

소득분배 변화와 정책과제: 소득집중도와 소득이동성 분석을 중심으로

2014. 12.

박명호 · 전병목

서 언

최근 우리나라에서는 전반적인 소득수준이 높아짐에 따라 자신의 소득수준뿐만 아니라 사회 전체의 소득분포에 대한 국민들의 관심이 상승하고 있다. 특히, 2000년대 이후 우리 경제가 계속 성장하는 가운데 소득불평등이 심화됨에 따라 소득분배의 개선에 대한 국민적 요구가 높아지고 있는 상태이다. 한편, 전 세계적으로도 2008년 시작된 글로벌 금융위기 이후 소득격차 확대에 따른 월가시위 등 집단 간 갈등이 주목을 받음에 따라 소득분배 구조에 대한 관심이 매우 높아지고 있다. 이러한 관심은 소득분배 실태에 대한 분석과 함께 궁극적으로 소득분배 구조 개선을 위한 정책이 경제성장 에 미치는 영향분석으로 귀결되어 많은 학술적 접근이 이루어지고 있다.

이에 본 보고서에서는 우리나라의 소득분배 구조 및 그 변화에 대한 이해를 높이기 위해 소득분배 실태를 최상위 계층의 소득집중도를 통해 파악하는 연구와 소득분배 구조를 결정하는 요소인 소득이동률과 그 결정요인을 분석하는 연구를 수행하였다.

먼저, 소득집중도 분석에서는 국세청의 내부자료를 사용하여 우리나라 소득 구간 상단의 분포가 파레토 분포를 따르는지 검증하였고, 그 결과 파레토 분포에 의해 대체적으로 잘 근사되지 않는다는 결론에 도달하였다. 이에 기존 국내 연구와는 달리 분포에 대한 가정이 필요없는 mean split histogram 방법을 통해 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다. 이와 더불어서 다른 국가의 사례를 분석하며 추정 결과의 국제비교 및 동일 국가 내 긴 시차가 존재하는 시점 간 비교에서 제도의 차이, 통계 품질의 차이, 통계 작성기준의 변화, 사람들의 납세순응 행태의 차이가 발생할 수 있기에 조심스럽게 접근해야 함을 강조하고 있다. 그리고 자료의 시계열이 2007~2012년에 한정되어 다른 나라의 사례와 같이 장기적인 소득집중도 추이 분석을 하지 못한 한계를 극복하기 위한 방안들을 제시하고 있다.

한편 소득이동률과 그 결정요인에 관한 분석은 본원의 재정패널 자료를 사용하여 이루어졌다. 그 결과 고령화의 영향으로 저소득층의 비율은 증가하고 중산층 비율은 하락하는 추세를 발견하였다. 그리고 상위 10% 소득계층은 상대적으로 낮은 계층 유지확률을 보이는 것으로 분석됨에 따라 소득구조의 고착화가 최상위 소득계층까지는 아직 진행되지 않은 것으로 나타났다. 이와 더불어서 소득변화 결정요인에 대한 분석 결과를 통하여 소득분포 개선을 위해서는 빈곤탈출시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하며, 빈곤선 근처에서 급격하게 축소되는 각종 정부 지원제도의 조정과 함께 저소득계층의 시장소득 증가를 위한 정책개발도 필요하다는 정책적 시사점을 도출하였다. 이상과 같은 본 보고서의 결과를 바탕으로 후속 연구가 지속적으로 이루어져서 우리나라의 소득분배의 실태를 보다 정확하게 파악하고 이를 구조적으로 개선할 수 있는 정책대안들이 마련되기를 기대해 본다.

본 보고서는 본원의 박명호 연구위원과 전병목 선임연구위원에 의하여 공동으로 작성되었다. 저자들은 본 보고서의 작성에 많은 도움을 주신 분들에게 감사의 뜻을 전하고 있다. 중간보고 세미나에서 많은 도움 말씀을 주신 서울대학교 김봉근 교수 및 이철인 교수께 우선 감사를 드리고, 최종 보고 세미나에서 도움을 주신 서강대학교 팽태원 교수, 홍익대학교 김유찬 교수, 가천대학교 윤태화 교수 및 원내 동료 박사들에게도 감사드린다. 또한 최종 단계에서 유익한 조언을 주신 익명의 심사자들에게도 함께 감사드린다. 그리고 보고서 작성 시 자료 수집 및 정리 등 단계별로 저자들을 도와준 김평강 연구원, 김혜련 연구원, 오지연 연구원에게도 심심한 감사의 뜻을 표하며, 보고서 제작에 애쓴 본원 출판팀 여러분께도 감사드린다. 마지막으로 국세청 자료를 제공해준 국세청 관계자와 동 자료의 활용에 관한 많은 조언을 해준 연세대학교 조진서 교수 및 KAIST의 박대근 박사에게도 심심한 감사를 전한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 의견이며, 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2014년 12월

한국조세재정연구원

원장 옥 동 석

요약 및 정책 시사점

본 연구는 우리나라의 소득분배 구조 및 그 변화에 대한 이해를 높이기 위해 소득분배 실태를 최상위 계층의 소득집중도를 통해 파악하는 연구와 소득분배 구조를 결정하는 요소인 소득이동률과 그 결정요인을 분석하는 연구로 구성되어 있다.

먼저, 우리나라의 소득분배 및 그 변화에 대한 실태를 파악하는 데 사용되는 기존의 소득분배지표를 보완하기 위해 본 연구에서는 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하고 그 추이를 분석하였다. 지니계수나 5분위배율로 대표되는 기존의 소득분배지표는 상위 1% 또는 상위 0.1% 등과 같은 최상위 소득계층을 충분히 포괄하지 못하는 한계를 지닌 가구응답 자료를 바탕으로 생성된다. 이에 본 연구에서는 Piketty(2001) 이후 다수의 국가에서 시도되고 있는 최상위 소득계층의 소득집중도 분석을 수행하였다.

소득집중도 추정의 일반적인 분석 방법론은 최상위 소득자들의 소득분포에 대한 가정을 한 뒤, 이 가정을 바탕으로 특정 소득분위의 경계소득 및 그 이상의 소득 누적금액을 보간법(interpolation) 통해 추정한다. 본 연구에서는 소득집중도 분석에 앞서 국세청의 자료를 통해 상위 소득자들의 소득분포에 대한 검증을 수행하였다. Piketty(2001)를 비롯한 다수의 소득집중도 연구에서는 최상위 소득계층의 소득분포가 파레토 분포를 따른다고 가정을 한 반면, 검증결과 우리나라의 소득분포 상단은 파레토 분포에 의해 잘 근사되지 않는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 Atkinson(2005)에서 사용한 mean split histogram 방법론을 사용하여 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다.

추정 결과에 따르면 20세 이상 생산가능인구 기준으로 2007~2012년 동안 우리나라 상위 5%의 소득집중도는 27.6~29.6%, 상위 1%의 소득집중도는 11.0~12.2%, 상위 0.1%는 3.8~4.5%, 상위 0.01%는 1.5~1.7% 사이에 존재하

는 것으로 추정되었다. 그리고 소득집중도의 추이를 보면, 2011년까지 최상위 소득계층의 소득비중은 대체로 상승하는 추세를 보이는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기가 국내 경제로 전이된 시점인 2009년에 전년도에 비해 미약하게 하락하여 일시적으로 소득분배가 개선되었지만, 이후 2010년과 2011년의 소득집중도는 다시 상승하는 것으로 나타났다. 이는 글로벌 금융위기를 극복하는 과정에서 소득분배가 계속 악화되어 왔음을 시사한다. 이러한 최상위 소득계층의 소득집중도는 2012년에 다시 2010년 수준보다 조금 하락한 모습을 보임으로써 2012년에 들어서면서 소득분배가 개선된 것으로 나타났다. 이런 추세는 2008년 또는 2009년부터 소득분배가 계속 개선된 것으로 나타난 기존 소득분배지표(지니계수 및 5분위배율)와는 다른 소득분배 실태를 보여준다. 이런 소득분배 지표들의 추이는 기존의 소득분배지표가 소득분배 실태를 제대로 반영하였다면 중간 소득계층의 소득비중이 낮아지고 최상위계층 및 하위계층의 소득비중이 높아지는 현상이 발생하였음을 시사한다. 따라서 글로벌 금융위기를 겪는 과정에서 하위계층의 소득비중이 높아지지 않았다면 기존의 소득분배지표는 소득분배 실태를 제대로 반영하지 못하고 있음을 의미한다. 이를 통해 우리나라의 소득분배 변화 실태를 제대로 파악하기 위해서는 기존의 소득분배지표를 최상위 소득계층의 소득집중도 추이와 같은 새로운 지표를 통해 보완할 필요가 있는 것으로 나타났다.

이와 더불어서 본 연구에서는 소득집중도의 국제 간 비교 시 신중한 접근이 요구됨을 보여주고 있다. 이는 국가마다 과세대상 소득의 범위와 과세단위가 다르고, 이용 가능한 통계의 품질이나 납세순응 행태 등에서도 차이가 존재하기 때문이다. 따라서 특정 소득분위의 소득집중도 추정치를 놓고 국가간 서열을 매기는 방식의 비교분석은 매우 제약적으로 사용되어야 할 것이다. 이에 비하여, 최상위 소득계층의 소득집중도 추이의 추세가 국가 간에 유사한지 혹은 차이를 보이는지 검토하고 그 원인을 분석하는 등의 국제 비교는 유익할 것으로 판단된다.

한편 소득집중도 추이 분석의 정확성을 제고하기 위해서는 종합소득세 신고자료와 근로소득세 신고자료뿐만 아니라 분리과세 및 분류과세되고 있는 다른 유형의 자료도 인별로 결합하는 시도가 필요하다. 그리고 보다 긴 소

득집중도 추정치 시계열을 구축할 수 있다면 우리나라의 산업화의 과정이나 외환위기 같은 경제적 충격이 최상위 소득계층의 소득집중도 및 소득분배에 미친 영향을 파악할 수 있을 것이다. 따라서 2007년 이전의 소득세 신고자료에 대해서도 인별 합산 작업을 수행하고 현행 『국세통계연보』보다 더 세분화된 소득구간별 통계를 제공하는 노력이 필요하다고 본다. 또한, 과세대상 소득 합계뿐만 아니라 소득유형별로 소득금액을 제공한다면 근로소득의 소득집중도 추이를 별도로 분석할 수 있고, 최상위 소득계층의 소득집중도 변화가 어느 소득유형에 의해 야기되고 있는지 분석할 수 있을 것이다.

한편 본 연구에서는 각 소득계층의 소득집중도 추이 등 소득분배 실태를 보다 정확히 이해하기 위하여 소득분포를 결정하는 소득이동률과 그 결정요인에 대한 분석을 수행하였다. 소득이동률에 대한 분석 결과 각 소득계층 중 저소득층과 고소득층 비율은 증가하고 중산층 비율은 하락하는 추세를 보이는 것으로 나타났다. 계층별 이동률 역시 저소득층과 고소득층의 계층 유지확률은 증가하고 중산층의 유지확률은 감소하여 소득구조의 고착화를 의심할 수 있었다. 그러나 은퇴효과를 배제한 근로가능계층에 대한 분석에서 저소득계층 유지확률은 크게 낮아졌으며 뚜렷한 추세를 발견하기 어려웠다. 또한 전반적인 소득계층 상향이동률이 증가하고 잔류비율은 하락하는 것으로 나타났다. 이는 근로계층에서 소득이동이 상대적으로 활발하게 나타나고 있음을 시사한다. 따라서 경제활동참가율이 낮은 고령층에 대한 정책 노력과 근로가능가구에 대한 정책방안은 차별화되어 시행될 필요가 있다. 고령층의 증가로 인한 소득격차 확대는 노동시장 참여유도보다는 노후소득형성과정에 대한 접근노력이 중요함을 보여준다. 그러나 중산층이 감소하는 소득양극화 현상은 근로계층과 은퇴계층에 공통적으로 나타나고 있어 소득격차 해소를 위한 정책개발은 여전히 중요한 과제라 할 수 있다.

일반적으로 소득수준이 증가할수록 계층 잔류율이 높아지는 추세와는 대조적으로 소득상위 10% 계층의 잔류율은 중위소득 150% 이상 계층의 잔류율보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 최고 소득계층의 소득수준은 높아지지만 동일한 가계가 계속적으로 같은 계층에 있을 확률은 높아지지 않음을 의미한다. 하지만 이들이 상위 소득 40%(즉, 60분위 이상)에 포함될 확률은

연간기준 94%(중기기준 89%) 내외를 보여 상당한 소득 지속성을 보여주기 때문에 상위 10% 소득계층의 계층 변화 확률이 높지만 여전히 전체 소득구조에서는 높은 소득군에 포함될 가능성은 높다.

한편, 연간기준 소득계층 이동률은 중기 이동률과 비교할 때 동일 소득계층 잔류비율을 과대평가하고 상·하향 이동률을 과소평가하는 문제가 있었다. 일생주기에 따른 구조적 소득변화를 반영할 수 있는 중기 이동률에 대한 관심을 높여야 정책목표 달성에 효과적으로 대응할 수 있을 것으로 보여진다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석에서는 소득측정 오차를 고려함으로 인해 추정의 편의성을 제거할 수 있었다. 분석결과 초기소득이 높을수록, 평균소득대비 상대소득수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타났기 때문에 이는 상대적으로 높은 소득의 저소득층이 빈곤탈출에 어려움을 겪고 있음을 보여준다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤탈출 시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하다고 볼 수 있다. 상당부분 빈곤선 근처에서 급격하게 축소되는 정부의 각종 지원제도 조정과 함께 저소득계층의 시장소득 증가를 위한 정책개발이 요구된다. 또한, 초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 나타내기 때문에 취업 전 교육확대 또는 평생교육을 통한 소득분포 개선노력은 한계에 직면할 수 있음을 보여준다. 국민기초생활보장제도의 수급 여부 역시 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하고 있어 빈곤탈출 유도 기능은 거의 없는 것으로 나타났다. 오히려 소득증가에는 양적지표인 취업자 수 증가와 보다 나은 일자리를 의미하는 임금근로 확대가 여전히 중요한 요인임을 알 수 있었다. 결국, 적극적인 임금일자리 확대 노력을 통해 소득분포가 개선될 수 있을 것이다.

또한 분석결과를 통해 소득계층 이동성을 해석 시 근로가능계층과 은퇴계층에 차별화된 접근법이 필요함을 보여준다. 근로가능계층의 경우 노동시장 참여를 통해 양호한 소득이동성을 보여주는 것과 달리 은퇴계층의 빈곤층 고착 확률이 높으므로 각 계층에 대한 차별화된 대응이 필요하다. 은퇴계층

의 경우 노동시장 참여를 통한 소득획득에 한계가 있으므로 공적연금 등 다양한 정책적 노력을 통해 노후자금 준비를 유도하는 방안이 필요하다. 소득 상위 10%의 경우 소득계층 고착화는 발견되지 않았지만 횡단면 분석상 계층 간 격차는 확대되는 것으로 나타난다. 이들의 소득증가를 결정에 노동시장 참여자 규모와 사무직 직종 여부가 중요한 요인인바, 공정한 과세노력을 통해 기존 조세제도 등의 소득재분배 기능이 충실히 수행되도록 하는 것이 중요하다.

앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 소득상위 10% 계층의 잔류율이 중간 소득계층보다 상대적으로 낮게 나타난 것을 통해 우리나라에서는 아직 고소득 계층이 특정 집단으로 고착화되었다고 단정하기 어려움을 시사한다. 이러한 소득이동률이 상위 1%, 0.1%, 0.01% 등 최상위 소득계층에서도 발생하고 있거나, 부의 대물림이 아닌 혁신 등을 통한 성과향상에 의해 최상위 소득계층에 도달한 것이라면 단년도 소득만을 기준으로 한 추가과세를 통해 소득재분배를 강화하기보다 소득이동을 강화할 수 있는 수단개발이 더 중요할 수 있다. 창의성 있는 사람들의 성과를 극대화하면서 고소득자들이 기존 과세체계에 성실하게 순응할 수 있는 제도적 환경을 강화하여야 한다. 이를 통해 소득세 등 내재된 사회적 재분배기능이 충분히 발휘될 수 있도록 하여야 한다. 다만, 최상위 소득계층의 소득이동률이 낮고 능동적 소득이 아닌 불로소득이나 상속·증여에 의해 최상위 소득계층에 위치하고 있다면 과세 강화를 통한 소득재분배 요구가 사회적 지지를 받을 것으로 판단된다.

현재 가용 자료의 한계로 상위 1%, 0.1%, 0.01% 등의 최상위 소득계층의 소득이동률이나 최상위 소득계층의 소득유형에 대한 객관적인 분석을 수행할 수 없지만 향후에는 이러한 분석을 가능하게 하는 자료를 생산함으로써 사회적으로 바람직한 조세정책이 수립될 수 있도록 하여야 할 것이다.

목 차

I. 서 론	17
II. 소득집중도 추이 분석	20
1. 배경	20
2. 선행 연구	23
가. 미국 사례	23
나. 영국 사례	31
다. 일본 사례	38
라. 한국의 사례	45
마. 소결	51
3. 분석자료와 방법론	54
가. 분석자료	54
나. 파레토 분포에 대한 검증	61
다. Mean Split Histogram 방법론	66
4. 분석결과	69
5. 소결	81
III. 소득이동 현황과 결정요인 분석	85
1. 배경	85
2. 선행 연구	87
3. 소득계층 간 이동 측정	89
가. 분석자료 현황	89
나. 소득계층별 이동	93

4. 소득이동의 결정요인 분석	107
가. 추정모형	107
나. 기초통계량	108
다. 추정결과	110
5. 소결	118
 IV. 결론 및 정책시사점	 121
 참고문헌	 127
 〈부 록〉 도수분포 자료를 활용한 파레토 분포 검증 방법론	 131
1. 분포의 추정	131
가. 파레토 분포의 성질	131
나. 도수분포자료의 재정의	134
다. 파레토 분포의 추정	136
2. 분포의 검정	140
가. 귀무가설하에서의 검정통계량의 행태	141
나. 대체가설하에서의 검정통계량의 행태	145
다. 국부적 대체가설 아래에서의 검정통계량의 행태	146

표목차

〈표 II-1〉 김낙년(2012)의 소득집중도 추정 절차	49
〈표 II-2〉 인구 기준별 전체 인구 추이	61
〈표 II-3〉 2012년 자료를 통한 파레토 계수 추정치	64
〈표 II-4〉 2012년 자료를 통한 파레토 분포를 따른다는 귀무가설에 대한 검정통계량의 p -값	65
〈표 II-5〉 최상위 소득계층의 경계소득 및 평균소득	71
〈표 II-6〉 인구 기준별 소득집중도 추이	73
〈표 II-7〉 인구 기준에 따른 소득집중도 격차	77
〈표 II-8〉 Kim and Kim(2014)의 결과와의 비교	79
〈표 III-1〉 재정패널의 소득 증빙자료 수집률	89
〈표 III-2〉 분석대상 전체가구의 소득수준	91
〈표 III-3〉 근로가능가구(가구주 60세 미만)의 소득수준	92
〈표 III-4〉 소득계층별 구성 변화(전체가구)	93
〈표 III-5〉 소득계층별 구성 변화(근로가능가구)	94
〈표 III-6〉 소득이동의 추세(전체가구)	95
〈표 III-7〉 소득계층 간 이동률(전체가구)	97
〈표 III-8〉 연간기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)	98
〈표 III-9〉 중기기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)	99
〈표 III-10〉 소득이동의 추세(근로가능가구)	100
〈표 III-11〉 소득계층 간 이동률(근로가능가구)	101
〈표 III-12〉 연간기준 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)	102
〈표 III-13〉 중기기준 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)	103

CONTENTS

〈표 III-14〉 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(매년기준)	104
〈표 III-15〉 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(중기기준)	105
〈표 III-16〉 소득 상위 10% 가구의 이동을 추세(총소득 기준)	106
〈표 III-17〉 회귀분석 변수들의 기초통계량(전체가구)	109
〈표 III-18〉 회귀분석 변수들의 기초통계량(근로가능가구)	110
〈표 III-19〉 연도별 소득증가율 추정결과(Pooled-OLS)	111
〈표 III-20〉 중기(08~12) 소득증가율 추정결과(OLS)	112
〈표 III-21〉 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV)	114
〈표 III-22〉 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV-IV활용)	116
〈표 III-23〉 소득 상위 10% 소득증가율 패널분석 결과(LSDV-IV활용)	117
 〈부표 1〉 초고소득층의 소득집중도 정보 공개 국가, 수록기간 및 제공정보	132

그림목차

[그림 II-1] 우리나라의 소득불평등 지표 추이	21
[그림 II-2] 미국 최상위 소득계층의 소득집중도 추이	31
[그림 II-3] 영국 최상위 소득계층의 소득집중도 추이	37
[그림 II-4] 일본 최상위 소득계층의 소득집중도 추이	45
[그림 II-5] 한국의 소득집중도 추이	51
[그림 II-6] 우리나라의 최상위 소득분포 변화 추이	57
[그림 II-7] Mean Split Histogram 방법	67
[그림 II-8] 인구 기준별 소득집중도 추이	74
[그림 II-9] 인구기준에 따른 소득집중도 격차	76

I. 서론

사회 통합과 지속적 경제성장을 위해 소득분배 구조에 대한 세계적 관심이 높아지고 있다. 이러한 관심은 소득분배 구조에 대한 현상 분석과 함께 궁극적으로 소득분배 구조 개선을 위한 정책이 경제성장에 미치는 영향분석으로 귀결되어 많은 학술적 접근이 이루어지고 있다.

소득분배 구조에 대한 정책적 접근을 위해서는 먼저 소득분배 구조 변화 실태에 대한 정확한 진단이 필요하다. 그런 다음 소득분배 구조 변화 현상에 대한 정확한 이해를 바탕으로 원인을 파악하여야 한다. 소득분배 구조 변화에 대한 실태 파악을 위해서는 기존 소득분배 지표(예: 지니계수, 5분위 배율)를 생산하는 데 사용되는 설문조사는 한계가 있기 때문에 이를 보완하는 방법을 모색하여야 한다. 그리고 소득분배 구조 변화를 제대로 이해하기 위해서는 피상적인 소득분포 현상뿐만 아니라 그 바탕에 내재되어 있는 인구사회학적 변화 등을 함께 고려하여야 한다. 급속한 고령화로 은퇴계층, 1인 가구가 급증하고 있는 우리나라의 경우 이러한 인구사회학적 변화를 고려하여야 시장 소득분배 구조 변화를 더 잘 이해할 수 있고 본다.

이에 본 연구는 크게 두 가지 연구주제를 다룬다. 첫 번째 주제는 소득분배 구조의 실태 파악과 관련하여 기존 소득분배지표의 한계를 보완하는 지표인 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하고 그 추이에 대한 분석이다. 지니계수 및 5분위배율 등의 기존 소득분배지표들은 기본적으로 가구에 대한 설문조사를 기반으로 한다. 따라서 최상위 소득계층으로부터 충분한 응답을 받는 데 한계가 있다. 최근 Piketty(2001) 및 Piketty and Saez(2001)의 연구 이후 새롭게 각광을 받고 있는 최상위 소득계층의 소득집중도 지표는 이러한 설문조사의 한계를 보완하는 데 사용될 수 있을 것이다. 우리나라의 경우 최상위 소득계층의 소득집중도에 관한 분석은 박명호(2012)를 시작으

로 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)¹⁾을 통해 이루어졌다. 특히 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)은 우리나라 최상위 소득계층의 소득집중도의 장기적인 추이를 최초로 분석한 의의가 있다. 그렇지만 복잡한 소득세 체계 및 잦은 개편, 『국세통계연보』라는 분석자료의 한계 등으로 검증되지 않는 단순화 가정을 기반으로 소득집중도 추정을 행한 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 상대적으로 분석 기간은 짧지만 더 나은 자료를 통해 김낙년(2012)의 소득집중도 추정의 핵심 가정인 파레토 분포를 검증하는 등 우리나라 최상위 소득계층의 소득집중도를 보다 객관적으로 재추정하고 있다.

두 번째 주제는 소득분배 구조를 결정하는 중요한 요소인 소득이동성을 인구사회학적 변화를 고려하며 분석하는 것이다. 소득이동성은 단년도 기준 소득격차에 비해 일생소득 기준 격차를 줄여주기 때문에 소득분배 구조를 결정하는 역할을 수행한다. 그리고 소득이동성을 분석함에 있어서 단년도 소득보다는 일생소득이 가구 및 개인들의 경제적 의사결정에 더 중요하게 작용하기 때문에 이러한 관점을 반영할 수 있는 소득이동성도 살펴보아야 한다. 소득이동성에 대한 측정과 함께 이러한 소득이동을 결정하는 요인에 대한 분석도 중요하다. 소득분배가 악화되고 있다면 소득이동성을 제고함으로써 소득분배를 개선해 나갈 수 있기 때문이다. 무엇이 저소득계층의 소득이동을 촉진하는 요인인지 등을 구분해냄으로써 유용한 정책적 수단 개발에 기여할 수 있기 때문이다. 이에 소득수준에 대한 신뢰성이 높은 재정패널 자료를 활용하여 소득이동률과 그 결정요인을 분석하고 있다.

본 연구는 두 개의 연구주제를 중심으로 구성되어 있다. 각 연구주제가 별도의 장으로 되어 있어서 제Ⅱ장에서는 첫 번째 주제인 우리나라 최상위 소득계층의 소득집중도에 관한 분석이 수행된다. 제Ⅲ장에서는 두 번째 주제인 우리나라의 소득이동 현황과 그 결정요인을 분석을 다룬다. 그리고 각 주제마다 연구배경 및 목적을 보다 상세하게 기술하는 절이 가장 먼저 제시되고 있다. 그런 다음 제2절에서는 선행연구에 대한 고찰이 이루어지고 있

1) 김낙년(2012)과 Kim and Kim(2014)은 후자가 전자를 보완·수정하고 동일한 분석방법론을 통해 과거 연도로 분석기간을 확장한 동종의 연구이다.

다. 그리고 분석과 관련된 자료, 연구방법론 및 분석결과를 각 주제에 맞게 소개하고 있다. 제Ⅱ장과 제Ⅲ장의 마지막 절에는 각 연구주제의 분석결과를 정리하며 시사점을 제시하는 소결이 있다. 그런 다음 제Ⅳ장에서는 두 연구주제의 결과를 종합적으로 설명하며 정책적인 시사점을 도출하고 있다.

Ⅱ. 소득집중도 추이 분석

1. 배경

2000년대 이후 경제성장에도 불구하고 전반적인 소득격차가 확대됨에 따라 자신의 소득수준뿐만 아니라 사회 전체의 소득분포 상태 및 소득분포의 흐름에 대한 국민적인 관심이 상승하고 있다. 이런 소득분포에 대한 국민들의 관심은 글로벌 금융위기 이후 소득격차 확대에 따른 집단 간 갈등²⁾이 전 세계적인 주목을 받음에 따라 더욱 고조되고 있다. 이런 가운데 국내에서는 1997년 외환위기 이후 소득양극화에 대한 논의가 활발하게 진행되어 왔다.

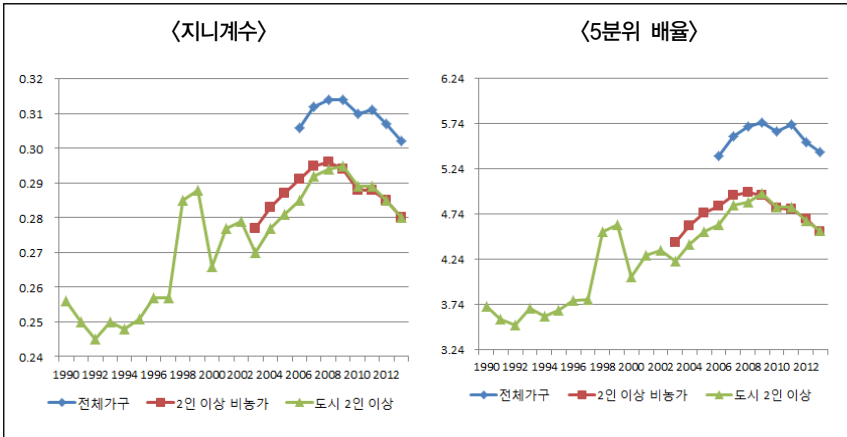
소득양극화를 객관적으로 보여주는 공식적인 자료는 통계청에서 생산하는 각종 소득불평등에 관한 지표로 통계청에서 발표하는 대표적인 소득불평등 지표는 지니계수 및 5분위배율이다. 글로벌 금융위기 이후 경기회복이 좀처럼 이루어지지 않음에 따라 국민들이 체감하는 소득불평등은 심화되고 있지만 통계청의 소득불평등 지표에서는 이런 현상을 포착하고 있지 못하다. 예를 들면, 가처분소득³⁾ 기준 지니계수는 전체 가구, 2인 이상 비농가 가구, 도시 2인 이상 가구 모두에서 2008년 또는 2009년을 정점으로 하락하는 모습을 보이고 있어서 소득불평등이 완화되고 있음을 시사한다. 또한 가

2) 그 대표적인 예가 2011년 9월 17일부터 미국 뉴욕의 월가에서 시작된 월가시위(‘월가를 점령하라(Occupy Wall Street)’라고 불림)이다. 월가시위는 글로벌 금융위기를 발생시킨 월가 금융기관들이 오히려 상당한 보너스를 주요 임원들에게 제공하는 등 도덕적 해이가 심각하였고, 일반 국민들은 주택을 압류 당하는 등 빈부격차가 심화된 상황 속에서 발생하였다. 월가시위의 대표적인 구호는 ‘We are the 99%’로 이는 최고 부자 1% 대 나머지 99%의 미국인 간의 소득 및 부의 불평등에 대한 시위자들의 불만을 표현한 것이다. 월가시위는 곧 미국의 주요도시로 확산되었고 전세계에서 유사한 형태의 시위를 유발하였다. 이는 소득불평등 심화가 전세계적인 현상임을 시사한다.

3) 가처분소득은 시장소득과 공적이전소득을 합한 금액에서 공적 비소비지출을 차감한 것이다. 동 변수들의 정의 및 지니계수, 5분위배율에 대한 정의는 통계청(2011)을 참조하기 바란다.

처분소득 기준 5분위 배율 지표에서도 이와 유사한 추이를 보여주고 있다. 이는 소득불평등 지표가 소득분배 실태를 제대로 반영하지 못할 가능성이 있음을 시사한다.⁴⁾

[그림 II-1] 우리나라의 소득불평등 지표 추이



주: 소득분배지표는 가계동향조사에서 생성하는 변수인 가처분소득을 기준으로 작성된 것이다.

자료: http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L6E001&conn_path=I3, 2014, 2014. 10. 28. 접속

우리나라의 소득불평등 지표는 기본적으로 통계청의 가계동향조사를 바탕으로 작성된다. 가구의 설문 응답에 의존하는 가계동향조사의 특성상 고소득자 가구가 충분하게 응답하지 않았을 한계가 있다. 그리고 실제 소득보다 과장하거나 과소하게 응답할 가능성도 있다. 따라서 기존의 소득불평등 지표의 현실 반영도를 높이는 방안에 대한 필요성이 제기되었다.⁵⁾

한편 앞서 언급한 바와 같이 전 세계적으로 소득불평등에 대한 우려가 확산되는 가운데 외국에서는 2000년 초반 이후 소득세 통계를 활용한 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정한 후 소득불평등의 추이를 조사하는 연구가

4) 물론 소득불평등 지표가 사실인 반면 사람들이 체감하는 것이 현실과 다를 수도 있다.

5) 통계청(2008)을 참고하기 바란다.

활발하게 진행되고 있다. 물론 우리나라의 경우도 박명호(2012), 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)을 통해 최상위 소득계층의 소득집중도에 대한 분석이 이루어졌다. 박명호(2012)는 『국세통계연보』의 종합소득세 통계와 근로소득세 통계를 단순 결합하여 2006~2010년 동안 과세대상 소득이 1억원 이상에 해당하는 특정 분위수(2006년 1%, 2007년 1.2%, 2008년 1.1%, 2009년 1.3%, 2010년 1.6%)의 소득집중도를 산출하였다. 비록 종합소득세 통계와 근로소득세 통계의 중복문제를 제거하지 못하였지만 우리나라에서 최상위 소득계층의 소득집중도를 처음 분석한 의의가 있다. 또한 박명호(2012)는 표본수가 비교적 많은 통계청의 가계금융조사 자료와 한국조세재정연구원의 재정패널조사 자료를 활용하여 상위 1%의 소득비율을 계산하였다. 그 결과 『국세통계연보』상의 결과와 큰 차이를 보임에 따라 고소득 가구의 과소 표집 가능성을 제기한 후 다른 나라에서 사용되고 있는 연구방법론을 적용한 보다 정교한 연구의 필요성을 제시하였다.

김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)은 최상위 소득계층의 소득집중도 추이에 관한 해외의 연구방법론을 본격적으로 수용하고 분석기간을 가능한 최대로 연장한 연구라는 의의가 있다.⁶⁾ 그러나 이들의 연구들은 우리나라의 소득분포 상단에서도 파레토 분포를 따르는가에 대한 검증이 없이 무작정 파레토 보간법을 활용한 한계가 있다. 또한 제약이 많은 국내 자료를 활용하여 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 추정하기 위해 다소 근거가 부족한 가정들을 사용한 측면이 있다.⁷⁾ 그리고 20세 초반의 남성들이 강제적으로 병역의무를 이행하는 우리나라의 현실을 반영하지 못한 한계도 있다.

이에 본 장에서는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 보다 객관적으로 추정함으로써 우리나라의 소득분배 구조에 대한 이해를 높이고자 한다. 기존 『국세통계연보』에서 얻을 수 없는 자료를 통해 우리나라 최상위 소득계

-
- 6) 위 연구들에 관한 사항은 제2절 선행연구에서 보다 자세하게 설명한다. 분석기간을 2000년대 중반 이전으로 연장 과정에서 소득집중도 추이 분석에 충분하지 않은 통계의 한계로 추정치의 오류가 무시할 수 없는 수준일 것으로 예상된다.
- 7) 특히 근로소득세 통계와 종합소득세 통계의 중복 문제를 해결하는 과정, 국민세정 자료를 통해 개인부문의 소득을 산출하는 과정 등에서 충분한 근거를 가지고 있는 못한 가정들을 사용하는 한계가 있다.

층이 정말로 파레토 분포를 따르는지 우선적으로 검증한다. 영국을 분석한 Atkinson(2005)의 경우처럼 우리나라의 최상위 소득계층의 소득분포는 파레토 분포에 의해 잘 근사되지 않는 것으로 나타났다. 이는 파레토 보간법을 사용한 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)의 분석방법이 우리나라의 사례에는 적합하지 않음을 시사한다. 이에 본 장에서는 Atkinson(2005)이 사용한 mean split histogram 방법을 통해 2007~2012년 동안의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 추정한다. 이때 전체 인원으로는 단순히 20세 이상으로 하는 것이 아니라 영국의 경우처럼 15세 이상의 인구, 병역의무를 감당한 생산가능인구 등을 사용하여 소득집중도 추이를 다양하게 검토한다.

2. 선행 연구

최근 최상위 소득계층의 소득집중도에 대한 연구는 1901~1998년 동안 프랑스의 소득불평등 추이를 상위 1% 등 최상위 소득계층의 소득집중도를 분석한 Piketty(2001) 이후 30개 국가에서 진행되었고, 계속하여 통계의 업데이트가 진행되고 있다.⁸⁾ 본 절에서는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 분석한 주요 국가들의 연구를 국내연구와 함께 소개하고자 한다. 연구자료를 소개함에 있어서 분석자료 및 소득집중도 추정과 관련된 주요 변수들의 정의, 추정방법론에 초점을 두고 있다. 이를 통해 국제 간 비교 및 동일 국가 내 시점 간 비교에 대한 시사점을 도출하고 있다.

가. 미국 사례⁹⁾

1) 연구배경 및 목적

Piketty and Saez(2001)가 미국의 최상위 소득계층의 소득집중도에 대한

8) The World Top Income Database에 수록된 국가의 리스트는 〈부표 1〉을 참조하기 바란다.

9) 미국을 분석대상으로 한 Piketty and Saez(2001) pp. 1~7, pp. 32~42의 연구를 요약·소개한다.

동질적인 장기 시계열(homogeneous long time series)을 구축한 이유는 20세기 미국 경제가 발전하는 과정에서 소득불평등도가 어떻게 진화하여 왔는지 분석하기 위함이다. 소득불평등과 경제성장 간의 관계에 관하여 잘 알려진 Kuznets의 가설에 따르면 소득불평등은 경제발전 과정과 역U자의 관계를 갖는다고 한다. 산업화가 진행됨에 따라 소득불평등은 상승한 후 점점 더 많은 근로자들이 생산성이 높은 경제부문으로 이동함에 따라 소득불평등은 낮아진다는 것이다. 그러나 미국의 경우 20세기 전반부 동안 소득불평등은 낮아졌지만 1970년대 이후 오히려 매우 가파르게 상승하는 추세가 관측되고 있다. Piketty and Saez(2001)에 따르면, 이런 사실이 Kuznets의 가설은 더 이상 무의미함을 나타내지는 않는다고 한다. 왜냐하면 1970년 이후의 소득불평등 증가가 종전의 역U자 곡선의 리메이크이라는 주장이 가능하기 때문이다. 다시 말하면 새로운 산업혁명이 일어나서 소득불평등도가 상승한 것이고, 향후 어느 시점부터는 점점 더 많은 근로자가 새로운 혁신으로부터 혜택을 받아 소득불평등이 줄어들 수 있기 때문이다. 이상과 같은 소득불평등과 경제성장 간의 관계에 관한 이슈를 조명하기 위해 Piketty and Saez(2001)는 1913~1998년 동안 미국 최상위 소득계층의 소득집중도에 대한 동질적인 장기 시계열 자료를 구축하게 된다¹⁰⁾.

Piketty and Saez(2001)의 작업 이전에도 미국에서는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이에 대한 연구가 없었던 것은 아니었다. Kuznets(1953)는 1913~1948년 동안 여러 가지의 최상위 소득비중(top income shares)을 추정하였다. 다만, Kuznets(1953)의 작업은 기술적인 관점에서 보면 최상위 소득비중을 과소 추정한 약점이 있고, 상위 1% 이내의 초고소득층의 소득집중도에 대한 분석이 빠져있는 한계를 지녔다고 한다. 또한 Kuznets(1953)의 작업 이후 최상위 소득계층의 소득집중도 추이에 대한 연구를 아무도 수행하지 않았다고 한다. 따라서 Piketty and Saez(2001)의 작업은 Kuznets(1953)의 단점 및 한계를 극복하면서 최상위 소득계층의 소득집중도 시계열 자료

10) 분석기간이 1913년부터 시작한 이유는 그 해에 현행 미국의 소득세 체계가 갖춰졌기 때문이다.

를 최근까지 확장한 의의가 있다.

또한 Piketty and Saez(2001)는 소득집중도에 대한 장기 시계열 자료를 구축하여 소득불평등 추이 중 실질적인 경제 변화에 기인한 부분과 재정조작(fiscal manipulation)에 의한 부분을 구분하고자 하였다. 1990년대에는 재정조작이 미치는 효과에 대한 연구가 활발하게 진행되었고 이에 대한 관심이 높았다. 따라서 Piketty and Saez(2001)는 재정조작이 소득불평등의 추세에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. Piketty and Saez(2001)는 재정조작은 2~3년간의 단기간에는 소득불평등에 상당한 영향을 줄 수 있지만 대부분의 장기적인 소득불평등 추세에는 별 영향이 없고, 실질적인 경제 변화가 장기적인 소득불평등 추세를 좌우한다고 본다. 따라서 Piketty and Saez(2001)는 소득불평등의 추세변화를 제대로 이해하기 위해서는 단기적인 관점이 아닌 장기적인 관점에서 접근이 필요함을 강조하며 최상위 소득계층의 소득집중도에 대한 장기 시계열 자료를 구축하고 있다.

2) 분석자료

본 소절에서는 Piketty and Saez(2001)의 분석자료를 설명하는 가운데 최상위 소득계층의 소득집중도 추정과 관련된 주요 변수들의 개념에 초점을 두어 설명한다. Piketty and Saez(2001)는 1913년부터 1998년까지 미국의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정¹¹⁾하기 위해 기본적으로 미국 국세청(이하 'IRS')의 소득세 신고 통계 및 신고 표본자료를 활용하고 있다.

IRS의 소득세 신고 통계는 1913년 이후 매년 발표되고 있고, 상세하게 구분된 소득구간별로 신고서 숫자, 소득유형별 신고소득 등의 정보를 수록하고 있다. 다만, 1913~1915년 동안의 통계에서는 상세한 소득구간별 신고서 숫자 정보만을 제시하고 있다. 동 기간에 대해서 Piketty and Saez(2001)는 IRS의 연차 보고서(Annual Reports of the Commissioner of Internal

11) The World Top Income Database에 수록된 미국의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이는 2012년까지 확장되어 있다(<http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/#Database>; 2014.10.13. 접속).

Revenue)에 수록된 통계를 대신 활용하고 있다.

한편 IRS는 1960년 이후 고소득층을 과다표집(oversampling)한 상당한 크기의 소득세 신고 표본자료를 생산하고 있다. 특히 1966년부터 1995년까지는 매년 소득세 신고 표본이 생성되고 있다. 이에 Piketty and Saez(2001)는 1966~1995년 동안의 표본자료를 통해 소득세 신고 통계를 활용한 추정법의 정확도를 검증하고, 신고 통계를 이용하여 추정된 다른 연도의 소득집중도 추정 결과를 조정하는 데 사용하고 있다.

소득집중도의 추정대상이 되는 최상위 소득계층의 소득 개념은 소득세 신고서상의 '조정된 총소득(AGI)'에서 양도소득을 차감한 후 각종 비용공제¹²⁾를 합한 금액인 '신고총소득(tax return gross income)'이다. 따라서 '신고총소득'에는 양도소득뿐만 아니라 각종 비과세소득도 포함되지 않는다. 즉 '신고총소득'은 개념적으로 소득세 과세대상이 되는 모든 소득에서 양도소득을 제외한 소득이다. 양도소득을 배제한 이유는 양도소득의 경우 여러 기간에 걸쳐 발생하지만 실현된 연도에서만 보고되기 때문에 단기적으로 소득집중도의 상당한 변동을 야기할 수 있기 때문이다. 다만, Piketty and Saez(2001)는 양도소득이 포함된 소득집중도 추이를 산출한 후 양도소득이 빠진 소득집중도 추이와 함께 제공하고 있다.

한편 최상위 소득계층이 전체 소득에서 차지하는 비중인 소득집중도를 추정하기 위해서는 분모에 해당하는 전체 소득에 대한 정의가 필요하다. Piketty and Saez(2001)는 소득집중도의 분자에 해당하는 소득 개념인 '신고총소득'을 모든 신고서를 대상으로 산출한 후 이를 전체 소득으로 사용하고 있다. 이때 소득세를 무신고한 경우를 감안하기 위해 신고자 평균 소득의 일정 비율을 무신고자의 소득으로 귀속시키고 있다.¹³⁾ 예를 들면, 1944~

12) 미국의 소득세 신고서상 총소득(total income)에서 '조정된 총소득(Adjusted Gross Income, AGI)'을 구하는 과정에서 차감한 각종 비용개념의 공제(Adjustments)를 말한다. 동 비용개념의 공제에는 이사비용, 등록금, 학자금 용자에 대한 이자지불액 등이 포함된다.

13) 무신고자의 수량은 아래에서 정의하고 있는 소득세 과세단위의 총계에서 신고자 수를 차감하여 산출한다. 1944년 이후 대다수의 과세단위들은 소득세 신고를 하고 있기 때문에 무신고한 과세단위는 약 5~10% 수준으로 파악되고 있다. 다만 제2차 세계대전

1945년의 경우에는 신고자 평균 소득의 50%, 1946년 이후에는 신고자 평균 소득의 30%를 무신고자의 소득으로 간주하였다. 따라서 Piketty and Saez(2001)는 전체 소득으로 모든 신고서의 '신고총소득'에 무신고자들의 귀속 소득을 합산한 값을 사용한다. 이상의 방법으로 산출한 전체 소득은 국민계정상의 개인부분의 소득 합계에서 정부로부터의 이전소득을 제외한 금액의 77~83% 수준으로 파악되었다.¹⁴⁾ 미국의 경우 국민계정상의 개인부분의 소득 합계액과 소득세 신고서상의 '신고총소득' 합계액의 차이는 비과세 대상 정부 이전소득, 귀속 임료 등 비과세 개인소득, 연금플랜으로 받은 이자·배당, 고용주 및 피고용자의 연금기여금, 건강보험 등에 의해 발생하는 것으로 알려져 있다.

미국 사례에서 소득집중도 추정을 위한 소득 합산 및 소득분위 결정 기준은 소득세의 과세단위이다.¹⁵⁾ Piketty and Saez(2001)는 가구구조에 관한 인구총조사 자료를 바탕으로 과세단위의 총계를 산출하였다. 과세단위 총계는 기혼 남성의 수, 배우자를 사별한 사람의 수, 이혼한 남·녀의 수, 20세 이상의 미혼 남·녀의 수를 합산함으로써 도출하고 있다. 이렇게 정의된 과세단위 총합계는 기혼 여성이 남편과 별도로 신고한 경우를 배제하고 있다. 이는 대부분의 분석기간 동안 기혼 여성의 별도 신고 비율이 상당히 낮았기에 문제가 되지 않는다고 보고 있다.¹⁶⁾ 그러나 1948년 이전에는 맞벌이 부부라도 별도로 신고하는 경우가 다수 존재하여 결혼한 여성의 별도 신고 비

이전에는 높은 면세점으로 인해 무신고한 과세단위의 비율이 10~15% 수준이었다고 한다. 특히 1913~1916년 동안에는 면세점이 매우 높아 상위 1%보다 더 광범위한 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하기 곤란하다고 보고 있다.

- 14) 1913~1943년 동안의 '신고총소득'의 합계액은 정부 이전소득을 제외한 국민계정상의 개인부분 총소득의 80%로 나타났다. 그리고 동 기간에 대해서는 '신고총소득' 합계액을 무신고자에 대하여 조정하지 않고 전체 소득으로 간주하고 있다. Piketty and Saez (2001)는 '신고총소득'의 합계액은 국민계정상의 개인부분 총소득(정부 이전소득 제외)의 80% 수준을 적정한 관례로 판단한 것으로 보인다.
- 15) 소득세의 과세단위 총계는 가구 수보다 적다. 저자들에 따르면 1998년 한 가구당 과세단위는 약 1.3이라고 한다. 가구당 평균 과세단위 수는 1910년대 1.7에서 1980년대 1.2~1.3으로 줄어들었고, 그 이후 약간 증가하였다고 한다.
- 16) 맞벌이를 하는 가구 중 여성 배우자가 별도로 신고한 비율은 1998년 전체 신고서 중 약 1% 수준으로 매우 낮았다고 한다.

율이 약 5~6%에 달하였다. 이에 저자들은 1947년과 1948년 사이의 불연속성 문제를 해소하기 위하여 1913~1947년 동안의 소득집중도 추이를 약 2.5% 정도 상향 조정하였다고 한다.

3) 추정방법론

Piketty and Saez(2001)는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 추정함에 있어서 IRS가 생산하는 두 가지 정보(소득세 신고 통계와 소득세 신고 표본자료)를 활용하고 있다. 기본적으로 소득세 신고 표본자료가 존재하는 1966~1995년 동안에는 동 자료로부터 직접 최상위 소득계층의 소득집중도를 산출하는 것이 가능하다. 이는 표본자료를 활용하여 소득세 신고서를 소득을 기준으로 그 크기에 따라 서열을 매길 수 있기 때문이다.

반면, 소득세 신고 표본자료가 존재하지 않는 기간인 1913~1965년과 1996~1998년 동안에 대해서는 소득세 신고 통계를 통해 소득집중도를 추정하고 있다. 이때 사용된 방법론이 바로 파레토 보간법으로 동 방법론을 통해 특정 소득분위의 소득 경계값과 그 경계값 이상에 해당하는 소득 합계액을 추정하고 있다. 이때, 파레토 보간법을 통한 추정치의 정확도를 점검하기 위해 표본자료가 존재하는 기간인 1966~1995년 동안에 대해서도 소득세 신고 통계에 파레토 보간법을 적용하여 소득집중도 추정치를 생산하고 있다. 이처럼 표본자료를 통해 직접적으로 계산한 값과 파레토 보간법을 통계표에 적용하여 산출한 추정치를 비교한바 1%를 넘는 차이는 발생하지 않았고 대부분의 기간 동안 오차가 0.1% 이내라고 한다. 이는 소득세 신고 통계가 매우 촘촘하게 구분된 소득구간으로 생산되기 때문이라고 한다.¹⁷⁾ 다만 상위 0.01%의 소득집중도의 경우 1990년대에 파레토 보간법에 의한 추정치가 약 5% 정도 과도하게 추정되는 경향이 발견되었다. 이에 저자들은 1996~1998년 기간에 대해 파레토 보간법으로 추정된 상위 0.01%의 소득집중도를 5% 하향 조정하고 있다.

17) Atkinson(2007)에 따르면 소득구간이 촘촘하게 나뉘지 않을수록 파레토 보간법에 따른 추정오차는 커진다고 한다.

Piketty and Saez(2001)가 특정 소득분위수의 경계 소득을 추정하기 위해 사용한 파레토 보간법을 간단하게 설명하면 다음과 같다.¹⁸⁾ 파레토 보간법에서는 최상위 소득계층의 소득분포는 파레토 분포를 따른다는 가정에서 출발하여 특정 분위수의 경계값과 그 경계값 이상의 소득에 대한 합계액을 추정한다. 우선, 파레토 분포의 누적 확률밀도 함수를 다음과 같이 정의하자.

$$F(y) = 1 - \left(\frac{k}{y}\right)^a$$

여기서 y 는 소득을 나타내고, a 는 파레토 계수이며, k 는 소득 y 가 가질 수 있는 최소값을 의미한다.

그런 다음, 특정 분위수(예: 상위 1%, 0.5%, 0.1%, 0.01% 등)의 경계값을 추정하기 위해 통계표상의 특정 소득구간의 하한 경계값(s)을 선정한다. 이때 선정기준은 그 하한 경계값(s) 이상의 소득을 가진 과세단위의 비율(p)은 가능한 한 목표로 하는 분위수에 가깝도록 한다는 것이다. 이어서, 하한 경계값(s) 이상의 소득을 가진 모든 신고서의 평균적인 소득과 하한 경계값 s 간의 비율을 산출하고 그 비율을 b 라고 하자. 그러면 앞서 정의한 파레토 분포의 계수 a 와 소득 y 의 최소값인 k 를 아래와 같이 찾을 수 있다.¹⁹⁾

$$a = b / (b - 1), \quad k = s p^{(1/a)}$$

위의 식에 아래의 파레토 공식을 적용함으로써 특정 분위수의 경계값을 도출하게 된다.²⁰⁾

18) Atkinson(2007) p. 24, pp. 32~33, Piketty and Saez(2001) p. 39를 토대로 작성함.

19) 아래의 식의 도출 과정은 부록을 참조하기 바란다.

19) 예를 들면, 상위 1%의 경계소득은 다음과 같이 찾을 수 있다.

$$0.01 = 1 - F(y_{1\%}) = \left(\frac{k}{y_{1\%}}\right)^a \Rightarrow y_{1\%} = k(0.01)^{-\frac{1}{a}}$$

$$1 - F(y) = \left(\frac{k}{y} \right)^a$$

또한 특정 분위수(예: 상위 1%)에 속하는 과세단위의 평균소득은 위의 파레토 공식을 통해 도출한 그 분위수의 경계값(예: $y_{1\%}$)에 b 를 곱함으로써 도출된다. 마지막으로 특정 분위수의 소득집중도는 위에서 구한 특정 분위수에 속하는 과세단위의 평균소득을 전체 과세단위의 평균소득으로 나누고 그 분위수를 곱함으로써 도출할 수 있다.²¹⁾

4) 추정결과

Piketty and Saez(2001)의 연구결과에 따르면 미국의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 장기적인 시계에서 살펴본바 아래의 [그림 II-2]와 같이 ‘U자 형태’를 띠는 것으로 나타났다. 이런 추세는 영국과 프랑스의 연구결과와 더불어서 20세기 전반부 동안 선진국에서는 소득불평등이 자연스럽게 감소한다는 Kuznets의 가설이 성립하지 않음을 강하게 시사한다. 왜냐하면 그 기간 동안의 소득불평등의 감소는 산업화의 진전으로 자연스럽게 발생한 것이 아니라 상당 부분 대공황, 인플레이션, 전쟁 등과 같은 우발적인 사건에 의해 이루어진 것이었기 때문이다. 그리고 누진적 과세를 강화하는 등의 정치적인 요인이 소득불평등 감소를 증폭시켰다고 한다.

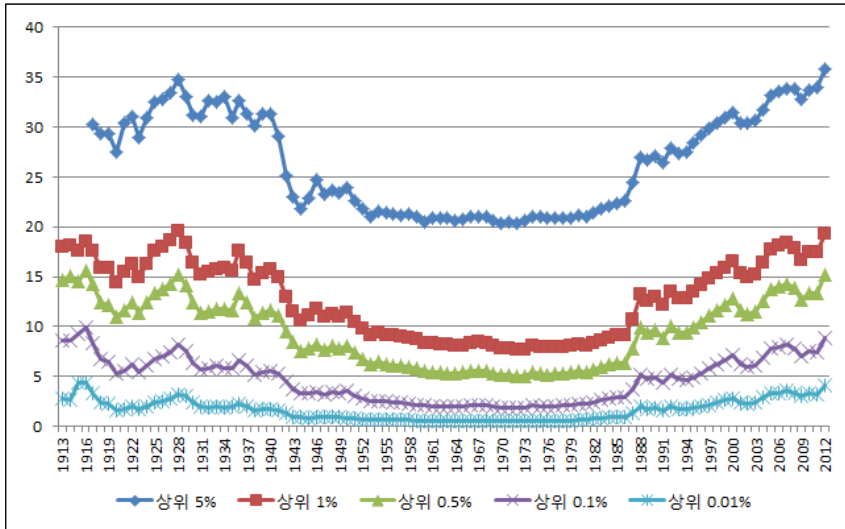
이와 더불어서 주요 선진국의 연구결과에 따르면 현재의 소득불평등 증가는 21세기 초반의 몇 십 년 내에 Kuznets의 가설처럼 자동적인 감소세로 돌아서지 않을 것이라고 한다. 왜냐하면, 소득불평등의 장기적인 추이를 돌이

21) 예를 들면, 상위 1%의 소득집중도는 다음과 같이 산출된다. 상위 1%의 평균 소득을 $y_{1\%} = \sum_{all\ y \geq y_{1\%}} y/n$ 이라 정의하자. 여기서 n 은 상위 1%에 속하는 과세단위의 수이다. 그리고 전체 평균 소득을 $\bar{Y} = \sum_{all\ y} y/N$ 이라 정의하자. 이때 N 은 과세단위 총계이다. 그리고 n/N 은 가정에 따라 1%가 된다. 그러면 상위 1%의 소득집중도는 $\frac{\sum_{y \geq y_{1\%}} y}{\sum_{all\ y} y} = \frac{y_{1\%}}{\bar{Y}} \frac{n}{N}$ 으로 산출된다.

켜보면, 이런 자동적인 감소가 일어나는 사례가 없었기 때문이다. 더 나아가서 Piketty and Saez(2001)는 1980년대 초반 이후 현재에 이르기까지 미국 및 영국에서 부와 자본소득의 집중도가 다시 상승하게 된 배경으로 조세의 누진도가 완화되었기 때문이라고 주장하고 있다.

[그림 11-2] 미국 최상위 소득계층의 소득집중도 추이

(단위: %)



자료: Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>, 2014. 10. 24. 접속

나. 영국 사례²²⁾

1) 연구배경 및 목적

Atkinson(2002, 2005)의 연구도 미국의 Piketty and Saez(2001)의 연구처럼 영국 소득 분포의 장기적인 진화과정에 대하여 알려진 사실이 별로 없다는 점에서 시작되었다. 1980년대 이후 소득불평등이 심화되고 있는 현상은

22) 영국을 분석대상으로 한 Atkinson(2002), pp. 4~15, p. 38, Atkinson(2005) pp. 325~333, pp. 341~342의 연구를 요약·소개한다.

매우 긴 시계의 역사적인 맥락에서 검토해야 할 필요가 있다고 주장한다. 예를 들면 20세기 전체 기간에 걸친 분석을 통해 1980년대 이후의 소득불평 등 증가는 제2차 세계대전 직후 개선된 소득분배 상태로부터 얼마만큼 반전된 것인지를 파악할 수 있다. 또한 대공황이 소득분배에 미친 영향도 분석할 수 있다.

이에 Atkinson(2002, 2005)의 연구에서는 20세기를 거의 전부 포함하는 장기간에 걸친 소득분포의 변화 과정을 제시하고 있다. 물론 자료의 한계로 인해 전체 소득분포의 일부분인 최상위 소득계층(상위 1%, 0.1% 등)의 소득집중도에 한정하여 시계열 자료를 구축하였다. 다만, 최상위 소득계층은 전체 소득에서 매우 높은 비중을 차지하기 때문에 그 분석의 가치가 여전히 존재한다고 주장한다.

2) 분석자료

본 소절에서는 Atkinson(2002, 2005)의 분석자료를 설명하는 가운데 다른 국가의 사례처럼 최상위 소득계층의 소득집중도 추정과 관련된 주요 변수들의 개념에 초점을 두어 설명한다. Atkinson(2002, 2005)은 1908년부터 2000년까지 영국의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정²³⁾하기 위해 기본적으로 영국의 과세관청(이하 'HMRC')의 소득세 신고 통계와 개인소득 서베이 자료를 활용하고 있다.

소득세 신고 통계는 1909년 도입되어 1972년까지 존속된 'super-tax'²⁴⁾이다. 'super-tax'는 최상위 소득계층에 추가적으로 부과되었던 소득세이다. 'super-tax' 관련 통계는 통상적인 소득세에 대한 통계에서는 제공되지 않은 과세목적으로 산정된 총소득에 대한 정보를 1801년 이후부터 제공하는 특징이 있다. 'super-tax' 관련 통계에서 제공하는 정보는 총소득의 구간별로 해

23) The World Top Income Database에 수록된 영국의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이는 2011년까지 확장되어 있다(<http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/#Database>: 2014.10.20. 접속).

24) 'super-tax'는 1927년 'surtax'라는 명칭으로 개명되었다.

당 구간의 인원수와 해당 구간의 총소득으로 구성되어 있다. 예를 들어, 1956년에 발행된 통계에 의하면, 1953/54년 과세기간 동안 납세자 수는 총 258,999명이며 이들의 총소득은 10.6억파운드였던 것으로 나타났다. 본 통계표의 소득구간은 최저 2,000~2,500파운드에서 최고 100,000파운드 이상으로 총 17개의 구간으로 구분하고 있다.

한편 ‘super-tax’는 1972년까지 존속하였기 때문에 그 이후부터는 과세관청의 개인소득 서베이(the Survey of Personal Incomes, 이하 ‘SPI’)에서 생산된 통계를 활용하고 있다.²⁵⁾ SPI는 공식적으로 1949/50년부터 작성이 되었고, 초기 20년 동안은 5년 마다 조사가 이뤄졌다.

‘super-tax’ 및 SPI의 통계 자료를 이용함에 있어 Atkinson(2002, 2005)은 몇 가지 한계점을 지적하였다. 먼저, 과세연도와 통계 작성 및 발표 시점의 차이로 시차의 불일치성 문제를 언급하였다. 이는 전체소득의 귀속 연도와 신고소득의 귀속 연도의 불일치 및 시차가 발생할 수 있음을 의미한다. 두 번째로, 과세단위가 가구 기준으로 통계가 작성되기 때문에 통계 작성 기간 중 이혼 및 사별 등으로 가구가 분할될 경우 이중으로 계산되는 문제와 소득 통계에 포함된 인원이 해당 과세 기간에 사망하여 소득 인원이 과대 계산될 수 있음을 지적하였다.²⁶⁾ 마지막으로, 소득세 통계에 있는 소득의 정의도 포괄주의 과세기준을 적용하기 않기 때문에 시간에 따라 세법이 개정되면서 함께 변화하는 문제점을 지적하고 있다.²⁷⁾ Atkinson(2002, 2005)은 이상의 한계점들을 감안하여 소득집중도 추이를 해석하는 것이 필요하다고 언급하고 있다.

Atkinson(2002, 2005)의 경우 소득집중도의 추정대상이 되는 최상위 소득은 소득세의 과세베이스인 과세대상 소득이다. 영국의 소득세는 분리과세

25) 영국의 경우 소득세 신고 미시자료(microdata)가 최근에 들어와서 존재하기 때문에 20세기 초반부터 존재하는 통계에서 제시하는 각종 표들을 활용하고 있다.

26) Atkinson은 이런 문제를 해소하기 위해 연중에 등장하거나 사라지는 과세단위(part-year units)을 배제하고 과세단위의 합계치를 구하고 있다.

27) Atkinson(2002, 2005)은 소득세 과세목적상 정의된 소득의 포괄범위에 빠져있는 소득뿐만 아니라 고의로 세부담을 회피하는 정도도 제도의 변화로 변화할 수 있음을 지적하고 있다.

체계(schedular system)를 따르기 때문에 미국의 종합과세 체계처럼 소득을 포괄적으로 정의하고 있지 않다. 따라서 자본이득(손실)이나 특정 현물급여 등은 소득세의 과세베이스에 포함되지 않는다. 소득세가 과세되는 소득 유형에는 근로소득, 사업소득, 부동산 임대소득, 이자·배당소득, 연금소득이 있다.

통상적으로 소득집중도 산출 시 분모에 해당하는 전체 소득을 산출하는 방법은 크게 두 가지 방식이 존재한다. 하나는 국민계정을 통해 가계부문으로 귀속되는 소득을 산출한 후 과세대상 소득의 개념에 가깝도록 조정하여 전체 소득을 추정하는 방법이다. 그리고 다른 하나는 소득세 통계에서의 소득과 소득세 통계에 잡히지 않는 과세단위의 소득을 합산하여 전체 소득을 정의하는 방법이다. Atkinson(2002)는 전자의 방법²⁸⁾을, Atkinson(2005)는 후자의 방법²⁹⁾으로 전체 소득을 측정하였다. 전자의 방법을 택한 Atkinson(2002)의 전체 소득 추정치는 후자의 방법을 택한 Atkinson(2005)보다 소득의 범위가 더 광범위하다. 예를 들면, 전자의 방법에 따른 소득에는 현물로 지급되어 비과세되는 보수 및 비과세되는 사회보장급여가 포함된다.

한편 소득 합산 및 소득분위 결정 단위는 소득세 과세단위이다. 영국에서는 1989년까지 가구 단위로 과세가 이루어진 반면 1990년 이후에는 개인단위로 과세가 이뤄졌다. 따라서 1990년 이후의 소득 합산 및 분위수 설정의 기준은 개인단위이나 그 이전의 경우에는 가구단위이다. 여기서 소득세 과

28) Atkinson(2002)에서는 국민계정의 개인부문 소득에서 연금기금(life assurance and pension funds)에 대한 고용주 부담금, 연금기금의 임료·이자·배당수입, 비영리단체(non-profit-making bodies)의 임료·이자·배당수입, 공공기관 및 기업으로부터 비영리단체가 받은 이전수입을 차감하고 연금기금에 개인이 납부한 기여금, 비영리단체로부터 개인이 받은 이전소득을 합산하는 과정을 거쳐서 생산된 Blue Book의 배분총소득 추정치를 전체 소득으로 기본적으로 사용하고 있다. Blue Book의 배분총소득 추정치가 존재하지 않는 연도들에 대해서는 국민계정의 개인부문 총소득의 일정 비율을 곱하는 방식을 사용하여 전체 소득을 도출하고 있다.

29) Atkinson(2005)에서는 1945년 이후의 연도들에 대해서는 SPI 통계의 총소득을 기본으로 하고 비신고자의 과세대상 소득(예: 은퇴연금 및 유족연금, 직장연금 등)을 합산하는 조정을 통해 전체 소득을 산출하고 있다. SPI 통계가 생산되지 않는 1945년 이전의 연도들에 대해서는 당시 과세관청이 사정한 소득에 면세점 이하의 급여, 자영소득, 배당소득 등을 합산하여 전체 소득을 산출하고 있다.

세단위와 연계된 가구는 혼인 가구와 독신 가구(미혼, 사별, 이혼 등), 재산 혹은 소득이 있는 미성년 가구로 정의된다.

영국의 경우 제2차 세계대전 이후의 대부분의 기간에 대해서는 소득세 과세단위의 총계³⁰⁾에 대한 공식적인 추정치³¹⁾가 존재하여 Atkinson(2002, 2005)은 이런 정보를 활용하고 있다.³²⁾ 다만, 소득세 과세단위의 총계에 대한 정부의 공식적인 추정치가 존재하지 않는 그 이전의 기간에 대해서는 다양한 인구 통계들³³⁾로부터 소득세 과세단위 총계를 추정하고 있다. 추정방식은 인구 통계에서 15세 이상 남성과 여성의 수를 합산한 후 결혼한 여성의 수를 차감하는 방식이다.³⁴⁾ 그리고 이런 인구 통계가 존재하지 않는 연도들에 대해서는 단순 선형보간법 및 조정계수를 적용하여 과세단위 총계를 도출하였다.³⁵⁾ 한편 1990년 소득세 체계가 개인별 과세로 전환됨에 따라 1990년부터는 15세 이상의 모든 인구를 총 과세단위로 하여 분석하고 있다.

3) 추정방법론

본 소절에서는 Atkinson(2002, 2005)이 영국의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하기 위해 사용한 방법을 설명한다. Piketty and Saez(2001)의 미국 사례와 Moriguchi and Saez(2010)의 일본 사례 등 소득집중도와 관련

30) 실제로 소득세 신고서를 제출한 납세인원은 과세단위로서의 전체 가구 수보다 작다. 왜냐하면 소득세 신고를 하지 않는 인원이 존재하기 때문이다.

31) 영국 통계청에서 1938년부터 1984/85년까지 다수의 연도들에 대하여 작성한 「Blue Book」(국민 계정의 일부인 '국민소득 및 지출(National Income and Expenditure)'로 알려짐)에서 제공하는 추정치이다.

32) 공식적인 추정치가 존재하지 않는 기간들에 대해서는 저자가 선형 보간법을 이용해 단순히 추정하였다.

33) 이 중에 주요 통계는 'Annual Abstract of Statistics'이다.

34) 따라서 15세 미만의 소득이 있는 사람들은 과세단위로서의 가구 수 산출 시 고려되고 있지 않다.

35) 총인구 대비(15세 이상 인구 - 결혼 여성 인구)의 비율에 선형보간법을 적용하여 상제한 인구 통계가 존재하지 않는 연도들의 과세단위 총계를 산출하였다. 이때 Blue Book 상에서 추정치가 제공되는 해인 1949년을 대상으로 위의 단순 선형보간법으로 도출한 수치와 Blue Book상의 추정치의 비율을 통해 단순 선형보간법으로 도출한 과거 연도들의 값을 조정하고 있다.

된 연구에서 일반적으로 사용되는 방법론³⁶⁾은 소득분포의 상단은 파레토 분포를 따른다는 가정에서 출발한다. 그런 다음, 소득세 통계에서 제공된 소득 구간별 신고인원 및 소득에 대한 자료에 파레토 보간법을 적용하여 특정 소득 분위수에 해당하는 소득수준, 동 소득수준 이상을 신고한 최상위 소득계층의 소득합계, 이들의 소득집중도를 차례로 추정한다.

그러나 소득구간별 신고인원 및 소득에 대한 자료만 있는 상황에서 파레토 방법론을 적용하는 것은 다음과 같은 한계를 유발할 수 있다. 첫째, 파레토 계수를 추정하는 복수의 절차가 존재하여 복수의 파레토 계수에 대한 추정치가 존재할 수 있다는 점이다. 강건(robust)하지 않은 파레토 계수값은 강건(robust)하지 않은 소득집중도 추정치를 유발한다. 둘째, 최상위 소득계층의 소득분포가 파레토 분포를 따르지 않을 수 있다는 점이다. 파레토 분포와 유사해 보여도 실제로 그렇지 않는 경우 파레토 방법론에 의한 소득집중도 추정치는 앞서 언급한 첫 번째 문제로 인해 강건하지 않게 된다.³⁷⁾ 셋째, 최상위 소득계층의 소득분포가 파레토 분포를 따른다고 하더라도 소득구간이 촘촘하게 구분되어 있지 않다면 파레토 방법론에 의한 추정치는 상당한 오차를 유발할 수 있다.

Atkinson(2002, 2005)은 영국의 소득세 통계 자료를 파레토 분포를 잘 따르지 않는다고 판단하고 분포의 형태에 대하여 가정을 하지 않는 대안적인 방법론을 제시·사용하고 있다. Atkinson(2002, 2005)이 제시한 방법론은 mean split histogram 방법으로 특정 소득분위수의 소득집중도에 대한 하한 값과 상한 값을 제시해 준다. 특히 소득 구간에서의 인원 분포가 소득이 증가할수록 인원수가 감소하는 형태일 경우 하한 값과 상한 값의 폭이 줄어들어 추정치가 더욱 강건해 지는 특징이 있다. 동 방법론에 대한 자세한 설명은 아래의 제3절을 참고하기 바란다.

36) 파레토 방법론에 대한 내용은 미국 및 한국 사례의 추정 방법론을 보기 바란다.

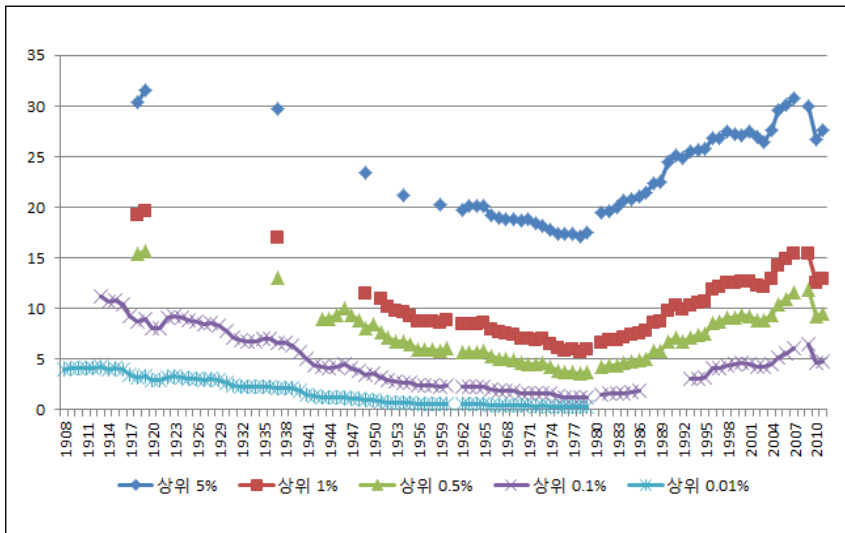
37) 물론 프랑스 사례를 분석한 Piketty(2001) 및 미국 사례를 분석한 Piketty and Saez(2001)에 따르면 프랑스와 미국의 소득세 신고 미시자료를 통해 일부 연도를 검증한바 파레토 방법론에 의한 추정치의 오차가 그렇게 크지 않았다고 한다. 그러나 프랑스와 미국의 사례가 모든 국가에 적용되지 않을 수 있음을 주의하여야 한다.

4) 추정결과

20세기 대부분의 기간에 대하여 영국의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 분석한 Atkinson(2002, 2005)에 따르면, 20세기의 처음 80년 동안에는 소득집중도가 대체로 하락하는 추세를 보여 소득분배가 개선되었던 것으로 분석되었다. 그런 다음 마지막 20년 동안에는 이런 추세가 역전되어 오히려 소득불평등이 심화되는 현상을 발견하였다. 그 결과 2000년에서의 최상위 소득계층의 소득집중도는 50여 년 이전 시점으로 회귀한 양상이다. 이런 'U자 형태'의 소득집중도 추이는 미국에서 발견된 형태와 유사한 것으로 나타났다.

[그림 II-3] 영국 최상위 소득계층의 소득집중도 추이

(단위: %)



주: 영국의 경우 소득세 과세단위가 1990년을 기점으로 개인단위로 전환됨에 따라 소득집중도 산정 기준이 바뀐 점을 주의할 필요가 있다.

자료: Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>, 2014. 10. 24. 접속

다. 일본 사례³⁸⁾

1) 연구배경 및 목적

Moriguchi and Saez(2010)는 일본의 소득집중도 추이 연구를 수행한 배경으로 불평등에 대한 장기적이고 동질적인 자료의 부족 문제를 극복해 나가는 선진국의 추세를 지적하고 있다. Kuznets(1955)의 선도적인 연구 이후 많은 경제학자들은 소득불평등과 경제성장 간의 관계를 분석하기 위해 많은 노력을 기울여 왔다. 특히 경제사학자들은 미국, 영국 등의 선진국에서 산업화 과정을 거치면서 소득이나 부의 불평등이 어떻게 전개되었는지 연구하여 왔다. 그러나 소득이나 부의 불평등에 대한 장기적인 일관된 자료의 부족으로 이러한 연구들은 상당한 한계를 부딪침에 따라 이를 극복할 필요성이 제기되었다. 그 결과 20세기의 상당부분을 포괄하는 일관된 불평등 자료가 2000년 이후 점진적으로 앵글로색슨계 국가들을 중심으로 소득세 통계를 활용하여 생성되기 시작하였다.

따라서 Moriguchi and Saez(2010)의 연구는 일본에 대해서도 동질적이었던 시계의 소득집중도 추이를 생성하고, 역사적인 관점과 비교 분석적 관점에서 일본의 소득집중도를 연구하는 것을 목적으로 하고 있다. 특히 산업화 과정을 다른 서방 선진국에 비해 농축적으로 경험한 일본의 특성상 일본의 소득집중도 자료는 일본의 근대적 경제성장 기간 모두를 포괄하는 가치가 있음을 밝히고 있다. 이는 일본이 다른 나라들에 비해 상당히 이른 시기인 1887년에 종합소득세 체계를 도입하였고 이에 대한 세수통계가 존재하였기 때문에 가능하였다고 한다. 이에 비해 다른 서방 선진국의 소득집중도 자료는 Moriguchi and Saez(2010)의 연구 시점을 기준으로 할 때 산업화 기간의 일부만을 포함시키는 한계가 있다고 한다. 따라서 일본의 소득집중도 자료는 근현대적인 경제성장과 소득집중도 간의 관계를 분석할 수 있는 차별성이 있다고 주장한다.

38) 일본을 대상으로 분석한 Moriguchi and Saez(2010) pp. 1~12, pp. 31~37의 연구를 동절에서 요약·소개한다.

2) 분석자료

본 소절에서는 Moriguchi and Saez(2010)의 분석자료를 설명하는 가운데 최상위 소득계층의 소득집중도 추정과 관련된 주요 변수들의 개념에 초점을 두어 설명한다. Moriguchi and Saez(2010)는 1886년부터 2005년까지 일본의 최상위층의 소득집중도를 추정하였고,³⁹⁾ 이를 위해 사용한 자료는 기본적으로 일본 국세청이 매년 공표하는 소득세 신고 통계이다. 소득세 신고 통계는 소득계급 구간별 신고인원, 신고 소득 규모, 납부세액에 대한 정보를 담고 있다. 또한 이런 정보는 신고소득의 유형별로도 제공된다.

소득집중도의 추정대상이 되는 최상위 소득계층의 소득은 소득공제 및 피고용자로서 개인이 부담하는 급여세(payroll taxes)를 차감하기 이전의 합계소득으로 정의되고 있다. 고용자가 부담하는 급여세는 합계소득(total income)⁴⁰⁾의 범위에서 배제된다. 합계소득은 기본적으로 소득세 신고서에 기록되는 모든 소득유형 중 양도소득을 제외한 나머지 모든 유형의 소득을 포함한 개념이다.⁴¹⁾ 예를 들면, 임금·급여, 보너스, 사업소득(영업 등 소득, 농업소득, 자영소득), 이자·배당소득, 임료, 로열티, 잡소득이 합계소득에 포함된다.

한편 최상위 소득계층이 전체 소득에서 차지하는 비중인 소득집중도를 추정하기 위해서는 분모에 해당하는 전체 개인들의 소득 총합에 대한 정의가 필요하다. 모든 개인들이 소득세 신고하였다면 소득세 신고서상의 합계소득을 합산한 금액을 전체 소득으로 간주할 수 있을 것이다. 그러나 1947년 이전 일본에서는 오직 소수의 가구만이 소득세 신고를 하였기 때문에 소득세 통계를 통해 소득집중도의 분모인 전체 소득을 추정하는 것이 불가능하다고

39) The World Top Income Database에 수록된 일본의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이는 2010년까지 확장되어 있다(<http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/#Database>: 2014.10.13. 접속).

40) 일본 국세청이 발행하는 『제138회 국세청 통계연보』상 2-4, 신고소득세표본조사결과(발췌)의 소득종류별표에 따르면 합계소득(total income)은 소득유형별 소득금액의 합계액으로 비과세대상 소득을 포함하지 않는 과세대상 소득을 합산한 금액임을 시사한다.

41) 다만, Moriguchi and Saez(2010)는 본문이 아닌 부록(Appendix 3A)에서 양도소득을 포함한 소득집중도를 제시하고 있다.

한다. 이에 Moriguchi and Saez(2010)는 일본의 국민계정 자료를 통해 전체 소득을 산출하였다.

일본의 국민계정상 개인부문의 소득은 크게 임금 및 급여, 고용자와 피고용자의 사회보장기여금, 배당, 순이자소득, 임료 등의 개인 자본소득, 농업소득, 귀속임대로 및 기타 사업소득으로 구성된 비법인 사업소득(unincorporated business income)으로 구분되어 있다. 이 중 고용자의 사회보장기여금 및 귀속임대로는 과세대상 소득이 아니기 때문에 Moriguchi and Saez(2010)는 소득집중도의 분모인 전체 소득의 범위에 이런 소득유형들을 포함시키지 않았다. 즉, 전체 소득은 국민계정상 개인부문의 소득합계액에서 고용자의 사회보장기여금 및 귀속임대로를 차감한 금액으로 정의하였다. 1886년부터 시작한 분석기간은 매우 긴 시간이기 때문에 분석기간 동안 국민계정의 작성방식이 수정됨에 따라 귀속임대로나 고용자의 사회보장기여금 같은 세부 소득 항목의 정보가 제공되지 않았던 기간들이 존재한다. 동 기간에 대하여 Moriguchi and Saez(2010)는 단순 가정을 통해 귀속임대로나 고용자의 사회보장기여금을 추정하여 차감⁴²⁾함으로써 일관성 있는 전체 소득을 생산하고 있다.

소득집중도 추정을 위한 소득 합계 기준은 소득세의 과세단위와 동일한 개인단위이다. 1950년 이전에는 소득세의 과세단위가 가구단위여서 동일 가구의 가구원들의 소득은 과세목적상 합산되어 가구단위로 신고되었다. 1950년부터는 소득세 과세단위가 개인단위로 전환됨에 따라 소득이 있는 배우자들은 자신들의 소득에 대하여 별도로 신고하고 있다. 이에 Moriguchi and Saez(2010)는 전체 분석기간 동안 동질적인 시계열 추이를 생성하기 위해 1950년 이전 통계를 개인단위로 전환하여 최상위 소득계층의 소득집중도를 산출하였다. 1950년 이전 소득세 통계는 대체로 소득계급별로 가구주의 소득과 가구원의 소득을 구분하여 작성되었고, 가구원의 소득이 가구주의 소득에 비해 매우 작다는 점에 주목하였다. 이에 착안하여 Moriguchi and

42) 저자들은 귀속임대로나 고용자의 사회보장기여금의 정보가 제공되지 않았던 분석기간 동안 귀속임대로나 고용자의 사회보장기여금의 규모가 상대적으로 매우 작아 소득집중도의 분모인 전체 소득에는 별 영향이 없다고 주장한다.

Saez(2010)는 1950년 이전 기간에 대하여 가구 소득을 가구주의 소득으로 대체하는 방법을 통해 개인단위로 전환하였다. 이런 방법은 최상위 소득계층의 소득집중도에 상향 편의를 가져오지만 그 정도는 크지 않을 것이라고 주장하고 있다.⁴³⁾

특정 분위의 소득계층을 대상으로 소득집중도를 측정하기 위해서는 전체 모집단에 대한 정의가 필요하다. Moriguchi and Saez(2010)는 소득측정 단위가 개인인 점을 감안하여 공식 인구통계에서 획득할 수 있는 20세 이상의 인구를 전체 모집단으로 설정하고 있다. 또한 1947년 이전의 소득세 체계에서는 면세점이 매우 높아 소수의 개인만 소득세 신고를 하였다. 따라서 Moriguchi and Saez(2010)는 전체 분석기간(1886~2005년) 동안에 대해서는 상위 1% 이내의 초고소득층의 소득집중도만을 추정하고, 일부 분석기간에 대해서는 상위 5%의 소득집중도도 추정하여 제시하고 있다.

3) 추정방법론

일본의 국세청은 자신들이 보유한 소득세의 신고자료 자체를 공개하지 않는다. 다만 소득을 일정한 계급구간으로 구분한 후 각 계급구간별로 신고인원과 소득금액 등의 정보를 담은 가공된 통계만을 제공하고 있다. 따라서 Moriguchi and Saez(2010)는 소득분포의 상단(top tail)이 파레토 분포(Pareto distribution)에 의해 잘 근사된다는 점을 활용하여 최상위 소득계층의 소득분포는 파레토 분포를 따른다고 가정한다. 이 가정 아래에서 소득세 통계표를 활용하여 소득구간별 파레토계수(Pareto coefficients)를 추정한 후 이를 통해 특정 분위에 속하는 계층의 소득 경계값 및 평균을 추정하고 있다. 예를 들면, 2005년 기준 상위 1% 및 0.1%의 소득 경계값은 각각 1,379만엔, 3,419만엔으로 추정되었다. 그리고 상위 0.01%에 속하는 자들은 2005년 기준 적어도 8,833만엔 이상의 소득을 벌었고, 이들의 평균 소득은 1억 9,839만엔으로 추정되었다.

43) 가구 소득 중 가구원의 소득이 차지하는 비중은 대체로 5% 미만으로 크지 않기 때문이다.

한편 일본의 소득세 통계는 우리나라와 같이 원천징수가 되는 급여소득세(wage income tax) 통계와 종합소득에 대하여 확정신고를 하는 신고소득세(self-assessment income tax) 통계로 구성되어 있다. 따라서 온전한 소득분포를 구축하려면 급여소득세 통계와 신고소득세 통계를 결합하는 작업이 필요하다. 이때 문제가 되는 것은 일부 급여소득자에게는 신고소득세를 신고해야 하는 의무가 부과⁴⁴⁾되며, 이들은 두 통계에 중복하여 수록된다는 점이다. 이에 Moriguchi and Saez(2010)는 급여소득세 통계에서 신고소득세를 신고한 급여소득이 있는 자들을 차감하는 방식을 취하였다. 아래에서는 Moriguchi and Saez(2010)가 사용한 방법을 좀 더 구체적으로 설명한다. 왜냐하면 우리나라의 경우도 근로소득세 통계와 종합소득세 통계를 중복 집계하는 문제가 있기에 Moriguchi and Saez(2010)가 사용한 방법을 벤치마크할 필요가 있기 때문이다.

Moriguchi and Saez(2010)는 통계의 중복 집계 문제를 해결하기 위해 사업소득, 급여소득 등을 합산한 합계소득의 서열과 급여소득의 서열이 같다는 가정을 한다. 예를 들면, A, B 두 사람이 있을 때 A의 합계소득이 B의 합계소득보다 크다면, A의 급여소득도 B의 급여소득보다 항상 크다고 가정한 것이다. 이런 가정을 통해 신고소득세 통계 중 합계소득구간별로 소득유형별 소득과 신고인원을 제시하고 있는 통계표로부터 신고소득세를 신고자 중 급여소득이 있는 자를 대상으로 급여소득 구간별 급여소득과 인원에 관한 통계를 추정하게 된다.

예를 들면, 2005년 신고소득세 통계에서는 5천만엔을 초과하는 최상위 합계소득구간에 40,035명의 신고인원이 있고, 이들의 평균 소득은 9천 426만 엔임을 제시하고 있다. 최상위 소득구간에 속한 40,035명 중 급여소득이 있는 신고자는 29,916명이었고, 이들의 급여소득 합계액은 1조 2,270억엔이다. 이때 합계소득의 서열과 급여소득의 서열이 동일하다는 가정에 의해 신고소득세를 신고한 급여소득자들의 최상위 급여 소득구간에는 위에서 언급한

44) Moriguchi and Saez((2010), p.119)에 따르면 급여소득자 중 급여소득이 2천만엔을 초과하는 경우, 급여소득 이외에 다른 유형의 소득이 20만엔을 초과하는 경우, 다수의 고용주로부터 급여를 받는 경우 등 3가지 경우에 있어서 신고소득세를 신고해야 한다고 한다.

29,916명이 포함되며, 이 소득구간의 평균 급여소득은 4,102.1만엔($=1조 2,270억엔 \div 29,916명$)이 된다. 이런 절차를 각각의 급여 소득구간에 대하여 반복함으로써 각 소득구간에 속한 인원과 평균 급여소득을 산출할 수 있다. 그런 다음 각각의 급여 소득구간에 대응하는 경계값을 추정하기 위해 각 합계소득구간마다 평균 합계소득 대비 평균 급여소득의 비중을 산출한다. 즉, 합계소득이 5,000만엔을 초과하는 최상위 합계소득구간에서 평균 합계소득 대비 평균 급여소득의 비중을 구하면 43.52%이다. 이처럼 모든 합계소득구간에 대하여 급여소득의 합계소득 비중을 산출한 후 특정 경계값(예: 5,000만엔)을 공유하는 합계소득구간들(예: 5,000만엔 초과 합계소득구간과 2,000만엔~5,000만엔 합계소득구간)의 급여소득 비중의 평균값에 동 경계값(예: 5,000만엔)을 곱함으로써 급여 소득구간의 경계값을 도출한다. 이런 절차를 통해 Moriguchi and Saez(2010)는 신고소득세를 신고한 급여소득자들의 급여 소득구간별 급여소득 분포를 추정하고 있다.

그런 다음 Moriguchi and Saez(2010)는 별도로 제공되는 급여소득세 통계에서 제공되는 급여소득 분포와 신고소득세 통계로부터 도출한 급여소득자 급여소득 분포가 각각 자신의 소득구간들에 대하여 파레토 분포를 따른다고 가정한다. 그리고 파레토 보간법(Pareto interpolation)을 통해 급여소득세 통계에서 제공되는 급여소득 분포에서 신고소득세 통계로부터 도출한 급여소득자 급여소득 분포를 차감함으로써 순 급여소득세 분포를 생산한다. 순 급여소득세 분포는 신고소득세 신고를 하지 않은 모든 급여소득자의 분포이다. 마지막 단계로 Moriguchi and Saez(2010)는 파레토 보간법(Pareto interpolation)을 통해 순 급여소득 분포와 원래의 신고소득세 분포를 결합함으로써 중복을 제거한 최종적인 소득분포를 생산하고 있다.⁴⁵⁾

45) 만약 동 가정이 성립하지 않는다면 동 가정에 의해 추정된 소득집중도는 상향 편의될 수 있다고 한다. 이는 Moriguchi and Saez(2010)가 중복 집계 문제를 해결하기 위해 제시한 방법은 동 가정이 성립하지 않을 경우 신고소득세를 신고한 급여소득자 중 급여소득이 높은 자들의 숫자가 과장할 수 있기 때문이다. 이에 Moriguchi and Saez((2010), p. 119)는 중복 집계를 제거한 소득분포를 제시하는 통계표를 과세관청이 생산하는 것이 정확한 추정에 매우 중요함을 강조하고 있다.

Moriguchi and Saez(2010)는 이렇게 생산한 최종적인 소득분포에 소득분포의 상위 꼬리부분은 파레토 분포에 의해 잘 근사된다는 가정을 적용하여 특정 분위(예: 상위 1%)에 속하는 계급의 소득 합계를 산출한다. 그리고 그 소득 합계에 국민계정의 통계를 활용하여 추정된 총개인소득을 나눔으로써 특정 분위의 소득집중도를 추정한다.

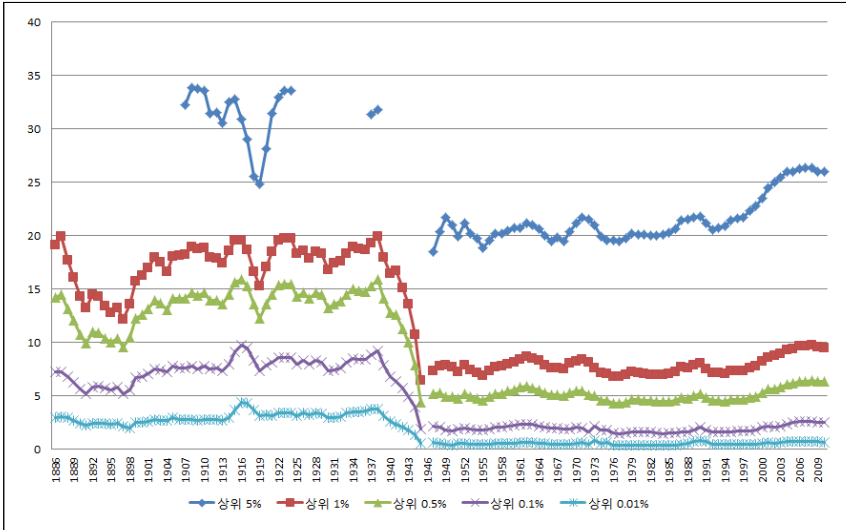
4) 추정결과

Moriguchi and Saez(2010)는 위의 방법론을 활용하여 일본의 최상위 소득 계층의 소득집중도 추이를 1886년부터 2005년까지 추정하였다.⁴⁶⁾ 아래의 [그림 II-4]에서 보듯이 일본의 최상위 1%의 소득집중도는 초기 산업화 기간인 1886~1938년 동안 전체 소득의 14~20%를 차지할 정도로 매우 높은 수준이었다. 하지만 제2차세계대전 기간이었던 1938~1945년 동안 상위 1%의 소득집중도는 20% 수준에서 6.4%로 갑자기 가파르게 낮아졌다. 한편 일본 경제가 고성장을 기록했던 1950~1973년 동안 상위 1%의 소득집중도는 큰 폭의 변화가 없는 것으로 나타났다. 그러나 1995년 이후 상위 1%의 소득집중도는 7.3%에서 2010년 9.5%로 꾸준히 증가하는 모습을 보이고 있다. 이는 최근 소득불평등도가 증가하고 있다는 전세계적인 현상에 부합하는 결과이다.

46) 일본의 소득집중도 추이는 Alvaredo, Moriguchi, Saez에 의해 2010년까지 연장되었고, Moriguchi and Saez(2010) 작업의 오류 및 통계자료의 변경을 반영하여 1886~2010년까지 새롭게 추정되었다. 그 추이는 The World Top Incomes Database에서 확인할 수 있다.

[그림 II-4] 일본 최상위 소득계층의 소득집중도 추이

(단위: %)



자료: Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>, 2014. 10. 24. 접속

라. 한국의 사례⁴⁷⁾

1) 연구배경 및 목적

김낙년(2012)의 연구는 통계청에서 가계동향조사를 바탕으로 생산하는 소득불평등 지표의 한계를 극복하기 위해 최상위 소득계층의 소득집중도 추정의 필요성을 제시하였다. 가계동향조사의 경우 1980년대부터 조사가 이루어졌지만, 일관성을 가진 형태로는 1990년 이후부터 이용 가능하기 때문에 장기적인 관점에서 소득불평등에 관한 지표를 작성하기에는 한계점이 있다. 또한 가계동향조사는 약 1만 가구의 표본에 대하여 매달 수행하는 설문조사

47) 우리나라를 분석대상으로 한 김낙년(2012) pp. 2~10의 연구를 동 절에서 요약·소개한다. 김낙년(2012)에 앞서서 박명호(2012)는 특정 연도의 『국세통계연보』를 활용하여 상위 1%의 소득집중도를 추정한 바 있지만 추이를 보고 있지 않기 때문에 김낙년(2012)의 연구를 중심으로 소개한다. 또한 최근에는 김낙년(2012)의 연구를 수정·보완하고 분석기간을 확대한 Kim and Kim(2014)의 연구가 있다. 동 연구는 기본적으로 김낙년(2012)에서 출발하기 때문에 이를 중심으로 설명한다.

를 통해 생성된 자료이다. 이때 전체 인구의 상위 1%, 0.1% 등 최상위 소득 계층이 표본에 충분하게 뽑힐 가능성도 낮고, 응답을 거부할 가능성도 높다. 따라서 통계청의 지표들은 소득불평등을 과소평가할 가능성이 있을 뿐만 아니라 최근 많은 나라들에서 주목하고 있는 최상위 소득계층의 소득집중도를 파악하기 못하는 한계가 있다. 이러한 한계점을 보완하기 위해 김낙년(2012)은 국세청의 『국세통계연보』를 사용하여 기존 소득분배 측정 지표들을 보완할 수 있는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 Moriguchi and Saez(2010)의 연구를 벤치마크하여 추정하였다.

2) 분석 자료

앞서 소개한 미국, 영국, 일본의 경우와 마찬가지로 소득집중도 추정을 위해서는 크게 세 가지 유형의 자료가 필요하다. 첫째는 최상위 소득계층의 소득에 대한 자료이고, 두 번째는 한 경제의 전체 소득에 대한 자료이다. 마지막으로 소득분위수의 구분을 위한 전체 인원에 대한 자료이다.

김낙년(2012)은 최상위 소득계층의 소득에 대한 정보를 국세청이 발행하는 『국세통계연보』의 통계표로부터 획득하였다. 그리고 전체 소득은 국민계정의 제도부문별 소득계정에 기초하여 산출하였고, 전체 인원은 통계청의 인구통계를 활용하였다.⁴⁸⁾

다른 국가의 사례와 마찬가지로 김낙년(2012)도 기본적으로 최상위 소득계층의 소득 정보를 소득세 통계로부터 획득하고 있기 때문에 우리나라의 소득세 체계를 이해하는 것이 필요하다. 우리나라의 소득세법에서는 개인의 소득을 종합소득, 퇴직소득, 양도소득 등 세 가지로 구분하여 분류과세를 하고 있다. 종합소득은 사업소득(부동산 임대소득 포함), 근로소득, 이자·배당소득, 연금소득 및 기타소득으로 구성되어 있고, 개인들은 종합소득에 해당하는 소득을 인별로 합산한 후 소득세를 신고·납부하여야 한다.⁴⁹⁾ 여기서 이자·배당소득, 연금소득, 기타소득 가운데 일부는 소득을 지급하는 고

48) Kim and Kim(2014)은 일제 강점기 시대에 작성된 종합소득세 관련 통계(1933~1942)를 활용하여 김낙년(2012)의 연구를 과거 기간으로 확장하였다.

49) 이런 종합소득세 체계는 1975년 도입되었다.

용주나 금융기관 등이 소득세를 원천징수하는 방식을 통해 납세의무가 종결된다.⁵⁰⁾ 그리고 이자·배당소득과 같은 금융소득의 경우 일정 금액기준⁵¹⁾을 초과하는 경우에 다른 종합소득과 합산하여 과세한다. 따라서 금융소득자 중 일부만이 금융소득종합과세 대상자이다.⁵²⁾ 또한 근로소득의 경우는 대부분 원천징수의무 대상이기 때문에 원천징수의무자가 근로소득을 지급할 때에 소득세를 원천징수하고 연말정산이라는 과정을 통해 소득세를 최종 정산하고 있다.

김낙년(2012)은 소득집중도의 추정대상이 되는 최상위 소득계층의 소득을 근로소득 및 이를 포함한 종합소득을 기준으로 하며, 근로소득세 통계 및 종합소득세 통계에서 그 정보를 획득하고 있다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 우리나라에서는 이자 및 배당 소득에 대하여 분리과세를 하고 있고 금융소득종합과세 대상인 경우에 한하여 다른 종합소득과 합산하여 종합소득세 신고를 한다. 금융소득종합과세 신고자는 연간 2~6만명 수준으로 매우 소수이기 때문에 상당수의 이자 및 배당 소득이 최상위 소득계층의 종합소득 범위에서 누락될 가능성이 높다. 다만, 종합소득의 서열과 금융소득의 서열이 동일하다면 상위 0.1% 이내 초고소득 계층의 종합소득에는 금융소득이 포함될 수 있을 것이다.

한편 김낙년(2012)은 종합소득세 신고 통계에서 수입에서 필요경비를 제외한 과세대상 소득인 종합소득금액을 최상위 소득계층의 소득 합산 기준⁵³⁾으로 사용하였고, 근로소득세의 경우 원천세 신고서에 포함된 비과세 소득 항목을 포함한 급여총계를 소득 합산의 기준으로 삼고 있다. 앞서 다른 나라들 사례에서는 과세대상 소득을 소득의 측정 기준으로 한 반면 김낙년

50) 이런 과세방식을 분리과세방식이라고 부른다.

51) 현재(2014년 기준)에는 개인별로 1년 동안의 금융소득이 2천만원을 초과하는 경우에 다른 종합소득과 금융소득을 합산하여 과세하고 있다.

52) 한편 2000년까지 발생한 금융소득은 지급시기를 불문하고 금융소득종합과세 대상에 해당되지 않는다.

53) 종합소득금액에 포함된 근로소득금액은 『국세통계연보』의 원천세편에서 제공하는 근로소득세 통계에서 중복 집계될 수 있기 때문에 소득집중도 산출과정에서 일본의 사례처럼 중복을 제거하는 과정을 거친다.

(2012)은 근로소득세에 대하여 일부 비과세 소득을 포함시키는 특징이 있다.

우리나라의 소득세 과세단위는 개인단위이기 때문에 김낙년(2012)은 소득 합산의 기준으로 가구단위가 아닌 개인단위를 사용하고 있다. 그리고 소득 분위수 위치를 결정하는 전체 인구는 Moriguchi and Saez(2010)와 같이 20세 이상의 인구로 하고 있다.

소득집중도 산출 시 분모에 해당하는 전체 소득은 Moriguchi and Saez(2010)처럼 국민계정의 제도부문별 소득계정에서 개인부문의 소득 중 비과세되는 소득을 조정한 금액을 사용하고 있다. 우리나라의 제도부문별 소득계정에서 개인부문의 소득은 피용자보수, 영업잉여, 이자·배당·임료 같은 재산소득으로 구분되어 있다. 이 중 피용자보수에 포함된 고용자의 사회보장기여금, 임료에 포함된 자가 및 무상주택에 대한 귀속임료, 이자에 포함된 금융중개서비스를 차감하는 방식으로 전체 소득을 정의하고 있다.

3) 추정방법론

김낙년(2012)에서는 우리나라의 소득세 체계가 일본과 유사하다는 점을 이용하여 일본을 분석한 Moriguchi and Saez(2010)의 방법론을 준용하고 있다. 먼저, 일본처럼 우리나라의 국세청도 소득세 신고서로 구축한 미시자료를 제공하지 않고 있기 때문에 국세청이 공식적으로 발표하는 통계연보를 이용하고 있다. 『국세통계연보』상 통계표는 소득구간별로 신고인원과 소득금액에 대한 정보를 기본적으로 제공하고 있다. 따라서 김낙년(2012)은 Moriguchi and Saez(2010)처럼 우리나라의 경우도 소득분포의 상단에서는 파레토 분포를 따른다고 가정한다. 이런 가정 아래에서 『국세통계연보』에서 제공하는 소득구간별 신고인원 및 소득 자료를 활용하여 미국 사례에서 소개한 소득구간별 파레토 계수를 추정한다. 그런 다음 파레토 보간법을 활용하여 특정 소득분위수에 해당하는 소득경계값을 추정하고, 그 이상의 소득을 지닌 사람들의 소득을 합산한 후 전체 소득을 나눠 줌으로써 소득집중도를 추정하고 있다. 김낙년(2012)의 소득집중도 추정 절차는 아래의 〈표 II-1〉을 참조하기 바란다.

〈표 II-1〉 김낙년(2012)의 소득집중도 추정 절차

Step 1. 가계부문 전체 소득의 추정	비고
① 가계부문의 전체소득 추정은 국민계정에서 가계에 귀속되는 제도부문별 소득 계정을 이용 ② 가계에 귀속되는 소득 중 실제 발생하지 않은 소득이지만 가계에 지급된 것으로 기록된 항목을 제외 - 제외되어야 할 주요 항목은 고용주의 사회부담금, 자기주택의 귀속 임료, 이자 소득 중 금융중개서비스	- 자가 주택의 귀속임료의 경우 인구총조사 자료와 산업연관표의 주거서비스부문을 이용하여 추정 - 금융중개서비스는 가계의 이자 소득 비중과 산업연관표의 금융부문의 산출액을 이용하여 추정
Step 2. 초고소득층 소득의 추정	비고
① 종합소득에서 원천세 근로소득과 중복되는 근로소득 금액 추정 ② 원천세 근로소득금액의 각 소득구간에서 종합소득세 신고자 중 근로소득이 있는 자들의 근로소득금액과 인원을 제거하여 중복 제거 ③ 종합소득금액과 중복 제거된 근로소득금액을 급여총액 기준으로 변환 ④ 변환된 두 소득의 금액과 인원을 각 소득구간별로 합산 ⑤ 합산한 소득 금액을 2010년 기준으로 전환	- 중복되는 근로소득금액의 추정과정과 급여총액 기준으로 변환, 종합소득과 근로소득의 합산 과정에서 각 계급구간의 불일치를 조정하기 위해 파레토 보간법을 이용 - 급여 수준을 급여총액 기준으로 변환하는 것은 실제 지급받은 금액으로 소득을 복원하기 위한 방안 - 각 연도별 소득 금액의 기준으로의 전환은 소비자물가지수를 이용
Step 3. 최상위 소득계층에 대한 소득집중도 산출	비고
① 상위 소득자의 비중 산출은 총인구와 납세자 인구 비중을 이용하여 산출 ② 소득구간별 파레토 계수와 매개 변수 추정 ③ 추정된 계수와 매개 변수를 이용하여 상위 소득자의 경계소득, 평균소득, 소득집중도 산출	- 총인구는 20세 이상 인구로 가정하고 인구 통계는 2011년 기준의 추계인구를 이용 - 파레토 계수와 매개변수의 추정은 각 구간별 소득분포 및 인구분포합수와 경계 소득을 이용하여 추정

한편 우리나라의 근로소득세의 경우도 일본의 급여소득세처럼 종합소득세 신고체계와는 별도로 원천징수의무자(고용주)가 근로소득을 지급할 때 소득세를 원천징수하고 연말정산 과정을 통해 소득세를 결산하는 시스템을 갖고 있다. 다만, 근로소득자 중 사업소득 등 종합소득세를 신고대상인 소득이 있는 자이거나 연말정산을 하지 않거나 연말정산 내용을 수정하고자 하는 자는 종합소득세 신고를 하고 있다. 따라서 국세청에서 제공하는 종합소득세 신고 통계와 근로소득세 신고 통계에는 중복하여 포착된 사람들이 존재할 수 밖에 없다. 따라서 김낙년(2012)의 소득집중도 추정과정에서는 Moriguchi and Saez(2010)처럼 이런 중복 문제를 해소하는 과정이 필수적으로 포함되어 있다. 그 구체적인 절차는 서로 상이하다. 예를 들면, Moriguchi and Saez(2010)에서는 종합소득세 통계에서의 종합소득금액의 서열과 근로소득금액의 서열이 같다는 가정 아래에서 종합소득세 신고자 중 근로소득이 있는 자들을 대상으로 한 근로소득금액 구간 경계값을 산출하고 있다. 이에 비하여 김낙년(2012)에서는 각 소득구간별 종합소득금액 대비 근로소득금액의 비율이 동일하다는 가정을 통해 종합소득세 신고자 중 근로소득이 있는 자들을 대상으로 한 근로소득금액 구간 경계값을 산출하고 있다.⁵⁴⁾

4) 추정결과

김낙년(2012)은 앞서 언급한 방법을 통해 우리나라의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 1979~1985년 및 1995~2010년 동안에 대하여 산출하였다.⁵⁵⁾ 최근 우리나라의 최상위 소득계층의 소득집중도는 1997~1998년의 외환위기를 경험한 후 빠르게 증가하는 모습을 보이고 있어서 소득분배가 악

54) 김낙년(2012)에서는 두 가정이 동일하다고 주장하지만 김낙년(2012)은 암묵적으로 Moriguchi and Saez(2010)의 가정을 기반으로 자신의 가정(각 소득구간별 종합소득금액 대비 근로소득금액은 동일)을 추가한 것으로 Moriguchi and Saez(2010)의 가정보다 더 강한 가정을 하고 있다.

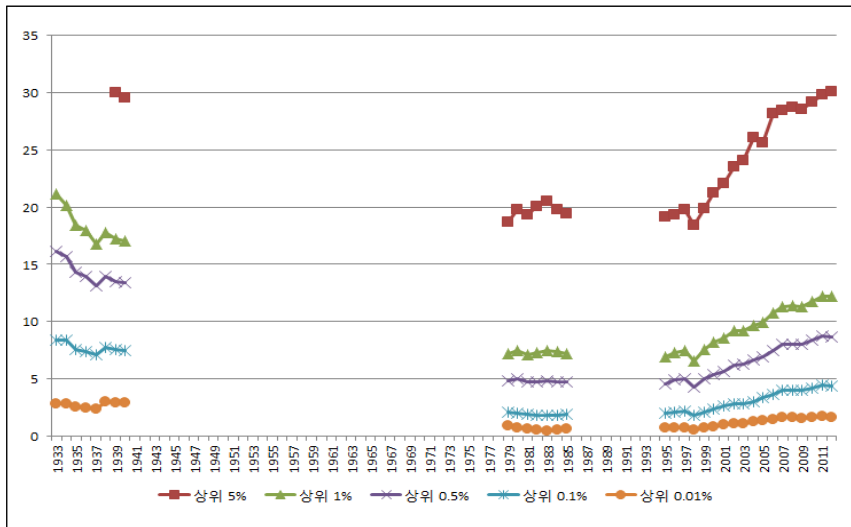
55) 앞서 언급한 바와 같이 Kim and Kim(2014)은 일제 강점기 기간 중 일부인 1933~1940년에 대한 소득집중도 추이를 산출하였다. The World Top Income Database에는 2011년과 2012년도에 대한 추정치가 포함되어 있다.

화되고 있음을 보여주고 있다. 예를 들면, 상위 1%의 소득집중도는 1998년 6.6%에서 2012년 12.2%로 그 차이는 5.7%p로 14년 동안 1.9배 증가하였다. 또한 상위 0.01%의 소득집중도는 1998년 0.6%에서 2012년 1.7%로 2.9배나 증가한 것으로 분석되었다.

한편 김낙년(2012)의 분석 결과를 통해 외환위기나 글로벌 금융위기는 우리나라의 소득분배를 일시적으로 개선시킨 효과가 있는 것으로 보인다. 두 번의 위기가 본격적으로 영향을 미치기 시작한 시점인 1998년 및 2009년에는 최상위 소득계층의 소득비중은 감소하였다가 그 다음 연도부터 다시 소득비중이 높아지는 추세를 이어갔기 때문이다.

[그림 II-5] 한국의 소득집중도 추이

(단위: %)



자료: Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>, 2014. 10. 24. 접속

마. 소결

우리나라를 비롯한 주요 선진국의 최상위 소득계층의 소득집중도 추이에 관한 연구를 검토한 바, 추정 결과에 대한 국제 간 비교 및 동일 국가 내에

서의 시계열 간 비교에 대하여 다음과 같은 어려움으로 인해 주의가 필요한 것으로 보인다.

먼저, 국제 간 비교의 한계이다. 국제 간 비교는 추세에 대한 비교, 소득 비중의 수준에 대한 비교가 있을 것이다. 이 중 수준에 대한 비교 시 특히 주의가 필요한 것으로 보인다. 특정 소득분위수의 소득집중도는 분모에는 전체 소득이 오고 분자에는 특정 소득분위에 해당하는 최상위 소득계층의 소득 합계가 온다. 각 국가마다 분자에 해당하는 소득과 분모에 해당하는 소득을 측정하는 방식에 차이가 존재한다.

최상위 소득계층의 소득은 각 국가마다 과세관청이 보유한 소득세 신고 자료 및 통계를 이용하여 추정하고 있다. 그리고 소득세 과세대상의 소득 범위, 과세단위, 가용자료의 품질이 국가마다 차이가 존재한다. 예를 들면, 모든 국가가 완전히 포괄적인 소득세 종합과세 체계를 갖지 않기 때문에 소득의 범위와 관련한 차이가 발생한다. 우선, 국가마다 각기 다른 비과세 제도를 운영함에 따라 비과세 소득의 범위가 다르다.⁵⁶⁾ 또한 과세대상 소득을 정함에 있어서 포괄주의 방식을 사용하는 국가(예: 미국)가 있는 반면, 열거주의 방식을 이용하는 국가(예: 영국, 한국)가 존재한다. 더 나아가 과세방식이 급적 모든 소득을 종합하여 과세하는 국가(예: 미국)도 있지만 특정 유형의 소득에 대하여 분류과세 또는 분리과세 제도를 운영하는 국가(예: 영국, 일본, 한국)도 존재한다.⁵⁷⁾ 이상과 같은 이유 등에 의해 각 국가에서 최상위 소득계층의 소득을 합산할 때 소득의 범위에 차이가 존재할 수밖에 없다.⁵⁸⁾

또한 미국, 프랑스 및 과거의 영국 및 일본의 경우 과세단위는 개인이 아닌 부부단위 또는 가구단위인 반면 우리나라를 비롯하여 현재의 영국 및 일본의 과세단위는 개인이다. 따라서 국가 간에 소득을 합산하는 인적단위가 상이하기 때문에 동일한 소득분포에 대해서도 상이한 소득집중도가 발생할

56) 우리나라와 소득세 과세체계가 유사한 일본을 분석한 Moriguchi and Saez(2010), p. 6에서는 과세대상 급여소득을 합산하는 반면 김낙년(2012), p. 9는 일부 비과세 소득이 포함된 근로소득(급여총계)을 합산하고 있다.

57) 종합과세 대상이 아닌 소득유형들은 소득 합산 시 완전하게 포함되기 힘든 문제가 있다.

58) 최근 선진국의 과세대상 소득이 서로 유사해져 감에 따라 과거보다는 이런 문제가 덜 심각할 수 있지만 여전히 차이는 존재한다.

수 있다.⁵⁹⁾

이밖에도 국가 간 사용하는 자료의 품질이 상이하다. 미국, 프랑스 등은 특정 기간에 대하여 소득세 신고 미시자료 표본을 이용할 수 있어서 오차가 발생할 여지가 적다. 이에 반하여 미시자료가 아닌 소득구간별 통계를 이용하는 국가(예: 일본, 한국)의 경우 소득집중도 추정치가 강건하지 않을 수 있다. 특히 소득구간이 세분화되어 정보를 제공하지 않는다면 소득집중도의 추정치에 상당한 오차가 발생할 수도 있다. 이처럼 국가 간 사용하는 자료의 품질이 상이함에 따라 소득집중도 추정치의 신뢰성에도 차이가 존재할 수 있다.

한편 소득집중도의 분모에 해당하는 전체 소득을 측정하는 방법도 국가마다 상이하다. 일본 및 한국은 국민계정에서 개인부문의 소득 중 비과세되는 소득(예: 자가 귀속임료)이나 개인에게 직접적으로 귀속되지 않는 소득(예: 금융중개서비스) 등을 조정한 소득을 전체 소득으로 사용한다. 미국을 분석한 Piketty and Saez(2001)의 연구에 따르면 국민계정 자료에서 추출한 전체 소득 대비 소득세 신고 자료에서 추출한 전체 소득은 약 75~80% 수준이라고 한다.⁶⁰⁾ 이는 소득세 신고 자료에서 추출한 전체 소득을 사용한 소득집중도 추정치는 대략 국민계정 자료에서 추출한 전체 소득을 사용한 추정치보다 1.25~1.33배 커질 수 있음을 시사한다. 이상과 같은 이유로 국가 간의 소득집중도 크기에 대한 직접적인 비교는 소득집중도 추이에 대한 비교보다 상당한 주의를 필요로 한다고 본다.

다음은 동일 국가 내에서의 소득집중도 시계열 자료에 대한 서로 다른 시점 간 비교에서도 주의가 필요한 것으로 나타났다. 이는 동일 국가 내에서도 소득세 과세체계, 자료의 품질 및 작성 방법, 탈세 경향 등이 시간에 따라 상이할 수 있기 때문이다. 앞서 언급한 바와 같이 영국 및 일본은 소득세의 과세단위가 분석기간 중에 부부 또는 가구단위에서 개인단위로 변화했

59) 예를 들어, 한 경제에 두 쌍의 부부만이 존재한다고 가정하자. 부부 1은 110만원 및 90만원의 소득이 있어서 총 200만원, 부부 2는 1명은 소득이 없고 나머지 한 명이 150만원의 소득이 있다고 하자. 이때 상위 50%의 소득집중도는 부부단위로 할 때 $57.1\% = (200/350) \times 100$ 이지만 개인단위로 하면 $74.3\% = (260/350) \times 100$ 가 된다.

60) Piketty and Saez(2001), p. 35를 참조함.

다. 그리고 과세대상 소득의 범위도 장기적으로 보면 변화가 크다. 또한 기본적인 자료의 품질도 20세기 초반보다 현재에 가까울수록 좋아져서 오차의 가능성이 낮다. 그리고 시점에 따라 국민계정의 작성기준도 변경되고 있다.⁶¹⁾ 또한 세율체계가 시간에 따라 상이하기 때문에 높은 세율이 적용되는 시점에 비해 낮은 세율이 적용되는 시점에서 탈세나 조세회피가 낮을 수 있다. 이런 이유 등으로 연구자들이 매우 긴 분석기간에 대해 일관된 추이를 확보하려고 노력하는 데 한계가 있을 수 있다. 특히 일제 강점기를 경험한 우리나라의 경우처럼 국가체계가 급변한 경우에는 비교 가능한 일관된 소득 집중도 추이를 얻는 것이 매우 힘들다고 본다. 따라서 동일 국가 내에서도 소득집중도에 대한 장기 시계열 자료를 생성하고 시점 간 비교 시에 상당한 주의가 필요하다고 본다.

3. 분석자료와 방법론

가. 분석자료

1) 최상위 소득계층의 소득

본 연구에서 사용한 자료는 아래의 [그림 II-6]과 같이 국세청의 『국세통계연보』에서 제공되는 자료보다 소득구간이 훨씬 세분화된 소득구간별 신고 인원 및 과세대상 소득에 관한 2007~2012년 동안의 자료이다. 동 자료는 김낙년(2012) 및 Moriguchi and Saez(2010)가 우리나라 및 일본을 분석할 때 부딪친 종합소득세 통계와 근로소득세 통계 간의 중복문제가 제거된 자료이다. 따라서 김낙년(2012) 및 Moriguchi and Saez(2010)처럼 중복문제를 해결하기 위해 다소 무리한 가정을 도입할 필요가 없는 장점이 있다.⁶²⁾ 예를 들면, 2012년도의 경우 과세대상 소득 6천만원부터 매 1천만원 단위로 그 소득구간에 속한 인원과 그들의 종합소득세 및 근로소득세 과세대상 소득

61) 예를 들면, 한국은행은 2014년에 국민계정 체계를 '1993 SNA'에서 '2008 SNA'로 개편하였다.

62) 김낙년(2012) pp. 9~10, Moriguchi and Saez(2010) pp. 36~37을 참조함.

합계액 정보를 상위 10번째 사람이 속한 소득구간까지 제공하고 있다.

다만, 본 연구에 사용되는 자료는 일정금액 이상의 과세대상 소득에 대하여 1천만원 단위로 세분화된 과세대상 소득구간별 신고인원과 과세대상 소득에 대한 정보만을 제공하고 있기 때문에 소득유형별 분석이 불가능한 한계가 있다. 그리고 자료가 생산된 기간이 2007~2012년이어서 외국의 경우처럼 장기간에 걸친 소득집중도 추이를 분석하는 데 한계가 있다.⁶³⁾ 그럼에도 글로벌 금융위기 전후의 연도들이 포함됨에 따라 글로벌 금융위기가 우리나라의 소득분배에 어떤 영향을 주었는지, 그리고 최근에 소득불평등이 더욱 심화되고 있는지를 점검하는 것은 가능하다. 또한 모든 종합소득세 신고자 및 근로소득세 신고자를 대상으로 한 전수자료를 기반으로 1천만원 단위의 소득구간별 인원 정보를 가졌기 때문에 우리나라의 최상위 소득계층의 소득 분포가 파레토 분포에 의해 잘 근사되는지를 검증할 수 있다.

한편 소득구간별 제공되는 과세대상 소득은 종합소득세 과세대상인 사업소득, 이자·배당소득, 기타소득, 연금소득, 근로소득으로 구성되어 있다. 따라서 종합소득세의 과세대상이 아닌 분리과세 대상 이자·배당소득 및 분류과세 대상인 퇴직소득, 양도소득은 포함되지 않았다. 다만, 연구의 대상이 최상위 소득계층이기 때문에 동 계층의 이자·배당소득은 대체로 금융소득 종합과세 대상일 가능성이 높다고 본다. 따라서 상위 소득구간을 좁힐수록 이자·배당소득 중 누락되는 부분은 더욱 줄어들 것으로 본다.

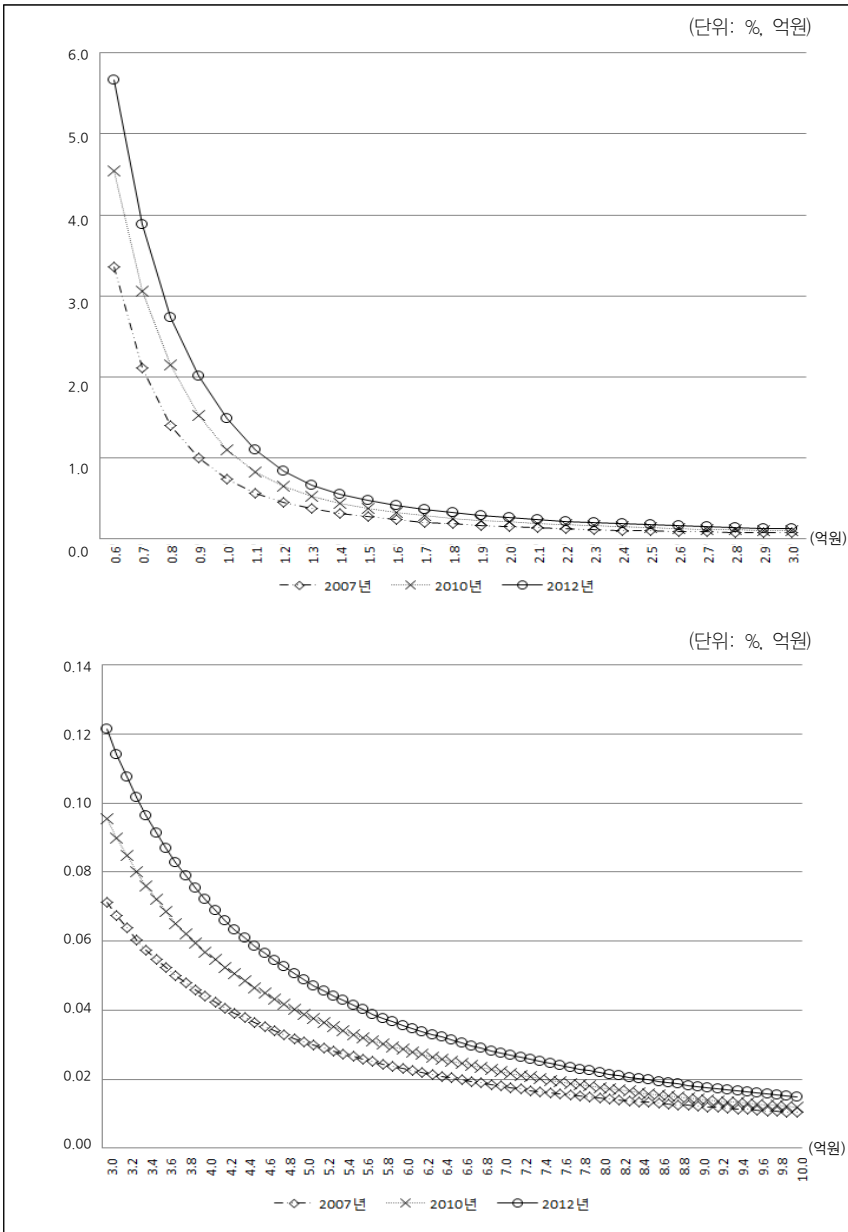
최상위 소득계층의 소득의 포괄범위는 다른 나라들과 일관되게 근로소득세 및 종합소득세의 과세대상 소득만을 포함하고 있다. 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)에서는 근로소득에 대해서는 신고서 양식에 기록되어 『국세통계연보』에 수록된 비과세 소득을 포함시킨 소득을 사용하고 있다.⁶⁴⁾ 이런 신고된 비과세 소득은 모든 비과세 소득을 포함하는 것이 아니며 신고

63) 미국의 경우처럼 기존 『국세통계연보』에서 제공하는 통계를 기본적으로 사용하여 보다 긴 시계의 소득집중도를 산출한 후 소득구간이 보다 세분화되었지만 시계가 짧은 자료에서 나온 소득집중도 추정치와 비교가 가능할 것이다. 이런 비교를 통해 소득구간이 세분화된 자료가 제공되지 않은 과거 연도들의 소득집중도 추정치를 조정함으로써 보다 정확한 추정치를 생산할 수 있을 것으로 기대된다.

64) 김낙년(2012) p. 3~5, Kim and Kim(2014) p. 4~6를 참조함.

서 검증이 이루어지지 않았기 때문에 오류가 많은 수치이다. 그리고 종합소득에서는 비과세 소득을 전혀 포함시키고 있지 않다. 따라서 소득 개념의 일관성 측면에서 다른 나라와 마찬가지로 과세대상 소득을 소득의 합산 단위로 정의하는 것이 바람직하다.

[그림 II-6] 우리나라의 최상위 소득분포 변화 추이



주: 위쪽분포는 6천만원에서 3억원 아래쪽 분포는 3억원에서 10억원까지의 소득분포를 2007년, 2010년, 2012년 등 3개 연도에 대하여 그린 것이다.

자료: 국세청 내부자료

2) 전체 소득

소득집중도 추정에 있어 분모에 해당하는 전체 소득의 측정은 소득세 과세 체계에 따라 크게 두 가지 방법을 고려할 수 있다. 포괄주의 소득세 체계에서는 소득세 통계에 대부분의 소득이 포착이 되기 때문에 소득세 통계를 이용하여 전체 소득을 측정하는 것이 하나의 방법이 될 수 있다. 반면, 열거주의 소득세 체계에서는 비과세 소득 등으로 인하여 소득세 통계상의 소득 금액의 총합이 전체 소득보다 과소 측정된다. 이 경우 국민계정을 통해 가계부문으로 귀속되는 소득을 추정하여 이를 전체 소득으로 이용할 수 있다. 국가별 사례 분석에서 전자의 방식으로 전체 소득을 측정한 사례는 미국에 해당하며, 후자의 방식으로 전체 소득을 측정한 연구는 일본이 해당된다.

한국의 소득세 체계는 열거주의적 소득세 체계를 바탕으로 하고 있기 때문에 전체 소득의 측정 역시 국민계정을 통해 접근하는 방식을 이용하였다. 본 연구에서의 전체 소득의 측정은 기본적으로 Moriguchi and Saez(2010)와 김낙년(2012)의 연구와 같이 국민계정의 제도부문별 소득계정에서 가계부문으로 귀속되는 소득을 추산하여 이를 국민 소득으로 이용하였다.⁶⁵⁾ 가계부문으로 귀속되는 소득은 크게 세 가지로 피용자보수와 영업잉여, 재산소득으로 구분이 된다. 다만, 피용자보수 중 고용주의 사회부담금, 영업잉여 중 자가 주택 귀속임료, 재산소득 중 이자 소득에 포함된 금융중개서비스는 실제로 발생하지 않았지만 국민계정상에 가계에 지급된 것으로 기록된 항목이기 때문에 실제로 가계에 귀속된 소득을 추산하기 위해서는 이 부분을 제외할 필요가 있다.

본 연구에서는 다음과 같은 방법으로 전체 소득을 측정하였다. 먼저, 피용자보수는 제도부문별 소득계정에서 가계부문의 원천 소득 중 피용자보수에서 고용주의 사회부담금을 제외한 임금 및 급여를 실제 피용자보수로 이용하였다.⁶⁶⁾ 두 번째, 영업잉여의 측정은 김낙년(2012)의 연구와 같은 방식

65) Moriguchi and Saez(2010) pp. 34~35, 김낙년(2012) p. 4를 참조함.

66) 한국은행 경제통계시스템에는 가계부문별 소득계정에서 피용자보수의 구성 항목으로 임금 및 급여와 고용주의 사회부담금을 제시하고 있다. 또한, 고용주의 사회부담금은 실제

으로 자가 주택 귀속임료를 추정한 뒤 이를 영업잉여에서 제외한 금액을 가계에 귀속된 영업잉여로 사용하였다. 마지막으로 재산소득의 측정은 재산소득 중 이자소득에 포함된 금융중개서비스를 제외하기 위해 본 연구에서는 국민계정상의 이자소득 대신 『국세통계연보』 원천세 통계의 이자소득금액을 이용하여 가계부문의 재산소득을 측정하였다.

피용자보수와 이에 포함된 고용주의 사회부담금, 영업 잉여와 재산 소득은 한국은행의 경제통계시스템에서 제공하는 제도부문별 소득계정 중 가계 부문 자료를 이용하였다. 또한, 영업 잉여를 산출하기 위해 먼저, 인구총조사로부터 점유형태별 가구 통계를 이용하여 연도별 자가 주택 비율을 추정하였고, 이 비율을 각 연도별 산업연관표의 주거서비스 영업잉여에 곱하여 자가 주택 귀속임료를 추정하였다. 그리고 이 추정치를 영업 잉여에서 차감하여 가계에 귀속된 실제 영업 잉여를 산출하였다.⁶⁷⁾ 한편, 『국세통계연보』의 원천세 통계에는 개인들이 금융기관으로부터 받은 이자소득과 배당소득에 대한 통계가 제공된다. 이 통계에서 제공된 이자소득의 정보를 직접 활용하면 금융중개서비스를 추정하는 과정이 불필요하다. 『국세통계연보』상의 배당소득 규모와 제도부문별 소득계정상의 개인부문 귀속 배당소득이 거의 동일하다는 사실은 『국세통계연보』에서 제공하는 이자소득이 개인부문에 귀속되는 이자소득과 유사할 것임을 나타낸다고 본다.⁶⁸⁾ 따라서 본 연구에서는 가계로 귀속되는 실제 이자소득을 산출하기 위해 김낙년(2012)⁶⁹⁾과는 차별화된 방법으로 금융중개서비스의 추정을 하지 않고 원천세 통계의 이자소득금액을 가계부문 소득계정의 이자소득으로 대체하여 가계부문의 재산

사회부담금과 귀속사회부담금으로 구성되어 있다. 다만, 2012년의 경우 귀속사회부담금이 제시되지 않았기 때문에 2012년의 고용주의 사회부담금에는 실제사회부담금만 포함되어 있다. (경제통계시스템, <http://ecos.bok.or.kr> > 국민계정(2005년 기준) > 제도부문별 계정, 2014. 10. 31. 접속)

67) 산업연관표의 경우 5년마다 실측표가 작성되고 실측표가 작성된 이후 매년 연장표가 발표되기 때문에 주거서비스의 영업 잉여는 매년 값이 발표되고 있다. 반면, 인구총조사는 5년마다 작성되지만 사이 연도에 대해서는 동일한 형태의 자료가 없기 때문에 조사시점 사이 연도에 대해서는 선형보간을 통해 자가주택비율을 추정하였다.

68) 『국세통계연보』상의 배당소득 규모와 제도부문별 소득계정상의 개인부문 귀속 배당소득은 아래와 같다.

소득을 산출하였다.

3) 전체 인구

우리나라의 소득세 과세단위는 개인단위이기 때문에 소득을 합산하는 인적단위는 김낙년(2012)과 마찬가지로 개인단위이다. 특정 소득분위수의 위치를 결정하는 데 필요한 전체 인구는 20세 초반의 상당수 남성들이 강제적으로 병역의무를 지고 있다는 우리나라의 특성을 반영하기 위해 군인 및 재소자 등을 제외한 20세 이상의 생산가능인구를 사용하였다. 또한, 기존 국내외 연구와의 비교 가능성을 높이기 위해 15세 이상 인구, 20세 이상 인구, 15세 이상 생산가능인구를 전체 인구로 하여 동일한 분석을 수행하였다.

15세 이상 인구와 20세 이상 인구는 통계청에서 발표되는 장래인구추계의 값을 이용하였다. 장래인구추계는 인구주택총조사 실시 다음 해에 작성되어 매 5년마다 발표가 되며, 새로운 추계인구 발표 직전 5개년의 인구 추계치는 새롭게 조사된 인구주택총조사의 정보를 반영하여 확정인구로 전환된다. 따라서 본 연구에서 이용한 15세 이상 인구와 20세 이상 인구자료는 2014년을 기준으로 2007년부터 2010년까지는 확정인구를 나타내고 2011년과 2012년의 인구는 추계치의 인구를 의미한다.

(단위: 천억원)

	원천세 통계 ¹⁾	제도부문별 소득계정 ²⁾
2007년	151.9	151.9
2008년	151.4	151.3
2009년	128.7	128.7
2010년	144.0	144.0
2011년	147.4	147.3
2012년	149.8	147.5

자료: 1) 국세청 『국세통계연보』, 각 연도

2) 한국은행 경제통계시스템, <http://ecos.bok.or.kr> > 국민계정(2005년 기준) > 제도부문별 계정, 2014. 8. 1. 접속

- 69) 김낙년(2012) 및 Kim and Kim(2014)에서는 국민계정상의 제도부문별 소득계정 중 금융법인기업을 제외한 제도부문들의 이자소득(원천, 사용) 합계액 대비 개인부문의 이자소득(원천) 비율에 산업연관표상의 금융부문의 산출액을 곱한 값을 개인부문의 이자소득에 포함된 금융중개서비스로 간주하고 있다.

생산가능인구는 통계청에서 매월 실시하는 경제활동인구조사를 토대로 발표되는 15세 이상 인구를 이용하였다. 생산가능인구는 군인, 사회복무요원, 의무경찰, 형이 확정된 교도소 수감자 등이 제외된 인구로 경제활동가능성에 초점을 둔 인구 지표이다. 통계청에서는 매월 15세 이상 생산가능인구를 발표하고, 세부적으로 성별, 연령대별(5세 단위별) 정보를 제공한다. 따라서 본 연구에서는 15세 이상 생산가능인구로부터 15~19세 생산가능인구를 차감한 20세 이상 생산가능인구를 전체 인구의 기준선으로 이용하였다. 본 연구에서 이용되는 각 기준별 전체 인구의 추이는 다음 표와 같다.

〈표 II-2〉 인구 기준별 전체 인구 추이

(단위: 천명)

연도	15세 이상 인구 ¹⁾	15세 이상 생산가능인구 ²⁾	20세 이상 인구 ¹⁾	20세 이상 생산가능인구 ²⁾
2007	39,873	39,170	36,641	35,968
2008	40,460	39,598	37,133	36,360
2009	40,950	40,092	37,536	36,808
2010	41,435	40,590	37,968	37,253
2011	42,009	41,052	38,540	37,704
2012	42,445	41,582	39,022	38,284

자료: 1) 통계청, 국가통계포털(KOSIS), http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B01001&conn_path=3, 2014. 2014. 9. 29. 접속

2) 통계청, 국가통계포털(KOSIS), http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1D07002&conn_path=3, 2014. 2014. 9. 29. 접속

나. 파레토 분포에 대한 검증

우리나라의 경우 미국이나 프랑스와는 달리 영국이나 일본처럼 소득집중도 추이 분석에 가용한 소득세 신고 미시자료가 제공되고 있지 않다. 따라서 특정 소득분위수의 소득 경계값 및 소득집중도를 추정하기 위해서는 일반적으로 소득분포에 대한 정보가 필요하다. 일본을 분석한 Moriguchi and Saez(2010), 일본 사례를 벤치마크하여 우리나라를 분석한 김낙년(2012), 미

시자료가 제공되지 않는 분석기간에 대한 Piketty and Saez(2001)의 미국 연구 등에서는 소득분포의 상위구간이 파레토 분포에 의해 잘 근사된다는 가정을 하고 있다.⁷⁰⁾

프랑스를 분석한 Piketty(2001)에서는 소득분포의 상위구간이 파레토 분포에 의해 잘 근사된다는 검증을 한바 동 가설을 기각할 수 없었던 것으로 나타났다. 반면 영국을 분석하고 있는 Atkinson(2005)에서는 영국의 소득분포 상위구간이 파레토 분포에 의해 잘 근사되지 않는다고 한다.⁷¹⁾ 이처럼 각 나라의 소득분포는 개별 국가의 특성이 존재하기 때문에 모든 국가가 하나의 분포에 의해 잘 설명된다고 보기 어렵다. 따라서 개별 국가의 소득분포에 대한 검증 절차가 없는 상태에서 특정 분포를 가정하여 소득집중도를 추정하는 것은 상당한 오차를 야기할 수 있다.

이런 상황을 고려하여 본 소절에서는 동일 금액단위로 소득구분이 세분화된 도수분포 자료 형태의 소득세 통계를 바탕으로 우리나라 소득분포의 상위구간이 파레토 분포에 의해 잘 근사되는지 검증하고자 한다. 검증을 위해 사용하는 방법론은 Cho(2014)에서 제시한 ‘도수분포함수의 최소자승(grouped empirical distribution least squares; 이하 ‘GEDLS’) 추정법’을 사용한다.⁷²⁾ 동 방법론은 특정 도수분포 자료를 생성시키는 궁극적인 분포⁷³⁾를 검증하는 방법으로서 검증과정에서 분포의 모수값(파레토 계수)에 대한 추정량⁷⁴⁾을 제공하는 특징이 있다. 아래의 <표 II-3>에서는 2012년도 소득에 대한 도수분포 자료를 사용하여 파레토 계수에 대한 GEDLS 추정량을 보여준다.

먼저, Δ 로 표시한 열은 소득구간의 하한 경계값을 나타낸다. 그리고 B 로 표시한 행은 소득구간의 상한 경계값과 하한 경계값의 차이를 나타낸다. 예를 들면, 하한 경계값이 1억원이고 상한 경계값이 4억원인 소득구간의 파

70) Moriguchi and Saez(2010) p. 7, 김낙년(2012) p. 6, Piketty and Saez(2001) p. 6.

71) Piketty(2001) p. 4, Atkinson(2005) p. 333을 참조함.

72) 동 추정방법론에 대한 이론적인 설명은 Cho(2014)를 참조하고, 본 연구에 적용된 구체적인 결과는 부록을 참조하기 바란다.

73) 여기서는 파레토 분포가 바로 궁극적인 분포이다.

74) 이하에서는 이를 ‘GEDLS 추정량’으로 지칭한다.

레토 계수 추정치는 2.93이며, 소득구간 [2억원, 4억원)에 대한 파레토 계수는 1.96으로 추정된다. 이처럼 소득구간을 달리 두고 추정된 모수의 값은 동일하지 않았고 연도별로도 다른 추정치가 도출되었다. 추정된 모수의 값이 구간에 따라서 매우 다른 값을 보이고 연도마다 다르다는 사실은 우리나라의 소득분포 중 상단을 하나의 파레토 분포함수를 이용하여 일률적 표현하기 어렵다는 점을 암시한다. 만약에 소득분포 상단에 위치한 모든 구간을 파레토 분포함수에 의하여 일률적으로 근사할 수 있다면 추정된 모수는 모두 비슷한 값으로 얻어졌어야 하기 때문이다.

앞서 제시한 GEDLS 추정량을 이용하여 계산된 검정통계량의 p -값을 제시하면 아래의 〈표 II-4〉와 같다. 예를 들면, 소득구간의 하한 경계값이 6천만원에서 시작하는 모든 고려대상 소득구간에서는 p -값이 0 근방에 위치하여 유의수준 5% 아래에서 모두 파레토 분포를 점진적으로 따른다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이상과 같이 p -값을 나타내는 〈표 II-4〉에서 알 수 있는 사실은 하방 경계값이 작은 경우에는 파레토 분포가 거의 성립하지 않는다는 점이다. 그렇기 때문에 파레토 분포를 소득분포 상단에 위치한 전구간에 대하여 가정하는 것은 잘못된 처사라고 할 수 있다. 이러한 성격은 6개년도 모두에 걸쳐서 공통적으로 발견되었다. 다만 소득구간의 하한 경계값이 충분히 크면(예: 2억원 이상), 상한 경계값을 적절히 선택함으로써 파레토 분포에 의한 근사를 성공적으로 이루어낼 수 있는 것으로 나타났다. 다시 말하면 우리나라의 소득분포의 상단은 파레토 분포를 전반적으로 따르고 있다고 보기 힘들지만 국부적으로는 우리나라의 소득분포를 파레토 분포로 근사할 수 있는 구간이 존재할 수 있다는 것이다.

〈표 II-3〉 2012년 자료를 통한 파레토 계수 추정치

$\frac{B}{\Delta}$	2.00	2.50	3.00	3.50	4.00	4.50	5.00	5.50	6.00	6.50	7.00	7.50	8.00	8.50	9.00	9.50	10.00
0.60	2.69	2.69	2.68	2.67	2.67	2.66	2.66	2.65	2.65	2.64	2.64	2.64	2.64	2.63	2.63	2.63	2.63
1.00	3.13	3.01	2.93	2.88	2.83	2.80	2.77	2.75	2.73	2.71	2.70	2.68	2.67	2.66	2.65	2.65	2.64
1.50	2.13	2.10	2.09	2.07	2.06	2.05	2.04	2.03	2.02	2.01	2.01	2.00	2.00	1.99	1.99	1.98	1.98
2.00	1.96	1.96	1.96	1.95	1.94	1.94	1.93	1.93	1.92	1.91	1.90	1.90	1.90	1.89	1.89	1.88	1.88
2.50	2.00	1.97	1.96	1.94	1.94	1.92	1.92	1.90	1.89	1.88	1.88	1.87	1.86	1.86	1.85	1.84	1.84
3.00	1.97	1.95	1.92	1.92	1.89	1.89	1.86	1.85	1.84	1.84	1.83	1.82	1.81	1.81	1.80	1.80	1.80
3.50	1.89	1.84	1.86	1.83	1.83	1.80	1.79	1.78	1.79	1.78	1.77	1.76	1.76	1.75	1.75	1.75	1.75
4.00	1.78	1.83	1.79	1.80	1.76	1.76	1.74	1.75	1.74	1.74	1.73	1.72	1.71	1.72	1.72	1.72	1.72
4.50	1.86	1.78	1.80	1.74	1.73	1.71	1.74	1.72	1.72	1.71	1.70	1.69	1.70	1.71	1.70	1.70	1.70
5.00	1.73	1.78	1.68	1.69	1.66	1.70	1.69	1.69	1.68	1.67	1.66	1.67	1.68	1.68	1.68	1.68	1.68
5.50	1.83	1.66	1.67	1.64	1.70	1.69	1.68	1.67	1.66	1.65	1.66	1.68	1.68	1.67	1.68	1.68	1.69
6.00	1.40	1.52	1.52	1.64	1.63	1.63	1.62	1.62	1.61	1.63	1.66	1.65	1.65	1.66	1.66	1.67	1.68
6.50	1.66	1.61	1.76	1.72	1.71	1.68	1.67	1.64	1.67	1.70	1.69	1.68	1.69	1.70	1.71	1.72	1.72
7.00	1.45	1.74	1.68	1.67	1.64	1.63	1.60	1.64	1.68	1.67	1.67	1.68	1.69	1.70	1.71	1.72	1.72
7.50	2.19	1.93	1.84	1.75	1.72	1.66	1.70	1.75	1.73	1.72	1.73	1.74	1.74	1.76	1.77	1.77	1.77
8.00	1.68	1.63	1.55	1.56	1.51	1.60	1.68	1.66	1.65	1.67	1.69	1.70	1.73	1.74	1.74	1.74	1.74
8.50	1.60	1.49	1.52	1.47	1.60	1.71	1.68	1.67	1.69	1.71	1.73	1.76	1.77	1.77	1.77	1.76	1.76
9.00	0.97	1.21	1.24	1.47	1.65	1.62	1.62	1.65	1.68	1.71	1.75	1.76	1.76	1.76	1.75	1.74	1.76
9.50	1.65	1.53	1.78	1.96	1.85	1.80	1.82	1.83	1.84	1.88	1.88	1.87	1.86	1.84	1.83	1.84	1.86
10.00	1.43	1.85	2.08	1.90	1.82	1.83	1.85	1.86	1.90	1.90	1.89	1.87	1.85	1.83	1.85	1.86	1.84

〈표 II-4〉 2012년 자료를 통한 파레토 분포를 따르는 귀무가설에 대한 검정통계량의 p -값

B Δ	2.00	2.50	3.00	3.50	4.00	4.50	5.00	5.50	6.00	6.50	7.00	7.50	8.00	8.50	9.00	9.50	10.00
0.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1.50	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.00	1.00	0.07	0.25	0.29	0.21	0.24	1.00	0.83	0.24	0.06	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2.50	0.88	0.45	0.25	0.06	0.06	0.02	0.64	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3.00	0.12	0.09	0.03	0.06	0.03	0.03	0.51	0.11	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3.50	0.18	0.22	0.34	0.49	0.46	0.11	1.00	0.80	0.68	0.27	0.09	0.02	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01
4.00	0.27	0.24	0.45	0.57	0.30	0.33	1.00	1.00	1.00	0.89	0.55	0.34	0.14	0.11	0.21	0.08	0.07
4.50	0.13	0.34	0.44	0.15	0.13	0.11	1.00	1.00	0.96	0.71	0.45	0.23	0.30	0.33	0.21	0.20	0.19
5.00	0.29	0.31	0.14	0.19	0.12	0.39	1.00	1.00	1.00	0.97	0.83	0.84	0.95	0.82	0.75	0.72	0.82
5.50	0.10	0.01	0.04	0.05	0.09	0.14	1.00	1.00	0.97	0.81	0.84	0.85	0.73	0.67	0.65	0.70	0.71
6.00	0.67	0.57	0.63	0.28	0.36	0.34	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	0.95	0.96	0.85	0.69	0.62	0.48
6.50	0.61	0.82	0.42	0.67	0.82	0.82	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	0.97
7.00	0.47	0.10	0.26	0.26	0.51	0.63	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	0.97	0.90	0.76	0.71	0.59
7.50	0.89	0.33	0.29	0.35	0.37	0.38	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.96	0.85	0.81	0.71	0.69
8.00	0.41	0.54	0.48	0.62	0.43	0.79	1.00	1.00	1.00	1.00	0.93	0.88	0.64	0.53	0.42	0.35	0.40
8.50	0.23	0.17	0.37	0.36	0.68	0.30	1.00	1.00	1.00	0.97	0.88	0.66	0.52	0.46	0.44	0.47	0.52
9.00	0.70	0.42	0.39	0.13	0.04	0.07	0.88	0.61	0.44	0.33	0.25	0.18	0.17	0.11	0.11	0.17	0.13
9.50	0.39	0.61	0.37	0.20	0.35	0.46	1.00	1.00	1.00	0.96	0.95	0.95	0.94	0.97	0.96	0.93	0.90
10.00	0.27	0.13	0.13	0.27	0.40	0.41	1.00	1.00	0.99	0.97	0.96	0.93	1.00	0.99	0.97	0.95	0.97

다. Mean Split Histogram 방법론

동 소절의 Mean Split Histogram 방법론은 Atkinson(2005)이 영국의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정할 때 사용한 방법이다. 앞서 언급한 바와 같이 국세청이 제공하는 자료는 소득구간별 인원과 과세대상 소득을 제공한다. 특정 소득분위수의 소득집중도를 추정하기 위해서는 동 소득분위수에 해당하는 사람들의 소득을 합산하는 과정이 필요하다. 이때 특정 소득분위수의 경계값이 소득구간의 하한이나 상한과 일치하지 않는다면 해당 소득분위수가 속한 소득구간에서 해당 소득분위수와 연계되는 소득경계값을 찾는 방법이 필요하다. 이런 방법은 보간법 또는 내삽법이라고 불린다.

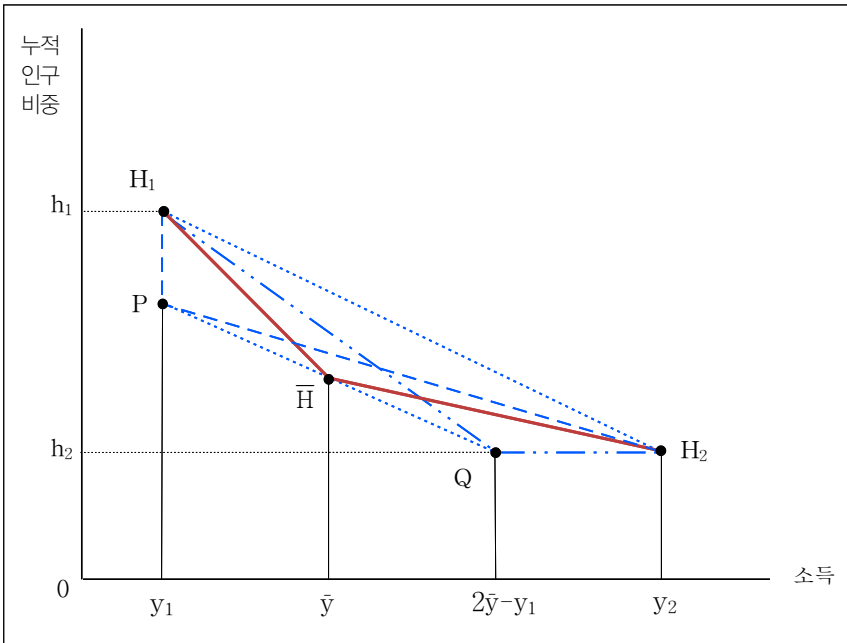
김낙년(2012) 및 Moriguchi and Saez(2010)에서는 파레토 분포를 가정하여 파레토 보간법을 사용하였고 Atkinson(2005)에서는 최상위 소득계층의 소득분포의 형태에 대하여 특별한 가정을 하지 않는 Mean Split Histogram 방법론을 사용하였다.⁷⁵⁾ 즉, Mean Split Histogram 방법론은 해당 소득분위수가 속한 소득구간에서 해당 소득분위수와 연계되는 소득경계값을 찾는 보간법이다.

우리가 관심이 있는 특정 소득분위수가 속한 소득구간의 하한 경계값을 y_1 , 상한 경계값을 y_2 라고 하자. 그리고 소득이 y_1 이상인 자들의 인구비중을 h_1 , 소득이 y_2 이상인 자들의 인구비중을 h_2 라 하자. [그림 II-7]처럼 최상위 소득계층의 소득분포상에서 점 $H_1 = (y_1, h_1)$ 과 점 $H_2 = (y_2, h_2)$ 가 이를 나타낸다. 그리고 동 소득구간에 속한 사람들의 평균 소득은 $\bar{y}$ 라고 정의하자.⁷⁶⁾ 관심 대상인 특정 소득분위수 h^* 는 세로축의 h_2 와 h_1 의 사이에 있다고 하자. 이때 우리는 특정 소득분위수 h^* 에 대응하는 소득 $y^* = y(h^*)$ 을 찾은 후 소득이 y^* 이상인 자들의 소득 합계가 전체 소득에서 차지하는 비중인 소득집중도를 도출하고자 한다.

75) 김낙년(2012) p. 6, Moriguchi and Saez(2010) p. 7, Atkinson(2005) p. 333을 참조함.

76) 통상 최상위 소득계층의 소득분포에서는 소득이 증가할수록 인구비중은 낮아진다. 다시 말하면 소득이 낮은 사람들의 밀도(density)가 높은 경향이 있다. 이런 경우 소득구간 $[y_1, y_2]$ 에 속한 사람들의 평균 소득 $\bar{y}$ 은 y_1 과 y_2 의 중앙이 아니라 y_1 에 가깝게 위치한다.

[그림 II-7] Mean Split Histogram 방법



주: 누적 인구 비중은 오른쪽 상단으로부터의 누적을 말한다. 즉 $(1-\text{누적분포함수})$ 이다.
 자료: Atkinson(2005)의 그림 1(p. 333)을 저자가 변형하여 그린 것이다.

이런 상황에서 특정 소득분위수 h^* 에 속한 사람들의 소득집중도의 ‘전체’ 하한(gross lower bound)은 그 구간에 속한 모든 사람들이 평균 소득 $\bar{y}$ 를 갖는 경우가 된다. 반면 이런 소득집중도의 ‘전체’ 상한(gross upper bound)은 평균 소득을 달성하는 가운데 가능한 한 많은 사람들이 동 소득구간의 상한 경계값 y_2 에 분포하고, 나머지 사람들은 소득구간의 하한 경계값 h_1 에 분포하도록 하는 경우이다.

만약 소득에 대한 인구비중 밀도함수(density function)가 소득이 증가함에 따라 같거나 감소한다면 소득집중도의 하한과 상한의 범위를 더욱 좁히는 것이 가능하다. 소득의 밀도함수가 소득이 증가함에 따라 증가하지 않는다는 전제는 최상위 소득구간에서 비교적 납득 가능한 전제로 생각된다. 앞서의 분석자료에 관한 소절에서 언급한 바와 같이 우리나라의 소득상위구간

의 분포는 이런 전제가 합리적임을 보여준다. 이런 경우에 각주 68)에서 언급한 바와 같이 동 소득구간에 속한 사람들의 평균 소득 $\bar{y}$ 는 y_1 과 y_2 의 중앙이 아닌 y_1 에 가깝게 위치한다. 이런 밀도함수에 대한 전제 아래에서 소득집중도의 하한과 상한의 폭을 좁힐 수 있는 새로운 밀도함수 형태를 찾을 수 있다.

먼저, 소득집중도의 새로운 하한을 형성하는 분포 형태를 살펴보자. 소득 분포에 관한 위의 [그림 II-기]에서 소득의 위치가 $2\bar{y} - y_1$ 이고, 누적 인구 비중은 h_2 인 점 Q 를 찾을 수 있다.⁷⁷⁾ 그리고 원 소득구간의 하단, 즉 구간 $[y_1, 2\bar{y} - y_1]$ 에 대하여 균등분포를 갖는다고 한다면 원 소득구간에 속한 사람들의 평균 소득이 $\bar{y}$ 라는 조건을 만족시킬 수 있다. 이런 밀도함수 형태를 보여주는 것이 바로 선 H_1Q 와 QH_2 이다. 이러한 밀도함수 형태를 갖는다면 소득구간 $[y_1, y_2]$ 에 속한 사람들의 평균 소득은 $\bar{y}$ 라는 조건을 만족시키는 가운데 원 소득구간의 상단, 즉 $[2\bar{y} - y_1, y_2]$ 의 밀도함수는 0이 된다.⁷⁸⁾ 이런 분포형태는 소득의 밀도함수가 소득이 증가할 때 증가하지는 않는다는 전제 아래에서 소득집중도의 ‘새로운’ 하한(refined lower bound)으로 작동한다.

다음, 소득집중도의 새로운 상한을 형성하는 분포 형태를 살펴보자. 위의 [그림 II-기]과 같이 선 H_1H_2 와 평행한 선 PQ 를 찾을 수 있다. 여기서 점 P 에서의 소득은 소득구간의 하한 경계값 y_1 이다. 이때 선 H_1P 와 PH_2 는 새로운 형태의 밀도함수로서 평균 소득은 $\bar{y}$ 이고, 밀도함수는 증가함수가 아니라는 조건들을 만족한다. 이런 형태의 밀도함수는 위의 두 조건을 만족시키면서 원 소득구간의 하한 경계값에 가장 많은 사람들을 위치시키는 분포이기 때문에 소득집중도의 ‘새로운’ 상한(refined upper bound)으로 작동한다.

이상과 같이 밀도함수가 증가함수는 아니라는 설득력 있는 전제를 통해

77) 여기서 평균 소득 $\bar{y}$ 와 점 Q 의 소득인 $2\bar{y} - y_1$ 간의 거리는 평균 소득 $\bar{y}$ 와 y_1 간의 거리와 동일하다.

78) 즉 동 상단에 위치한 사람들은 아무도 없음을 뜻한다.

소득집중도의 하한과 상한의 폭을 좁히는 것이 가능하다. 그리고 소득집중도의 새로운 하한과 상한을 대표하는 대푯값으로 Atkinson(2005)은 mean split histogram을 사용하여 찾고 있다. 위의 [그림 II-7]에서 이를 나타내는 밀도함수 형태는 선 $H_1\bar{H}$ 와 $\bar{H}H_2$ 이다. 여기서 $\bar{H}$ 는 소득이 $\bar{y}$ 에 위치하며 누적 인구 비중($\bar{h}$)은 선 PQ 상에 있는 점을 나타낸다. 만약 우리가 관심을 있는 특정 소득분위수(h^*)가 $\bar{h}$ 보다 크다면 그에 대응하는 소득 y^* 는 선 $H_1\bar{H}$ 를 이용하여 도출할 수 있다.⁷⁹⁾ 원 소득구간 $[y_1, y_2]$ 에 해당하는 사람들의 소득 합계는 알고 있기 때문에 소득이 y^* 보다 작은 사람들의 소득 합계를 차감하고 남은 금액과 상위 소득구간에 속한 사람들의 소득 합계를 더하면 특정 소득분위수(h^*)에 해당하는 사람들의 소득 합계, 즉 소득집중도의 분자가 도출된다. 이때 소득이 y^* 보다 작은 사람들의 소득 합계는 특정 소득분위수(h^*)가 $\bar{h}$ 보다 큰 경우 소득구간 $[y_1, y^*]$ 의 중앙값에 누적 인구비중 차이($h_1 - h^*$)와 전체 인구를 곱함으로써 산출된다.

4. 분석결과

본 절에서는 Atkinson(2005)이 소개한 mean split histogram 방법론을 국제청에서 제공한 2007~2012년간의 과세대상 소득에 대한 도수분포 자료에 적용하여 최상위 소득계층의 소득집중도 추정 결과 및 그 추이에 대하여 논의한다.

본 절에서는 분석의 편의상 최상위 소득계층 중 상위 5%, 상위 1%, 상위 0.5%, 상위 0.1%, 상위 0.01%에 초점을 두어 분석한다.⁸⁰⁾ 특정 분위수를 지정하기 위해서는 전체 인구에 대한 가정이 필요하다. 본 연구에서는 영국의 경우처럼 15세 이상 인구, 김낙년(2012) 및 일본의 사례처럼 20세 이상 인

79) 반대로 특정 소득분위수(h^*)가 $\bar{h}$ 보다 작다면 그에 대응하는 소득 y^* 는 선 $\bar{H}H_2$ 를 이용하여 도출할 수 있다.

80) 각 분석 연도마다 상위 5% 이내의 특정 소득분위수에 대한 소득집중도를 추정하는 것이 가능하다.

구, 20세 초반의 남성 중 다수가 국방의 의무를 지고 있는 우리나라의 특성을 반영하여 15세 이상 생산가능인구 및 20세 이상 생산가능인구를 전체 인구로 사용한다. 여기서 최근의 높은 대학 진학률을 감안할 때 20세 이상 생산가능인구를 기준으로 한 소득집중도를 기준선으로 한다.

먼저, 소득집중도 추정 과정에서 필요한 소득분위수별 경계소득 및 동 경계소득과 같거나 큰 소득을 가진 사람들의 평균소득을 소비자물가를 반영한 실질 개념으로 살펴본다. 20세 이상의 생산가능인구를 기준으로 경계소득을 보면, 분석 중인 소득분위수에서 대체로 2009년까지 하락하는 추세를 보이다가 2010년부터 상승세로 전환하여 2012년에 가장 높은 수준에 도달하는 것으로 나타났다. 예를 들면 상위 1%의 경계소득은 2007년 1억 577만원, 2008년 1억 550만원, 2009년 1억 315만원으로 하락하다가 2010년 1억 939만원, 2011년 1억 1,229만원, 2012년 1억 1,326만원으로 상승하고 있는 것으로 나타났다. 상위 0.01%의 경우 2007년 11억 9,994만원에서 2009년 10억 9천 860만원까지 하락하였다가 2010년 11억 7,946만원으로 상승 전환한 후 2012년 12억 5,276만원에 도달하였다. 이런 추세는 최상위 소득계층의 평균소득 추이에서도 확인된다. 예를 들면, 상위 1%의 평균소득은 2007년 2억 327만원에서 2009년 1억 9,800만원으로 하락한 후 상승하기 시작하여 2012년 2억 2,199만원에 도달하였다. 이런 추세는 다른 인구기준을 사용해도 유지되는 것으로 나타났다.⁸¹⁾

81) 소비자물가수준을 반영하지 않은 명목 개념의 경계소득 및 평균소득은 매년 증가하는 추세를 보이고 있다.

〈표 II-5〉 최상위 소득계층의 경계소득 및 평균소득

(단위: 백만원)

구분		20세 이상 생산가능인구		20세 이상 인구	
		경계소득	평균소득	경계소득	평균소득
2007년	상위 5%	60.4	101.4	59.90	100.65
	상위 1%	105.8	203.3	105.12	201.48
	상위 0.5%	135.7	288.4	134.68	285.57
	상위 0.1%	290.7	721.2	287.68	713.24
	상위 0.01%	1,199.9	2,836.5	1,187.05	2,806.29
2008년	상위 5%	60.5	101.2	59.97	100.37
	상위 1%	105.5	201.2	104.85	199.16
	상위 0.5%	134.3	284.9	133.25	281.80
	상위 0.1%	289.4	709.8	286.06	700.97
	상위 0.01%	1,154.4	2,789.2	1,139.15	2,754.98
2009년	상위 5%	59.5	99.5	59.05	98.71
	상위 1%	103.1	198.0	102.58	196.16
	상위 0.5%	132.2	281.0	131.14	278.07
	상위 0.1%	288.8	694.1	285.72	686.19
	상위 0.01%	1,098.6	2,700.9	1,087.95	2,669.69
2010년	상위 5%	61.2	104.9	60.70	104.03
	상위 1%	109.4	212.4	108.73	210.49
	상위 0.5%	140.5	302.8	139.44	299.73
	상위 0.1%	310.8	753.9	307.60	745.57
	상위 0.01%	1,179.5	2,994.7	1,166.15	2,960.39
2011년	상위 5%	62.1	108.0	61.56	107.04
	상위 1%	112.3	222.7	111.53	220.29
	상위 0.5%	144.6	320.2	143.21	316.42
	상위 0.1%	335.2	804.5	330.81	794.27
	상위 0.01%	1,279.9	3,073.0	1,264.40	3,033.94
2012년	상위 5%	63.2	108.8	62.74	107.93
	상위 1%	113.3	222.0	112.61	219.93
	상위 0.5%	145.5	318.0	144.31	314.70
	상위 0.1%	332.7	787.4	329.07	778.73
	상위 0.01%	1,252.8	2,998.6	1,238.95	2,965.49

주: 경계소득 및 평균소득은 2012년 소비자물가지수를 100으로 놓고 물가를 반영한 실질 개념이다.

다음은 최상위 소득계층의 소득분위수별 경계소득 및 평균소득 등의 정보를 활용하여 추정된 해당 분위수의 소득집중도를 살펴본다. 전체 인구의 기준을 20세 이상 생산가능인구로 하여 추정된 상위 5%의 소득집중도 추이는 2007년 27.65%에서 서서히 증가하여 2011년 29.59%로 정점에 도달한 후 2012년 28.56%로 다소 감소한 것으로 나타났다. 그리고 상위 1%의 소득집중도도 상위 5%와 같은 추세(2007년 11.08%; 2008년 11.14%; 2009년 11.03%; 2010년 11.71%; 2011년 12.20%; 2012년 11.66%)를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 소득집중도 추세는 인구 기준을 20세 이상 인구, 15세 이상 인구 등으로 전환하여도 유지되는 것으로 조사되었다. 한편 최근 6년 동안 소득집중도 추정치의 변동성은 분석대상 소득분위수 중 상위 5%의 소득계층에서 가장 낮은 것으로 나타났고, 상위 0.1% 소득계층에서 가장 높은 것으로 나타났다.

한편 글로벌 금융위기 전후의 소득집중도 변화를 살펴보면, 글로벌 금융위기가 국내 경제로 전이된 시점인 2009년에 들어서 최상위 소득계층의 소득집중도는 2008년에 비해 소폭 하락한 것으로 나타났다. 예를 들면, 상위 5%에서는 0.26%p, 상위 1%에서는 0.09%p, 나머지 분위수에서는 0.06%p 미만으로 하락한 것으로 추정되었다. 이러한 소득분배 개선효과는 곧 사라졌고 2010년부터 소득집중도가 다시 증가하다가 글로벌 금융위기 이후 계속된 경기침체로 인해 2012년에는 2010년 수준 이하로 하락하는 모습을 보인다. 따라서 글로벌 금융위기가 최상위층 소득집중도에 미친 부정적인 영향은 일시적이고 그 크기도 미약했던 것으로 판단된다.

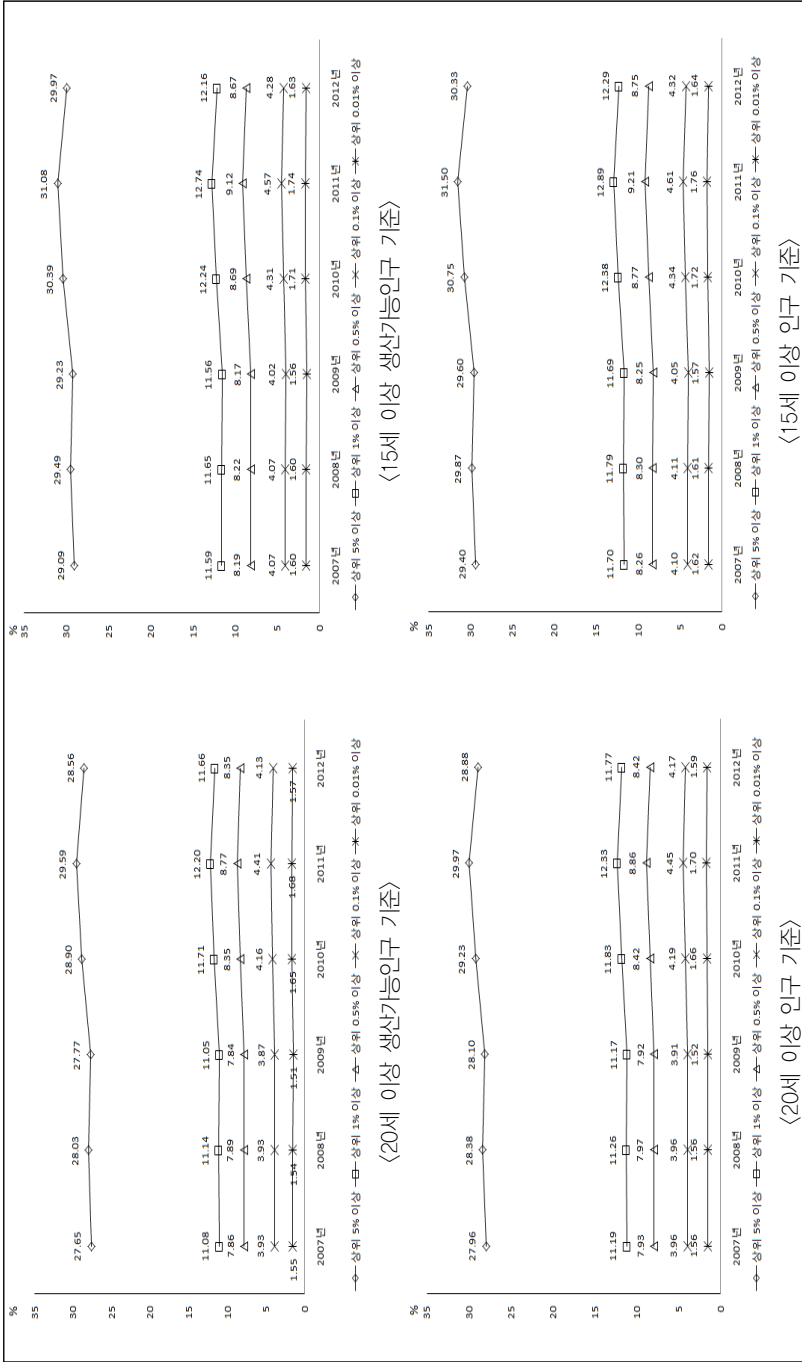
이러한 소득집중도의 추세는 통계청의 소득분배지표인 지니계수나 5분위 배율과 소득분배 변화에 대한 다른 시사점을 제공해 준다. 지니계수나 5분위 배율을 보면 우리나라의 소득분배는 2008~2009년까지 악화되었고 그 이후에는 지속적으로 개선되고 있는 것으로 나타났다. 따라서 소득분배 구조의 실태를 정확하게 파악하려면 소득집중도처럼 전수조사 자료 및 그에 근거한 통계 자료들로 생성된 지표들을 사용하여 기존 소득분배지표를 보완할 필요가 있음을 알 수 있다.

〈표 II-6〉 인구 기준별 소득집중도 추이

인구 기준	소득 분위	2007	2008	2009	2010	2011	2012	평균	표준 편차	변동 계수
생산 가능 인구 (20세)	5%	27.65	28.03	27.77	28.90	29.59	28.56	28.42	0.68	0.0240
	1%	11.08	11.14	11.05	11.71	12.20	11.66	11.47	0.42	0.0365
	0.50%	7.86	7.89	7.84	8.35	8.77	8.35	8.18	0.34	0.0419
	0.10%	3.93	3.93	3.87	4.16	4.41	4.13	4.07	0.18	0.0450
	0.01%	1.55	1.54	1.51	1.65	1.68	1.57	1.58	0.06	0.0392
20세 이상 인구	5%	27.96	28.38	28.10	29.23	29.97	28.88	28.75	0.70	0.0243
	1%	11.19	11.26	11.17	11.83	12.33	11.77	11.59	0.43	0.0367
	0.50%	7.93	7.97	7.92	8.42	8.86	8.42	8.25	0.35	0.0420
	0.10%	3.96	3.96	3.91	4.19	4.45	4.17	4.11	0.19	0.0453
	0.01%	1.56	1.56	1.52	1.66	1.70	1.59	1.60	0.06	0.0394
생산 가능 인구 (15세)	5%	29.09	29.49	29.23	30.39	31.08	29.97	29.87	0.70	0.0233
	1%	11.59	11.65	11.56	12.24	12.74	12.16	11.99	0.43	0.0359
	0.50%	7.86	7.88	7.83	8.33	8.76	8.33	8.17	0.34	0.0417
	0.10%	3.93	3.93	3.87	4.15	4.40	4.13	4.07	0.18	0.0448
	0.01%	1.55	1.54	1.51	1.65	1.68	1.57	1.58	0.06	0.0391
15세 이상 인구	5%	29.40	29.87	29.60	30.75	31.50	30.33	30.24	0.72	0.0238
	1%	11.70	11.79	11.69	12.38	12.89	12.29	12.12	0.44	0.0362
	0.50%	8.26	8.30	8.25	8.77	9.21	8.75	8.59	0.36	0.0414
	0.10%	4.10	4.11	4.05	4.34	4.61	4.32	4.25	0.19	0.0456
	0.01%	1.62	1.61	1.57	1.72	1.76	1.64	1.66	0.07	0.0394

[그림 11-8] 인구 기준별 소득집중도 추이

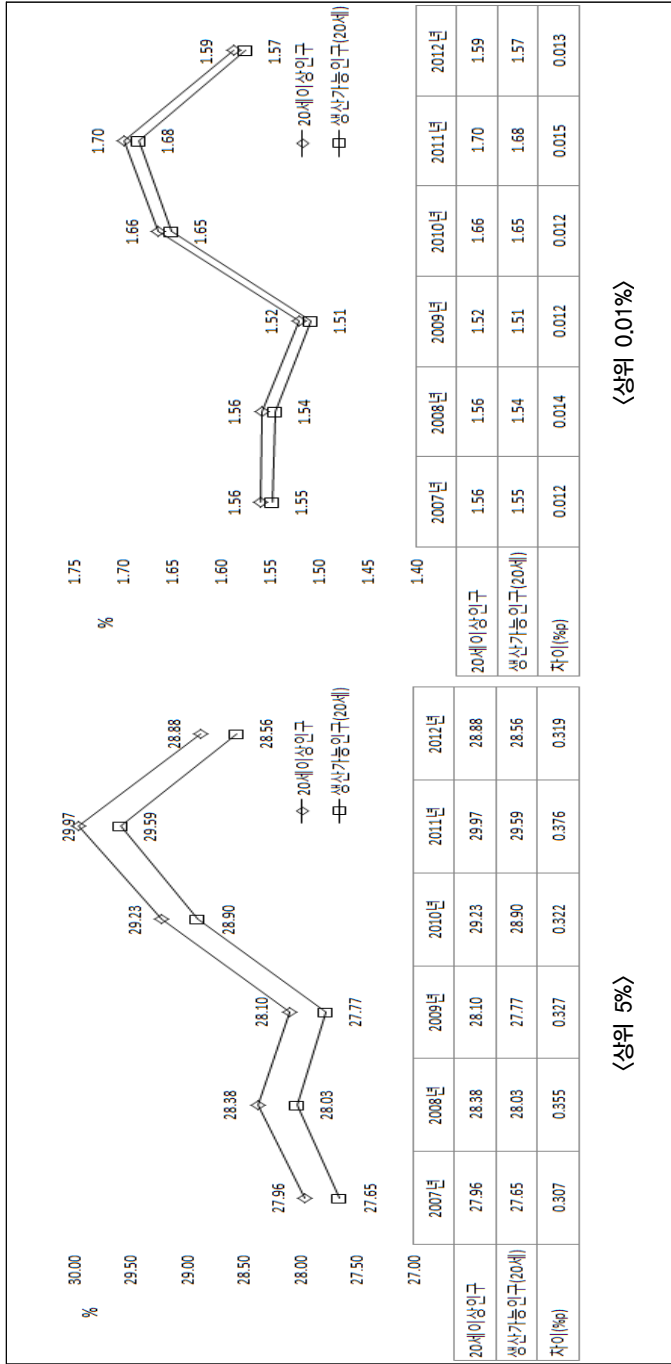
(단위: %)



한편 전체 인구를 잡는 기준에 따라 상위 소득분위수로 사용되는 분위수 중에서 소득집중도 추정 결과에 상당한 차이가 있을 수 있는 것으로 분석되었다. 예를 들면 20세 이상 인구와 20세 이상 생산가능인구를 전체 인구조간주하여 상위 0.01%의 소득집중도를 비교한바 그 차이는 0.02%p 미만으로 미약하였다. 20세 이상 인구와 20세 이상 생산가능인구의 차이는 대략 67~84만명 사이인 것으로 나타났다. 따라서 상위 0.01%에 속하는 인구의 차이는 대략 67~84명 수준으로 상위 0.01%에 추가되는 인구의 규모가 크지 않아 소득집중도에 미약한 차이만을 유발하는 것으로 나타났다. 그러나 상위 5%의 소득집중도를 비교하면, 그 차이는 0.30~0.38%p 사이에 있어서 무시할 수 없는 격차를 유발한다. 이는 인구기준을 20세 이상 생산가능인구에서 20세 이상 인구조로 전환할 때 상위 5%에 추가되는 인구의 차이가 3.3~4.2만명으로 상당하기 때문이다. 따라서 인구기준의 설정에 따른 소득집중도 차이는 상위 소득분위수를 5%, 10% 등으로 확대해 가면 더욱 벌어질 것으로 판단된다. 아래의 <표Ⅱ-7>에서 보여주는 것처럼 영국사례와 동일하게 전체 인구를 15세 이상 인구조로 한다면 20세 이상 생산가능인구 대비 상위 5%의 소득집중도 추정치는 1.75~1.91%p의 차이가 발생한다. 따라서 그 나라의 과세체계 및 사회·경제적 상황에 맞는 인구기준을 설정하고 일관되게 유지하는 것이 중요하다.

[그림 II-9] 인구기준에 따른 소득집중도 격차

(단위: %)



〈표 II-7〉 인구 기준에 따른 소득집중도 격차

상위소득분위	인구 기준	구분	단위	연도					
				2007	2008	2009	2010	2011	2012
5%	15세 이상 인구	A		29.40	29.87	29.60	30.75	31.50	30.33
	20세 이상 인구	B	%	27.96	28.38	28.10	29.23	29.97	28.88
	20세 이상 생산가능인구	C		27.65	28.03	27.77	28.90	29.59	28.56
	차이	A-C	%p	1.75	1.85	1.83	1.85	1.91	1.77
		B-C		0.31	0.35	0.33	0.32	0.38	0.32
1%	15세 이상 인구	A		11.70	11.79	11.69	12.38	12.89	12.29
	20세 이상 인구	B	%	11.19	11.26	11.17	11.83	12.33	11.77
	20세 이상 생산가능인구	C		11.08	11.14	11.05	11.71	12.20	11.66
	차이	A-C	%p	0.62	0.65	0.64	0.67	0.69	0.64
		B-C		0.11	0.12	0.11	0.12	0.14	0.11
0.50%	15세 이상 인구	A		8.26	8.30	8.25	8.77	9.21	8.75
	20세 이상 인구	B	%	7.93	7.97	7.92	8.42	8.86	8.42
	20세 이상 생산가능인구	C		7.86	7.89	7.84	8.35	8.77	8.35
	차이	A-C	%p	0.39	0.41	0.41	0.43	0.44	0.41
		B-C		0.07	0.08	0.07	0.07	0.09	0.07
0.10%	15세 이상 인구	A		4.10	4.11	4.05	4.34	4.61	4.32
	20세 이상 인구	B	%	3.96	3.96	3.91	4.19	4.45	4.17
	20세 이상 생산가능인구	C		3.93	3.93	3.87	4.16	4.41	4.13
	차이	A-C	%p	0.17	0.18	0.18	0.19	0.20	0.18
		B-C		0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.03
0.01%	15세 이상 인구	A		1.62	1.61	1.57	1.72	1.76	1.64
	20세 이상 인구	B	%	1.56	1.56	1.52	1.66	1.70	1.59
	20세 이상 생산가능인구	C		1.55	1.54	1.51	1.65	1.68	1.57
	차이	A-C	%p	0.07	0.07	0.07	0.07	0.08	0.07
		B-C		0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01

본 연구의 결과와 기존의 Kim and Kim(2014)⁸²⁾의 결과와 비교하면, 대체적으로 상위 1% 이내의 소득구간에서 Kim and Kim(2014)의 결과가 비교적 정확하게 추정된 것으로 판단된다. 그렇지만 상위 1%를 벗어나면서 소득집중도 추정치의 오차가 무실할 수 없는 수준으로 커지고 있는 것으로 보인다. 예를 들면, 동일한 인구기준을 사용하더라도 상위 5%의 소득집중도에서 Kim and Kim(2014)의 결과는 2007년 0.53%p, 2008년 0.39%p, 2009년 0.47%p, 2012년 1.21%p 과대 추정하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 2010년과 2011년에는 매우 미약하게 과소 추정하고 있지만 무시할 수 있는 수준으로 보인다. 최근 6년(2007~2012년)간은 『국세통계연보』의 통계표가 비교적 상세하게 정보를 제공하고 있지만 귀속연도 2005년 이전의 경우 정보가 빈약하여 오차의 크기가 더욱 클 것으로 판단된다.

82) Kim and Kim(2014) p.49를 참조함.

〈표 II-8〉 Kim and Kim(2014)의 결과와의 비교

연도	소득 분위	경제소득 (백만원)				평균소득 (백만원)				소득집중도 (%)			소득집중도 차이 (%p)	
		20세 이상 생산가능 인구	20세 이상 인구	WTID (한국)	20세 이상 생산가능 인구	20세 이상 인구	WTID (한국)	20세 이상 생산가능인구 A	20세 이상 인구 B	WTID (한국) C	C-A	C-B		
2007	5%	60.4	59.9	62.3	101.4	100.7	102.4	27.65	27.96	28.49	0.84	0.53		
	1%	105.8	105.1	103.6	203.3	201.5	202.9	11.08	11.19	11.28	0.20	0.09		
	0.50%	135.7	134.7	134.6	288.4	285.6	287.4	7.86	7.93	7.99	0.13	0.06		
	0.10%	290.7	287.7	288.8	721.2	713.2	719.0	3.93	3.96	4.00	0.07	0.04		
	0.01%	1,199.9	1,187.1	1,152.0	2,836.5	2,806.3	2,895.5	1.55	1.56	1.61	0.06	0.05		
2008	5%	60.5	60.0	61.9	101.2	100.4	101.6	28.03	28.38	28.77	0.74	0.39		
	1%	105.5	104.8	104.8	201.2	199.2	200.8	11.14	11.26	11.37	0.23	0.11		
	0.50%	134.3	133.2	134.7	284.9	281.8	284.1	7.89	7.97	8.05	0.16	0.08		
	0.10%	289.4	286.1	291.7	709.8	701.0	706.3	3.93	3.96	4.00	0.07	0.04		
	0.01%	1,154.4	1,139.1	1,132.0	2,789.2	2,755.0	2,785.7	1.54	1.56	1.58	0.04	0.02		
2009	5%	59.5	59.1	60.5	99.5	98.7	99.9	27.77	28.10	28.57	0.80	0.47		
	1%	103.1	102.6	103.5	198.0	196.2	198.1	11.05	11.17	11.33	0.28	0.16		
	0.50%	132.2	131.1	133.8	281.0	278.1	280.7	7.84	7.92	8.03	0.19	0.11		
	0.10%	288.8	285.7	291.6	694.1	686.2	692.3	3.87	3.91	3.96	0.09	0.05		
	0.01%	1,098.6	1,088.0	1,102.2	2,700.9	2,669.7	2,713.1	1.51	1.52	1.55	0.04	0.03		
2010	5%	61.2	60.7	61.3	104.9	104.0	104.3	28.90	29.23	29.17	0.27	-0.06		
	1%	109.4	108.7	112.9	212.4	210.5	210.3	11.71	11.83	11.76	0.05	-0.07		
	0.50%	140.5	139.4	146.0	302.8	299.7	298.9	8.35	8.42	8.36	0.01	-0.06		
	0.10%	310.8	307.6	306.3	753.9	745.6	748.6	4.16	4.19	4.19	0.03	0.00		
	0.01%	1,179.5	1,166.1	1,191.7	2,994.7	2,960.4	2,946.7	1.65	1.66	1.65	0.00	-0.01		

〈표 11-8〉의 계속

연도	소득 분위	경제소득 (백만원)			평균소득 (백만원)			소득집중도 (%)			소득집중도 차이 (%)	
		20세 이상 생산가능 인구	20세 이상 인구	WTID (한국)	20세 이상 생산가능 인구	20세 이상 인구	WTID (한국)	20세 이상 생산가능인구 A	20세 이상 인구 B	WTID (한국) C	C-A	C-B
2011	5%	62.1	61.6	61.7	108.0	107.0	107.3	29.59	29.97	29.86	0.27	-0.11
	1%	112.3	111.5	108.1	222.7	220.3	220.0	12.20	12.33	12.25	0.05	-0.08
	0.50%	144.6	143.2	153.8	320.2	316.4	313.0	8.77	8.86	8.71	-0.06	-0.15
	0.10%	335.2	330.8	331.8	804.5	794.3	795.3	4.41	4.45	4.43	0.02	-0.02
	0.01%	1,279.9	1,264.4	1,273.3	3,073.0	3,033.9	3,028.3	1.68	1.70	1.69	0.01	-0.01
2012	5%	63.2	62.7	62.4	108.8	107.9	108.3	28.56	28.88	30.09	1.53	1.21
	1%	113.3	112.6	111.1	222.0	219.9	220.1	11.66	11.77	12.23	0.57	0.46
	0.50%	145.5	144.3	156.6	318.0	314.7	310.1	8.35	8.42	8.62	0.27	0.20
	0.10%	332.7	329.1	331.4	787.4	778.7	782.8	4.13	4.17	4.35	0.22	0.18
	0.01%	1,252.8	1,239.0	1,250.8	2,998.6	2,965.5	2,974.7	1.57	1.59	1.65	0.08	0.06

주: WTID는 World Top Income Database에 수록된 한국의 자료로 감산년(2012)의 연구를 최신화된 자료이다. 경제소득과 평균소득은 2012년 소비자 물가지수를 기준으로 하여 실질소득화 한 값이다.

자료: 저자 계산 및 Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, [http://topincomes.g-mond.](http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/)

5. 소결

동 장에서는 최근 전세계적으로 주목받고 있는 최상위 소득계층의 소득집중도 추이를 분석하여 우리나라의 소득분배 구조의 실태를 파악하고자 하였다. 지니계수나 5분위배율로 대표되는 기존 소득분배지표는 상위 1% 등의 최상위 소득계층을 조사 표본에 충분히 반영할 수 없기 때문에 이런 문제를 보완할 지표로서 소득집중도를 추정할 필요가 있다.

소득집중도 추이를 분석하는 선진국은 단기적인 실태 파악뿐만 아니라 대체로 20세기 전체에 걸친 소득불평등의 진화에 대해 관심이 높다. 이런 장기적인 관점에서의 조망은 중단기적인 현상에 대한 이해를 돕는 역할도 하는 것으로 본다.

주요국의 소득집중도 추이에 대한 연구들을 분석한바, 각 연구에서는 분석 대상 국가의 소득세 과세체계를 반영하는 등 각 나라의 특성을 감안하며 일관된 추정치를 얻는 노력을 벌인 것으로 나타났다. 따라서 최상위 계층의 소득을 집계하는 인적단위는 그 나라의 소득세 과세단위로 하며, 과세대상 소득으로 소득을 측정하고 있었다. 소득분위수의 위치를 결정하는 전체 인구는 과세단위에 맞게 조정하여 추정하고 있고, 전체 소득도 시점마다 가용한 자료로부터 일관된 시계열을 얻는 방향으로 연구가 수행되었다. 따라서 국제비교 및 동일 국가 내 시점 간 비교에서 제도의 차이, 통계 품질의 차이, 통계 작성기준의 변화, 탈세 등 사람들의 행태의 차이를 감안하는 것이 필요하다. 그나마 한 국가의 시점 간 비교는 국가적 특성이 어느 정도 통제되어 비교가 상대적으로 손쉬울 수 있지만 국제비교를 수행할 때에는 이런 요소들을 감안하여 분석하는 것이 필요하다.

한편 본 연구에서는 『국세통계연보』에서 제공하는 소득세 통계의 한계를 뛰어넘는 국세청의 내부자료를 사용하였다. 먼저, 동 자료는 종합소득세 통계와 근로소득세 통계에 중복하여 잡힌 인원을 제거한 자료라는 특징이 있다. 따라서 중복 문제를 해결하기 위한 가정 및 이에 근거한 작업들이 불필요하다. 다음으로는 소득구간이 1천만원 단위로 구성되었고, 소득상위 10명이 속한 소득구간까지 제공하는 특징이 있다.

이런 특색이 있는 자료의 장점을 살려서 소득집중도 추정시 가장 기본으로 사용되는 파레토 분포에 대한 검증이 이루어졌다. Cho(2014)에서 제시한 ‘도수분포함수의 최소자승(grouped empirical distribution least squares; 이하 ‘GEDLS’) 추정법’을 사용하여 검증한바 우리나라 소득분포의 상단의 하나의 파레토 분포함수를 이용하여 일률적 표현하기 어렵다는 점을 발견하였다. 다시 말하면, 영국을 분석한 Atkinson(2005)처럼 우리나라 소득분포의 상단은 일부 몇몇 소득구간을 제외하고 전반적으로 파레토 분포에 의해 잘 근사되지 않는다는 결론에 도달하였다.

이에 본 연구에서는 Atkinson(2005)이 제시한 mean split histogram 방법론을 적용하여 2007~2012년 동안의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다. 그 결과 20세 이상 생산가능인구를 기준으로 볼 때 상위 1%의 소득집중도는 11.08%(2007년), 11.14%(2008년), 11.05%(2009년), 11.71%(2010년), 12.20%(2011년), 11.66%(2012년)로 2009년 일시적으로 하락한 후 계속 상승하다가 2012년 다시 하락한 추세를 보인다. 이런 추세를 볼 때, 글로벌 금융위기가 최상위층 소득집중도에 미친 부정적인 영향은 일시적이고 그 크기도 미약했던 것으로 판단된다. 또한 글로벌 금융위기 이후 계속된 경기침체로 인해 2012년에는 2010년 수준 이하로 소득집중도가 하락한 것으로 보인다.

한편 이러한 소득집중도의 추이는 통계청의 소득분배지표인 지니계수나 5분위배율과는 소득분배 변화에 대한 다른 시사점을 제공해 준다. 지니계수나 5분위배율에 따르면 2008~2009년까지 소득분배가 악화되었다가 그 이후 개선된 것으로 나타났기 때문이다. 이런 사실은 소득분배 구조 실태를 제대로 파악하기 위해서는 현행 소득분배지표를 보완하는 지표로서 소득집중도 등의 지표가 필요함을 시사한다.

이밖에도 전체 인구를 잡는 기준에 따라 소득집중도 추정 결과에 상당한 차이가 있는 상위 소득분위수가 있는 것으로 분석되었다. 따라서 그 나라의 과세체계 및 사회·경제적 상황에 맞는 인구기준을 설정하고 일관되게 유지하는 것이 필요하다고 본다.

본 장의 최상위층 소득집중도 추정 결과와 The World Top Income

Database에 등재된 Kim and Kim(2014)의 수치를 비교한바, Kim and Kim (2014)의 추정치는 상위 1% 이내에서는 강건(robust)해 보이지만, 소득 상위 5% 및 1%에서는 무시할 수 없는 수준의 오차가 발생하고 있는 것으로 판단된다. 따라서 상위 10% 등 소득상위의 포괄범위를 확대할수록 오차는 더욱 커질 것으로 보인다. 또한 이런 오차를 감안할 때 자료가 빈약한 귀속년도 기준 2005년 이하의 기간들에서도 상당한 오차가 있을 것으로 예상된다.

마지막으로 본 장의 연구와 기존 국내 연구와의 차별성을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 분석에 사용된 자료의 측면에서 기존 『국세통계연보』에서 제공하는 통계보다 소득구간이 더욱 세분화되었고, 종합소득세 통계와 근로소득세 통계의 중복 신고 문제를 제거한 국세청 내부자료를 사용하였다는 특징이 있다. 둘째, 국내 기존 연구와는 차별화된 소득 측정범위 및 인구 범위를 사용하고 있다. 예를 들면, 최상위층 소득을 추정할 때, 다른 국가의 사례처럼 과세대상 소득을 기준으로 소득을 측정하였다. 기존 국내 연구에서는 근로소득에 대해서만 오류 가능성이 높은 일부 비과세 소득을 포함시키고 있다. 또한 전체 소득을 추정할 때 본 연구에서는 이자소득과 배당소득에 대해서는 『국세통계연보』에서 제공하는 통계를 사용하였다. 이에 반하여 기존 국내 연구에서는 자의적으로 가계부문의 이자소득을 국민계정 자료와 산업연관표 자료를 결합하여 산출하는 한계를 보이고 있다.⁸³⁾ 전체 인구의 경우 기존 연구에서는 20세 이상 인구만을 고려한 반면, 본 연구에서는 징병제를 실시하고 있는 우리나라의 특성을 반영하여 20세 이상의 생산가능인구를 기준으로 15세 이상의 생산가능인구, 20세 이상 인구, 15세 이상 인구 등도 일종의 민감도 분석을 위해 사용하고 있다. 셋째, 기존 국내 연구는 우리나라 소득분포의 상단에 대하여 파레토 분포를 가정하고, 그에 따른 파레토 보간법을 통해 소득집중도 추정치를 산출하고 있다. 그러나 본 장의 연구에서는 파레토 분포를 따른다는 가정에 대한 검증을 통해 대부분의 소득구간에서 파레토 분포를 따른다고 볼 수 없다는 결론에 도달하였다. 이에

83) 다만, 이자소득이 전체소득에서 차지하는 비중이 상대적으로 낮기 때문에 자의적인 방법을 사용한 국내 기존 연구와 본 장의 연구의 전체 소득은 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 Atkinson(2005)이 제시한 mean split histogram이라는 보간법을 사용하여 소득집중도 추정치를 산출하였고, 상위 소득계층의 범위가 확대될수록 기존 연구의 추정치에 상당한 오차가 있을 수 있음을 보이고 있다. 이 밖에도 본 장의 연구에서는 소득집중도 추정치의 국제비교 및 동일 국가 내에서 상당한 시차가 존재하는 시점 간 비교에서 주의가 필요함을 강조하고 있다.

Ⅲ. 소득이동 현황과 결정요인 분석

1. 배경

사회 통합과 지속적 경제성장을 위해 소득분배구조에 대한 세계적 관심이 높아지고 있다. 각 국가들의 소득분배구조 변화에 대한 분석들은 소득분배구조가 악화되어 왔고 이를 개선하기 위한 정책적 노력이 필요함을 보여주고 있다(Piketty; 2003, Piketty and Saez; 2006 등). 소득분배구조에 대한 관심은 궁극적으로 경제성장에 미치는 영향분석으로 귀결되어 많은 학술적 연구로 나타나고 있다(Roy van der Weide and Milanovic; 2014, Dollar et al.; 2014 등).

우리나라도 외환위기 이후 경제구조의 변화와 고령화 진전으로 소득분배구조가 악화되었으며 이를 극복하고 사회통합을 이루기 위한 정책 대응방안 마련이 필요한 상황이다. 이에 따라 소득격차의 정도와 확대 원인에 대한 다양한 연구가 진행되었으며 정책대응방안으로 노후소득 보장, 세제의 재분배 기능 강화 등에 대한 요구 역시 높아지고 있다.

분배구조 개선을 위한 대안마련은 소득분배구조를 결정하는 소득계층 간 이동에 대한 정확한 이해가 선행되어야 효과적으로 이루어 질 수 있다. 그래서 소득분포에 있어 소득계층간 이동의 중요성은 오래전부터 인식되어 왔다.

Friedman(1962)은 소득분배를 개선하는 가장 좋은 방법은 활발한 소득계층 간 이동이라 주장하였다. 또한 소득계층 간 이동은 소득수준 형평화의 정도를 나타내는 척도로 이용될 수 있으며 단년도의 소득불평등성보다 생애소득의 불평등성을 줄여주는 효과가 있음을 보였다(Shorrocks; 1978, Atkinson et al; 1982). 소득계층간 이동이 활발하면 특정 연도 소득불평등도의 의미는 상대적으로 낮아지게 된다. 즉 소득이동으로 인해 생애소득이 특

정 연도 소득에 비해 균등화되기 때문이다. 그러므로 단년도의 소득불평등보다 생애소득의 불평등이 더욱 중요하므로 정부정책의 관심이 되어야 한다 (Massoumi; 1998)⁸⁴⁾.

소득계층 간 이동을 분석함에 있어 패널자료를 활용하는 것이 중요하다. 개인의 소득변화 경로를 추적할 수 있는 패널자료가 소득계층간 이동의 개념에 가장 잘 부합하기 때문이다. 비교적 쉽게 접근할 수 있는 횡단면자료의 경우 단년도 소득분포를 잘 보여주지만 인적자본 축적 등에 따른 개인의 소득변화 과정을 보여주지 못해 소득계층 간 이동상황을 분석하는 데 한계가 있다. 또한 패널자료가 장기간 구축될 경우 개인들의 일생주기에 따른 소득수준 변화를 반영할 수 있다는 장점도 있다. 소득계층 간 이동 분석에서 일시적 소득충격(Transitory Income shock)도 의미를 지닐 수 있으나 이는 시간의 흐름에 따라 자연스럽게 사라지는 현상으로 정책을 통한 교정대상은 아니다. 그래서 가능하면 긴 시간의 패널자료를 이용하는 것이 분석 목적에 부합한다.

우선 우리나라에 대한 소득계층 간 이동 분석에서는 최근 급속히 진행되고 있는 고령화의 영향을 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 생산활동에서 물러나는 은퇴가 야기하는 소득계층 간 이동은 경제활동 참가자들의 소득계층 간 이동과 다른 의미를 지니기 때문이다. 즉 은퇴로 인한 소득변화는 근로활동을 하지 않음으로 인해 나타나는 자연스러운 현상으로 빈곤문제 등으로 정책 개입 타당성이 제한되는 측면이 있다. 반면 근로계층의 소득변화는 일하고 있음에도 나타나는 현상으로 형평성 등의 관점에서 정책적 관심을 기울여야 할 대상이다. 마찬가지로 은퇴계층의 증가로 나타나는 소득분배 악화는 근로계층에 나타나는 소득분배 악화와는 다른 정책대응이 필요하다.

추정 모형에 있어서는 서베이 조사에서 나타날 수 있는 소득변수의 측정 오차(Measurement Error)를 교정할 수 있는 모형을 이용하여 추정값의 일치성을 확보하고자 하였다.

84) 김성태·전영준·임병인(2012)에서 재인용

2. 선행 연구

소득분포에 대한 논의에서 소득이동성의 영향이 중요해짐에 따라 이 분야에 대한 연구는 국내외를 불문하고 많이 이루어졌다. 선행 연구들은 다양한 관점에서 소득계층 간 이동을 정의하고 각 국가들에 적합한 정책 수립을 지원하기 위해 이용되었다.

Gottschalk and Danziger(1997)는 Panel Study of Income Dynamics (PSID)자료를 이용하여 미국의 가구소득 변화자료를 분석하였다. 분석결과는 미국 가구에서 상당한 소득계층 이동이 발생하였음을 보여주고 있다. Jarvis and Jenkins(1998)는 British Household Panel Survey를 이용하여 영국 가구의 경상소득 변화를 분석하였다. 분석결과는 소득의 측정기간이 길어짐에 따라 상당한 소득계층 간 이동이 발생하였음을 보여주고 있다.

소득 변화 분석뿐만 아니라 그 결정요인에 대한 연구도 많이 이루어졌다. 소득변화 자체의 이해도 중요하지만 정책적 대응을 위해서는 결정요인들을 파악하는 것이 중요하기 때문이다. Woolard and Klasen(2005)은 남아프리카공화국을 대상으로 1993년~1998년 기간 동안의 소득계층간 이동을 측정하였다. 분석결과는 선진국들에 비해 상당히 높은 소득이동 수준을 보여주었다. 높은 소득 이동성에 영향을 미치는 중요 요인은 인구학적 요인과 개인의 고용상태 변화로 나타났다. Shi et al.(2010)은 중국 비도시지역을 대상으로 1989년~2006년 기간 동안의 소득 변화 결정요인을 분석하였다. 분석결과는 초기소득수준이 낮을수록, 임금소득 비중이 높을수록, 교육수준이 높을수록, 어릴수록 높은 소득이동성을 보여준다. 또한 변수들의 변화가 미치는 영향중에는 임금소득 비중 변화, 비농업부문 취업자 비중 변화, 평균 교육연수 변화가 소득 변화를 설명하는 주요 요인으로 나타났다.

우리나라 사례에 대한 소득계층 간 이동 연구도 많이 시도되었다. 함재봉(2005)은 한국노동패널 1997년~2001년 자료에 Shorrocks(1982)의 소득불평등 원천별 분해기법을 적용하여 소득유형별 소득불평등 기여도를 측정하였다. 그리고 분위별 소득이동확률도 제시하였다. 석상훈(2009)도 한국노동패널 1~9차 자료를 이용하여 소득계층 이동 확률을 도출하였고 계층이동에 대

한 요인분석을 통해 빈곤상태의 고착화 가능성을 제시하였다. 빈곤상태에 머무를 확률이 높은 계층은 여성가구주와 고령자로 분석되었다.

최지은·홍기석(2011)은 한국노동패널 1~11차 자료를 이용하여 세대 간 소득 탄력성 계수를 추정하고 이를 바탕으로 세대 간 소득 이동성에 대한 시사점을 도출하였다. 분석결과 아버지와 아들 간 근로소득 상관관계가 강하게 나타나 세대 간 소득이동성이 낮아지므로 소득격차 고착화 가능성을 제시하였다. 김성태·전영준·임병인(2012)는 한국노동패널 1999~2008자료를 이용하여 소득계층 간 이행행렬을 제시하고 소득계층 이동의 결정요인을 분석하였다. 분석결과 취업자 수가 증가할수록, 초기소득이 적을수록, 직업 훈련을 받을수록, 사회보험을 받지 않을수록 소득계층 상향이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

본 장에서는 국세청 소득신고자료 수집노력을 통해 소득자료의 정확성에 강점을 지니고 있는 한국조세재정연구원의 재정패널자료를 이용하여 가구의 소득이동성을 분석하였다. 동시에 소득이동성의 변화요인도 분석하고자 한다. 재정패널 자료는 국세청 소득신고자료를 함께 수집함으로써 서베이조사에서 나타날 수 있는 소득의 측정오차 문제를 완화하고 있다.⁸⁵⁾ 또한 소득 계층별 이동에 있어 급격한 고령화, 즉 은퇴 효과를 노동시장 변화 효과와 구분하기 위해 근로세대만을 대상으로 한 소득이동성도 분석하였다. 은퇴로 인한 소득계층 이동과 노동시장 참여과정에서 나타나는 소득계층 이동은 구분해서 살펴볼 필요가 있기 때문이다. 소득계층 이동을 파악함에 있어 매년 이동률과 중기 이동률의 차이도 살펴보았다. 일시적인 소득충격과 일생주기적 관점에서 나타날 수 있는 소득계층 이동의 영향을 이해하기 위한 것이다. 또한 소득 변화 분석을 통해 이에 영향을 미치는 주요 결정요인을 파악하는데 소득변수에 포함될 수 있는 측정오차(Measurement Errors)를 명시적으로 고려하여 회귀분석의 신뢰성을 높였다.

85) 재정패널 6차년도(2012년 귀속) 자료에 의하면 소득을 국세청에 신고한 가구원에 대한 소득 증빙자료 수집률이 64.8%로 나타났으며 근로소득자의 경우 73.3%, 종합소득자는 42.4%이다.

3. 소득계층 간 이동 측정

가. 분석자료 현황

가구의 소득계층 간 이동 측정을 위해 한국조세재정연구원의 재정패널 2차~6차(2008년~2012년)자료를 이용하였다. 재정패널 자료는 비교적 최근에 구축된 자료로 세무신고 자료를 함께 수집하여 소득신뢰성이 높은 패널자료이기 때문이다. 국세청 소득신고를 한 사람 중 신고자료를 증빙자료로 수집한 가구원의 비율은 2차 조사의 42.3%에서 6차 조사에서는 64.8% 수준으로 증가하여 소득의 신뢰성이 높아졌다. 그러나 여전히 국세청에 소득을 신고하는 가구원이 없는 가구가 50% 내외를 차지하고 있고 이들에 대한 소득수준은 가구원의 응답에만 기초하고 있다. 분석자료에서 재정패널 1차연도(2007) 자료를 제외한 것은 패널조사 초기연도에 나타난 높은 탈락률을 보완하기 위해 2차연도(2008)에 표본을 추가하였기 때문에 이들을 분석대상에 포함하기 위한 것이다.⁸⁶⁾

〈표 III-1〉 재정패널의 소득 증빙자료 수집률

(단위: %, 건)

	2차(2008)	3차(2009)	4차(2010)	5차(2011)	6차(2012)
가구 기준	47.4 (1,327)	53.8 (1,491)	60.0 (1,661)	61.5 (1,695)	62.3 (1,785)
가구원 기준	42.3 (1,430)	46.3 (1,593)	52.5 (1,797)	52.8 (1,845)	64.8 (2,006)
－ 근로소득자	47.2 (1,217)	52.5 (1,344)	59.2 (1,508)	57.9 (1,531)	73.3 (1,646)
－ 종합소득자	26.4 (213)	28.4 (249)	33.0 (289)	36.9 (314)	42.4 (360)

주: 1. 가구기준 수집률은 전체 가구 중 국세청에 소득신고를 한 가구원이 있는 가구(2,800가구 내외)의 비율이며 전체가구의 약 50%가 국세청 소득신고를 한 가구원이 있음
가구원 기준 수집률은 국세청 소득신고자(연말정산 혹은 종합소득신고) 약 3,400명 내외에 대한 증빙자료 제출자의 비율.

2. 괄호안은 건수

자료: 한국조세재정연구원(2014), p.42

86) 따라서 분석대상 자료에는 표본가구에 포함된 근로소득자와 자영업자(즉 종합소득신고자)가 모두 포함되어 있음

분석자료의 기초통계량을 살펴보면, 가구 총소득 수준은 2008년 평균 33.7백만원에서 2010년 37.5백만원까지 증가하였다가 2011년, 2012년에는 각각 36.3백만원, 35.9백만원으로 소폭 하락하였다. 이러한 소득수준 변화는 공적이전소득을 제외한 시장소득 변화에서도 그대로 나타난다. 다만, 가구 규모에 조정된 가구원 1인당 총소득은 2011년까지 증가하였다가 2012년에는 2010년 수준으로 소폭 하락하였다. 이러한 변화는 가구소득의 하락에 가구규모 축소의 효과가 상당부분 반영되고 있음을 보여준다.

급속한 고령화로 나타나는 은퇴가구 증가의 영향을 배제하기 위해 가구주 연령이 60세⁸⁷⁾ 미만인 근로가능계층만을 고려하면 총소득은 2012년까지 지속적으로 증가하는 추세이다. 구체적으로 2008년 39.0백만원에서 지속적으로 증가하여 2010년 43.6백만원까지 증가하였으며 2011년 43.0백만원으로 소폭 하락하였다가 2012년 44.2백만원으로 다시 증가하였다. 근로가능계층에 대한 정부의 재정지원 규모도 크지 않아 시장소득의 변화도 총소득과 유사한 추세를 보여준다.

가구규모 변화를 함께 고려하기 위해 가구원당 소득(즉 총소득/가구원 수) 기준으로 살펴보면 가구 전체 소득변화 추세와 달리 관측기간 내 소득수준의 하락 없이 계속적으로 증가하는 모습을 보여준다. 2008년 기준 가구원당 총소득은 13.2백만원에서 2012년 15.1백만원으로 증가하였다.

이러한 통계 수치의 변화는 가구당 가구원 수 변화와 60세 이상 은퇴예상 가구주의 증가를 고려하지 않고 전체가구에 대한 수치만을 기준으로 할 경우 정책시사점 도출에 오류가 발생할 수 있음을 보여준다.

87) 개인별 은퇴시점은 다양하게 나타나지만 하나의 공통기준으로 60세를 가정하였다. 60세는 국민연금제도에서도 기여금납부가 중단되는 시점, 즉 공식적인 은퇴인정 기준으로 설정되어 있다.

〈표 III-2〉 분석대상 전체가구의 소득수준

(단위: 만원)

구분 (패널조사 차수)		2008 (2차)	2009 (3차)	2010 (4차)	2011 (5차)	2012 (6차)
근로소득	평균	3,080.7	3,148.8	3,383.7	3,271.4	3,155.8
	표준편차	2,822.2	3,336.7	3,326.6	3,185.9	3,314.4
	중위수	2,539.1	2,559.5	2,800.0	2,652.9	2,371.1
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	41,259.8	100,681.6	93,000.0	38,452.9	70,850.6
	왜도	2.37	7.72	4.71	2.69	4.23
	변이계수	0.92	1.06	0.98	0.97	1.05
시장소득	평균	3,186.9	3,259.5	3,520.6	3,406.6	3,318.3
	표준편차	2,895.4	3,378.7	3,408.3	3,281.7	3,512.7
	중위수	2,568.7	2,573.9	2,880.0	2,769.2	2,540.5
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.49	7.51	4.57	3.05	4.78
	변이계수	0.91	1.04	0.97	0.96	1.06
총소득	평균	3,370.0	3,486.0	3,751.0	3,626.2	3,586.8
	표준편차	2,827.7	3,304.9	3,331.1	3,194.9	3,424.6
	중위수	2,693.5	2,864.2	3,000.0	2,884.6	2,822.7
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.65	7.91	4.81	3.22	5.02
	변이계수	0.84	0.95	0.89	0.88	0.95
1인당 총소득	평균	1,191.3	1,222.5	1,318.2	1,332.0	1,316.1
	표준편차	986.3	1,070.6	1,124.1	1,110.9	1,149.7
	중위수	963.3	1,010.0	1,055.3	1,111.1	1,088.4
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	21,687.8	25,170.4	31,000.0	15,061.2	23,616.9
	왜도	4.44	6.31	5.35	3.82	5.52
	변이계수	0.83	0.88	0.85	0.83	0.87

주: 1. 근로소득은 임금소득과 사업소득의 합이며 시장소득은 근로소득, 재산소득, 사전이전소득을 모두 포함하며 총소득은 시장소득에 공적이전소득을 더한 소득임.

2. 평균소득은 각 연도 횡단면 가중치를 적용하여 산출

〈표 III-3〉 근로가능가구(가구주 60세 미만)의 소득수준

(단위: 만원)

구분		2008 (2차)	2009 (3차)	2010 (4차)	2011 (5차)	2012 (6차)
근로소득	평균	3,707.0	3,816.6	4,126.4	4,067.6	4,150.4
	표준편차	2,781.7	3,425.2	3,362.0	3,204.1	3,392.0
	중위수	3,173.8	3,191.6	3,595.0	3,461.5	3,387.3
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	41,259.8	100,681.6	93,000.0	38,452.9	70,850.6
	왜도	2.6	8.8	5.5	3.0	5.0
	변이계수	0.8	0.9	0.8	0.8	0.8
시장소득	평균	3,798.4	3,902.4	4,243.6	4,186.5	4,297.2
	표준편차	2,866.0	3,468.6	3,464.8	3,326.1	3,638.0
	중위수	3,173.8	3,294.6	3,600.0	3,461.5	3,528.4
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.7	8.5	5.2	3.3	5.5
	변이계수	0.8	0.9	0.8	0.8	0.8
총소득	평균	3,900.7	4,034.7	4,364.1	4,296.7	4,423.8
	표준편차	2,848.1	3,445.8	3,446.2	3,312.8	3,613.3
	중위수	3,271.2	3,437.7	3,607.0	3,607.7	3,717.5
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	43,375.7	100,681.6	93,000.0	45,183.7	70,850.6
	왜도	2.8	8.7	5.2	3.4	5.5
	변이계수	0.7	0.9	0.8	0.8	0.8
1인당 총소득	평균	1,320.0	1,350.5	1,453.2	1,497.6	1,505.4
	표준편차	1,019.7	1,132.2	1,161.3	1,184.9	1,227.9
	중위수	1,079.1	1,126.9	1,200.0	1,221.8	1,270.2
	최소값	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	최대값	21,687.8	25,170.4	31,000.0	15,061.2	23,616.9
	왜도	4.7	6.6	5.3	3.8	5.7
	변이계수	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8

주: 1. 근로소득은 임금소득과 사업소득의 합이며 시장소득은 근로소득, 재산소득, 사전이전소득을 모두 포함하며 총소득은 시장소득에 공적이전소득을 더한 소득임

2. 평균소득은 각 연도 횡단면 가중치를 적용하여 산출

나. 소득계층별 이동

1) 소득계층별 분포

소득이동을 파악하기 위해 소득계층은 OECD기준에 따라 중위소득 50% 미만을 저소득층, 50~150%에 속하는 가구를 중산층, 150% 초과는 고소득층으로 구분하였다. 이러한 계층구분은 그 목적에 따라 다양하게 설정가능하나 본 연구에서는 편의상 OECD 분류를 이용하였다.

먼저 계층별 전체 가구 분포 변화를 살펴보면 2011년부터 저소득층과 고소득층의 비중이 늘어나고 중산층이 줄어드는 추세변화를 보여준다. 총소득 기준과 시장소득기준 모두에서 중산층은 2010년을 기점으로 크게 감소하였다. 정부 지원인 공적 이전소득의 영향으로 총소득기준 저소득 비중은 시장소득기준 비중보다 상대적으로 낮게 나타난다. 두 소득기준 간 저소득층 비중 격차는 2008년 4.2%p(24.7% v.s 28.9%)에서 2012년 3.1%p(26.0% v.s 29.1%)로 낮아져 공적이전소득 증가보다 시장소득의 격차확대가 더 빠르게 나타남을 알 수 있다.

〈표 III-4〉 소득계층별 구성 변화(전체가구)

(단위: %)

	2008	2009	2010	2011	2012
총소득 기준					
저소득층	24.7	24.5	24.3	26.5	26.0
중산층	44.8	47.4	46.1	42.4	41.3
고소득층	30.4	28.1	29.6	31.2	32.6
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준					
저소득층	28.9	27.5	27.3	29.0	29.1
중산층	40.0	40.3	40.8	36.6	37.1
고소득층	31.1	32.2	31.9	34.4	33.8
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

그러나 고령가구를 제외한 근로가능가구의 소득계층 분포변화는 다른 추이를 보여준다. 근로가능가구를 중심으로 계층별 분포를 살펴보면 저소득층 비중이 지속적으로 줄어드는 추세이다. 반면 중산층의 비중하락과 고소득층 비중 증대는 동일하게 나타난다. 근로가능가구에 나타나는 저소득층 비중 하락은 총소득 기준이나 시장소득기준이나 동일하게 나타나고 있다.

저소득층 가구 비중의 지속적 하락은 노동시장이 바람직하게 작동하고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있는데 그 하락 폭도 상당히 긍정적이다. 이는 근로가능가구의 소득이 지속적으로 증가하였기 때문이기도 하다. 이상의 결과는 우리나라 가구의 소득분포 악화에는 상대적으로 낮은 소득수준인 60세 이상 고령가구의 급격한 증가가 큰 역할을 하고 있음을 보여준다.

〈표 III-5〉 소득계층별 구성 변화(근로가능가구)

(단위: %)

	2008	2009	2010	2011	2012
총소득 기준					
저소득층	14.1	14.0	12.6	12.4	11.9
중산층	48.6	51.6	51.0	46.6	44.6
고소득층	37.3	34.4	36.4	41.0	43.5
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준					
저소득층	16.2	14.7	13.6	12.0	11.6
중산층	45.6	45.5	46.7	42.0	42.9
고소득층	38.3	39.9	39.8	46.0	45.6
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 근로가능가구는 가구주 연령이 60세 미만인 가구로 정의

2) 소득계층별 이동률

전체가구 총소득 기준 소득계층 이동확률을 살펴보면 2008~2012년 기간 동안 상향이동률이 17.4%로 하향이동률 15.0%보다 높게 나타난다. 상대적으로 높은 상향이동률은 안정적인 소득변동 구조를 보이도록 하는 요인이

다. 공적이전소득을 제외한 시장소득기준 소득계층 상향 및 하향 이동확률 16.3%, 14.2%와 비교해 볼 때 공적이전소득이 소득계층의 상향이동을 촉진하는 효과가 있음을 확인할 수 있다.

일반적으로 역U자 형태를 취하는 개인의 연령-임금 구조를 감안하면 매년기준 소득이동률보다 근속연수 등 구조적 변화를 반영하는 중기기준 소득이동률이 크게 나타난다. 매년기준 소득이동률에는 일정한 방향성을 가지는 구조적 변화의 영향이 작고 평균으로 회귀하는 일시적 충격이 많이 반영되기 때문이다. 일생주기적 관점의 중기 소득계층 이동률과 이의 반영이 미미한 매년기준 소득계층 이동률의 격차 역시 상당히 존재한다. 그러므로 매년기준 소득이동률만을 이용한 소득분포 변화 해석은 소득이동성을 과소 평가하는 문제가 있다. 매년 소득이동률은 그 절대적 수치에 대한 의미보다는 변화추이에 대한 의미가 더 큰 지표라 할 수 있다.

2008년~2012년간 소득계층 잔류비율은 소득기준에 따라 각각 67.7%(총소득), 69.5%(시장소득)에 불과하였으나 연간자료를 이용할 경우 잔류비율은 각각 75~77%, 76~79% 수준으로 더 높게 나타났다. 매년기준 이동률은 동일 소득계층 고착확률을 실제보다 과대평가할 위험성이 높다.

〈표 III-6〉 소득이동의 추세(전체가구)

(단위: %)

소득유형	소득계층이동	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
총소득 기준	상향이동	11.7	13.6	12.0	12.2	17.4
	잔류	75.2	74.9	76.6	77.3	67.7
	하향이동	13.2	11.5	11.4	10.4	15.0
시장소득 기준	상향이동	13.0	11.6	10.4	10.1	16.3
	잔류	76.9	75.9	77.8	79.1	69.5
	하향이동	10.2	12.5	11.8	10.8	14.2

각 소득계층 간⁸⁸⁾ 세부 이동률 변화추이를 살펴보면 총소득 기준으로 기존 소득계층 유지확률은 저소득층과 고소득층은 증가추세, 중산층은 감소

88) 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3) 등 3 소득계층으로 구분

추세가 확연하게 나타나고 있다. 즉 가구소득 증가추세의 격차가 확대되어 중산층에 계속 머물 확률이 하락하고 있다. 구체적으로 저소득층에 계속 머물 확률(1→1)은 연간 18% 수준에서 최근에는 20% 수준으로 증가하여 빈곤의 고착화가 확대되고 있음을 확인할 수 있었다. 소득연령 효과를 상당부분 반영하는 중기적 관점에서 볼 때 저소득층에 계속 머물 확률은 분석기간 18% 수준으로 매년기준 확률보다 낮은 수준이다.

고소득층에 계속 머물 확률 역시 23% 수준에서 2011~2012년 기간 25.8%로 증가하였다. 반면 중산층에 머물 확률은 34% 수준에서 2011~2012년 기간 31%로 하락하여 소득격차가 확대되는 방향으로 소득분포가 변화함을 확인할 수 있다. 중기적 관점에서 중산층을 유지할 확률은 매년기준 확률보다 낮은 26.8%로 나타났다.

소득이동의 방향성을 살펴보기 위해 저소득층이 중산층으로 이동할 확률(1→2)과 중산층이 저소득층으로 하락할 연간 확률(2→1)을 살펴보면 공통적으로 하락하고 있다. 저소득층의 중산층 이동확률 하락은 저소득층의 탈빈곤에 어려움이 있음을 보여주며, 중산층의 저소득층 이동확률 하락은 경제활동의 안정성이 높아짐을 보여준다. 또한 저소득층의 중산층 이동 확률이 중산층의 저소득층 이동 확률보다 높아 상대적으로 건강한 소득이동 구조를 보여주고 있다.

정부의 소득재분배 기능으로 운영되는 공적이전소득을 제외할 경우, 소득격차는 더욱 확대되고 있음을 알 수 있다. 저소득층 고착화 확률(1→1)은 총소득 기준에 비해 더욱 높아졌으며 저소득층 탈출 확률(1→2)은 더 낮아졌다. 저소득층 탈출확률(1→2)은 저소득층 추락확률(2→1)보다 높은 수준을 보이다가 2011~2012년 기간에는 동일한 수준에 이르도록 낮아졌다. 고소득층 유지확률(3→3) 역시 증가하고 있어 소득격차가 확대되고 있음을 보여준다.

〈표 III-7〉 소득계층 간 이동률(전체가구)

(단위: %)

소득 유형	소득이동 유형	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
총소득 기준	1→1	18.4	17.8	19.2	20.3	18.0
	1→2	6.1	6.2	4.6	5.5	7.7
	1→3	0.3	0.5	0.4	0.6	0.7
	2→1	5.7	5.9	5.0	5.0	7.0
	2→2	33.7	34.6	34.3	31.2	26.8
	2→3	5.3	6.9	6.9	6.1	9.0
	3→1	0.6	0.4	0.9	0.7	1.1
	3→2	6.9	5.3	5.6	4.8	6.8
	3→3	23.1	22.5	23.1	25.8	22.9
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준	1→1	22.0	21.1	21.9	23.3	21.0
	1→2	6.3	5.2	4.5	4.7	6.7
	1→3	0.4	0.5	0.4	0.6	1.0
	2→1	4.6	5.0	4.8	4.7	6.4
	2→2	29.2	29.9	30.8	27.3	24.0
	2→3	6.2	5.9	5.5	4.8	8.6
	3→1	0.7	0.6	0.9	0.6	1.4
	3→2	4.9	6.9	6.1	5.5	6.5
	3→3	25.7	24.9	25.1	28.5	24.5
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1. 각 연도 종단면 가중치를 적용하여 이동률을 산출

2. 소득계층 구분은 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3)

3개 소득계층 내 이동률은 각 계층에 속한 가구의 다음년도 소득분포를 의미한다는 점에서 중요한 의미가 있는 소득이동률 지표이다. 동 지표에 따르면 전반적으로 중산층 유지율이 저소득층 혹은 고소득층 유지율보다 낮게 나타나고 시간의 흐름에 따라 저소득층과 고소득층의 유지율이 증가하는 추세이다. 즉 소득격차가 확대되고 있음을 여기서도 확인할 수 있다. 다만 이 지표는 각 계층 자체의 비중 변화를 반영하지 않으므로 조심스러운 해석이 필요하다. 예를 들어 분배상황이 호전되어 저소득층 규모 자체가 줄어들게 되면 차년도 저소득층의 소득계층 이동률은 빈곤 고착률(1→1)이 높아지는 등의 부정적인 영향이 발생할 수 있기 때문이다. 각 소득계층의 유지확률과 함께 각 소득계층에 속한 가구의 비중도 함께 고려할 필요가 있다.

〈표 III-8〉 연간기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)

(단위: %)

(총소득 기준)

		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	74.4	24.6	1.0	100.0
	중산층	12.8	75.3	11.9	100.0
	고소득층	1.9	22.6	75.6	100.0
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	72.6	25.2	2.2	100.0
	중산층	12.3	73.1	14.6	100.0
	고소득층	1.4	18.7	79.9	100.0
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	79.2	19.1	1.7	100.0
	중산층	10.8	74.2	15.0	100.0
	고소득층	3.0	18.8	78.2	100.0
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	76.9	20.9	2.3	100.0
	중산층	11.8	73.7	14.5	100.0
	고소득층	2.1	15.4	82.5	100.0

(시장소득 기준)

		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	76.6	22.0	1.4	100.0
	중산층	11.6	72.8	15.6	100.0
	고소득층	2.1	15.6	82.3	100.0
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	78.7	19.3	2.0	100.0
	중산층	12.2	73.4	14.4	100.0
	고소득층	1.9	21.3	76.8	100.0
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	81.7	16.7	1.6	100.0
	중산층	11.7	74.9	13.4	100.0
	고소득층	2.8	19.0	78.2	100.0
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	81.5	16.3	2.2	100.0
	중산층	12.9	74.1	13.0	100.0
	고소득층	1.8	15.8	82.4	100.0

중기기준 동일 소득계층 유지비율은 매년기준 이동률보다 상당히 낮은 수준이고 상향 혹은 하향이동비율은 높게 나타난다. 이는 중기적 관점에서 소득격차가 매년기준보다 줄어듦을 의미한다. 예를 들면 중기기준 저소득층 고착률(1→1)은 총 소득 및 시장소득기준 모두 매년기준 저소득층 고착률보다 낮게 나타났다. 저소득층의 빈곤 탈출률(1→2)과 중산층의 빈곤층 전락률(2→1) 역시 매년기준에 비해 높은 수준으로 이동을 통해 소득계층간 격차를 줄이는 방향으로 작용하고 있다.

〈표 Ⅲ-9〉 중기기준 소득계층별 이동률(전체가구 기준)

(단위: %)

(총소득 기준)

		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	68.3	29.2	2.5	100.0
	중산층	16.4	62.6	21.0	100.0
	고소득층	3.6	22.2	74.3	100.0

(시장소득 기준)

		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	73.1	23.4	3.4	100.0
	중산층	16.3	61.6	22.1	100.0
	고소득층	4.2	20.1	75.6	100.0

근로자들이 노동시장에서 은퇴함으로 인해 발생하는 소득이동률 변화효과를 제거하기 위해 근로가능가구(연령 60세 미만)로 분석대상을 한정하면 상대적으로 소득계층 간 이동이 활발하게 일어나고 있음을 확인할 수 있다. 즉 근로가능가구의 소득계층 잔류 확률은 전체가구 대상보다 낮게 나타나 계층간 이동이 활발함을 알 수 있다. 소득계층 간 이동방향 역시 하향이동률보다 상향이동률이 크게 나타나 소득격차가 줄어듦을 알 수 있다. 예를 들어 총소득 기준 중기 상향이동률은 전체가구의 경우 17.4%(〈표 Ⅲ-6〉참조)이나 근로가능가구는 19.5%(〈표 Ⅲ-10〉참조)로 높은 수준을 보여준다.

근로시장을 통해 일어나는 소득변화가 소득분포 차원에서 바람직한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

근로가능가구의 시장소득 기준 중기 상향, 하향 이동을 역시 각각 18.0%, 14.9%(〈표 Ⅲ-10〉참조)로 전체가구의 시장소득 기준 이동률 16.3%, 14.2%(〈표 Ⅲ-6〉참조)에 비해 높은 수준이다. 시장소득의 중기 상향이동 비율은 하향이동 비율보다 높지만 매년 이동률은 다르게 변화하였다. 즉 2008~2009년에는 상향이동 비율이 하향이동 비율보다 높았지만 상향이동 비율의 하락과 하향이동 비율의 상승으로 2010년 이후에는 하향이동 비율이 더 높은 구조로 역전되었다. 이는 동 시기에 발생한 세계적 금융위기의 극복과정에서 소득분배가 악화되었음을 짐작하게 해준다.

〈표 Ⅲ-10〉 소득이동의 추세(근로가능가구)

(단위: %)

소득유형	소득계층이동	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
총소득 기준	상향이동	12.2	14.8	12.2	13.2	19.5
	잔류	73.4	73.8	75.6	76.5	65.7
	하향이동	14.4	11.5	12.2	10.4	14.8
시장소득 기준	상향이동	13.5	13.0	10.4	10.9	18.0
	잔류	75.3	74.1	75.9	77.2	67.1
	하향이동	11.2	13.0	13.7	11.9	14.9

근로가능가구의 계층 간 이동을 살펴보면 전체가구 기준과 달리 저소득층의 빈곤고착률(즉 1→1 이동률)이 총소득 기준과 시장소득기준 모두에서 크게 하락하였다. 근로가능가구에서의 소득이동이 활발함을 보여준다. 빈곤고착률이 크게 낮아짐에 따라 빈곤탈출률(1→2 이동률)과의 격차는 작아졌다. 이는 노동시장 참여가 소득계층 간 격차를 줄이는 긍정적인 효과가 있음을 보여준다. 특히 중기적 관점에서 정부의 공적이전소득이 포함된 총소득 기준 이동률은 빈곤고착률이 6.5%로 빈곤탈출률 7.3%보다 낮아 바람직한 모습을 보여주고 있다.

〈표 III-11〉 소득계층 간 이동률(근로가능가구)

(단위: %)

소득 유형	소득이동 유형	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
총소득 기준	1→1	8.4	7.7	8.0	7.3	6.5
	1→2	5.4	5.7	4.2	4.6	7.3
	1→3	0.3	0.6	0.4	0.5	0.5
	2→1	5.2	4.6	4.4	4.3	5.6
	2→2	37.1	38.9	38.3	34.3	29.2
	2→3	6.2	8.2	8.3	7.8	11.4
	3→1	0.7	0.5	1.0	0.7	1.5
	3→2	8.3	6.2	6.4	5.5	7.9
	3→3	28.4	27.7	28.9	34.8	30.1
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
시장소득 기준	1→1	9.9	8.8	8.5	7.2	6.8
	1→2	5.8	4.9	4.3	4.1	6.3
	1→3	0.4	0.6	0.4	0.5	1.0
	2→1	4.5	4.3	4.4	4.2	5.3
	2→2	33.6	34.4	35.9	31.7	28.2
	2→3	7.5	7.0	6.7	6.2	10.9
	3→1	0.8	0.6	1.0	0.6	1.5
	3→2	5.8	8.4	7.2	6.8	7.8
	3→3	31.9	31.0	31.6	38.7	32.2
	합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1. 각 연도 종단면 가중치를 적용하여 이동률을 산출
 2. 소득계층 구분은 저소득층(1), 중산층(2), 고소득층(3)

근로가능가구의 소득계층별 이동률중 저소득층의 소득계층 유지확률이 가장 낮아 소득계층 상향 이동이 비교적 활발하게 일어나고 있음을 보여준다. 시장소득 기준 저소득층의 중산층 이동 확률은 경제위기 기간 동안 낮아졌다가 2011~2012년 기간에 소폭 회복되었다.

〈표 III-12〉 연간기준 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)

(단위: %)

(총소득 기준)

		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	59.8	38.3	1.9	100.0
	중산층	10.6	76.5	12.8	100.0
	고소득층	2.0	22.1	75.9	100.0
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	54.8	40.7	4.5	100.0
	중산층	8.9	75.3	15.8	100.0
	고소득층	1.3	18.0	80.6	100.0
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	63.9	33.0	3.1	100.0
	중산층	8.6	75.1	16.3	100.0
	고소득층	2.7	17.7	79.6	100.0
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	58.5	37.3	4.2	100.0
	중산층	9.2	73.9	16.9	100.0
	고소득층	1.8	13.5	84.7	100.0

(시장소득 기준)

		2009년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	61.3	34.3	4.4	100.0
	중산층	9.4	75.3	15.2	100.0
	고소득층	1.5	21.1	77.5	100.0
		2010년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2009년	저소득층	61.8	36.0	2.2	100.0
	중산층	9.8	73.8	16.4	100.0
	고소득층	2.0	15.1	83.0	100.0
		2011년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2010년	저소득층	64.6	32.6	2.9	100.0
	중산층	9.4	76.4	14.2	100.0
	고소득층	2.5	18.0	79.5	100.0
		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2011년	저소득층	60.8	34.8	4.4	100.0
	중산층	10.0	75.3	14.7	100.0
	고소득층	1.4	14.7	83.9	100.0

근로가능가구로 분석대상을 한정하더라도 중기 소득계층별 이동률은 매년기준 이동률보다 동일 계층 유지확률은 낮고 이동확률은 높은 결과를 보여준다. 시장소득을 기준으로 할 때 저소득층의 고착화 확률은 총소득 기준보다 높게 나타났으며 공적이전소득의 대상에 포함되기 어려운 중산층과 고소득층의 경우 큰 차이가 없다. 전반적으로 저소득층의 중산층 이동확률이 중산층의 저소득층 전락확률보다 월등히 크게 나타나 근로가능가구의 분배구조는 한 시점보다 일생소득의 관점에서 더 양호하게 나타날 것임을 보여주고 있다.

〈표 III-13〉 중기기준 소득계층별 이동률(근로가능가구 기준)

(단위: %)

(총소득 기준)

		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	45.6	50.8	3.6	100.0
	중산층	12.1	63.2	24.7	100.0
	고소득층	3.7	19.9	76.4	100.0

(시장소득 기준)

		2012년			전체
		저소득층	중산층	고소득층	
2008년	저소득층	48.0	44.9	7.1	100.0
	중산층	11.9	63.6	24.5	100.0
	고소득층	3.7	18.8	77.5	100.0

3) 장기균형 분포

매년기준 소득계층별 이동률을 지속적으로 적용하면 일정기간 이후 궁극적으로 도달할 소득분포를 짐작할 수 있게 된다. 이는 한 경제 내에서 나타날 균형 소득분포 상태로도 해석할 수 있다. 소득분포의 균형상태를 도출하기 위해 각 기간별 이동률을 일생주기(약 100년⁸⁹⁾)만큼 적용하여 도달하는 소득분포를 도출하였다.

89) 기간을 500년으로 확장하더라도 분포의 수치적 차이는 거의 없다.

매년 이동률은 경기상황 등 각 연도의 경제·사회적 상황에 큰 영향을 받으므로 경기순환과 구조적 소득변화가 어느 정도 반영된 중기 소득계층 이동률과 장기균형과의 비교도 의미를 지닌다. 즉 매년 이동률의 장기균형과 중기 이동률의 장기균형의 격차를 살펴봄으로써 소득수준의 구조적 변화를 고려하지 못할 때 야기될 수 있는 문제에 대해 의미 있는 시사점을 도출할 수 있다.

매년기준 이동률을 적용한 소득분포 장기균형은 경기상황과 시점에 따라 변하는데 장기 저소득층 비율은 전체가구 기준 30% 수준으로 증가하는 것으로 나타났다. 근로가능가구만을 고려할 경우, 저소득층 비율은 2011~2012년 기준 13% 이하로 하락하고 고소득층 비율은 43.6%로 증가하였다. 반면 중산층 비율은 2009~2010년 50.0%까지 증가하였다가 43.6% 수준까지 하락하였다.

중기기준 소득분포의 장기균형은 저소득층 < 중산층 < 고소득층 비율분포를 보여주는데 매년기준 장기균형에 비해 중산층 비율은 낮고 고소득층의 비율은 더 높게 나타났다. 저소득층 비율은 매년기준 장기 균형의 변화 범위 내에 포함될 수 있지만 전반적으로 낮은 쪽에 포함된다. 이러한 장기균형 값의 격차는 매년기준 이동률을 이용할 경우 저소득층 비중을 과대 평가할 가능성이 있음을 보여준다. 또한 연령-소득구조가 일정정도 반영된 중기 기준 장기균형 분포는 장기적으로 소득격차가 더욱 확대될 것을 예고하고 있다. 시장소득의 격차확대에 대응한 정부의 정책적 대응노력이 중요해지고 있음을 보여준다.

〈표 III-14〉 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(매년기준)

	전체가구			근로가능가구		
	저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
08-09년	23.0	39.9	37.0	13.3	43.3	43.5
09-10년	27.5	43.3	29.2	13.6	50.0	36.5
10-11년	30.9	41.5	27.6	15.4	48.6	35.9
11-12년	29.8	38.3	31.9	12.6	43.8	43.6

주: 매년기준 소득이동률을 100회 반복 적용하여 장기균형을 도출

이러한 결과는 한국노동패널자료를 이용한 김성태 외(2012)와 비교할 때 저소득층 유지확률은 낮고, 중산층은 유사, 고소득층은 다소 높은 수준이다.⁹⁰⁾ 노동패널의 경우, 상대적으로 10년 이상 긴 기간(1998년부터 조사) 유지되면서 고소득층 탈락이 많이 일어나 나타난 현상으로 판단된다.

〈표 III-15〉 시장소득 기준 계층분포의 장기균형(중기기준)

	전체가구			근로가능가구		
	저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
08-12년	27.6	35.9	36.4	12.6	40.0	47.5

주: 중기(4년)기준 소득이동률을 25회 반복 적용하여 장기균형을 도출

4) 소득 상위 10% 가구의 소득계층 이동률

소득 상위 10% 계층의 이동률은 앞서 분석한 고소득층(즉 중위소득 150% 이상 가구)에 비해 높은 이동률을 보여준다. 보다 세분화된 계층을 적용하기 때문이다. 이는 상대적으로 낮은 잔류비율을 의미하기도 한다. 총소득 전체가구 기준 소득 상위 10%의 동 계층 잔류비율은 매년기준 61~70%에 불과해 앞서 중위소득 150% 이상 고소득층에 나타난 잔류비율 75~82%에 비해 상당히 낮은 수준이다. 일반적으로 소득계층이 높아질수록 잔류비율이 높아지는 추세를 감안하면 상위 10%의 소득계층 잔류율 61~70%는 최고 소득층의 소득고착 정도가 아직까지 심각한 수준은 아닌 것으로 보인다. 다만 이는 상위 10% 소득계층에서 변화할 확률이 높다는 의미로 여전히 전체 소득구조에서는 높은 소득군에 포함될 확률이 높다. 상위 소득 40%(즉, 6분위 이상)에 포함될 확률은 매년기준 94%(중기기준 89%) 내외를 보여 상당한 소득 지속성을 보여준다.

전체가구 중 소득상위 10% 가구의 차년도 동일 계층 잔류비율은 세계적 경제위기와 극복과정에서 점차 하락하다가 2011~2012년 기간에는 70.3%로 크게 반등하였다. 그러나 중기기준으로 살펴본 소득계층 잔류비율은 53.0%

90) 김성태 외(2012)의 2007~2008년 기준 장기균형 분포는 저소득층 유지확률 31.4%, 중산층 37.8%, 고소득층 30.8%이다.

로 매년기준에 비해 매우 낮게 나타났다. 이는 소득 획득과정에서 나타나는 일시적 요인에 의한 효과가 중기에서는 사라지기 때문이다. 즉 꾸준히 소득 상위 10% 수준을 유지하는 가구보다는 일시적 요인으로 소득상위 10%에 포함되는 가구의 비중이 높음을 보여준다.

근로가구만을 대상으로 한 소득 상위 10% 가구의 동일 계층 잔류비율은 앞서 나타난 다른 소득계층과 같이 전체가구 대상에 비해 조금 높은 수준을 보여주고 있다. 중기기준 잔류비율은 54.3%로 전체가구 대상 잔류비율 53.0%에 비해 조금 높은 수준이다. 이는 다른 소득에 비해 안정적인 노동소득의 비중이 근로가능가구 소득에서 차지하는 비중이 높기 때문이다.

〈표 III-16〉 소득 상위 10% 가구의 이동률 추세(총소득 기준)

(단위: %)

포괄범위	소득계층이동	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년	08-12년
전체가구	잔류	67.8	64.5	61.3	70.3	53.0
	하향이동	32.2	35.5	38.7	29.7	47.0
	(10→6~9)	27.4	32.1	32.4	24.1	36.1
근로가능 가구	잔류	68.8	65.7	62.1	73.0	54.3
	하향이동	31.2	34.3	37.9	27.0	45.7
	(10→6~9)	26.5	30.5	31.8	22.0	34.8

주: 10은 소득 상위 10%(10분위) 계층, 9는 소득 상위 20%~10%(9분위) 계층 등을 표시

소득 상위 10% 가구의 소득계층 하향이동은 대부분 6분위~9분위로의 이동으로 나타났다. 즉 상위 10% 소득계층의 소득하락은 중산층으로의 이동이 주를 이루며 5분위 이하 저소득계층으로의 이동은 거의 발생하지 않는다는 것이다. 전체가구 중기기준 상위소득 10%의 소득계층 하향이동 비율 47.0% 중에서 약 80% 수준인 36.1%는 6분위~9분위로 이동하였다. 다만 매년 이동률에 따르면 2011~2012년 기간 6분위~9분위로의 이동 비율은 상대적으로 하락하여 초고소득층의 소득하락 위험도 증가한 것으로 알 수 있다. 이러한 하락이 추세적인지는 향후 추가적인 자료축적과 함께 분석이 이루어져야 할 것이다.

4. 소득이동의 결정요인 분석

가. 추정모형

소득이동의 근본요인인 소득 증가율을 종속변수로 하여 결정요인을 분석하는 Fields et al.(2003), Shi et al.(2010)의 모형을 이용하였다. 소득수준이 아니라 사전적으로 정의된 소득계층 간 이동을 설명하는 모형은 소득분포상의 상대적 위치에 초점을 두어 실질 소득의 개선효과를 설명하기 어렵기 때문이다. 또한 패널자료의 특성을 충분히 이용하기 위해서는 제공되는 소득 수준 정보까지 이용할 수 있는 분석방법이 바람직하다.

결정요인 분석에 이용된 추정모형은 다음의 소득모형에서 도출되었다.

$$\begin{aligned}\ln(y) &= \beta_t x_{i,t} + \gamma_t z_i + \delta_i + \epsilon \\ \epsilon &= \rho \epsilon_{i,t-1} + \eta, \eta_i \sim [0, \sigma_\eta^2] \\ \delta_i &= \lambda z_i + \nu_i, \nu_i \sim [0, \sigma_\nu^2]\end{aligned}$$

여기서 $y_{i,t}$ 는 가구소득, $x_{i,t}$ 는 시간에 따라 변하는 i가구의 특성벡터, z_i 는 시간의 흐름에 따른 변화가 없는 i가구 특성벡터, δ_i 는 관측할 수 없는 i가구의 일정한 특성벡터, β_t, γ_t 는 관련 계수들이며 $\epsilon_{i,t}, \eta_{i,t}, \nu_i$ 는 무작위 에러항이다.

이러한 소득방정식을 소득증가율로 바꾸면 다음과 같다.⁹¹⁾

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = \beta_t \Delta x_i + \tilde{\beta}_t x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}_t z_i + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \omega_{i,t}$$

여기서 $\Delta x_i = x_{i,t} - x_{i,t-1}$, $\tilde{\beta}_t = \beta_t - \rho \beta_{t-1}$, $\tilde{\gamma}_t = \gamma_t - \rho \gamma_{t-1} + \lambda(1 - \rho)$, $\omega_{i,t} = (1 - \rho)\nu_i + \eta_{i,t}$ 이다.

다음과 같은 관계의 소득측정 오차를 감안하면

91) 소득증가율의 형태로 소득방정식을 전환하였지만 에러항에 나타나는 자기상관으로 인해 시간에 따라 변하지 않는 변수들도 여전히 방정식에 남아있게 된다.

$$\ln y_t^{rep} = \ln y_t + \mu_t, \mu_t \sim [0, \sigma_\mu^2]$$

여기서 y_t^{rep} 는 서베이 자료에서 나타나는 조사소득이며 실제소득 y_t 에 일정한 규칙의 오차를 포함하여 나타난다.

소득측정의 오차를 감안한 최종 추정모형은 다음과 같다

$$\ln y_{i,t}^{rep} - \ln y_{i,t-1}^{rep} = \beta_t \Delta x_i + \tilde{\beta}_t x_{i,t-1} + \tilde{\gamma}_t z_i + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \xi_{i,t}$$

여기서 $\xi_{i,t} = \omega_{i,t} + \mu_t - \mu_{t-1}$ 이다. 추정식에서 이용되는 전년도 실제 소득은 소비, 자산 등을 구분변수로 이용하여 다음과 같이 추정한다.

$$\ln y_{i,t-1} = \beta_{t-1} x_{i,t-1} + \gamma_{t-1} z_i + \kappa_{t-1} w_{i,t-1} + \zeta_{i,t}$$

나. 기초통계량

소득증가율 분석에 이용된 자료의 기초통계량은 다음의 표와 같다. 분석 목적에 맞게 전체가구와 근로가능가구로 구분하여 제시하였다. 근로가능가구는 각 분석연도 초기의 가구주 연령을 기준으로 구분하였다. 즉 패널분석을 할 경우에는 패널시작 연도의 가구주 연령을 기준으로 근로가능가구를 구분하였다.⁹²⁾

가구의 소득수준은 가구 규모의 차이를 반영하기 위해 1인당 소득⁹³⁾으로 조정하여 이용한다. 또한 모든 소득수준은 소비지물가지수를 이용하여 2010년 기준으로 실질화하였다.

기초통계량에 따르면 가구주 성별은 점차 여성 가구주 비중이 높아지는 것으로 나타났으며 가구주 교육연수의 변화는 미미한 것으로 나타났다.

92) 이 경우 분석기간 내에 가구주 연령이 60세 이상이 되지만 그 비중이 크지 않아 전체 분석 결과를 왜곡할 정도는 아니라 무시하고 분석한다.

93) 가구규모에 따른 소득 조정은 제공근을 이용할 수도 있으나 본 연구의 목적이 소득증가율 분석에 있으므로 가구규모 조정이 소득증가율에 영향을 미치지 않도록 1인당 소득을 이용하였다.

2010년 이후 소폭 하락한 소득과 소비 변화와는 달리 가구 순자산 규모는 지속적으로 증가하고 있는 것으로 나타났다. 또한 가구 상대소득수준은 평균소득 대비 개별가구 소득의 상대적 위치⁹⁴⁾를 나타내는 변수로서 하락추세를 보이고 있어 소득격차가 확대되고 있음을 보여준다.

〈표 III-17〉 회귀분석 변수들의 기초통계량(전체가구)

(단위: 2010년 만원)

변수명	내용	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년
N	총 자료 수	4,225	4,259	4,260	4,221
PCI	1인당 소득	1,215.84	1,262.23	1,366.32	1,316.80
Sex	가구주 성별(남자=1)	0.79	0.79	0.74	0.74
Age	가구주 연령	48.44	48.97	49.46	51.75
Edu	가구주 교육연수	11.59	11.92	11.92	11.77
Emp	취업자 수	1.21	1.23	1.22	1.18
S_white	사무직 근로자 비중	0.22	0.23	0.23	0.20
S_dep	20세 미만, 60세 이상자 비중	0.45	0.45	0.45	0.50
S_wage	노동소득 비중	0.57	0.57	0.56	0.54
PCAseet	1인당 가구 순자산	6,085.72	6,342.24	7,328.89	7,775.28
PCCon	1인당 가구 소비지출	856.55	909.50	967.92	947.17
RI	가구 상대소득수준	0.98	0.98	0.96	0.92
SS	국기초 수혜 여부 (받고 있다=1)	0.04	0.04	0.04	0.04
Ch_S_wa	임금소득 비중 변화	-0.01	-0.01	0.00	-0.01
Ch_Dep	부양률 변화	0.03	0.01	0.01	0.03
Ch_Edu	교육연수 변화	0.24	0.09	0.04	0.02
Ch_Emp	취업자 수 변화	0.02	0.01	0.00	0.00
Ch_S_wh	사무직 근로자 비중 변화	0.00	-0.01	-0.02	0.00

주: 시점변수들(PCI, Sex, Age, Edu, Emp 등)의 통계량은 기초연도 수치이다.

94) 가구별 가중치를 적용한 전체가구 평균소득에 대비한 한 가구의 상대적 위치를 나타내므로 RI 변수의 단순 평균은 1.0과 다른 값을 가짐. RI 단순평균 값이 1보다 작다는 것은 평균소득 이하 가구비중이 가중치 비중보다 많다는 것을 의미하며 반대로 1보다 크면 평균소득 이상 가구 비중이 가중치 비중보다 크다는 것을 의미한다.

〈표 III-18〉 회귀분석 변수들의 기초통계량(근로가능가구)

(단위: 2010년 만원)

변수명	내용	08-09년	09-10년	10-11년	11-12년
N	총 자료 수	3,049	2,984	2,934	2,859
PCI	1인당 소득	1,344.74	1,394.81	1,516.54	1,508.69
Sex	가구주 성별(남자=1)	0.83	0.83	0.79	0.80
Age	가구주 연령	42.20	42.49	42.67	43.39
Edu	가구주 교육연수	12.99	13.31	13.35	13.52
Emp	취업자 수	1.34	1.36	1.37	1.37
S_white	사무직 근로자 비중	0.27	0.28	0.29	0.26
S_dep	20세 미만, 60세 이상자 비중	0.32	0.33	0.31	0.33
S_wage	노동소득 비중	0.68	0.68	0.68	0.69
PCAsset	1인당 가구 순자산	5,354.68	5,635.87	6,478.09	6,701.93
PCCon	1인당 가구 소비지출	938.83	1,000.18	1,067.89	1,091.79
Ri	가구 상대소득수준	1.13	1.13	1.11	1.12
SS	국기초 수혜 여부 (받고 있다=1)	0.02	0.02	0.02	0.02
Ch_S_wa	임금소득 비중 변화	-0.01	-0.01	0.01	-0.02
Ch_Dep	부양률 변화	0.05	0.01	0.02	0.04
Ch_Edu	교육연수 변화	0.17	0.05	0.01	0.01
Ch_Emp	취업자 수 변화	0.02	0.03	0.01	0.01
Ch_S_wh	사무직 근로자 비중 변화	0.00	-0.01	-0.02	0.00

주: 시점변수들(PCI, Sex, Age, Edu, Emp 등)의 통계량은 기초연도 수치이다.

다. 추정결과

1) 단년도 변화율과 중기 변화율(OLS 분석)

먼저 연간단위 소득증가율과 중기단위 소득증가율에 대한 OLS 분석을 실시하였다. 이 방법은 패널자료의 특성을 이용하지 않는 분석방법으로 기초 분석결과를 제시하기 위해 추정하였다. 연간단위 소득증가율 분석을 위해서는 분석범위 내 자료를 모두 이용하는 Pooled OLS를 적용하였으며 각 연도 별 경제적 상황 등의 차이를 반영하기 위해 연도 터미변수를 활용하였다.

연도별 소득증가율 추정결과 초기소득 수준(ln PCI)이 높아질수록 소득증가율이 낮아지고 상대소득수준(RI = 가구소득/평균 가구소득)이 높을수록 소득증가율이 높아지는 것으로 나타났다. 초기소득수준(ln PCI)의 영향은 소득격차의 축소를 유도하는 반면 상대소득수준(RI)의 영향은 확대시키는 것으로 나타나 두 변수의 상대적 크기에 따라 소득분포가 변화함을 보여준다. 그러나 저소득층 내에서는 두 변수 모두 소득격차를 축소시키는 방향으로 작용하여 저소득층의 소득개선에 어려움이 있음을 보여준다. 특히 저소득층 내 상대소득수준이 높아질수록 소득증가율이 감소하고 그 계수도 상당히 크게 나타나 상대적으로 소득이 높은 저소득층의 소득증가를 저해하는 요인이 있음을 보여준다.

〈표 III-19〉 연도별 소득증가율 추정결과(Pooled-OLS)

	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.39225	0.000	-0.38176	0.000	-0.41655	0.000
Sex	-0.0624	0.000	-0.03734	0.009	-0.07877	0.001
Age	0.010387	0.000	0.005567	0.332	0.017044	0.000
Age_sq	-7.1E-05	0.000	-3.8E-05	0.564	-0.00014	0.000
Edu	0.016492	0.000	0.018003	0.000	0.015847	0.000
Emp	0.020262	0.002	0.02126	0.010	0.064674	0.000
S_white	0.315807	0.000	0.26779	0.000	0.322839	0.000
S_dep	-0.13534	0.000	-0.26195	0.000	-0.1057	0.002
S_wage	0.045917	0.000	0.070199	0.000	0.158	0.000
S_S	-0.11847	0.000	-0.11352	0.001	-0.11517	0.000
Ch_S_wage	0.046301	0.006	0.010221	0.577	0.330146	0.000
Ch_dep	-0.05358	0.000	-0.06361	0.000	-0.11006	0.000
Ch_Edu	0.000353	0.929	0.0018	0.758	-0.01016	0.197
Ch_Emp	0.195632	0.000	0.184968	0.000	0.225746	0.000
Ch_S_white	0.294076	0.000	0.286076	0.000	0.326969	0.000
RI	0.039959	0.000	0.042501	0.000	-0.84921	0.000
연도더미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	14,818		10,263		3,639	
Adj. R-square	0.2488		0.2316		0.3492	

중기적 관점(2009년~2012년 기간)의 소득증가율 분석에서도 소득의 수렴성을 확인할 수 있었고 상대소득수준에 따른 소득양극화도 근로가능가구를 중심으로 확인할 수 있다. 그러나 저소득층 소득증가율에 미치는 상대소득수준의 영향은 통계적으로 유의미하지 않아 저소득층 내에서 상대소득수준에 따른 소득증가율 격차는 무시할 수 있는 것으로 보인다. 저소득층의 소득 증가를 위해서는 계속교육(근로시장 참여 후 교육연수 증대)보다는 초기 교육수준 향상이 더 효과적이며 취업자 확대, 노동소득의 비중확대가 효과적인 것으로 분석된다.

〈표 III-20〉 중기(08~12) 소득증가율 추정결과(OLS)

	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.61496	0.000	-0.58818	0.000	-0.67087	0.000
Sex	-0.11719	0.000	-0.08764	0.010	-0.05387	0.298
Age	0.00853	0.084	-0.02351	0.070	0.021536	0.024
Age_sq	-2.7E-05	0.568	0.000326	0.032	-0.00016	0.059
Edu	0.019951	0.000	0.0205	0.000	0.010789	0.051
Emp	0.033734	0.043	0.046859	0.025	0.067187	0.106
S_white	0.394983	0.000	0.281249	0.000	0.510909	0.002
S_dep	-0.27707	0.000	-0.39119	0.000	-0.26863	0.000
S_wage	0.124132	0.000	0.177713	0.000	0.345333	0.000
S_S	-0.20011	0.000	-0.21678	0.019	-0.14398	0.033
Ch_S_wage	0.080389	0.010	0.090771	0.009	0.293775	0.000
Ch_dep	-0.06912	0.000	-0.09567	0.000	-0.0941	0.007
Ch_Edu	0.013623	0.013	0.008515	0.307	0.00524	0.569
Ch_Emp	0.165005	0.000	0.167843	0.000	0.183497	0.000
Ch_S_white	0.391484	0.000	0.35056	0.000	0.351219	0.006
Rl	0.118243	0.000	0.107961	0.000	-0.52525	0.150
상수	포함		포함		포함	
Obs.	3,634		2606		863	
Adj. R-square	0.3749		0.3230		0.4954	

2) 패널 분석

패널분석은 각 가구의 변화를 연도별로 추적한다는 의미에서 Pooled OLS 보다 많은 정보를 제공이용할 수 있어 유용한 분석 방법이다. 그리고 서베이조사에서 나타나는 소득의 측정오차 문제를 해결하기 위해 도구변수를 사용하는 방법을 통해 측정오차로 인한 추정치의 편의를 완화하였다.

측정오차 문제를 고려하지 않은 일반적인 패널 분석결과 이전 분석결과와 같이 초기소득이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났으나 상대 소득수준의 영향력은 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 다양한 초기 조건 중 소득증가율에 유의미한 영향을 미치는 것은 취업자 수와 사무직 근로자 비중으로 나타났다. 특히 저소득층 지원제도인 국민기초생활보장제도 수급 여부(S_S)가 소득증가율에 미치는 영향은 통계적 유의성이 없으며 저소득층의 소득증가 유인에 미치는 악영향도 찾아보기 어렵다. 소득증가율에 미치는 가구 상태변화는 취업자 수 변화와 사무직 근로자 수 비중 등이다. 부양자 비율과 비율변화는 전반적으로 소득증가율을 낮추는 요인으로 작용하고 있는데 저소득층의 경우 유의성이 낮게 나타난다.

〈표 III-21〉 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV)

	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-1.04521	0	-1.02702	0	-1.1201	0
Sex	-0.09609	0.03	0.009193	0.87	-0.22992	0.012
Age	-0.00989	0.259	-0.03793	0.002	0.011211	0.55
Age_sq	6.67E-05	0.415	0.000396	0.001	-0.00018	0.28
Edu	-0.00051	0.947	0.003179	0.795	-0.02254	0.091
Emp	0.219581	0	0.220166	0	0.204792	0
S_white	0.336587	0	0.355842	0	0.222638	0.043
S_dep	-0.06488	0.025	-0.09491	0.006	-0.04195	0.457
S_wage	0.069228	0.031	0.020537	0.559	0.26825	0.001
S_S	0.015814	0.766	-0.00535	0.956	0.090844	0.192
Ch_S_wage	0.050909	0.028	-0.00243	0.923	0.243413	0
Ch_dep	-0.03037	0.005	-0.02718	0.029	-0.04753	0.105
Ch_Edu	-0.00305	0.634	-0.00499	0.627	-0.01717	0.141
Ch_Emp	0.209898	0	0.204001	0	0.198852	0
Ch_S_white	0.245389	0	0.262581	0	0.246543	0.001
RI	-0.01739	0.27	-0.01734	0.317	0.106881	0.132
연도더미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	10,008		7,080		2,524	
R-square	0.1780		0.1697		0.2527	

주: 1. 근로가능가구와 저소득가구의 구분은 기초연도(2008년)기준

2. Hausman Test 결과 Fixed Effect 모형 지지

소득에 존재할 수 있는 측정오차의 문제를 교정하기 위해 도구변수를 활용하였을 경우 이전 분석결과와 달리 통계적 유의성이 높아졌다. 상대가격 변수(RI)는 통계적으로 유의한 결과를 보여주는데 기초 소득수준과 같이 소득증가율을 낮추는 방향으로 작용하고 있다. 이는 패널분석 방법을 이용하지 않거나 사용하더라도 소득의 측정오차를 고려하지 않았을 때와는 다른 결과로 측정오차에 대한 조정이 중요함을 보여준다. 다만 상대소득수준 변수에 대한 반응도는 저소득층 가구 내에서 가장 크게 나타나 저소득층의 빈곤탈출 어려움을 보여주고 있다.

초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 매년 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 미친다. 기초소득(In PCI)이 통제된 상태이므로 소득증가율에 미치는 기초 교육수준의 영향은 제한적일 수밖에 없는 것으로 보인다. 부양률과 부양률 변화가 소득증가율에 미치는 영향은 전반적으로 음(-)의 영향력을 나타내나 그 크기는 저소득층 내에서 더 크게 나타난다. 국민기초생활보장제도의 수급 여부는 여전히 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하였다.

연령변수가 소득증가율에 미치는 영향은 전체가구에 대해서는 유의성이 낮았으나 근로가능가구와 저소득층에 대해서는 유의미하게 나타났다. 저소득계층 내에서 연령은 소득증가율에 역U자 형태의 영향을 보여 연령이 높아질수록 소득증가율이 낮아져 이에 대한 정책 마련이 중요함을 보여준다. 저소득층은 연령이 높아감에 따라 빈곤에서 더 탈출하기 어려움을 보여준다.

근로가능가구에 대해서는 통계적 유의성이 상대적으로 떨어지나 연령은 소득증가율을 낮추는 방향으로 작용하며 그 정도는 감소한다. 연령에 따른 노동생산성 증가율의 하락을 보여주는 것이라 할 수 있다.

이러한 연구결과는 2~3개 소득계층 간 이동요인을 분석한 이전 연구결과와 직접적으로 비교하기 어렵다. 특히 기존연구는 내생성을 통제하지 않은 가구소득을 기준으로 하여 내생성을 통제한 가구원당 소득수준 증가율을 분석한 본 연구와의 비교성에 한계가 있다. 또한 이전연구에서는 분석기간 중 교육수준, 고용상태 등의 주요 변수 변화를 반영하지 않았다. 그럼에도 불구하고 주요 결정요인상 결과를 비교하면, 가구원당 소득증가율을 분석함으로써 이전 연구에 비해 연령의 영향력은 약해졌고 교육의 영향력은 거의 없는 차이가 있었다.

〈표 III-22〉 연도별 소득증가율 패널분석 결과(LSDV-IV활용)

	전체가구		근로가능가구		저소득층 가구	
	계수	P-value	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.61934	0.000	-0.67324	0.000	-0.57417	0.000
Sex	-0.01977	0.685	0.06549	0.273	-0.08058	0.456
Age	0.005538	0.565	-0.02088	0.109	0.050501	0.030
Age_sq	-8.8E-05	0.332	0.000223	0.087	-0.00051	0.014
Edu	-0.00256	0.754	-0.00089	0.944	-0.01631	0.266
Emp	0.220723	0.000	0.222385	0.000	0.244481	0.000
S_white	0.225336	0.000	0.258511	0.000	0.130337	0.289
S_dep	-0.11938	0.000	-0.12734	0.001	-0.16844	0.018
S_wage	0.0425	0.213	0.004477	0.902	0.220211	0.011
S_S	-0.02554	0.652	0.007182	0.943	0.005538	0.945
Ch_S_wage	0.06586	0.008	0.001495	0.954	0.263019	0.000
Ch_dep	-0.04658	0.000	-0.0342	0.008	-0.108	0.003
Ch_Edu	-0.00533	0.432	-0.00715	0.501	-0.01625	0.202
Ch_Emp	0.223669	0.000	0.210904	0.000	0.230977	0.000
Ch_S_white	0.210825	0.000	0.240462	0.000	0.164393	0.051
RI	-0.32146	0.000	-0.24664	0.000	-0.82726	0.003
연도더미, 상수	포함		포함		포함	
Obs.	10,008		7,080		2,524	
R-square	0.1580		0.1537		0.2529	

주: 1. 근로가능가구와 저소득가구의 구분은 기초연도(2008년)기준

2. Hausman Test 결과 Fixed Effect 모형을 지지

소득 상위 10% 계층 내에서 소득증가율에 영향을 미치는 요인분석 결과는 기초소득의 영향력이 더욱 커지고 상대소득수준의 영향력은 유의하지 하지 않는 것으로 나타났다. 즉 기초소득이 소득증가율에 미치는 음(-)의 영향력이 더욱 커지는 것으로 나타나는데 이는 소득의 평균회귀성(Mean Reversion)으로 설명될 수 있다. 즉 현재의 높은 소득수준을 유도한 큰 소득충격이 사라지면서 나타나는 현상이다. 상대적으로 큰 양(+)의 일시적 소득충격을 받은 가구들은 동 충격이 사라지면 상대적으로 큰 소득하락을 경험하게 되기 때문이다.

상대소득수준(RI) 변수는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 소득상위 10% 계층의 소득증가율은 경제 내 소득분포(혹은 이에 기반한 정

부정책⁹⁵⁾ 등에 큰 영향을 받지 않는 것을 의미한다. 또한 성·연령, 학력이 소득증가율에 미치는 영향도 통계적으로 유의하지 않았다. 고소득자가 되었을 경우, 성·연령, 학력 등 사전적으로 결정된 요인들의 영향은 이미 기초 소득으로 현실화되었기 때문이다.

소득증가율에 중요한 영향을 미치는 요인들은 취업자 수와 함께 사무직 직종 여부로 나타났다. 소득상위 10% 계층에서도 양적으로는 취업자 수 증가가 질적으로는 사무직 직종으로의 진출이 소득증가율을 높이는 중요한 요인이 되고 있음을 보여준다.

〈표 III-23〉 소득 상위 10% 소득증가율 패널분석 결과(LSDV-IV활용)

	전체가구		근로가능가구	
	계수	P-value	계수	P-value
lnPCI	-0.73529	0.000	-0.74427	0.000
Sex	0.084525	0.640	0.179466	0.320
Age	0.040136	0.188	0.037044	0.296
Age_sq	-0.0003	0.278	-0.00028	0.402
Edu	-0.02697	0.487	-0.06023	0.247
Emp	0.153385	0.005	0.19357	0.001
S_white	0.402373	0.008	0.44835	0.005
S_dep	-0.26943	0.000	-0.24883	0.001
S_wage	-0.054	0.594	-0.09575	0.372
Ch_S_wage	0.138001	0.065	0.164008	0.035
Ch_dep	-0.02923	0.381	-0.0179	0.598
Ch_Edu	-0.0373	0.210	-0.0707	0.066
Ch_Emp	0.158243	0.000	0.167262	0.000
Ch_S_white	0.285126	0.000	0.302619	0.000
RI	-0.12922	0.154	-0.10768	0.233
연도더미, 상수	포함		포함	
Obs.	996		880	
R-square	0.1177		0.1044	

주: 1. 근로가능가구와 저소득가구의 구분은 기초연도(2008년)기준

2. Hausman Test 결과 Fixed Effect 모형을 지지

95) 상대소득수준이 낮은 계층에 대해서는 정부가 보조금 등의 정책을 시행하여 소득증가율에 영향을 미칠 수 있으나 고소득층의 경우 이러한 여지가 상대적으로 적다.

5. 소결

소득분포에 대한 사회적 관심이 높아짐에 따라 소득분포를 결정하는 소득 이동률과 그 결정요인에 대한 정책적 관심 역시 높아지고 있다. 본 장은 소득수준에 대해 신뢰성 높은 재정패널 자료를 활용하여 소득계층 이동률과 소득변화 결정요인을 분석하였다.

매년 소득계층 이동률은 중기 이동률과 비교할 때 동일 소득계층 잔류비율을 과대평가하고 상향 혹은 하향 이동을 과소평가하는 문제가 있었다. 일생주기에 따른 구조적 소득변화를 반영할 수 있는 중기 이동률에 대한 관심을 높여야 정책목표 달성에 효과적으로 대응할 수 있을 것이다.

노동시장에서 대부분 물러나게 되는 고령층의 급속한 증가가 미치는 영향을 분석하기 위해 60세 이상 가구주 가구를 제외하고 분석하였다. 분석결과 전반적인 소득계층 상향이동률이 증가하고 잔류비율은 하락하게 된다. 이런 결과는 근로계층에서 소득이동이 상대적으로 활발하게 나타나고 있음을 보여준다. 따라서 경제활동 참가율이 낮은 고령층에 대한 정책노력과 근로가능가구에 대한 정책방안은 차별화되어 시행될 필요가 있다. 고령층의 증가로 인한 소득격차 확대는 노동시장 참여유도보다는 노후소득 형성과정에 대한 접근노력이 중요함을 보여준다. 그러나 중산층이 감소하는 소득양극화 현상은 근로계층과 은퇴계층에 공통적으로 나타나고 있어 소득격차 해소를 위한 정책개발은 여전히 중요한 과제라 할 수 있다. 근로계층과 고령계층에 정책수단은 차별화되어야 하되 그 수단들은 소득격차를 줄일 수 있도록 설계되어야 할 것이다.

소득상위 10% 계층의 잔류율은 중위소득 150% 이상 계층의 잔류율보다 낮게 나타났다. 일반적으로 소득수준이 증가할수록 계층 잔류율이 높아지는 추세와는 대조적이다. 최고 소득계층의 고착화는 발견되지 않았다. 다만 이는 상위 10% 소득계층에서 변화할 확률이 높다는 의미로 여전히 전체 소득 구조에서는 높은 소득군에 포함될 확률이 높다. 상위 소득 40%(즉, 6십분위 이상)에 포함될 확률은 매년기준 94%(중기기준 89%) 내외를 보여 상당한 소득 지속성을 보여준다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석 결과는 소득측정 오차를 고려함으로 인해 추정의 편의성을 제거할 수 있었다. 분석결과 초기소득이 높을수록, 그리고 평균소득 대비 상대소득수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타나 상대적으로 높은 소득의 저소득층의 빈곤 탈출에 어려움을 겪고 있음을 보여준다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤탈출시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하다. 초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 나타낸다. 취업전 교육 확대 또는 평생교육을 통한 소득분포 개선노력은 한계에 직면할 수 있음을 보여준다.

국민기초생활보장제도의 수급 여부 역시 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하고 있어 빈곤탈출 유도 기능은 거의 없는 것으로 나타났다. 오히려 소득증가에는 양적지표인 취업자 수 증가와 보다 나은 일자리를 의미하는 임금근로 확대가 여전히 중요한 요인임을 알 수 있었다. 적극적인 임금일자리 확대 노력을 통해 소득분포가 개선될 수 있을 것이다.

이상의 추정결과는 소득계층 이동을 해석할 때 근로가능계층과 은퇴계층에 차별화된 접근법이 필요함을 보여준다. 근로가능계층의 경우 노동시장 참여를 통해 양호한 소득이동성을 보여주는 것과 달리 은퇴계층의 빈곤층 고착확률이 높으므로 이에 대한 차별화된 대응이 필요하다. 은퇴계층의 경우 노동시장 참여를 통한 소득획득에 한계가 있으므로 공적연금 등 다양한 정책적 노력을 통해 노후자금 준비를 유도하는 방안이 필요하다.

일시적 소득충격의 영향이 큰 매년기준의 소득계층 이동률과 구조적 변화를 반영하는 중기적 관점의 이동률에 상당한 격차가 있음을 감안할 때 중기적 이동률을 활용하는 것도 중요하다. 소득증가율 요인분석 결과는 저소득층의 경우 임금일자리 확보가 중요하며 특히 빈곤선에 가까울수록 낮아지는 소득증가율을 높여 빈곤을 탈출할 수 있도록 하는 정책개발이 필요함을 보여준다. 상당부분 빈곤선근처에서 급격하게 축소되는 각종 정부 지원제도의 조정과 함께 저소득계층의 시장소득 증가를 위한 정책개발이 중요하다.

소득 상위 10%의 경우 소득계층 고착화는 발견되지 않았지만 소득증가율에 노동시장 참여자 규모와 사무직 근로자 여부가 중요한 요인인바, 공정한 과세노력을 통해 기존 조세제도 등의 소득재분배 기능이 충실히 수행되도록 하는 것이 중요하다.

IV. 결론 및 정책시사점

본 연구는 우리나라의 소득분배 구조 및 그 변화에 대한 이해를 높이기 위해 소득분배 실태를 최상위 계층의 소득집중도를 통해 파악하는 연구와 소득분배 구조를 결정하는 요소인 소득이동률과 그 결정요인을 분석하는 연구로 구성되어 있다.

먼저, 우리나라의 소득분배 및 그 변화에 대한 실태를 파악하는데 사용되는 기존의 소득분배지표를 보완하기 위해 본 연구에서는 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하고 그 추이를 분석하였다. 지니계수나 5분위배율로 대표되는 기존의 소득분배지표는 상위 1% 또는 상위 0.1% 등과 같은 최상위 소득계층을 충분히 포괄하지 못하는 한계를 지닌 가구응답 자료를 바탕으로 생성된다. 이에 본 연구에서는 Piketty(2001) 이후 다수의 국가에서 시도되고 있는 최상위 소득계층의 소득집중도 분석을 국세청 내부자료를 이용하여 2007~2012년 동안에 대하여 수행하였다.

최상위 소득계층의 소득집중도 추정을 위해서는 납세자의 미시 신고자료가 제공되지 않고 소득구간별 자료만 제공되는 경우 특정 소득분위의 경계값 및 그 이상의 소득 누적금액을 추정하기 위해 보간법(interpolation)이 필요하다. 국세청 내부자료를 통해 검증한바 우리나라의 소득분포 상단은 파레토 분포에 의해 잘 근사되지 않는 것으로 판단되었다. 이에 본 연구에서는 Atkinson(2005)에서 사용한 mean split histogram 방법론을 사용하여 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다.

추정 결과에 따르면 20세 이상 생산가능인구 기준 2007~2012년 동안 우리나라 상위 5%의 소득집중도는 27.6~29.6%, 상위 1%의 소득집중도는 11.0~12.2%, 상위 0.1%는 3.8~4.5%, 상위 0.01%는 1.5~1.7% 사이에 존재하는 것으로 추정되었다. 그리고 소득집중도의 추이를 보면, 2011년까지 최상

위 소득계층의 소득비중은 대체로 상승하는 추세를 보여 글로벌 금융위기로 인해 일시적으로 소득분배가 개선⁹⁶⁾되었지만 글로벌 금융위기를 극복하는 과정에서 소득분배가 계속 악화되어 왔음을 시사한다. 이러한 최상위 소득계층의 소득집중도는 2012년에 다시 2010년 수준보다는 조금 하락한 모습을 나타냄으로써 2012년에 들어서면서 소득분배가 개선된 것으로 나타났다. 이런 추세는 2008년 또는 2009년부터 소득분배가 계속 개선된 것으로 나타난 기존 소득분배지표(지니계수 및 5분위배율)와는 다른 소득분배 실태를 보여준다. 이런 소득분배 지표들의 추이는 기존의 소득분배지표가 소득분배 실태를 제대로 반영하였다면 중간 소득계층의 소득비중이 낮아지고 최상위 계층 및 하위계층의 소득비중이 높아지는 현상이 발생하였음을 시사한다. 글로벌 금융위기를 겪는 과정에서 하위계층의 소득비중이 높아지지 않았다면 기존의 소득분배지표는 소득분배 실태를 제대로 반영하지 못하고 있음을 의미한다.⁹⁷⁾ 따라서 우리나라의 소득분배 변화 실태를 제대로 파악하기 위해서는 기존의 소득분배지표 외에도 최상위 소득계층의 소득집중도 추이 등의 새로운 지표가 필요함을 알 수 있다.

한편 소득집중도 추이 분석의 정확성을 제고하기 위해서는 종합소득세 신고자료와 근로소득세 신고자료뿐만 아니라 분리과세 및 분류과세 되고 있는 다른 유형의 자료도 인별로 결합하는 시도가 필요하다. 그리고 보다 긴 소득집중도 추정치 시계열을 구축할 수 있다면 우리나라의 산업화의 과정이나 외환위기 같은 경제적 충격이 최상위 소득계층의 소득집중도 및 소득분배에 미친 영향을 더 잘 파악할 수 있을 것이다. 따라서 2007년 이전의 소득세 신고자료에 대해서도 인별 합산 작업을 수행하고 현행 『국세통계연보』보다 더 세분화된 소득구간별 통계를 제공하는 노력이 필요하다고 본다. 이와 더

96) 우리나라 최상위 소득계층의 소득집중도는 제Ⅱ장에서 살펴본 바와 같이 글로벌 금융위기가 국내 경제로 전이된 시점인 2009년에 전년도에 비해 미약하게 하락한 후 그 다음 해에 다시 반등하는 추세를 보이고 있다.

97) 일반적으로 경제 위기에 직접적인 타격을 받는 계층이 하위 소득계층임을 감안할 때 글로벌 금융위기를 겪는 과정에서 하위 소득계층의 소득비중이 높아질 가능성은 희박하다. 이런 추측이 맞다는 전제 아래에서 최상위층의 소득집중도도 높아졌다면 지니계수는 증가하는 것이 타당해 보인다.

불어서 과세대상 소득 합계뿐만 아니라 소득유형별로 소득금액을 제공한다면 근로소득의 소득집중도 추이를 별도로 분석할 수 있고, 최상위 소득계층의 소득집중도 변화가 어느 소득유형에 의해 야기되고 있는지 분석할 수 있을 것이다.

이와 더불어서 본 연구에서는 최상위 소득계층의 소득집중도 관련 국제간 비교시 신중한 접근이 필요함을 제시하고 있다. 이는 국가마다 소득세의 과세대상 소득의 범위 및 과세단위가 다르고, 가용 통계의 품질이나 납세순응 수준에서도 차이가 존재하기 때문이다. 따라서 특정 소득분위의 소득집중도 추정치를 놓고 국가 간 서열을 매기는 분석방식은 매우 주의가 필요한 것으로 판단된다. 다만, 최상위 소득계층의 소득집중도 추이가 국가 간에 유사한지 또는 다른지를 검토하고 그 이유를 분석하는 등의 국제비교는 유의할 것으로 판단된다.

한편 본 연구에서는 각 소득계층의 소득집중도 추이 등 소득분배 실태를 보다 정확히 이해하기 위하여 소득분포를 결정하는 소득이동률과 그 결정요인에 대한 분석을 수행하였다. 소득이동률은 각 소득주체의 소득수준을 추적하여 도출함으로써 횡단면 통계자료에서 반영하지 못하는 소득계층의 유지 여부까지 반영할 수 있다. 예컨대 『국세통계연보』 등 횡단면 통계상 고소득층은 매년 다른 사람들의 집합으로 실제 개인 또는 가구상황과는 거리가 있을 수 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 한국조세재정연구원의 재정패널자료를 이용하여 분석하였다.

분석 결과 각 소득계층 중 저소득층과 고소득층 비율은 증가하고 중산층 비율은 하락하는 추세를 발견하였다. 계층별 이동률 역시 저소득층과 고소득층의 계층 유지확률은 증가하고 중산층의 유지확률은 낮아져 소득구조의 고착화를 의심할 수 있었다. 그러나 은퇴효과를 배제한 근로가능계층에 대한 분석에서 저소득계층 유지확률은 크게 낮아졌으며 추세를 발견하기 어렵다. 또한 전반적인 소득계층 상향이동률이 증가하고 잔류비율은 하락하게 된다. 이는 근로계층에서 소득이동이 상대적으로 활발하게 나타나고 있음을 보여준다. 따라서 경제활동 참가율이 낮은 고령층에 대한 정책노력과 근로

가능가구에 대한 정책방안은 차별화되어 시행될 필요가 있다. 고령층의 증가로 인한 소득격차 확대는 노동시장 참여유도보다는 노후소득 형성과정에서 접근노력이 중요함을 보여준다. 그러나 중산층이 감소하는 소득양극화 현상은 근로계층과 은퇴계층에 공통적으로 나타나고 있어 소득격차 해소를 위한 정책개발은 여전히 중요한 과제라 할 수 있다.

소득상위 10% 계층의 잔류율은 중위소득 150% 이상 계층의 잔류율보다 낮게 나타났다. 일반적으로 소득수준이 증가할수록 계층 잔류율이 높아지는 추세와는 대조적이다. 이는 최고 소득계층의 소득수준은 높아지지만 동일한 가계가 계속적으로 같은 계층에 있을 확률은 높아지지 않음을 의미한다. 상위 10% 소득계층의 계층 변화 확률이 높지만 여전히 전체 소득구조에서는 높은 소득군에 포함될 확률은 높다. 상위 소득 40%(즉, 6분위 이상)에 포함될 확률은 연간기준 94%(중기기준 89%) 내외를 보여 상당한 소득 지속성을 보여준다.

연간기준 소득계층 이동률은 중기 이동률과 비교할 때 동일 소득계층 잔류비율을 과대평가하고 상향 혹은 하향 이동률을 과소평가하는 문제가 있었다. 일생주기에 따른 구조적 소득변화를 반영할 수 있는 중기 이동률에 대한 관심을 높여야 정책목표 달성을 위해 효과적으로 대응할 수 있을 것이다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석 결과는 소득측정 오차를 고려함으로써 인해 추정의 편의성을 제거할 수 있었다. 분석결과 초기소득이 높을수록, 평균소득 대비 상대소득수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타나 상대적으로 높은 소득의 저소득층의 빈곤탈출에 어려움을 겪고 있음을 보여준다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤탈출 시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 중요하다. 상당부분 빈곤선근처에서 급격하게 축소되는 각종 정부 지원제도의 조정과 함께 저소득계층의 시장소득 증가를 위한 정책개발이 중요하다. 초기 교육수준과 분석기간 내 교육연수의 변화는 전반적으로 소득증가율에 유의하지 않은 영향을 나타낸다. 취업 전 교육확대 또는 평생교육을 통한 소득분포 개선노력은 한계에 직면할 수 있음을 보여준다. 국민기

초생활보장제도의 수급 여부 역시 저소득층의 소득증가율에 영향을 미치지 못하고 있어 빈곤탈출 유도 기능은 거의 없는 것으로 나타났다. 오히려 소득증가에는 양적지표인 취업자 수 증가와 보다 나은 일자리를 의미하는 임금근로 확대가 여전히 중요한 요인임을 알 수 있었다. 적극적인 임금일자리 확대 노력을 통해 소득분포가 개선될 수 있을 것이다.

또한 분석결과는 소득계층 이동을 해석할 때 근로가능계층과 은퇴계층에 차별화된 접근법이 필요함을 보여준다. 근로가능계층의 경우 노동시장 참여를 통해 양호한 소득이동성을 보여주는 것과 달리 은퇴계층의 빈곤층 고착 확률이 높으므로 이에 대한 차별화된 대응이 필요하다. 은퇴계층의 경우 노동시장 참여를 통한 소득획득에 한계가 있으므로 공적연금 등 다양한 정책적 노력을 통해 노후자금 준비를 유도하는 방안이 필요하다. 소득 상위 10%의 경우 소득계층 고착화는 발견되지 않았지만 횡단면 분석상 계층 간 격차는 확대되는 것으로 나타난다. 이들의 소득증가율 결정에 노동시장 참여자 규모와 사무직 종사 여부가 중요한 요인인바, 공정한 과세노력을 통해 기존 조세제도 등의 소득재분배 기능이 충실히 수행되도록 하는 것이 중요하다.

앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 소득상위 10% 계층의 잔류율은 중간 소득계층보다 상대적으로 낮게 나타났다. 이는 우리나라에서는 아직 고소득 계층이 특정 집단으로 고착화되었다고 단정하기 어려움을 시사한다. 이러한 소득이동률이 상위 1%, 0.1%, 0.01% 등 최상위 소득계층에서도 발생하고 있고, 부의 대물림이 아닌 혁신 등을 통한 성과향상에 의해 최상위 소득계층에 도달한 것이라면 최상위 소득계층만을 대상으로 하는 과세를 통해 소득재분배를 달성해야 할 필요성은 낮다고 본다. 오히려 창의성 있는 사람들의 성과를 극대화하면서 기존의 과세체계에 성실하게 순응할 수 있는 환경을 조성하는 것이 바람직하다. 이를 통해 소득세 등 내재된 사회적 재분배 기능이 발휘될 수 있도록 하여야 할 것으로 본다. 다만, 최상위 소득계층의 소득이동률이 낮고 능동적 소득이 아닌 불로소득이나 상속·증여에 의해 최상위 소득계층에 위치하고 있다면 과세 강화를 통한 소득재분배 요구가 사회적 지지를 받을 것으로 판단된다. 현재 가용 자료의 한계로 상위 1%,

0.1%, 0.01% 등의 최상위 소득계층의 소득이동률이나 최상위 소득계층의 소득유형에 대한 개관적인 분석을 수행할 수 없지만 향후에는 이러한 분석을 가능하게 하는 자료를 생산함으로써 사회적으로 바람직한 조세정책이 수립될 수 있도록 하여야 할 것이다.

참고문헌

- 국세청, 『국세통계연보』, 각 연도.
- 김낙년, 「한국의 소득집중도 추이와 국제비교, 1976-2010: 소득세 자료에 의한 접근」, 낙성대경제연구소 워킹페이퍼 WP 2012-03, 2012.
- 김성태 · 전영준 · 임병인, 「우리나라 소득이동성의 추이 및 결정요인 분석」, 『경제학연구』, 제60집 제4호, 2012, pp. 5~43.
- 박명호, 「초고소득층의 특성에 관한 국제비교」, 『조세 · 재정BRIEF』, 한국조세연구원, 2012.
- 석상훈, 「소득계층이동의 추이와 변화요인」, 『사회보장연구』, 제25권 제1호, 2009, pp. 25~44.
- 일본 국세청, 『제138회 국세청통계연보』, 평성24년도판(2012).
- 최지은 · 홍기석, 「우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석: 아버지와 아들을 중심으로」, 『사회보장연구』, 제27권 제3호, 2011, pp. 143~163.
- 통계청, 「2008년 1/4분기 가계수지동향 및 소득분배지표 개선안」, 통계청 보도자료, 2008. 5.
- _____, 『가계동향조사 이용자 가이드』, 2011.
- 한국조세재정연구원, 재정패널조사 1-5차년도 조사자료 사용자 안내서(user's guide), 2014. 3.
- 함재봉, 「소득불평등 변화추이와 소득이동성에 관한 연구」, 『재정정책논집』, 제7권, 2005.
- Atkinson, Anthony B., “Top Incomes in the United Kingdom over the 20th Century”, Discussion Paper in Economic and Social History, University of Oxford, 43, 2002.

- _____, “Top Incomes in the UK over the 20th Century,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 168(2), 2005, pp. 325~343.
- _____, “Measuring Top Incomes: Methodological Issues,” In: Atkinson, Anthony B. and Piketty, Thomas (Eds.), *Top incomes over the twentieth century: a contrast between continental European and English-speaking countries*, Oxford University Press, Oxford, UK, 2007.
- Berg, Andrew G. and Ostry, Jonathan D., “Inequality and Unsustainable Growth Two Sides of the Same Coin?,” IMF staff discussion note, IMF, 2011.
- Cho, Jinseo, “Testing Distributional Hypothesis for Grouped Data,” Discussion paper, School of Economics, Yonsei University, 2014.
- David Dollar, Tatjana Kleineberg, Aart Kraay, “Growth, Inequality, and Social Welfare Cross-Country Evidence,” Policy Research Working Paper 6842, World Bank, 2014.
- Gary S. Fields, Paul Cichello, Samuel Freije, Marta Menendez, “Household Income Dynamics: A Four-Country Story,” *The Journal of Development Studies*, Vol. 40, No. 2, 2003, pp. 30~54.
- Ingrid Woolard, Stephan Klasen, “Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa,” *The Journal of Development Studies*, Vol. 41, No. 5, 2005, pp. 865~897.
- Kim, Nak Nyeon and Kim, Jongil, “Top Incomes in Korea, 1933-2010: Evidence from Income Tax Statistics,” Naksungdae Institute of Economic Research Working Paper 2014-03, 2014.
- Moriguchi, Chiaki and Saez, Emmanuel, “The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from Income Tax Statistics,” In: Atkinson, Anthony B. and Piketty, Thomas (Eds.), *Top Incomes: A Global Perspective*, Oxford University Press,

- Oxford, UK, 2010. Series updated by Facundo Alvaredo, Chiaki Moriguchi and Emmanuel Saez(2012, Methodological Notes)
- Moriguchi, Chiaki, and Emmanuel Saez, “The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from Income Tax Statistics,” *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 2008, 713-734.
- Ostry, Jonathan D., Berg, Andrew G. and Tsangarides Charalambos G., “Redistribution, Inequality, and Growth,” IMF staff discussion note, IMF, 2014.
- Piketty, Thomas and Saez, Emmanuel, “Income and Wage Inequality in the United States, 1913-1998,” NBER Working Paper no. 8467, 2001.
- Piketty, Thomas, “Income Inequality in France, 1901-1998,” Discussion Paper no. 2876. London: Centre Econ. Policy Res., 2001.
- Roy van der Weide, Branko Milanovic, Inequality Is Bad for Growth of the Poor, Policy Research Working Paper 6963, World Bank, 2014.
- Xuehua Shi, Xiaoyun Liu, Alexander Nuetah, Xian Xin, “Determinants of Household Income Mobility in Rural China,” *China & World Economy*, Vol. 18, No.2, 2010, pp. 41~59.

한국은행, 경제통계시스템, <http://ecos.bok.or.kr> > 국민계정(2005년 기준) > 제도부문별 계정, 2014

통계청, 국가통계포털, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L6E001&conn_path=I3, 2014

_____, 국가통계포털, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B01001&conn_path=I3, 2014

_____, 국가통계포털, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1D07002&conn_path=I3, 2014

부 록 도수분포 자료를 활용한 파레토 분포 검증 방법론

본 부록에서는 소득구간별 신고인원 및 소득이라는 도수분포 자료를 활용하여 우리나라 소득분포 상단이 파레토 분포를 따르고 있는지 검증하는 방법을 살펴보고 있다. 여기에서는 Cho(2014)에서 제시된 방법을 기술한다.

1. 분포의 추정

가. 파레토 분포의 성질

소득의 분포는 우선 일정한 분포를 가정한다. 소득의 자료는 대부분의 경우에 파레토 분포나 대수정규분포를 가정하는 경우가 다반사이다. 본 연구에서는 파레토 분포를 가정하기로 한다. 즉, 원자료를 X 라고 칭할 때, X 의 밀도함수와 분포함수를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$f(x) = \frac{\alpha x_m^\alpha}{x^{\alpha+1}}; \quad F(x) = 1 - (x_m/x)^\alpha.$$

여기서 모수는 α 와 x_m 으로 주어져 있다. α 는 분포함수의 기울기를 결정하는 모수로서 언제나 양의 값을 지니는 값이고, x_m 은 주어진 원자료의 하한값을 나타내는 모수이다. 대부분의 경우에는 x_m 의 값이 이미 주어진 경우가 대부분이다. 그렇기 때문에 α 만이 미지의 모수로 남겨져 있는 경우가 대부분이다.

파레토 분포의 함수꼴에서 알 수 있듯이 함수의 형태는 멱함수의 형태로 주어져 있다. 그렇기 때문에 α 의 값이 커질 수록 밀도함수의 오른쪽 꼬리부분이 더욱 얇게 된다. 이것이 의미하는 바는 α 을 이용하여 소득분포의

〈부표 1〉 초고소득층의 소득집중도 정보 공개 국가, 수록기간 및 제공정보

국가명		소득집중도 수록기간 ¹⁾	제공정보
1	아르헨티나	1932~2004	o 제공된 정보는 국가마다 상이 - 상위 0.005%, 0.01%, 0.05%, 0.1%, 0.5%, 1%, 5%, 10% 등의 소득집중도 및 자본이득을 포함한 소득집중도 - 소득원(근로소득, 사업소득, 임대소득, 이자소득, 배당소득, 자본소득, 농업소득 등)별 상위 0.01%, 0.05%, 0.1%, 0.5%, 1%, 5%, 10% 등의 소득집중도
2	호주	1912~2010	
3	캐나다	1920~2010	
4	중국	1986~2003	
5	콜롬비아	1993~2010	
6	덴마크	1870~2010	
7	핀란드	1920~2009	
8	프랑스	1900~2009	
9	독일	1891~2010	
10	인도	1922~1999	
11	인도네시아	1920~2010	
12	아일랜드	1922~2009	
13	이탈리아	1974~2009	
14	일본	1886~2010	
15	말레이시아	1947~2010	
16	모리셔스	1933~2011	
17	네덜란드	1914~2012	
18	뉴질랜드	1921~2011	
19	노르웨이	1875~2011	
20	포르투갈	1936~2005	
21	싱가포르	1947~2011	
22	남아공화국	1913~2011	
23	스페인	1930~2010	
24	스웨덴	1903~2012	
25	스위스	1901~2009	
26	탄자니아	1948~1970	
27	영국	1908~2011	
28	미국	1913~2012	
29	우루과이	2009~011	
30	한국	1933~1940 1979~1985 1998~2012	

주: 1) 우리나라를 제외한 국가들의 수록기간은 소득집중도 시계열의 시작 및 끝 연도를 기록한 것으로 중간에 정보가 없는 기간이 있을 수도 있다.

자료: Alvaredo, Facundo, Anthony B. Atkinson, Thomas Piketty and Emmanuel Saez, The World Top Incomes Database, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>, 2014. 10. 24. 접속.

정도를 비교할 수 있다는 점이다.

분포의 추정과 관련이 있는 파레토 분포의 성질을 몇 가지 요약하기로 한다. 첫째, 파레토 분포함수를 이용하여 X 가 소득구간별로 주어진다고 보고 X 가 $(b, u]$ 의 구간에 포함될 확률을 구할 수 있다. 즉,

$$P(b < X \leq u) = F(u) - F(b) = (x_m/b)^\alpha - (x_m/u)^\alpha.$$

만약 u 의 값이 극한이 되면 이로부터 $P(b < X) = 1 - F(b) = (x_m/b)^\alpha$ 임을 알 수 있다.

둘째, 구간을 새롭게 지정하여 하한값을 예전의 하한값(x_m)보다 큰 값으로 하는 조건부 분포를 구한다고 하여도 파레토 분포는 계속 도출된다. 즉, 파레토 분포를 지나는 X 가 주어져 있는 경우, 경우에 따라서 X 의 하한값을 x_0 이 되도록 x_0 이하의 자료는 모두 제거하고 새로운 자료를 만들었다고 보자. 이 경우, 새롭게 주어진 자료의 분포는 $P(X < x | X > x_0)$ 의 조건부 확률로서 도출될 수 있다. 이는 다음과 같이 도출된다.

$$P(X < x | X > x_0) = \frac{P(X < x)}{P(X > x_0)} = 1 - (x_0/x)^\alpha.$$

결국, 다시 파레토 분포를 얻게 된다. 다만 하한의 모수는 x_m 에서 x_0 로 조정되었다. 이를 이용하여 조건부 밀도함수를 구하면 다음과 같다.

$$f(x | X > x_0) = \frac{\alpha x_0^\alpha}{x^{\alpha+1}}.$$

셋째, 두 번째의 경우와 마찬가지로 구간을 새롭게 지정하여 하한값을 예전의 하한값(x_m)보다 큰 값으로 할 뿐만 아니라 구간의 상한값을 지정하여 자료를 만든다고 가정하기로 한다. 이 경우에는 예전처럼 하한값을 x_0 로 두고 상한값을 x_k 로 하여 조건부 분포를 구한다고 한다면 다음과 같이 도출된다.

$$P(X < x | x_0 < X \leq x_k) = \frac{P(X < x)}{P(x_0 < X \leq x_k)} = 1 - \frac{(x_k/x)^\alpha - 1}{(x_k/x_0)^\alpha - 1}.$$

위의 식 우항에서 만약 $x = x_0$ 라면, 이 값은 0으로 주어지게 되고, $x = x_k$ 이라면, 이 값은 1로 주어지게 된다. 그렇기 때문에 0과 1사에 정의된 분포함수임을 확인할 수 있다. 이를 이용하여 조건부 밀도함수를 구하면 다음과 같다.

$$f(x | x_0 < X \leq x_k) = \frac{\alpha x_0^\alpha x^{-\alpha-1}}{1 - (x_0/x_k)^\alpha}$$

본 함수꼴에서 알 수 있듯이 분포의 상한값이 주어지게 되면 더 이상 파레토 분포를 지니지 않게 된다. 다만 밀도함수의 함수꼴은 x 의 멱함수 형태로 주어지기 때문에 α 의 값이 큰 값으로 도출되게 되면 이전과 같이 오른쪽 꼬리 부분의 두께가 얇아지는 것을 알 수 있다.

여기서 이렇게 조건부 분포에 대한 설명을 하는 이유는 분포의 추정이 조건부 분포의 추정으로 이루어지기 때문이다. 이는 주어진 자료구간 모두에 대하여 파레토 분포가 성립하지 않을지라도 특정 소득구간에서는 파레토 분포가 성립될 수 있기 때문이다. 따라서 특정 구간에 기반한 파레토 분포를 추정하기 위한 절차의 일부로서 조건부 분포를 먼저 도출하는 것이다.

나. 도수분포자료의 재정의

도수 분포자료를 분포추정에 맞게끔 구체적으로 정의하기로 한다. 본 연구에서 사용하는 소득구간의 크기가 동일한 도수분포 자료는 다음의 형태로 주어지 있다.

$$O := \{((x_{i-1}, x_i], z_i) : i = 1, 2, \dots, k\}.$$

여기서 k 는 총계급의 수를 일컫는다. 그리고 x_0 와 x_k 는 자료를 임의의 구간으로 구획했을 때 얻어지는 구간의 하한값과 상한값을 일컫는다. z_i 는

$(x_{i-1}, x_i]$ 구간에 포함되어 있는 사람들의 빈도수를 가리킨다. 예를 들어서 $i = 1.0$ 이라고 한다면 소득순준이 1억원과 1.1억원 사이의 구간에 포함된 사람들의 수를 일컫는다. 앞으로는 $(x_{i-1}, x_i]$ 구간을 구간 i 로 칭하도록 한다.

주어진 자료를 이용하여 자료의 빈도수를 빈도확률을 지닌 자료로 변환시킬 수 있다. 우선 $\hat{f}_i$ 와 $\hat{p}_i$ 를 다음과 같이 정의하도록 한다.

$$\hat{f}_i := z_i / \sum_{j=1}^k z_j,$$

$$\hat{p}_i := \sum_{j=1}^i \hat{f}_j.$$

그리고 다음과 같은 자료를 분석을 위해서 고려토록 한다.

$$M := \{((x_{i-1}, x_i], z_i, \hat{p}_i) : i = 1, 2, \dots, k\}.$$

여기서 $\hat{f}_i$ 와 $\hat{p}_i$ 는 구간 i 에 포함될 확률의 추정치와 누적확률의 추정치로 해석할 수 있다. 그렇기 때문에 ‘ $\hat{}$ ’을 사용해서 자료를 표시하고 있다. z_i 가 구간 i 에 포함되어 있는 빈도수를 나타내기 때문에, 모든 빈도수를 합하면 본 자료를 구성하고 있는 관측치의 수를 나타낸다. 즉, 표본의 크기가 $\sum_{i=1}^k z_i$ 로 주어지는 것이다. 표현상의 편리를 위해서 이를 앞으로 n 으로 표시하기로 한다. 결국, $\hat{f}_i$ 는 모든 관측치중에서 구간 i 포함되어 있는 관측치의 비율을 나타낸 것이다. 그렇기 때문에 $\sum_{i=1}^k \hat{f}_i \equiv 1$ 이라는 항등식이 성립하게 된다. 그리고 대수의 법칙(law of large numbers)에 의하여

$$\hat{f}_i \xrightarrow{a.s} P(X \in (x_{i-1}, x_i] | x_0 < X \leq x_k)$$

임이 쉽게 성립한다. 반면, $\hat{p}_i$ 는 누적확률분포에 대한 추정치로 해석할 수 있다. 각각의 빈도확률을 누적하는 식으로 $\hat{p}_i$ 를 정의했기 때문이다. k 가 유한한 정수인 이상, 대수의 법칙에 의하여 다시

$$\hat{p}_i \xrightarrow{a.s.} P(X \leq x_i | x_0 < X \leq x_i)$$

가 어렵지 않게 성립하게 된다.

다. 파레토 분포의 추정

Cho(2014)의 추천에 따라서 도수분포함수의 최소자승(grouped empirical distribution least squares; GEDLS) 추정방법에 의하여 모수를 추정한다. 즉, 다음의 방식에 따라서 모수를 추정하는 것이다.

$$\hat{\alpha}_n := \operatorname{argmin}_{\alpha} \sum_{i=1}^k (\hat{p}_i - F(x_i; \alpha))^2.$$

여기서,

$$F(x_i, \alpha) := 1 - \frac{(x_k/x_i)^{\alpha} - 1}{(x_k/x_0)^{\alpha} - 1}.$$

즉, 파레토 분포를 가정하고서 얻은 조건부 누적분포함수를 모형으로 하고, 모수값을 비선형 최소자승방법에 의하여 추정하는 것이다.

추정된 모수값 $\hat{\alpha}_n$ 은 가정된 분포가 올바르게 설정되었는가 또는 아닌가에 따라서 추정치의 극한값이 다르게 나타난다. 실제의 자료가 $(x_0, x_k]$ 의 구간에 걸쳐서 파레토 분포를 따르고 있다고 가정하기로 하자. 즉, 미지의 모수 α^* 에 대하여 조건부 분포를 $F(\cdot, \alpha^*)$ 로 지니고 있다고 가정하자. 그러면 Cho(2014)의 정리 1에 의하여

$$\hat{\alpha}_n \xrightarrow{a.s.} \alpha^*$$

가 성립한다. 즉, GEDLS 추정방법에 의하여 미지의 모수 α^* 를 일관되게 추정할 수 있는 것이다.

반면, 실제의 자료가 $(x_0, x_k]$ 의 구간에 걸쳐서 파레토 분포를 따르고 있지 않다고 가정하면 GEDLS 추정치의 극한값은 α^* 와 같은 값으로 얻어질

수 없다. α_* 의 값은 파레토 분포를 지니고 있다는 가정하에서 유효한 모수이기 때문에 다른 분포의 가정하에서는 α_* 가 정의될 수 없는 것이다. Cho(2014)에서 이에 대한 결과 역시 제시하고 있다. 이를 정확히 설명하기 위하여 우선

$$\hat{p}_i \rightarrow_{a.s.} P(X \leq x_i | x_0 < X \leq x_i)$$

의 결과를 이용하자. 여기서 얻어지는 극한치는 파레토 분포가 의미하는 극한치라고는 다른 결과이다. 극한치를 p_i 라고 칭하자. 그러면 Cho(2014)의 정리 1에 의하여

$$\hat{\alpha}_n \rightarrow_{a.s.} \alpha_0$$

의 결과를 얻을 수 있다. 여기서

$$\alpha_0 := \operatorname{argmin}_{\alpha} \sum_{i=1}^k (p_i - F(x_i, \alpha))^2$$

으로 정의된다. 여기서 주목할 사실은 대수의 법칙에 의하여 $\hat{p}_i \rightarrow_{a.s.} p_i$ 라는 점이다. 그렇기 때문에 모수를 추정하기 위한 목적함수는 α 에 대하여 비확률 함수로 수렴하게끔 이미 정의상 만들어져 있다는 사실이다. 그러므로 α_0 를 이로부터 쉽게 정의할 수 있다는 점이다. 그리고 이렇게 정의된 α_0 는 p_i 가 파레토 분포와 연관되어 있지 않아도 정의된다는 점이다. 그렇기 때문에 GEDLS 추정량은 분포에 대한 가정이 꼭 파레토 분포함수가 아니더라도 어느 일정한 값으로 수렴하게 된다. 그리고 그 일정한 값을 α_0 로 칭하는 것이다. 앞으로 논의상 편의를 위해서 파레토 분포에 대해 설정이 올바른 것이었다면 α_0 를 α_* 로 보고, 그렇지 않은 경우라고 한다면, α_0 를 α_* 와 다른 값으로 보도록 한다.

Cho(2014)에서는 이렇게 정의된 추정량의 점근분포 역시 도출하고 있다. 이에 대하여 살펴보기로 한다. 우선 다음과 같은 추정량을 정의하자. 모든

$i = 1, 2, \dots, k$ 에 대하여

$$w_i := \left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\alpha_0} \log\left(\frac{x_k}{x_0}\right) \left[\left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\alpha_0} - 1\right] - \left(\frac{x_k}{x_i}\right)^{\alpha_0} \log\left(\frac{x_k}{x_i}\right) \left[\left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\alpha_0} - 1\right]$$

으로 정의한다. 그리고 w_i 를 i 번째 행의 값으로 취하는 $k \times 1$ 벡터를 $\mathbf{w}$ 라고 정의하자. 즉,

$$\mathbf{w} := [w_1, w_2, \dots, w_k]'$$

그런 후에 다음과 같은 행렬을 다시 정의한다.

$$\begin{aligned} \mathbf{g} &:= (\mathbf{w}'\mathbf{w})^{-1}\mathbf{w}, \\ \mathbf{p} &:= [p_1, p_2, \dots, p_k]', \\ \mathbf{q} &:= [F(x_1, \alpha_0), F(x_2, \alpha_0), \dots, F(x_k, \alpha_0)]'. \end{aligned}$$

그러면 Cho(2014)의 정리2에 의하여 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

$$\sqrt{n} \{(\hat{\alpha}_n - \alpha_0) - \mathbf{g}'(\mathbf{p} - \mathbf{q})\} \Rightarrow \mathbf{g}'\mathbf{B}^o.$$

여기서 $\mathbf{B}^o$ 는 $k \times 1$ 의 정규분포를 따르는 확률변수로서 다음과 같은 분포를 지니고 있다.

$$\mathbf{B}^o \sim N(\mathbf{0}, \Sigma)$$

이며,

$$\Sigma := \begin{bmatrix} p_1(1-p_1) & \dots & p_1(1-p_k) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_k(1-p_1) & \dots & p_k(1-p_k) \end{bmatrix}.$$

이러한 분포를 지나는 확률과정은 브라운다리(Brownian bridge) 확률과정을 통해서 도출한 것이다. 실증분포($\hat{p}$)가 확률의 함수로 표현한다면 점근적으로 브라운다리 확률과정으로 수렴한다는 점은 이미 많은 문헌을 통해서 알려져 있다. 이러한 점을 이용해서 Cho(2014)는 GEDLS의 점근분포를 도출하고 있다.

여기서 중요한 점은 주어진 자료가 파레토 분포를 따르는지의 여부에 따라서 다른 분포를 지니고 있다는 점이다. 만약, 자료가 파레토 분포를 따르게 된다면 $\alpha_0 = \alpha_*$ 가 성립하게 되어서 $\mathbf{p} = \mathbf{q}$ 이 성립하게 된다. 그렇기 때문에

$$\sqrt{n}(\hat{\alpha}_n - \alpha_*) \Rightarrow \mathbf{g}' \mathbf{B}' \sim N(0, \mathbf{g}' \Sigma \mathbf{g})$$

이 도출된다.

한편 Cho(2014)의 GEDLS 추정량의 성질에 대하여 간략하게 설명하면 다음과 같다. 우선 GEDLS 추정량을 분포의 검정 목적으로 제시하는 이유는 후술하는 검정통계량의 귀무분포가 분포가정에 무관(distribution-free)하기 때문이다. 사용되는 모형에 따라서 만약 다른 귀무분포에 기반한 기각역을 적용해야 한다면, 그 유용성은 매우 제한적일 것이다. 그러한 경우를 분포에 유관하다고 하고 검정법의 유용성을 위해서 되도록 그런 종류의 검정 통계량을 계량경제학에서는 제시하지 않고 있다. 그리고 GEDLS 추정량이 제시되는 이유도 그러한 목적을 달성하기 위해서이다. 이미 잘 알려진 바와 같이 미지의 추정량을 통상의 최우추정법이나 최소자승 추정법에 의하여 추정하는 경우에는 이러한 목적을 달성하지 못한다. 그렇기 때문에 이들 추정량에 기반한 분포를 추정하면 후에 검정의 절차에서 상당한 여분의 노력을 추가하여야 한다. 그러한 이유로 말미암아 본 연구에서는 Cho(2014)에서 제시한 GEDLS 추정량을 사용하여 모수를 추정하고 있다.

2. 분포의 검정

다음으로는 추정된 모수값을 기반으로 하여 분포의 검정을 행하기로 한다. 논의를 구체적으로 하기 위해서 다음과 같이 귀무가설과 대체가설을 설정한다고 하자.

$$\begin{aligned} H_0 &: \forall i, \exists \alpha^*, P(X \leq x_i | x_0 < X \leq x_k) = F(x_i, \alpha^*); \\ H_1 &: \forall i \text{ and } \forall \alpha, P(X \leq x_i | x_0 < X \leq x_k) \neq F(x_i, \alpha). \end{aligned}$$

여기서 $F(x_i, \alpha)$ 는 앞서의 절에 주어진 파레토 분포에 기반한 조건부 분포함수를 칭한다. 결국 논의의 중심은 조건부 분포함수를 검정하는 데 있다.

상기한 바와 같이 분포가정에 무관한 검정통계량을 도출하기 위해서 Cho(2014)에서 제시하는 접근법을 사용하기로 한다. Cho(2014)에서 제시하는 검정통계량은 다름이 아닌 콜모고로프-스미르노프 검정통계량의 변형 검정통계량이다. 즉,

$$T_n := \max_{i=1,2,\dots,k} \sqrt{n} |\hat{p}_i - F(x_i, \hat{\alpha}_n)|$$

으로 검정통계량이 정의된다. 본 정의에서 알 수 있듯이 이는 콜모고로프-스미르노프 검정통계량의 동기와 꼭 같은 동기를 지니고 있다. 즉, 추정된 실증분포와 가정된 분포의 차이를 가장 크게 하는 거리를 검정통계량으로 정의하는 것이다. 다만 검정통계량이 귀무분포하에서 0으로 수렴하는 것을 방지하기 위해서 $\sqrt{n}$ 을 최대치의 거리에 곱하였다.

통상적으로 정의되는 콜모고로프-스미르노프 검정통계량의 경우에는 실증분포가 모수의 추정치에 의하여 제약된다. 그렇기 때문에 콜모고로프-스미르노프 검정통계량의 귀무분포가 모수추정치에 분포에 의하여 영향을 받는다. 이로 인하여 어떠한 추정량이 사용되고 있는지와 어떤 모형이 사용되고 있는지에 따라서 다른 종류의 귀무분포가 도출되게 된다.

반면, 검정통계량의 정의에서 알 수 있는 바와 마찬가지로 실증분포가

모수의 추정치와 분리되어 있다. 그렇기 때문에 귀무분포가 모수 추정치의 분포에 의하여 영향을 받지 않게 된다. 이러한 점을 염두해 두고 GEDLS 추정량이 정의된 것이다.

Cho(2014)에서는 검정통계량의 점근적 행위를 귀무가설, 대체가설, 그리고 국부적 대체가설하에서 살펴보고 있다. 이들에 대한 성질을 요약 기술하기로 한다.

가. 귀무가설하에서의 검정통계량의 행태

우선 귀무가설 아래에서 검정통계량의 점근성질을 살펴보기 위해서 다음의 행렬을 정의하도록 한다.

$$\mathbf{m} := \mathbf{I}_k - \mathbf{w}(\mathbf{w}'\mathbf{w})^{-1}\mathbf{w}.$$

주지하는 바와 같이 이는 대각행렬 중심으로 대칭인 멱등행렬이다. 그리고 $\mathbf{m}$ 은 확률변수에 의하여 정의된 행렬이 아니다. 각 계급의 경제값인 $x_1, x_2, \dots, x_k$ 와 α_0 에 의하여 정의된 행렬이다. 그렇기 때문에 $\mathbf{m}$ 은 상수로 이루어진 행렬이 된다. 이와 더불어 다음의 행렬을

$$\mathbf{G} := \mathbf{m}\mathbf{B}'$$

으로 정의한다. 이는 $k \times 1$ 의 벡터이다. $\mathbf{B}'$ 가 정규분포를 따르는 것으로 이미 밝힌 바 있기 때문에 $\mathbf{G}$ 역시 정규분포를 따른다. 즉,

$$\mathbf{G} \sim N(0, \mathbf{m}\Sigma\mathbf{m}).$$

$\mathbf{G}$ 의 i 번째 요소를 G_i 로 정의하기로 한다. Cho(2014)의 정리 3에서는 다음의 극한분포를 도출하고 있다.

$$T_n \Rightarrow \max [|G_1|, |G_2|, \dots, |G_k|].$$

즉, 일정한 정규분포를 따르는 확률변수의 절대치의 극대값의 분포함수를 지니는 확률변수로 수렴하고 있음을 보이는 것이다.

이것이 의미하는 바는 T_n 의 기각역을 $\max [|G_1|, |G_2|, \dots, |G_k|]$ 의 분포에 의하여 구하여야 함을 의미한다. 기본적으로는 m 에 의하여 T_n 의 점근적 귀무분포가 결정되기 때문에 이를 고려해서 기각역을 구하여야 한다.

실질적으로 이의 공식을 구하기 위한 방법에 시간이 많이 소요될 수 있기 때문에 Cho(2014)에서는 기계적으로 기각역을 구할 수 있는 두 가지의 방식을 제시한다. 첫 번째 방식은 점근적 귀무분포를 모의실험을 통하여 구한 다음 여기서 얻어지는 기각역을 적용하는 것이다. 두 번째 방식은 모수 붓스트랩(parametric bootstrap) 방식을 적용하는 것이다. 이에 대한 자세한 절차는 다음과 같다.

첫째, 점근적 귀무분포를 추정하여 기각역을 구하는 절차는 다음과 같다.

1단계: 주어진 계급의 경계값과 추정된 GEDLS 추정량을 이용하여 m 을 추정한다. 즉, 우선 다음을 정의하고

$$w_i := \left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\hat{\alpha}_n} \log\left(\frac{x_k}{x_0}\right) \left[\left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\hat{\alpha}_n} - 1\right] - \left(\frac{x_k}{x_i}\right)^{\hat{\alpha}_n} \log\left(\frac{x_k}{x_i}\right) \left[\left(\frac{x_k}{x_0}\right)^{\hat{\alpha}_n} - 1\right],$$

이를 $\hat{w}$ 의 i 번째 행의 요소로 한다. 이는 w 를 GEDLS 추정량을 이용하여 추정하는 절차이다. 그리고 m 을 다음의 $\hat{m}$ 을 이용하여 추정한다.

$$\hat{m} := I_k - \hat{w}(\hat{w}'\hat{w})^{-1}\hat{w}'.$$

2단계: B^o 를 $\hat{\alpha}_n$ 을 이용하여 생성한 후에 점근적으로 T_n 의 귀무점근 분포와 같은 분포를 지니는 확률변수를 생성한다. 이 과정은 브라운다리 확률 과정을 통해서 생성할 수 있다. 즉, 모든 $s \in (0, 1]$ 에 대하여 다음의 확률

함수를 정의한다.

$$W_b(s) := \frac{1}{b^{1/2}} \sum_{j=1}^{\lfloor bs \rfloor} Z_j - \frac{s}{b^{1/2}} \sum_{j=1}^b Z_j.$$

여기서 Z_j 는 표준정규분포를 따르는 확률변수로 j 에 대하여 독립인 수열이다. 그러면 돈스커(Donsker, 1952)의 함수중심극한 정리로 b 가 증가함에 따라서 $W_n(\cdot) \Rightarrow B^o(\cdot)$ 임이 어렵지 않게 성립한다. 그렇기 때문에 다음과 같이

$$\begin{aligned}\hat{B}^o &:= [W_b(F(x_1, \hat{\alpha}_n)), \dots, W_b(F(x_i, \hat{\alpha}_n)), \dots, W_b(F(x_k, \hat{\alpha}_n))] \\ \hat{G} &:= \hat{m} \hat{B}^o\end{aligned}$$

으로 정의한 후, $\hat{G}_i$ 를 $\hat{G}$ 의 i 번째 행의 요소로 정의하여,

$$\hat{T}_n := \max[|\hat{G}_1|, \dots, |\hat{G}_k|]$$

으로 정의하면, $\hat{T}_n$ 의 분포는 점근적으로 T_n 의 점근적 귀무분포와 같게 된다.

3단계: 2단계의 과정을 여러 번 반복하여 $\hat{T}_n$ 의 분포를 구하여 유의수준에 해당하는 기각역을 구한다. 예를 들어서 a 번 2단계를 반복한다고 하고 유의수준이 5%로 주어졌다고 한다면, $\hat{T}_n$ 의 값들 중에서 $0.95 \times a$ 번째로 큰 값을 정하고 이보다 크면 귀무가설을 기각한다.

이러한 귀무점근분포를 추정함으로써 기각역을 구하는 절차는 3단계의 반복절차가 많으면 많을수록 정확한 방식으로 검정절차를 취할 수 있다.

모수 붓츠트랩 방식을 적용하여 기각역을 구하는 절차는 다음과 같다.

1단계: 주어진 $\hat{\alpha}_n$ 을 이용해서 역으로 파레토분포 $F(\cdot, \hat{\alpha}_n)$ 을 지나는 확률 변수를 도수분포 자료에 포함된 표본의 수만큼 생성한다.

2단계: 1단계에서 생성된 자료를 이용해서 주어진 도수분포 자료와 꼭 같은 형태로 도수분포 자료를 만들고 이를 이용하여 다시 GEDLS 추정량을 구한다.

3단계: 2단계에서 생성한 도수분포 자료와 GEDLS 추정량을 이용하여 검정 통계량을 다시 구한다. 이를 $\hat{T}_n^b$ 라고 부른다.

4단계: 1~3단계를 a 번 반복한다. 그리고 $\hat{T}_n^b$ 의 분포를 구하여 유의수준에 해당하는 기각역을 구한다. 예를 들어서 유의수준이 5%로 주어졌다고 한다면, $\hat{T}_n^b$ 의 값들 중에서 $0.95 \times a$ 번째로 큰 $\hat{T}_n^b$ 의 값을 정하고 이보다 크면 귀무가설을 기각한다.

모수 붓츠트랩 방식을 적용하여 기각역을 구하는 경우 역시, 4단계의 반복 절차가 많은 경우라면 정확한 방식으로 검정절차를 취할 수 있음이 알려져 있다.

귀무분포를 추정함으로써 검정하는 방법이나 모수 붓츠트랩 방식을 적용하여 검정하는 방식 모두 장단점이 존재한다. 시간상으로는 귀무분포를 추정하는 방법이 효율적인 방법이다. 모수 붓츠트랩 방식에 의하여 가설검정을 하는 경우에는 2단계에서 GEDLS 추정량을 다시 추정해야 하기 때문에 이로 인하여 많은 시간이 소비될 수 있다. 반면, 프로그램을 작성하는 차원에서는 모수 붓츠트랩 방식에 의하여 가설검정하는 방식이 효율적이다. 1단계에서 T_n 을 계산하는 절차가 여러 번 반복된다는 사실 때문에 실질적으로는 다른 프로그램을 추가로 작성해야 할 필요가 없다. 그러나 귀무분포를 추정하는 방식으로 검정하는 방법은 추가적으로 m 과 Σ 를 추정하는 절차가 필요하기 때문에 프로그램을 작성하는 기간이 상대적으로 오래 걸릴 수 있다.

그러나 Cho(2014)의 모의실험에 의한 결과에 따르면 귀무가설하에서 실행된 모의실험은 귀무분포를 추정하여 가설검정하는 방식이나 모수 붓스트랩 방식에 의하여 가설검정하는 방식이나 그리 큰 차이를 보이지 않는다고 보고하고 있다. 그렇기 때문에 실증분석을 위해서는 제시된 두 가지의 방법 중 아무거나 선택하여 귀무가설을 검정하여도 결과가 많이 틀릴 것으로 기대되지 않는다.

나. 대체가설하에서의 검정통계량의 행태

주어진 검정통계량의 대체가설하의 행태는 기본적으로 대체가설하에서 GEDLS 추정량이 편기를 지니고 있다는 점을 이용하여 결정된다. 즉 모든 i 에 대하여 $p_i = F(x_i, \alpha_0)$ 가 성립하지 않는다는 점을 이용해서 도출된다. 이를 구체적으로 기술하기 위해서 다음과 같은 행렬식을 정의하기로 한다.

$$\mu := m(p - q).$$

그리고 μ 의 i 번째 행의 요소를 μ_i 라고 칭하자. 그러면 Cho(2014)에서는 모든 i 에 대하여

$$\sqrt{n} \{ [\hat{p}_i - F(x_i, \hat{\alpha}_n)] - \mu_i \} \Rightarrow G_i$$

임을 보이고 있다. 대체가설하에서는 적어도 하나 이상의 i 에 대하여 μ_i 는 영이 아니다. 그러므로

$$T_n = \sqrt{n} \max[|\mu_1|, \dots, |\mu_k|] + O_p(1)$$

의 형태를 지니게 된다. 이것이 의미하는 바는 T_n 의 분포가 $n^{1/2}$ 의 속도로 대체가설하에서 발산한다는 것을 의미한다. 그렇기 때문에 주어진 검정통계량은 점근적으로 일관된 검정력을 보유하게 된다.

다음 소절로 넘어가기 전에 검정력에 대하여 짧게 유의점을 설명한다. 본 보고서에서 가정하고 있는 귀무분포는 원자료가 파레토 분포를 따르고 있다는 점이 아니다. 정확히 표현하면 각 계급의 상한점에 얻어지는 확률값이 파레토 분포를 통해서 얻을 수 있는 확률값과 같다는 것이다. 그렇기 때문에 비록 원자료의 모분포가 파레토 분포를 따르지 않으면서 주어진 도수분포 자료의 상한점에서 파레토 분포가 나타내는 확률값과 동일한 확률값을 나타내게 되면 본 검정통계량은 파레토 분포의 가설검정을 위해서 사용하는데 유용하지 않게 된다. 이러한 점을 방지하기 위한 방법은 귀무가설을 기각할 수 없는 경우에, 계급 구간을 달리하면서 검정하는 것도 유용한 방법이 될 수 있다.

다. 국부적 대체가설 아래에서의 검정통계량의 행태

국부적 대체가설은 대체가설하에서 검정통계량의 분포가 발산하기 때문에 점근적인 검정력이 없다는 점이 약점으로 지적된다. 그렇기 때문에 대체가설하에서 주어진 검정통계량의 분포가 발산하지 않도록 모수를 조정하는 방법이다. Cho(2014)에서는 다음의 국부적 대체가설을 고려하고 있다.

$$H_\ell : \exists h(\cdot) \text{ and } \forall i, P(X < x_i | x_0 < X \leq x_k) = F(x_i, \alpha_0) + h(x_i) / \sqrt{n}.$$

국부적 대체가설에서는 어떤 함수에 대하여 파레토 분포와 실제의 조건부 분포가 $h(\cdot) / \sqrt{n}$ 만큼 차이가 존재하고 있다. 그렇기 때문에 귀무가설은 성립하지 않는다. 그러나 그 차이는 n 이 증가할수록 계속 감소하고 있다. 그렇기 때문에 국부적 대체가설은 극한에서 귀무가설로 수렴한다. 이러한 성격은 상기한 바대로 대체가설과 귀무가설의 중간에 있는 가설체계를 설정함으로써 검정통계량의 분포가 발산하지 않도록 하기 위한 장치이다.

Cho(2014)에서는 이 경우 검정통계량 T_n 의 점근적 행태를 제시하고 있다. 이를 제시하기 위해서 다음의 행렬을 우선 정의하도록 한다.

$$\mathbf{h} := [h(x_1), \dots, h(x_k)]'.$$

그러면 모든 i 에 대하여

$$\hat{p}_i - F(x_i, \hat{\alpha}_n) \Rightarrow h(x_i) - w_i(\mathbf{w}'\mathbf{w})^{-1}\mathbf{w} + G_i$$

임을 Cho(2014)에서 보이고 있다. 그렇기 때문에

$$T_n \Rightarrow \max[|\xi_1 + G_1|, \dots, |\xi_k + G_k|]$$

임을 도출할 수 있다. 여기서 ξ_i 는 $\mathbf{mh}$ 의 i 번째 행의 요소로 정의되었다. 결국, 국부적 대체가설하에서 검정통계량 T_n 은 귀무가설 아래에서 얻은 정규분포의 평균을 ξ_i 만큼 모든 i 에 대하여 조정하는 방식으로 점근적 분포를 취하게 된다. 만약 조정된 평균의 값 ξ_i 가 크면, 주어진 검정통계량의 검정력은 그만큼 더욱 크게 될 것이다.

소득분배 변화와 정책과제: 소득집중도와 소득이동성 분석을 중심으로

박 명 호 · 전 병 목

본 보고서는 우리나라의 소득분배 구조 및 그 변화에 대한 이해를 높이기 위해 소득분배 실태를 최상위 계층의 소득집중도를 통해 파악하는 연구와 소득분배 구조를 결정하는 요소인 소득이동률과 그 결정요인을 분석하는 연구로 구성되어 있다.

먼저, 소득집중도에 관한 분석에서는 국세청이 제공한 상세한 소득구간별 자료를 활용하여 2007~2012년 동안의 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다. 우리나라의 소득세 통계에 기존 연구에서 사용된 파레토 보간법(Pareto interpolation)이 적합한지를 검토하기 위해 국세청 자료를 활용하여 우리나라 소득분포의 상단이 파레토 분포에 의해 잘 근사되지를 검증하였다. 그 결과 상위 1%를 전후한 소득구간들에서는 파레토 분포를 따르지 않는다고 판정되었다. 이에 본 연구에서는 Atkinson(2005)에서 사용한 mean split histogram 방법론을 사용하여 최상위 소득계층의 소득집중도를 추정하였다.

추정 결과에 따르면 20세 이상 생산가능인구 기준 2007~2012년 동안 우리나라 상위 5%의 소득집중도는 27.6~29.6%, 상위 1%의 소득집중도는 11.0~12.2%, 상위 0.1%는 3.8~4.5%, 상위 0.01%는 1.5~1.7% 사이에 존재하는 것으로 추정되었다. 그리고 소득집중도의 추이를 보면, 2011년까지 최상위 소득계층의 소득비중은 대체로 상승하는 추세를 보여 글로벌 금융위기로 인해 일시적으로 소득분배가 개선되었지만 글로벌 금융위기를 극복하는 과정에서

소득분배가 계속 악화되어 왔음을 시사한다. 이러한 최상위 소득계층의 소득 집중도는 2012년에 다시 2010년 수준보다는 조금 하락한 모습을 나타냄으로써 2012년에 들어서면서 소득분배가 개선된 것으로 나타났다. 이런 추세는 2008년 또는 2009년부터 소득분배가 계속 개선된 것으로 나타난 기존 소득분배지표(지니계수 및 5분위배율)와는 다른 소득분배 실태를 보여준다. 따라서 우리나라의 소득분배 구조를 보다 정확하게 파악하기 위해서는 소득집중도처럼 기존의 소득분배지표를 보완하는 지표가 필요한 것으로 판단된다.

한편, 본 연구에서는 각 소득계층의 소득집중도 추이 등 소득분배 실태를 보다 정확히 이해하기 위하여 소득분포를 결정하는 소득이동률과 그 결정요인에 대한 분석을 수행하였다. 분석 결과 각 소득계층 중 저소득층과 고소득층 비율은 증가하고 중산층 비율은 하락하는 추세를 발견하였다. 계층별 이동률 역시 저소득층과 고소득층의 계층 유지확률은 증가하고 중산층의 유지확률은 낮아져 소득분배 구조의 고착화를 의심할 수 있었다. 다만, 소득상위 10% 계층의 잔류율은 중위소득 150% 이상 계층의 잔류율보다 낮게 나타났다. 이는 우리나라에서 최상위 소득계층이 특정 집단으로 고착화되었다고 단정하기 어려움을 시사한다. 이러한 소득이동률이 상위 1%, 0.1%, 0.01% 등 최상위 소득계층에서도 발생하고 있거나 부의 대물림이 아닌 혁신 등을 통한 성과향상에 의해 최상위 소득계층에 도달한 것이라면, 단년도 소득만을 기준으로 한 추가과세를 통해 소득재분배를 강화하기보다 소득이동을 강화할 수 있는 수단개발이 더 중요할 수 있음을 뜻한다.

소득변화 결정요인에 대한 패널분석 결과에 따르면 초기소득이 높을수록, 평균소득 대비 상대소득수준이 높을수록 소득증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. 상대소득 변수의 영향력은 저소득층 내에서 더욱 크게 나타나 상대적으로 높은 소득의 저소득층의 빈곤탈출에 어려움을 겪고 있음을 나타냈다. 따라서 소득분포 개선을 위해서는 빈곤탈출 시점의 저소득계층에 대한 정책적 노력이 필요한 것으로 보인다. 그리고 상당부분 빈곤선 근처에서 급격하게 축소되는 각종 정부 지원제도의 조정과 함께 저소득계층의 시장소득 증가를 위한 정책개발도 중요함을 나타낸다.

Top Incomes, Income Mobility and Policy Implications

Myung-Ho Park · Byung Mok Jeon

This study consists of two analyses: one is about top income shares in Korea and the other is about income mobility in Korea. Firstly, we present new homogeneous series on top shares of income from 2007 to 2012 in Korea using detailed income tax statistics, which is not open to public access. In order to estimating the top income shares by the Pareto interpolation, Moriguchi and Saez (2010) and Kim and Kim(2014) among others assume a Pareto distribution for grouped income tax data of Japan and Korea, respectively. Using our detailed income tax statistics from 2007 to 2012, we test the hypothesis of Pareto distribution in Korea and conclude that the Pareto distributional hypothesis is rejected when top 0.5%, 1% and 5% incomes are included in our data set for every year of consideration. Using the mean split histogram method suggested by Atkinson(2005), we estimate top income shares in Korea. Top income shares in Korea have a tendency to increase from 2007 to 2011 and then, in 2012, drop back to the level of 2009~2010. This result shows that income inequality in Korea is getting worse during the global financial crisis than it was before.

Secondly, we analyze income mobility at household level and its

determinants. The results show that the ratio of middle income class is decreasing and this is mainly by the increase of old-aged household which usually at low income level. Top 10% income class shows relatively low probability to stay in the same class. We also find that annual mobility may underestimate income mobility because it has difficulties in measuring age-earning variation. Analysis of determinants of income growth shows that initial income level is important and education variables, initial and changes regardless of regular and lifetime, are insignificant. For the low income class, it is very important to develop a policy which can increase income growth near income class border line, 50% of median income.

■ 저자약력

박 명 호

연세대학교 경제학과 졸업
미국 University of Michigan 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 장기재정전망센터장

전 병 목

서울대학교 자원공학과 졸업
미국 Rice University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 선임연구위원

자료 수집 및 정리

김평강 한국조세재정연구원 연구원
김혜련 한국조세재정연구원 연구원
오지연 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 14-02

소득분배 변화와 정책과제: 소득집중도와 소득이동성 분석을 중심으로

발행	2014년 12월 31일
저자	박명호 · 전병목
발행인	옥동석
발행처	한국조세재정연구원
주소	339-007 세종특별자치시 한누리대로 1924
전화	(044)414-2114(대)
홈페이지	www.kipf.re.kr
등록	1993. 7. 15. 제21-466호
정가	7,000원
조판 및 인쇄	(주)정인&D (02)3486-6791~6
I S B N	978-89-8191-732-6 93320

© 한국조세재정연구원 2014

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.