

インドネシアにおける 農村労働力流出と労働 力需要

本 台 進*

I. はじめに

インドネシアの第1次5カ年計画（1969-74年）において、重要課題は食糧増産とインフラ復旧であった。1974年4月に始まった第2次5カ年計画以降では、増え続ける労働力を吸収するために雇用機会の創出が重要な課題の一つであり、政府は開発予算により農業開発、工業開発、地域開発、人的資源の開発、移住政策などを押し進めてきた。しかし1980年代でも農業労働力のシェアは50%を超え、ジャワの土地労働力比率は1980年に0.44ヘクタールと低く、農村で増え続ける労働力に対して十分な雇用創出ができていなかった。また政府はジャワ農村の雇用問題を軽減するため、土地労働力比率が小さいジャワ島から大きいスマトラやカリマンタンへ、農業従事者を送り込む移住計画を第2次5カ年計画より本格的に実施してきた。しかし移住適地を見つけるのが困難なこと、移住者1人当たり費用の大きさなどにより、十分に効果が上がらなかったのが現状である（チプトレリヤント [1990, p. 214]）。

1980年代後半における一連の規制緩和により、経済状況は大きく変化し始めた。外資に対する規制も緩和され、外資が大規模に進出し、急速に工業が発展し、経済成長が加速し始めた。その結果、ジャワ都市部における雇用は年率6.0%以上、ジャワ以外の都市部においてはさらに速い9%以上で拡大してきた。他方、1980年代後半における農村部の就業者数増加率は1%未満で、これは雇用が拡大する都市部への労働力流出が増加したためと考

*神戸大学大学院国際協力研究科教授

えられる。さらに農業就業者数は1990年代になると減少し始め (Manning and Jayasuriya[1996, p. 30])、インドネシアの経済構造および労働市場構造が大きく変化し始めた。例えば、1990年代初めには賃金率の上昇はほとんどないという観察がなされていたが (Manning[1992, p. 30-32])、1990年代後半になると農村の実質賃金率が上昇してきたという観察結果も出てくるようになった (Peridhanusetyawan[1997, p. 31])。

農業生産の成長と1980年代中頃からの一連の規制緩和による製造業の発展が、それまで小規模であった農村からの労働移動を創出し、農村においても労働市場が形成される基礎となった。1990年代初め頃までの農村労働市場に関しては、農村における就業構造の分析 (水野 [1995、第4章])、農村における過剰就業の問題 (World Bank[1996, pp. 64-71], 新谷[1997]) 等がある。また農村労働力が含まれるものとしては、特にインフォーマル部門に焦点を当てた雇用と州際間労働力移動の分析 (Azis[1997, p. 143-159])、都市での雇用拡大とそれの賃金率に及ぼす影響の分析 (Manning[1998, pp. 114-133]) 等がある。しかし、これまでの研究では、農村労働力流出と農村労働市場の関係に関する分析はまだ十分に行われていない。本稿の目的は、特に1990年代における経済成長による都市での労働力需要が、農村労働市場での需給構造に与えた影響を分析する。

第Ⅱ節では1980年以後の農村経済の変貌を概観し、農村労働市場の発展を観察する。さ

らに、農村労働力の農村外移動規模を推定し、労働市場の構造を分析するための仮説を立てる。第Ⅲ節において、労働市場構造を明らかにするための分析を行う。そのためまず農業生産関数を計測し、農業部門労働需要曲線の形態と農業労働力の限界生産性を明らかにする。さらに農村非農業の生産関数を計測し、その部門の労働需要曲線の形態と農村非農業の限界労働生産性を明らかにする。第Ⅳ節では、これら両部門の労働需要曲線と限界労働生産性の関係を分析することにより、農村労働市場の構造を解明する。同時に農村における余剰労働力の量を推計する。最後の第Ⅴ節では、農村労働力の農村外移動による地域間賃金格差への影響を予測し、本稿の要約とする。

Ⅱ. 農村経済の変貌と労働移動

インドネシアの農業生産は1980年代に安定的に高い成長率を示してきたが、90年代に入ると年毎に成長率が大きく変動するようになった (World Bank[1998, Agricultural value added at constant 1987 LCU])。1991年には干ばつにより例年よりやや成長率が低下し、その後1993年には再び干ばつ、1994年には洪水により成長率が低下した (Hobohm[1995, p. 30])。しかし1990年代前半の成長率は、平均成長率で見るとそれまでに比べてやや低下した程度である。¹⁾ 労働力の側面から見る

1) 農業付加価値額成長率は1980-89年が3.8%、1990-96年が2.9%であり、90年代のほうが約1%低下した (World Bank[1998, Agricultural value added at constant 1987 LCU])。

と、農業就業者数は1990年まで増加し続け、その年にこれまでの最大である4,100万人に達した。その後減少し始め、労働力の農業シェアは1994年に50%を切った（BPS-b[1988, p.145; 1991, pp. 211-214; 1996, p. 244], BPS-a[1994, pp. 62-63]）。

農村における人口および労働力の自然増加率が全国水準と同じであると仮定した場合、それらは1990年代前半において1.81%と2.98%であったと考えられる。農村において増加した労働力のうち一部は農業に就業するが、農業就業者数の伸びは労働力の自然増加率より低く、さらに1991年以降減少している。またその一部は農村非農業に就業する。その就業者数は、1986-91年を除いて一貫して増加し、特に1991-96年には大きく伸び、最近の農村における雇用拡大の中心は農村非農業が担っている。農村で増加した労働力のうち残りは農村外へ流出する。流出方法には、都市へ移住、近隣の都市へ在宅通勤、季節的な出稼ぎの3通りある。この内、後の2方法がかなりあると考えられる。

しかし近隣の都市へ在宅通勤や出稼ぎ規模の変化を示す資料は存在しない。ここでは農村人口（農村地域の常住人口）および一次産業労働力の純流出数と純流出率を推計し、そこから変化の動向を探ることにしよう。それらの結果を5年毎に集約したものが表1であり、毎年の純流出率は図1に掲げられている。これらの表と図では2つのことに注目したい。第1は農村人口の流出が1980年代に比べて90年代にはやや活発化して、純流出率が1.5%

近くなったこと、第2は一次産業労働力の純流出が1989年から著しく大きくなったことである。すなわち、一次産業労働力の純流出率は1978-80年に一時的に2%を越えたことがあったが、1988年までは農村人口流出率より低い1%未満であった。しかし1989年から1.5%を超え次第に大きくなり、1995年には10%近くにもなった。これを実数値と比較すると（表1）、1990年代の農村人口純流出は1980年代より若干増えただけであるが、一次産業労働力純流出は大きく増加している。これらの2つの現象を併せて考察すると次のようなことが言える。多くの農村労働力が常住地を農村にしたまま非農民生産に従事するようになり、それだけ農村非農業、在宅通勤、出稼ぎによる都市における雇用機会が多くなったことを示している。

表1 農村人口の純流出と
一次産業労働力の純流出

(1,000人、%)

	農村人口の純流出		一次産業労働力の純流出	
	純流出	純流出率	純流出	純流出率
1972-76			1,295	0.92
1977-81			2,786	1.91
1982-86	6,443	1.08	440	0.25
1987-91	7,990	1.30	908	0.43
1992-96	9,160	1.46	8,184	4.20

出所：1) 農村人口：農村人口（World Bank [1998, urban population, share of urban population]）の増加数から農村人口の自然増加数を差し引いて求めた。自然増加数は農村人口に人口自然増加率（World Bank[1998, population growth rate]）を乗じて計算。

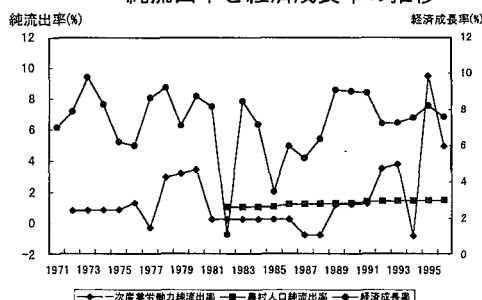
2) 一次産業労働力：自然増加率が産業間で等しいと仮定し、一次産業労働力に全産業労働力の増加率を乗じて自然増加数とし、それから実際の増加数を差し引いて推計した。産業別労働力はBPS-a [1974/75, pp.62-63; 1983, pp.70-71; 1994, pp.62-63, 1997, pp.62-63], BPS-b [1976, p.114; 1977, p.279; 1986, p.198; 1988, p.145; 1991, pp.211-214; 1994, p.244; 1996, p.244]。

注：1) 数字は5カ年累積値。

2) 純流出率＝（純流出数/農村人口または一次産業労働数）×100

図1 農村人口・一次産業労働力の

純流出率と経済成長率の推移



出所：純流出率：表1と同じ。

経済成長率（実質GDPの成長率）：World Bank[1998, GDP at market prices(constant LCU)]

ここで、労働力の自然増加率が産業間および地域間で等しいという仮定のもとで、1992～96年の農村労働の純流出を地域別に推計しよう（表2）。農村外純流出がマイナス（純流入）となる地域が13ある。これらを更に二つに分類すると、農業への純流入地域とそこからの純流出地域がある。前者はブンクル、西カリマンタン、東カリマンタン、中スラヴェシ、イリアン・ジャヤの5地域である。これらは全て人口密度が低く、一人当たり耕地面積も大きいところである。後者はリアウなどスマトラ中南部の2地域、カリマンタンの2地域、南スラヴェシ、西ヌサトゥンガラ、マルクであり、人口密度が比較的高く、一人当たり国民所得が比較的高い地域である。ここでは農村非農業への流入が農業からの流出を上回り、地域全体として農村外純流出がマイナスとなっている。

次に労働力純流出地域も2つのタイプに分かれる。第1は、農村農業の純流出が農村非農業の純流入を上回り、農村全体としての流出が流入を上回っている地域であり、西ジャ

表2 地域別農村労働力純流出：

1992-96年合累計(1,000人)

地 域	農 業	非農業	農村外
ブンクル	-12.7	-117.7	-30.4
西カリマンタン	-9.0	-38.9	-47.9
東カリマンタン	-26.9	-35.1	-62.0
中スラヴェシ	-24.1	-29.6	-53.7
イリアン・ジャヤ	-71.1	19.8	-51.3
リアウ	32.4	-103.0	-70.6
ジャンビイ	51.0	-74.7	-23.7
南スマトラ	115.8	-165.1	-49.2
中カリマンタン	27.8	-47.3	-19.5
南カリマンタン	115.8	-122.6	-6.8
南スラヴェシ	130.8	-157.5	-26.7
西ヌサトゥンガラ	115.7	-121.9	-6.1
マルク	27.8	-54.0	-26.2
アチエ	189.6	-154.4	35.2
北スマトラ	447.6	-137.8	309.7
西スマトラ	192.3	-92.9	9.9
ランボン	401.8	-306.0	95.8
東ヌサトゥンガラ	256.3	-170.3	86.0
東ティモール	27.7	-4.8	22.9
北スラヴェシ	163.5	-69.2	94.3
東南スラヴェシ	100.7	-88.6	12.1
西ジャワ	1,312.6	-305.8	1,006.7
中ジャワ	1,840.6	-448.4	1,392.3
東ジャワ	2,034.0	-415.0	1,619.0
ジョクジャカルタ	315.7	58.2	373.8
バリ	119.1	54.0	173.1
インドネシア全体	7,874.7	-3,028.8	4,846.0

出所：BPS-b[1991, p.214; 1992, p.214; 1993, p.97; 1994, p.241; 1996, p.241]

注：1995年数値として、1994と1996年数値の中間値を代用した。

ワ、中ジャワ、東ジャワが含まれる11地域である。第2は、農村農業と農村非農業の両部門で純流出がプラスとなっている地域で、ジョクジャカルタとバリである。これより農村非農業への純流入は、ジョクジャカルタ、バリ、イリアン・ジャヤ以外の全ての地域で起こり、農村労働力を吸収していたことがわかる。また農村非農業への純流入が農業の純流出より大きい地域はジャワ島に隣接した周辺地域に

位置し、ジャワ島だけでなく周辺地域でも農村非農業による雇用が拡大していることが伺える。

全国で集計すると農村農業からの純流出は787.5万人に達し、逆に農村非農業への純流入は302.9万人となり、これらは同期間における農村労働力約3,850万人の20.5%と7.9%となった。その結果、農村農業と非農業における純流出と純流入の差が農村外純流出の484.6万人となったが、このうち91%の約440万人はジャワ4地域からの流出であった。この農村外純流出の多くは、前述したように、近隣都市への在宅通勤および季節的な出稼ぎと考えられる。換言すれば、1980年代末から農村外での労働力需要が拡大し、それにより農村労働力が吸収され、一部には農村での実質賃金率の上昇が見えるところもある(Feridhanusetyawan[1997, p. 31])。すなわち、農村労働市場が都市経済の影響を強く受けるようになったことを示している。

しかしこうした推計は、労働力の自然増加率が産業間および地域間で等しいという仮定のもとで行われているため、現実値との誤差を避けることができない。また統計から得られる農村外純流出は、現実の純流出数と比較して過小となっていると思われる。その理由の一つは、調査の際にはある一定期間以上の農村外での就業を農村外流出と捉えるが、それに満たない者が存在するためである。他の理由は、農村から近隣の都市へ在宅通勤している労働者がかなり存在していると考えられるが、彼らが流出労働力と捉えられているか

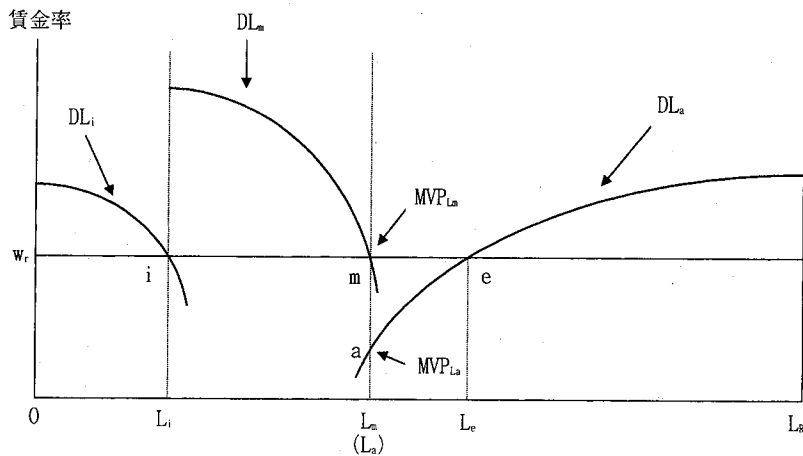
は不明である。

Ⅲ. 農村労働市場の構造：仮説

ここまで観察した農村経済の変貌および農村労働力の農村外流出に基づき、インドネシアにおける農村労働市場構造を労働需要曲線(図2)により説明してみよう。ここで横軸 OL_R は農村に存在する全労働力、 DL_i は農村外流出労働力需要曲線、 DL_m は農村非農業労働需要曲線、 DL_a は農業労働需要曲線である。こうした労働力需要曲線に対して農村労働市場における賃金率は w_r である。1980年代中頃からの一連の規制緩和による製造業の発展が加速するまでは、農産物政府購入価格の低位設定などにより、この賃金率は生存水準に近いところに設定されていた可能性がある。1990年以降における米政府購入価格の上昇(Tomich[1992, p. 19-20])および非農業部門の成長による農村労働力の吸収などにより、農村での実質賃金率は1980年代前半以前のように生存水準ぎりぎりではなく、上昇しているという指摘がある(Feridhanusetyawan [1997, p. 31])。しかし地域的にはまだ農業に余剰労働力が存在し、農業での限界労働生産性より高い水準にこの賃金率が決定されると予想される。

農村外流出労働力と農村非農業労働力を雇用する企業は利潤原則に基づいて行動すると考えられるから、それぞれの限界労働生産性と賃金率 w_r が等しくなるまで労働力を雇用する。すなわち、農村外への流出労働力は DL_i と w_r の交点 i で決まる OL_i 、農村非農業では

図2. 農村労働市場の構造



DL_m と w_r の交点 m ($MVP_{L_m} = w_r$) で決まる L_i, L_m が雇用される。そして残りの労働力である L_e, L_a (L_m, L_R) が農業部門で雇用され、その限界労働生産性は a 点の MVP_{L_a} となる。この MVP_{L_a} が賃金率 w_r より低ければ農業部門に余剰労働力が存在することになる。そのとき点 e 、すなわち DL_a と w_r の交点で、農業における限界労働生産性と賃金率が等しくなる。したがって L_e, L_a が (L_e, L_m) が余剰労働力とみなされる²⁾。ここで展開したモデルは、ルイス (A. Lewis) の二重構造モデル (利潤極大原理の働く部門とそうでない部門との併存) の適用である (Lewis, 1954)。しかしルイス・モデルでは事実上、都市工業と農業の併存が想定されているが³⁾、本稿では、農村内部にも二重構造が存在することを主張する点で違って

いる。

農村労働市場構造を解明し、余剰労働力の存在を確認するためには、それぞれの労働力需要曲線 DL_i, DL_m, DL_a と賃金率 w_r を求めなければならない。この内、 DL_i の確定は不可能であるため、農村外流出労働力が得る賃金率が w_r に等しいかどうかを確認する。それ以外の労働需要曲線を確定するために、第Ⅲ節では農業部門の生産関数と農村非農業部門の生産関数を推計する。さらに第Ⅳ節では農村における賃金率 w_r を求め、それぞれの部門における労働力の需給均衡点で、限界労働生産性が賃金率に等しいかどうかを検討する。

Ⅳ. 農村における限界労働生産性

農業生産関数の計測

農村においては1992年以降農業就業者数が減少しているが、農村労働力のうち依然70%が農業に就業している。他方、農村非農業は雇用数を拡大し、村内の農業就業者だけでな

2) 余剰労働力をこのような手法で計測した初めての試みは、戦前日本を対象とした南・小野[1977, 158-169ページ]がある。

3) ルイス・モデルを展開したフェイ・ラニス (Fei and Ranis [1964, ch. 5]) のモデルでは、明らかに工業・農業の二分割となっている。

く、他地域からの労働力を吸収しているところもある。そのような労働市場を分析するために、ここでは農業生産関数を計測し、農業における限界労働生産性を推計する。推計する生産関数（1次同次）は次の通りである。

$$\ln(V/L) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(A/L) + \alpha_2 \ln(K/L) + \alpha_3 D_1 + \alpha_4 D_2 + \alpha_5 D_3 + u \quad (1)$$

ここで、Vは粗付加価値額、Lは農業労働力、Kは粗資本ストック、Aは耕地面積、D₁、D₂およびD₃は地域差を示すダミー変数、uは確率誤差項、そして α_i は推定すべきパラメーターである。

推計は1991-93年の地域別データで行なう（データの詳しい説明は統計付録Iを参照）。推計結果は次の通りである。

$$\ln(V/L) = 2.024 + 0.220 \ln(A/L) \quad (2) \quad (2.97)$$

$$+ 0.317 \ln(K/L) + 0.365 D_1 - 0.264 D_2 + 0.712 D_3 \quad (3.55) \quad (3.27) \quad (-2.21) \quad (3.25)$$

adj R² = 0.826、()はt値。

パラメーター α_1 、 α_2 、 α_3 および α_5 は1%水準で統計的に有意であるが、 α_4 は5%水準で有意である。これによると、生産弾力性は土地が0.220、資本が0.317、労働力が0.463となる。

インドネシア農業を対象とした生産関数の計測結果は少ない。こうした研究結果をまとめると表3に示す通りである。これまでの推

計はすべて時系列データを利用したものであるが、本稿では地域別クロスセクション・データを用いた。その理由は、時系列資本ストック・データの推計が非常に困難であり、適切な価格デフレータが得られなかったためである。これ以外にも、各推計間に次のような差異がある。耕地面積については、本稿では水田、畑地、牧草地、休耕地および林地を含むエステート地を耕地面積としたが、新谷推計では耕地面積は作付面積とした。また増田推計においては耕地面積を一定と仮定しているため、関数の定義について若干問題がある。さらに生産要素以外の変数として、新谷推計では、生産関数のシフト変数として政府財政支出を利用している。こうした3推計を比較すると、本稿の結果は労働の生産弾力性値では新谷の結果より大きく、増田の結果より小さい。他方、資本と土地生産弾力性の合計では、新谷の結果より小さく、増田の結果より大きく、ほぼ中間的数値になっている。

表3 農業生産関数の計測結果レビュー

推計者	データの 種類	対象分野	年 次	生産弾力性		
				労働	資本	土地
新谷	時系列	農林牧漁業	1950-92年 (1971-73年 固定価格)	0.347	0.219	0.434
	時系列	農林牧漁業	1970-1992年 平均値 (1971-73年 固定価格)	0.134	0.256	0.610
増田	時系列	農林水畜産業	1975-86年 (1980年 固定価格)	0.580	0.420	

出所：新谷[1998、29ページ]、増田[1998]。

注：増田計測には生産額データが使われているため、生産弾力性値は付加価値データ使用時の数値に換算した。

表5のパネルAでは、推計された生産弾力性を農業の平均労働生産性に乗じて、農業の限界労働生産性を計算した。

小企業の限界労働生産性

農村非農業は、農業就業者だけでなく、他地域からの労働力を吸収して雇用数を拡大しているところもある(表2)。こうした労働市場において、農村非農業における賃金率がそこでの限界労働生産性に見合った額であるかの検討が重要になる。農村における非農業生産には、製造業以外にも小売業、運輸業、建設業など数多くあるが、インドネシアの場合、限界労働生産性の計測可能なデータがあるのは製造業のみである。それは主に小企業と零細企業とに分かれ、小企業は従業者数5から19人までの企業であり、4人以下は零細企業と呼ばれる(BPS-f[1993, p. 23])。小企業については何パーセントが農村に位置するかについては不明であるが、零細企業は1993年に87.7%が農村に位置している(BPS-g[1993, p. 1])。両者の年間賃金と労働分配率を比較すると、小企業においてはそれぞれ86万9,000ルピアおよび55.1パーセント(BPS-f[1993, pp. 32-33, p. 57, p. 87])、零細企業においては88万5,000ルピアおよび56.6パーセント(BPS-g[1993, pp. 84-85, pp. 120-121])であり、ほぼ同じ水準であった。⁴⁾したがって両者の差はほとんど無いと

考えられるが、後者においては無給家族労働者が多く、1日当たりの労働時間に不明な点が残る。そのため、ここでは小企業の生産関数を推計する。

小企業における限界労働生産性の計測のために生産関数を推計する。計測される生産関数は、農業生産関数と同様に1次同次となるように定式化する。

$$\ln(V/L)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(K/L)_i + \alpha_2 D_{1i} + \alpha_3 D_{2i} + u_i \quad (3)$$

ここで V_i は粗付加価値額、 L_i は従業者数、 K_i は固定資産額、 D_{1i} は地域差を示すダミー変数、 u_i は確率誤差項、そして α_i は推定すべきパラメーターである。添字 i は地域を表わす。

計測は1990-92年の地域別データによって行なう(データについては統計付録Iを参照)。計測結果は次の通りである。

$$\begin{aligned} \ln(V/L) = & 4.844 + 0.442 \ln(K/L) & (4) \\ & (16.0) \quad (6.81) \\ & + 0.937 D_1 - 0.763 D_2 \\ & (7.03) \quad (-4.64) \end{aligned}$$

adj $R^2 = 0.869$ 、() は t 値。

パラメータ α_1 、 α_2 、および α_3 の推定値はいずれも1%水準で統計的に有意である。この結果、生産弾力性は資本0.442、労働0.558となる。現時点ではインドネシア製造業における小企業の生産関数推計結果に関する情報

4) 1993年の年間賃金、労働生産性、労働分配率は、小企業についてはRp869,000、Rp1,575,908、0.551、零細企業についてはRp885,236、Rp1,874,902、0.566であった。

表4 小企業生産関数の計測結果レビュー

推 計 者	国およびデータの種類	対 象 分 野	年 次	生産弾力性	
				労 働	資 本
Murakami <i>et al.</i>	中国・標本データ	工 作 機 械	1991年	0.620	0.380
本台・羅	中国・地域別クロスセクション	郷 鎮 企 業	1990-92年平均値 (1990年固定価格)	0.585	0.415
本台	日本・個別企業データ	衣 服 縫 製 機 械 一 般 機 械 電 気 機 械 輸 送 機 械 精 密 機 械	1981年 (当年価格)	0.652	0.348
				0.603	0.497
				0.502	0.498
				0.514	0.486
				0.614	0.386
				0.576	0.424
Little <i>et al.</i>	インド・標本企業データ	工 作 機 械 工 具 機 械 靴 靴 石 印 刷 刷	1978-80年 (1980年価格)	0.517	0.483
				0.645	0.355
				0.500	0.500
				0.332	0.668
				0.358	0.642

出所: Murakami *et al.* [1996, p. 270]、本台・羅 [1999, 69ページ]、本台 [1992, 103および132ページ]、Little *et al.* [1987, p. 175]。

注: 本台の計測は生産額データが使われているため、生産弾力性値を付加価値データ使用時の数値に換算した。

表5 農村における年間賃金、農業の労働生産性および小企業の労働生産性

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
A. 農業の労働生産性											
農業粗付加価値 (Rp 10 ⁹) 1)	24,870.0	29,120.0	33,650.6	38,893.9	40,930.4	45,635.7	52,745.5	58,963.4	66,071.5	77,639.3	86,212.1
農業労働力 (1,000人) 2)	37,644.5	39,076.5	40,557.8	40,786.0	41,002.3	41,205.8	40,730.3	40,071.9	37,857.5	37,788.9	37,720.3
平均労働生産性 (Rp 1,000) 3)	660.7	745.2	829.7	953.6	998.2	1,107.5	1,295.0	1,471.4	1,745.3	2,054.1	2,285.6
限界労働生産性 (Rp 1,000) 4)	303.9	342.8	381.7	438.7	459.2	509.5	595.7	676.9	802.8	945.1	1,051.4
B. 農村における年間賃金											
零細・農家企業年間賃金 (Rp. 1,000) 5)						924.6		885.1			
小企業年間賃金 (Rp. 1,000) 6)						739.9		869.3			
生産労働者平均年間賃金 (Rp. 1,000) 7)									1,742.0	1,986.4	2,230.8
小規模製造業年間賃金 (Rp. 1,000) 8)								1,067.5			
家具製造業年間賃金 (Rp. 1,000) 9)								900.0			
41都市年間賃金 (Rp. 1,000) 10)	687.0										
繊維産業未熟練労働者最低年間賃金 11)	402.9						825.0				
C. 小企業の労働生産性											
小企業粗付加価値額 (Rp 10 ⁹) 12)						1,529.7		1,500.9			
小企業従業員数 (1000人) 13)						957.4		952.0			
平均労働生産性 (Rp 1,000) 14)						1,597.8		1,576.6			
限界労働生産性 (Rp 1,000) 15)						891.5		867.1			

出所: 1) World Bank [1998, Agricultural value added, current local currency unit]。

2) BPS-a [1994, pp. 62-3]、BPS-b [1986, p. 198; 1988, p. 145; 1991, pp. 211-4; 1996, p. 244] より推計。

3) 平均労働生産性 = 農業粗付加価値額 ÷ 農業労働力。

4) 限界労働生産性 = 労働生産弾力性 ($\alpha = 0.463$) × 平均労働生産性。

5) BPS-g [1991, pp. 26-7, pp. 50-1; 1993, pp. 84-5, pp. 120-1]。

6) BPS-f [1991, pp. 32-3; p. 57; 1993, p. 32-3, p. 57]。

7) BPS-i [1994, p. 21; 1995, p. 26; 1996, p. 26] の1週当たり賃金の52倍。

8) van Dierman [1997, p. 133] の1日当たり賃金Rp. 3,558.3 (通常の賃金以外に奨励金、食事代、交通費を含む) に年間労働日数を300日として計算。

9) van Dierman [1997, p. 133] の1日当たり賃金Rp. 3,000.0 (通常の賃金以外に奨励金、食事代、交通費を含む) に年間労働日数を300日として計算。

10) BPS-h [1992, p. 71] による中ジャワ州スマランの年間賃金。

11) Manning [1998, p. 133]。

12) BPS-f [1991, p. 87; 1993, p. 87]。

13) BPS-f [1991, pp. 32-3; 1993, p. 32-3]。

14) 平均労働生産性 = 小企業粗付加価値額 ÷ 小企業従業員数。

15) 限界労働生産性 = 労働生産弾力性 ($\alpha = 0.558$) × 平均労働生産性。

を持ち合わせていない。しかし、多くの国で推計された小企業生産関数を見ると（表4）、インドの鋳物、石鹼および印刷、日本の衣服、中国の工作機械を除き、経済環境が異なるにも関わらずインドネシアの推計結果と近似的である。したがって、本稿の労働生産弾力性を小企業の平均労働生産性に乗じて、限界労働生産性を求める（表5のパネルC）。

V. 農村労働市場と余剰労働力

農村労働市場の構造を明らかにするために、農村における各種賃金水準を比較してみよう。農村で就業者数シェアが最も大きい部門は農業であり、そこでの1日当たり賃金率を収穫作業、除草作業、耕耘作業など作業別に断片的に観測することは可能である（Naylor [1990, p. 133-153], Hayami and Kawagoe [1993, p. 62, p. 108], Manning [1998, p. 133]）。しかし賃金率は作業により異なり、季節的にも異なる。作業や季節に関わらず、農業で常時雇用されている年雇労働力に対する年間賃金の観測は困難である。政府が設定する一日当たり最低賃金率（Hill [1996, p. 222]）は農村の一部労働者に恩恵を与えるかもしれないが、農村労働市場では、それを賃金率として適用することには問題がある。他方、1980年代後半より雇用拡大が続けている農村非農業における年間賃金は、断片的であるが観測可能である。したがって、ここでは農村労働市場における年間賃金として農村非農業での年間賃金を利用する。

表5のパネルBには1991および93年を中心

にした零細企業および小企業年間賃金、繊維・縫製業および家具製造業などの年間賃金(w_r)が示されている。これとパネルCの小企業における限界労働生産性と比較すると、両者はほぼ等しくなっていた。さらに地域別にその限界労働生産性と賃金率の大小を見てみると（表6）、 w_r が MVP_{Lm} の1.2倍を超える地域は南スマトラ、中ジャワ、南カリマンタンの3地域だけである。逆に w_r が MVP_{Lm} の0.8倍未満の地域はリアウ、西ヌサトゥンガラ、中スラヴェシ、東南スラヴェシの4地域である。他方、それら以外の13地域では $w_r=MVP_{Lm}$ となり、時系列データでの結果と一致する。それぞれに分類される地域には共通の地域的特徴はほとんど無く、農村非農業ではその限界労働生産性がほぼ賃金率と等しくなるまで労働力が雇用されているといえる。したがって、図2において、農村非農業労働力需要曲線 DL_m が

表6 小企業年間賃金と小企業における
限界労働生産性の比較 1993年

賃金率と限界労働生産性	$w_r < MVP_{Lm}$	$w_r = MVP_{Lm}$	$MVP_{Lm} < w_r$
地域数	4	13	3
地域	リアウ、西ヌサトゥンガラ、中スラヴェシ、東南スラヴェシ	アチェ、北スマトラ、西スマトラ、ランボン、ジャカルタ、西ジャワ、東ジャワ、ジョクジャカルタ、バリ、東ヌサトゥンガラ、西カリマンタン、北スラヴェシ、南スラヴェシ	南スマトラ、中ジャワ、南カリマンタン

出所：1) 賃金=BPS-f [1993, pp. 32-3, p. 57]。

2) MVP (限界労働生産性) =BPS-f [1993, pp. 32-3, p. 87], $\alpha_{Lm}=0.558$ 。

注： w_r と MVP_{Lm} の差が、 MVP_{Lm} の20%未満の場合を $w_r=MVP_{Lm}$ とした。

点 m で w_r と交わっているのが確認できる。

農村における年間賃金(w_r) (表5パネルB)と農業限界労働生産性(MVP_{La}) (パネルA)を比較すると、年および比較対象とする年間賃金により若干異なるが、後者は前者の約45から75%程度の水準である。農業の限界労働生産性は農村における年間賃金よりかなり低く (図2のa点)、農業には余剰労働力が就業していることを示している。次に、農村における年間賃金と農業の平均労働生産性を比べてみよう。これも年および比較対象により若干異なる。1994-96年の生産労働者平均年間賃金および1986年の41都市年間賃金は、農業の平均労働生産性とはほぼ等しくなっていた。しかしそれら以外のパネルBにおける年間賃金は農業の平均労働生産性より低く、その限界労働生産性より高い数値であった。

さらに地域別に、農業の平均労働生産性、その限界労働生産性、農村における年間賃金を比較してみよう (表7)。農業の限界労働生産性が農村における年間賃金と等しいかまたはより高くなる地域は西ヌサトゥンガラ、東南スラヴェシ、アチェ、北スマトラの4地域のみである。これらの地域は相対的に人口密度が低く、さらに農村非農業と共に非農業全体の生産が拡大し、農村における余剰労働力が急速に吸収されたものと考ええる。これら以外では農村賃金水準が農業の限界労働生産性よりかなり高く、平均労働生産性より低い水準であった。このように地域別データでも、時系列データと同様に農村賃金水準は農業の限界労働生産性より高く、平均労働生産性よ

り低い水準であった。

こうした結果から、農村労働市場の構造は

表7 農村賃金率と農業における
限界労働生産性の比較 1993年

賃金率と限界労働生産性	$w_r < MVP_{La}$	$w_r = MVP_{La}$	$MVP_{La} < w_r$ < 農業平均労働生産性
地域数	2	2	16
地域	西ヌサトゥンガラ、東南スラヴェシ	アチェ、北スマトラ	西スマトラ、リアウ、南スマトラ、ランボン、ジャカルタ、西ジャワ、中ジャワ、東ジャワ、ジョクジャカルタ、バリ、東ヌサトゥンガラ、西カリマンタン、南カリマンタン、北スラヴェシ、中スラヴェシ、南スラヴェシ

出所：1) 農村賃金率：BPS-g[1993, pp. 84-5, pp. 120-1]。

2) 限界労働生産性：BPS-c[1995, pp. 39-92], BPS-a[1992, pp. 60-1; 1993, pp. 62-3; 1994, pp. 62-3]; $\alpha_L=0.463$ 。

注： w と MVP_{La} の差が、 w の10%未満の場合を $w=MVP_{La}$ とした。

以下のようにまとめられる。農村非農業と村外への労働供給曲線は、農業における平均労働生産性より低く、限界労働生産性より高い水準でまだかなり弾力的な曲線である。他方、農村非農業および村外からの労働需要曲線は、そこでの限界労働生産性から誘導される曲線であり、新たな資本投資や生産性の変化によりそれはシフトする。したがって、農村非農業と村外による労働雇用量は、それらの需要曲線とかなり弾力的な供給曲線とが一致する点で決まる。1980年代後半から村外の需要曲線が右側へシフトした結果、農村外流出は増加し、地域的な移動がある程度の規模で発生し、これが賃金水準の地域格差を縮小するように作用している。

以上で観察された農村労働市場の状況をま

とめると、次式のようになる。

$$MVP_{L_a} = w_r > MVP_{L_a} \quad (5)$$

農村における年間賃金は農業の限界労働生産性より高く、小企業の限界労働生産性には等しい。このことは、先にも述べたように、農業にはまだ余剰労働力が存在していることを示している。ここで、 MVP_{L_a} が w_r に等しいときの農業労働力を L_e (図2のe点) とすると、 L_e は農業粗付加価値 V_a 、農業労働生産弾力性 α_L 、および w_r により次のように表すことができる。

$$L_e = \alpha_L V_a / w_r \quad (6)$$

そして農業労働力 L_a と L_e との差が余剰労働力 L' にほかならない。(6)式の α_L に(2)式を使って計測した0.463を代入し、 V_a と w_r に表5の時系列データを使用すると、1990, 93, 96年の余剰労働力 L^* は、1,208万人、867万人、822万人となった(表8)。この余剰労働力数が農村労働力に占める割合(余剰労働力率)はそれぞれ29.5%、21.6%、21.8%になる。これは農村において、1週当たり労働時間が25時間未満の偽装失業者が1994年に25.4%あるとした世界銀行の推計と、ほぼ同じ数値となっている(World Bank[1996, p. 69])。

時系列推計で見ると、余剰労働力率は1991年まで上昇傾向を示し、それ以降には低下傾向を示している。これは非農業部門の雇用が

表8 農村の余剰労働力

(1,000人、%)

	農業労働力	均衡労働力	余剰労働力	余剰労働力率
1986	37,645	28,580	9,065	24.1
1987	39,077	29,633	9,443	24.2
1988	40,558	30,324	10,234	25.2
1989	40,786	31,037	9,749	23.9
1990	41,002	28,923	12,079	29.5
1991	41,206	28,557	12,949	30.7
1992	40,730	29,601	11,129	27.2
1993	40,072	31,405	8,667	21.6
1994	37,857	30,366	7,492	19.8
1995	37,789	30,790	6,999	18.5
1996	37,720	29,502	8,218	21.8

出所：農業労働力；表5より。農村賃金率(w_r)：(Manning [1998, p. 133]の繊維産業年間賃金を基準に計算。

注：労働生産弾力性は $\alpha = 0.463$ とする。

拡大して、その年を境に農業就業者数が減少し始めたことを反映している。今後の余剰労働力率の動きは、農業労働生産性の上昇、農村非農業雇用の増加、農村外流出労働力の増加に依存している。

VI. 結びに

労働力の農村外流出は、賃金水準の部門間および地域間格差を縮小するように作用するはずである。すなわち、非農業部門が発展している地域では非農業への就業率が高ければかりでなく、遠隔地からの労働力流入や近隣地域からの通勤労働によって総労働供給が増加している。こうした労働移動を正確に把握することは困難である。しかし相当量の労働力が地域を超えて移動しているならば、賃金水準の高い地域へ向かって労働力は移動し、地域間賃金格差を縮小させ、同時に偽装失業者の割合を低下させる効果をも持っている。地域間賃金格差が減少したかどうかについては、データが不十分のため不明である。しかし農

業部門での実質賃金率が上昇していること (Manning and Jayasuriya[1996, pp.32-35])、偽装失業者数割合が低下していることは既に明らかになっている (Feridhanusetyawan [1997, p. 31-32])。これらと表2の結果は、地域的な移動がかなりの規模で発生し、賃金水準を平準化させている可能性を示唆するものである。

農村非農業の発展を図ることにより、農業での過剰就業を解消できる可能性はある。しかし、インフラ設備などの不足やそれ以外の要因により、全ての農村がこの方法で過剰就業を解消することは不可能であろう。したがって、非農業部門の経済成長が今後も続けば、労働力の農村外流出はかなりの規模で発生し、賃金水準の地域格差を縮小させるものと考えられる。

統計付録 I 生産関数関連データの推計 農業生産関数

生産関数 (1) の計測では、農業労働力として耕種農業、林業、狩猟、漁業に従事する就業者数 (BPS-a [1992, pp. 60-61; 1993, pp. 62-63; 1994, pp. 62-63]) を用いる。粗資本ストックは、トラクター、薬剤噴霧器、灌漑用ポンプよりなる農業機械資本 (BPS-d[1991, pp. 2-3; 1992, pp. 2-3; 1993, pp. 2-3]) を用いた。それらの集計には価格水準が不明であるため、6台の動力噴霧器が、また2台の灌漑用ポンプがミニ4輪トラクター1台に等しいとして、粗資本ストックをミニ4輪トラクター台数で表したものを利用した。

農地面積は水田、畑地、牧草地、休耕地および林地を含むエステートから成る土地 (BPS-a[1992, pp. 180-181; 1993, pp. 186-187; 1994, pp. 178-179]) と定義した。これらの変数を1991年、92年および93年度について収集する。そして粗付加価値データ (BPS-c [1995, pp. 39-92]) については当年価格数値および1983年固定価格数値の両方に対して3カ年平均値を求め、標本数30の横断面データを作成した。粗付加価値データについては、1983年固定価格数値を用いた推計が望ましく考えられる。しかしその決定係数 ($\text{adj } R^2$) が非常に低いため、当年価格数値の3カ年平均値を使用した。地域差を示すダミー変数を使用し、インドネシア全体を米生産のための肥料・農薬・農機具費 (以後、「肥料機械費」と略す) と林業生産の大きさにより4地帯に分ける。肥料機械費の中使用地帯を基準とし、それと高肥料機械費地との差異を D_1 、それと低肥料機械費地との差異を D_2 、それと低肥料機械費地であつ主要林業生産地との差異を D_3 のダミー変数で表す (BPS-e [1991, pp. 3-30; 1992, pp. 3-30; 1993, pp. 3-30])。地帯区分とそこに含まれる地域は次の通りである。(1) 高肥料機械費地はアチエ、北スマトラ、西ジャワ、中ジャワ、東ジャワ、ジョクジャカルタ、バリ; (2) 中肥料機械費地は、西スマトラ、ランボン、西ヌサトゥンガラ、北スラヴェシ、南スラヴェシ; (3) 低肥料機械費地はリアウ、ジャンビ、南スマトラ、ブンクル、東ヌサトゥンガラ、西カリマンタン、中部カリマンタン、南カリマンタ

ン、中部スラヴェシ、東南スラヴェシ；そして（４）低肥料機械費地地かつ主要林業生産地は東カリマンタンである。

小企業生産関数

この計測には粗付加価値生産額、従業者数、固定資産額データが必要である。しかし、小企業の固定資産額は収集されておらず、入手できない。そこで電力使用料を含む燃料費を固定資産額の代理変数として使用する。これまでもしばしば電力使用量が固定資産額の代理変数として使用されているので（Bautista[1981, pp. 34-35]）⁵⁾、こうした方法を利用する。従業者数としては経営者、無給家族従業者を含む総従業者数を用いる。最近における小企業統計(BPS-f[1991, 1993])は1991および93年のみしか公表されていないため、この2年間のデータを用いる。粗付加価値および固定資産額代理変数としての燃料費データについては、1991または93年固定価格にした後に2カ年平均値を求めるのが望ましいが、各地域の価格指数データが十分でないため、前述した農業生産関数計測の場合と同様に単純にそれぞれのデータの2カ年平均値を求め、ブンクル、ジャンビ、東ティモール、中カリマンタン、東カリマンタン、マルタ、イリアン・ジャヤの7州を除く標本数20の横断面データを作成した。

地域差を示す変数として、地域別の労働生

産性 (V/L) と資本生産性 (V/K) を基準にして、両者とも非常に高い地域（アチェ、北スマトラ、ジャカルタ、バリ、南カリマンタン）に $D_1=1$ 、それ以外の地域に $D_1=0$ 、また両者とも非常に低い地域（南スマトラ、西カリマンタン、東南スラヴェシ）に $D_2=1$ 、それ以外の地域に $D_2=0$ とした。したがって、 D_1 および D_2 共にゼロは12地域となるダミー変数が用いられた⁶⁾。

【参考文献】

- 本台進[1992]、『大企業と中小企業の同時成長—企業間分業の分析—』同文館。
- 本台進・羅歆鎮[1999]、『農村経済の変貌と労働市場』南亮進・牧野文夫編『流れゆく大河[中国農村労働の移動]』日本評論社。
- 増田林平[1998]、『インドネシアの経済発展と農業の生産関数』、1998年日本農業経済学会報告論文。
- 南亮進[1976]、『動力革命と技術進歩—戦前製造業の分析—』東洋経済新報社。
- 水野広祐[1995]、『インドネシア農村における多就業構造と農村雑業層』、水野広祐編『東南アジア農村の就業構造』アジア経済研究所。
- プリヨノ・チプトレリヤント[1990]、『労働力と雇用機会—その動向と政策—』、ハリリ・ハディ・三平則夫編『インドネシアの経済開

5) 電力使用量とは異なるが、電動機馬力数がしばしば固定資産の代理変数として使用されている（南[1976, 119-121ページ]、本台[1992, 27-34ページ]）。

6) 地域差を示す変数としてジャワ島とジャワ島以外の地域区分によるダミー変数、スマトラ島、ジャワ島、カリマンタンおよびスラヴェシ島、それ以外の地域の地域区分によるダミー変数が考えられたが、いずれの場合も計測結果が良好でなかった。

発政策の展開—第1次5カ年計画～第4次5カ年計画を中心に』アジア経済研究所。

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」『東洋文化研究記要』第134冊、3月、19-42ページ。

Azis, Iwan J.[1997], "The Increasing Role of the Urban Non-formal Sector in Indonesia: Emprical Analysis within a Multisectoral Framework," in *Urbanization in Large Developing Countries: China, Indonesia, Brazil, and India* ed. by Gavin W. Jones and Pravin Visaria, Oxford, Claredon Press.

Bautista, Romeo M., et al. [1981]. *Capital Utilization in Manufacturing: Colombia, Israel, Malaysia, and the Philippines*, London, Oxford University Press.

Biro Pusat Statistik-a (BPS-a)[1974/75, 1983, 1992, 1993, 1994, 1997], *Statistik Indonesia*, Jakarta.

————— b(BPS-b) [1976, 1977, 1986, 1988, 1991, 1992, 1993, 1994, 1996], *Keadaan Angkatan Kerja di Indonesia*, Jakarta.

————— c(BPS-c) [1995], *Produk Domestik Regional Bruto Propinsi-Propinsi di Indonesia Menurut Lapangan Usaha: 1988-1993*, Jakarta.

————— d(BPS-d) [1991, 1992, 1993], *Alat-Alat Pertanian Menurut Propinsi dan Kabupaten di Indonesia*, Jakarta.

————— e(BPS-e) [1991, 1992, 1993], *Struktur Ongkos Usaha Padi dan Palawija*,

Jakarta.

————— f(BPS-f) [1991, 1993], *Statistik Industri Kecil*, Jakarta.

————— g(BPS-g) [1991, 1993], *Statistik Industri/Kerajinan Rumah tangga*, Jakarta.

————— h(BPS-h) [1992], *di 41 Kota Indonesia*, Jakarta.

————— i(BPS-i) [1994, 1995, 1996], *Statistik Upah*. Jakarta.

Fei, C.H. John and Gustav Ranis [1964], *Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy*, Homewood, Illinois, Richard D. Irwin, Inc.

Feridhanusetyawan, Tubagus[1997], "Survey of Recent Developments," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 33 no 2, August.

Hayami, Yujiro and Toshihiko Kawagoe[1993]. *The Agrarian Origins of Commerce and Industry.: A Study of Peasant Marketing in Indonesia*. New York, St. Martin's Press..

Hill, Hal[1996], *The Indonesian Economy since 1966*, Cambridge, Cambridge University Press.

Hobohm, Sarwar[1995], "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 31 no 1, April.

Little, Ian M., Dipak Mazumdar and John M. Page, Jr. (1987), *Small Manufacturing Enterprises; A Comparative Analysis of India and Other Economies*, London, Oxford University Press.

- Lewis, Arthur [1954], "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School*, vol. 22 no. 2, May.
- Manning, Chris[1992], "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 28 no 1, April.
- [1998], *Indonesian labour in transition: An East Asian success story?* Cambridge, Cambridge University Press.
- Manning, Chris and Sisira Jayasuriya[1996], "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 32 no 2, August.
- Murakami, Naoki, et al. [1996], "Market Reform, Division of Labor, and Increasing Advantage of Small-Scale Enterprises: The Case of the Machine Tool Industry in China," *Journal of Comparative Economics*, vol.23 no.3, Dec.
- Naylor, Rosamond [1990], "Wage Trends in Rice Production on Java: 1976-1988," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 26 no 2, April.
- Tomich , Thomas P.[1992], "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 28 no 3, December.
- van Dierman, Peter (1997), *Small Business in Indonesia*, Sydney, Ashgate.
- World Bank [1996], *Indonesia: Dimensions of Growth*, Report No. 15383-IND, Washington, D.C.
- [1998], *World Development Indicators* on CD-ROM, 1998, Washington, D.C.

Outflow of Labor Force from Agriculture and Labor Demand in Rural Areas of Indonesia

Susumu HONDAI*

Abstract

In Indonesia, the number in agricultural employment increased until 1991. Then, it started to decline since 1992. Agricultural employment was 50.2% of total employment in 1992, down from 55% in 1990 and further went down to 41% in 1996. Rapidly declining number in agricultural employment was mainly originated from expanding employment in urban industrial sectors. This paper investigated how expanding employment in non-agricultural sectors affected rural labor markets.

Facing the rapid development in urban areas, workers in the rural areas started to take employment opportunities in non-agricultural sectors both in rural and urban areas. But many people who found non-agricultural employment are not moving out from rural areas, but they still live there and commute to their work. For this reason, the number of moving out from rural areas increased slightly, while the number of leaving agriculture increased by almost 10 times. Reflecting rapidly declining numbers in agricultural employment, real wage rate even in the rural areas has been rising gradually. But our analysis shows that the rural wage rate is still higher than marginal labor productivity in agriculture, but it is lower than average productivity of labor. This fact indicates that there is still surplus labor in agriculture. To absorb this surplus labor, non-agricultural sector has to expand significantly.

*Professor, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.