について述べる。

州別に集計された生産費データを利用する生産関数の計測

このデータは既に集計されているため、利用可能なデータに著しい制約があり、それを考慮して生産関数は一次同次を仮定し、次の様に定式化した。

$$\ln\left(\frac{Q}{A}\right) = c + b_1 \ln\left(\frac{M}{A}\right) + b_2 \ln\left(\frac{L}{A}\right) + b_3 D_1 + b_4 D_2 + u \quad (1)$$

ここで、 Q は生産額、 A は収穫面積、 M は投入財使用額、 L は労働投入量、 D はデータ年度を表すダミー変数、 u は確率誤差項である。この生産データにはモミ以外に、トウモロコシや大豆などがあるが、モミ以外は作付けされている地域が限定されるため十分な観測数が得られない。そこで観測数の多い稲作データのみを利用する。入手できるデータは全て収穫面積1ヘクタール当たりの数値で表示されているため、式(1)のように収穫面積で標準化した計測式を用いる。生産物は1年間に生産されたモミの量である。投入財使用額は種子、殺虫剤、化学肥料、堆肥の使用額を合計したものである。資本は機械賃貸コスト、動物賃貸コスト、灌漑費用、機械や道具の維持管理費、種々の輸送コストからなる。労働力は雇用労働力の賃金と雇用賃金率で評価した自己労働力の賃金とから構成される。収穫面積はヘクタールとなっているが、生産物、投入財、資本、労働は全てルピアで表示された金額で、1年間のフローの数値で捉えられている。

インドネシア全体では29の州が存在するが、データの観測は23州のみのため、1年間に23個のデータが利用できる。そこで1987~1989年、1992~1994年、1994~1996年とそれぞれ3ヵ年を1セットとして、3本の生産関数を計測する。ダミー変数は各3ヵ年データセットのうち、最初の年度を基準とし、ダミー変数 D_1 は2年目の場合に1となり、それ以

外は0となる。また D_2 は3年目の場合に1となり、それ以外は0となる。この計測においてはデータの制約により、州別には生産関数を計測することは不可能であり、計測から得られる結果は、次の個別農家データを利用した計測結果を捕捉するものである。

個別農家のモミ生産データを利用する生産関数の計測

個別農家の生産データ（BPS, 2003; BPS, 2008）を利用する州別の生産関数は次の様に定式化する。

$$\ln Q = c + b_1 \ln A + b_2 \ln F + b_3 \ln K + b_4 \ln L + \sum_{i=1}^4 b_{i+4} D_i + u \quad (2)$$

ここで、 Q は生産量、 A は生産に利用している土地面積、 F は肥料投入量、 K は資本投入量、 L は労働投入量、 D_1 は4輪トラクターの利用状況を示すダミー変数で、使用する場合は1、他は0である。 D_2 は2輪トラクターの利用を示すダミー変数で、使用する場合は1、他は0である。 D_3 は灌漑施設で、灌漑設備有りは1、他は0となる。 D_4 は種子ダミー変数で高収量品種は1、他は0となる。最後の u は確率誤差項を表す。

生産量は1年間に生産されたキログラム表示のモミ量である⁷。土地面積は所有水田面積と借入から貸出を差し引いた純借入水田との合計で、ヘクタール表示となっている。肥料投入量はキログラムで表示された化学肥料投入量である⁸。資本は計測式（2）の場合と同様に、機械賃貸料、動物賃貸料、灌漑費用、機械や道具の維持管理費、種々の輸送料からなり、1年間に支出したルピア表示の金額である。労働投入量は、日数で計測された投入雇用労働と投入家族労働との合計日数である。この様に生産量や投入量の定義から、生産物、労働投入量、肥料投入量、資本投入量はそれぞれの説明の際に記載した表示単位で示されたフローの数値で捉えられている。しかし、土地は収穫面積でなく、モミ生産に利用された面積とした。土地を収穫面積にすると洪水や病虫害の影響により収穫できなかった土地が排除される。しかし収穫できなかった土地にも、労働力、肥料、資本が利用されているため、収穫面積を使用すると推計値にバイアスが生じる。そのため生産に利用された土地面積を利用し、収穫できなかった場合には確率誤差となる。計測された土地はしばしば計量分析で利用される収穫面積とは異なるが、フローの概念で捉えられていると考える。

生産関数計測結果

計測式(1)を用いた計測結果は表1に示すとおりである。これを見ると、計測された関数の係数は1987-89計測と1992-94計測の b_3 以外は統計的に有意であり、決定係数(Adj R^2)も0.7以上である。この計測において、労働の生産弾力性(b_2)は1987-89に0.056、1992-94に0.215、1994-1996に0.254と徐々に大きくなり、労働の限界生産力が上昇していることを示す。しかし最終欄に示したように、計測された生産弾力性から計算された労働の限界生産力は、農業賃金率の11.8%(1987-89年)、49.7%(1992-94年)、64.5%(1994-96年)とまだ低く、インドネシアの農業部門全体としては過剰就業が消滅する転換点まで到達していないことを示している。

表1 州別集計データによる生産関数計測結果

計測年	定数 c	投入財 b_1	労働 b_2	土地	2年目 ダミー b_3	3年目 ダミー b_4	Adj R^2 (Obs)	農業付 加価値 (Rp10 ⁹)	労働 (1,000人)	労働の限 界生産力 (4)*(8)/(9) (Rp1,000)	賃金率 (Rp1,000)	限界生産 力/賃金 率 (10)/(11) (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1987-89	8.923 (19.14)	0.381 (8.93)	0.056 (2.18)	0.563	0.039 (0.86)	0.132 (2.68)	0.699 (69)	33,651	40,558	46	392	11.8
1992-94	9.238 (17.51)	0.192 (3.07)	0.215 (6.43)	0.593	0.061 (1.67)	0.086 (2.35)	0.718 (69)	58,963	40,072	318	640	49.7
1994-96	9.632 (20.04)	0.126 (1.87)	0.254 (6.45)	0.620	0.166 (4.91)	0.202 (5.94)	0.797 (69)	77,639	37,789	522	810	64.4

出所：BPS (1987~1989、1992~1996) より計算

注：括弧内数値はt値である。ただし列(7)の括弧内数値は観測数である。

次に個別農家のモミ生産データを利用する生産関数の計測を行おう。この計測を行う前に、計測式(2)の型をさらに絞り込み、より簡単な形にしなければならない。そこでバリ州2008年データを利用し、表2に示すように10タイプの計測を試みた。ここで推計番号1~5は、土地、肥料、資本を労働で基準化せずに計測し、推計番号6~10は土地、肥料、資本を労働で基準化して計測した場合である。基準化せずに計測した場合は決定係数が高いが、土地、肥料、資本、労働の係数の合計が1.0よりかなり大きくなり一次同次の仮定が満たされない。労働で基準化して計測した場合には決定係数がやや低くなる。この計測型において、ダミー変数のうち2輪耕耘機と4輪耕耘機の係数は全ての計測において有意でないが、種子の係数は有意である。灌漑の係数は片側5%水準で有意な場合もある。そ

ここで、2輪耕耘機と4輪耕耘機のダミー変数を除き、種子と灌漑を残した推計番号9の計測式を用いて、2003年と2008年データを用いて主な州の生産関数を計測することとする。

表2 バリ州データを用いた計測式確定のための計測結果

推計番号	定数 c (1)	土地 b ₁ (2)	肥料 b ₂ (3)	資本 b ₃ (4)	労働 b ₄ (5)	2輪耕耘機 b ₅ (6)	4輪耕耘機 b ₆ (7)	灌漑 b ₇ (8)	種子 b ₈ (9)	Adj R ² (10)	観測数 (11)
1	1.352 (4.74)	0.282 (5.96)	0.431 (8.55)		0.420 (7.36)					0.871	168
2	1.306 (4.48)	0.283 (5.97)	0.432 (8.55)	-0.039 (-0.76)	0.421 (7.35)					0.871	168
5	0.943 (2.85)	0.309 (6.25)	0.381 (6.96)	-0.055 (-1.07)	0.427 (7.35)			0.278 (1.78)	0.094 (1.49)	0.873	168
4	1.029 (3.20)	0.306 (6.20)	0.383 (7.00)		0.426 (7.34)			0.263 (1.69)	0.087 (1.38)	0.873	168
5	0.959 (2.81)	0.316 (6.30)	0.358 (6.26)		0.460 (7.42)	-0.103 (-1.54)	0.026 (0.31)	0.253 (1.59)	0.093 (1.48)	0.874	168
6	2.172 (11.93)	0.205 (4.67)	0.449 (8.64)		0.346					0.453	168
7	1.670 (6.02)	0.255 (5.27)	0.367 (6.22)		0.378	-0.055 (-0.82)	-0.042 (-0.48)	0.268 (1.64)	0.140 (2.21)	0.469	168
8	1.914 (10.25)	0.154 (3.49)	0.371 (6.89)	0.170 (3.91)	0.305					0.497	168
9	1.499 (5.79)	0.203 (4.15)	0.324 (5.72)	0.153 (3.52)	0.320			0.209 (1.34)	0.229 (1.96)	0.508	168
10	1.585 (5.91)	0.196 (3.99)	0.300 (5.02)	0.161 (3.67)	0.343	-0.075 (-1.16)	-0.082 (-0.97)	0.163 (1.02)	0.119 (1.95)	0.507	168

出所：BPS (2008) より計算

注：1) 推計番号1～5は土地、肥料、資本、労働データを用いて計測し、推計番号6～10は土地、肥料、資本を労働で基準化したデータを用いた。後者における列(5)は $b_4 = 1 - \sum_{i=1}^3 b_i$ で計算した数値である。

2) 括弧内の数値はt値である。

この計測式を利用して2003年データの推計結果を表3に、2008年データの推計結果を表4に示す。2003年データにおいては、灌漑施設の有無を表示するデータが無かったため、種子のダミー変数のみを使用した。その結果、バリと南カリマンタンでは種子の係数が有意では無かった。両州においては既にほとんどの農家が高収量品種を使用していたため、在来品種との差が明確に検出できなかつたものと考えられる。労働の生産弾力性は、最も高いバリで0.254、最も低い北スマトラでは0.047であった。中部ジャワと東部ジャワではそれぞれ0.198と0.163で中間的な数値であった。この生産弾力性を用いて労働の限界生産力を計算する過程を示したのが表3の右パネルで、列(10)が労働の限界生産力であり、

列(11)が限界生産力の賃金率に対する比率である。これを見ると、比率が一番高いバリでも限界生産力は賃金率の約57%、最も低い北スマトラでは15.7%であった。中部ジャワと東ジャワではほぼ同じ数値の45.1%と41.9%であった。全ての州で検討したわけではないが、2003の時点ではどの州においてもルイスの転換点に到達していないと考えられる。

表3 2003年生産費調査データを用いた生産関数計測結果

州	定数	土地	肥料	資本	労働	Adj R ² (観測数)	生産額	賃金率	労働力	限界	限界生
	c	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄		(Rp1,000)	(Rp1,000)	(人)	生産力 (5)*(7) /(9) (Rp1,000)	産力/ 賃金率 (10)/(8) (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
バリ	1.428 (5.39)	0.425 (12.56)	0.189 (7.11)	0.132 (7.81)	0.254	0.562 (617)	5,060	21	107	12	56.9
北スマトラ	0.359 (10.27)	0.658 (18.31)	0.222 (9.97)	0.073 (6.88)	0.047	0.791 (2,226)	6,442	14	142	2	15.7
中部ジャワ	1.186 (31.03)	0.393 (40.35)	0.358 (39.12)	0.051 (12.32)	0.198	0.575 (7,682)	4,416	13	149	6	45.1
東部ジャワ	1.122 (28.42)	0.438 (43.18)	0.315 (30.48)	0.079 (19.56)	0.168	0.609 (7,154)	5,018	14	148	6	41.9
南カリマンタン	0.405 (2.96)	0.621 (20.77)	0.101 (5.21)	0.105 (7.29)	0.173	0.650 (646)	3,796	19	119	6	29.7
南スラヴェシー	0.257 (3.56)	0.689 (40.95)	0.096 (6.59)	0.059 (7.75)	0.156	0.718 (2,636)	4,232	17	115	6	33.8

出所：BPS (2003) より計算

注：1) 列(5)は $b_4 = 1 - \sum_{i=1}^3 b_i$ で計算した数値である。

2) 紙幅の制約により灌漑ダミー変数の係数の表示を省略した。

3) 括弧内の数値はt値である。ただし列(6)の括弧内数値は観測数である。

2008年データを利用した計測は12州に対して行い、その結果(表4)について検討して見よう。土地、肥料、資本の係数は全て有意であった。しかし、灌漑の係数は4州において有意であったが、そのうち2州においてマイナスの係数である。また種子の係数は6州において有意であったが、そのうち2州においてマイナスの係数である。現時点でなぜマイナスとなったか不明である。一般的に、高収量品種を採用される場合は、灌漑施設が整備されている場所であるため、灌漑と種子の変数が多重共線関係を起こしている可能性が高い。その場合に灌漑または種子の係数のどちらかがマイナスの値となるため、今後その可能性を検討する必要がある。

土地、肥料、資本の係数から労働の生産弾力性を計算した数値が列(5)に示されている。それを見ると一番大きい弾力性はバリの0.320であり、次に南カリマンタンの0.307が続く。西ジャワ(0.156)、中部ジャワ(0.158)、スラヴェシー(0.160)¹⁰、西ヌサトゥンガラ(0.152)はほぼ同じであるが、東ジャワはやや小さい0.114である。最も小さいのが西カリマンタンの0.042であり、続いてアチェの0.050となる。

計測された労働の生産弾力性より労働の限界生産力を計算し、賃金率と比較したのが表5である。この表の1行目は表4で計算された労働の生産弾力性、2行目は農家における

表4 2008年生産費調査データを用いた生産関数計測結果

	定数 c	土地 b ₁	肥料 b ₂	資本 b ₃	労働 b ₄	灌漑 b ₇	種子 b ₈	Adj R ²	観測数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
バリ	1.499 (5.79)	0.203 (4.25)	0.324 (5.72)	0.153 (3.52)	0.320	0.209 (1.34)	0.229 (1.96)	0.522	168
アチェ	-0.217 (-1.38)	0.731 (18.49)	0.158 (5.95)	0.061 (2.03)	0.050	0.378 (7.83)	-0.009 (-1.38)	0.749	285
北スマトラ	1.062 (10.27)	0.436 (18.31)	0.214 (9.97)	0.144 (6.88)	0.206	-0.035 (-1.19)	0.082 (2.78)	0.706	770
西スマトラ	-0.091 (-72)	0.734 (27.39)	0.086 (3.72)	0.094 (4.32)	0.086	-0.127 (-3.69)	-0.004 (-0.07)	0.735	441
南スマトラ	0.694 (6.54)	0.512 (18.33)	0.170 (6.56)	0.165 (7.56)	0.153	0.160 (3.18)	-0.100 (-3.05)	0.817	547
西ジャワ	0.902 (16.83)	0.451 (29.28)	0.364 (24.69)	0.029 (3.56)	0.156	0.023 (1.60)	0.066 (4.38)	0.731	2,474
中部ジャワ	1.192 (21.72)	0.315 (20.73)	0.389 (26.14)	0.138 (13.93)	0.158	-0.077 (-5.11)	0.027 (1.67)	0.734	2,129
東ジャワ	1.131 (21.41)	0.346 (23.49)	0.454 (27.73)	0.086 (10.53)	0.114	-0.029 (-1.74)	0.049 (2.72)	0.704	2,182
西カリマンタン	-0.078 (-0.28)	0.694 (11.61)	0.112 (2.36)	0.152 (3.87)	0.042	0.046 (0.48)	0.006 (0.04)	0.761	147
南カリマンタン	1.202 (9.87)	0.350 (12.11)	0.230 (8.92)	0.113 (5.67)	0.307	0.007 (0.14)	-0.043 (-1.14)	0.635	341
スラヴェシー	1.330 (17.76)	0.177 (11.12)	0.338 (17.53)	0.325 (18.62)	0.160	0.018 (0.78)	-0.029 (-1.22)	0.822	1,048
西ヌサトゥンガラ	1.259 (9.17)	0.310 (9.40)	0.414 (9.85)	0.124 (3.67)	0.152	0.010 (0.21)	-0.090 (-2.18)	0.619	338

出所：BPS(2008)より計算

注：1) 労働の係数は $b_4 = 1 - \sum_{i=1}^3 b_i$ で計算した数値である。

2) 括弧内の数値はt値である。

モミ収量、3行目は1キログラム当たりのモミ価格である。4行目と5行目は農家庭先における1日当たりの雇用労働の現金で支給された賃金率と現物で支給された賃金率である。したがって、1日当たりの雇用労働の賃金率は4行目と5行目の合計（6行目）となる。7行目は日数で表示されたモミ生産に使用された労働投入量、8行目は収量（2行目）を労働投入量（7行目）で割った平均労働生産性である。これに労働の生産弾力性（1行目）を掛けて9行目の労働の限界生産力を得る。この9行目を雇用労働の賃金率（6行目）で割って、最後に賃金率に対する労働の限界生産力の比率（10行目）を得る。この比率を見ると、100%に達するのがバリと北スマトラである。続いて高いのがスラヴェシーの約90%、西ヌサトゥンガラ島の80%である。西ジャワ、中部ジャワ、東ジャワは40~45%の範囲内にありほぼ同じといえる。最も比率が低いのは、小さい労働の生産弾力性を反映した西カリマンタン（8.5%）である。この様に労働の限界生産性が賃金率と同じ水準と成ったのはバリと北スマトラだけであり、生産関数の計測結果からルイスの転換点に到達したのはこの2州のみといえる。

表5 1日当たりの賃金率と労働の限界生産力

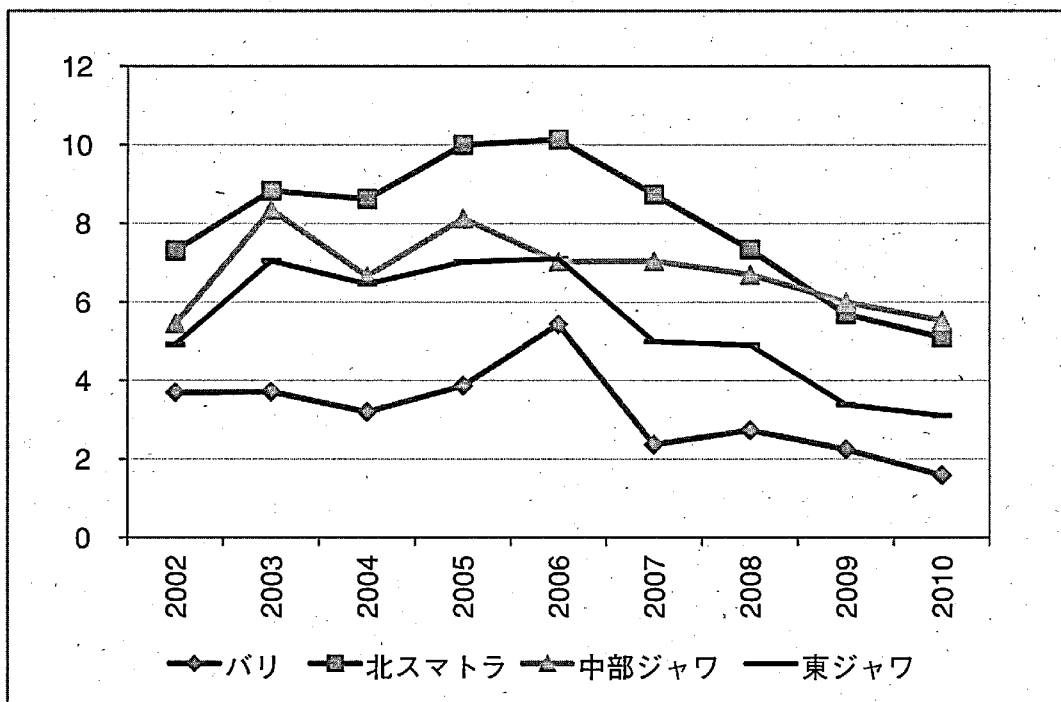
	バリ	アチエ	北スマトラ	西スマトラ	南スマトラ	西ジャワ	中部ジャワ	東ジャワ	西カリマンタン	南カリマンタン	スラヴェシー	西ヌサトゥンガラ
(1) 労働の弾力性	0.320	0.050	0.206	0.086	0.153	0.156	0.158	0.114	0.042	0.307	0.160	0.152
(2) 収量 (kg)	2,000	1,318	2,796	1,335	3,590	1,435	1,215	1,634	2,135	1,479	2,376	2,005
(3) 価格 (Rp/kg)	2,137	2,433	2,310	2,325	2,241	2,089	1,931	1,978	2,298	2,230	1,991	1,974
(4) 現金賃金 (Rp/日)	31,000	36,000	23,000	24,000	29,000	18,000	18,000	17,000	24,000	22,000	13,000	12,000
(5) 現物賃金 (Rp/日)	2,000	3,000	2,000	7,000	6,000	4,000	5,000	5,000	3,000	2,000	5,000	4,000
(6) 賃金率 (Rp/日) (4)+(5)	33,000	39,000	25,000	31,000	35,000	22,000	23,000	22,000	27,000	24,000	18,000	16,000
(7) 労働力 (日)	41	29	47	32	78	47	38	43	90	58	47	47
(8) 平均労働生産性(kg/日) (2)/(7)	49	45	59	42	46	31	32	38	24	26	51	43
(9) 労働の限界生産性(Rp/日) (1)*(8)*(3)	33,358	5,529	28,309	8,342	15,781	9,950	9,755	8,569	2,290	17,458	16,104	12,800
(10) 限界生産力対賃金率(%) (9)/(6)	101.1	14.2	113.2	26.9	45.1	45.2	42.4	38.9	8.5	72.7	89.5	80.0

出所：行(1)は表4の計測結果の数値で、行(2)、(3)、(4)、(5)、(7)はBPS (2008) より入手した。

4. 農村失業率の推移

農業賃金率の実質的な上昇は農業における過剰就業が無くなったことを示唆するが、前節で行ったような労働の限界生産力と賃金率を比較以外の方法によっても、過剰就業の減少が裏付けられるか検討して見よう。毎年2回行われる標本世帯を対象とする労働力調査 (*Survei Angkatan Kerja Nasional (National Labor Force Survey)*)¹¹において、年齢15歳以上の経済的活動人口 (economically active population) が計測される。そのうち対象期間中に所得のために仕事をしなかった者を、失業者と呼び、経済的活動人口に対する失業者の比率を失業率と定義する。この様に定義した失業率を、農村について図1で賃金率の推移を検討した州に見てみよう (図3)。図示した4州のうちバリにおいては、2006年まで4%前後で推移したが、2007年には2%水準まで低下し、さらに2010年には1.6%となり、著しく減少した。この様な失業率の減少は図2の実質賃金率の上昇と対応し、失業率の減少は過剰就業の減少を反映していると考えられる。これに対して、中部ジャワと北スマトラでは低下傾向を示しているが、まだ5%以上と高い。東ジャワでは2003年から2006年まで

図3 年齢15歳以上の農村労働力の失業率 (単位: %)



出所: BPS (2002~2010) より計算

約7%の高い水準であったが、それ以降急速に低下し、2010年には約3%となった。しかし、3%の失業率はバリにおける2002から2004頃の状況で、まだ低いレベルであるとは言えない。こうした失業率の数値から、バリにおける過剰就業の消滅は確認されるが、それ以外の地域ではまだ失業率が高く転換点に至っていないと考えられる。

さらに、ルイスの転換点に到達するにつれて賃金率が生存維持水準を上回るようになるため、第2節で説明した貧困ライン以下の世帯数が急速に減少すると考えられる。この点に注目して、2009年において各州における全標本世帯のうちセクター別に貧困世帯の分布をSusenas 2009 (BPS, 2009) により計測し、特に農村農業セクターの貧困世帯の割合を観察してみよう¹²。ここでの計測を表4で生産関数を計測した州について行うと次の様な結果となる。どの州においても例外なく農村の貧困割合が大きい。さらに農村においては農業セクターの貧困割合が最も大きい。このうち、農村農業世帯の貧困割合が1%未満になるのはバリだけである。逆に、これが最も大きい割合はアチェの11.9%である。中部ジャワ、東ジャワ、北スマトラ、西カリマンタン、西スマトラ、南スマトラ、西ヌサトゥンガラは3~5%の範囲に入っている。州近辺に相対的に大きな都市が存在する西ジャワ、南カリマンタン、南スラヴェシーにおいては、農村農業世帯の貧困割合が1.6%とかなり小さくなっている。この様な比較においてもバリの農村農業世帯の貧困割合は著しく低く、他の州と明らかに異なっていることが分かる。

5. おわりに

ここまで分析してきた項目を総合的に見ると、インドネシア全体では過剰就業が消滅する転換点まで到達していないことが明らかである。しかし地域別に見ると、バリでは2010年までに既に転換点に到達していると考えられる。次に、北スマトラでは実質農業賃金率の動きや労働の限界生産力の大きさは転換点に到達したレベルであるが、それ以外の2項目ではその様になっておらず、総合的に見て転換点に到達したとは言えない。しかし、これまでの変遷の状況を見ると、まもなく到達する可能性が高い。それ以外の州でもある1つの指標については転換点到達レベルにまでになっているものもあるが、他の指標では転換点到達のかなり以前の状況である。

第1節で述べたように農村における貧困の主要な原因の1つは、農業部門の過剰就業で

あり、これが消滅しなければ農村における貧困問題の基本的な解決は困難と言われてきた。転換点に到達したと考えられるバリにおいては、農村失業率や農村農業セクターにおける貧困世帯の割合が著しく減少した。この含意は転換点を通過により、その所得格差発生メカニズムが他の州と異なってきた可能性がある。そこでバリと他州の所得格差発生メカニズムの差異を解明すれば、経済発展の初期から過剰就業の消滅段階、さらにそれを越えた段階までの所得格差発生メカニズムの変化の軌跡を明らかできると考えられる。

バリとそれ以外の州の比較は、両グループともインドネシア国内であるため、ほとんど全てのマクロ経済環境が共通であり、これまでしばしば行われてきた所得格差発生メカニズムの国際比較の際に生じる多数の変数のコントロールが不要となる。したがって、州により過剰就業の有無に差異が見られる時期に差し掛かっているインドネシアは、経済発展に伴う所得格差発生メカニズムの変化の解明にとって絶好の事例である。また、インドネシアの事例分析の成果は、沿海部において過剰就業が消滅しつつあることが指摘されている中国のような新興国の所得格差問題を考えていく上でも、有益な含意を提供すると考えられる。

【注】

- 1 この分析は1990年代前半までを対象としているため、高度の経済成長に伴う労働市場の改革が積極的に評価され、楽観的な基調で分析されている (Manning, 1998)。
- 2 新谷の分析はマクロレベル統計を使用したもの (新谷, 1997; 新谷, 2000) とマクロの統計とミクロレベルの調査データを使用したもの (新谷, 2001; 新谷, 2004) にわかれるが、両者においてまだかなりの過剰就業状態が残っていることを証明した。
- 3 州別の消費者物価指数は入手不能である。しかし、州別貧困ラインはそのため1997年を除いて1996年以降毎年計算されているため、この数値を利用し名目賃金率を実質賃金率に直した。
- 4 世帯当たりの消費量から1人当たりカロリー摂取量を計測し、それが2,100カロリーを超えない人々を貧困層とした。この年以降はこのカロリー摂取量が得られるように、物価上昇分に沿って消費支出額を膨らまし、それを貧困ラインとした (Ikhsan, 1999)。非食料品については、食料品消費額に一定のマークアップ率を掛けて貧困ラインの水準を推定していた。
- 5 Cost Basic Needs法では、先ず複数の基準となる世帯を選定する。その世帯は1人当たり消費支出が健康な生活を維持できると予想される貧困ラインをやや下回る平均的な世帯である。次に、その世帯が消費する消費財パッケージを求め、1人当たり摂取カロリーを計算する。この消費パッケージによって得られる1人当たりカロリーは最低必要水準 (2,100キロカロリー) よりやや低くなる。そこで最低必要水準のカロリーを得るようになるため、そのパッケージ内のすべての財を比例的に調整する。それらを購入する消費支出が貧困ラインと定義される。
- 6 生産費調査の調査票は公開されていないが、BPS (2003) やBPS (2008) とほぼ同じものと考えられる。
- 7 2008年生産データ (BPS, 2008) は1年間の数値でなく、1月から4月までの4ヶ月間の数値である。

8 化学肥料は尿素、TSP、ZA、KCL、NPKが中心で、これら以外の化学肥料を若干使用する農家がある。

9 計測式は次式となる。

$$\ln\left(\frac{Q}{L}\right) = c + b_1 \ln\left(\frac{A}{L}\right) + b_2 \ln\left(\frac{F}{L}\right) + b_3 \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \sum_{i=1}^4 b_{i+4} D_i + u$$

10 スラヴェシーは4州から構成されるが、それぞれの州のサンプル数が小さいため、4州のサンプルを統合して生産関数の計測を行った。

11 2004年以前は年1回（8月）の調査であったが、2005年から年2回（2月および8月）に調査が行われるようになった。

12 ここで鉱業と電気・水道・ガス業は標本数が少ないため製造業の中に含めた。また同様の理由で金融業をサービス業の中に含めた。

【参考文献】

[外国語]

Badan Pusat Statistik (BPS) (1996~2009). *Statistik Indonesia*, Jakarta.

———— (1995~2001, 2000~2006, 2001~2007, 2009, 2010) *Statistik Upah Buruh Tani di Pedesaan*, Jakarta.

———— (1987~1989, 1992~1996) *Struktur Ongkos Usaha Tani Padi dan Palawija*, Jakarta.

———— (2002~2010) *Keadaan Angkatan Kerja di Indonesia*, Jakarta.

———— (2003) *Survei Rumah Tangga Usaha Tanaman Padi 2003*, Jakarta.

———— (2008) *Survei Struktur Ongkos Usaha Tanaman Padi 2008*, Jakarta.

———— (2009) *Survei Sosial Ekonomi Nasional*, Jakarta.

Benjamin, Dwayne (1992) "Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models," *Econometrica*, 60(2), 287-322.

Ikhsan, Mohamad (1999) *The Disaggregation of Indonesian Poverty: Policy and Analysis*, Ann Arbor, Michigan: UMI.

Lewis, Arthur (1954) "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2), May.

Hart, Gillian P. (1986) *Power, Labor and Livelihood: Processes of Change in Rural Java*, Berkeley: University of California Press

Manning, Chris (1998) *Indonesian labour in transition: An East Asian success story?* Cambridge: Cambridge University Press.

———— (2000) "Labour Market Adjustment to Indonesia's Economic Crisis: Context, Trends and Implications," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 36(1), 105-136.

Mulyo, Jangkung Handoyo (2005) "An Economic Analysis of Farm Household Behavior and Labor Market Structure in Rural Java," unpublished Ph.D. Dissertation, Kobe University.

[日本語]

新谷正彦 (1997) 「タイとインドネシアの経済発展下の農業部門における過剰就業」『東洋文化研究所紀要』, 第134冊。

———— (2000) 「インドネシアの経済発展下の農業部門における過剰就業」『西南学院大学経済学論集』, 第34巻第4号。

———— (2001) 「インドネシア農業経営における過剰労働投入—西ジャワ州スカブミ県チサート郡の場合—」『西南学院大学経済学論集』, 第36巻第1号。

———— (2004) 「インドネシアの経済発展下の農業部門における過剰就業」, 本台進 (編著) 『通貨危機後のインドネシア農村経済』, 日本評論社。

高橋信正 (2005) 「バリ農業と出稼ぎ農業労働者」, 本台進編 『インドネシア農村の貧困とその要因分

析], 平成14年~平成16年度科学研究費補助金(基盤研究(BX2)) 研究報告書.

本台 進 (1999) 「インドネシアにおける農村労働力流出と労働力需要」『神戸大学国際協力論集』, 第7
卷第2号, 12月。

南 亮進 (1970) 『日本経済の転換点—労働の過剰から不足へ—』, 創文社。