

家計資産 分布와 不平等度의 要因別 分解: 勞働패널 資料를 中心으로

남 상 호*

본 연구에서는 노동연구원의 노동패널(KLIPS) 2~9차년도 자료를 이용하여 우리나라 가구의 자산분포 불평등을 분석하였다. 본 연구를 통하여 얻은 성과를 요약하면 다음과 같다. 2006년 기준으로 우리나라 순자산과 총소득의 지니계수는 0.731과 0.438로 나타났으며, 총소득과 순자산간의 상관계수는 미국(0.49)보다는 다소 낮은 수준인 0.313 정도인 것으로 나타났다. 2006년을 기준으로 상위 1%계층이 순자산의 16.7%를 가지고 있으며, 상위 5%는 39.8%, 그리고 상위 10%는 절반을 넘는 54.3%를 가지고 있는 것으로 나타났다. 1999년의 경우 상위 1% 계층이 순자산의 9.7%를 가지고 있으며, 상위 5%는 30.9%, 그리고 상위 10%는 46.2%를 가지고 있었던 것에 비추어 보면 순자산이 소득보다 집중경향이 현저할 뿐만 아니라 최근 7년 동안 자산의 부유층 집중 현상이 상당히 급속하게 진행되어 왔음을 알 수 있었다. 최근의 가구 순자산 불평등도를 구성요소별로 분해해 본 결과 부동산자산의 불평등기여도가 가장 높은 것으로 나타났다. 부동산이 약 93%, 금융자산이 약 12% 불평등에 기여하고 있었고, 총부채는 5% 정도 불평등을 완화하고 있는 것으로 나타났다. 가구순자산의 불평등도를 가구주 성별, 연령대별, 학력별로 분해해 보면 그룹내 불평등기여도가 그룹간 불평등기여도보다 월등히 높은 것으로 나타났다.

- 目次 -

I. 序論

1. 기존 연구의 개관 / 2. 연구의 방법과 범위

II. 分析方法

1. 일반화된 엔드로피 지수 / 2. 자산원천별 불평등요인 분해 /
3. 구성그룹별 불평등요인 분해

III. 實證分析 結果

1. 자산 불평등 추이 분석 / 2. 불평등도의 자산원천별 분해 /
3. 불평등도의 구성그룹별 분해

IV. 要約 및 示唆點

* 한국보건사회연구원 사회재정평가센터 연구위원(02-380-8109, e-mail: johnnam@chol.com).

** 이 연구를 수행하는 동안 자료 분석에 애써준 김경현 씨에게 감사의 뜻을 전한다.

Ⅰ. 序論

비교적 최근까지 分配에 관한 이론적 논의나 실증분석은 주로 所得을 중심으로 논의가 진행되어 왔으며, 資産과 관련된 연구는 드문 편이었다. 이처럼 資産分配에 관한 연구가 드물었던 이유는 가구 또는 개인을 대상으로 조사된 미시자료가 준비되어 있지 못하였다는 점 외에도 資産관련 자료가 갖는 특이한 속성을 다룰 수 있는 다양한 자산분포 이론과 실증분석 기법이 불충분하였다는 점 등을 들 수 있을 것이다. 이 연구에서는 가구 자산관련 미시자료와 최근의 분석기법을 이용하여 우리나라 資産分布 不平等을 분석하고 불평등도를 요인별로 분해하고자 한다.

1. 既存 研究의 概觀

외국에서는 이미 1970년대 초부터 자산분포와 관련된 연구가 시작되었음에도 불구하고 實物資産과 金融資産을 아우르는 자산분포에 관한 국내의 연구는 많지 않다. 이하에서는 자산분포와 관련된 국내외 선행연구를 간단하게 살펴본다.

Caner and Wolff(2004)는 1984~99년 기간 동안 미국의 패널자료를 이용하여 경제적으로 어려움에 처해 있을 때 사용가능한 저축이 부족한 가구의 구성비와 특징을 살펴보고 있다. 이들은 Wolff(2001)의 자산빈곤 개념을 사용하여 자산빈곤을 정의하였다. 이들의 정의에 의하면 자산빈곤 가구란 '일정기간동안 기본적인 생활을 영위할 수 있을 만큼 충분한 자산유형(wealth-type)을 가지지 못한 가구'를 의미한다. 이들은 저소득계층의 정보를 포함하고 있는 PSID자료에 대하여 회귀분석을 통하여 자산빈곤의 결정요인과 추이를 분석하였다. 이들의 연구결과를 요약하면 첫째, 공식적인 소득개념에 기초한 빈곤율의 급격한 하락에도 불구하고 자산빈곤율은 1984~99년 기간 동안 거의 변화가 없었다. 둘째, 이 기간 동안 경제성장이 지속되었고 또 주식시장이 활황이었음에도 불구하고 자산빈곤의 심도(severity)는 오히려 증가하였던 것으로 나타났다.

Iwaisako(2003)는 거시 및 미시 자료를 함께 사용하여 일본 가계의 자산구성이 서양 선진국에 비하여 어떤 차이가 있는지 분석하였다. 미국 및 유럽과는 달리 1990년대 일본의 주식 시장참가율은 하향 추세를 나타내었으며, 주식 보유에 대한 연령별 패턴 또한 50대에 정점을 이루어 서양에 비해 매우 늦은 시점에 정점이 나타나고 있음을 발견하였다. 아울러 부동산 자산 보유가 주식 시장 참가 및 자산 중 주식 구성에 미치는 영향이 유의하게 양(+)으로 나타난다는 점을 밝힘으로써 주식 보유의 연령별 패턴과 부동산 자산 처분은 별도로 설명될 수 없다고 주장하였다.

김진영·박창균(2001)은 대우패널(1993~98년) 자료를 이용하여 금융자산, 부동산자산, 부채 등과 같은 자산형태별 보유 구조를 소득수준, 연령, 학력, 주택소유 형태 등을 기준으로 살펴본 다음 자산소유 불평등도를 추정하였다. 주요 결론은 우리나라 가구들이 안정성을 추구하는 자산선택을 하고 있으며 이러한 경향이 외환위기 이후에도 당분간 지속된다면 안전자산에 대하여 과세하고 주식

등 위험자산에 대하여 비교적 관대한 현재의 조세체도가 세수확보 또는 저축유인 유지라는 측면에서 큰 문제가 없다는 것이다. 아울러 금융자산과 부동산 자산의 균형적 보유라는 관점에서 볼 때 현재의 조세체계가 부동산 자산에 대하여 더 우호적일 수 있을 가능성을 지적하고 있다. 그리고 자산 축적을 동태적으로 분석한 결과 금융자산이 일정수준에 달하면 부동산 형태로 자산을 전환함을 발견하였다.

이정우·이성림(2001)은 대우패널자료를 이용하여 가구자산의 분배를 추계하였는데, 외환위기 이전부터 순자산의 불평등이 증가하고 있었으며, 외환위기 이후의 기간에서는 최하위층의 부채가 급증함을 발견하였다. 그 반면 최상위층에서는 순자산이 상당히 증가하였는데 그 대부분은 부동산자산이었음을 발견하였다.

김진영(2002)은 1993~98년간 대우패널 자료를 이용하여 우리나라 가구의 자산구성 패턴의 변화를 살펴보고 있다. 우리나라 가구 자산구성의 일반적인 특징을 살펴본 결과 자산구성이 가계의 위험기피적인 성향을 크게 반영하고 있는 점 외에도 부동산 비중이 절대적으로 높은 것으로 나타났다. 자산보유 불평등 정도는 부동산자산을 고려하였을 경우와 금융자산만을 고려하였을 경우 모두 소득불평등보다 더 높게 나타남을 발견하였다.

임경목(2002)에서는 주식소유를 중심으로 가구의 금융자산 결정요인을 분석하였는데 주요한 결과를 소개하면 다음과 같다. 첫째, 연령별 주식시장 참여도는 역U자 형태를 보였는데 이는 금융자산 및 소득 규모와 소득의 변동성의 연령별 패턴에 의한 것으로 나타났다. 둘째, 자영업자는 임금 근로자에 비하여 낮은 주식시장 참여도를 보였으며 이는 자영업자 소득의 변동성이 높아서 위험자산인 주식에 투자할 유인이 낮기 때문이다. 셋째, 우리나라 가계의 주식시장 참여도가 낮게 나타나는 것은 가계의 금융자산 규모가 작고 자영업자의 비중이 높는데 기인한다.

유경원(2004)은 한국가계패널조사(KHPS, 이하 '대우패널') 및 한국노동패널조사(KLIPS, 이하 '노동패널') 자료를 이용하여 우리나라 가계 자산구성의 특징을 분석하고 가계의 금융자산 선택에 영향을 주는 요인들을 예비적 자산선택이론의 관점에서 실증적으로 분석하고 주택보유가 예비적 자산선택 행태에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 우리나라 자산구성의 특징을 살펴보면 총자산에서 금융자산의 비중이 아주 낮고, 금융자산 중에서도 예금·보험 등과 같은 안전자산의 비중이 90%를 넘어서서 위험기피적인 성향이 강한 것으로 나타났다. 또 가계의 금융자산 보유 결정요인을 분석한 결과 자산수익률 외에도 가계의 소득위험, 주택소유 여부, 가구주 나이 및 교육수준 등이 주요 결정요인인 것으로 나타났다.

김현숙(2004, 2005)에서는 공동주택 거주 가구의 소득과 주택자산 소유분포를 비교분석하여 소득에 대한 집중도보다 주택자산에 대한 집중도가 2배 이상 높다는 결과를 얻었다. 구체적으로 2003년도 국세청 공동주택부문의 기준시가 자료를 이용하여 지니계수를 추정해 본 결과 0.714로 나타났다. 근로소득과의 비교를 위하여 월 주택자산 소득으로 환산한 월세평가액을 기준으로 계산하면 0.687로 나타나, 도시가계조사자료상의 가구소득에 기초한 지니계수 값보다 2배 이상 큰 것으로 나타났다.

남상호(2007)에서는 노동패널 자료를 이용하여 1999~2004년 우리나라 가구 자산의 보유현황과

分配구조를 분석하였다. 자산구성의 특징을 살펴보면 부동산의 비중이 대단히 높고, 순자산 분포는 소득에 비하여 집중도가 매우 크게 나타나며, 자산보유 불평등이 심화되는 외에도 자산보유 양극화도 꾸준히 진행되었던 것으로 나타났다. 로짓모형을 이용하여 특정 가구의 자산빈곤계층 귀속요인을 살펴본 결과 가구의 소득과 취업자 수가 많을수록, 주택을 보유한 가구일수록 빈곤계층에 속할 확률이 낮은 것으로 나타났다.

그리고 2002년부터 시작된 Luxembourg Wealth Study(LWS) 직업팀에서는 국가간 비교 분석을 목적으로 유럽 국가들의 가계 자산 관련 미시자료를 정비하고 있는데 이 국가군에 속하는 나라들은 오스트리아, 캐나다, 키프로스, 핀란드, 독일, 이태리, 노르웨이, 스웨덴, 미국, 영국 등이다.¹⁾

2. 研究의 方法과 範圍

본 연구에서는 家口단위로 측정된 특정년도의 橫斷面 자산보유 원자료를 분석대상으로 한다. 따라서 資産형성의 동태적 측면이라든지 자산과 소득의 결합분포 등은 분석대상에서 제외한다. 자산 및 부채의 정의와 세부적인 포괄범위에 대한 논의나 동등화 단위 또는 지역별 디플레이터의 적용 등에 관한 논의도 포함하지 않는다. 이하에서는 자산보유에 관한 횡단면 자료 중에서 특히 총자산, 부채, 순자산을 중심으로 분석하게 되는데, 모든 지수 계산에는 조사기관에서 발표한 횡단면 가중치를 적용하였다.

총자산은 부동산자산과 금융자산의 합으로 정의되며, 통상 0과 같거나 큰 값을 가진다. 부채는 마이너스 자산이며 음(-)의 값을 가지는데 부채가 없는 가구는 0으로 표시된다. 순자산은 총자산에서 부채를 뺀 것으로, 양(+) \cdot 음(-) \cdot 영(0) 중에서 어느 값이라도 가질 수 있으나 음수 또는 0의 값이 많이 나타난다는 특징을 가지고 있다.

자산분포의 이러한 특징은 소득분포와는 다른 차이점이기도 하다. 소득불평등 분석의 경우 소득은 양의 값을 가지는 것으로 가정하며, 0 또는 음의 값은 분석에서 제외하거나 아니면 아주 작은 양의 수로 대체한 다음 분석하는 것이 일반적이다. 그 이유는 소득분배를 분석하는 경우 소득 값이 0으로 기록된 경우가 많지 않기 때문에 이들 값을 분석에서 제외하든지 아니면 아주 작은 양수로 대체하더라도 소득불평등에 관한 분석결과가 크게 달라지지 않기 때문이다. 그러나 순자산의 경우에는 0 또는 음(-)의 값이 무시할 수 없는 만큼 많이 발생하기 때문에 이들 값을 분석에서 제외한다거나 아주 작은 양의 수로 대체하는 경우 최종적인 분석결과에 상당한 차이가 발생할 수 있으므로 바람직하지 않다.

자산분포의 두 번째 특징으로는 밀도함수가 0 또는 그 부근에서 현저하게 집중된다는 점을 들 수 있다. 특히 0에서는 대체로 큰 스파이크가 생기게 되는데, 상당수의 가구들이 금융자산이나 금융부채를 가지지 않는 경우에 밀도함수가 이런 모습을 보이게 된다. 이처럼 자산분포의 밀도함수가 0에서 스파이크를 보이면 밀도함수를 추정하는데 어려움이 따른다.

자산분포의 세 번째 특징으로는 극단적이라고 할 만큼 우측으로 치우친 분포형태를 가지며, 그

1) LWS 프로젝트 홈페이지 주소는 다음과 같다. <http://www.lisproject.org/lws/>

정도가 소득분포의 경우보다 더 현저하다는 점을 들 수 있다. 특히 우측 끝에 나타나는 특이한 관찰치들은 leverage 효과를 나타내는 중요한 관찰치일 수도 있으므로 그 나름의 중요성을 지닌다고 볼 수 있다. 이 경우 자산분포에 관한 요약통계량은 특이항의 포함 유무에 의하여 크게 영향을 받게 될 것이다.

현 시점에서 자산분포를 분석하기 위하여 일반 연구자가 이용가능한 자료는 노동연구원에서 매년 조사·발표하고 있는 노동패널 자료와 통계청에서 2006년에 조사한 (제1회) 한국가계자산조사 자료이다. 통계청 자료는 노동패널 자료에 비하여 표본의 크기가 좀 더 크다는 장점이 있으나, 처음으로 이루어진 조사여서 과거로부터의 변화추이를 살펴보기에는 적합하지 않다. 따라서 본 연구에서는 노동패널자료를 이용하여 분석한다.

노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS) 자료는 도시지역에 거주하는 우리나라 家口와 가구원을 대표하는 5,000 가구를 대상으로 매년 1회 가구의 특성, 경제활동 및 노동이동, 소득 및 소비 등을 추적 조사하는 縱斷面조사(longitudinal survey)이다. 1998년에 첫 조사를 시작으로 2007년 12월 말 현재 제8차 조사자료(2005년 4~10월에 조사)까지 공개되어 있는데, 본 연구에서는 한국노동연구원에서 1999년에서 2006년까지 실시한 한국노동패널 자료를 이용하여 분석하였다. 최초 조사년도인 1998년은 설문에 자산항목이 포함되어 있지 않아서 본 분석에서는 제외되었다. 노동연구원에 따르면 8차 조사의 원표본가구 유지율²⁾은 76.5%이며, 이러한 원표본유지율은 외국에 비해서도 뒤지지 않는 수준이라고 한다.

노동패널에서 조사된 가구소득은 ‘세후소득’ 기준이며, 작년 한해의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타소득의 6가지 외에도 4차년도 조사부터는 ‘지난 한 달간 가구소득’을 추가로 조사하고 있다. 자산 및 부채항목은 조사시점을 기준으로 하며, 부동산에는 ‘거주주택’, ‘타인임대’, ‘부동산 임차’가 포함되며, 금융자산에는 ‘은행예금’, ‘주식·채권·신탁’, ‘저축성보험’, ‘아직 타지 않은 계’, ‘개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈’ 및 ‘기타 금융자산’이 포함된다. 부채항목에는 ‘금융기관 부채’, ‘비금융기관 부채’, ‘개인적으로 빌린 돈’, ‘전세금·임대보증금’, ‘(미리 타고) 부어야 할 계’ 및 ‘기타 부채’가 포함된다.

본 연구의 목적은 최근에 발표된 노동패널조사 미시자료를 이용하여 우리나라 가구의 자산분포 불평등을 분석하는데 있다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 우리나라 가구자산 분포의 특징과 분석에 이용될 불평등 지수를 개관하고 불평등지수의 요인별 분해방법을 살펴본다. 3절에서는 총자산·부채·순자산의 분포를 개관하고 순자산을 대상으로 불평등 지수의 분해결과를 살펴본다. 4절에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2) 여기서의 ‘표본유지율’이란 1차 년도에 조사 성공한 5,000 가구 중에서 2005년 조사에서 실제로 조사가 이루어진 유효 표본가구의 비율을 말한다.

II. 分析方法

이 절에서는 분석방법을 간략하게 살펴본다. 不平等을 측정하는 지수중 가장 대표적인 것은 Gini 지수이며 그 외에도 Atkinson지수, 대수편차 평균(mean log deviation: MLD) 등도 많이 이용되고 있다.³⁾ 실증분석에서 가장 많이 쓰이고 있는 지니지수는 다음과 같이 계산된다.⁴⁾

$$\text{Gini} = \frac{1}{\mu n^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_i - y_j| \quad (1)$$

여기서 μ 는 산술평균값, y_i 및 y_j 는 i 번째 및 j 번째 가구의 순자산, 그리고 N 은 표본의 크기를 의미한다.

Atkinson 지수는 사회후생함수와 밀접하게 관련되어 있으며, 算式은 다음과 같다.

$$A_\epsilon = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \quad \text{단 } \epsilon \neq 1, \epsilon > 0 \quad (2)$$

여기서 ϵ 은 사회구성원의 불평등에 대한 거부감의 정도를 나타내는 파라미터인데, 그 값이 클수록 구성원들이 불평등에 대한 거부감이 크다는 것을 나타낸다.

한편 대수편차평균(mean log deviation; MLD)은 다음과 같이 정의된다.

$$\text{MLD} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right) \quad (3)$$

Theil의 엔트로피(entropy) 지수는 정보이론에 기반을 둔 것으로, 정보이론(information theory)에서의 엔트로피(entropy)란 어떤 사건이 발생하기 전에 事前的으로 기대되는 정보량을 말한다. Theil은 이를 이용하여 불평등도를 나타내는 척도를 다음과 같이 정의하였다.

$$\text{TE} = \frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \quad (4)$$

3) Cowell(2000)에서는 다양한 소득불평등 척도를 소개하고 있다.

4) 이 식에서는 표본추출 가중치를 명시적으로 다루고 있지 않으나, 실제 지수의 계산에서는 가능한 한도 내에서 가중치를 사용하였다.

여기서 μ 는 y 의 평균값($\mu \equiv \frac{1}{n} \sum_i y_i$)이다. 불평등 요인별 분해에 많이 쓰이는 일반화된 엔트로피 (Generalized Entropy; GE) 계열 지수는 Theil의 엔트로피 지수를 다음과 같이 일반화시킨 것이다.

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (5)$$

GE값의 범위는 0에서부터 무한대(∞)까지인데, 모든 자산이 동일하여 분배상태가 완전히 균등한 경우에 최소치 0을 가지며, 분배상태가 불평등할수록 그 값은 커진다. 또 α 의 값이 작을수록 하위 자산계층의 자산변화에 민감하며, α 값이 클수록 상위자산계층의 자산변화에 민감하게 반응한다.

1. 一般化된 엔트로피 指數

$\alpha = 0$ 이라면 일반화된 엔트로피 지수는 L'Hopital 정리에 의하여 대수편차평균(MLD)과 같아진다. 즉,

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right) = \text{MLD} \quad (6)$$

또 $\alpha = 2$ 이면 일반화된 엔트로피지수는 변동계수 제곱(Squared Coefficient of Variation: SCV)의 절반과 같아진다. 즉

$$GE(2) = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right] = \frac{1}{2} \text{SCV} \quad (7)$$

끝으로 $\alpha = 1 - \epsilon$ ($\alpha < 1$)인 경우, $GE(1 - \epsilon)$ 은 Atkinson지수와 동일한 순서(ordering)를 가지게 된다.

$$GE(1 - \epsilon) = \frac{1}{\epsilon(\epsilon-1)} \left[(1 - A_\epsilon)^{1-\epsilon} - 1 \right] \quad (8)$$

일반적으로 사용되는 α 값은 0, 1, 2인데, $\alpha = 0$ 은 하위자산계층의 자산변화에 더 큰 비중을 두는 것이고, $\alpha = 1$ 이면 전 자산계층의 자산변화를 고루 반영하는 것이며, $\alpha = 2$ 인 경우는 상위자산계층의 자산변화에 더 큰 비중을 두는 것이다.

2. 資産源泉別 不平等要因 分解⁵⁾

여기서는 자산원천별 불평등요인을 분석하기 위하여 일반화된 엔트로피 지수를 이용하는 Shorrocks(1982)의 원천별 분해 방법과 Gini 지수를 이용하는 Lerman and Yitzhaki(1985)의 원천별 분해 방법을 살펴본다.

먼저 Shorrocks(1982)의 원천별 분해 방법을 살펴보기로 하자. 특정연도의 불평등척도를 I 라고 나타내면 이 값은 각 원천별 불평등기여분을 합한 것이다. 즉,

$$I = \sum_{k=1}^K S_k \quad (9)$$

여기서 S_k 는 자산원천 k 의 함수이다. 만일 $S_k > 0$ 이라면 자산원천 k 는 불평등을 심화시키는 요인으로 작용하며, $S_k < 0$ 인 경우는 그 반대로 작용한다. 이제

$$s_k \equiv \frac{S_k}{I} \quad (10)$$

라고 정의하면 $\sum s_k = 1$ 가 성립한다. 따라서 S_k 는 요인 k 의 불평등기여도(absolute contribution)를 나타내며, s_k 는 상대 불평등기여도(proportional factor contribution)를 나타낸다. 여기서 상대 불평등기여도 s_k 를 결정하는 규칙을 '분해규칙(decomposition rules)'라고 한다.

Shorrocks(1982)에 따르면, 어떠한 분해규칙을 적용하더라도 불평등지수에는 영향을 주지 않으므로 적어도 이론적으로는 수많은 분해규칙이 존재할 수 있다고 한다. 그러나 최종적으로 Shorrocks가 선택한 분해규칙은 총소득을 소득원천(y_k)에 대하여 회귀식을 추정하여 얻은 기울기의 점추정치(point estimate)이다. 이를 이용하여 요인분해하는 절차는 다음과 같다. 우선 기울기의 점추정치는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$s_k = \frac{C_k}{\sigma^2} = \frac{\rho_k \sigma_k}{\sigma} \quad (11)$$

여기서 $C_k \equiv \text{Cov}(y_k, y)$, $\sigma^2 \equiv \text{var}(y)$, $\rho_k \equiv \text{corr}(y_k, y)$, 그리고 $\sigma_k \equiv \text{var}(y_k)$ 이다. Jenkins(1995)에서는 소득이 0의 값을 갖는 경우에도 요인별 분해가 가능한 불평등 척도로 GE(2)를 이용하여 분석하였다. 이 경우 $\text{GE}(2) = I_2$ 가 되며, 각 요인별 기여도는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

5) 이 내용은 Stephen J. Jenkins (1995, pp. 39-43)를 참고한 것이다. 남상섭 외(2005), 여유진 외(2005) 및 정진호 외(2001) 등에서도 본 절의 논의와 유사한 분석을 수행한 바 있다.

$$S_k = s_k I_2 \quad (12)$$

$$= \rho_k \chi_k \sqrt{(I_2 \cdot I_{2k})}$$

여기서 ρ_k 는 자산원천 y_k 와 전체 자산 y 간의 상관계수이고, χ_k 는 자산원천 y_k 평균의 전체 자산 y 평균에 대한 비율($\equiv \mu_k/\mu$)을 나타낸다.

다음으로 Gini 지수를 이용하는 Lerman and Yitzhaki(1985)의 원천별 분해 방법을 살펴보자. Gini지수의 원천별 분해는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Lerman and Yitzhaki, 1985).

$$G = \sum_{k=1}^K \left[\frac{\text{cov}(y_k, F)}{\text{cov}(y_k, F_k)} \text{RIGHT} \right] \cdot 2\text{cov} \left[\frac{2\text{cov}(y_k, F_k)}{m_k} \text{RIGHT} \right] \cdot \frac{m_k}{m} \quad (13)$$

$$= \sum_{k=1}^K R_k \cdot G_k \cdot S_k$$

여기서 F (또는 F_k)는 자산전체(또는 k 번째 자산구성 요인)의 누적분포함수, R_k 는 k 번째 자산구성 요인과 전체 자산간의 Gini 상관계수이고, G_k 는 k 번째 구성요인의 상대 지니지수, 그리고 S_k 는 k 번째 자산구성 요인이 전체 자산에서 차지하는 비중을 의미한다.

이와 같이 지니지수를 구성요인별로 분해하는 가장 큰 이점은 특정요인의 변화가 전체 불평등도에 얼마나 영향을 미치는가를 구분하여 살펴볼 수 있기 때문이다. 다음에서는 구성그룹별 요인분해를 살펴본다.

3. 構成그룹별 不平等要因 分解

모그룹(population group)에 대한 구성그룹별 요인분해는 모그룹을 인구학적 속성 등을 기준으로 세분화하여 전체 불평등도를 그룹간(between-group) 불평등도와 그룹내(within-group) 불평등도로 분해할 수 있다.

$$GE(\alpha) = \sum_{k=1}^K v_k \lambda_k GE_k(\alpha) + \overline{GE}(\alpha) \quad (14)$$

여기서 $GE_k(\alpha)$ 는 그룹 k 의 자산불평등 척도, v_k 는 그룹 k 가 모그룹에서 차지하는 인구비중($\equiv n_k/n$), λ_k 는 k 번째 그룹 평균값의 모그룹 평균값에 대한 비율($\equiv \mu_k/\mu$), $\overline{GE}(\alpha)$ 는 각 개별그룹 구성원 모두에게 해당 그룹별 평균값을 배정하였을 때 얻을 수 있는 모집단 불평등 척도이다. 위 식에서 좌변은 모그룹 전체 불평등도, 우변의 첫째 항은 개별 그룹내 불평등도의 가중평균, 그리고 우변의 둘째 항은 그룹간 불평등도를 각각 나타낸다.

다음 절에서는 실증분석에 사용된 자료와 분석 결과를 살펴본다.

III. 實證分析 結果

여기서는 노동연구원의 노동패널(KLIPS) 2~9차년도 자료를 이용하여 자산분포를 분석한다. 우선 Gini지수, 대수편차 평균(MLD), Atkinson 지수를 이용하여 전반적인 자산불평등도를 살펴보고, 계층별 분해를 통하여 점유율과 분위수 배율 등을 살펴본다. 다음으로 자산불평등도를 자산항목별로 분해하여 어떤 항목이 전체 불평등도에 얼마만큼 영향을 미치고 있는지 살펴본 다음, 가구주 성별, 연령그룹별 및 학력그룹별 요인분해를 통하여 전체 자산불평등도에 대한 기여도를 살펴본다.

1. 資産 不平等 推移 分析

가. 종합지표의 변화 추이

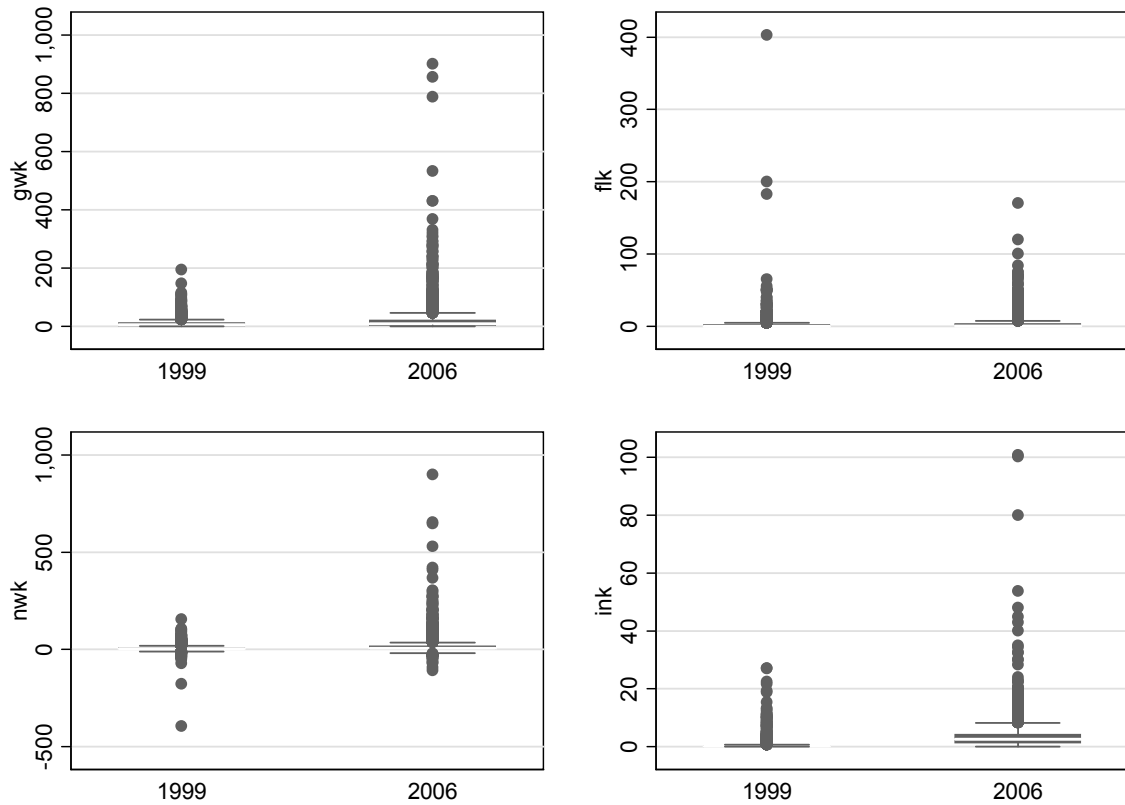
분석에 앞서 동등화 척도(equivalence scale)에 대해 간략하게 살펴보자. 자산 수준이 같은 가구 일지라도 가구 구성원의 수가 다르면 가구별 복지수준은 달라질 것이다. 가구 전체 자산수준을 가구원수로 조정한 동등화 자산은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$G_w = A/N^E \quad (14)$$

여기서 A 는 가구의 자산수준, N 는 가구원 수, 그리고 E 는 동등화 지수를 나타낸다. 이 식에서 $E=0$ 이면 가구단위의 자산수준을, 그리고 $E=1$ 이면 가구원 1인당 자산 수준을 나타낸다. 많이 쓰이는 OECD의 동등화 지수의 경우 $E=0.5$ 의 값을 갖는다. 분석결과에 의하면 동등화 지수를 적용하는 경우(<표 1>의 Gini_W)에는 그렇지 않는 경우(<표 1>의 Gini)에 비하여 Gini 지수가 약간 낮게 나타나며, 이는 분배상태의 개선을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 하지만 시간의 경과에 따른 추이를 살펴보면 동등화 지수의 적용 여부와는 상관없이 유사한 변화를 나타내고 있다.

[그림 1]은 총자산, 총부채, 순자산의 분포를 개략적으로 나타내고 있다. 사각형으로 표시된 상자의 위선과 아래 선은 각각 위쪽 사분위(25%) 및 아래쪽 사분위(25%)인 값을 나타내며, 상자의 가운데 있는 가로선은 중위수를 나타낸다. 상자의 위·아래에 표시된 가로선('⊔' 및 '⊓')은 두 사분위 값의 차이에 1.5를 곱한 값을 나타내며, 동그라미들은 그에 인접한 관찰치를 나타낸 것이다. 이처럼 인접한 값에 비추어 볼 때 순자산 분포에는 상당수의 극단치가 존재하며 동시에 오른쪽 꼬리가 긴 비대칭 분포임을 보여주고 있다. 특히 1999년 부채 자료에서는 극단치가 두 개씩 포함되어 있는데 이 때문에 순자산에서는 아래쪽으로 극단치가 나타나고 있다. 위쪽으로 극단치가 많이 나타나는 비대칭적 분포에서는 상위층 1% 또는 5%의 점유비중이 특히 높게 나타난다.

[그림 1] 총자산, 총부채, 순자산, 총소득의 boxplot(1999, 2006)



주: 왼쪽 위는 총자산, 오른쪽 위는 총부채, 왼쪽 아래는 순자산, 오른쪽 아래는 총소득임.

<표 1> 순자산 불평등지수 추이

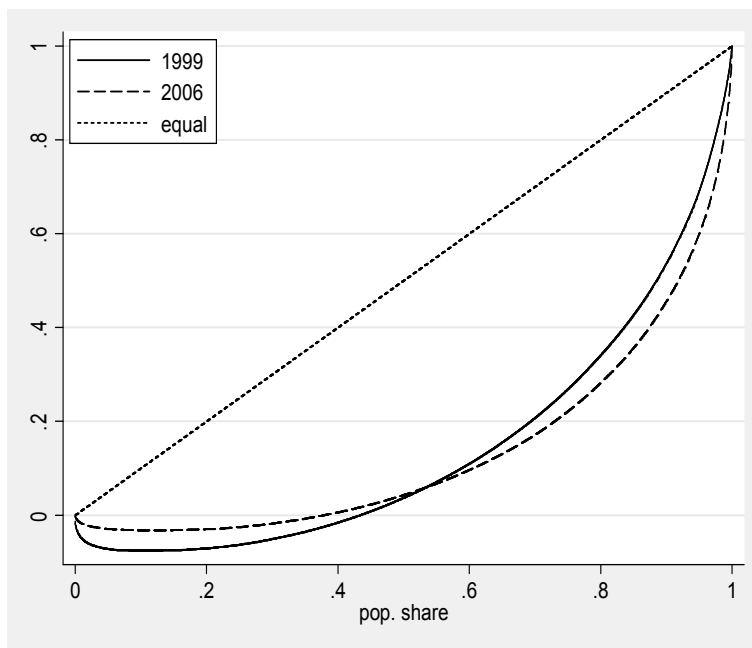
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Gini	0.7174	0.6827	0.7074	0.7058	0.7471	0.7104	0.7054	0.7310
Gini_W	0.7043	0.6684	0.7011	0.6940	0.7318	0.7021	0.6975	0.7228
MLD	0.3891	0.4531	0.4911	0.4734	0.5389	0.5642	0.5682	0.6075
GE(2)	1.7541	1.5405	2.0913	1.8676	2.3011	1.8248	1.9455	2.7302
A(0.5)	0.2893	0.3209	0.3569	0.3338	0.3569	0.3714	0.3762	0.4067
A(1.0)	0.3223	0.3643	0.3880	0.3771	0.4166	0.4254	0.4334	0.4553
A(2.0)	0.9031	0.9619	0.9357	0.8925	0.9587	0.8652	0.9418	0.8208

주: Gini_W는 균등화지수($E=2$)를 적용한 지니지수, MLD는 대수편차의 평균, GE는 일반화된 엔트로피 지수, A는 Atkinson 지수임.

나. 자산계층별 점유율 추이

우리나라의 경우 2006년을 기준으로 순자산 상위 1%계층이 순자산의 16.7%를 가지고 있으며, 상위 5%는 순자산의 39.8%, 그리고 상위 10%는 순자산의 절반을 넘는 54.3%를 가지고 있는 것으로 나타났다. 1999년의 경우 상위 1% 계층이 순자산의 9.7%를 가지고 있으며, 상위 5%는 순자산의 30.9%, 그리고 상위 10%는 순자산의 46.2%를 가지고 있었던 것에 비추어 보면 최근 7년 동안 자산의 부유층 집중현상이 상당히 급속하게 진행되어 왔음을 알 수 있다([그림 2] 참조).

[그림 2] 로렌츠 곡선 (1999, 2006)



주: 세로축은 순자산의 누적점유율임.

<표 2>에서는 몇 가지 중요한 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 자산분위별 자산점유율은 1999년에 하위 자산계층 점유율이 가장 낮았으며, 약간의 등락을 보이기는 하지만 점차 높아지는 추세를 보이고 있다. 둘째, 상위자산계층의 경우 다소의 등락을 보이기는 하지만 순자산의 77~81%를 점하고 있으며, 특별히 점유율이 상승 또는 하락하는 추세를 보이지는 않고 있다. 셋째, 중위자산계층의 자산점유율은 1999년에 26.1%로 최대에 이른 후 점진적으로 낮아지는 추이를 보여 2006년에는 20.7%에 이르고 있다.

다음으로 분위수 배율을 살펴보자. 여기서 분위수 (percentile)란 전체 가구를 자산수준을 기준으로 오름차순으로 정렬한 다음 10분위로 나누었을 때 아래쪽에서부터 $x\%$ 에 위치한 가구의 자산수준을 말한다.⁶⁾ 분위수 배율이란 분위수간의 비율을 말하는데, p_{10}/p_{50} 은 하위 10%구간의 최고 자산값의 전체 중위값 (median)에 대한 비율을 나타낸다.

순자산의 $p90/p50$ 값은 4.10(1999년)에서 점차로 높아져서 5.18(2006년)에 달하고 있다. $p25/p50$ 은 0.28~0.32 내에서 큰 변화가 없으나, $p75/p25$ 는 6.68(1999년)에서 8.62(2006년)로 높아졌다. 그런데 소득의 경우에는 순자산과 다소 다른 모습을 보이고 있다. 총소득의 경우 $p90/p50$ 값은 2.39~2.41 내에서 큰 변화가 없었고, $p25/p50$ 또한 0.50~0.56 내에서 큰 변화가 없었다. 그런데 $p75/p25$ 는 2.86(1999년)에서 3.14(2006년)로 약간 높아진 반면, $p90/p10$ 은 11.73(1999년)에서 10.62(2006년)로 다소 낮아진 것으로 나타났다.

<표 2> 자산계층별 점유율 및 분위수 배율 추이

	1999 (wave 2)	2000 (wave 3)	2001 (wave 4)	2002 (wave 5)	2003 (wave 6)	2004 (wave 7)	2005 (wave 8)	2006 (wave 9)
순자산								
top 1%	9.70	12.70	15.90	14.10	14.50	13.30	14.20	16.70
top 5%	30.90	32.80	36.10	34.70	36.80	35.50	36.60	39.80
top 10%	46.20	47.10	50.30	48.60	51.70	50.20	51.30	54.30
$p90/p10$
$p90/p50$	4.10	4.30	4.38	4.40	4.63	4.84	4.79	5.18
$p10/p50$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$p75/p25$	6.68	6.33	7.69	6.93	7.67	7.50	8.19	8.62
$p75/p50$	2.15	2.18	2.19	2.30	2.30	2.34	2.36	2.46
$p25/p50$	0.32	0.34	0.28	0.33	0.30	0.31	0.29	0.29
총소득								
top 1%	7.8	8.1	6.90	8.37	7.92	7.87	7.52	9.00
top 5%	19.9	19.8	19.40	20.85	20.91	20.43	19.73	21.40
top 10%	28.3	28.6	29.80	31.26	31.11	31.55	30.45	32.00
$p90/p10$	11.73	10.00	13.33	11.44	13.60	14.28	10.21	10.62
$p90/p50$	2.39	2.14	2.22	2.35	2.32	2.44	2.48	2.41
$p10/p50$	0.20	0.21	0.17	0.21	0.17	0.17	0.24	0.23
$p75/p25$	2.86	2.87	2.83	2.75	2.98	3.03	3.29	3.14
$p75/p50$	1.59	1.54	1.51	1.61	1.62	1.55	1.65	1.61
$p25/p50$	0.56	0.54	0.53	0.59	0.55	0.51	0.50	0.51

자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

앞에서 살펴 본 각종 불평등 지표들은 전체적인 불평등을 나타내는 지표들이므로 계층별 상대적 자산분포를 살펴보는 데에는 충분하지 못하다. 이하에서는 자산을 10분위로 구분한 다음 0~33.3%를 하위 자산계층, 33.3~66.7%를 중위자산계층, 그리고 66.7~100%를 상위자산계층으로 정의하고 각 계층별 상대 자산점유율 추이를 살펴보았다.⁷⁾

6) 예를 들면 $p10$ 은 최하위 0~10%분위의 상한값, $p50$ 은 40~50%의 상한값 (즉 중위수), $p90$ 은 80~90%분위의 상한값을 말한다.

7) 엄밀하게는 표준화된 점유율을 분석해야 할 것이다. 표준화된 점유율이란 각 10%계층에서 얼마만큼을 점유하고 있는가를 나타내는 값으로, 즉 중위40%의 점유율을 4로 나눈 값이 된다. 이 지표를 이용하면 연구자에 따라 계층별 인구구성비가 다른데서 오는 점유율의 차이를 제거할 수 있다.

<표 3> 상·중·하위 그룹별 점유율

	1999 (wave 2)	2000 (wave 3)	2001 (wave 4)	2002 (wave 5)	2003 (wave 6)	2004 (wave 7)	2005 (wave 8)	2006 (wave 9)
총자산								
하위계층	9.2	8.3	7.1	7.6	7.0	5.9	5.5	5.6
중위계층	20.1	19.5	18.7	18.8	18.1	18.0	17.5	15.7
상위계층	70.6	72.2	74.1	73.6	74.9	76.1	77.0	78.7
총부채								
하위계층	48.3	39.0	38.4	39.0	41.8	31.8	27.9	30.1
중위계층	16.8	18.4	20.4	18.3	19.3	21.4	20.3	17.7
상위계층	34.9	42.6	41.1	42.7	38.9	46.8	51.8	52.3
순자산								
하위계층	-3.7	-0.7	-1.7	-1.8	-2.8	-1.0	-0.5	-0.8
중위계층	21.3	19.8	18.3	18.9	17.7	17.1	16.8	15.2
상위계층	82.5	80.8	83.5	82.9	85.0	83.9	83.7	85.6
총소득								
하위계층	22.3	22.7	21.5	22.4	20.7	19.7	19.5	19.7
중위계층	28.9	29.4	29.7	30.0	29.3	30.0	30.4	28.8
상위계층	48.8	47.9	48.8	47.6	50.0	50.3	50.0	51.6

주: 순자산 기준으로 sorting한 다음 세 그룹으로 나누었음.

<표 3>은 순자산을 기준으로 1/3씩 상·중·하위 세 그룹으로 구분하여 총자산, 총부채, 순자산 및 총소득의 점유율을 정리한 것인데 이로부터 몇 가지 중요한 사실을 발견할 수 있다(부록의 [그림 A1] 순자산의 히스토그램 참조). 먼저 최근 들어 상위 자산계층의 부채가 크게 증가하였다는 점이다. 구체적으로 2001~2003년 중에는 41~43% 수준이었던 총부채가 2004년에 46.8%, 2005년에 51.8%, 2006년에는 52.3%로 높아진 것으로 나타났다. 둘째, 자산 상위계층의 순자산점유율이 최근 들어 상승하였다는 점이다. 자산 상위계층 순자산 점유율은 1999~2000년 무렵에는 79~81% 수준에 머물렀으나 2003~2006년에 와서는 84~86% 수준으로 높아진 것으로 나타났다. 셋째, 자산 하위계층의 총소득점유율은 1999~2002년 중 22% 수준이었으나 2004년 이후부터는 19% 대로 낮아졌다. 자산 중위계층의 소득점유율은 전 기간을 통하여 29~30% 수준을 유지하고 있었던 반면, 자산 상위계층의 소득점유율은 2003년 이후 2~3%p 높아진 것으로 나타나고 있다.

이상의 사실로부터 자산 상위계층의 경우 부채와 순자산이 같이 증가하였으며, 자산 하위계층의 상대 소득점유율 하락은 자산축적 여력이 과거에 비해 그만큼 약화되었음을 알 수 있다.

2. 不平等度の 資産源泉別 分解

이상에서 1999년 이후의 자산불평등에 관한 종합적인 지표를 개관하고 계층별 자산점유율의 변화를 살펴보았다. 여기서는 Lerman and Yitzhaki(1985) 방법에 따라 Gini지수를 자산 구성요소별로 분해하고 자산불평등의 원인을 찾아보고자 한다.

앞에서 살펴본 전체 불평등지수의 자산원천별 기여도를 분해한 결과가 <표 4>에 나타나 있는데

주요한 특징은 다음과 같다. 첫째, 부동산자산의 상대 기여도가 73.9~93.2%에 달하여 우리나라 순자산불평등의 대부분은 부동산자산의 불평등에서 기인하는 것으로 나타났다. 둘째, 금융자산의 상대 기여도는 점차로 하락하고 있는데, 1999년의 18.4%에서 2006년의 11.9%까지 하락한 것으로 나타났다. 셋째, 부채의 자산불평등에 대한 상대 기여도는 가장 큰 변화를 보이고 있다. 구체적으로 1999년의 7.8%에서부터 점차 낮아져서 2006년에는 -5.1%까지 하락하였다. 이처럼 최근에 와서는 부채가 자산불평등을 완화하는 방향으로 그 역할이 바뀐 점은 특히 주목할 만한데, 이를 설명하는 한 가지는 최근에 와서 상위 자산계층의 부채가 급격하게 증가하였다는 점을 들 수 있을 것이다. 중·상위 자산계층에서 부동산 획득과 관련 부채한도의 급격한 확대는 부동산 취득액보다 더 큰 규모의 부동산 담보부 부채를 가지는 경우도 생겨났으며, 이 경우 부채는 순자산불평등을 완화시키는 것으로 작용하였을 수 있다.

<표 4> 순자산불평등도의 원천별 요인 분해 (1999, 2006)

	자산원천	구성비	절대 기여도 (<i>p</i>)	상대 기여도 (% <i>p</i>)
1999	부동산자산	0.9351	0.5302	73.9
	금융자산	0.4007	0.1316	18.4
	부채(-)	-0.3357	0.0556	7.8
	순자산		0.7174	100.0
2006	부동산자산	1.0389	0.6810	93.2
	금융자산	0.2289	0.0869	11.9
	부채(-)	-0.2679	-0.0369	-5.1
	순자산		0.7310	100.0

자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

가. 가구주 성별 불평등도의 분해

가구주를 성별에 따라 구분한 다음 그룹별 불평등도와 그룹간 불평등도를 분석한 결과가 <표 5>에 제시되어 있는데 주요한 특징을 다음과 같이 몇 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 그룹내 불평등도가 전체 자산불평등도의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다. 구체적으로 92~95%의 자산불평등이 남성 그룹내 불평등에서 비롯된 것이고, 여성 그룹내 불평등은 4~7% 내외에 불과하였다. 둘째, 최근에 들어와서 여성의 불평등기여도가 증가하고 있다. 1999년의 경우 여성의 상대기여도는 4.2%에 불과하였으나, 2006년에는 6.6%에 이르고 있다. 셋째, 최근에 들어 여성의 자산불평등이 심화되고 있다. 1999년의 경우 남성의 자산불평등도(1.708)가 여성의 불평등도(1.424)보다 더 높았으나, 2006년에는 여성의 자산불평등도(3.109)가 남성의 불평등도(2.542)보다 더 높은 것으로 나타났다.

<표 5> 순자산 불평등도의 가구주 성별 요인분해 (1999, 2006)

	엔트로피지수	그룹 k 의 인구비중 ($v_k = n_k/n$)	절대 기여도 (p)	상대 기여도 (% p)
1999				
남자	1.7077	0.8547	1.6663	95.0
여자	1.4238	0.1451	0.0740	4.2
그룹내			1.7403	99.2
그룹간			0.0138	0.8
전체	1.7541	1.0000	1.7541	100.0
2006				
남자	2.5421	0.8031	2.5235	92.4
여자	3.1089	0.1969	0.1812	6.6
그룹내			2.7047	99.1
그룹간			0.0255	0.9
전체	2.7302	1.0000	2.7302	100.0

자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

나. 가구주 연령대별 불평등도의 분해

<표 6>은 가구주 연령대별 자산불평등도를 요인별로 분해한 결과를 나타내고 있는데, 주요한 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 연령대에서 불평등도가 증가한 것으로 나타났다. 1999년의 경우 40대와 50대의 불평등지수(엔트로피 지수)가 2.737 및 1.394이었으나 2006년에는 각각 2.871과 2.001로 높아졌으며, 이러한 현상은 다른 연령대에서도 공통적으로 관찰되고 있다. 둘째, 상대 기여도를 살펴보면 1999년의 경우 40대 그룹(45.7%)의 불평등 정도가 가장 높고, 그 다음이 50대(23.0%), 70대(15.7%)의 순서였으나, 2006년에 와서는 60대 그룹(28.5%)이 가장 높고 그 다음 40대(26.6%) 및 50대(26.1%)로 나타났다. 셋째, 60대와 70대 이상의 자산불평등도가 크게 높아진 것으로 나타났다. 1999년의 경우 60대와 70대 이상의 자산불평등도가 1.165와 1.260이었으나 2006년에는 각각 3.031과 2.527로 높아졌다.

<표 6> 가구주 연령대별 순자산불평등도의 분해 (1999, 2006)

	엔트로피지수	그룹 k 의 인구비중 ($v_k = n_k/n$)	절대 기여도 (p)	상대 기여도 ($\%p$)
1999				
20대 이하	0.9208	0.0524	0.0102	0.6
30대	1.0232	0.2573	0.1586	9.0
40대	2.7368	0.2775	0.8018	45.7
50대	1.3938	0.2014	0.4027	23.0
60대	1.1653	0.1411	0.2753	15.7
70대 이상	1.2600	0.0701	0.0812	4.6
그룹내			1.7298	98.6
그룹간			0.0243	1.4
전체	1.7541	1.0000	1.7541	100.0
2006				
20대 이하	1.8701	0.0482	0.0075	0.3
30대	1.2925	0.2299	0.1076	3.9
40대	2.8707	0.2325	0.7269	26.6
50대	2.0009	0.2177	0.7125	26.1
60대	3.0314	0.1537	0.7790	28.5
70대 이상	2.5272	0.1180	0.3505	12.8
그룹내			2.6841	98.3
그룹간			0.0461	1.7
전체	2.7302	1.0000	2.7302	100.0

자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

다. 가구주 학력별 불평등도의 분해

<표 7>은 가구주의 학력을 기준으로 중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원 석사, 대학원 박사의 6가지 범주로 구분한 다음, 각 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도를 정리한 것이다. 거의 모든 학력계층에서 불평등도가 증가하였다. 상대 기여도를 살펴보면 1999년의 경우 전문대 졸업이 가장 높고(40.1%), 그 다음으로 대졸(25.8%), 중졸 이하(10.8%)의 순서인 것으로 나타났다. 2006년에 와서는 대졸(49.2%)이 가장 높았고, 그 다음이 전문대 졸업(21.9%), 중졸(9.0%)의 순이었다. 중졸이하, 1999~2006년 기간 중 전문대 졸업은 상대기여도가 크게 낮아졌으며(40.1% → 21.9%), 대학원 석사의 경우도 상대 기여도가 다소 낮아진 것으로 나타났다(4.9% → 3.3%). 반면 대학원 박사의 경우는 동 기간 중 상대 기여도가 급속히 증가한 것으로 나타났다(0.6% → 1.8%). 또 그룹간 불평등보다 그룹내 불평등기여도가 현저하게 큰 것으로 나타났다.

<표 7> 순자산불평등도의 가구주 학력별 요인분해 (1999, 2006)

	엔트로피지수	그룹 k 의 인구비중 ($v_k = n_k/n$)	절대 기여도 (p)	상대 기여도 ($\%p$)
1999				
중졸이하	1.4887	0.2028	0.1897	10.8
고졸	1.2012	0.1355	0.1069	6.1
전문대졸	2.3974	0.3580	0.7039	40.1
대졸	1.2459	0.1919	0.4519	25.8
대학원 석사	0.9346	0.0189	0.0850	4.9
대학원 박사	0.2597	0.0033	0.0106	0.6
그룹내			1.5480	88.3
그룹간			0.0459	2.7
전체	1.7541	1.0000	1.7541	100.0
2006				
중졸이하	2.7262	0.1691	0.2464	9.0
고졸	3.0884	0.1212	0.2276	8.3
전문대졸	2.4285	0.3371	0.5975	21.9
대졸	2.6554	0.2467	1.3444	49.2
대학원 석사	0.9685	0.0226	0.0895	3.3
대학원 박사	0.8242	0.0054	0.0487	1.8
그룹내			2.5542	93.6
그룹간			0.0641	2.4
전체	2.7302	1.0000	2.7302	100.0

자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

<표 8> 가구주 산업별 순자산 불평등도의 분해 (1999, 2006)

	엔트로피지수	그룹 k 의 인구비중 ($v_k = n_k/n$)	절대기여도	상대기여도
1999				
농림·어업·수산	1.1427	0.0701	0.1491	8.5
제조업	1.1477	0.1695	0.1571	9.0
전기·가스·수도	0.6712	0.0044	0.0045	0.3
건설업	3.9470	0.0894	0.1603	9.1
서비스업	2.0115	0.4079	0.8935	50.9
기타무응답	1.4423	0.2587	0.3788	21.6
그룹내			1.7433	99.4
그룹간			0.0108	0.6
전체	1.7541	1.0000	1.7541	100.0
2006				
농림·어업	1.4411	0.0494	0.2058	7.5
제조업	1.4636	0.1537	0.1463	5.4
전기·가스·수도	1.3688	0.0054	0.0045	0.2
건설업	2.0896	0.0860	0.0655	2.4
서비스업	2.7254	0.4192	1.3294	48.7
기타무응답	3.3979	0.2863	0.9555	35.0
그룹내			2.7070	99.2
그룹간			0.0232	0.9
전체	2.7302	1.0000	2.7302	100.0

주: KLIPS 자료로 계산하였으며, 엔트로피지수는 GE(2)임.

라. 가구주 종사산업별 불평등도의 분해

<표 8>은 가구주의 종사산업을 기준으로 농림·어업·수산업, 제조업, 전기·가스·수도업, 건설업, 서비스업 및 기타무응답의 여섯 그룹으로 구분하여 불평등도를 분해한 결과를 나타내고 있다. 1999년과 2006년 모두에 있어 서비스업의 불평등기여도가 가장 높아서 상대기여도가 거의 50%에 달하고 있다. 또 최근에 와서는 서비스 산업 내의 불평등도가 증가하고 있는 것으로 나타났다. 그 다음으로 기타무응답이 22~35% 정도 불평등에 기여 하고 있으며, 불평등도 역시 상당히 높아진 것으로 나타났다. 제조업, 전기·가스·수도업 및 건설업은 1999년과 비교할 때 상대기여도가 감소한 것으로 나타났는데, 건설업의 경우 불평등지수도 낮아진 점이 특이하다.

<표 9> 가구주 직업별 불평등도의 분해 (1999, 2006)

	엔트로피지수	그룹 k 의 인구비중 ($v_k = n_k/n$)	절대기여도	상대기여도
1999				
전문직	0.9313	0.1508	0.3194	18.2
사무직	0.7132	0.0575	0.0492	2.8
기능직	1.6134	0.3543	0.4933	28.1
단순노무직	6.0104	0.1790	0.4828	27.5
무직	1.4429	0.2584	0.3790	21.6
그룹내			1.7237	98.3
그룹간			0.0304	1.7
전체	1.7541	1.0000	1.7541	100.0
2006				
전문직	2.4061	0.1733	1.0082	36.9
사무직	1.1569	0.0756	0.0858	3.1
기능직	2.0926	0.2905	0.4848	17.8
단순노무직	2.1668	0.1743	0.1540	5.6
무직	3.3778	0.2863	0.9576	35.1
그룹내			2.6904	98.5
그룹간			0.0397	1.5
전체	2.7302	1.0000	2.7302	100.0

주: KLIPS 자료로 계산하였으며, 엔트로피지수는 GE(2)임.

마. 가구주 직업별 불평등도의 분해

<표 9>는 가구주의 직업을 기준으로 전문직, 사무직, 기능직, 단순노무직 및 무직의 다섯 그룹으로 나누어 불평등도를 분해한 결과를 나타내고 있다. 1999년의 경우 기능직(28.1%)과 단순노무직(27.5%)의 상대 기여도가 가장 높았으며, 전문직(18.2%)이 그 뒤를 이었다. 2006년의 경우에는 전문직(36.9%)의 상대 기여도가 가장 높았으며, 기능직(17.8%)이 그 뒤를 이었다.

1999~2006년 중 전문직에서 불평등지수 뿐만 아니라 상대 기여도 또한 급속하게 높아진 것은 외환위기 이후 전문직 종사자간의 富益富 貧益貧 현상이 심화된 것과 밀접하게 관련된 것으로 보인다.

다음 절에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

IV. 要約 및 示唆點

본 연구에서는 노동연구원의 노동패널(KLIPS) 2~9차년도 자료를 이용하여 우리나라 가구의 자산분포 불평등을 분석하였다. 본 분석을 통하여 얻은 결과를 要約하면 다음과 같다.

2006년 기준으로 우리나라 순자산과 총소득의 지니계수는 각각 0.731과 0.438로 총소득보다 순자산의 불평등도가 더 높은 것으로 나타났으며, 총소득과 순자산간의 상관계수는 미국(0.49)보다는 다소 낮은 수준인 0.313 정도인 것으로 나타났다.

가구자산 분포를 살펴보면 2006년을 기준으로 우리나라 자산 상위 1%계층이 순자산의 16.7%를 가지고 있으며, 상위 5%는 39.8%, 그리고 상위 10%는 절반을 넘는 54.3%를 가지고 있는 것으로 나타났다. 1999년의 경우 상위 1% 계층이 순자산의 9.7%를 가지고 있었으며, 상위 5%는 30.9%, 그리고 상위 10%는 46.2%를 가지고 있었던 것에 비추어 보면 순자산이 소득보다 집중경향이 현저할 뿐만 아니라 최근 7년 동안 자산의 부유층 집중현상이 상당히 급속하게 진행되어 왔음을 알 수 있었다. 아울러 자산 상위계층의 경우 부채와 순자산이 같이 증가하였으며, 자산 하위계층의 상대소득점유율 하락은 자산축적 여력이 과거에 비해 그만큼 약화되었음을 의미한다.

가구순자산 불평등도를 구성요소별로 분해해 본 결과 부동산자산의 불평등기여도가 가장 높은 것으로 나타났다. 2006년의 경우 부동산이 약 93%, 금융자산이 약 12% 불평등도를 높이는 쪽으로 기여하고 있었던 반면, 총부채는 5% 정도 불평등도를 완화하는 것으로 나타났다.

가구순자산의 불평등도를 가구주 성별, 연령대별, 학력별로 분해한 결과에 의하면 그룹내 불평등기여도가 그룹간 불평등기여도보다 높은 것으로 나타났다. 가구순자산의 불평등도를 가구주 연령대별로 분해해 보면 모든 연령대에서 불평등도가 증가하였으며, 상대 기여도를 보면 60대 가구주 그룹에서 불평등도가 가장 높았고(28.5%), 그 다음으로 40대 그룹(26.6%), 50대 그룹(26.1%)의 순이었다. 또 70대 이상 그룹의 자산불평등도가 최근 들어 높아지고 있는 것으로 나타났다.

가구주 학력별로 순자산 불평등도를 분해한 결과에 의하면 거의 모든 학력 그룹에서 불평등도가 증가하였는데 특히 고학력계층에서 더 심한 것으로 나타났다. 또 상대 기여도를 보면 대학교(4년제) 졸업 그룹이 가장 높았으며(49.2%), 그 다음으로 전문대 졸업 그룹(21.9%), 중졸(9%)의 순이었다. 또 대학원 박사의 경우 상대 불평등기여도가 급속하게 높아지고 있는 것으로 나타났다.

가구주 종사산업별로 불평등도를 분해해 보면 서비스업의 불평등기여도가 가장 높았고(약 50%), 서비스 산업내의 불평등이 심화되고 있었다. 제조업, 전기가스·수도업 및 건설업은 1999년과 비교할 때 상대기여도가 감소한 것으로 나타났는데, 건설업의 경우 불평등지수도 낮아진 것으로 나타났다.

가구주 직업별로 불평등도를 분해해 보면 2006년의 경우 전문직의 상대기여도가 가장 높았으며(36.9%), 전문직 내의 불평등지수도 높아지고 있었다. 1999~2006년 중 전문직에서 불평등지수 뿐만 아니라 상대 기여도 또한 급속하게 높아진 것은 외환위기 이후 전문직 종사자간의 富益富 貧益

貧 현상이 심화된 것과 관련된 것으로 보인다.

외국의 경우 소득지지정책의 효과에 대한 의문이 제기되고 있으며, 또 소득지지정책보다는 자산형성을 지원하는 쪽으로 정책을 선회하자는 주장도 대두되고 있다. 하위 자산계층에서 아동개발계좌를 통한 교육 지원이나 개인개발계좌 등을 통한 자산형성 지원 등이 실효를 거둘 때 비로소 분배불평등이나 사회 양극화가 문제가 축소되고 장기적으로 성장잠재력 확충이 가능할 것이다.

여러 가지 한계로 본 연구에서는 모두 다루지는 못하였으나 순자산 분포함수의 통계적 추정, 순자산과 소득의 결합분포, 자산보유의 동태적 축적과정이나 자산의 세대간 이전에 대한 연구 등은 아직도 우리의 관심을 기대하고 있다.

참고문헌

- 김진영, 「대우패널 자료를 통해 본 1990년대 가계의 자산구성 변화」, 『재정논집』, 제17권 제1호, 2002, pp. 47~74.
- 김진영, 박창균, 「가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의」, 한국조세연구원 연구보고서, 2001.
- 김현숙, 「우리나라 가구의 소득과 주택자산 소유분포 분석」, 한국조세연구원 연구보고서, 2004.
- 김현숙, 「우리나라 공동주택 거주가구의 소득과 주택자산 소유분포 비교」, 한국조세연구원 『재정포럼』, 2005. 8.
- 남상섭, 신범철, 안병룡, 「경제위기 이후 소득분배와 불평등의 요인분해」, 한국창업정보학회 『창업정보학회지』, 제8권 제2호, 2005, pp. 159~183.
- 남상호, 「우리나라 가구의 자산분포 현황과 시사점」, 경제학 공동학술대회 재정학회 발표 논문, 2007년 2월. <http://user.chol.com/~johnnam/pubfin/distribution.htm>
- 남재량, 성재민, 이상호, 최효미, 신선옥, 「제 8차 2005년도 한국 가계와 개인의 경제활동 - 한국 노동패널 기초분석보고서」, 한국노동연구원, 2007년 6월 30일.
- 여유진, 김미곤, 김태완, 양시현, 최현수, 「빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해」, 한국보건사회연구원 연구보고서 2005-11, 2005.
- 이정우, 이성림, 「한국 가계자산 불평등의 최근 추이」, 경제학 공동학술대회 발표논문, 2001. 2.
- 정진호, 최강식, 「근로자 가구소득 불평등의 요인별 분해」, 『경제학연구』, 제49집 제3호, 2001, pp. 39~64.
- 한국노동연구원, 「한국노동패널 1~8차년도 User's Guide」, 2007년 6월 30일.
- 통계청, 「2006 가계자산조사 보고서」, 2007년 3월.
- Amiel, Y., F.A. Cowell, and A. Polovin, "Inequality among the kibbutzim," *Economica*, vol. 63, 1996, pp. S63-S85.
- Araar, Abdelkrim, and Jean-Yves Duclos, *DASP Manual*, Universite Laval, World Bank, PEP and CIRPEE, June, 2007.
- Atkinson, A.B., "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, vol. 2, 1970, pp. 244-263.
- Atkinson, A.B., and A. Brandolini, "Global world inequality: absolute, relative or intermediate?," paper presented at the 8th General Conference of International Association for Research on Income and Wealth, Cork, 22-28 August 2004.

- Blackorby, C., Donaldson, D., and M. Auersperg, "A new procedure for the measurement of inequality within and between population subgroups", *Canadian Journal of Economics*, XIV, 1981, pp. 665–685.
- Cagetti, Marco, and Mariacristina De Nardi, "Wealth inequality: data and models," FRB of Chicago, Working Paper 2005–10, 2005.
- Caner, Arsenau, and Edward N. Wolff, "Asset Poverty in the United States, 1984–99: Evidence from the Panel Study of Income Dynamics," *Review of Income and Wealth*, vol. 50, issue 4, December 2004, pp. 493–518.
- Cowell, F.A. *Measuring Inequality*, Third edition, Prentice–Hall/Harvester–Wheatsheaf, Hemel Hempstead, 2000.
- Foster, J.E., "Inequality measurement," in H.P. Young (ed.), *Fair Allocation*, Proceeding of Symposia in Applied Mathematics, vol. 33, American mathematical Society, Providence, RI, 1985.
- Iwaisako, Tokuo, *Household Portfolio in Japan*, NBER wp 9647, April 2003.
- Keister, Lisa A., *Wealth in America: Trends in Wealth Inequality*, Cambridge University Press, 2000.
- Kolm, S.C., "Unequal inequalities I and II," *Journal of Economic Theory*, vol. 12, 1976, pp. 416–442.
- Jenkins, Stephen J., and Markus Jantti, "Methods for summarizing and comparing wealth distributions," Institute for Social and Economic Research, University of Essex, *mimeo*, January 2005.
- Jenkins, Stephen J., "Trends in real income in Britain: a microeconomic analysis", *Empirical Economics*, 22, 1997, pp. 483–500.
- Jenkins, Stephen J., "Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971–86", *Economica*, 62, 1995, pp. 29–63.
- Jenkins, Stephen J., "The measurement of income inequality", in L. Osberg (ed.), *Economic Inequality and Poverty: International Perspectives*, Armonk NY, M.E. Sharpe, 1991.
- Lerman, Robert I., and Shlomo Yitzhaki, Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States, *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1, Feb. 1985, pp. 151–156.
- Luxembourg Wealth Study, <http://www.lisproject.org/lws/>
- Moyes, P., "A New Concept of Lorenz Dominance," *Economics Letters*, vol. 23, 1987, pp. 203–207.
- Pen, J., *Income Distribution*, Penguin, Harmondsworth, 1972.
- Sen, A.K., "Real national income", *Review of Economic Studies*, 43, 1976, pp. 19–39.

- Shorrocks, A.F. "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, 52, 1984, pp. 1369–1388.
- Shorrocks, A.F., "Inequality decomposition by factor components," *Econometrica*, vol.50, no. 1, 1982, pp. 193–212.
- Wolff, Edward N., "Recent Trends in Wealth Ownership, 1983–1998," in Thomas M. Shapiro and Edward N. Wolff (eds), *Assets for the Poor: Benefits of Spreading Asset Ownership*, Russell Sage Foundation, New York, 2001.
- Wolff, Edward N., "International Comparisons in wealth inequality," *Review of Income and Wealth*, vol. 42, 1996, pp. 433–451.
- Wolff, Edward N., "The size distribution of household disposable wealth in the US," *Review of Income and Wealth*, vol. 29, 1983, pp. 125–146.

<부 록>

<표 A1> 자산 및 소득의 기술통계량

변수	obs	mean	median	s.d.	min.	max.
1999						
총자산	4,503	9,081.8	5,500	12,147.3	0	195,000
부동산자산	4,503	6,328.9	3,000	10,822.3	0	145,000
금융자산	4,503	2,752.8	1,500	4,611.2	0	77,000
총부채	4,503	2,285.4	100	8,803.7	0	403,000
순자산	4,503	6,796.3	4,200	12,528.9	-394,710	155,000
총소득			1,508			
2006						
총자산	4,990	19,975.3	9,000	39,558.4	0	900,000
부동산자산	4,990	16,366.0	6,500	36,938.1	0	900,000
금융자산	4,990	3,609.3	1,200	8,440.2	0	275,000
총부채	4,990	4,156.7	300	10,648.1	0	200,016
순자산	4,990	15,818.6	7,000	35,550.9	-106,700	900,000
총소득	4,990	3,385.7	2,640	4,205.0	0	100,702

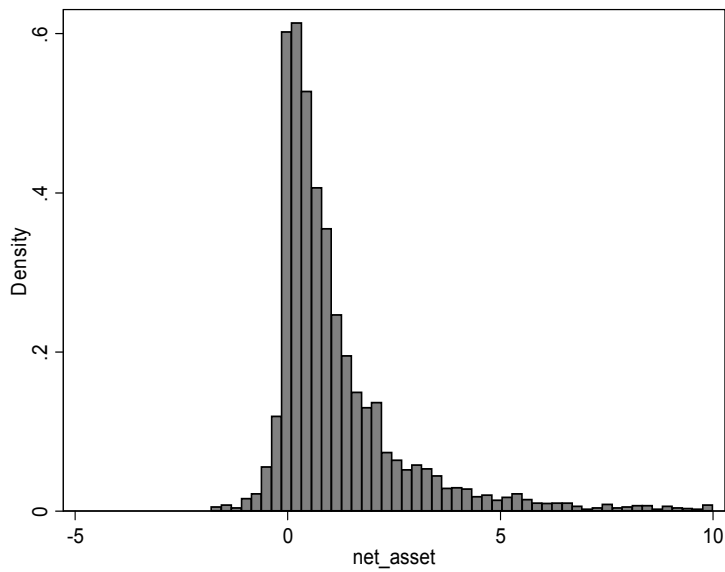
자료: KLIPS 자료를 이용하여 직접 계산.

<표 A2> 불평등도 추이

	1999 (wave 2)	2000 (wave 3)	2001 (wave 4)	2002 (wave 5)	2003 (wave 6)	2004 (wave 7)	2005 (wave 8)	2006 (wave 9)
총자산								
RMD	0.4080	0.4265	0.4384	0.4341	0.4553	0.4594	0.4659	0.4806
CV	1.3239	1.5426	1.7154	1.6124	1.6802	1.6460	1.7682	2.0460
SD Log	1.3261	1.3507	1.4506	1.3849	1.4750	1.5024	1.4846	1.5005
Gini	0.5603	0.5831	0.6005	0.5919	0.6158	0.6201	0.6281	0.6471
MLD	0.5842	0.6195	0.6839	0.6671	0.7295	0.7734	0.7718	0.8366
총부채								
RMD	0.6573	0.6693	0.6489	0.6566	0.6630	0.6442	0.6484	0.6371
CV	3.9384	2.5927	2.6194	3.0703	3.6917	2.6175	2.7233	2.5987
SD Log	1.4284	1.4210	1.4257	1.4134	1.4652	1.3421	1.3955	1.3864
Gini	0.8254	0.8245	0.8113	0.8217	0.8310	0.8101	0.8128	0.8056
MLD	0.1303	0.0439	0.0970	0.1074	0.1378	0.0822	0.1074	0.1260
순자산								
RMD	0.4950	0.4802	0.4998	0.4960	0.5276	0.5113	0.5093	0.5296
CV	1.8732	1.7554	2.0453	1.9328	2.1455	1.9105	1.9727	2.3369
SD Log	1.2958	1.3393	1.3756	1.3378	1.4233	1.4055	1.4074	1.4240
Gini	0.7173	0.6825	0.7073	0.7057	0.7471	0.7103	0.7053	0.7310
MLD	0.3891	0.4530	0.4910	0.4733	0.5389	0.5541	0.5681	0.6074
총소득								
RMD	0.3012	0.2943	0.3069	0.3065	0.3093	0.3136	0.3063	0.3075
CV	1.0258	1.2734	0.9664	1.1659	1.0332	1.0948	1.0379	1.1812
SD Log	0.9445	0.9567	1.0152	1.0264	1.0253	1.0451	0.9452	0.9281
Gini	0.4319	0.4230	0.4389	0.4399	0.4419	0.4476	0.4338	0.4380
MLD	0.3073	0.3156	0.3307	0.3677	0.3508	0.3831	0.3546	0.3490

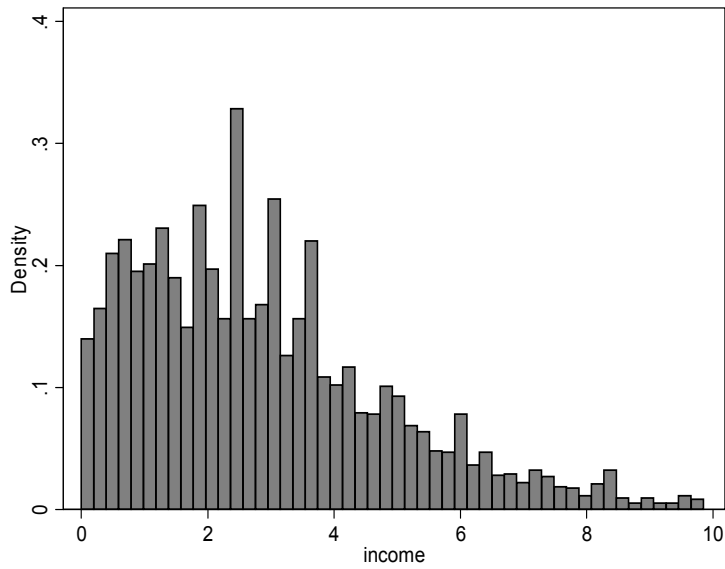
주: KLIPS 자료를 이용하여 계산하였음. RMD는 상대 평균편차, CV는 변동계수, SD Log은 대수 표준편차, Gini는 Gini지수, MLD는 대수평균편차임.

[그림 A1] 순자산의 히스토그램(2006)



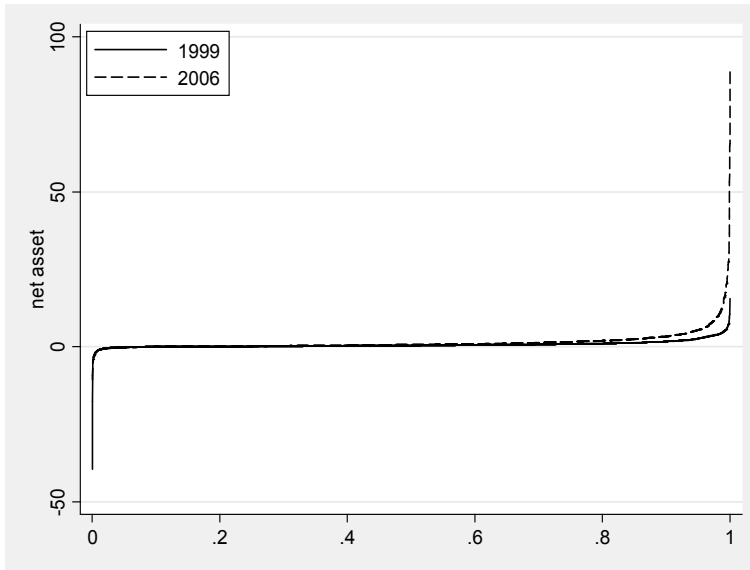
주: 가로축은 순자산을 나타내며, 단위는 억원임(최대값은 90, 최소값은 -10.7).

[그림 A2] 총소득의 히스토그램(2006)



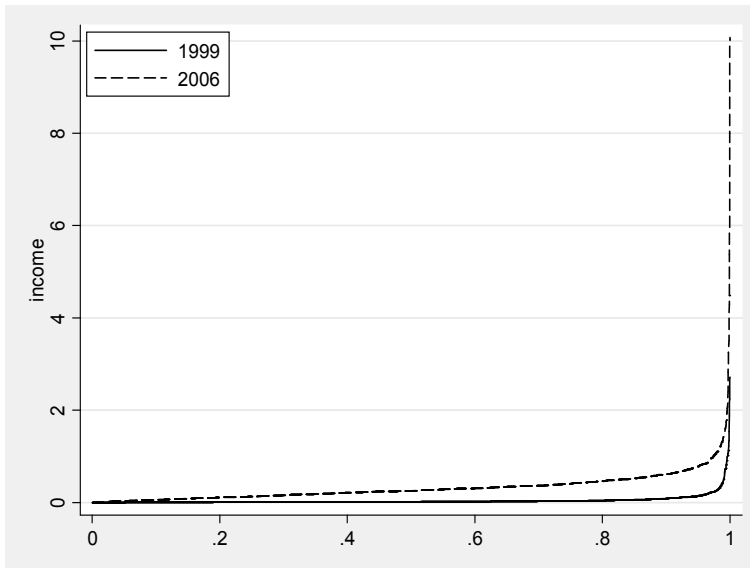
주: 가로축은 총소득을 나타내며, 단위는 억원임(최소값 0, 최대값 11.3).

[그림 A3] 순자산의 Pen's Diagram



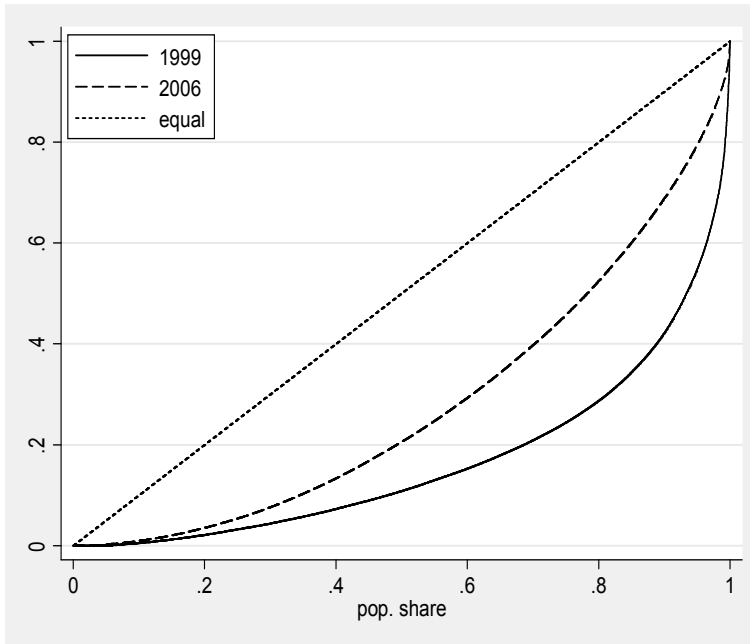
주: 세로축 단위는 억원임.

[그림 A4] 소득의 Pen's Diagram



주: 세로축 단위는 억원임.

[그림 A5] 총소득의 Lorenz 곡선



주: 세로축은 누적점유율임.