

# 韓国における所得格差拡大の原因

——通貨危機以降を中心に——

高安雄一

(筑波大学)

## 1. はじめに

韓国の所得格差の動きを長期的に見ると、格差拡大と経済成長の関係についてクズネットが提起した仮説、いわゆるクズネットの逆U字仮説が当てはまってきた<sup>(1)</sup>。すなわち工業化の初期段階であった1970年代には所得格差が拡大したもの、工業化が進展した80年代に入り所得格差が縮小に転じた。しかしながら1990年代中盤以降は成長と所得格差の逆U字関係が見られなくなり所得格差が拡大する方向に転じた（ウォンジョンハク・ソンミョンジェ 2007:25）。このような動きは1980年代以降のアメリカやイギリスにも見られており、その要因としてはIT技術の高度化、グローバル化の深化といった経済構造の変化が挙げられている<sup>(2)</sup>。そして韓国でも、1990年中盤以降に所得格差が拡大へと反転した要因として、技能偏向的な技術進歩の進展を背景とした学歴間賃金格差の拡大が挙げられている（チョンジンホ 2001:56-57、キムガンホ 2005:97）。

しかし韓国の所得格差が本格的に拡大した時期は1997年末に発生した通貨危機以降との見方が一般的である。韓国では所得格差を測る指標として、「家計調査」から算出したジニ係数が公表されている。ジニ係数はゼロから1の間の数値を取り、高くなるほど所得格差の拡大を意味するが、公式値は1997年の0.283から1998年には0.316と急速に高まり、その後も0.310前後といった高い水準で推移している。

なお2006年の大統領年頭挨拶においては、所得格差拡大はグローバル化やIT化よりもたらされているが、通貨危機以降の急速な拡大については、非正規職の増加や自営業者の増加といった通貨危機の後遺症がもたらしたとの見解が示され

ている。またこれに関連して、財政経済部が2005年に公表した「経済両極化の現況と政策課題」では、非正規職の増加といった雇用構造は短期間では改善しないと記されており、これは非正規職の増加は短期的で循環的な現象ではなく、長期的に影響を及ぼす構造的な変化であるとの見解を示したものと言える。また同時に通貨危機以降の構造改革の過程で多くの自営業者が市場に新規参入し、自営業者の零細化と過当競争が生じたとも記されており、これは自営業者の増加は零細事業者を中心としたもので、この動きは構造改革により生じたとの見解を示したものと言える。つまり政府は、韓国の所得格差はアメリカやイギリスと同様にグローバル化やIT化によって拡大しているものの、通貨危機以降の急速な拡大については、通貨危機後に生じた経済構造の変化が原因であると判断している。そして政府が講じている所得格差対策もこのような見解に基づいていると考えられる。しかし政府が示した所得格差拡大の原因については定量的な裏付けが示されていない。よって政府資料からだけでは政府の見解が妥当であるか否かの判断ができず、通貨危機以降の所得格差の拡大が、通貨危機以降に生じた一時的な景気後退といった循環的な動き、あるいは通貨危機とは全く関係のない動きによってもたらされた可能性も否定できない。

本稿の目的は、政府の見解で示された、非正規職の増加や零細事業者を中心とした自営業者の増加といった通貨危機後の経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたとの仮説を立てた上でその仮説を検証するとともに、仮説が示す以外にも所得格差を拡大せしめた原因があるか明らかにすることである。

## 2. 先行研究と論文の構成

まず通貨危機以降に生じた経済構造の変化が所得格差を拡大させしめたとの仮説の検証に寄与する先行研究を整理した上で、どのような点を新たに明らかにすれば仮説を検証できるか示すこととする。通貨危機以降に非正規職の増加や零細事業者を中心とした自営業者の増加という経済構造の変化が生じ、その構造変化が所得格差を拡大させたとの仮説を証明するためには、①所得格差が通貨危機以降に拡大しそれが再び縮小していない点、②通貨危機以降に非正規職の増加や零細事業者を中心とした自営業者の増加といった経済構造の変化が生じた点、③経済構造の変化の所得格差拡大との因果関係を明らかにする必要がある。なお①については、政府が公表しているジニ係数の動きから既に自明であるかに思えるが実際はそうではない。このジニ係数は、「家計調査」の都市雇用者世帯の所得から算出されており、世帯のカバレッジが極めて低い。よってこのジニ係数の動きからは世帯全体の所得格差の動きを把握することはできない。また②③についても政府はそのような見解を示したもののが定量的な裏付けは示していない。以下では仮説を検証するために、①～③のそれぞれについて先行研究によって十分に明らかにされているか検討する。そして十分に明らかにされていない部分を課題として示すこととする。

まず①についてであるが通貨危機以降に所得格差が拡大した点を明らかにした先行研究としては、兪京濬・金大逸（2002）、兪京濬・金大逸（2003）、ヒョンジンコン・イムビヨンイン（2004）、兪京濬（2007）を挙げることができる。これらの先行研究では、「家計調査」の都市雇用者世帯の所得から導出されるジニ係数では対象とされる世帯のカバレッジが狭く、所得格差の実態を示していないとの問題意識が共有されている。そしていずれの研究も、おおむね全ての世帯をカバーした「世帯消費実態調査」の所得データから、1996年と

表1 ジニ係数の推移

年	1996	1997	1998	1999	2000
家計調査	–	0.264	0.289	0.3	0.291
世帯消費実態調査	0.289	–	–	–	0.334
韓国労働パネル調査	–	–	0.37	0.357	0.378
年	2001	2002	2003	2004	2005
家計調査	0.296	0.301	0.297	0.305	0.303
世帯消費実態調査	–	–	–	–	–
韓国労働パネル調査	0.382	0.385	0.398	0.391	–

(注) (1) 世帯全体ベース。

(2) 「家計調査」は等価経常所得、「世帯消費実態調査」、「韓国労働パネル調査」は等価可処分所得により指標を算出。

(出所) 「家計調査」、「世帯消費実態調査」、「韓国労働パネル調査」（各年調査）個票データから筆者が作成。

2000年のジニ係数を算出した上で、世帯全体についてても、通貨危機以降に所得格差が拡大したと結論付けている。ただし先行研究は以下の2点について明らかにしていない。第一は通貨危機以降現在までの約10年間を通じた所得格差の動きである。先行研究では96年から2000年の間の所得格差の動きは明らかにされているが、それ以降の動きは扱っていない。つまり2000年以降に再び所得格差が縮小した可能性を否定することができない。また第二はジニ係数以外の格差を測る指標が考慮されていないことである。ジニ係数は格差を測る指標の一つに過ぎず、その他にも異なった統計上の性質を持つ指標が存在する。つまり①の所得格差が通貨危機以降に拡大した点を正確に把握するためには、2000年以降の世帯全体の所得格差の動きを把握するとともに、ジニ係数以外の格差を測る指標も考慮する必要がある。

次に②の通貨危機以降に経済構造の変化が生じた点である。経済構造の変化は、循環的な変化といった短期的な変化とは異なり、経済を構成する主体の行動パターンの変化、経済システムの変化等により引き起こされる長期的な変化と定義できるが<sup>(3)</sup>、通貨危機以降にこのような経済構造の変化が生じたことを明らかにした多くの先行研究が蓄積されている。以下では政府の見解で示された変化、すなわち非正規職の増加と零細事業者を中心とした自営業者の増加に焦点を絞り先行研究を整理する。第一に通貨危機以降の非正規職の増加といった構造変化が生じた点を明らかにした先行

研究である。リュジェウ・キムジェフン（2001）は、98年における解雇回避義務条項の導入が解雇費用を高め、非正規職を拡大せしめたと結論付けている。またキムユソン（2003）は、企業の人事管理制度が育成型であれば非正規職の構成比が低下して、逆に市場型であれば非正規職の構成比が高まるとの点を定量的に明らかにした。そして、通貨危機以降に企業の人事管理戦略が育成型から市場型に移ったことが、非正規職の構成比の上昇を引き起こしたと結論付けている。さらに俞京濬（2004）は、通貨危機以降の労働需要の減少や企業の採用慣行の変化により、若年層が正規職に直接入職する確率が低下するとともに、低学歴者を中心に非正規職からの正規職への入職率が低下した結果、非正規職の構成比が高まったことを明らかにしている。そしてキムヨンソン（2006）は、通貨危機以降に商品需要の変化率上昇など企業を巡る不確実性が高まる中、企業が実質的に感じる雇用費用が高まったことから、費用負担の小さい非正規職に雇用をシフトした結果、非正規職の構成比が高まったとした。これらの先行研究に共通する点は、景気変動等の循環的要因ではなく、制度変更や企業の行動パターンの変化といった構造的要因により、通貨危機以降に非正規職の構成比が上昇したと結論付けていることである。よって先行研究からは、非正規職の増加は通貨危機以降に生じた構造変化と判断することが可能である。

また第二に通貨危機以降に零細事業者を中心とした自営業者の増加といった経済構造の変化が生じた点を明らかにした先行研究である。チョジュンモ（2006）はロジットモデルを使用した推計により、失業率が高まると自営業者への進入確率が高まるとの関係を見出した。またリュジェウ・チエホヨン（2000）は経済危機以降に常用職から自営業者に移行する確率が低下したとともに、前職失業者からの移行確率が上昇した点を明らかにした。そして自営業者は企業家精神によって増加するのではなく、常用職が失業してやむを得ず自営業者として入職する傾向となった点を指摘している。なお通貨危機以降には失業率が構造的に高まっているとの指摘もあり（シンソッカ 2004: 198-206）、これら先行研究の結果を総合すると、

通貨危機以降の自営業者の増加は構造変化であると判断できる。またキムジェホ・キムチョリ（2006）は「韓国労働パネル調査」を利用して自営業者への参入後に貧困に陥る可能性が高い点を指摘しており、ここから自営業者の増加は零細事業者を中心としたものであると考えることができる。

最後に③の通貨危機以降における経済構造の変化と所得格差拡大との因果関係であるがこれを明らかにした先行研究は存在しない。近年の所得格差拡大の要因について検証した先行研究は存在するが、いずれも高齢化といった人口構成の変化に着目したものである<sup>(4)</sup>。もちろん高齢化は長い期間で見れば所得格差の拡大要因の一つであるが、通貨危機以降の急速な所得格差拡大の全てを説明できるとは適切ではない<sup>(5)</sup>。つまり③の通貨危機以降における経済構造の変化と所得格差拡大との因果関係については明らかになっていないと判断することができる。

以上で先行研究を整理した結果浮び上がった課題は、通貨危機以降に生じた経済構造の変化が所得格差を拡大せしめたとの仮説を検証するためには、所得格差が通貨危機以降に拡大した点を複数の指標から明らかにするとともに、拡大した所得格差が再び縮小していないか確認すること、通貨危機以降に生じた経済構造の変化と所得格差拡大との因果関係を明らかにすることの2つである。そこで本稿では主にこの2つの課題に取り組むことで仮説を検証する。

本稿ではまず第3節で仮説の検証に必要とされるデータについて解説する。次に第4節では複数の調査及び複数の格差を測る指標から、通貨危機以降に所得格差が拡大したのか明らかにするとともに、拡大した所得格差が縮小していないか確認する。さらに第5節では所得格差の要因分解を行い、第6節ではその要因分解の結果にもとづき、通貨危機以降の経済構造の変化と所得格差拡大について因果関係を明らかにする。さらに仮説が示す以外にも所得格差拡大を引き起こした原因がないか検討する。そして最後に仮説が正しいかにつき判断した上で、通貨危機以降の所得格差拡大の原因について本稿としての結論を示したい。

### 3. 所得データ

まず所得格差を把握する際にどの所得データを利用するか検討する必要がある。韓国では世帯の所得を把握するための調査として、「家計調査」、「世帯消費実態調査」、「韓国労働パネル調査」がある。「家計調査」は通貨危機以前より毎年の所得を把握できるとの長所がある。しかしながら2002年調査まで、単身世帯を除く都市に居住する雇用者世帯のみを対象としており、全世帯に対するカバレッジは35.2%に過ぎない点が短所である<sup>(6)</sup>。「世帯消費実態調査」は雇用者世帯のみならず、農家を除く自営者世帯や無業世帯も対象に含まれているとともに、都市に居住しない世帯や単身世帯も対象とされており、カバレッジが9割程度と広い点が長所である<sup>(7)</sup>。しかし同調査は5年周期であり、所得格差の動向をタイムリーに把握することができない点が短所である<sup>(8)</sup>。「韓国労働パネル調査」は「世帯消費実態調査」同様カバレッジが広い点、毎年調査されている点が長所である。ただし98年より前のデータが得られないので通貨危機前後の比較ができない点が短所である<sup>(9)</sup>。さらにパネル調査であるので、毎年サンプルが欠落することによるバイアス、母集団の属性分布の変化に対応しないことによるバイアスが生ずるとの短所もある。世帯の所得の把握が可能な調査は以上の3つのみであるが、それぞれカバレッジ、調査周期、バイアスの有無といった点で何らかの短所がある。しかし3つの調査を組み合わせて所得格差の動向を把握することで短所を補完し合えば、所得格差の動きを判断することが十分に可能である。そこで本稿では「家計調査」の補助的な所得データ(1998年～2005年分)、「世帯消費実態調査」の1996年及び2001年調査の所得データ(1996年、2000年分)、「韓国労働パネル調査」の所得データ(1998年～2005年分)を利用する。

世帯の所得格差の動向を判断するために使用する所得データは、実際の生活の格差を把握するといった観点から、経常所得<sup>(10)</sup>から税や社会保険料支払いを除いた可処分所得を利用することが望ましい。しかし可処分所得そのものを公表している調査はないことから、各調査で公表されている

所得データから可処分所得を算出した<sup>(11)</sup>。さらに全ての所得データに世帯構成員数の調整を行った<sup>(12)</sup>。単身世帯の所得と多人数世帯の所得は単純には比較できないため、世帯所得を世帯構成員数で調整した等価所得で比較することが一般的に行われている。具体的には世帯所得を世帯の構成員数の平方根で除する方法が多用されており、本稿でもその方法を使うこととする。

### 4. 所得格差の動向

ここから第一の課題、すなわち所得格差が通貨危機以降に拡大した点を複数の格差を測る指標から明らかにし、拡大した所得格差が再び縮小していないか確認することとした。まずジニ係数により所得格差の動向を見る。まず「家計調査」から算出したジニ係数を見ると、1997年は0.264であったものが1999年には0.300にまで急速に高まり、その後は0.300前後で推移している。また「世帯消費実態調査」のジニ係数は1996年の0.289から2000年には0.334に大きく高まっている。さらに「韓国労働パネル調査」のジニ係数は、1998年の0.370から2005年の0.391まで緩やかに高まっている。なおジニ係数の水準は調査によって異なっているが、これはサンプル数や抽出方法の違い等が存在することが一つの要因となっていると考えられる<sup>(13)</sup>。そこで各調査のジニ係数を解釈する上で、その水準ではなく傾向に着目する。まず通貨危機前後の数値を比較できる「家計調査」と「世帯消費実態調査」のジニ係数を見ると、通貨危機後1～2年で大きく高まったことが窺える。また2000年以降の数値を比較できる「家計調査」と「韓国労働パネル調査」のジニ係数を見ると、前者は横ばい、後者は緩やかに上昇しているので、少なくともジニ係数は低下していないと言うことができる。つまりジニ係数からは、所得格差は通貨危機後1～2年で大きく拡大し、それ以後については所得格差が縮小していないと判断することができる。

なおジニ係数は平均値に近い部分での所得分布に影響され(小塩2006:17)、ジニ係数のみで所得格差の動きを断定することは適当ではない。そこで以下では格差を測る他の指標、具体的には両極

表2 アトキンソン係数の推移

年	1996	1997	1998	1999	2000
家計調査	-	0.058	0.068	0.073	0.07
世帯消費実態調査	0.071	-	-	-	0.095
韓国労働パネル調査	-	-	0.119	0.111	0.126
年	2001	2002	2003	2004	2005
家計調査	0.071	0.074	0.072	0.077	0.075
世帯消費実態調査	-	-	-	-	-
韓国労働パネル調査	0.128	0.13	0.138	0.13	-

(出所) 表1と同じ。

表3 平均対数偏差の推移

年	1996	1997	1998	1999	2000
家計調査	-	0.121	0.145	0.156	0.149
世帯消費実態調査	0.152	-	-	-	0.204
韓国労働パネル調査	-	-	0.281	0.265	0.303
年	2001	2002	2003	2004	2005
家計調査	0.152	0.161	0.156	0.167	0.162
世帯消費実態調査	-	-	-	-	-
韓国労働パネル調査	0.302	0.307	0.33	0.294	-

(出所) 表1と同じ。

端の分布に影響されるとの特徴を有しているアトキンソン係数、低所得層における所得分布に影響されるとの特徴を有している平均対数偏差についても見ることとする。2つの指標の統計上の性格はジニ係数とは異なることから、これら指標もジニ係数の動きと同じ動きを示したならば、ジニ係数の動きにより把握した所得格差の動きは統計上の歪みとは言えなくなる<sup>(14)</sup>。アトキンソン係数は表2、平均対数偏差は表3にそれぞれ算出結果を示した。そして値を見ると両指標ともジニ係数と概ね同様の傾向を示していることが分かる。つまり1996年から2005年までの所得格差の動きを3種類の調査及び3種類の指標から見た結果、通貨危機後1~2年で所得格差が拡大し、その後は所得格差が縮小することなく推移したと判断することができる。

## 5. 所得格差拡大の要因分解

### (1) 手法

ここからは2つ目の課題、すなわち通貨危機以

降に生じた経済構造の変化と所得格差拡大との因果関係の検討に入るが、その準備として世帯をグループ分けして、それぞれのグループ内、あるいはグループ間で所得格差がどのように推移し、それが世帯全体の格差拡大にどのように影響したのか明らかにする。分析に使用する格差を測る指標は平均対数偏差である。平均対数偏差は世帯全体の所得格差に対して、分割したグループがどのように影響を与えていたかを把握することができるとのメリットを持ち、平均対数偏差で測った所得格差の変化は、グループ内の所得格差の変化による部分、グループ間の構成比の変化の部分、グループ間の所得格差の変化による部分に分割することができる。

なお厳密には平均対数偏差のみから所得格差拡大の要因分解を行うことは望ましくないが、ジニ係数及びアトキンソン係数は非線形性が強く整合的な要因分解が困難である<sup>(15)</sup>。よって全体の所得格差拡大の傾向は様々な指標から確認して、要因分解は平均対数偏差のみで判断することが一般的である。

Mookherjee and Shorrocks (1982) は、全体の2時点間の平均対数偏差の変化について要因分解の方法を示している。全体がm個のグループで構成され、第gグループの平均所得、平均対数偏差、全体に占める構成比を、 $\bar{Y}_g$ ,  $MLD_g$ ,  $\alpha_g$ とすると、時点tから時点t+1にかけての平均対数偏差の変化、つまり△MLDは以下のように分解することができる。

$$\begin{aligned} \Delta MLD &= \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g * \Delta MLD_g + \sum_{g=1}^m \overline{MLD_g} * \Delta \alpha_g \\ &\quad \text{【第1項】} \qquad \qquad \qquad \text{【第2項】} \\ &+ \sum_{g=1}^m \overline{\ln\left(\frac{\bar{Y}}{\bar{Y}_g}\right)} * \Delta \alpha_g + \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g * \Delta \ln\left(\frac{\bar{Y}}{\bar{Y}_g}\right) \\ &\quad \text{【第3項】} \qquad \qquad \qquad \text{【第4項】} \end{aligned}$$

なお式中のバーはそれぞれの値の時点t及び時点t+1における平均値を表し、△は時点tから時点t+1の間の変化を表すものとする。この式の第1項はグループ内の変化によって生ずる所得格差の変化を捉える部分（グループ内格差変動要因）、第2項及び第3項はグループの構成比の変化により生ずる所得格差の変化を捉える部分（グループ構成比変動要因）、第4項はグループ間の所得格差の変化によって生ずる所得格差の変化を捉える部分である（グループ間格差変動要因）。またさらに第2項は所得格差が大きいグループの構成比の変化、第3項は全体平均から隔たりを持つグループの構成比の変化を捉える部分と解釈できる。ただし第3項と第4項は各グループにおける平均の全体平均からの乖離度がマイナスの値を取ることがあるためグループごとの影響を解釈することが難しい。よって各グループの第3項と第4項を解釈するため、乖離度が正の値をとる対数分散の要因分解も行う<sup>(16)</sup>。ただし対数平均は所得分配の指標としてあまり望ましくない性質を持っているため<sup>(17)</sup>、要因分解の結果は、原則として平均対数偏差の結果から判断するが、グループごとに第3項と第4項の解釈が必要な場合のみ、対数分散の結果を参考とする。

以下では世帯全体を雇用者世帯、自営者世帯、無業世帯の3つのグループに分けた要因分解を行う<sup>(18)</sup>。なお要因分解に際しては、通貨危機前後を比較できるとともに、世帯のカバレッジが高い「世帯消費実態調査」の等価可処分所得を利用した。以下、所得と記した場合は等価可処分所得のことを示す。

## (2) 世帯全体の所得格差拡大の要因分解

世帯全体の平均対数偏差の変化である0.052のうち第1項から第4項がどの程度寄与したか算出したところ表4のような結果を得た。世帯全体の所得格差の拡大に一番寄与している要因は無業世帯の構成比の上昇である。まず第2項が21.2%、第3項が57.4%の寄与率<sup>(19)</sup>を示している。そして第2項については、無業世帯の部分の寄与率が

表4 世帯全体の平均対数偏差の要因分解

(%)

	グループ内	グループ構成比		グループ内 格差変動要因	
	格差変動要因	変動要因			
	【第1項】	【第2項】	【第3項】		
雇用者世帯	29.1	-13.8	0.9	-36.1	
自営者世帯	38.8	-0.7	0.7	-5.9	
無業世帯	0.1	35.7	55.9	-4.6	
合計	67.9	21.2	57.4	-46.5	

(出所)「世帯消費実態調査」(1996年調査、2001年調査)の個票データにより筆者作成。

35.7%で、他のグループの部分が示したマイナスの寄与率を絶対値で大きく上回っている。そしてこれは他のグループと比較して所得格差が大きい無業世帯の構成比が上昇したことによる影響と解釈することができる<sup>(20)</sup>。また第3項についてグループごとの影響の解釈のため対数分散の要因分解を行った結果、第3項の寄与率の162.4%を無業世帯が説明していることが分かった。なお無業世帯の平均所得は1996年で世帯全体の平均所得の61.7%、2000年で62.8%に過ぎず、また相対的に大きく乖離している<sup>(21)</sup>。よって第3項の動きは、所得の平均値が相対的に大きく下方に乖離している無業世帯の構成比が上昇したことによりもたらされたと解釈できる。そして以上の結果から無業世帯の構成率の上昇が世帯全体の所得格差拡大に大きく寄与していると言うことができる。また世帯全体の格差拡大に寄与した要因として、無業世帯の構成比の上昇の次に、自営者世帯のグループ内格差拡大、雇用者世帯のグループ内所得格差拡大が続いている。具体的には、雇用者世帯の第1項の寄与率が29.1%、自営者世帯の第1項は38.8%となっている。

つまり通貨危機以降に拡大した所得格差の要因は、①所得格差が他のグループと比べ相対的に大きいとともに、グループの平均所得が相対的に下方に乖離している無業世帯の構成比の上昇、②自営者世帯の所得格差拡大、③雇用者世帯の所得格差の拡大であると判断することができる。

## 6. 所得格差拡大の原因

本節では前節で行った所得格差の要因分解の結

果を踏まえ、非正規職の増加や零細事業者を中心とした自営業者の増加といった通貨危機後の経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたとの仮説の検証を行う。また仮説が示す以外にも所得格差を拡大せしめた原因があるのかについても明らかにする。

### (1) 仮説の検証 1

まず仮説の前半部分、すなわち非正規職の増加という経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたとの点を検証する。仮説の前半部分が正しいことを示すためには、非正規職の増加と所得格差拡大との因果関係の存在を確認する必要がある。因果関係の検証のためには雇用者世帯を正規職世帯と非正規職世帯<sup>(22)</sup>の2グループに分け、前節と同様の方法で要因分解することが最善の方法であるが、この方法で検証を行うに当たっては2つの問題点が存在する。第一の問題点は非正規職の定義である。政府は『非正規職』との定義を定めているが、「経済活動人口調査付加調査」のみがこの定義を使っている。しかし同調査は2001年に始まったため通貨危機前後の比較ができないとともに、詳細な所得データが提供されていない。なお『非正規職』に類似した定義としては『臨時・日雇い』があり、この定義では通貨危機前後の比較も可能であり詳細な所得データもとることができ。ただしこの定義では『非正規職』に区分される雇用者を『常用職』と区分する場合がある。しかし『非正規職』との定義も、本来は非正規職に区分されるべき脆弱な条件の下で働く雇用者が除外されているとの批判がある<sup>(23)</sup>。よって前述したデータの利用可能性を考慮した上で、韓国における非正規職に係る先行研究では、『非正規職』との定義を使わず、『臨時・日雇い』を非正規職と読み替えることが少なくない<sup>(24)</sup>。そこで本稿でも『臨時・日雇い』を非正規職と読み替えた上で議論を進めていく。また第二の問題点は「世帯消費実態調査」の1996年調査では『臨時・日雇い』との区分がなされていないことである<sup>(25)</sup>。しかしながら2000年調査では『臨時・日雇い』との区分がなされるとともに、「経済活動人口調査」の個票データから世帯主が『臨時・日雇い』である世帯、すなわち非正規職世帯構成比の1996年から2000年にかけての変化を得ることができる。よって非正規職世帯の構成比上昇が雇用者世帯の所得格差拡大に与えた影響については定量的に把握が可能である。具体的には2000年における正規職世帯、非正規職世帯の平均対数偏差、それぞれの世帯グループの平均所得における世帯全体の平均所得からの乖離を一定として、非正規職世帯の構成比のみを1996年のものに変化させた場合の平均対数偏差を算出する。そして2000年の平均対数偏差からこの平均対数偏差を引いた値は、非正規職世帗の構成比が変化したことによる平均対数偏差の変化、すなわちグループ構成比変動要因と捉えることができるとともに、1996年から2000年にかけての平均対数偏差の変化で除することで、グループ構成比変動要因の寄与率を把握できる。この方法ではグループ内格差要因及びグループ間格差要因を特定することはできないが、非正規職の増加という経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたか否かを判断するには、グループ構成比要因が把握できれば十分である。「経済活動人口調査」の個票データにより得られた1996年から2000年にかけての非正規職世帯の構成比の変化は11.1%である。そしてこの非正規職世帯の構成比の上昇による平均対数偏差の変化は0.050であり、そのうち第2項に相当する部分は0.001、第3項に相当する部分は0.049である。なお雇用者世帯の平均対数偏差は1996年の0.108から2000年の0.134に0.026上昇しているので、寄与率は第2項で2.7%、第3項で190.9%である。つまり雇用者世帯の所得格差拡大は、その平均所得が相対的に乖離している非正規職世帯の構成比の上昇が生じせしめていることが分かる。なお第2項が所得格差拡大に寄与していない理由は正規職世帯と非正規職世帯の所得格差の程度がほぼ等しいからである。非正規職については派遣、契約社員、パートなど形態が多様であり正規職と比較して所得格差が大きいと言われている（太田2005:20）。しかし韓国ではこのような現象は見られない。これは韓国の非正規職の多くが直接雇用かつ非パートであるなど、非正規職の中での多様性が比較的小さいことが要因であると考えられる<sup>(26)</sup>。

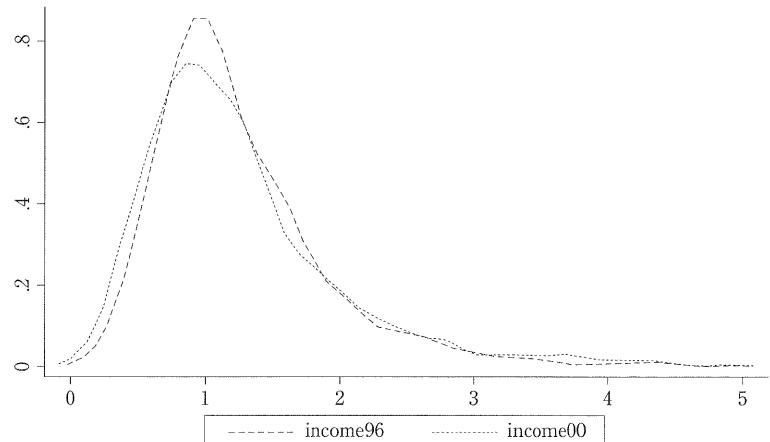
一方、第3項が所得格差拡大に大きく寄与している理由は非正規職世帯の平均所得が大きく下方に乖離しているからである<sup>(27)</sup>。2000年における非正規職世帯の平均所得は正規職世帯の64.5%に過ぎない。ただし「賃金構造基本調査」によると非正規職の賃金は正規職の51.2%とさらに乖離が大きい。これは世帯主が低収入なほど配偶者が働きに出る傾向にあり<sup>(28)</sup>、夫婦合併せた世帯所得の格差は賃金格差よりは圧縮されることが要因である。しかし配偶者の所得による補填効果も賃金格差を埋めるには至っていない。そのような中、総じて低所得な世帯グループの構成比が高まる形で雇用者世帯の所得格差が拡大している。

以上を総合的に勘案すると、非正規職世帯の構成比の上昇が雇用者世帯の所得格差、ひいては非正規職の増加が世帯全体の所得格差拡大をもたらしたとの因果関係を導き出すことが可能である。よって仮説の前半部分は正しいと判断できる。

## (2) 仮説の検証2

次に仮説の後半部分、すなわち零細事業を中心とした自営業者の増加といった経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたとの点を検証するが、そのために零細自営者世帯の比率の高まりが自営者世帯の所得格差をもたらしたかについて考察する。世帯所得が世帯全体の所得を基準として相対貧困水準以下である自営者世帯、すなわち中位所得の50%以下の所得しか得ていない自営者世帯を零細自営者世帯とすると<sup>(29)</sup>、自営者世帯に占める零細自営者世帯の比率は、1996年の4.8%から2000年には8.8%にまで高まっている。次に自営者世帯の所得分布の1996年と2000年における変化を、横軸に世帯全体の中位所得を1とした相対所得をとったカーネル分布図で確認する<sup>(30)</sup>。図1で示されるように、2000年の分布は96年に比べて所得が世帯全体の中位所得の50%以下の

図1 自営者世帯の所得分布の推移



(注) (1) 所得分布はカーネル密度推定量である。

(2) 横軸は世帯全体の中位所得を1とした数値である。

(3) 参照線は0.5であり、この左側は零細自営業世帯である。

(出所) 「世帯消費実態調査」(1996年調査、2001年調査) の個票データにより筆者作成。

層、すなわち相対貧困層が厚くなる形で尖度が小さく（山がなだらかに）なっており、主に零細自営者世帯の増加によって所得格差が拡大していることが確認できる。さらに各所得分位における相対所得が96年から2000年の間にどの程度変化したか確認すると、所得分位が下から70%ラインの世帯までは相対所得の低下が生じている。そして所得分位が低いほど低下幅が大きくなっている。5%ラインの世帯はマイナス19.6%、10%ラインの世帯はマイナス15.1%と大幅な低下となっている。つまり自営業者の増加は中所得層以下にマイナスの影響を与え、特に低所得層の零細化を伴いながら所得格差を拡大せしめていることが分かる。

以上を総合的に考慮すると、零細事業を中心とした自営業者の増加が自営者世帯の所得格差拡大、ひいては世帯全体の所得格差拡大をもたらしたとの因果関係を導き出すことが可能である。よって仮説の後半部分も正しいと判断できる。

## (3) 仮説が示す以外の所得格差拡大の原因

ここまで仮説の検証を行ったが、前節で行った所得格差拡大の要因分解から、仮説が示す以外に所得格差を拡大させた原因があり、これが一番重要な原因であることを示唆する結果を得た。すなわち無業世帯の構成比上昇が1996年から2000年にかけて世帯全体の所得格差拡大に最も大きな寄

表5 失業世帯及び非経済活動世帯の構成比：対世帯全体

(%)

年	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
失業世帯	1.6	1.6	1.5	1.3	1.2	1.6	5
非経済活動世帯	12.6	13.8	13	13.2	13.8	14.3	16.1
年	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
失業世帯	4.5	2.8	2.5	2.1	2	2.1	2.1
非経済活動世帯	17	17.4	18.2	18.2	18.5	19.3	19.8

(出所)「経済活動人口調査」(各年調査)の特別集計により筆者作成。

与率を示したとの点である。そこで以下では無業世帯の構成比の上昇がどのような原因により生じたのか考察することで、一番重要な原因について明らかにしたい。

まず通貨危機以降に無業世帯の構成比が上昇した原因として疑われる動きは失業率の高まりである。完全失業率を見ると、1990～97年は平均で2.4%に過ぎず、1996年には2.0%という低水準であったが、1998年には7.0%と急激に上昇し、2000年も4.1%と高い水準であった。そしてその後失業率は緩やかに低下したものの、2003～2007年の平均は3.3%と通貨危機以前の平均より高い水準で落ち着いている。これは景気変動といった循環的な変動に影響を受けない自然失業率が通貨危機以降に高まったことを示唆しているが、自然失業率は通貨危機以降0.3～0.6%ポイント上昇したとの研究結果がある(シンソッカ2004:206)。よって2000年における自然失業率の上昇がこの数値であるとするならば、1996年から2000年の失業率の差である2.1%ポイントの内、1.8～1.5%ポイントと大半が、通貨危機がもたらした景気後退によって高まった部分と考えられる。つまり無業世帯の構成比の上昇が、失業者が世帯主の世帯(以下、失業世帯とする。)の増加により生じていたのであれば、無業世帯の構成比の上昇は通貨危機に伴う一時的な景気変動によって主にもたらされたと考えることができる。また通貨危機以降に無業世帯の構成比が上昇した要因としてもう一つ疑われる動きは、非経済活動人口の構成比の高まりである。非経済活動人口の構成比は高齢化によって引退者が増加する場合に高まるが、通貨危機以降は引退年齢ではない30代後半から40代の男性の非経済活動人口の構成比が持続的

に高まっている(チョンソンミ2007:53)。また30-54歳の男性の非経済活動者が増加しているが、これは就業条件の悪化により就業をあきらめる人が増加しているからと考えられる(チョンソンミ2007:54)。このような就業条件の悪化による非経済活動人口の構成比の上昇は、通常は失業率の高まりと同時に生ずる現象であるが、通貨危機以降は、失業率が上昇した時期のみならず、失業率が下落した時期にもこの現象が見られた。つまり無業世帯の増加が、非経済活動者が世帯主の世帯(以下、非経済活動世帯とする。)の増加によって生じていたのであれば、無業世帯の構成比の上昇は通貨危機により引き起こされた経済構造の変化によってもたらされたことが疑われる。

そこで無業世帯の構成比の上昇が失業世帯と非経済活動世帯のいずれによってもたらされたか検証したい。ただし所得格差の要因分解を利用した「世帯消費実態調査」により提供されているデータでは、無業世帯を失業世帯と非経済活動世帯に分解することができず、さらに2000年以降の数値を得ることもできないため、次善の方法として「経済活動人口調査」のデータを利用する。具体的には「経済活動人口調査」の個票データから、世帯主全体に占める世帯主である失業者の構成比、世帯主全体に占める世帯主である非経済活動者の構成比を算出することで、失業世帯の構成比と非経済活動世帯の構成比を近似する。結果は表5に示したとおりであるが、ここから2つの傾向を読み取ることができる。第一の傾向は、失業世帯の構成比は1%台で安定していたものの、1998年には5.0%にまで高まり、その後徐々に低下し2003年以降は2%程度で落ち着いた点である。そして第二の傾向は、非経済活動世帯の構成比は、

通貨危機以前は緩やかに高まっていたが、1998年には16.1%に跳ね上がり、その後も早い速度で高まった点である。そして所得格差が急激に拡大した時期である1996年と2000年の数値を比較すると、失業世帯の構成比は1.6%ポイント、非経済活動世帯は3.6%ポイント上昇して

表6 年齢階級別非経済活動世帯の構成比

(%)

年	1996	2000	2005
15～24歳	35.4 (7.6)	37 (5.1)	35.9 (3.0)
25～34歳	5.8 (27.8)	8.1 (23.9)	8.2 (18.9)
34～44歳	5.0 (28.2)	7.7 (29.9)	7.7 (27.5)
45～54歳	8.6 (17.5)	11.6 (19.0)	12.4 (23.3)
55～65歳	19.3 (11.0)	26.1 (11.6)	26.6 (12.9)
65歳～	55.5 (8.0)	58.8 (10.4)	60.8 (14.3)

(出所) 表5と同じ。

ている。つまりこの間における無業世帯の構成比上昇の7割程度は、非経済活動世帯の増加によりもたらされたと考えることができる。そして2000年以降は、失業世帯が減少する中、その低下分を非経済活動世帯の増加が相殺する形となっている。

なお非経済活動世帯の増加は高齢化の進展によっても生じ得るので、世帯主の年齢層別に全世帯に占める非経済活動世帯の構成比の推移を、1996年、2000年、2005年の3時点から確認する。結果は表6で示したとおりであるが、1996年から2000年の間については全ての年齢階級で非経済活動世帯の構成比が高まっており、高齢化の進展の影響は小さく<sup>(31)</sup>、別の何らかの理由により非経済活動世帯が増加したと判断できる。そして2000年から2005年については、年齢層別に見た非経済活動世帯の構成比には特段の変化がないことから、非経済活動世帯の構成比の高まりには高齢化が大きく影響したと判断できる<sup>(32)</sup>。次に1996年から2000年にかけて非経済活動世帯が増加した理由を検討する。シンソッカ(2004)は、通貨危機以降の非経済活動人口の構成比が上昇した原因を分析し、通貨危機直後に生じた構造変化が原因であるとの結論を示している。そしてこの構造変化は生産性の増加率の鈍化や労働に不利な技術進歩により労働需要が構造的に減少したことであると指摘した(シンソッカ 2004:238-240)。また経済活動状態の月間移行確率を見ると、失業から非経済活動への移行確率が、1993～97年平均の5.7%から、1998～2002年の11.1%に大きく上昇している<sup>(33)</sup>。よってこれら先行研究の結果から判断すると、1996年から2000年にかけて非経済活動世帯が増加した原因は、労働需要の減

少を背景として職探しの困難度が高まったとの構造的な変化であると言うことができる。

以上より無業世帯の構成比が上昇した理由は以下の2点に要約できる。第一は、1996年から2000年の間に生じた無業世帯の構成比の上昇は、主に通貨危機以降に職探しの困難度が高まったことを背景とした非経済活動世帯の増加という経済構造の変化による点であり、構成比上昇の7割程度を説明することができる。そして通貨危機以降に一時的に起こった景気悪化を背景とした失業世帯の増加により残りの3割程度が説明できる。そして第二は、2000年以降に失業世帯は減少したが、その減少分を高齢化の進展を背景とした非経済活動世帯の増加が相殺したため、無業世帯の構成比が高水準で維持された点である。

## 7. 結論

本稿では非正規職の増加や零細事業者を中心とした自営業者の増加といった通貨危機後の経済構造の変化が所得格差拡大をもたらしたとの仮説を立てその検証を行った。具体的には先行研究を整理した結果浮び上がった、仮説の検証のために必要となる2つの課題、すなわち所得格差が通貨危機以降に拡大した点を複数の調査及び複数の格差を測る指標から明らかにするとともに、拡大した所得格差が再び縮小していないか確認すること、通貨危機以降に生じた経済構造の変化と所得格差との因果関係を明らかにすることに取り組んだ。そして結果は以下のとおりである。第一に通貨危機以降1～2年で所得格差が拡大し、その後は所得格差が縮小することなく推移したことが明らかになった。第二に非正規職の増加及び零細事業者

の増加を中心とした自営業者の増加と所得格差拡大の因果関係が明らかになった。そして仮説で示した以外に、通貨危機以降に生じた労働需要の減少を背景とした構造的な非経済活動人口の増加が、世帯全体の所得格差拡大の最も大きな原因であることも明らかとなった。よって本稿では、通貨危機以降の所得格差拡大は、非経済活動人口の増加が最も重要な原因であり、それに非正規職の増加、零細事業者を中心とした自営業者の増加が続くとの結論を得た。

なお非経済活動人口の増加、非正規職の増加、零細事業者を中心とした自営業者の増加はそれぞれ景気変動により生ずる循環的な要因ではなく、通貨危機以降を契機に生じた経済システムの変更や経済主体の行動変化といった構造的要因により生じており、これらの根源的な構造的要因を取り除かないと所得格差を縮小させることは難しい。本稿ではこれら経済構造の変化が所得格差拡大の原因であるとの点までは明らかにしたが、その背景にある根源的な構造的要因については踏み込んだ分析を加えておらず、先行研究の整理により構造的要因を列挙したに過ぎない。有効な所得格差対策を講ずるためにには、数多くの根源的な構造的要因の中でも、何が経済構造変化をもたらしたか明らかにする必要があり、これは本稿で残された課題である。

#### 〈参考文献〉

##### (日本語文献)

- 大田清 2005. 「フリーターの増加と労働所得格差の拡大」 ESRI Discussion Paper Series No. 140 内閣府経済社会総合研究所。
- 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』 東京大学出版会, 11-38 ページ。
- 小峰隆夫 2006. 『日本経済の構造変動』 岩波書店。
- 橋木俊詔・浦川邦夫 2006. 『日本の貧困研究』 東京大学出版会。
- 西崎文平・山田泰・安藤栄裕 1998. 『日本の所得格差—国際比較の視点から』 経済企画庁経済研究所。
- 人見光太郎・西山慶彦・小西葉子 2005. 「正しい分布？正しい関数？」 大竹文雄編『応用経済学への誘い』 日本評論社, 187-218 ページ。
- 本西泰三 2003. 「タイの所得分配 1975-1998」 PRI Discussion

Paper Series (No.03A-20) 財務省財務総合政策研究所  
研究部。

#### (韓国語文献)

- 김관호 [キムガンホ] 2005. 「세계화와 소득분배」 柳在元・林慧俊編『세계화와 개방정책: 평가와 과제』 对外經濟政策研究院, pp.81-114.
- 김용성 [キムヨンソン] 2006. 「임시·일용직 증가현상에 대한 고찰」 신인석·한진희 편『경제위기 이후 한국경제 구조변화의 분석과 정책방향』 韓国開發研究院, pp.245-290.
- 김유선 [キムユソン] 2003. 「기업의 비정규직 사용비율 결정요인」 제1회 한국사업체페널 학술대회 발표논문, 韓國勞働研究院。
- 김재호·김철희 [キムジェホ・キムチヨリ] 2006. 「자영업자의 소득파악과 빈곤원인분석」 제7회 한국노동페널 학술대회 발표논문, 韓國勞働研究院。
- 劳働部 2005. 『05년 경제활동인구 부가조사 결과분석』 .
- 류재우·김재홍 [リュジェウ・キムジェソン] 2001. 「근래의 상용직 비중 변화에 대한 동태적 분석」 『労働経済論集』 第24卷 (1) 韓国労働経済学会, pp.253-283.
- 류재우·최호영 [リュジェウ・チエホヨン] 2000. 「자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동」 『労働経済論集』 第23卷 (1) 韓国労働経済学会, pp.137-165.
- 신석하 [シンソッカ] 2004. 「외환위기 이후 고용상황 변화에 대한 연구」 『한국경제 구조변화와 고용창출』 韓国開發研究院, pp.163-254.
- 安国臣 1995. 「韓国의 経済発展과 所得分配」 『経済発展研究』 第1卷, pp.53-76.
- 안주엽·노용진·박우성·박찬임·이주희·허재준 [アンジュヨプ・ノヨンジン・パクウソン・パクチャンイム・イジュヒ・ホチェジュン] 2001. 「비정규근로의 실태와 정책과제 (I)」 韓国労働研究院。
- 원종학·성명재 [ウォンジョンハク・ソンミョンジェ] 2007. 「소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향」 韩国租税研究院。
- 俞京濬 2004. 「비정규직 문제와 고용창출」 『한국경제 구조변화와 고용창출』 韓国開發研究院, pp.463-524.
- 俞京濬 2007. 『소득불평등과 양극화』 정책연구시리즈 2007-01 韓国開發研究院。
- 俞京濬·金大逸 2002. 「외환위기 이후 소득분배구조변화와 계분배정책효과 분석」 연구보고서 2002-08 韓国開發研究院。
- 俞京濬·金大逸 2003. 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』 연구보고서 2003-05 韓国開發研究院。
- 尹起重 1997. 『韓国經濟의 不平等 分析』 博英社。
- 李延雨·黃晟鉉 1998. 「韓国의 分配問題: 現況, 問題点과 政策方向」 『KDI 政策研究』 第20卷 第1·2号 韓国開發研究院, pp.153-230.

정성미 [ションソンミ] 2007. 「최근 비경제활동인구 변화 분석」『노동리뷰』2007년 5월호 韓国労働研究院, pp.49-61.

조준모 [チョジュンモ] 2006. 「경기변동이 자영업 진출에 미치는 효과에 관한 동태적 연구: 월간 단기폐널을 이용한 분석」『금재호·윤미례·조준모·최강식 편 『자영업의 실태와 정책과제』 정책연구 2006-10 韓国労働研究院, pp.101-122.

정진호 [ジョンジンホ] 2001. 「근로자가구 소득분배 및 그 변화」 정진호·황덕순·이병희·최강식 편 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』 韓国労働研究院, pp.36-70.

현진권·임병인 [ヒョンジンコン・イムビヨンイン] 2004. 「우리나라 소득분배 실증연구의 한계」『응용경제』第6卷 第1号 韓国応用経済学会, pp.49-68.

황수경·김가을 [ファンスギョン・キムカユル] 2005. 「기혼여성의 경제적 지위——맞벌이 가구를 중심으로」『노동리뷰』2005년 9월호 韓国労働研究院, pp.38-48.

#### (英語文献)

Burtless, G. 2007. "Globalization and income polarization in rich countries" Issues in *Economic Policy*, The Brookings Institution.

Gottschalk, P. and T. M. Smeeding 1997. "Cross-national comparisons of earnings and income inequality" *Journal of Economics Literature*, XXXV, pp. 633-687.

Mookherjee, D. and A. Shorrocks 1982. "A decomposition analysis of the trend in UK income inequality" *Economic Journal*, Vol. 92, pp. 886-992.

(1) ウォンジョンハク・ソンミョンジェ (2007:24)、尹起重 (1997:293)。また安国臣 (1995:61) 表1では1965年以降のジニ係数の公式推計が整理されているが、この数値からは所得格差が70年代には拡大し、80年代には縮小したと言うことが可能であり、クズネツの逆U字仮説と整合的な動きとなっている。

(2) 例えばBurtless (2007)。

(3) 小峰 (2006:2) は構造変化を「経済主体の行動様式や意識の変化、技術革新などの伴う」ものとしている。

(4) 例えばウォンジョンハク・ソンミョンジェ (2007)。

(5) 高齢化が進むと、一般的にジニ係数が高い高齢者の構成比が高まり、全体のジニ係数が高まるとの現象が生ずる。しかし高齢化は緩やかに進展するため、急速に所得格差を拡大させるとは考えられない。

(6) 愉京濬 (2007:24) 表3-1の数値をもとに筆者が算出した。ただし1998年以降公表されている補助的な所得データについては自営者世帯や無業世帯も対象とされており、カバレッジは63.0%にまで高めることが可能である。

(7) 愉京濬 (2007:24) 表3-1の数値をもとに筆者が算出し

た。農家世帯（単身世帯を除く）は8.9%であるがこれに単身農家世帯を加えたものが統計がカバーしていない世帯の比率である。

(8) さらに「世帯消費実態調査」は2001年調査以降廃止された。

(9) 1998年に行われた第一次調査では調査時点から遡って1年間の所得を尋ねている。よって1997年6月から1998年5月までが対象となっている。しかし1999年に行われた第二次調査からは前年1年間の所得を聞くようになり、第二次調査では1998年の所得が把握された。したがって第一次調査の所得と第二次調査の所得は単純に比較できないため、本稿では「韓国労働パネル調査」の所得データは第二次調査、すなわち1998年のものから使用した。

(10) 経常所得とは定期的に得ることが期待される税引き前の所得のことであり、対立概念としては退職金等の非経常所得がある。

(11) 「世帯消費実態調査」の1996年調査については、租税や社会保障負担のデータが得られない。そこで俞京濬・金大逸 (2003:23-24) で紹介されている方法、すなわち、2001年調査から経常所得に占める租税や社会保障負担の比率を、雇用者世帯、自営者世帯、無業世帯の世帯グループ別に導出し、96年調査でも世帯グループごとにその比率が変わらないとの仮定を置いて租税や社会保障負担を推計することで可処分所得を導出した。なお「韓国労働パネル調査」の2003年調査以前の調査についても同じ問題が生じたことから、同じ方法を援用して可処分所得を推計した。

(12) あまりに所得が高い世帯やあまりに所得が低い世帯の所得に対する調整、いわゆるボトム・コーディングとトップ・コーディングも行った。これは格差を測る指標が分布の極端に位置する所得の影響を受けやすいために行う (小塩 2006:15)。具体的にはGottschalk and Smeeding (1997) の手法により、経常所得の平均の1%を下限額として、それ以下の所得の世帯は下限額を得ているとし、また等価所得の中央値の10倍を上限額として、それ以上の所得の世帯は上限額を得ているとした。

(13) 日本でも同様であり、「経済財政白書」(平成18年度版) (内閣府:257) は使用する調査によってジニ係数の水準が異なる点を指摘している。

(14) 小塩 (2006:17) を参考とした。なおジニ係数を含め各指標については、橘木・浦河 (2006:223-233)、西崎・他 (1998:53-55)、「年次経済財政報告」(平成18年度版) (内閣府) 350ページを参考とした。

(15) 西崎・他 (1998:13)。なおジニ係数は全体をグループ内格差とグループ間格差等に整合的に分解できない。ジニ係数で整合的に分解できるのは、グループ間で全くオーバーラップしない場合のみである (大田 2005:16)。

(16) 対数分散は各世帯の所得の対数値の分散値であり、

時点 t から時点 t+1 にかけての変化は以下のように分解が可能である。

$$\Delta LV = \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g * \Delta LV_g + \sum_{g=1}^m \bar{L} \bar{V}_g * \Delta \alpha_g + \sum_{g=1}^m \overline{(Y_g - \bar{Y})^2} * \Delta \alpha_g + \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g * \Delta \ln(Y_g - \bar{Y})^2$$

【第1項】 【第2項】 【第3項】 【第4項】

- (17) 対数分散は、平均値を変えないで低所得者から高所得者への所得の再分配を行った場合に、必ずしも指標が高まらないとの性質を有している（本西 2003:3）。
- (18) 雇用者世帯は世帯主が雇用者である世帯、自営者世帯は世帯主が自営業者である世帯、無業世帯は世帯主が無職である世帯と定義した。
- (19) 寄与率は全体の平均対数偏差の変化に占める各要因の比率である。
- (20) 無業世帯は世帯主の勤労所得がないため、財産所得、年金等の移転所得、世帯主以外の世帯員による所得によって世帯所得が決まる。これら所得の有無及び多寡は世帯によって大きなばらつきがあり、世帯主の勤労所得が世帯所得の多くを占める雇用者世帯や自営者世帯と比べてグループ内格差が大きくなることが一般的である。なお無業世帯の所得格差が他の世帯グループと比較して高い点は、ジニ係数のみならず、アトキンソン係数、平均対数偏差でも確認でき、統計上の歪みによって生じた現象でないことが分かる。
- (21) 世帯全体の平均所得とグループ平均所得の乖離度を対数値の差の二乗で測ると、1996 年と 2000 年の平均で雇用者世帯は 0.005、自営者世帯は 0.028、無業世帯は 0.359 と無業世帯の乖離が大きいことが分かる。
- (22) 正規職世帯は世帯主が正規職である世帯、非正規職世帯は世帯主が非正規職である世帯と定義する。
- (23) たとえば労働組合では『臨時・日雇い』には含まれるが『非正規職』には含まれない雇用者 292 万人（全就業者の 19.5%）も非正規職であるとの立場をとっている。また政府もこのような雇用者は主に零細事業体で勤務する勤労条件が劣悪な雇用者と把握することが妥当としている。なお『非正規職』には含まれないが『臨時・日雇い』には含まれない雇用者は 136 万人（全雇用者の 9.1%）である（労働部：2005）。非正規職を労働条件が劣悪な雇用者と考えると、『非正規職』、『臨時・日雇い』いずれの定義を使ってもその全てを把握することは難しい。

- (24) 例えば第 2 節で紹介した非正規職に関する先行研究の多くも『臨時・日雇い』を非正規職と読み替えて議論を進めている。
- (25) 『臨時・日雇い労働者』との区分はあるが、本来『臨時・日雇い』に区分されるべき雇用者（例えば事務従事者である『臨時・日雇い』）が含まれないといった問題点がある。
- (26) 2000 年時点では『臨時・日雇い』の 73.4% が直接雇用であり、週当たり労働時間は 48.1 時間である（アンジュヨブ、他（2001:111,119）の数値から筆者が計算）。
- (27) 注 21 と同様に 2000 年の乖離度を測ると、正規職世帯は 0.021、非正規職世帯は 0.086 と非正規職世帯の乖離が大きいことがわかる。
- (28) ファンスギョン・キムカユル（2005）は既存女性の労働力率を夫の所得階級別に再集計しているが、夫が低所得なほど妻が働いている比率が高いことを明らかにしている。なお世帯の大半は男性であるため、世帯主の所得が低いほど配偶者が働く傾向にあると言えることができる。
- (29) 相対貧困水準は中位所得の 50% とする場合が多いことから（例えば OECD による各国比較）、本稿でもこの基準を採用した。
- (30) カーネル分布図は度数を連続的に描いたヒストグラムであり分布の偏り具合やその変化を視覚的に捉えるのに便利である（小塙 2006:17）。カーネル密度推定については人見、他（2005:198）が詳しい。
- (31) 1996 年から 2000 年における非経済活動世帯における上昇幅のうち、高齢化がどの程度寄与したか確認するため、1996 年の年齢階級別の非経済活動世帯の構成比を固定して各年齢階級の構成比を 2000 年のものとした時の変化（年齢階級の構成比変動効果）を見た。この結果、年齢階級の構成比変動効果は変化全体の 16.0% を説明するに過ぎず、これをもって高齢化の影響は小さいと判断した。
- (32) 注 31 と同様の分析を 2000 年から 2005 年の間についても行った。その結果年齢階級の構成比変動効果が変動全体の 75.9% を占めたことから、高齢化の影響は大きかったと判断した。
- (33) シンソッカ（2004:170）表 4-2 の数値をもとに記述した。