

インドネシアにおける所得分布の構造： 1980—2009年*

中 村 和 敏
本 台 進

1. はじめに

インドネシアは、広大な国土を持っており、民族・文化・言語・宗教などの点で、非常に多様性に富んだ社会となっている。また、豊富な天然資源を有しているが、その分布には地理的な偏りが見られる。工業化は進んできているものの、ジャワ島の都市部とその近郊に集中しており、大企業と中小企業の間にも生産性・利潤・賃金率などの面で、著しい格差が残っている。2011年の時点でも、就労人口の36%が農林水産業に従事しており、農村部では貧困問題が依然として深刻である。これらのことは、同じ一国内であっても社会経済環境には大きな差異が見られることを意味しており、結果として、さまざまな側面において所得格差を生じさせる背景となっている。例えば、州間格差で見ると、2010年の一人当たり GDP は、最も低い北マルク州が519万ルピアであるのに対し、最も高い東カリマンタン州は、その17.5倍の9,089万ルピアとなっている。

こうしたことを背景に、インドネシアにおいては所得格差に大きな関心が寄せられてきた。所得格差に関する代表的な研究には、地域間格差を分析した Uppal and Handoko (1986) や Skoufias (2001)、Akita et al. (2011)、地域開発の視点から多様な側面から分析をおこなった Hill (1989)、オイ

* 本研究の実施に当たっては、JSPS 科研費15K03446、及び23580303の助成を受けた。研究の機会を与えて頂いたことに、記して謝意を表したい。

ルショックの影響を分析した Booth (1992)、高所得者の所得シェアの動向を明らかにした Leigh and van der Eng (2009)などを挙げるができる。

しかし、多くの研究は、特定の時点、もしくは非常に短い期間に限定して分析をおこなっており、一貫性をもって中長期的な所得格差の動向を明らかにした研究は、極めて少ない¹。そこで本研究では、1980年から2009年を対象にして、インドネシアにおける所得格差の長期的な推移を分析し、どのような特徴が見られるのかを明らかにしてみたい。そして、1997年に発生したアジア通貨危機の甚大な影響によって、インドネシア経済の様々な側面に構造変化が起きた可能性が指摘されていることを考慮し(本台2004)、分析期間を1980年から1996年までの前半期と²、1996年から2009年までの後半期に分けて、考察を行う。

本稿の構成は、以下の通りである。続く第Ⅱ節においては、所得分布の状況を単一の指標で捉えることのできるいくつかの不平等指標について説明した後、それらがどのように推移してきたのかを明らかにする。そして、インドネシアにおける所得格差の特徴について、考察を行う。第Ⅲ節では、カーネル密度推定と呼ばれる手法を用いて、所得分布の状況に影響を与えると考えられる地域や立地といった地理的な要因、そして家計規模や世帯主の属性といった家計レベルの要因に注目しながら、多様な視点から分析を行う。最後に、本稿の分析結果について簡単にまとめた後、今後の課題について述べてみたい。

¹ 数少ない例外の一つには、1983年から2004年の州別GDPを用いて分析した Akita et al. (2011)を挙げることができる。

² 前半期には、世界銀行の報告書において「東アジアの奇跡」と称賛されたインドネシアの高成長期が含まれているが(World Bank (1993))、その高成長はアジア通貨危機の発生まで続いた。そうした点からも、1996年を区切りとして分析することは妥当と言えるだろう。なお、同報告書の分析対象期間は、1965年から1991年までである。

II. インドネシアにおける不平等指標の推移

II. 1. 不平等指標の計測

不平等度を測る指標として、最もよく用いられるのはジニ係数である。ジニ係数（G）は、

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \cdots \cdots (1)$$

で定義される。ただし、n は家計の数、 μ は平均所得、 y_i 及び y_j は i 番目及び j 番目の家計の所得を意味している。この指標は、平均独立性、ピグー＝ドールトン基準、人口規模独立性、対称性などといった不平等度を計測する上で望ましい性質を持っている（Haughton and Khandker 2009）。また、所得分布の平均値に近い部分が変化した場合に、影響を受けやすいという特徴がある。

他の代表的な不平等指標としては、情報理論のエントロピー概念から導き出されたタイル尺度を挙げることができる。タイル尺度（T）は、

$$T = \sum_{i=1}^n y_i \ln(n y_i) \cdots \cdots (2)$$

で与えられる。この指標もまた平均独立性など、上記に挙げた4つの望ましい性質を備えており、多くの研究で利用されている。分解可能性というジニ係数にはない性質を持っていることも、タイル尺度の大きな特徴の1つである。

また、他の代替的な指標として、平均対数偏差（Mean Logarithmic Deviation: MLD）を挙げることができる。この指標は、タイルの第二尺度とも呼ばれ、

$$MLD = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \cdots \cdots (3)$$

で定義される。MLD もまた、ジニ係数の持つ上記4つの性質に加えて、タイル尺度と同様の分解可能性を備えている。この指標の特徴としては、

計測の際に対数変換をするため、低所得層の所得の変化に影響を受けやすいということが挙げられる。

本節では、分析の信頼性を高めるため、異なる性質を持つこれら3種類の指標を併せて用いることにより、不平等度の推移について考察をおこなう。

II. 2. データ

不平等指標の計測には、インドネシア中央統計局 (Badan Pustat Statistik: BPS) から提供されたインドネシア全国社会経済調査 (英語名: the National Socio-Economic Survey, Core、インドネシア語 Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas), Kore) の個票データを用いる。Susenas は BPS によって毎年実施されており、インドネシア全体に対して代表性を有する統計調査である。この調査では、家計レベルと家計構成員レベルの両方で、経済や社会に関する情報が収集されている。本研究では、これらのうちの家計レベルデータを用いて、1980年、1996年、そして2009年の比較に焦点を当てた分析をおこなう。各年のサンプルの大きさは、1980年が5万7,027家計、1996年が20万1,013家計、そして2009年が29万1,753家計である。表1には、分析に用いた主要な変数の記述統計が示されている。

ここでは、不平等度を計測するために、所得データではなく、消費支出データを用いる。消費支出を利用することには、次の3つの利点がある。

表1. 主要指標の記述統計 (2009年)

	平均	標準偏差	最低値	最大値
家計規模 (世帯人数)	3.96	1.74	1	22
世帯主の年齢	46.32	13.96	10	98
消費支出額 (月額、単位: 1,000ルピア)	1,694	1,429	23	78,267
等価換算した消費支出額 (月額、単位: 1,000ルピア)	866	665	23	36,324

(出所) BPS (2009) *Susenas Kore*

第一は、消費支出を用いることで、より直接的に家計の経済厚生の違いを捉えられることである。これに対して、所得や収入は、必ずしも家計の経済厚生の改善、直接的に結びつかないと一般には考えられている。第二は、消費支出の分析によって、経済理論との整合性が保たれることである (Deaton and Paxson 1994)。恒常所得仮説やライフサイクル仮説によれば、消費支出の水準は、消費円滑化の結果として長期的な所得動向によって決まってくる。したがって、消費支出を用いたここでの分析は、ミクロ経済学的基礎を有していると言えるだろう。最後は、所得データに生じがちな測定誤差の問題を回避できることである。インドネシアの所得データは、過小推計の傾向が見られる³。これは必ずしもインドネシアに限ったことではなく、OECD 諸国でも、多くの国において、家計調査では資産所得が過小になることが指摘されている (Atkinson et al. 1995)。これ以外にも、正確に所得を把握することが困難になる理由として、家計規模が大きいため、収入を得ている家計構成員の数が多くことや、(特に農村部において) 複数の就業先を持つという多就業構造が珍しくないこと (水野 1995)、などを挙げることができる。

分析にあたっては、データにいくつかの加工を行った。第一は、サンプリング・ウエイトの利用である。集計レベルでの分析の妥当性を確保するために、Susenas のデータセットに含まれているサンプリング・ウエイトを用いて、データのウエイト付けを行った。

第二は、等価所得への換算である。家計の生計費が世帯人数に比例するとは考えにくいので、家計消費の世帯人数に関する「規模の経済」を考慮し、次のような等価フォーミュラを用いた。

$$CE_EQS = \frac{CE}{\sqrt{HHS}} \dots\dots(4)$$

ただし、CE_EQS は、等価換算した家計の消費支出額、CE は家計の消費

³ BPS でのヒアリングによる。

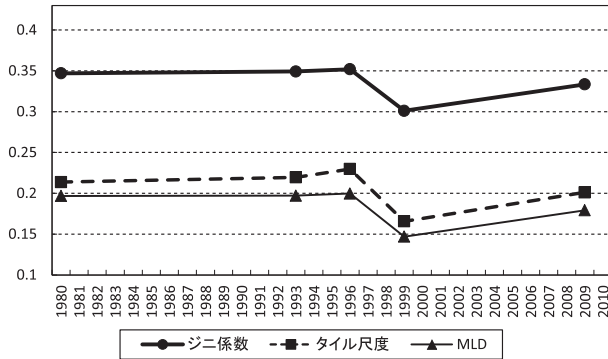
支出額、HHS は家計規模（世帯人数）を表している。このフォーミュラは多くの先行研究で採用されており、家計の消費支出額を世帯人数の平方根で除したものとなっている。したがって、家計規模が大きくなると共に、より少ない家計消費支出額で同じ厚生水準を達成できると想定する形で、家計規模を調整していることになる。

第三は、家計消費支出額の外れ値を調整するためのボトム・コーディングとトップ・コーディングである。この処理は、不平等度の指標が所得分布の裾に位置する家計消費支出額の影響を受けやすいため、それを回避するために行った。ここでは、Gottschalk and Smeeding (1997) と Oshio (2006) で示されている手続きと同様の方法を採用した。ボトム・コーディングでは、各年において、家計消費支出の等価額（以下、「等価額」と略記）の平均値を計算し、その平均値の1%以下の等価額となる家計については、いずれも等価額の平均値の1%に相当する等価額を支出していると思見なして、等価額を置き換えた。この結果、全期間を通じたサンプル家計のうち、1996年の5家計がボトム・コーディングの処理を受けることになった。一方、トップ・コーディングでは、等価額に変換する前の家計消費支出額のメディアンに10倍にあたる金額を超える支出をしている家計は、いずれも等価額に変換する前の家計消費支出額のメディアンに10倍にあたる金額を支出していると思見なす形で、等価額を算出する処理をおこなった。トップ・コーディングを受けたサンプルは、1980年が211家計、1996年が496家計、2009年が443家計となっている。

II. 3. インドネシアにおける不平等指標の推移

図1は、1980年代以降の不平等指標の推移を示したものである。いずれの指標で見ても、1980年から1996年にかけて、不平等度はほぼ同じ水準で推移している。したがって、比較的高い成長が持続したアジア通貨危機以前の時期を通して、所得格差は拡大も縮小もしなかったと判断される。しかし、通貨危機後の1999年には、どの不平等指標も大きく低下しており、

図1. 不平等指標の推移（1980－2009年）



所得格差が縮小したことを示している。これは、通貨危機の影響が高所得者層により大きな打撃を与えたためと考えられる (Poppele et al. 1998 ; Thomas et al. 1999)。しかし、この通貨危機でもたらされた格差縮小は持続せず、その後、2009年にかけて、緩やかではあるものの、すべての不平等指標で上昇が見られる。近年好調なインドネシア経済であるが、その背後では、通貨危機以前の水準にこそ達してはいないものの、所得格差が徐々に拡大してきている様子が見える。

このように、どの指標を見ても、同様のトレンドを確認することができる。所得分布の変化の仕方によっては、複数の不平等指標が異なる方向に変化する場合があるが、全ての指標が同じ方向に変化しているならば、それを全般的な動向として解釈することができるだろう。したがって、ここで観察されたトレンドは、それぞれの指標が持つ性質には影響を受けていないと考えられ、より信頼性の高いものになっていると判断される。

Ⅲ. 所得分布のカーネル密度推定

Ⅲ. 1. カーネル密度推定

不平等指標は、所得分布の状況を単一の指標で示すものであるため、比

較が容易になるという利点がある。しかし、集約化した情報であるがゆえに、実際の所得分布の複雑な状況を詳細に把握することは困難である。そこで、この節では、カーネル密度推定の手法を用いて、インドネシアの所得分布の状況を明らかにしてみたい。

詳細な所得分布の形状を知る方法の一つは、ヒストグラムを作成することである。しかし、通常のヒストグラムは、その形状が階級の設定方法の影響を受けやすいという問題点がある。この問題を回避する方法の一つは、カーネル密度推定によって所得の分布図を描くことである。カーネル密度推定によって得られた分布は、離散型のデータを連続型に変換したヒストグラムの一種と見なすことができる。

また、カーネル密度推定により得られた複数の分布は、重ねてプロットすることができるので、視覚的にも非常に捉えやすい。このため、通常のヒストグラムと比べて、分布の偏り、複峰性の有無、そしてそれらの変化などといった分布の特徴を、直観的に比較することが可能になるため、多くの研究で利用されている (坂本 2005; 小塩 2006; Sala-i-Martin 2006)。

カーネル密度推定では、離散型の分布データをより小さな離散幅で捉えることで、スムージングを行い、連続型の分布へと変換させる。その際に、離散型の分布データだけでは情報量が限られてしまうため、カーネル関数を用いて観測値を中心とした分布を累積させていくことによって情報量を補うというのが、基本的なアイデアとなっている。

カーネル密度推定量は、

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \dots\dots\dots(5)$$

で与えられる (Silverman 1986, p. 15)。ただし、K はカーネル関数、 x_i は観測された数値、h はバンド幅 (スムージング・パラメータとも呼ばれる) である。カーネル関数には、さまざまなものが提案されているが、ここではカーネル密度推定でよく用いられ、次式で定義されるガウス・カーネル (Gaussian Kernel) 関数を採用した。

$$K(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}z^2\right) \cdots \cdots (6)$$

このカーネル密度推定では、バンド幅 (h) の設定が重要となる。このバンド幅の決定に関して、シルバーマンは、標準偏差と四分位範囲を1.34で割ったもののうち、小さな方に対して、標本数の1/5乗に0.9をかけたものをバンド幅にすることを提案している (Silverman 1986, p. 48)。標本数や標準偏差は、グループや分析年が変わると異なる値を取るため、この指針を参考にしながら、推定の際には、バンド幅として一律の0.15を設定した。こうして、カーネル関数とバンド幅を決定することにより、

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{0.15n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-x_i}{0.15}\right)^2\right] \cdots \cdots (7)$$

で表されるカーネル密度を推定することができる。

次項では、サンプルを世帯主の属性にしたがってグループ化を行い、そのグループ毎の所得分布 (対数値) を1980年、1996年、2009年の3時点について、カーネル密度推定をおこなう。世帯主の属性としては、地理的要因、非経済的要因、経済的要因の3種類を取り上げる。そして、得られた所得分布の推定結果を図示し、それらを比較することにより、グループ間の所得分布の特徴を明らかにしてみたい。分析に際しては、グループ間の分布の位置を表す期待値・中央値・最頻値と、分布の散布度 (散らばり) を表す変動係数に焦点を当て、前者のグループ差がグループ間の所得格差を表し、後者がグループ内の所得格差を表しているとの解釈に基づいて、比較検討をしていく。

Ⅲ. 2. 所得分布の推計

Ⅲ. 2. 1. 地理的要因

ここでは、所得格差に影響を与える地理的要因として、地域間の格差及び、立地の違い、すなわち都市・農村間の格差について、検討をおこなう。

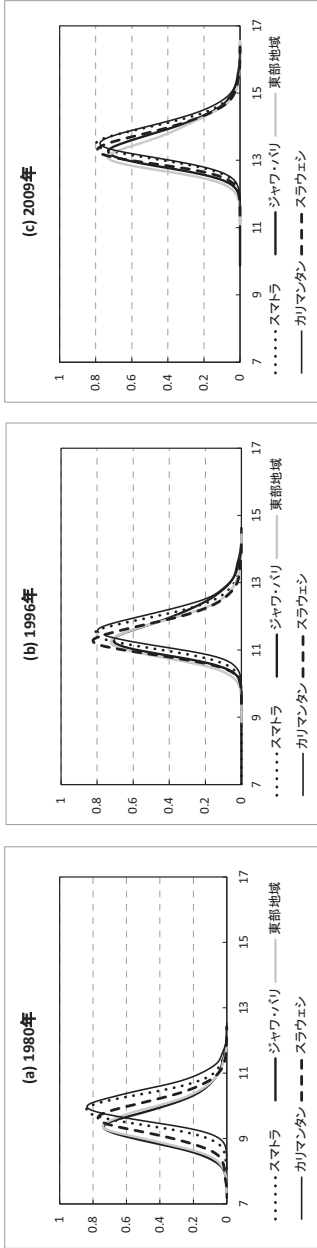
まず、地域間の格差について考察する。地域別の分析をするにあたって、本研究ではインドネシア全体を、スマトラ、ジャワ・バリ、東部地域、カリマンタン、スラウェシの5つの地域に分ける。各地域に属する州は、次の通りである⁴。スマトラには、アチェ特別州、北スマトラ州、西スマトラ州、リアウ州、ジャンビ州、南スマトラ州、ブンクル州、ランブン州、バンカ・ブリトゥン州、リアウ諸島州が含まれる。ジャワ・バリには、ジャカルタ首都特別州、西ジャワ州、中部ジャワ州、ジョグジャカルタ特別州、東ジャワ州、バンテン州、バリ州が属している。東部地域は、西ヌサ・トゥンガラ州、東ヌサ・トゥンガラ州、マルク州、北マルク州、西パプア州、パプア州から構成される。カリマンタンには、西カリマンタン州、中部カリマンタン州、南カリマンタン州、東カリマンタン州が含まれる。そして、スラウェシには、北スラウェシ州、中部スラウェシ州、南スラウェシ州、南東スラウェシ州、ゴロンタロ州、西スラウェシ州が含まれる。

この地域区分にしたがって、カーネル密度推定の結果に基づく地域別の所得分布を図示したものが図2のパネルAで、分布の位置(期待値・中央値・最頻値という3種類の代表値)と散布度(変動係数)を示したものが付表1(a)である。これを見ると、どの時点においても、カリマンタンとスマトラは、原油などの天然資源を豊富に産出することを反映して、相対的に高い位置に所得が分布していることが分かる。これに対して、ジャワ・バリは、経済活動の中心であるにもかかわらず、1980年の所得分布は最も低いところに位置している。この理由としては、人口密度が極めて高いことや、その結果として1人当たり土地面積が小さいことが関係していると考えられる。その後、1980年代と1990年代前半を通じて、工業化による高い経済成長の恩恵を最も受けた結果、1996年にはカリマンタンとスマトラに続く高い位置に分布するようになった。なお、ジャワ・バリでは、1980

⁴ 州の名称は、現在の行政区域に基づいている。このため、1980年と1996年においては、現在と異なる名称であった州や異なる行政区域であった州もある。2002年にインドネシアから分離・独立した東ティモールは含まれていない。

図2. 所得分布のカーネル密度推定

A. 地域別の所得分布



B. 立地（都市・農村）別の所得分布

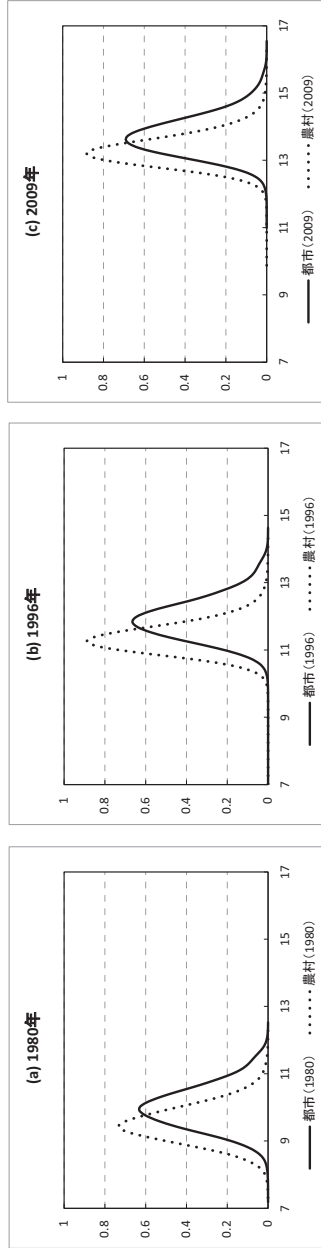
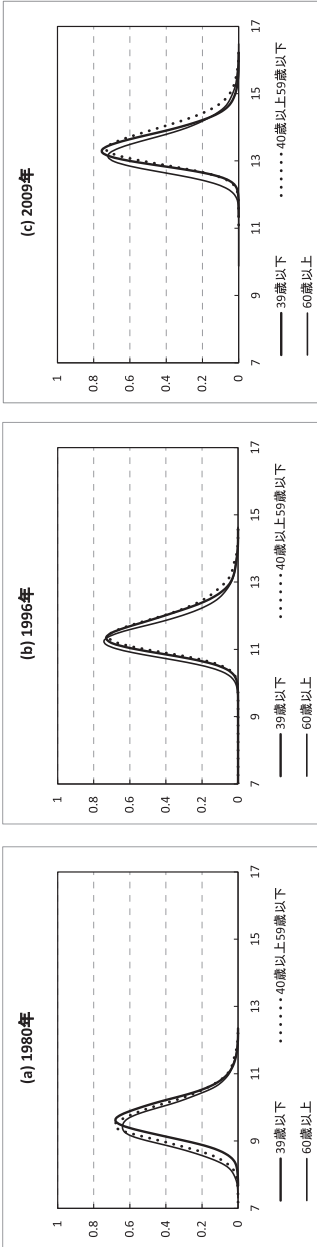


図2. 所得分布のカーネル密度推定 (続き)

C. 年齢階層別の所得分布



D. 家計規模別の所得分布

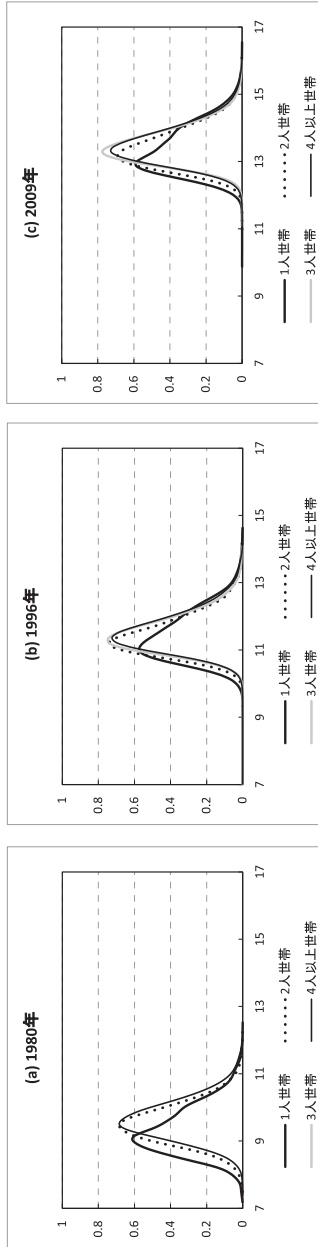
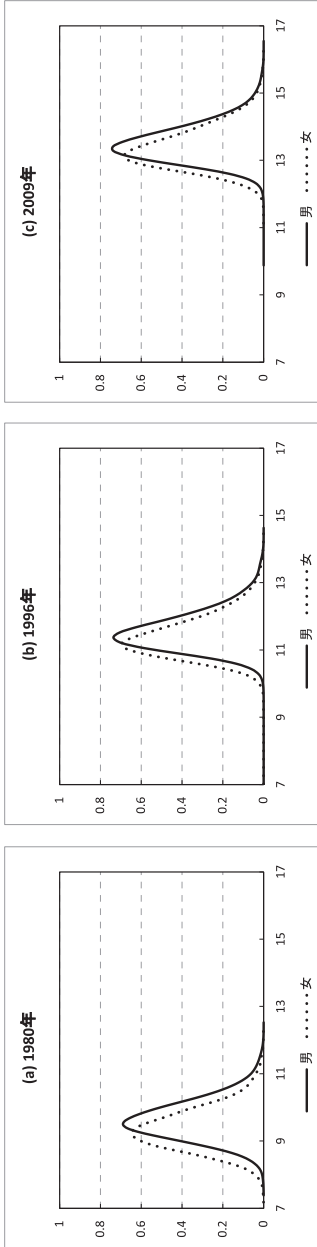


図2. 所得分布のカーネル密度推定 (続き)

E. 性別の所得分布



F. 教育水準別の所得分布

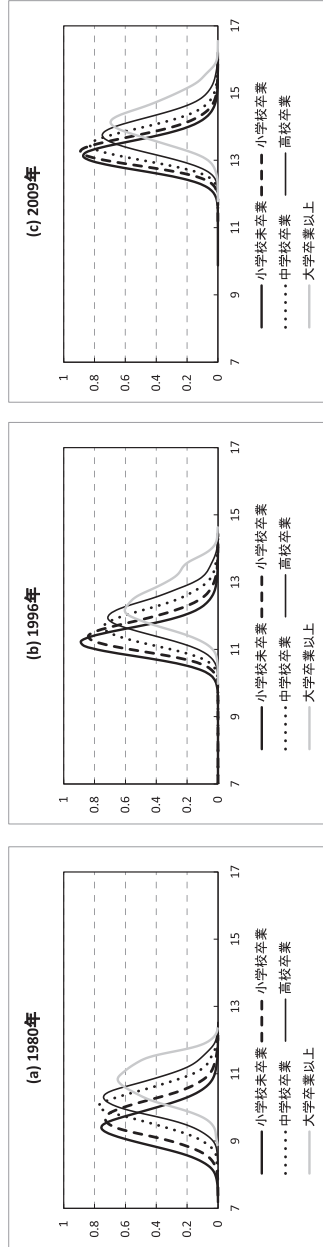
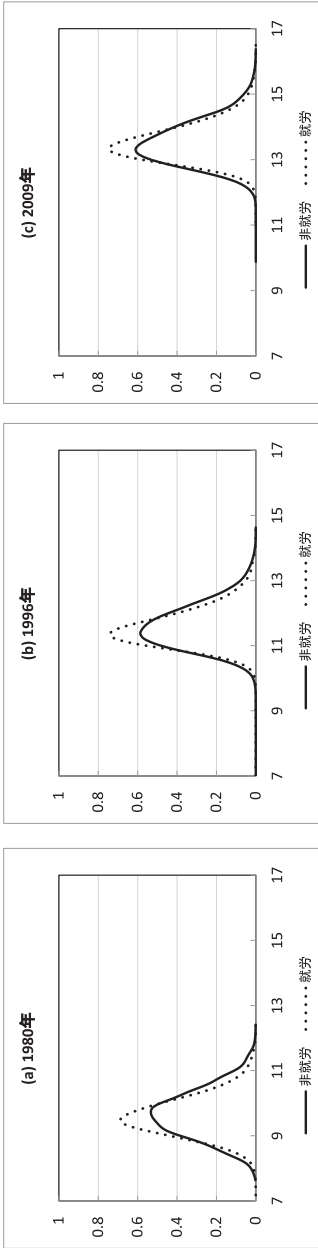
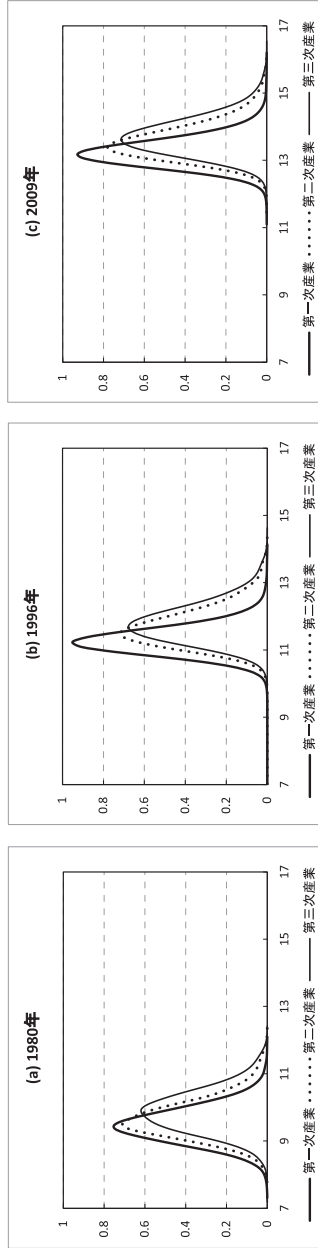


図2. 所得分布のカーネル密度推定 (続き)

G. 就労状況別の所得分布



H. 産業別の所得分布



(出所) BPS (various years) Sasenas より、筆者計算。

年から1996年にかけて、期待値が相対的に高くなる一方で、中央値は相対的に低くなっている。これらのことから判断すると、同地域内においては、経済成長していたものの格差は拡大していた可能性があると言えるだろう。なお、2009年になると、分布は再び相対的に見て低い位置に戻っている。スラウェシでは、1980年において、カリマンタンとスマトラに続く高い位置に所得分布が見られたが、1996年と2009年には、ジャワ・バリとほぼ同じ位置で所得が分布するようになっている。また、天然資源や水資源にも恵まれておらず、開発の遅れが指摘されることの多い東部地域は、1980年こそジャワ・バリとほぼ同様の位置に分布していたものの、その後1996年と2009年は共に最も低い位置で所得が分布している。

地域間の分布を全体的に見ると、1980年の時点では、各地域の分布の位置に大きな差が見られたが、1996年と2009年では分布の位置の差が縮小していることを確認出来る。これは、地域間の格差が縮小していった可能性を示唆するものである。また、1980年と比較すると、1996年の分布は、各地域とも分布の裾がやや軽くなっているが、これは各地域内における変動係数が小さくなっていることにも現れており、地域内での格差が縮小している様子がうかがえる。しかし、2009年においては、各地域における分布の位置の差が拡大していることを踏まえると、地域間格差が再び上昇している可能性がある。ただし、変動係数はどの地域も低下していることから、地域内格差は引き続き縮小傾向にあったと推測される。

先行研究では、1997年に発生した通貨危機によって、最も打撃を受けたのはジャカルタを中心とするジャワであり、それによって地域間格差に大きな変化が生じたことが指摘されている（Skoufias 2001；Akita and Alisjahbana 2002；中村 2002；中村 2007）。しかし、2009年のジャワ・バリの所得分布を見る限り、1996年と比べて相対的に低い位置に分布するようにはなっていないことから、通貨危機の影響は一過性のものであったと推察される。

次に、立地状況による所得分布の違い、すなわち都市・農村間の格差に

ついて、考察してみたい。図2のパネルB及び付表1(a)を見ると、いずれの時点を見ても、都市と農村の分布の位置は大きく異なっており、都市・農村間には、相当な格差が存在していることが分かる。分布の位置を表す期待値・中央値・最頻値にも格差を確認することができるが、これは先行研究の結果とも整合的である(Booth 1992; Akita 1999)。通貨危機の影響は、都市部に多い高所得者層に対してより大きなものとなった一方で、農村部では比較的軽微であったため、結果として都市・農村間における格差の縮小をもたらしたことが指摘されている(Skoufias et al. 1999; Thomas et al. 1999; Frankenberg et al. 2003)。しかし、1996年と2009年の分布を比較しても、都市農村間の格差が縮小していることを確認することができない。やはり通貨危機が所得分布の状況に及ぼした影響は、一時的な現象であったと言えるだろう。

一方、所得分布の裾を見ると、いずれの年も農村に比べて都市の方が重いことから、都市内の格差が大きいのに対し、農村内の格差は相対的に小さいと推察される。このことは変動係数が、農村よりも都市の方で値が高くなっていることとも整合的である。また、1980年と比較して、1996年と2009年の農村における分布は、明らかに裾が軽くなっており、農村内での格差が縮小してきたことを示している。これに対して、都市における分布の裾は軽くなってはいるものの、あまり変化が見られないことから、都市内での格差解消のスピードはより緩やかなものになっていると考えられる。実際、都市と農村の両方において、変動係数は年とともに低下していく傾向が見られるが、低下の程度は農村の方が急速であることを確認できる。

Ⅲ. 2. 2. 非経済的要因

所得分布に影響を与える非経済的な要因には、様々なものが考えられる。ここでは、多くの先行研究で注目されてきた世帯主の年齢、世帯規模、世帯主の性別について検討してみたい。

図2のパネルCと付表1(b)は、世帯主の年齢階層別に見た所得分布の

状況を示したものである。予備的な分析において年齢階層の様々な分け方を試みたが、それによって結果は大きく変わらなかったため、ここでは40歳未満、40歳以上60歳未満、そして60歳以上の3グループに分けた結果について報告する。

1980年と1996年については、40歳未満世代と40歳以上60歳未満世代は、視覚的に見ても、各種の統計量を見ても、所得分布の状況がほぼ同じと判断される。一方、60歳以上世代の分布は、やや低い位置で分布しているが、散布度に目立った相違は見られない。したがって、年齢階層間および年齢階層内における所得格差は、両時点においてほとんど無いと判断される。これが2009年になると、40歳未満世代と40歳以上60歳未満世代の分布は、位置も散布度もほぼ同じであることに変わりはないが、これら世代に対して、60歳以上世代の分布が、以前よりも相対的に左に位置するようになっている。60歳以上世代には、退職者が含まれていることを考慮すると、現役世代内では所得格差は見られないが、現役世代と退職世代の間には所得格差が生じている可能性を示すものとなっている。

次に、世帯規模が所得分布に与える影響について、考察する。図2のパネルDと付表2(b)は、世帯規模1人(単身世帯)、2人、3人、そして4人以上という4種類の世帯に分類して、所得分布との関係を見たものである。いずれの時点においても、世帯規模が2人以上になる場合は、世帯規模間の分布に大きな差異は見られない。したがって、2人以上の規模の世帯では、失業等の収入リスクをある程度コントロールできていると言えるだろう。これに対して、単身世帯の分布は、それ以外の世帯よりも低いところに位置し、しかもその裾野は重く、視覚的に見ても、変動係数を見ても、散らばりが大きくなっている。このことは、移住、配偶者の死亡、子供世帯の独立などによる単身世帯の増加が、所得格差を拡大させることを意味している。

最後に、世帯主の性別と所得分布の関係について、検討をおこなう。インドネシアでは、男性が世帯主となることが一般的である。このため、女

性が世帯主となっている場合の多くは、離婚や配偶者の死亡による母子世帯と考えられる。こうしたケースにおいては、経済的に困窮していることが少なくない。実際、図2のパネルEや付表2(c)を見ると、いずれの時点においても、世帯主が女性である家計の所得分布は、世帯主が男性である場合よりも、相対的に左に位置していることが分かる。したがって、離婚の増加等が引き起こす母子世帯の増加は、所得格差を拡大させると言えるだろう。

Ⅲ. 2. 3. 経済的要因

所得分布に影響を与える経済的要因として、ここでは世帯主の教育水準、就業している産業、そして就業状態を考察する。図2のパネルFと付表2(c)は、世帯主の教育水準に応じて、小学校未了、小学校卒業、中学校卒業、高校卒業、そして大学卒業以上という5種類の世帯に分類し、それぞれの所得分布の状況を示したものである。

どの時点を見ても、教育水準が高くなるほど、より高い位置で所得は分布しており、学歴間の所得格差が大きいことが分かる。これは、教育格差が所得格差を拡大させる要因であることを示している。また、1996年と2009年の散布度を見ると、大学卒業以上の場合に最も大きくなっており、これは大学卒業以上の教育水準を持つグループ内の格差が大きいことを示している。したがって、インドネシアでは、経済成長や高等教育の普及と共に、所得格差が拡大していったと考えられる。特筆すべきことは、1996年と2009年の所得分布では、教育水準が高くなるほど、最頻値に対応する部分の密度が低くなっていることである。したがって、教育水準が高くなるほど、同じ教育水準のグループ内でも格差が大きくなっていることになる。以上のことは、教育の普及、とりわけ高等教育の大衆化は、平均所得を増大させると同時に、所得格差を拡大させていく可能性を示唆するものとなっている。したがって、教育の普及そのものの重要性は否定されるべきものではないが、それによって生じると考えられる格差については、是正のため

の積極的な措置を講じていく必要性があろう。平均就学年数が増加しても、教育格差を是正しても、所得格差は広がってってしまうのである。

次に、世帯主が就業している産業と所得分布の関係を見るため、産業を第一次産業（農林水産業）、第二次産業（鉱工業）、そして第三次産業（サービス業）に分類して、考察をおこなう。産業別の所得水準に関する経験則としては、ペティ＝クラークの法則が知られている。この法則は、1人当たりGDPなどに代表される所得水準が、最も低いのが第一次産業、その次に低いのが第二次産業、そして最も高いのが第三次産業となる傾向があることを明らかにしている。産業別に見た所得分布の状況を示したものが、図2のパネルGと付表2(c)である。これらより、どの時点の所得分布においても、分布の位置は、低い方から、第一次産業、第二次産業、そして第三次産業となっていることを確認できる。これは、インドネシアの事例においても、やはりペティ＝クラークの法則が妥当していることを意味している。

分布の散布度について見ると、1980年よりも、1996年と2009年の方が一般的に分布の裾が軽くなっているため、産業内における所得格差は縮小していると推察される。そしてこのことは、変動係数の低下傾向からも確認できる。また、産業間で比較すると、第一次産業、第二次産業、そして第三次産業の順で、散らばりが大きくなっていることが分かる。これは、産業構造の高度化、すなわち経済発展と共に、所得格差が拡大していく可能性を示唆するものとなっている。

最後に、就業状態と所得格差の関係について検討をおこなう。図2パネルHと付表2(d)は、世帯主が就業している世帯と就業していない世帯の所得分布の状況を示したものである。いずれの時点においても、就業世帯と非就業世帯の分布の位置はほとんど違いがない。非就業の状態には、自発的失業と非自発的失業という二つの状態がある。このうち、非自発的失業の場合であっても、仕送り等の所得移転を受けていない単身世帯でない限りは、他の家計構成員の収入で、世帯主の収入を補うことが可能である。

実際、インドネシアに限らず、多くの途上国では、大きな家計規模の形成が一般的に観察される。大きな家計規模は働き手の数を確保することにつながり、家計レベルで総収入の安定化に寄与することになるが、このことは先の世帯規模に関する分析でも裏付けられている。また、収入源を多様化させるという既述の多就業構造によっても、家計レベルでの収入リスクに対処することができる。そして、これらの収入リスクの分散メカニズムが機能した結果として、就業世帯と非就業世帯の間において、所得分布の位置に差が生じていないと考えられるのである。ただし、就業世帯と比べて、非就業世帯の分布の裾の方がやや重く、変動係数も大きなものとなっている。これは2種類のメカニズムで収入リスクをコントロールできている世帯とコントロールできていない世帯があることを反映していると推察される。

IV. おわりに

本章では、1980年から2009年までの長期にわたるデータを用いて、インドネシアの所得分布の特徴について、分析をおこなった。まず、ジニ係数、タイル尺度、平均対数偏差 (MLD) という3種類の指標を用いて、不平等の長期的な推移を考察した。その結果、通貨危機以前の期間においては、不平等指標にあまり変化は見られなかったが、通貨危機の直後に、不平等度が大きく低下したことが明らかになった。しかし、その後は再度不平等度が上昇するようになり、現在に至っている。

また、所得分布の状況をより詳細に把握するため、カーネル密度推定的手法を用いた考察をおこなった。そして、所得分布に影響を与える要因として、地理的要因、非経済的要因、経済的要因について検討を行ったところ、以下のような点が明らかになった。

地理的な要因に基づく所得格差は、全体的には縮小してきているものの、無視できない規模で、地域間の格差が依然として残っている。また、都市・

農村間の格差も大きく、農村内では一定程度の格差縮小が確認できるが、都市内ではあまり改善が見られない。地理的な要因に基づく格差は、解消しがたい側面もあるが、バランスの取れた開発のためには、地方におけるインフラ整備や企業誘致を通じた雇用機会の創出などが、重要な鍵を握ることになるだろう。

非経済的要因に関しては、年齢、世帯規模、性別について考察をおこなった。日本をはじめとするいくつかの国では、年齢が高くなるほど、賃金・所得の格差が生じる傾向が観察されている (Deaton and Paxson 1994; Oh-take and Saito 1998)。これは、経験年数が重要な意味をもつ賃金の高い熟練労働者の希少性が高まると、全体的にも格差が生じやすくなるためである。

しかし、就労人口の大部分を占める60歳未満の世帯では、年齢階層間で所得分布に大きな差異は見られなかった。一つの可能性としては、今も未熟練労働者を中心とした労働需要の構造となっていて、熟練労働者の重要性がそれほど高くないことが挙げられるだろう。別の可能性としては、若い世代と高齢世代で、異なる所得格差の発生メカニズムが作用していることも考えられる。インドネシアでは、教育が普及していく過程にあり、若い世代ほど平均的な教育水準は高くなっているものの、依然として残る大きな教育格差が、若い世代において賃金格差を生じさせていることは、十分に考えられる。これと同時に、中高年層において、就業経験年数の差を反映した賃金格差が発生している場合には⁵、年齢階層と所得格差との関係が覆い隠されてしまっている可能性も否定できない。これら以外にも、先行研究が指摘するように、教育の普及が賃金格差を拡大させるメカニズムが作用している可能性や (Lemieux 2006)、世代間を通じて教育格差が伝播し、それが若い世代に所得格差を生じさせている可能性などもあるだろう (小塩 2002)。

⁵ 実際、インドネシアを対象としたミンサー型賃金関数の推計は、他の多くの国の事例と同様に、年齢や就業経験年数が有意な影響を与えていることが報告されている(本台・新谷(2008))。

また、本章の分析を通じて、60歳以上の世帯は、他の年齢層の世帯と比べて、相対的に低い位置に所得が分布していることが明らかになった。人口増加に伴って若い世代のシェアが高くなると、必然的に60歳以上の世帯のシェアが低下することになる、これは世代間に起因する所得格差が、全体の所得格差に与える影響が小さくなっていくことを意味している。年齢（就業経験年数）と所得分布との関係を解明することは、今後の残された研究課題の一つであり、いくつかの要因が複合的に影響を与えている可能性を含めて、慎重に検証を重ねていくことが求められるよう。

世帯規模や性別に関する考察からは、ライフスタイルや価値観の変化に伴って、単身世帯や母子世帯が増加していく場合には、所得格差が拡大していく可能性があることが示されている。

教育水準や産業構造といった経済的要因は、経済発展と共に所得格差を拡大させるように作用することが明らかになった。とりわけ、教育の普及が必ずしも所得格差を縮小させないという点には、十分に注意する必要があるだろう。また、就業世帯と非就業世帯との所得分布を比較したところ、全体的には、非就業世帯であっても、多就業構造や家計構成員間における収入補完などによって、一定のリスクコントロールが行われている様子が見えてきた。こうした親族ネットワークをベースにしたセーフティネットは重要であるが、経済発展を進めていく際には、雇用保険に代表されるようなフォーマルな形でのセーフティネットを構築していくことが不可欠である。今後は、そういった視点をもちつつ、所得の再分配政策を実施していくことが求められるであろう。

参考文献

- 小塩隆士 (2002) 『教育の経済分析』、日本評論社。
- 小塩隆士 (2006) 「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配格差拡大と政策の役割』、第1章、pp. 11-38。
- 坂本博 (2005) 「上海の所得格差」、『国際開発研究』、第14巻、第2号、pp. 1-14。
- 中村和敏 (2002) 「インドネシアにおける通貨危機の影響と地域跛行性」、『長崎県立大学論集』、

- 第35巻、第4号、pp. 187-210。
- 中村和敏 (2007) 「インドネシアにおける金融政策の波及経路と地域間の成長率格差」、財団法人国際東アジア研究センター編『インドネシアと中国における農村・都市間格差と地方分権化』、第7章、ICSEAD 調査報告書 No. 2006-3、財団法人国際東アジア研究センター。
- 本台進 (2004) 「通貨危機と農村経済」、本台進編『通貨危機後のインドネシア農村経済』第1章、pp. 1-17、日本評論社。
- 本台進・新谷正彦 (2008) 『教育と所得格差インドネシアにおける貧困削減に向けて』、日本評論社。
- 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—西ジャワ・プリアンガン高地における農村工業村の事例—」、水野広祐『東南アジア農村の就業構造』、第4章、アジア経済研究所、pp. 111-162。
- Akita, Takahiro and Rizal Affandi Lukman (1999), "Spatial Patterns of Expenditure Inequality in Indonesia: 1987, 1990 and 1993," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 35 (2): 67-90.
- Akita, Takahiro and Armida S. Alisjahbana (2002), "Regional Income Inequality in Indonesia and the Initial Impact of the Economic Crisis," *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 38 (2): 201-222.
- Akita, Takahiro, Puji Agus Kurniawan and Sachiko Miyata (2011), "Structural Changes and Regional Income Inequality in Indonesia: A Bidimensional Decomposition Analysis," *Asian Economic Journal*, 25 (1): 57-77.
- Atkinson, A.B., L. Rainwater, and T.M. Smeeding (1995) *Income Distribution in OECD Countries: The Evidence from the Luxembourg Income Study (Social Policy Studies No.18)*, OECD.
- Booth, Anne (1992) "Income Distribution and Poverty," in Anne Booth (ed.) *The Oil Boom and After: Indonesian Economic Policy and Performance in the Soeharto Era*, Oxford University Press.
- Deaton, Angus and Christina Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, 102 (3): 437-467.
- Frankenberg, Elizabeth, James. P. Smith, and Duncan Thomas (2003) "Economic Shocks, Wealth and Welfare," *Journal of Human Resources*, Vol.38, No.2, pp.280-321.
- Gottschalk, Peter and Timothy M. Smeeding (1997) "Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality," *Journal of Economic Literature*, 35(2): 633-687.
- Houghton, Jonathan and Shahidur R. Khandker (2009) *Handbook on Poverty + Inequality*, World Bank.
- Hill, Hal (1989) *Unity and Diversity: Regional Economic Development in Indonesia since 1970*, Oxford University Press.
- Leigh, Andrew and Pierre van der Eng (2009) "Inequality in Indonesia: What Can We Learn

- from Top Incomes?" *Journal of Public Economics*, Vol.93, Issue. 1-2, pp.209-212.
- Lemieux, Thomas (2006) "Postsecondary Education And Increasing Wage Inequality," *American Economic Review*, Vol.96, No.2, pp.195-199.
- Ohtake, Fumio and Makoto Saito (1998), "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, 44 (3): 361-381.
- Oshio, Takashi (2006), "Income Inequality and Redistribution Policies in Japan During the 1980 s and 1990 s," *Journal of Income Distribution*, 15 (Index Issue): 119-146.
- Poppele, Jessica, Sudarno Sumarto, and Lant Pritchett (1998) "Social Impacts of the Indonesian Crisis: New Data and Policy Implications," *SMERU (Social Monitoring and Early Response Unit) Working Paper*.
- Sala-i-Martin, Xavier (2006), "The World Distribution of Income: Falling Poverty and...Convergence, Period", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.121, No.2: 351-397.
- Skoufias, Emanuel (2001) "Changes in Regional Inequality and Social Welfare in Indonesia from 1996 to 1999," *Journal of International Development*, Vol.13, No.1, pp.73-91.
- Skoufias, Emmanuel, Asep Suryahadi, and Sudarno Sumarto (1999) "The Indonesian Crisis and Its Impacts on Household Welfare, Poverty Transitions, and Inequality: Evidence from Matched Households in 100 Village Survey," *SMERU (Social Monitoring and Early Response Unit) Working Paper*, September.
- Silverman, B.W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall.
- Thomas, Duncan, Elizabeth Frankenberg, Kathleen Beegle, and Graciela Teruel (1999) "Household Budgets, Household Composition and the Crisis in Indonesia: Evidence from Longitudinal Household Survey Data," Paper prepared for presentation at the 1999 Population Association of America Meetings.
- Uppal, J.S. and Budiono Sri Handoko (1986) "Regional Income Disparities in Indonesia," *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol.34, No.3, pp.287-304.

付表 1 (a). 家計属性別にみた所得分布 (カーネル密度推定の結果)

要因	属性	年	期待値	中央値	最頻値	変動係数
地域	スマトラ	1980	9.932	9.851	9.869	0.050
		1996	11.587	11.464	11.474	0.046
		2009	13.604	13.481	13.517	0.039
	ジャワ・バリ (1980)	1980	9.489	9.314	9.378	0.065
		1996	11.557	11.209	11.389	0.055
		2009	13.468	13.244	13.333	0.044
	東部地域 (1980)	1980	9.526	9.405	9.430	0.062
		1996	11.409	11.250	11.303	0.051
		2009	13.356	13.097	13.226	0.045
カリマンタン (1980)	1980	10.094	9.986	10.008	0.050	
	1996	11.716	11.619	11.616	0.047	
	2009	13.656	13.543	13.561	0.040	
スラウェシ (1980)	1980	9.681	9.627	9.615	0.058	
	1996	11.432	11.302	11.328	0.047	
	2009	13.486	13.307	13.380	0.041	
立地	都市	1980	10.013	9.906	9.931	0.064
		1996	11.930	11.831	11.815	0.052
		2009	13.735	13.598	13.640	0.043
	農村	1980	9.503	9.392	9.430	0.060
		1996	11.342	11.252	11.236	0.042
		2009	13.282	13.214	13.185	0.036

付表 1 (b). 家計属性別にみた所得分布 (カーネル密度推定の結果) (続き)

要因	属性	年	期待値	中央値	最頻値	変動係数
年齢	39歳以下	1980	9.728	9.580	9.648	0.057
		1996	11.532	11.335	11.394	0.050
		2009	13.441	13.339	13.346	0.037
	40歳以上59歳以下	1980	9.613	9.421	9.518	0.065
		1996	11.604	11.365	11.449	0.053
		2009	13.558	13.393	13.446	0.043
	60歳以上	1980	9.524	9.452	9.445	0.066
		1996	11.409	11.252	11.285	0.053
		2009	13.333	13.109	13.200	0.045
世帯規模	1人世帯	1980	9.329	9.033	9.186	0.076
		1996	11.436	11.054	11.266	0.064
		2009	13.364	12.871	13.207	0.053
	2人世帯	1980	9.523	9.499	9.444	0.064
		1996	11.429	11.248	11.299	0.053
		2009	13.385	13.222	13.270	0.045
	3人世帯	1980	9.535	9.386	9.445	0.063
		1996	11.503	11.340	11.364	0.050
		2009	13.479	13.296	13.372	0.041
	4人以上世帯	1980	9.658	9.485	9.570	0.064
		1996	11.553	11.365	11.406	0.053
		2009	13.501	13.279	13.378	0.043

付表 1 (c). 家計属性別にみた所得分布 (カーネル密度推定の結果) (続き)

要因	属性	年	期待値	中央値	最頻値	変動係数
性 別	男性	1980	9.647	9.482	9.554	0.063
		1996	11.577	11.365	11.429	0.052
		2009	13.524	13.415	13.399	0.042
	女性	1980	9.358	9.207	9.261	0.069
		1996	11.389	11.209	11.234	0.056
		2009	13.361	13.161	13.239	0.047
教 育	小学校未卒業	1980	9.442	9.372	9.374	0.058
		1996	11.290	11.243	11.186	0.043
		2009	13.207	13.102	13.117	0.036
	小学校卒業	1980	9.717	9.713	9.650	0.057
		1996	11.496	11.404	11.377	0.044
		2009	13.364	13.251	13.279	0.036
	中学校卒業	1980	10.083	10.021	10.022	0.055
		1996	11.760	11.612	11.650	0.047
		2009	13.549	13.468	13.469	0.037
	高校卒業	1980	10.342	10.291	10.277	0.054
		1996	12.034	11.909	11.929	0.048
		2009	13.801	13.750	13.729	0.040
	大学卒業以上	1980	10.810	10.861	10.789	0.052
		1996	12.426	12.161	12.322	0.053
		2009	14.217	14.117	14.138	0.042

付表 1 (d). 家計属性別にみた所得分布 (カーネル密度推定の結果) (続き)

要因	属性	年	期待値	中央値	最頻値	変動係数
産 業	第一次産業	1980	9.467	9.457	9.403	0.058
		1996	11.279	11.233	11.182	0.040
		2009	13.235	13.178	13.158	0.034
	第二次産業	1980	9.678	9.522	9.577	0.064
		1996	11.670	11.489	11.528	0.052
		2009	13.557	13.357	13.450	0.041
	第三次産業	1980	9.899	9.848	9.825	0.065
		1996	11.812	11.676	11.689	0.052
		2009	13.725	13.596	13.633	0.042
就労状態	非就労	1980	9.685	9.681	9.617	0.075
		1996	11.608	11.365	11.477	0.059
		2009	13.508	13.323	13.389	0.049
	就 労	1980	9.604	9.470	9.513	0.064
		1996	11.547	11.365	11.400	0.052
		2009	13.500	13.320	13.389	0.042

(出所) BPS (1980, 1996, 2009) *Susenas, Kore* 個票データより筆者計算。