

## インドネシアにおける産業間労働移動とその要因

神戸大学大学院

本台 進\* 半田晋也†

### はじめに

1997年にタイに始まった経済危機は高度経済成長を享受していたインドネシアへも波及し、1997年末にルピア暴落と民間企業の短期借入金返済問題がセットとなり経済を直撃した。政府は危機脱出のためにIMFに緊急支援を要請し、融資の見返りとして緊縮財政、金融改革、スハルト・ファミリー・ビジネスの精算など厳しい条件がつけられた。財政削減の一環として国民の生活に著しく影響する公共料金値上げ等が実施されると、国民の怒りが爆発し、広範な政治デモの頻発、民衆暴動へと繋がり、経済危機が政治危機へと波及する結果となった。こうした経済危機により1998年のGDP成長率はマイナス13.7%と大幅な落ち込みとなったが[Cameron 1999]、雇用の側面から見ると失業率の変化はほとんどなかった(注1)。経済危機以前でまだ高成長が続いていた1996年のGDP成長率は7.8%で、その時の失業率は4.9%であった[Feridhanusetyawan 1997](注2)。GDP成長率がマイナスとなった1998年においても失業率は4.3%であり[Booth 1999]、統計数字で見ると失業率は1996年と比較して大きくならなかった[Hill 1999, 38]。経済危機の影響が最も大きかった時期において、社会的にも政治改革や金融改革の側面が大きく取り上げられたが、雇用について国民の怒りが向けられることは殆どなかった。こうした状況は、経済危機時に就業者の農業シェアが4ポイント以上上昇した[Hill 1999, 38]ことが示すように、労働力が農業部門へ非常に弾力的に移動したためと考えられる。本稿の課題は2つある。第1の課題は、インドネシアにおける経済危機時に起こった農業・工業・サービス業の3部門間の労働移動状況、及びインドネシアの「州」(以後、「地域」と表現する)相互間の労働移動状況を推測することである。第2の課題は、そうした分析に基づき、労働力の部門間移動に影響した主要な要因が何であるかを検討することである。

労働移動に関する研究には大別して農業・非農業間労働移動に代表されるように、産業間移動を分析対象としたものと、農村・都市間労働移動のように地域間移動を分析したものがある。産業間移動の研究には農業・非農業間の2部門間移動を分析した研究[南・小野 1962, 64-69]と、農業・工業・サービス業の3部門間移動を分析した研究[牧野 1980, 362-367]がある。これに対して、地域間移動の研究は高い失業率が存在する途上国における都市への人口移動を分析したものがある。しかし、都市と農村の区分は明確でなく、経済発展と共に変化するため、これまでの理論的及び実証的研究は主に部門間移動の分析が中心である。

先ず、農業・非農業部門間及び農村・都市間労働移動を考察する場合の基本的理論フレームに

---

\* 神戸大学大学院 国際協力研究科 TEL:078-803-7105 E-mail:shondai@kobe-u.ac.jp

† 神戸大学大学院 国際協力研究科 国際開発政策専攻 博士後期課程2年 TEL:078-803-7132  
E-mail:shanda1019@yahoo.co.jp

ついて振り返ってみよう。農業労働力がいかなる状況下で移動を決意するかについての主要な理論フレームとして、非農業部門における就業機会の有無が労働移動の決定を左右するという「就業機会説」と、農業と非農業における所得格差が移動を決定するという「所得格差説」がある。両者は全く相対立する仮説ではないが、基本的な考え方についてかなり異なる。さらにそれら以外の理論フレームとして「期待所得説」がある。そこで、これらの仮説に対する理論的背景を先ず見てみよう。

就業機会説は古典派的アプローチの発展モデルにおける労働の需要と供給に端を発している。このモデルは A. Lewis (1959) 理論であって、農業から非農業への労働移動は非農業での就業機会に依存するため「就業機会説」と呼ばれる。非農業部門が拡大すれば、それは農業部門から過剰就業が無くなるまでその賃金率で労働を雇用でき、部門間に大きな労働移動が生じる。農業部門の労働限界生産性が生存維持水準によって決まる賃金率に等しくなり労働の過剰就業が無くなると、二重構造が消滅する。即ち、二重構造が消滅するまでは、非農業部門における就業機会が拡大することにより、部門間に大きな労働移動が生じる(注<sup>3</sup>)。

こうした古典派的アプローチの労働移動の分析に対して、所得格差説は新古典派的アプローチの労働需給を基礎にしている。ジョルゲンソン(1966)は日本における1887~1917年のデータから、古典派的アプローチと新古典派的アプローチを比較して、農業実質賃金は上昇しているため古典派的アプローチが実証結果と整合的でないと批判した。さらに、「古典派的アプローチでは、農業労働力は減少する。しかし、新古典派的アプローチでは農業労働力の変化は、増加、一定、低下のいずれでもよい」と述べ、労働移動は部門間の所得格差により起こると主張した。

ここまでに見た理論は、労働移動をマクロ経済成長率、部門別労働需要、部門別賃金率などのマクロ及びセクターの経済変数により説明しようとするモデルである。これに対して、高い失業率が存在する途上国の都市への人口移動の説明を試みた有力な理論として、ハリス=トダロ(1970)の農村での所得と都市での期待所得との差により労働移動が生じるという期待所得説がある。しかし、このモデルは若干の制約的前提条件の上に構築されているため、実証分析に適用する時に前提条件と合致するかの点に注意を払う必要がある[Williamson 1988]。

インドネシアにおけるこれまでの労働市場及び労働移動に関する実証研究を回顧してみよう。統計データを使い労働市場を分析した Manning(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、それぞれにおいて賃金率は弾力的に変化する新古典派アプローチが唱えるような労働市場なっていると分析した。すなわち経済危機の結果、都市での労働需要後退により、その賃金率が低下し、労働は農村労働市場へ移動した。特に労働移動についての分析は無いが、こうした労働市場において移動は部門間の所得格差により起こることを示唆している。時系列及びクロスセクション・データの利用による労働限界生産性計測結果では、農業における過剰就業が確認されていて[新谷 2000 ; 2001 ; 本台 1999]、農業と非農業間で二重構造的な労働市場が見られる(注<sup>4</sup>)。こうした労働市場は、非農業において雇用機会がある場合に農業からの労働移動が起こり、逆に非農業の雇用が縮小すると、失業者は伝統部門である農業に吸収されることを示唆している。

労働移動・人口移動に関連して、Azis (1997) は地域間人口移動を1980年代前半データにより単純な方法で統計的に推計し、就業機会がより大きく移動に影響することを確認した。1990年代前半には、農業からの労働力純流出が約780万人にも達し、そのうち約40%は農村非農業部門

で雇用され〔本台 1999〕農業における過剰就業状況を緩和してきた。このように好況期には大量の労働が非農業へ移動し、逆に 1997 年から 1998 年における経済危機の際には、都市で失業した労働力は農村に還流した結果、都市における失業が大きな社会問題として浮上しなかったと考えられる。

こうした結果から判断して、古典派的アプローチが描くような就業機会により労働の移動が起こっている可能性が高い。しかし、農村・都市間及び部門間労働移動に関しては、データ不足などのためまだ十分な分析はなされていない。そこで、これまでの推計不足を補うため、部門間労働移動をできるだけ実証的にその特徴を見て、経済変動との関連を検討してみよう。

### ・農業からの労働力流出と部門間労働移動

農業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の自然増加率より一般的に小さい。1991 年までは農村における農業就業者の数は増加したが、1992 年以降その数は減少に転じ、そうした状況が 1996 年まで続いてきた<sup>(注 5)</sup>。換言すれば、この時期に多くの労働力が農業から流出し、その一部は農村非農業に就業していると推測される。まず、農業における人口及び労働の自然増加率が全国水準と同じであると仮定し、農村人口と農業労働力の純流出数と純流出率を推計し<sup>(注 6)</sup>、そこから変化の動向を探る。これらの結果を示したのが図 1 の農業労働力と農村人口純流出率である。この図から 3 つのことが読みとれる。1 つは農業労働力の純流出が製造業製品輸出の拡大し始める 1980 年代末から大きくなることである。1980 年代後半までは、製造業の成長が遅く、工業の成長は石油・ガス生産に依存していた。しかしそれ以降は労働集約的製品輸出へと政策転換し、製造業における雇用が拡大し、流出が加速されたと考えられる。2 つは、特に近年において農業労働力の流出率と経済成長率との間に相関が見られることである。即ち、農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、それ以降低下し、1988 年まで 1%未満であった。その後、1989 年から 1.5%を越え次第に大きくなり、1995 年には一時的であるが 10%近くにもなった。しかし、1998 年には一転してマイナス 17%を記録した。これらの現象を考察すると、「好況期には工業が農業から労働力を吸収し、不況期には農業及びサービス業が工業で過剰になった労働力の調整を行ってきた」と考えられる。最後は、1981 年以前の農村人口純流出率はデータ入手不能のため計算できないが、1990 年頃を境にして、農業労働力純流出率が農村人口純流出率を上回るようになったことである。これは 1990 年以前の農村人口流出は農村非農業から多かったと考えられる。1990 年以降の経済成長に伴い非農業での雇用が拡大し、農業労働力が流出し、農業労働純流出率が農村人口純流出率を超えるようになった。

ここで、農業・工業・サービス業の 3 部門における労働力流出量・流出率を観察してみよう。表 1-1 は 1975 年以降 5 年毎の人口統計により、部門別の流出を見たものである。1975 年と 1980 年以降では労働力に関する定義が異なっているため、比較は困難であるが、それ以外のデータが無いので、その点を考慮しながら検討する<sup>(注 7)</sup>。農業を見ると 1975/76 年と 1984/85 年の流出量・流出率が他の時期に比べて小さい。これは両年が相対的に不況期であり、それ以外は好況期であったためと考えられる。工業では好況期に雇用が拡大し、流出率は小さく、不況期にはその逆となる。すなわち表 1-1 において、1975/76 年と 1984/85 年の不況期には工業の流出率が農業より大きく、それ以外は好況期のため工業の流出率が農業より小さくなっている。1975/76 年においてサービス

業からの流出率が大きく例外であるが、不況期の1984/85年における流出量・流出率は他の時期に比べて著しく小さく、サービス業からの流出も同様に景気変動の影響を受けていると予想される。これより農業とサービス業では不況期に流出率が低く、好況期には高くなることが観察できる。しかしサービス業からの流出率は好況期・不況期ともに農業に比べて小さく、その労働市場の構造が農業とはやや異なることを示唆している。

農業から流出した労働力の流出先(表1-2)を見ると、1984/85年までは半数以上がサービス業であったが、1989/90年以降では工業への流出が半数以上になってきた。これは、1980年代後半の労働集約的製品輸出への転換により、工業への流出がより重要となってきたためと考えられる。次に工業からの流出先(表1-3)は1975/76年には68.6%が農業、31.4%がサービス業であったが、1994/95年には農業とサービス業がほぼ同じとなった。最後にサービス業からの流出先(表1-4)を見ると、近年やや低下しているが60%以上が農業へ流出し、工業への流出は40%未満となっている。

部門別の流出率と流出方向を総合的に見ると、次の2点が明らかになる。その1つは、好況期には農業とサービス業からの流出が高く、工業からの流出は低くなる。逆に、不況期には農業とサービス業からの流出が低く、工業からの流出は高くなる。農業及びサービス業と工業間は、好況期には後者の労働需要が拡大するとそれに応じて、前者から後者への移動が拡大し、不況になると後者の労働需要が縮小し、移動も縮小する。もう1つは、図2に示すように、サービス業から工業への移動は相対的に小さく、農業からサービス業への移動もやや少ない。これはサービス業が一部には農業と同様な過剰就業にある伝統部門的な部分<sup>(注8)</sup>、また一部に工業と同様な限界生産性で賃金率が決定される近代部門の両方を持っているためと考えられる。

こうした部門間労働移動は、Ohkawa = Takamatsu (1979) が日本経済で確認したものと類似しており、「近代部門で雇用されなかった労働者は伝統部門である農業とサービス部門で雇用された」と述べたことと同様なことが起こっていると考えられる。さらに工業での労働力成長率は経済の長期成長波動と一致し、農業とサービス部門の労働成長率はそれと全く逆であったことと一致する。こうした現実、農業と同様にサービス業も過剰就業の状況であることを示唆していて、日本経済で確認されたことと同様に、部門間の労働移動が比較的弾力的であったと考えられる。

### ・ 農業労働力純流出の地域的特徴

労働力の自然増加率が部門間及び地域間で等しいという仮定の下で、地域別業種別就業者データが利用可能な1992~96年において、農業労働の純流出を地域別に推計してみよう(表2)<sup>(注9)</sup>。農村農業と非農業を合計すると純流出がマイナス(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・ジャヤであり、全て人口密度が低く、1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、人口密度がやや高く、1人当たりの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、農村全体として純流入となっている。労働力純流出地域(第3列がプラス)も2つのタイプに分かれる。その1つは、農村農業からの純流出が農村非農業への純流入を上回り、農村全体としての純流出とな

っている西ジャワ、中ジャワ、東ジャワを含む 11 地域である。他は、農村農業と非農業の両方から純流出している、ジョグ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、ジョグジャカルタ、バリ、イリアン・ジャヤ以外でプラスとなり、農村非農業が労働力雇用に関して重要な役割を担っていたことがわかる。また農村非農業への純流入が農業から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、ジャワ島以外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。

農村農業からの純流出を集計すると 787.5 万人に達し、その内 302.9 万人は農村非農業へ純流入していた。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。それらの差が農村外流出の 484.6 万人となるが、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。同様な仮定のもとで推計された都市を含む地域全体の純流入数(表 2 第 4 列)がマイナス(純流出)のものは、東ジャワ、中ジャワ、ジョクジャカルタ、北スラヴェシ、東ヌサトゥンガラ、バリ、東チモールの 7 地域であり、そのうち東ジャワ、中ジャワ、ジョクジャカルタでは大きく、他はわずかである。それら 7 地域以外はプラス(純流入)となり、ジャカルタ、西ジャワ、南スラヴェシで純流入が大きくなる。ジャワ農村農業から大量の純流出があるが、それらはジャワ都市の非農業へ流入しているのであって、1991~96 年時点では全国レベルで農業から都市非農業への大規模な労働移動が起こっているのではないと推測される。

1980 年代末から農村外での労働力需要が拡大し、農村労働力が流出し、一部には農村での実質賃金率の上昇するケース [Feridhanusetyawan 1997,31] も観察され、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。しかし、この農業労働力流出はジャワ島内の移動が多く、近隣都市への在宅通勤及び季節的な出稼ぎが多いと考えられる[宮本 2001]。換言すれば、農業から非農業への労働移動は農業にまだ片足を残した出稼型が多く、非農業に対する定着性はまだ低い可能性がある。その結果、労働力の離農が本格的に遂行されず、景気変動に伴って需要が拡大すれば農業から流出し、不況の到来とともに出稼ぎのルートを逆にたどって、帰農するという就業機会説的な移動である。すなわち、純流出は非農業部門の成長に左右され、経済成長率が高いときには大きくなり、経済成長が低いときには小さくなる。しかしこの推計は、労働力の自然増加率が産業間及び地域間で等しいという仮定のもとで行われており、現実値との誤差をさ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 1 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、農村から近隣都市へ在宅通勤している労働者が存在していると考えられるが、彼らを正確に流出労働力と捉えているかは不明である。

農業から流出した労働力の移動先、ある地域からの流出労働力の移動先など、地域間でこうした労働移動の規模や方向を示した資料はまったく存在しない。しかし、人口移動については 10 年毎に交互に実施される人口センサスと人口センサス間人口調査で、調査以前 5 年間の地域間移動を捉えることができる(注 10)。表 2 データにほぼ対応する時期の 1995 年中間人口センサス間人口調査を利用し、純流出の主要な移動を地図上で見ると図 3 のようになる。最大は中ジャワから西ジャワへの流れで 10 万人以上となっていて、中ジャワから東ジャワへ、そして東ジャワから西ジャワへの移動は 5~10 万人規模である。スマトラにおいては、北部から中部へ合計して 5~10 万人規模の人口移動があるが、それぞれの地域における純流出は比較的小さい。同時に、北スマトラ・

西スマトラ・南スマトラから西ジャワへ向けた純流出があるが、規模は大きくない。さらにスマトラ南部において複雑な移動が見られるが、それらの規模もまだ小さい。ジャワからの純流出は主に人口密度の低い西及び東カリマンタンに集中している。東部インドネシアにおける純流出はスラヴェシを起点にして起こり、東カリマンタン及びイリアン・ジャヤに向かっている。またスラヴェシ内部でも中部への移動が見られる。こうした人口移動は本節の最初に推計した地域別労働力純流入の動きと類似しており、労働移動がジャワ島を中心に起こっているという推測を傍証するものである。

労働移動と人口移動は全く異なる定義であり、計測方法の差異と若干の計測時期の差異もあるが、両移動の特徴はほとんど同じである。先にも述べたように、労働移動は各地域の労働力増加の成長率が同じであるという仮定して推計したデータであり、労働移動の流出先までを特定することができず、これで労働移動の要因を分析することは不可能である。そこで、労働移動を代替するものとして人口移動データを利用し、移動を決定する要因の分析を試みる。

### ・地域間人口移動の決定要因

日本の場合と同様にインドネシアにおいても、表1で示したように部門間労働移動はかなり弾力的であり、工業での就業機会が拡大すると農業から工業へ移動し、景気が後退し、工業での雇用が縮小した場合に農業へ移動し、そのため非農業での失業が大きな問題とならなかったと考えられる。しかし、ここでは移動の要因が第3節で見た、所得格差か就業機会かを計測するため、所得水準と経済成長率を主な説明変数とする人口移動計測モデルを構築する。

人口移動は移動元と移動先の様々な要因で発生するが、一般に両地域の人口規模が大きいほど移動量が多くなり、両地域間の距離に逆比例することが証明されている<sup>(注11)</sup>。移動元と移動先の人口規模に基づいて計算した期待移動数と実際の移動数の比が移動選択指数[濱・山口1997, 28]と呼ばれ、移動の地域別特性を示している<sup>(注12)</sup>。ちなみに西ジャワへの流入について2000年の移動選択指数(表2第5列)を求めると、この指数が100.0以上となるのは西スマトラ、ジャカルタ、中ジャワ、ジョクジャカルタである。これらの地域は西ジャワとの強い結びつきを表し、人口規模以外の要因が強く作用して、移動量を大きくしていることを意味する。逆に、100.0未満は弱い結びつきを意味する。

人口移動量を表す場合に、2地域間の純移動人数( $M_{ij}$ )を使用する場合と2地域の人口規模に対する純移動流人数の比率(これは「移動のベロシティ」と呼ばれ、以後「ベロシティ」と略す)を使用する場合がある[Bogue 1959, 502-504]。後者は移動の分析を行う際に移動元と移動先の人口規模に影響されないような指標になるように人口規模で基準化されたものであり、 $i$ 地域から $j$ 地域への純人口移動数を $M_{ij}$ 、移動元の人口を $P_i$ 、移動先の人口を $P_j$ とすると、ベロシティ $v_{ij}$ は次のように表される[Bogue 1959, 503; Minami 1967, 187]

$$v_{ij} = M_{ij} \frac{P}{P_i P_j} \quad \left( P = \sum_{i=1}^n P_i, \quad n : \text{地域数} \right)$$

計測にはクロスセクション・データを利用するので、純人口移動数を  $M_{ij}$  とすると、 $j$  地域から  $i$  地域への純移動は符号が異なるだけで全く同じ絶対値 ( $M_{ij} = -M_{ji}$ ) がある。そのため、計測にはプラスの純移動だけを利用する。この説明変数として、まず  $j$  地域と  $i$  地域の 1 人当たり実質粗生産額比(石油・ガスを除く) ( $\frac{Y_j}{Y_i}$ ) を所得格差を表す変数とする。 $i$  及び  $j$  地域の実質粗生産額が

成長すると雇用機会も拡大するので、1995 年から 2000 年にかけての実質粗生産額(石油・ガスを除く)の平均成長率比 ( $\frac{(1+g_j)}{(1+g_i)}$ ) を両地域の就業機会を表す変数とする。さらに  $i$  及び  $j$  地域の 2000

年の人口規模を ( $P$ ) (注 14)、 $i$  地域から  $j$  地域への地域間距離 ( $D_{ij}$ ) を物理的な移動コストを表す変数として用いると、次のような対数線形の人口移動モデルを定義することができる。

$$\ln M_{ij} = c + b_1 \ln\left(\frac{Y_j}{Y_i}\right) + b_2 \ln\left\{\frac{(1+g_j)}{(1+g_i)}\right\} + b_3 \ln P_i + b_4 \ln P_j + b_5 \ln D_{ij} + u \quad (1)$$

$$\ln v_{ij} = c + b_1 \ln\left(\frac{Y_j}{Y_i}\right) + b_2 \ln\left\{\frac{(1+g_j)}{(1+g_i)}\right\} + b_5 \ln D_{ij} + u \quad (2)$$

ここで、 $c$  は定数項、 $b_i$  は推計される係数、 $u$  はランダムな攪乱項を指す。

こうした変数のうち、 $M_{ij}$  は 2000 年人口センサスで得られる純人口移動数を用いる。2000 年時点では分割により地域数が増加したが、統計データの制限上 1995 年と同じ地域に統合した。1995 年時点のインドネシアの地域は 26(ただし東チモールは除く)であるため、676 通りの純移動があるが、純移動は対称的なためそのうち半数はプラス数値、他の半数は絶対値が同じであるがマイナスの数値となる。さらに、地域間純移動量の非常に小規模なものもあるが(注 13)、そうした移動は十分に経済状況を反映しているとは考えがたい。そこで、 $M_{ij}$  が 500 人以上になるデータのみを使用する。その結果、利用できるサンプル数は 209 個となった。

(1)、(2)のモデルを推計する際に、内生性の問題が考えられる。すなわち、地域別の 1 人当たり実質総生産額比及び実質総生産額の年平均成長率比が純人口移動量と相互に関連性を持っているため、これら 2 つの説明変数を純粋な外生変数と考えることは難しい。したがって、内生性バイアスを取り除くために、何らかの操作変数を採用することが望ましい。ここでは操作変数として、1990 年における  $i$  地域の 1 人当たり実質総生産額(石油・ガスを除く)、1990 年から 95 年にかけて  $i$  地域の実質粗生産額(石油・ガスを除く)の年平均成長率、1995 年から 2000 年にかけて  $i$  地域における工業の年平均成長率を用いる。

操作変数法による計測結果を表3に示す。いずれの計測結果の修正済み決定係数 ( $adj-R^2$ ) はあまり大きくない。しかし、Bogue (1959, 503) はこれまでの研究結果から地域間人口移動の計測において説明変数により説明できる変動分は30から50パーセントを越えることはないであろうと述べており、我々の計測による  $adj-R^2$  も妥当なものであると考える。次に各説明変数の係数を見ると、移動人数の推計 ( $M$ ) では、移動元と移動先の1人当たり実質粗生産額比係数 ( $b_1$ ) は有意になっていない。一方で、移動先と移動元の実質粗生産額の年平均成長率比 ( $b_2$ ) はプラスに作用し、両成長率の差が大きいほど、移動量は大きくなる。推計式は対数線形であるため、各係数は変数が移動数影響する弾力性を示している。実質粗生産額の年平均成長率比の弾力性は19.735と、他変数の弾力性より大きく、その変化が一番強く人口移動に影響することが理解できる。ベロシティの推計についても、移動元と移動先の1人当たり実質粗生産額比係数 ( $b_1$ ) は有意になっておらず、移動先と移動元の実質粗生産額の年平均成長率比はプラスに作用している。

こうした結果は、地域間所得格差より、地域間実質粗生産額の年平均成長率比、つまり就業機会の有無が移動の意志決定に重要な影響を及ぼしていることを示している。ここでの分析は労働力移動データではなく、人口移動データで分析したのであるが、これにより次のことが推測できる。経済危機時には、大都市における工業の成長率が急速にマイナスになり、反対に農業部門の交易条件が改善し、成長率が上昇した。したがって、工業での成長率が著しく落ち込むことにより、就業機会が減少し、失業した労働力が弾力的に農業へ移動したと推測できる。この時期、農業での成長率が通常より大きくなっていった。しかし、他部門の多くの失業者を吸収できたのは、農業部門がまだ労働の過剰就業状況であり、労働限界生産性が賃金率より低い労働力をも吸収できる伝統的社会であったためである。こうした非農業から農業への労働力の移動により、失業率の上昇が避けられたと考えられる。

## ．おわりに

部門間労働移動を説明する仮説として、就業機会説と所得格差説がある。就業機会説は、就業機会の有無が移動の決定を左右するというものである。それに対して所得格差説は、農業と非農業における所得格差が移動を決定するというものである。両者は全く相対立する仮説ではないが、基本的な考え方についてかなり異なる。これまでの研究からインドネシアにおける主要産業の労働雇用状況を見ると、過剰就業である農業と労働限界生産性と賃金率が等しくなるまで労働力を雇用する非農業が併存する二重構造理論のフレームで捉えることができる。好況期に非農業での就業機会が拡大すれば、農業から非農業へ労働が移動し、移動量は雇用機会の拡大、即ち経済成長率に大きく依存し、移動元と移動先の所得格差が移動に与える影響は比較的小さく、就業機会説を支持するものであった。逆に、不況期には非農業の雇用機会の縮小により生じた余分な労働力を農業が吸収し、雇用調整を行った。非農業を工業とサービス業に分解すると、農業とサービス業からの流出率は好況期に拡大し、不況期に縮小する。サービス業も農業と同様に過剰労働のプールであると考えられ、不況期には工業からサービス業へも逆流し、工業における雇用調整を行った。そうした結果、経済危機により生じた工業での余分な労働力は農業とサービス業により大部分吸収され、失業率の



上昇は経済危機の際にも回避されたと考えられる。

農村には非農業も存在し、その雇用吸収力は非常に大きく、農村内部において多くの労働が農業から非農業へ移動した。すなわち農村において近隣の工場へ在宅通勤、または農閑期などに季節的に非農業へ移動している労働力がかなり存在していると考えられる。こうした農村非農業の雇用吸収力が非農業での雇用調整を容易にしている。現時点のように労働移動の大半がジャワ島内の移動であり、農村で在宅通勤がかなり存在する場合の労働移動は農業にまだ片足を残した出稼型であり、非農業での就業機会が拡大すれば農業から労働が移動し、経済成長が低くなれば逆流が可能である。しかし労働移動が全国レベルになると、農村における在宅通勤の比重が小さくなり、帰農先の無い労働移動が増加する。こうした場合、二重構造論的フレームで分析できるかどうかは疑問となる。

ここで、我々の分析における限界を2つ指摘することが重要である。1つは、3部門に分割した部門間労働移動の分析は非常に集計されたデータを使用しているため、農業から流出した労働力の移動先業種を特定することは困難である。移動先業種の特定にはよりミクロレベルの調査データが必要になってくる。もう1つは、就業機会と所得格差が及ぼす影響に関する分析から得られた結論はデータ出所に非常に大きく依存している。即ち、部門間及び地域間労働移動データが入手不能なため、地域間労働移動と人口移動の関連が非常に大きいことを可能な限り確認して、人口移動データを用いて分析をした。将来、部門間または地域間労働移動データが入手可能になったときに、我々が得た結論を再検討する必要がある。

最後に我々の分析から得られた政策的含意について2つ述べてみよう。1つは、農業での過剰就業労働力を吸収するためには、非農業で労働集約的産業の拡大が重要である。就業機会が拡大すれば、労働力は非常に弾力的に移動する。したがって、非農業で労働集約的産業が拡大すれば、雇用機会が拡大し、農業での過剰労働力を吸収する。これにより農業での労働生産性が上昇し、農業・非農業間の所得格差の縮小にも貢献する。もう1つは、農業での過剰就業労働力の吸収に関して、農村非農業が非常に重要である。農業から流出する労働力のうち約40%が農村非農業に吸収されている。この数値は先にも述べたように過小評価されおり、農村非農業を構成する中小規模の製造業やサービス業企業が、農業における過剰就業労働力の吸収に非常に重要であることがわかる。したがって、雇用拡大に関して農村非農業をより政策的に注目する必要がある。

[参考文献]

- シュルツ、T.W. 1949 .『不安定経済における農業』群芳園。
- 新谷正彦 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4号、285-295。
- 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、257-287。
- ハリリ ハディ・三平則夫 1990 .『インドネシアの経済開発政策の展開 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。
- 濱英彦・山口喜一 1997 .『地域人口分析の基礎』古今書院、28。
- 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」『国際協力論集』第7巻第2号、12月、1-17。
- 南 亮進・小野旭 1962 .「農家人口移動と景気変動との関係についての覚え書き」『季刊理論経済学』第12巻第3号、6月、64-69。
- 牧野文夫 1980 .「1930年代の労働力移動」『経済研究』第31巻第4号、10月、361-367。
- 宮本謙介 2001 .『開発と労働 スウハルト体制下のインドネシア』日本評論社。
- Azis, Iwan J. 1997. The Increasing Role of the Urban Non-formal Sector in Indonesia: Empirical 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, Clarendon Press.
- Bogue, Donald J. 1959. "Internal Migration," in *The study of population : An Inventory and appraisal*, ed. By Philip M. Hauser and Otis Dudley Duncan, 486-809.
- Booth, Anne 1999. "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol. 35 no. 3, December, 3-38.
- BPS 1980;1990. *Penduduk Indonesia (Population of Indonesia): Hasil Sensus Penduduk, Seri S Number 2*. Jakarta.
2000. *Penduduk Indonesia (Population of Indonesia): Hasil Sensus Penduduk Tahun 2000, Seri L Number 2.2*. Jakarta.
- 1985;1995. *Penduduk Indonesia (Population of Indonesia): Hasil Survei Penduduk Antar Sensus, Seri S Number 2*. Jakarta
- 1991;1992;1993;1994;1996. *Keadaan Angkatan Kerja di Indonesia*, Jakarta.
1976. *Keterangan Angkatan Kerja Indonesia (Indonesia Labor Force) Penduduk Indonesia (Population of Indonesia): Hasil Survei Penduduk Antar Sensus, Seire*

S Number 2.

1974/75;1983;1992;1993; 1994;1997; 2000. *Statistik Indonesia*, Jakarta.

Cameron, Lisa 1999. "Survey of Recent Development," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol. 35 no. 1, April, 3-40.

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, 3-39.

Harris, John R. and Michel P. Todaro 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis," *American Economic Review*, vol. 60, no. 1, March, 126-142.

Hill, Hal 1999. *The Indonesian Economy in Crisis: Causes, Consequences and Lessons*. Institute of southeast Asian Studies, Singapore.

Islam, Rizwanul et al. 2001. "The Economic Crisis: Labor Market Challenges and Policies in Indonesia," in *East Asian Labor Markets and the Economic Crisis* ed. by Gordon Betcherman and Rezwanul Islam, the World Bank, Washington, D.C.

Jorgenson, Dale W. 1966. "Testing Alternative Theories of the Development of a Dual Economy," in *The Theory and Design of economic Development* ed. by I. Adelman and E. Thorbecke, Johns Hopkins Press, Baltimore Maryland, 45-60.

Lewis, Arthur 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22 No. 2, May, 139-191.

**Manning, Chris 2000. "Labour Market Adjustment to Indonesia's Economic Crisis: Context, Trends and Implications," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol 36 no 1, April, 105-136.**

Minami, Ryoushin 1967. "Population Migration away from Agriculture in Japan," *Economic Development and Cultural Change*, vol. XV, no. 2, 183-201.

Ohkawa, Kazushi and Nobukiyo Takamatsu 1979. "Services," in *Patterns of Japanese Economic Development: a Quantitative Appraisal*. ed. by Kazushi Ohkawa and Miyoehei Shinohara. Yale University Press, New Haven. 122-133.

The World Bank 1998. *World Development Indicators on CD-ROM, 1998*, Washington, D.C.

Williamson, G. Jeffrey 1988. "Migration and Urbanization," in the *Handbook of Development Economics*, vol. 1, ed. by H. Chenery and T.N. Srinivasan, 425-465.

[脚注]

- (注1) 失業率は1994年4.36%、1996年4.89%、1997年4.68%、1998年5.44%と推定されており、危機時においても大きな変化はなかった [Islam, et al. 2001]
- (注2) 失業の定義が1994年に変化したため直接比較は困難である [ハディ・三平 1990, 202-203]
- (注3) T.W.シュルツ(1949, 106-108)は「価格ではなく、仕事の機会の存在 移動の機会が農業人口を農場からつれ出し、或いは彼らにそのまま止まることを要求する。」と述べ、農業の交易条件のよしあしでなく、仕事の有無、即ち就業機会に依存していると主張した。
- (注4) 新谷の分析はマクロレベル統計の分析 [新谷 2000] とミクロ調査データの分析 [新谷 2001] にわかれるが、両者とも過剰就業状態の存在を証明した。
- (注5) 1991年から92年にかけて農村における農業就業者数は約86万人増加したが、1992年以降減少に転じ、1992~93年に360万人、1993~96年に70万人減少した [BPS1991; 1992; 1993; 1994; 1996]。
- (注6) 農業・非農業部門の区分はインドネシア中央統計局の定義に従い、林業及び漁業に従事する労働力も農業部門の労働力に含める。
- (注7) 労働力の定義は1976年調査では、「少なくとも7日以内に1時間の労働した者を労働力」と定義している [BPS 1976]。1980年以降の調査では「1週間に少なくとも1時間の労働した者を労働力」と定義している [BPS1980; 1990] 及び [BPS1985; 1995]。したがって、両調査間で定義は異なっている。
- (注8) サービス業部門のなかでも特に小売業は過剰就業状況にあり、伝統部門的な性格が強いと言われている。
- (注9) この推計にはBPS(1991; 1992; 1993; 1994; 1996)を使用した。1995年分については入手不能なため、1994年分数値と1996年分数値の平均値を1995年分数値とした。
- (注10) 人口センサスは1980、1990、2000年に実施され、人口センサス間人口調査は1976、1985、1995年に実施された。1995年調査(BPS 1995)では1990年の居住地から1995年の居住地への移動を示す。

(注11) 人口規模と移動量との間に正の相関関係があることは、地理学分野の重力方程式などから、実証されている。

(注12) 移動選択指数( $PI_{ij}$ )は、人口移動数が出発地と到着地の人口規模に比例するという仮

定のもとに計算されている。

$$PI_{ij} = \frac{M_{i \rightarrow j}}{\frac{P_i}{P_t} * \frac{P_j}{P_t - P_i} * \sum M_{i \rightarrow j}} * 100$$

ただし、 $M_{i \rightarrow j}$  は  $i$  から  $j$  地域への人口移動量、 $\sum M_{i \rightarrow j}$  は対象地域全域の移動総数、 $P_i$

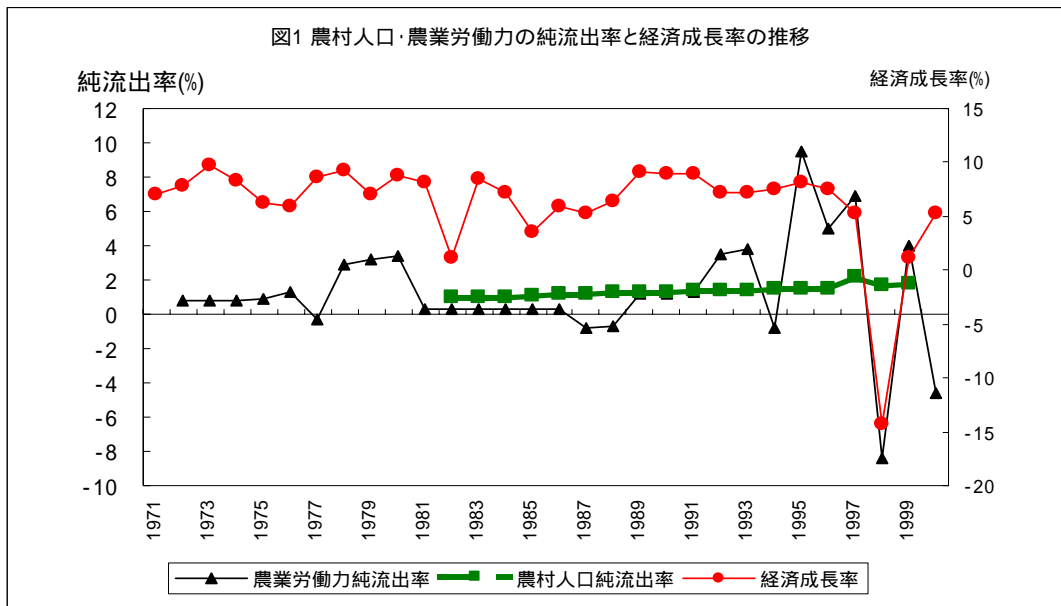
は  $i$  地域人口、 $P_j$  は  $j$  地域人口、 $P_t$  は対象地域全域の人口となる。

(注13) 内生性の問題を回避するために、ここでの 2000 年の地域別人口規模は、純流入人口量を引いたものを採用している。すなわち、 $P_j 2000 - M_{i \rightarrow j} = P_j$

( $P_j 2000$ :  $j$  地域における 2000 年時点における総人口、

$M_{i \rightarrow j}$ :  $i$  から  $j$  地域への人口移動量)

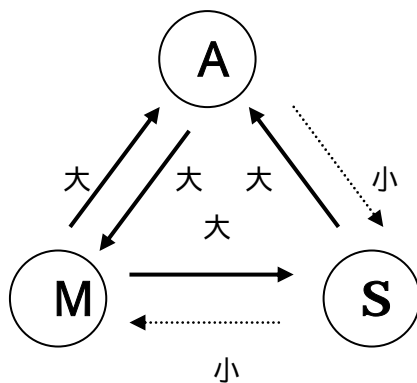
(注14) 地域間移動がゼロのものも多く含まれている [ BPS 2000, 133-135 ]



(出所) 純流出率：BPS.Penduduk Indonesia[1976],117-123; [1980], 180-186; [1985], 218-224; [1990], 270-276; [1995], 276-282.

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

図 2. 労働移動の概要図



注：A は農業、M は工業、S はサービス業を表す。

インドネシア					
	1975/76	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95
	(不況期)	(好況期)	(不況期)	(好況期)	(好況期)
農業からの流出者数(千人)	748.1	1468.7	915.2	1578.8	1996.6
流出率(%)	2.2	5.5	2.9	4.8	6.1
工業からの流出者数(千人)	171.5	227.3	273.7	300.8	496.4
流出率(%)	3.8	4.2	3.3	3.2	4.1
サービス業からの流出者数(千人)	1424.3	447.2	333.7	540.6	804.4
流出率(%)	9.9	3.3	1.9	2.7	3.1

	1975/76	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95
	(不況期)	(好況期)	(不況期)	(好況期)	(好況期)
工業	45.3	48.7	50.9	59.8	56.0
サービス業	54.7	51.3	49.1	40.2	44.0

	1975/76	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95
	(不況期)	(好況期)	(不況期)	(好況期)	(好況期)
農業	68.6	53.7	65.4	61.5	49.5
サービス業	31.4	46.3	34.6	38.5	50.5

	1975/76	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95
	(不況期)	(好況期)	(不況期)	(好況期)	(好況期)
農業	85.8	67.9	67.6	61.8	63.0
工業	14.2	32.1	32.4	38.2	37.0

出所：BPS. Penduduk Indonesia [1976], 117-123; [1980], 180-186; [1985], 218-224; [1990], 270-276; [1995], 276-282.

注：この人口移動は3種類の統計によって計算された。最初は10年毎に調査される人口センサス [ BPS 1980 ; 1990 ]

次は人口センサスの中間に実施される人口センサス間人口調査 [ BPS 1985 ; 1995 ]、最後が人口統計に基づく

労働移動調査 [ BPS1976 ] である。各調査時点以前5年間にある部門から流出した労働力数であって、純流出数ではない。

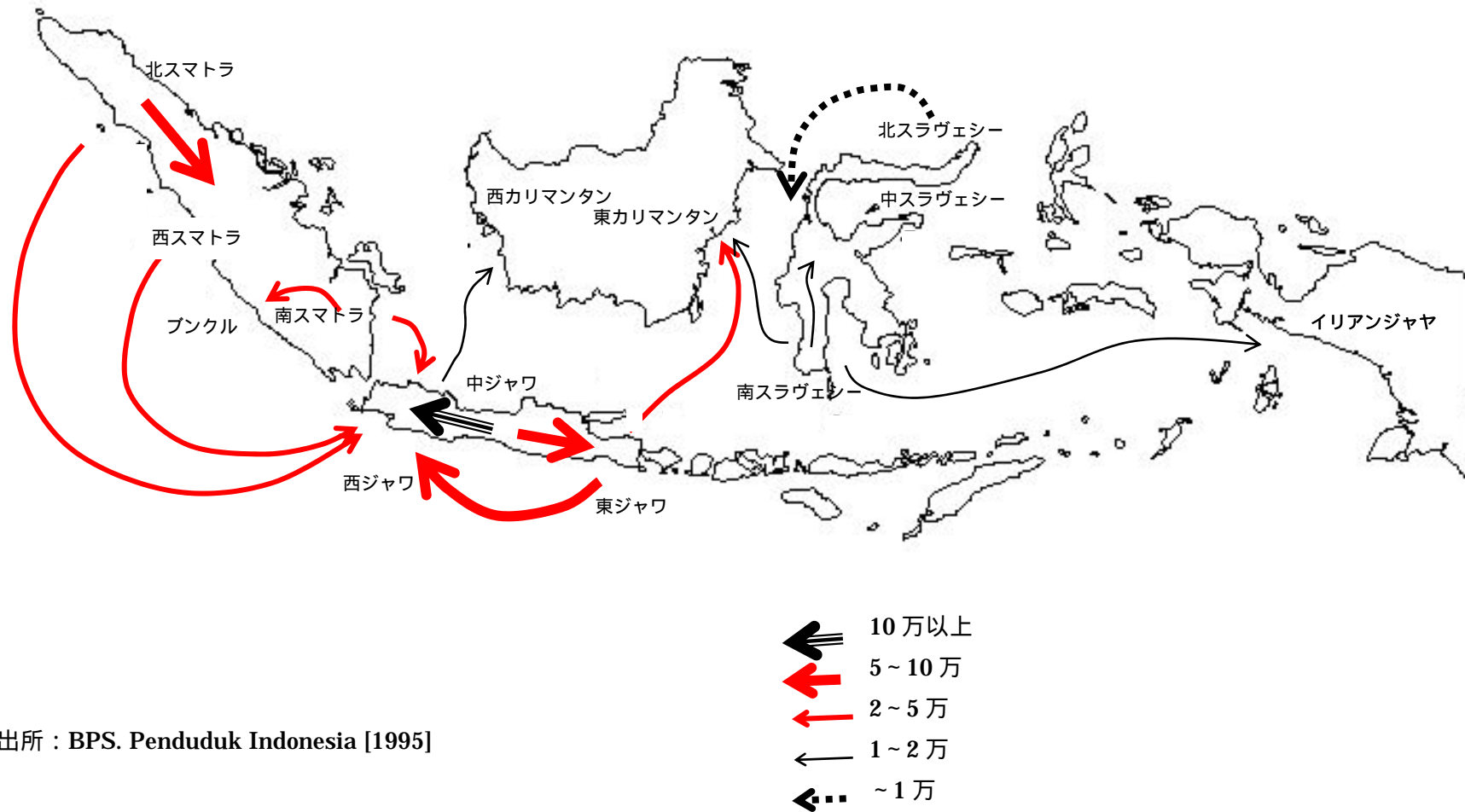
単位:人	1991-96年				2000年の
	農村農業への純流入 (1)	農村非農業への純流入 (2)	農村外への純流出 (3)	地域への純流入 (4)	西ジャワの移動選択指数 (5)
Bengkulu	12701	17745	-30446	82634	61.6
Kalimantan Barat	9017	38876	-47894	96473	20.4
Kalimantan Timur	26876	35114	-61990	140719	26.7
Sulawesi Tengah	24090	29605	-53695	102524	29.5
Irian Jaya	71093	-19779	51314	92867	14.4
Riau	-32389	102953	-70564	179692	31.9
Jambi	-50995	74671	-23677	118419	34.0
Sumatera Selatan	-115849	165066	-49217	148958	77.9
Nusa Tenggara Barat	-115729	121859	-6131	46292	75.9
Kalimantan Tengah	-27809	47336	-19527	77759	23.7
Kalimantan Selatan	-115809	122618	-6809	98239	14.4
Sulawesi Selatan	-130801	157478	-26677	205437	7.0
Maluku	-27767	54007	-26240	88125	15.8
Dista Aceh	-189564	154386	35178	76129	65.5
Sumatera Utara	-447556	137844	309713	33101	86.2
Sumatera Barat	-192303	92893	99410	9314	124.1
Nusa Tenggara Timur	-256299	170344	85955	-47825	18.4
Timor Timur	-27669	4795	22874	-14848	
Sulawesi Utara	-163509	69239	94270	-51247	44.9
Sulawesi Tenggara	-100737	88624	12114	41545	4.7
Lampung	-401780	306026	95754	40188	93.1
Jawa Barat	-1312578	305838	1006740	308986	
Jawa Tengah	-1840626	448358	1392268	-875755	190.5
Jawa Timur	-2034007	415040	1618967	-1003789	46.2
D. I. Yogyakarta	-315673	-58176	373849	-264151	251.5
Bali	-119050	-54010	173060	-47756	30.9
Jakarta	0	0	0	317970	1376.4
Indonesia	-7874724	3028751	4845973	0	

出所：BPS, Keadaan Angkatan Kerja di Indonesia [1991], 211-214; [1992], 209-217; [1993], 96-100; [1994], 236-244; [1996], 236-244

注：(5)列の計算に用いた地域別人口規模は1995年と2000年数値の平均値を採用した。



図 3 . 地域間人口移動 1990-95 年



出所 : BPS. Penduduk Indonesia [1995]

表 3.操作変数法による人口移動量と移動ベロシティの計測

	c	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>	adj-R2	N
M	0.084 (0.04)	0.229 (1.22)	19.735** (3.87)	0.367** (4.33)	0.580** (6.09)	-0.989** (-7.93)	0.392	209
v	6.729 (6.86)	0.333 (1.54)	16.715** (2.55)			-0.896** (-7.93)	0.201	209

注:弧内の数値は White's standard error を用いた t 値、\* は片側 5%水準で有意、\*\* は片側 1%水準で有意であることを示す。