

勤勞者 家口所得 不平等의 要因別 分解

鄭進浩* · 崔康植**

논문초록

본 연구는 경제위기 전후에 근로자 가구의 소득계층별 분포와 소득원천별·인구 특성별 소득불평등 기여도를 분석하였다. 주요 분석결과를 보면 첫째, 경제위기 이후 소득분배가 급격히 악화되었고, 이는 주로 중간층보다는 하위 20% 계층의 소득점유율 하락에 기인한 것이었다. 둘째, 비경상소득을 제외한 가구소득 불평등은 대부분 근로소득, 특히 가구주 근로소득의 불평등에 기인하는 것으로 나타났다. 셋째, 가구주의 학력 혹은 연령집단 내의 불평등도가 전체 불평등의 80% 이상을 설명하였고, 집단간 불평등도는 크지 않았다. 그러나 학력수준의 상승과 인구구조의 변화 등은 소득불평등을 완화시키고 있었다.

핵심 주제어: 所得不平等度, 要因分解

경제학문헌목록 주제분류: J3

* 韓國勞動研究院 研究委員

** 明知大學校 教授

I. 머리말

경제위기 이후 근로자 가구의 소득불평등에 대한 우려가 높아지고 있다. 특히 대량실업을 겪으면서 중산층의 붕괴라는 용어가 심심찮게 언론에 등장하고 있다. 이것은 경제위기를 겪는 동안 우리나라의 소득불평등이 매우 심화되고 있음을 반영하는 것이다. 소득불평등도의 확대는 시장기능의 회복과 더불어 기능편향적 기술진보 (skill-biased technological change) 등으로 불가피한 측면이 있지만, 지속적인 소득불평등의 확대는 시장기능을 오히려 저해할 가능성도 있다. 따라서 본 연구는 임금 근로자 가구의 소득불평등도를 요인분해를 통하여 분석함으로써 향후 이 분야의 연구와 정책에 기초자료를 제공하고자 한다.

기존의 우리나라 소득불평등도에 대한 연구는 많은 편이 아닐 뿐만 아니라, 대부분이 Gini 계수 등의 소득불평등에 대한 종합적인 지표를 분석하는 데 그치고 있어, 소득불평등의 원인을 분석하기에는 아직 한계가 많은 상황이다. 그러나 단순한 소득불평등 지표나 소득원천별 불평등도 지수만을 가지고선 어떤 계층의 소득이 상대적으로 더 악화되었는지, 혹은 어떤 소득원천이 불평등의 원인인지를 파악하기 힘들다. 이를 위해서는 소득계층별 소득분포와 소득원천별 혹은 인구특성별로 전체 불평등에 대한 기여도 등을 분석하는 것이 중요하다.¹⁾

최근 들어 근로자의 소득원천별로 Gini 계수를 분석한 연구결과 역시 소득원천별 소득이 전체 소득불평등에 기여하는 정도를 고려하고 있지 못하다. 따라서 본 연구에서는 우리나라 도시근로자의 가구소득에 대해서 종합적인 소득불평등도 지표를 살펴본 후, 여기서 한 걸음 더 나아가 소득계층별 분석, 그리고 소득원천별 및 인구집단별 소득불평등도에 대한 요인분해를 실시하고자 한다.

소득불평등도에 대한 요인분석을 한다고 해서 소득불평등도에 대한 원인을 모두 파악할 수 있는 것은 물론 아니다. 그러나 종합적인 소득분포 지수만을 시계열로 비교하는 것보다는 이러한 요인 분석이 소득불평등의 원인 연구에 한 걸음 더 나아간 것이며, 향후 연구에 있어 중요한 기초연구가 될 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 소득불균등도에 관한 기존의 연구 결과를 간략히 살펴본 후, 본 연구에서 사용된 자료와 그 한계에 대하여 설명한다.

1) 통계청의 「도시가계조사」에서는 근로자의 가구소득을 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득, 비경상소득 등으로 나누고 있다.

제III절의 전반부에서는 우리나라 소득불평등도의 수준과 변화에 대해서 Gini 계수, 대수편차평균, Atkinson 지수 등의 종합적인 지표를 사용하여 분석한 후, 소득점유율과 분위수(percentiles) 배율의 변화에 대해서 분석한다. 그리고 소득원천별로 불평등도를 요인분해한다. 후반부에서는 소득을 가구주의 근로소득으로 한정하여 가구주의 학력과 연령에 따라 집단을 구분하여 집단별 요인분해를 실시한다. 마지막 제IV절에서는 요약 및 추후 연구과제를 제시한다.

II. 既存研究 및 使用 資料

1. 기존 연구

우리나라의 경우 소득불평등도에 관한 연구는 상당히 오래 전부터 이루어져 왔지만, 이 분야의 연구결과가 많은 편은 아니다. 주학중(1979, 1982), 주학중·윤주현(1984), 권순원 외(1992) 등의 연구가 있다.

최근의 연구 중에서 현진권·강석훈(1998)은 Atkinson, et al. (1995)의 연구와 같은 자료와 방법론을 적용하여 우리나라의 소득분배를 분석하여 OECD 국가들과 비교하였다. 이 연구에서는 통계청의 「가구소비실태조사」자료와 「대우패널」자료를 사용하여 비교하였는데, 「대우패널」자료를 사용한 경우 우리나라의 소득불평등도는 미국과 비슷하여 OECD 국가 중에서 매우 심한 것으로 나타났다. 반면에 통계청의 「가계소비실태조사」자료(1991)를 이용한 결과에 따르면, 우리나라의 소득불평등도는 OECD 국가의 평균 정도의 수준을 보였다. 그러나 이 연구는 1991년과 1992년의 자료를 사용한 연구로서 경제위기 전후의 변화나 최근의 소득분배 변화를 살펴보는 데 한계가 있으며, 소득원천별 혹은 집단별 변화요인 등은 살펴보지 못하고 있다.

이정우·황성현(1998)은 「도시가계조사」자료를 이용하여 1980년대 이후 우리나라의 소득분배가 개선되고 있음을 보이고 있다. 특히 소득 중에서 근로소득의 분배는 1980년 이후 개선된 것은 분명하나, 토지나 주식 등에 의한 비임금 소득까지 포함하면 그 결과는 크게 달라질 수 있다고 주장하고 있다. 특히 대우경제연구소의 패널자료 분석을 통하여 우리나라의 부의 분배는 지금까지 알려진 것보다 훨씬 더

불평등하며, 특히 토지 등 실물자산의 불평등이 심각하다고 주장하고 있다.

류상경·강석훈(1999)은 1991년 및 1996년 통계청의『가구소비실태조사』에서 중간값(median)을 기준으로 상류층, 중산층, 빈곤층으로 세분된 소득계층별 분포의 특성 및 변화를 분석하였다. 이들은 분석기간 중에 중산층이 감소하고 빈곤층이 증가하였다는 분석결과에 근거하여 중간층 육성을 위한 정책수단을 제시하고 있다.

정광수(2000)는 소득과 소비의 불평등도를 측정하는 지표로서 중심소득순위(*center of gravity of income distribution*)라는 개념을 도입하여 경제위기 이전과 이후를 비교하였다.²⁾ 이 연구에 따르면 소득불평등도는 1982년 이후 서서히 개선되다가 1990년대 중반에 역전되었고, 다시 1997년에 들어 재역전되었다. 그러나 이 당시 경제위기가 발발하여 소득불평등도가 급격히 악화된 후 최근 들어 다시 개선되는 양상을 보이고 있음을 밝혔다. 또한 경제위기 이전에는 소득의 계층간 불평등도가 전체 불평등도의 변화 방향과 정도를 결정하였지만, 경제위기 이후에는 계층 내 불평등도의 변화가 차지하는 비중이 증가하여 소득계층 내의 동질성이 회복되고 있다고 주장하고 있다.

이우성(2000)은 소득원천별로 Gini 계수를 비교하였다. 도시근로자의 가구소득에 있어서 근로소득의 Gini 계수는 외환위기 이후 급격하게 상승하였다가 2000년 상반기에 다시 완화되는 반면, 재산소득의 Gini 계수는 근로소득의 Gini 계수보다 훨씬 더 클 뿐만 아니라 외환위기 이후 개선되지 않고 지속되는 경향을 보이고 있다고 주장하고 있다.

하지만 이러한 연구들은 주로 종합적인 지표의 변화에 관심이 있으며, 연구에 따라서는 소득원천별 소득불평등도, 집단별 소득불평등도 분석을 부분적으로 다루고 있으나 종합적인 분석은 이루어지지 않고 있다.

한편, 가구소득이 아닌 개별 근로자의 임금소득을 기준으로 소득불평등도를 분석한 연구로는 Kim & Topel(1995), Choi(1996), 유경준(1998), 박성준(2000) 등의 연구가 있는데, 이들 연구는 대부분 노동부의『임금구조기본통계조사』를 분석자료로 이용하고 있다.

2) 중심소득순위에 대해서는 정광수(2000) 참조.

2. 사용자료 및 한계점

소득불평등도에 대한 실증분석에 선행하여 소득에 관한 각종 실태조사를 우선적으로 검토하고자 한다. 우리나라에서 실시되고 있는 소득에 관한 실태조사를 살펴보면 <표 1>과 같은데 다음과 같은 차이점이 있다. 첫째, 통계청의 각종 실태조사는 근로자가구를 조사단위로 모든 형태의 소득을 조사하고 있다. 둘째, 노동부의 『임금구조기본통계조사』는 개별 근로자를 조사단위로 근로소득, 즉 임금소득만을 조사하고 있다.

이와 같이 소득에 관한 가장 대표적인 실태조사에서도 조사대상뿐만 아니라 조사되고 있는 소득의 형태도 상이하다. 이를 소득에 관한 주요한 실태조사의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 이들 실태조사 중에서 통계청의 『가구소비실태조사』는 전국의 모든 가구를 조사대상으로 모든 형태의 소득을 조사하고 있기 때문에 소득불평등도를 분석하는 데 가장 적합하다.³⁾ 그러나 이 실태조사는 1991년 이후 매 5년 간격으로 실시되고 있는데, 이용 가능한 가장 최근 연도는 1996년이다. 따라서 이 실태조사는 IMF 외환위기의 파급효과가 높았던 1998년의 소득불평등도를 분석할 수가 없다.

둘째, 전체 가구에서 농가가 차지하는 비중이 최근에는 매우 낮기 때문에, 도시 지역의 비농가가 조사대상인 통계청의 『도시가계조사』를 이용하여 소득불평등도를 분석할 수 있다. 그러나 이 실태조사에서는 근로자 이외의 가구, 즉 자영업자 및 무직 가구에 대해서는 지출만 조사되고 소득은 조사되고 있지 않다. 또한 소득이 조사되고 있는 근로자 가구도 2인 이상 가구로 조사대상이 한정되어 있다. 따라서 이 실태조사를 이용하더라도 전체 가구의 소득불평등도를 정확하게 추정할 수는 없다. 그러나 이와 같은 자료상의 제약을 무시하면 『도시가계조사』는 2인 이상 근로자가구의 소득불평등도를 분석하는 데 매우 유용하다. 특히 최근의 소득불평등도에 관한 분석은 대부분 이 자료를 이용하고 있다.

셋째, 근로자가구에서는 근로소득의 비중이 매우 높기 때문에, 개별 근로자의 임금소득을 조사하고 있는 노동부의 『임금구조기본통계조사』도 소득불평등도를 분석하는 데 매우 유용하다. 그러나 이 실태조사도 임금수준이 상대적으로 낮은 영세규

3) 이 실태조사를 이용하여 전체 가구의 소득불평등도를 추정한 결과는 통계청, 『한국의 사회지표』, 1998, p. 155 참조.

〈표 1〉 우리나라의 소득에 관한 주요 실태조사

| 조사명칭 | 조사단위 | 조사대상 | 조사주기 | 비 고 |
|--------------|------|----------------|------|----------------------------|
| 도시가계조사 | 가구 | 비농가 | 매 월 | 1인 가구 제외(근로자가구만 소득조사) |
| 농가경제통계 | 가구 | 농 가 | 매 년 | 1인 가구 제외 |
| 가구 소비 실태조사 | 가구 | 전 국 | 매 5년 | 1인 가구 포함(1991년 이후 매 5년 간격) |
| 사회통계조사 | 가구 | 전 국 | 매 년 | 1985, 1988, 1993년도 소득조사 |
| 임금 구조 기본통계조사 | 개인 | 5인 이상 민간사업체 | 매 년 | 영세규모사업체 및 비상용직 근로자 제외 |

주: 개인이나 민간기관이 실시한 실태조사는 제외되어 있음.

모사업체의 모든 근로자 및 5인 이상(1998년 이전은 10인 이상) 사업체의 비상용근로자를 조사대상에 포함하고 있지 않다.⁴⁾ 따라서 이 실태조사도 전체 임금근로자의 개인별 임금소득 불평등도를 분석하는 데 일정한 한계를 지니고 있다.

이와 같이 소득에 관한 어떠한 실태조사도 전체 가구 또는 전체 임금근로자의 소득불평등도를 분석하는 데 조사대상의 한계를 지니고 있다. 그러나 소득불평등도를 시계열적으로 분석하는 데 통계청의 『도시가계조사』는 여전히 유용하다. 따라서 본 연구에서는 이 자료를 이용하여 근로자가구의 가구소득 불평등도 및 가구주의 임금소득 불평등도를 분석한다.

III. 分析方法

1. 각종 소득불평등 지표

소득불평등을 측정하는 방법은 아주 다양하다. 가장 흔하게 사용되는 지표는 Gini 계수이다. 본 연구에서는 전체적인 소득불평등도를 추정할 때는 Gini 계수, Atkinson 지수, 대수평차평균(Mean Log Deviation: MLD) 등의 지표를 사용하였다.

4) 실제 조사에서 임금대장에 등재되어 있는 임시 및 일용직 근로자가 극히 일부 포함(1999년의 경우 전체의 2.2%) 되어 있다. 그러나 기본적으로 이 조사는 상용직을 조사대상으로 하고 있다.

Gini 계수는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\text{Gini 계수} = \frac{1}{\mu n^2} \sum_i \sum_j |y_i - y_j|$$

여기서 y_i 는 구성원 i 의 소득, μ 는 산술평균, n 은 개인의 합계인수이다.

아트킨슨 지수는 사회후생함수와 직접 연관되어 있으며, 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A_\epsilon = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{단, } \epsilon \neq 1, \epsilon > 0$$

이 아트킨슨 지수에서 파라미터 ϵ 은 그 사회구성원의 소득불평등도에 대한 거부감의 정도를 나타내는 지표로서, ϵ 이 클수록 그 사회구성원의 소득불평등에 대한 거부감 또는 소득평등에 대한 관심이 큼을 나타낸다.

2. 요인별 분해기법

(1) 일반적인 엔트로피(Generalized Entropy) 지표

소득불평등을 소득원천별 혹은 인구집단별로 요인분해할 경우 Gini 계수나 Atkinson 지수는 편리한 지표가 아니다.⁵⁾ 일반적으로 소득불평등의 요인분해를 용이하게 할 수 있는 지표는 일반적인 엔트로피(Generalized Entropy: 이하 GE) 계열의 지표들이다.⁶⁾ GE 계열의 지표는 다음과 같은 일반적인 함수의 형태로 나타낼 수가 있다.⁷⁾

5) Gini 계수를 요인별로 분해할 수는 있으나 상당한 제약이 따르며, 요인분해를 하더라도 그 결과를 직관적으로 해석하거나 수리적으로 해석할 때 상당한 어려움이 따른다. 그러나 Gini 계수는 워낙 보편적인 지표로 사용되고 있기 때문에, 본 연구에서도 Gini 계수 역시 추정하였다.

6) 소득불평등도에 대한 각종 지표에 대해서는 Cowell (2000) 참조.

7) 여기서 GE 값의 최소치는 0이며, 모든 소득이 동일하여 소득분배가 가장 균등하게 이루어진 상태이며, 최대치는 ∞ 로서 수치가 높을수록 소득분배가 잘 이루어지지 않음을 뜻한다. 한편, GE 값은 α 값이 작을수록 저소득의 변화에 민감하며, α 값이 클수록 높은 소득의 변화에 민

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

여기서 $\alpha=0$ 인 경우 l'Hopital의 정리를 사용하면 대수편차평균(Mean Log Deviation: MLD)과 동일하게 된다.⁸⁾ 즉,

$$\begin{aligned} GE(0) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\mu}{y_i} \\ &= MLD \end{aligned}$$

한편, $\alpha=2$ 이면 GE(2)는 변이계수자승(Squared Coefficient Variation: SCV)의 절반이 된다. 즉,

$$\begin{aligned} GE(2) &= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right] \\ &= \frac{1}{2} SCV \end{aligned}$$

만약, $\alpha=1-\epsilon$ ($\alpha < 1$)이면 GE($1-\epsilon$)은 Atkinson 계열의 지표들과 같은 순서(ordinally equivalent)를 유지하게 된다. 즉,

$$GE(1-\epsilon) = \frac{1}{\epsilon^2 - \epsilon} \left[(1 - A_\epsilon)^{1-\epsilon} - 1 \right]$$

한편, 불평등도를 요인분해하는 방법은 크게 두 가지 종류로 나눌 수 있다. 첫째는 모집단의 인구학적 특성별로 요인을 분해하는 방법(decomposition by population sub-group)이 있다. 예를 들면 남녀간의 분해, 연령별 분해, 혹은 우리나라의 경우 최근 고학력화가 빠르게 진행되었기 때문에 학력집단별 요인분해 등이 의미 있는 결과를 지닐 것으로 판단된다. 두 번째는 소득의 원천별로 요인분해하는 방법

감하게 된다.

8) GE 함수에서 가장 많이 사용되는 α 값은 0, 1, 2의 값이다. $\alpha=0$ 이면 저소득 계층의 소득 변화에 보다 더 큰 비중이 주어지는 것이고, $\alpha=1$ 이면 모든 소득분포에 고르게 비중이 주어지는 경우이며, $\alpha=2$ 이면 고소득 계층의 소득 변화에 더 큰 비중이 주어지는 것이 된다.

이다. 주지하는 바와 같이 소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등 다양하게 구성되어 있다. 이 같은 소득원천별 소득의 불평등이 전체 불평등에 얼마나 영향을 미쳤는가를 요인분해하는 것이다.

또한 요인분해는 어느 한 시점에서의 소득불평등도 수준을 분해(static decomposition) 하는 것뿐만 아니라, 일정 기간 동안의 소득불평등도 변화가 어떤 요인에 의해서 이루어진 것인지에 대해서도 분해(dynamic decomposition) 가능하다.

본 연구에서는 인구집단별 요인분해는 GE(0)를 사용하였지만, 소득원천(또는 변화)별 요인분해는 GE(2)를 이용하였다. 소득원천별 분해에서는 소득원천에 따라 소득이 전혀 없는 경우가 많이 발생하게 된다. 이 같은 경우의 분해에 적합한 것이 GE(2)이기 때문이다.⁹⁾

(2) 소득원천별 요인분해

우선, S_f 를 소득원천 f 가 전체 불평등도에 미치는 절대적인 기여분이라고 하자. 그러면 전체 불평등도는 식 (1)과 같이 소득원천별 기여분의 합계로 표현될 수 있다.

$$GE(2) = \sum_f S_f \quad (1)$$

그리고 S_f 를 전체 불평등도 $GE(2)$ 로 나누면 상대적인 기여도, 즉 s_f 가 식 (2)와 같이 도출된다.

$$s_f \equiv S_f / GE(2) \quad \text{s.t.} \quad \sum_f s_f = 1 \quad (2)$$

비록 s_f 를 정의하는 방식은 다양할 수 있지만, 본 연구에서는 Shorrocks(1982)와 같이 s_f 는 개별 소득원천 y_f 를 전체 소득 y 에 회귀 분석한 회귀계수, 즉 식 (3)으로 정의하고자 한다.¹⁰⁾

9) 자세한 설명은 Jenkins(1995) 참조.

10) Shorrocks의 방법은 index 형태와 분석배열에 neutral한 모형이므로 가장 활발하게 응용되는 모형이다.

$$\hat{s}_f = \frac{\text{cov}(y_f, y)}{\text{var}(y)} \quad (3)$$

$$\text{단}, \quad s_f = \frac{\Delta y_f}{\Delta y} + u_i$$

이와 같이 s_f 가 식 (3)과 같이 정의되면 S_f 는 다음과 같은 식 (4)로 표현될 수 있다.

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot \chi_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f} \quad (4)$$

단, ρ_f : 소득원천 y_f 와 전체 소득 y 의 상관계수
 χ_f : 소득원천 y_f 의 전체 소득 y 에 대한 비율 ($\equiv \mu_f / \mu$)

다음으로, 시간의 경과에 따른 전체 불평등도의 변화를 소득원천별 기여도로 분해하기 위해서는 동태적 요인분해가 요구된다. 이는 식 (4)를 시간에 대하여 차분하면 식 (5)와 같이 도출된다.

$$\begin{aligned} \Delta GE(2) &= GE(2)_{t+1} - GE(2)_t = \sum_f \Delta S_f \\ &= \sum_f [\rho_f \chi_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f}] \end{aligned} \quad (5)$$

그리고 식 (5)를 백분률(%) 변화로 표현하면 식 (6)과 같이 상대적인 기여도가 도출된다.

$$\% \Delta GE(2) = \frac{\Delta GE(2)}{GE(2)_t} = \frac{\sum_f \Delta S_f}{S_f / s_f} = \sum_f s_f \% \Delta S_f \quad (6)$$

(3) 구성집단별 요인분해

모집단에 대한 구성집단별 요인분해는 모집단을 인구학적 속성을 기준으로 세분하여 전체 불평등도를 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분석하는 데 유용하다. 특히 우리나라의 경우 인구구조의 변화, 빠르게 진전된 고학력화 등으로 집단간 불평등도 뿐만 아니라 집단내 불평등도 역시 변화되고 있다고 보여진다.

우선, 전체 불평등도는 식 (7)과 같이 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분해된다.

$$GE(0) = \sum_k \nu_k GE(0)_k + \sum_k \nu_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \quad (7)$$

단, $GE(0)_k$: k 집단의 소득불평등도

ν_k : k 집단이 모집단에서 차지하는 비율($\equiv n_k / n$)

λ_k : k 집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율($\equiv \mu_k / \mu$)

위의 식 (7)에서 좌변은 모집단 전체의 불평등도이고, 우변 첫째 항은 개별 집단 내의 불평등도의 가중 평균, 그리고 둘째 항은 집단간의 불평등도를 나타낸다.

시간의 경과에 따른 전체 불평등도의 변화도 식 (7)을 시간에 대하여 차분하고 근사치를 이용하면 식 (8)과 같이 도출된다.¹¹⁾

$$\begin{aligned} \Delta GE(0) &\approx \sum_k \bar{\nu}_k \Delta I_{0k} && A\text{항} \\ &+ \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta \nu_k && B\text{항} \\ &+ \sum_k [\bar{\lambda}_k - \bar{\log(\lambda_k)}] \Delta \nu_k && C\text{항} \\ &+ \sum_k [\bar{\theta}_k - \bar{\nu}_k] \Delta \log(\mu_k) && D\text{항} \end{aligned} \quad (8)$$

단, θ_k : k 집단 전체소득의 모집단 전체소득에 대한 비율($\equiv \nu_k \lambda_k$)
상첨자는 기준 및 비교시점간 해당 변수의 평균치

위의 식 (8)에서 좌변은 모집단 전체의 불평등도 변화이고, 우변 A항은 불평등도 변화의 순효과, B항 및 C항은 집단구성 변화의 효과, D항은 집단간 상대소득 변화의 효과를 나타낸다.

IV. 實證分析 結果

이 절에서는 통계청의 『도시가계조사』 원자료(1990년 이후 2000년 상반기까지)를 이용하여 다음과 같은 내용을 분석할 것이다. 첫째, 소득불평등도의 종합적인 지표

11) 이에 대해서는 Mookherjee & Shorrocks(1982) 참조.

인 Gini 계수, 대수편차평균(MLD), Atkinson 지수 등을 이용하여 근로자 가계의 소득불평등도를 살펴 본 후 소득계층별로 분해하여 소득점유율과 분위수 배율 등에 대해서 살펴보겠다. 두 번째는 근로자 가구의 소득불평등도를 소득원천별로 분해하여 어떤 소득이 전체 소득의 불평등도에 얼마나 기여하였는가를 살펴보겠다. 세 번째는 가구주의 근로소득에 한정하여 불평등도의 종합지표와 소득계층별 불평등도를 살펴 본 후, 전체 불평등도를 가구주의 학력과 연령에 따라 집단별로 요인분해하여 소득불평등도의 기여도와 변화를 살펴 볼 것이다.

1. 가구소득 불평등도

(1) 종합지표의 변화

<표 2>에 나타나 있는 Gini 계수의 변화에서 나타난 주요한 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 1990년에 Gini 계수는 0.297이었으나, 가구소득의 불균등도는 계속 완화되어 1993년에는 Gini 계수가 0.282까지 줄어들었다. 그러나 1994년부터 Gini 계수는 다시 악화되기 시작하여 1996년에 0.292를 기록하였다. 그러다가 1997년에 다시 0.284로 감소하여 가구소득 불균등도는 일시 개선되었다. 하지만 1997년 말에 외환위기가 발발하여 1998년에 Gini 계수는 0.316으로 급격히 상승하였고, 1999년에는 0.321로 더욱 악화된 후 2000년(상반기 자료)에 매우 미세하게 회복하였다.¹²⁾

둘째, 이 같은 연도별 추세는 가구원 수를 통제한 동등화 지수를 사용하여도 거의 비슷하다. 동일한 가구소득이라고 할지라도 가구원의 숫자가 다른 경우 가구간의 복지 수준이 차이가 나게 된다. 따라서 본 연구에서는 Atkinson이 사용한 동등화 지수를 사용하여 Gini 계수를 가구원 숫자를 조정하여 측정하였다. 가구의 전체 소득을 가구원수의 차이로 조정한 等價所得 (W) 지표는 다음과 같이 정의하였다.

12) 통계청에서 발표하는 Gini 계수는 분기단위로 소득을 집계하여 소득분위별 평균값을 산출하고, 이를 4개 분기의 값을 단순 평균한 연간 소득분위별 평균값으로 지니계수를 추정한다. 그러나 통계상의 가중치가 월별로 다른 상황에서 분기별 단순평균을 구하는 것은 타당한 방법이라고 보기 힘들다. 본 연구에서는 월별 가중치를 모두 고려한 연간단위 소득을 집계한 후 이를 토대로 소득분위별 평균값을 산출하고 이를 이용하여 지니계수를 추정하였다. 따라서 통계청이 발표한 수치와 미세한 차이가 있을 수 있다.

$$W = Y/S^E$$

단, Y =가구 전체소득, S =가구원 숫자, E =동등화지수

이 식에서 $E=0$ 이면 가구단위의 소득, $E=1$ 이면 가구원 1인당 소득을 나타낸다. 본 연구에서는 Atkinson, Rainwater & Smeeding(1995), 현진권·강석훈(1998)에서와 같이 $E=0.5$ 를 이용하여 등가소득 불평등도를 분석하였다.

그 결과를 보면 가구원 숫자를 조정하지 않았을 경우보다 Gini 계수의 값이 줄어들어 소득분배가 더 잘 된 것으로 나타났다. 그러나 연도별 변화에 있어서는 가구원 숫자를 조정하지 않은 경우와 거의 차이가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 가구소득을 세전과 세후로 구분하여, 가구의 가처분 소득(post-tax income)을 가지고 측정한 Gini 계수 역시 연도별 추세는 거의 비슷한 것으로 나타났다. 즉, 가구소득에서 조세·공적연금·사회보험 등 강제적인 지출부분을 제외

〈표 2〉 가구소득 불평등도 종합지표 추이

| | 가구소득 | | | | | | 가처분소득 | |
|-------|----------|---------|------------------|-------------|--------|--------|----------|---------|
| | Gini 계수 | | 대수편차 평균 (MLD) | Atkinson 지수 | | | Gini 계수 | |
| | 가구원수 미조정 | 가구원수 조정 | | 0.25 | 0.50 | 0.75 | 가구원수 미조정 | 가구원수 조정 |
| 1990 | 0.2972 | 0.2859 | 0.1585 | 0.0397 | 0.0782 | 0.1181 | 0.2905 | 0.2798 |
| 1991 | 0.2901 | 0.2790 | 0.1508 | 0.0379 | 0.0743 | 0.1109 | 0.2850 | 0.2746 |
| 1992 | 0.2848 | 0.2764 | 0.1468 | 0.0366 | 0.0722 | 0.1091 | 0.2793 | 0.2715 |
| 1993 | 0.2824 | 0.2749 | 0.1427 | 0.0353 | 0.0697 | 0.1047 | 0.2782 | 0.2714 |
| 1994 | 0.2857 | 0.2797 | 0.1461 | 0.0365 | 0.0716 | 0.1066 | 0.2811 | 0.2757 |
| 1995 | 0.2847 | 0.2808 | 0.1450 | 0.0361 | 0.0709 | 0.1061 | 0.2795 | 0.2760 |
| 1996 | 0.2917 | 0.2863 | 0.1519 | 0.0374 | 0.0737 | 0.1107 | 0.2859 | 0.2809 |
| 1997 | 0.2837 | 0.2793 | 0.1454 | 0.0356 | 0.0703 | 0.1058 | 0.2791 | 0.2749 |
| 1998 | 0.3163 | 0.3085 | 0.1890 | 0.0494 | 0.0950 | 0.1422 | 0.3127 | 0.3051 |
| 1999 | 0.3210 | 0.3148 | 0.1911 | 0.0498 | 0.0954 | 0.1407 | 0.3171 | 0.3111 |
| 2000 | 0.3207 | 0.3144 | 0.1931 | 0.0527 | 0.0983 | 0.1412 | 0.3167 | 0.3105 |
| | 증감률(%) | | | | | | | |
| 90~00 | 7.9 | 10.0 | 21.8 | 32.6 | 25.8 | 19.6 | 9.0 | 11.0 |
| 93~00 | 13.6 | 14.3 | 35.3 | 49.2 | 41.1 | 34.9 | 13.8 | 14.4 |
| 97~00 | 13.0 | 12.6 | 32.8 | 48.0 | 39.8 | 33.4 | 13.5 | 12.9 |

주: 2000년은 상반기에 대한 분석결과임.

한 가처분소득은 이들이 공제되지 않은 가구소득(pre-tax income)에 비하여 가구의 후생수준을 보다 잘 반영한다.¹³⁾ 또한 가처분소득의 불평등도는 가구소득의 불평등도보다 낮아 정부의 재정정책에 의하여 소득재분배가 어느 정도 이루어지고 있는가를 간접적으로 파악할 수 있다. 그러나 정부의 재정정책에 기인한 소득불평등도 감소율(지니계수 감소율)은 1990~2000년에 평균적으로 1.7%에 불과하다.¹⁴⁾ 물론 조세관련 자료의 신빙성과 각종 사회보장 기여금 등의 효과를 고려할 경우, 그 크기는 달라질 수 있을 것이다.

이 같은 결과에서 알 수 있는 것은 우리나라의 소득불평등도 변화 추이는 어떠한 개념의 소득을 사용하는가, 혹은 가구원 숫자의 차이를 통제하는가 등에 따라서 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 특별한 언급이 없는 한 세전 가구소득(pre-tax income)을 기준으로 (가구원 숫자의 통제 없이) 소득불평등도의 수준 및 그 변화를 분석하고자 한다.

Gini 계수 이외의 지표로서 대수편차평균, Atkinson 지표 등도 1999년까지는 Gini 계수의 변화 추세와 거의 유사하다. 다만 2000년 상반기의 경우 이들 지표는 1999년보다 더 악화된 것으로 나타났다.

(2) 소득분위별 변화

앞서 살펴 본 Gini 계수를 비롯한 각종 지표들은 소득불균형의 전체적인 지표일 뿐이어서, 이들 지표의 변화 추세만으로는 어떤 계층의 소득이 상대적으로 저하되었는지 알 수가 없다. 따라서 이하에서는 소득을 5분위로 분류하여 각 분위별 소득 점유율의 변화와 소득 분위수(percentiles) 배율의 변화를 살펴보겠다.

우선, 대상가구를 소득수준에 따라 5개 분위(quintile)로 나누고, 1/5분위를 저위 소득계층, 2/5~4/5분위를 중위소득계층, 5/5분위를 고위소득계층으로 정의하고 서 분위별 특성을 살펴보겠다. <표 3>에 나타난 주요한 특성을 보면 첫째, 소득분위별 소득점유율을 살펴봐도 지니계수와 마찬가지로 1993년에 소득불평등도가 가

13) 본 연구의 가처분소득은 통계청과는 달리 가구소득에서 비소비지출 중에서 조세·공적연금·사회보험만을 차감한 수치로 정의하고 있다. 왜냐하면 비소비지출 중에서 기타비소비지출은 정부의 재정정책에 의하여 강제된 지출로 보기 어렵기 때문이다.

14) 참고로 미국의 경우 세후 가구소득 불평등도는 세전 가구소득 불평등도에 비하여 지니계수가 1993~1998년에 평균적으로 7.1% 낮게 나타나고 있다. 이에 대해서는 Jones & Weinberg (2000) 참조.

〈표 3〉 소득계층별 소득점유율 및 분위수(percentiles) 배율 추이

(단위: %, 배)

| | 저소득층 (1/5분위) | 중산층 (2/5~4/5분위) | 고소득층 (5/5분위) | P90/10 | P90/50 | P50/10 |
|--------|-----------------|--------------------|-----------------|--------|--------|--------|
| 1990 | 8.3 | 52.8 | 38.9 | 3.85 | 2.01 | 1.92 |
| 1991 | 8.4 | 53.3 | 38.2 | 3.74 | 1.94 | 1.93 |
| 1992 | 8.5 | 53.8 | 37.7 | 3.63 | 1.90 | 1.91 |
| 1993 | 8.6 | 53.9 | 37.5 | 3.59 | 1.91 | 1.88 |
| 1994 | 8.5 | 53.7 | 37.8 | 3.66 | 1.92 | 1.91 |
| 1995 | 8.5 | 53.9 | 37.6 | 3.72 | 1.91 | 1.95 |
| 1996 | 8.2 | 53.8 | 38.0 | 3.89 | 1.94 | 2.01 |
| 1997 | 8.3 | 54.5 | 37.3 | 3.85 | 1.91 | 2.02 |
| 1998 | 7.3 | 52.8 | 39.9 | 4.25 | 1.99 | 2.13 |
| 1999 | 7.3 | 52.4 | 40.3 | 4.31 | 2.00 | 2.15 |
| 2000 | 7.5 | 51.9 | 40.6 | 4.14 | 1.94 | 2.13 |
| 증감률(%) | | | | | | |
| 90~00 | -9.5 | -1.7 | 4.4 | 7.5 | -3.2 | 11.0 |
| 93~00 | -12.6 | -3.7 | 8.2 | 15.1 | 1.9 | 12.9 |
| 97~00 | -9.4 | -4.7 | 8.9 | 7.5 | 2.0 | 5.4 |

장 낮음을 보여주고 있다. 1993년에 저위소득계층(1/5분위)의 소득점유율은 8.6%, 중위소득계층(2/5~4/5분위)의 소득점유율은 53.9%로서 분석대상 기간인 지난 1990년 이후 가장 낮게 나타나고 있다.

둘째, 특히 저위소득계층의 소득점유율은 지난 1998년 이후 7.5% 이하로 낮아진데 반하여, 고위소득계층의 소득점유율은 지난 1999년 이후 40%를 상회하고 있다. 이러한 소득점유율의 변화는 IMF 외환위기가 발생한 1997년의 소득계층별 소득점유율에 대비하면 보다 극명하게 드러난다. 2000년 상반기의 소득계층별 소득점유율은 1997년에 비하여 1/5분위는 10.7%, 2/5분위는 6.4%, 3/5분위는 4.6%, 4/5분위는 3.7% 감소한 데 반하여, 5/5분위는 8.9% 증가하고 있다. 이는 IMF 외환위기 이후의 소득분배가 더욱 악화되고 있음을 여실히 보여주고 있다.

셋째, 중위소득계층, 즉 2/5~4/5분위의 소득점유율은 1997년에 54.5%를 기록하여 가장 높았다. 그러나 외환위기 이후 이 계층의 소득점유율은 급속히 하락하여 51.9%를 기록하였다. 그러나 상대적인 하락률을 비교해 보면 저위소득계층의 소

득점유율은 1997년에 비해서 10.7% [= $(8.3-7.5)/7.5 \times 100$] 하락한 데 비해, 중산층의 소득점유율은 5.0% [= $(8.3-7.5)/7.5 \times 100$] 하락하는데 그쳐, 저위소득계층의 소득하락 폭이 더 컸다.¹⁵⁾

이 같은 추세는 분위수 배율의 추세에서도 마찬가지로 나타나고 있다.¹⁶⁾

2. 소득불평등의 소득원천별 분해

지금까지 우리는 1990년 이후의 소득불평등도에 대한 종합적인 지표, 그리고 소득계층별 소득점유율의 변화를 살펴보았다. 그런데 최근의 연구결과에 따르면 IMF 이후 근로소득의 불평등도 보다 재산소득의 불평등도가 더욱 큰 문제라는 주장이 있다.¹⁷⁾ 이러한 주장은 주로 소득원천별 혹은 자산의 형태별 Gini 계수 비교에 근거를 두고 있다. 그러나 단순히 재산소득의 Gini 계수가 근로소득의 Gini 계수보다 더 크다는 이유만으로 재산소득 불평등이 더 큰 문제라고 보기是很 힘들다. 재산소득이 전체 소득에서 차지하는 비중과 그 불평등도의 정도를 모두 고려하여야 할 것이다.¹⁸⁾ 이를 위하여 본 연구에서는 소득을 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등의 소득원천별로 세분하고, 어떤 소득이 전체 소득의 불평등에 얼마나 기여하였는가를 요인분해하여 보고자 한다.

(1) 정태적 요인분해(Static Decomposition)

앞의 식 (4)를 이용하여 추정한 가구소득 전체 불평등도에 대한 소득원천별 기여도가 <표 4>에 나타나 있다. 주요한 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 1997년

15) 한편, 위의 결과는 가구주가 근로소득이 있는 경우만을 대상으로 하고 있다는 점에 유의하여야 한다(하지만 외환위기 이후 소득분배 악화를 보여주는 모든 연구는 본 연구와 동일한 한계를 지니고 있음을 밝혀둔다). 이러한 자료의 제약에도 불구하고 이 자료를 이용하더라도 소득분배의 양극화는 어느 정도 나타나고 있음을 파악할 수 있다.

16) 분위수(percentiles)란 전체 가구의 소득분포에서 낮은 수준으로부터 X%에 위치하고 있는 가구의 소득수준을 나타낸다. 예컨대, P10 분위수는 1/10분위의 상한값이고, P50 분위수는 5/10분위의 상한값 즉, 중위값(median)이고, P90 분위수는 9/10분위의 상한값이다.

17) 이우성(2000).

18) 이정우·황성현(1998) 역시 소득의 분배보다 자산의 분배에 문제가 더 심각함을 지적하고 있다. 그러나 본 연구에서는 자료제약으로 자산분배 문제를 살펴 볼 수가 없다. 하지만 자산분배 역시 부의 실현이 이루어질 경우 재산소득으로 나타나게 되고, 마찬가지로 이 역시 전체 소득에서 차지하는 비중을 고려하여 상대적인 기여도를 논하여야 할 것이다.

에는 근로소득의 불평등이 전체 불평등도에 기여한 부분이 59.0% (가구주 근로소득 40.2%, 배우자 근로소득 10.4%, 기타 가구원 근로소득 8.4%)로 가장 높게 나타났고, 그 다음이 비경상소득의 불평등이 19.7% 기여하였다. 재산소득의 불평등도가 전체 불평등도에 기여한 부분은 4.2%에 불과하다.

둘째, 외환위기 이후인 1999년의 소득불평등도 기여를 분해해 보면 퇴직금, 보험금 등의 일시적인 비경상소득 불평등이 전체 불평등도에 기여한 부분이 무려 59.2%에 달한다. 그리고 근로소득의 경우 29.9%이고, 재산소득은 2.3%이다.

비경상소득의 불평등도가 전체 불평등도에 기여한 부분이 이렇게 높아지기 시작한 것은 1998년 이후이다.¹⁹⁾ 현재로서는 이러한 현상이 경제위기 이후의 일시적인 현상인지, 아니면 퇴직금 중간 정산, 고용관행의 변화로 인한 잣은 직장이동 등의

〈표 4〉 소득원천별 불평등도 요인분해: 1997 및 1999

| | | 상대적 기여도(%) ($S_i/GE(2) * 100$) | 절대적 기여도 (S_i) | 월평균소득 (단위: 천 원) |
|------|-----------|-------------------------------------|----------------------|--------------------|
| 1997 | 가구소득(전체) | 100.0 | 0.121 | 2,287 |
| | 가구주 근로소득 | 40.2 | 0.049 | 1,543 |
| | 배우자 근로소득 | 10.4 | 0.013 | 214 |
| | 타가구원 근로소득 | 8.4 | 0.010 | 182 |
| | 사업부업 | 4.1 | 0.005 | 79 |
| | 재산소득 | 4.2 | 0.005 | 54 |
| | 이전소득 | 13.0 | 0.016 | 69 |
| | 비경상소득 | 19.7 | 0.024 | 147 |
| 1999 | 가구소득(전체) | 100.0 | 0.276 | 2,225 |
| | 가구주 근로소득 | 24.1 | 0.067 | 1,540 |
| | 배우자 근로소득 | 5.1 | 0.014 | 186 |
| | 타가구원 근로소득 | 2.7 | 0.007 | 148 |
| | 사업부업 | 3.3 | 0.009 | 90 |
| | 재산소득 | 2.3 | 0.006 | 46 |
| | 이전소득 | 3.3 | 0.009 | 68 |
| | 비경상소득 | 59.2 | 0.164 | 148 |

19) 1990년 이후의 소득원천별 기여도를 계산한 결과는 저자에게 요청하면 제공할 것이다.

제도적 변화에 따른 영구적인 현상인지를 구분하기가 쉽지 않다. 하지만 비경상소득은 퇴직금 이외에도 주로 축의금, 조의금, 복권, 퇴직금, 손해보험 탄 금액, 장학금 등 매우 일시적인 성격을 지니기 때문에 이것을 영구적인 소득으로 보기는 힘들다. 또한 소득분배 변화에 미치는 영향이 크다고 하여도 이의 완화를 위한 소득재분배 정책을 수립하는 것 역시 쉽지 않다.

(2) 동태적 요인분해(Dynamic Decomposition)

따라서 본 연구에서는 소득의 범주에 비경상 소득을 제외한 경상소득만의 불평등도를 가지고 경제위기 이전(1997년)과 경제위기 이후(1999년)의 소득불평등도 변화가 어떠한 소득원천의 불평등도 변화에 기인한 것인지를 살펴보았다. 식 (5)와 식 (6)을 이용하여 작성된 <표 5>에 나타난 소득불평등도 변화의 기여도를 보면 다음과 같다. 첫째, 경상소득 기준 가구소득의 불평등도는 22.7% 증가하였는데, 그 중에서 근로소득의 기여율이 20.3%로 가장 높게 나타나고 있다. 상대적인 기여율은 89.4%이다.

둘째, 사업 및 부업소득의 기여율은 4.5%, 재산소득의 기여율은 1.5%인데 반하여 이전소득의 기여율은 -3.7%로 나타나고 있다.

이상의 분석결과를 요약하면 경제위기 전후에 도시근로자 가구의 가구소득 불평등도 및 그 변화는 일시적인 성격을 지니는 비경상소득을 제외하면 근로소득에 의하여 결정되고 있음을 파악할 수 있다. 그리고 재산소득의 불평등도 변화율이 전체

<표 5> 경상소득원천별 불평등도 변화(1999년과 1997년의 차이) 요인분해

| | 절대적 기여도 (기여율) (%) p) | 상대적 기여도 (%) |
|-------------|-------------------------|----------------|
| 가구주 근로소득 | 20.7 | 91.3 |
| 배우자 근로소득 | 1.8 | 8.0 |
| 타가구원 근로소득 | -2.2 | -9.6 |
| 사업부업 | 4.5 | 19.7 |
| 재산소득 | 1.5 | 6.7 |
| 이전소득 | -3.7 | -16.1 |
| 가구 경상소득(합계) | 22.7 | 100.0 |

불평등도 변화에 미친 영향은 매우 미미함을 알 수 있다. 그러나 이 같은 결과에 대한 해석에는 주의가 요망된다. 본 연구에서의 모든 논의는 재산소득이 정확하게 측정되었다는 전제하에서 진행된 것이다. 그러나 혼진권(1996), 강석훈(2000) 등에 따르면 실제 서베이를 통해서 추정되는 재산소득은 다른 소득에 비해서 상대적으로 과소 추정된다. 따라서 재산소득의 과소 추정을 감안할 경우 재산소득이 불평등도에 기여하는 정도는 더 증가할 수 있다는 점을 밝혀 둔다.

3. 가구주 근로소득 불평등도

앞서 살펴본 바와 같이 가구 경상소득의 불평등도는 주로 근로소득에 의하여 설명되고 있으며, 또한 근로소득 불평등도는 주로 가구주의 근로소득에 의하여 설명되고 있다. 따라서 이하에서는 가구주의 근로소득을 기준으로 임금소득 불평등도 수준 및 그 변화를 살펴보고자 한다.²⁰⁾

(1) 가구주 학력별 근로소득 불평등도 요인분석

가구주를 학력별로 초등학교 졸업(이하), 중졸, 고졸, 전문대출, 대졸, 대학원 이상 등의 6가지 집단으로 구분하여 집단간의 불평등도와 집단 내의 불평등도를 구한 것이 <표 6>에 나타나 있다.

주요한 특징을 보면 첫째, 집단 내의 불평등도가 전체 소득불평등도의 대부분을 설명하고 있다. 1997년의 경우 학력별 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도에 기여한 부분은 81.9%에 달한다. 반면 집단간의 불평등도가 전체에 기여한 부분은 18.1%이었다.

둘째, 학력이 낮을수록 집단 내에서의 소득불평등도가 심하다. 학력 집단별로 살펴 본 불평등 지수 GE(0)은 초등학교 졸업 이하인 경우 0.155이고, 중졸인 경우 0.161이다. 그러나 고졸, 전문대출, 대졸로 학력수준이 높아질수록 집단 내의 불평등도가 감소하여 대졸인 경우는 0.115이다. 하지만 대학원 졸업의 경우는 0.124로 다시 소폭 증가하고 있다.²¹⁾ 대학원 이상인 경우는 석·박사를 구분할 경우 다

20) 가구주의 근로소득 불평등도를 추정한 결과를 보면 모든 지표가 가구 소득의 불평등도보다 높은 것으로 나타났다. 그러나 시계열에 따른 추세에서는 가구소득과 거의 동일하게 나타났다 (가구주 근로소득 불평등도에 대한 자료는 요청 시 제공할 것임).

〈표 6〉 가구주 근로소득 요인분해 : 가구주 학력별 (1997, 1999)

| | | 전체 불평등도 | 집단 k의 인구비중 ($\nu_k = n_k/n$) | 집단내 불평등도 | 집단간 불평등도 | 집단별 월평균소득 (단위: 천원) |
|------|-------|------------|--------------------------------------|---|---|--------------------------|
| | | | | 집단 k 내의 불평등지표 (GE(0) _k) | 집단 k의 평균소득대비 전체평균소득 대수치 ($\log(1/\lambda_k) = \log(\mu/\mu_k)$) | |
| 1997 | 초등 이하 | | | 0.105 | 0.155 | 919 |
| | 중학교 | | | 0.148 | 0.237 | 1,217 |
| | 고등학교 | | | 0.412 | 0.046 | 1,473 |
| | 전문대학 | | | 0.079 | -0.071 | 1,656 |
| | 대학 | | | 0.211 | -0.237 | 1,955 |
| | 대학원 | | | 0.045 | -0.512 | 2,575 |
| | 전체 | 0.165 | | 0.135 | 0.030 | 1,543 |
| 1999 | 초등 이하 | | | 0.083 | 0.667 | 791 |
| | 중학교 | | | 0.121 | 0.409 | 1,023 |
| | 고등학교 | | | 0.433 | 0.070 | 1,436 |
| | 전문대학 | | | 0.080 | -0.013 | 1,560 |
| | 대학 | | | 0.242 | -0.277 | 2,031 |
| | 대학원 | | | 0.042 | -0.563 | 2,705 |
| | 전체 | 0.209 | | 0.166 | 0.043 | 1,540 |

른 분포를 보일 것으로 예상되나 자료의 제약으로 분석할 수가 없었다.

셋째, 집단간의 평균소득 차이는 전문대학과 대졸, 대졸과 대학원 이상의 차이가 심각하게 나타나고 있다. 전문대학의 경우 근로소득 평균이 연 1,656만원으로 고졸 1,473만원과 큰 차이가 없으나, 대졸 1,955만원과는 큰 차이를 보인다. 대학원 이상의 학력 집단의 경우 2,575만원으로 대졸과 역시 큰 폭의 차이를 보인다.

넷째, 외환위기 이후 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 기여하는 비중이 더 커지고 있다. 1997년에는 집단간의 불평등도가 전체 불평등도의 18.1%를 설명하

21) 대학원 이상의 경우 다시 소득불평등도가 증가한다고 해서 대학원 이상의 학력자가 증가하면 반드시 소득분배가 악화된다는 것을 의미하지는 않는다. 이는 집단 내의 불평등도를 나타내는 것이기 때문이다. 그리고 이 역시 석·박사가 분리되어 있지 않아서 정확한 결론을 내리기는 힘들다.

였으나, 위기 이후인 1999년에는 20.6%로 늘어났다. 그러나 여전히 집단 내의 불평등도 기여가 절대적임을 알 수 있다.

한편, 1997년과 1999년 사이에 가구주 근로소득 불평등도의 변화를 학력집단별로 요인분해한 결과가 <표 7>에 나타나 있다. 주요 특징을 보면 첫째, 불평등도 변화의 순효과가 전체 변화의 75.1%를 설명하고 있다.

둘째, 집단 구성의 변화는 불평등을 완화시키는 요인으로 작용하고 있다. 즉 고학력 집단의 상대적 증가(대학원 이상은 제외)는 전체 불평등도를 완화시키는 역할을 하고 있다. 집단 구성 변화로 인한 불평등도 완화는 -13.9%로 나타났다.

셋째, 집단간의 상대소득 소득 변화의 효과가 전체 불평등도 변화의 38.9%를 설명하고 있다. 이는 학력수준이 높을수록 외환위기 이후 상대소득의 증가가 더 커졌기 때문이다.

<표 7> 가구주 근로소득 불평등도 변화의 학력집단별 요인분해 : 1997 vs. 1999

| | 전체 | 순효과 | 집단구성의 변화효과 | | 집단간 상대소득변화효과 |
|-----------|---------|---------|------------|----------|--------------|
| | | (A항) | (B항) | (C항) | (D항) |
| 절대적기여도 | 0.04347 | 0.03264 | -0.00214 | -0.00393 | 0.01690 |
| 상대적기여도(%) | 100 | 75.1 | -4.9 | -9.0 | 38.9 |

(2) 가구주 연령별 근로소득 불평등도 요인분해

가구주를 연령별로 29세 이하, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세, 50~54세, 55세 이상 등의 7가지 집단으로 구분하여 집단간의 불평등도와 집단 내의 불평등도를 구한 것이 <표 8>에 나타나 있다.

주요한 특징을 보면 첫째, 집단 내의 불평등도가 전체 소득불평등도의 대부분을 설명하고 있다. 특히 학력별의 경우보다 집단 내의 불평등도 설명 비중이 더 높고 나타났다. 1997년의 경우 학력별 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도에 기여한 부분은 81.9%였으나, 연령별 집단으로 보면 집단내 불평등도 기여가 94.9%나 된다. 반면 집단간의 불평등도가 전체에 기여한 부분은 5.1%에 불과하다.

둘째, 연령이 높을수록 집단 내에서 소득불평등도가 심하다. 연령 집단별로 살펴본 불평등 지수 GE(0)은 29세 이하인 경우 0.117이고, 30~34세인 경우 0.113이다. 그러나 그 이후에는 연령이 높아질수록 집단 내의 불평등도가 증가하여 55세

〈표 8〉 가구주 근로소득 요인분해 : 가구주 연령별 (1997, 1999)

| | | 전체 불균등도 | 집단 k의 인구비중 ($\nu_k = n_k/n$) | 집단내 불평등도 | 집단간 불평등도 | 집단별 월평균소득 (단위: 천원) |
|------|--------|------------|--------------------------------------|---|---|-----------------------------|
| | | | | 집단 k 내의 불평등지표 (GE(0) _k) | 집단 k의 평균소득대비 전체평균소득 대수치 ($\log(1/\lambda_k) = \log(\mu/\mu_k)$) | |
| 1997 | 29세 이하 | | 0.149 | 0.117 | 0.235 | 1,220 |
| | 30~34세 | | 0.195 | 0.113 | -0.015 | 1,566 |
| | 35~39세 | | 0.195 | 0.125 | -0.075 | 1,662 |
| | 40~44세 | | 0.135 | 0.155 | -0.111 | 1,724 |
| | 45~49세 | | 0.114 | 0.185 | -0.112 | 1,726 |
| | 50~54세 | | 0.093 | 0.198 | -0.054 | 1,628 |
| | 55세 이상 | | 0.119 | 0.264 | 0.198 | 1,265 |
| | 전체 | 0.164 | | 0.156 | 0.008 | 1,543 |
| 1999 | 29세 이하 | | 0.128 | 0.137 | 0.258 | 1,190 |
| | 30~34세 | | 0.186 | 0.135 | 0.005 | 1,532 |
| | 35~39세 | | 0.218 | 0.181 | -0.091 | 1,687 |
| | 40~44세 | | 0.172 | 0.186 | -0.103 | 1,707 |
| | 45~49세 | | 0.098 | 0.212 | -0.158 | 1,804 |
| | 50~54세 | | 0.095 | 0.269 | -0.043 | 1,607 |
| | 55세 이상 | | 0.103 | 0.314 | 0.348 | 1,087 |
| | 전체 | 0.206 | | 0.193 | 0.013 | 1,540 |

이상인 경우는 0.264까지 증가한다. 29세 이하의 불평등도가 30~34세 보다 높은 것은 이 연령층이 진학 등으로 인하여 노동시장에 늦게 진출한 근로자와 미리 노동 시장에 진출한 근로자들이 공존하기 때문에 불평등도가 미세하게 높은 것으로 보인다. 그 이후 연령층에서 불평등도가 연령 증가에 따라 증가하는 것은 개별 근로자들의 지속적인 인적자원 축적 여부가 향후 근로소득에 매우 큰 차이를 낳게 한다는 점을 보여주고 있다.

셋째, 외환위기 이후 집단간의 불평등도가 전체 불평등도에 기여하는 비중이 더 커지고 있지만, 여전히 집단 내의 불평등도가 전체 불평등도의 대부분을 설명한다. 1997년에는 집단간의 불평등도가 전체 불평등도의 5.1%를 설명하였으나, 위기 이후인 1999년에는 6.2%로 늘어났다. 그러나 여전히 집단 내의 불평등도 기여가 절

대책임을 알 수 있다.

1997년과 1999년 사이에 가구주 근로소득 불평등도의 변화를 연령집단별로 요인분해한 결과가 <표 9>에 나타나 있다. 주요 특징을 보면 첫째, 불평등도 변화의 순효과가 전체 변화의 92.7%를 설명하고 있어 학력별의 경우보다 기여도가 훨씬 더 크다.

둘째, 집단 구성의 변화는 불평등을 완화시키는 요인으로 작용하고 있지만, 이로 인한 불평등도 완화는 -5.5%로 나타나서, 인구구조의 변화로 인한 불평등도 변화 효과는 크지 않은 것으로 나타났다.

셋째, 집단간의 상대소득 변화의 효과가 전체 불평등도 변화의 12.9%를 설명하고 있다.

따라서 연령별 분해 요인을 통하여 볼 때 전체 소득불평등도의 변화는 대부분 연령집단 내의 불평등도 변화에 기인함을 알 수 있다.

<표 9> 가구주 근로소득 불평등도 변화의 연령별 요인분해 : 1997 vs. 1999

| | 전체 | 순효과 | 집단구성의 변화효과 | | 집단간 상대소득변화효과 |
|-----------|---------|---------|------------|----------|--------------|
| | (A항) | (B항) | (C항) | (D항) | |
| 절대적기여도 | 0.04171 | 0.03865 | -0.00129 | -0.00101 | 0.00536 |
| 상대적기여도(%) | 100 | 92.7 | -3.1 | -2.4 | 12.9 |

IV. 要約 및 向後 研究課題

지금까지의 실증분석 결과를 요약하여 보면 다음과 같다. 첫째, 전체 가구소득의 불평등도 변화 추이는 1990년부터 가구소득의 불평등도는 계속 완화되어 1993년에 가구 소득분배가 가장 개선되었다. 그러나 1994년부터 불평등도는 다시 악화되기 시작하였고, 1997년에 일시적으로 개선되었다. 하지만 1997년 말에 외환위기가 발발하여 1998년과 1999년에 가구소득 불평등도는 급속히 악화되었다. 그 후 2000년(상반기 자료)에 매우 미세하게 회복하였다.

한편, 이 같은 연도별 추세는 가구원 수를 통제한 등등화지수를 사용하거나, Atkinson 지수, 대수편차평균 등을 사용한 경우에도 거의 차이가 없는 것으로 나타

났다. 즉 불평등도 측정결과가 사용된 지표에 따라서 민감하게 변화하지는 않았다. 더구나 가구소득을 세전과 세후로 구분하여, 가구의 가치분 소득(post-tax income)을 가지고 측정한 Gini 계수 역시 연도별 추세는 거의 비슷한 것으로 나타났다.

둘째, 소득분위별로 소득점유율과 분위수(percentiles) 배율 변화를 보면, 경제위기 이후 저위소득계층의 소득점유율이나 분위수 배율이 크게 줄어들었으며, 중위소득계층의 소득점유율이나 분위수 배율은 경제위기 이후 미세하게 감소하였다.

셋째, 가구의 근로소득을 소득원천별로 요인분해한 결과는 경제위기 이전에는 근로소득의 불평등이 전체 불평등도에 기여한 부분이 전체의 약 50~60%를 차지하는 반면, 재산소득의 불평등도가 전체 불평등도에 기여한 부분은 5%에 못치는 경우가 많았다. 그러나 재산소득의 과소추정 가능성은 감안하면 재산소득의 불평등도 기여도는 이보다 증가할 가능성이 크다.

한편, 경제위기 이후에는 비경상소득 불평등이 전체 불평등도에 기여한 부분이 무려 60%에 달하지만 이것이 경제위기 이후의 일시적인 현상인지, 아니면 노동시장 고용관행 변화 등 제도적 변화에 따른 영구적인 현상인지를 구분하기가 쉽지 않다.

넷째, 가구주 집단별 요인분해 결과 학력별(혹은 연령별) 집단 내의 불평등도가 전체의 불평등도의 80% 이상을 설명하였고, 집단간의 불평등도 기여도는 낮은 것으로 나타났다. 그러나 경제위기 이후 집단간의 불평등도 기여가 소폭 증가하였다. 특히, 학력이 낮을수록, 그리고 연령이 높을수록 집단 내의 불평등도가 심한 것으로 나타났다. 하지만 학력수준의 상승과 인구구조의 변화 등으로 소득불균등이 일부 완화되고 있다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자료의 제약으로 인하여 근로자 가구만을 대상으로 하여 이루어졌다.²²⁾ 또한, 반복된 횡단면 자료(repeated cross-section) 자료를 이용하였기 때문에 하위계층에 머물던 사람이 그 다음해에도 여전히 하위계층에 머물고 있는 것인지, 아니면 하위계층은 상위계층으로, 상위계층은 하위계층으로 이동하였는지 등의 동태적인 변화는 살펴볼 수가 없었다. 이 같은 분석이 가능하기 위해서는 소위 근로소득계층의 변화(earnings mobility) 분석이 필요하다. 이를 위해서는 본 연구에서 사용한 「도시가계조사」만으로는 충분하지 않으며 통계청의 「경제활동인구조사」 자료와의 결합이 필요하다.

22) 이러한 자료제약은 2001년에 통계청의 「가구소비실태조사」 자료가 나오면 해결될 것으로 보인다.

둘째, 본 연구는 소득원천별 혹은 인구집단별 소득불평등의 요인분해를 수행하였지만, 그렇다고 해서 소득불평등의 변화 원인을 근본적으로 규명하고 있는 것은 아니다. 따라서 소득불평등의 원인규명과 거기에 맞는 정책대안 제시 작업이 추후에 지속적으로 필요할 것이다.

■ 참고 문 헌

1. 강석훈, “서베이데이터와 집계데이터의 비교연구,”『계량경제학보』, 제11권 제1호, 2000.
2. 권순원·고일동·김관영·김선웅, 「분배불균등도의 실태와 고용정책과제」, 한국개발연구원, 1992.
3. 류상영·강석훈, 「중산층의 변화실태와 정책방향」, 삼성경제연구소, 1999.
4. 박성준, “금융위기 이후의 소득 불균등에 대한 연구,”『노동경제논집』, 제23권 제2호, 2000.
5. 유경준, 「임금소득 불평등도의 변화요인 분석」, 한국노동연구원, 1998.
6. 이우성, “자산소유 편중과 소득불평등 심화,”『주간경제』, 제594호, 2000.
7. 이정우·황성현, “한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향,”『KDI 정책연구』, 1998.
8. 정광수, 「한국 도시근로자 가구에 대한 연구」, 한국개발연구원, 2000.
9. 주학중, 「한국의 소득분배와 결정요인(상)」, 한국개발연구원, 1979.
10. ———, 「한국의 소득분배와 결정요인(하)」, 한국개발연구원, 1982.
11. ———·윤주현, “1982년 계층별 소득분배 추계와 변동요인,”『한국개발연구』, 제6권 제1호, 1984.
12. 현진권, 「조세정책과 소득재분배」, 한국조세연구원, 1996.
13. ———·강석훈, 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제46집, 제3호, 1998, pp. 145~167.
14. Atkinson, A. B., Rainwater, L. and Smeeding, T. M., *Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study*, OECD, 1995.
15. Choi, K. S., “The Impact of Shifts in Supply of College Graduates: Repercussion of Educational Reform in Korea,” *Economics of Education Review*, Vol. 15. No. 1, 1996, pp. 1~9.
16. Cowell, F. A., “Measurement of Inequality,” *Handbook of Income Distribution*, Ch. 2, (eds.), by Atkinson, A. B. and F. Bourguignon, North Holland, Amsterdam, 2000.
17. Jenkins, S. P., “Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971~1986,” *Economica*, Vol. 62, No. 245, 1995, pp. 139~191.

18. Jones, A.F. and Weinberg, D.H., "The Changing Shape of the Nation's Income Distribution: 1948~1998," U.S. Census Bureau, 2000.
19. Kim, D.I. and R.H. Topel, "Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea's Industrialization, 1970~1999," Freeman, R.B. and Katz, L.F.(eds.), *Differences and Changes in Wage Structure*, 1995.
20. Mookherjee, D. and Shorrocks, A.F., "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality," *Economic Journal*, Vol. 92, 1982, pp. 196~992.
21. Shorrocks, A.F., "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 1982, pp. 193~211.