

조세정책의 재분배 효과: 노동공급에 대한 영향을 중심으로

2017. 12.

오종현 · 최충

서 언

최근 소득분포 및 소득재분배에 대한 사회적 관심이 점점 커지고 있다. 특히, 소득 불평등도를 완화시키기 위한 조세정책에 많은 관심이 집중되고 있다. 조세정책이 소득분포 및 소득재분배에 미치는 영향에 대해서는 경제학의 다양한 분야에서 연구된다. 그중 하나가 바로 본 연구에서 시도한 일반균형모형을 활용한 연구이다. 일반균형모형의 장점은 조세정책으로 인한 경제주체의 행태 변화를 고려하여 소득분포 및 재분배 효과를 측정할 수 있다는 데 있다. 조세정책은 세후소득에도 영향을 미치지만, 경제주체의 행태 변화를 통해 세전소득에도 영향을 미친다. 그렇기 때문에 세후소득뿐만 아니라 세전소득에 대한 영향까지 고려한 분석이 반드시 필요하다.

본 연구는 오종현·박명호(2015)에 대한 후속연구로 수행되었다. 오종현·박명호(2015)는 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과에 대해 살펴보았다. 이때 오종현·박명호(2015)에서는 노동공급의 자산효과가 제거된 효용함수를 가정하였다. 노동공급의 자산효과가 제거되었다는 것은 누군가 갑자기 10억원짜리 복권에 당첨되더라도 그 사람의 노동공급에는 변화가 없다는 것을 의미한다. 하지만 이러한 가정은 현실과 괴리가 있다는 비판이 존재한다. 이에 본 연구는 노동공급의 자산효과에 대한 다양한 가정에 따라 조세정책이 소득분포 및 재분배에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 본 연구는 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 활용하여 이러한 분석을 시도한 첫 번째 연구라 할 수 있다.

또한 본 연구에서는 『한국노동패널조사』를 활용하여 노동공급의 자산효과를 추정하였다. 특히, 일반균형모형의 노동공급에 대한 1계조건을 이용하여 노동공급의 자산효과를 나타내는 모수를 직접 추정하였다. 구조적인 모형을 가정하지 않고 미시자료를 활용하여 일반적인 회귀분석을 통해 노동공급의 자산효과를 추정한 연구들은 존재한다. 또한 일반균형모형과 거시자료

를 활용하여 노동공급의 자산효과를 추정한 연구도 존재한다. 하지만 본 연구와 같이 일반균형모형과 미시자료를 활용하여 노동공급의 자산효과를 추정한 연구는 그동안 존재하지 않았으며, 이에 본 연구는 기존 연구들과 차별성이 있다.

본 연구에서 활용된 일반균형모형은 그 자체로 복잡함에도 불구하고 현실과 비교하면 상당히 단순화된 측면이 있다. 이에 본 연구에서 도출된 수치들을 활용하는 데에는 많은 주의가 요구된다. 한편, 본 연구를 토대로 향후 현실의 다양한 측면들을 반영한 일반균형모형으로 조세정책의 재분배 효과에 미치는 영향에 대한 연구가 지속·발전되기를 희망한다.

본 보고서는 본원의 오종현 부연구위원과 한양대학교의 최충 교수가 공동으로 집필하였다. 저자들은 보고서의 작성 과정에 도움을 주신 많은 분들께 감사의 뜻을 전한다. 먼저, 중간보고 세미나에서 조언을 주신 숙명여자대학교의 신석하 교수와 동덕여자대학교의 이한규 교수, 그리고 최종보고 세미나에서 조언을 주신 서울대학교의 이철인 교수, 서울시립대학교의 김우철, 송헌재 교수께 감사의 말씀을 전한다. 또한 연구의 시작 단계부터 마무리할 때까지 다양한 의견과 함께 격려를 아끼지 않으신 동료 박사들께도 감사드린다. 그리고, 최종 단계에서 본 보고서를 발전시키기 위한 조언과 함께 심사해 주신 익명의 두 분 심사자께도 감사를 표한다. 마지막으로 본 연구를 위한 방대한 양의 자료를 수집하고 세심히 정리한 본원의 권선정 연구원과 한양대학교의 최광성 연구조교, 그리고 본 보고서가 최종적으로 출판되기까지 행정적 지원을 해주신 본원의 많은 직원 분들께도 감사의 말씀을 전한다.

본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 견해이며, 본 연구원의 공식적인 입장과는 다를 수 있음을 밝힌다.

2017년 12월

한국조세재정연구원

원장 박 형 수

요약 및 정책적 시사점

조세정책의 다양한 기능 중 가장 중요한 것이 바로 재분배 기능이다. 특히 최근 소득 및 자산의 양극화가 우리 사회의 중요한 문제로 부각되면서 조세정책의 재분배 기능을 강화하려는 방안들이 논의되고 있다. 조세정책을 통한 재분배 효과는 단순히 부자에게 세금을 더 걷어 가난한 사람에게 나누어 주는 1차적인 효과만 존재하는 것이 아니다. 이러한 조세체계는 개인의 노동공급이나 저축 등의 행태에도 영향을 미치고 이는 결국 소득이나 자산의 분포를 결정하는 중요한 요인으로 작용한다. 따라서 개인의 행태 변화를 잘 반영할 수 있는 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 분석하는 것은 분명 장점이 존재한다.

오종현·박명호(2015)는 Krusell and Smith(1998), Chang and Kim(2007) 등과 유사한 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 분석하였다. 다만, 오종현·박명호(2015)는 노동공급의 자산효과가 제거된 효용함수를 가정하여 분석하였다. 노동공급의 자산효과를 쉽게 설명하면 어떤 사람이 10억원의 복권에 당첨되었을 경우 노동공급을 줄이는 것을 의미한다. 노동공급의 자산효과가 제거되면 자산 수준에 상관없이 개인은 오직 임금에 의해서만 노동공급에 대한 의사결정을 하게 된다. 오종현·박명호(2015)가 이러한 가정을 도입한 이유는 소득, 소비, 자산분포에 대한 현실의 데이터를 잘 설명하기 위해서였다. 이질적 가계를 가정한 일반균형모형의 경우 일반적으로 소득분포는 잘 설명하더라도 자산이나 소비에 대한 분포를 지나치게 과소 추정하는 문제가 발생한다. Oh(2013)에 따르면 효용함수에서 노동공급의 자산효과를 제거할 경우 이러한 문제가 완화된다. 오종현·박명호(2015)는 일반균형모형을 통해 경기변동에 따른 소득, 소비, 자산 불평등도의 변화와 조세정책의 재분배 효과를 분석하는 것이 목적이었기 때문에 동 모형을 통해 우선적으로 현실의 소득, 소비, 자산분포를 잘 설명

하는 것이 중요하였다.

만약 노동공급의 자산효과를 반영하면 오종현·박명호(2015)에서 분석한 조세정책의 재분배 효과는 달라질 수 있다. 가령 소득세율이 인상되면 유효임금이 변하고 이는 노동공급에 영향을 미치는데, 노동공급의 자산효과가 제거되면 재분배 효과는 주로 노동과 소비의 상대가격 변화에 의한 대체효과를 통해 발생하게 된다. 반면 노동공급의 자산효과를 반영하게 되면 고소득·고자산 계층과 저소득·저자산 계층의 노동공급 의사결정에 비대칭적인 영향을 미치고, 이에 소득 등의 분포 및 조세정책의 재분배 효과가 달라질 수 있다.

본 연구에서는 노동공급 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과에 대해 심층적으로 분석하여 오종현·박명호(2015)의 결과를 재해석한다. 이를 위해 오종현·박명호(2015)의 모형에 Jaimovich and Rebelo(2009; 이하 JR)의 효용함수를 도입한다. 일반적인 효용함수와는 달리 JR 효용함수는 노동공급의 자산효과를 조절할 수 있는 모수를 포함하고 있다. 선행연구들에서는 일반적으로 노동공급의 자산효과가 큰 것으로 가정하여 King, Plosser, and Rebelo(1988; 이하 KPR)의 효용함수를 가정한다. 반면 오종현·박명호(2015)와 같이 노동공급의 자산효과를 제거할 경우 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988; 이하 GHH)의 효용함수를 가정한다. JR 효용함수는 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 두 가지의 양극단적인 효용함수로 포함하며, 특정 모수를 통해 양극단이 아닌 다양한 수준의 노동공급의 자산효과를 가정할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 이 모수를 θ 로 정의하였다. JR 효용함수에서 θ 를 1로 가정하면 이는 KPR 효용함수를 의미한다. 반면 θ 를 0으로 가정하면 GHH 효용함수를 의미한다. 이에 0과 1 사이의 다양한 θ 값을 통해 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과를 살펴볼 수 있다.

제Ⅱ장에서는 일반균형모형을 통한 분석을 수행하기 이전에 먼저 우리나라의 소득, 소비, 자산의 분포에 대해 살펴보았다. 동 분석을 위해 사용된 자료는 2011~2015년 대상의 『가계금융복지조사』 중 복지부문 자료이다. 『가계금융복지조사』는 금융부문과 복지부문을 나누어지는데, 소비에 대한 자

료는 복지부문에만 존재한다. 한편 본 연구는 노동공급을 통한 분배효과를 살펴보는 것이 목적이기 때문에 주 생산가능연령인 25~64세의 가구원이 포함된 가구만을 대상으로 소득 등의 분포를 측정하였다. 분석 단위로는 가구 원 수를 통제하기 위하여 균등화개인 단위로 분석하였다.

소득 등의 분포를 측정한 결과 대체로 순자산, 근로소득, 시장소득, 민간 소득, 처분가능소득, 소비 순으로 분배지표가 개선되는 모습을 보였다. 여러 분배지표 중 지니계수를 중심으로 살펴보면 순자산의 지니계수는 0.5567로 소득이나 소비의 지니계수에 비해 높게 측정되었다. 근로소득, 시장소득, 민간소득, 처분가능소득의 지니계수는 각각 0.3526, 0.3496, 0.3446, 0.3235이다. 한편 소비의 지니계수는 0.2594로 자산이나 소득의 지니계수보다 낮게 측정되었다.

이러한 결과는 가계의 효용을 직접적으로 결정하는 소비와 가까운 단계일 수록 분배지표가 개선되고 있다는 것을 의미한다. 가계의 효용은 소비와 여가에 의해 직접적으로 영향을 받는다. 자산과 소득은 이러한 소비와 여가를 결정하는 중요한 요소이지만 소비와 같이 효용을 직접적으로 결정하지는 않는다. 또한 소비를 위해서는 근로소득이나 시장소득도 중요하지만 처분가능 소득이 더 직접적인 영향을 미친다.

제Ⅲ장에서는 노동공급의 자산효과에 대해 살펴보기 위한 일반균형모형을 정의하였다. 본 연구에서 정의한 일반균형모형은 Krusell and Smith (1998), Chang and Kim(2007), Chang et al.(2015), 오종현·박명호(2015) 등과 같이 노동생산성의 이질성으로 말미암아 가계의 자산, 소득, 소비 등의 분포가 발생하는 일반균형모형이다. 또한 Aiyagari(1994), Huggett(1993), Imrohorglu(1989)와 같이 자본시장이 불완전한 모형이다. 이와 같은 모형에 노동공급의 자산효과를 조정할 수 있는 JR 효용함수를 가정하였다. 또한 조세정책에 대한 효과 분석을 위해 오종현·박명호(2015)와 Chang et al. (2015)의 정부부문을 도입하였다.

제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 정의한 일반균형모형을 이용하여 노동공급의 자산효과에 따라 조세정책이 소득 등의 분포에 미치는 영향에 대하여 살펴 보았다. 분석 결과 노동공급의 자산효과가 조세정책을 통한 분배지표 변화

의 방향성을 변화시키지는 않는 것으로 나타났다. 통합소득세의 누진도를 강화시키면 모든 단계에서 지니계수가 개선된다. 통합소득세율을 인상할 경우 근로소득에 대한 지니계수는 증가하지만 시장소득 등의 지니계수는 감소하는 것으로 나타난다. 반면 자산소득세율을 인상하면 근로소득의 지니계수는 감소하지만 시장소득 등 다른 단계의 소득 및 소비, 자산의 지니계수는 오히려 증가한다. 한편 소비세율 인상은 소득 등의 분포에 미미한 영향만을 미치는 것으로 나타난다.

노동공급의 자산효과가 조세정책의 분배지표 변화의 방향성에는 영향을 미치지 않더라도 변화의 크기에는 영향을 미친다. 통합소득세의 누진도를 강화할 경우 노동공급의 자산효과가 클수록 근로소득 등 지니계수의 감소율이 낮아진다. 이러한 특징은 모든 단계의 소득 및 소비, 자산의 지니계수에서 관찰된다. 이는 통합소득세의 누진도 강화에 대한 분배효과를 측정하는데 있어 효용함수의 가정에 따라 그 효과가 과소 혹은 과대평가될 가능성이 있음을 의미한다. 특히, 대부분의 선행연구에서처럼 일반균형모형에서 KPR 효용함수를 가정하지만, 실제 노동공급의 자산효과가 이보다 작다면 조세정책의 분배효과는 과소평가될 것이다.

통합소득세율 인상이 소득 등의 분포에 미치는 효과의 크기 또한 노동공급의 자산효과 크기에 영향을 받는다. 노동공급의 자산효과가 클수록 통합소득세율 인상으로 인한 근로소득 지니계수의 변화율은 과대평가된다. 반면 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수의 변화율은 과소평가되는 경향이 나타난다. 한편, 자산에 대한 지니계수 변화율은 노동공급 자산효과에 대해 비선형적인 특징이 있다. 일반균형모형에서 효용함수를 JR 효용함수의 양극단인 KPR 효용함수나 GHH 효용함수로 가정하면 통합소득세율 인상에 따른 자산에 대한 지니계수 변화율을 과대평가할 수 있다.

자산소득세율의 인상이 소득 등의 분포에 미치는 효과 또한 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 영향을 받는다. 노동공급의 자산효과가 클수록 자산소득세율 인상으로 인한 근로소득 지니계수의 변화율은 과대평가된다. 반면, 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 변화율은 과소평가된다. 통합소득세율과 마찬가지로 자산소득세율의 인상으로 인한 자산의 지니계수 변

화율은 노동공급 자산효과에 대해 비선형이다. 특히, 노동공급의 자산효과를 양극단으로 가정할 경우 자산소득세율 인상으로 인한 자산의 지니계수 변화율을 과대평가할 수 있다. 한편, 소비세율 인상은 소득 등의 분포에 미미한 영향만을 나타내는 것으로 분석되었다.

제 V 장에서는 제 III 장에서 정의한 일반균형모형을 통해 도출된 노동공급의 1계조건을 이용하여 『한국노동패널조사』를 활용하여 노동공급의 자산효과를 추정하였다. 현실에서 노동공급의 자산효과가 존재하는지, 존재한다면 그 크기가 얼마나 되는지에 대한 연구도 필요하다. 일반적으로 GHH 효용함수보다 KPR 효용함수가 널리 이용되는 이유는 노동공급의 자산효과가 전혀 없다는 것이 일반적인 직관과는 상충되기 때문인 것으로 판단된다. 하지만 Jaimovich and Rebelo(2009), Guvenen(2009), Monacelli and Perotti(2008), Schmitt-Grohe and Uribe(2012), Oh(2013) 등은 KPR 효용함수에서의 노동공급의 자산효과가 실제보다 지나치게 과장되었을 가능성이 있음을 주장한다. 즉 현실은 KPR 효용함수와 GHH 효용함수 사이에 존재한다는 것이다. 이에 본 연구에서는 앞의 일반균형모형에서 노동공급의 자산효과를 의미하는 θ 를 추정할 결과 KPR 효용함수를 의미하는 1과 GHH 효용함수를 의미하는 0이라는 귀무가설이 모두 기각되고 그 사이에 위치한 값으로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 다양한 민감도 분석을 실시하여도 강건하게 유지되었다. 즉, KPR 효용함수와 GHH 효용함수 모두 노동공급의 자산효과에 대해 지나치게 극단적인 가정을 한다고 해석할 수 있다.

이는 기존의 일반균형모형에서 KPR 효용함수를 주로 가정하는데, 이 경우 노동공급의 자산효과에 대한 가정이 실제보다 지나치게 높다는 것을 의미한다. 또한 일부 거시경제학 문헌에서는 노동공급의 자산효과를 제거하기 위해 GHH 효용함수를 가정하지만 이 또한 현실과 괴리가 있음을 의미한다. 이에 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 통해 조세정책이 소득 분포 및 재분배 효과에 미치는 영향에 대해 엄밀히 분석하기 위해서는 노동공급의 자산효과에 대한 가정이 중요하다.

본 연구는 저자가 아는 범위 내에서 다음의 두 가지가 처음으로 시도된 연구로 의의가 있다. 먼저 이질적인 가계를 가정한 일반균형모형을 이용하

여 조세정책의 재분배 효과를 살펴볼 때, 노동공급의 자산효과에 대한 가정의 영향을 살펴본 최초의 연구라 생각된다. 다음으로 그동안 거시자료를 활용한 실증연구는 존재하였으나, 미시자료를 활용하여 JR 효용함수의 노동공급 자산효과에 해당하는 모수를 처음으로 추정된 연구이다.

목 차

I. 서 론	21
II. 소득, 소비, 순자산의 불평등지수	24
1. 자료 및 방법론	24
2. 분석 대상 표본의 특성	28
3. 소득, 소비, 순자산에 대한 불평등지수	30
가. 근로소득(earnings)의 불평등지수	30
나. 시장소득(market income)의 불평등지수	33
다. 민간소득(private income)의 불평등지수	35
라. 처분가능소득(disposable income)의 불평등지수	37
마. 소비(consumption)의 불평등지수	39
바. 순자산(net worth)의 불평등지수	41
4. 단계별 불평등지수 비교	44
5. 자료별 불평등지수 비교	50
III. 효용함수와 일반균형모형	58
1. 효용함수 관련 거시경제학의 선행연구	58
가. Jaimovich and Rebelo(2009)의 뉴스(news) 충격	58
나. Monacelli and Perotti(2008)의 정부지출 충격	59
다. Oh(2013)의 소비 불평등도	59
2. 효용함수와 노동공급의 자산효과	60
3. 일반균형모형	63
가. 이질적 가계(Heterogeneous households)	64
나. 동질적 기업(Homogeneous firms)	66
다. 정부(Government)	67
라. 일반경쟁균형	68

4. 기준(baseline)모형의 모수(parameters) 설정	69
5. 기준(baseline)모형의 정상상태	73
IV. 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과	82
1. 노동공급 자산효과에 따른 노동공급, 소비, 자산에 대한 의사결정	82
가. 노동공급 의사결정	82
나. 소비 의사결정	86
다. 자산 의사결정	89
2. 통합소득세 누진도 강화의 경제적 효과	92
가. 총량변수의 변화	92
나. 지니계수의 변화	97
3. 통합소득세율 인상의 경제적 효과	99
가. 총량변수의 변화	99
나. 지니계수의 변화	103
4. 자산소득세율 인상의 경제적 효과	106
가. 총량변수의 변화	106
나. 지니계수의 변화	109
5. 소비세율 인상의 경제적 효과	112
가. 총량변수의 변화	112
나. 지니계수의 변화	115
6. 민감도 분석: 이질적인 노동공급의 자산효과	117
가. 확장모형과 모수설정	117
나. 총량변수의 변화	118
다. 지니계수의 변화	120
V. 노동공급의 자산효과에 대한 실증분석	122
1. 선행연구와 본 연구의 차별성	122

2. 방법론	124
가. 회귀방정식 설정을 위한 1계조건 도출	124
나. 회귀분석 1단계: λ 와 τ 추정	126
다. 회귀분석 2단계: θ , γ , ψ 추정	127
3. 자료 및 기초통계량	128
가. 자료	128
나. 기초통계량	129
4. 소득세 함수 추정 결과(회귀분석 1단계)	131
5. 노동공급 자산효과 추정 결과(회귀분석 2단계)	131
가. 추정치의 유일성 검토	132
나. 추정 결과	134
6. 노동공급 자산효과 추정에 대한 민감도 분석	135
가. 소비에 대한 래그	136
나. 부분 표본 분석	137
다. 단독가구와 전체가구에 대한 분석	140
라. 균등화 방법	141
마. 소득에 금융소득 포함	143
VI. 결론 및 정책시사점	145
참고문헌	149
<부 록>	152

표목차

〈표 II-1〉 가구주 성별 분포	29
〈표 II-2〉 가구주 연령 기초통계량	29
〈표 II-3〉 가구주 교육수준 분포	29
〈표 II-4〉 전체 가구원 수 기초통계량	30
〈표 II-5〉 20세 미만 가구원 수 기초통계량	30
〈표 II-6〉 65세 초과 가구원 수 기초통계량	30
〈표 II-7〉 근로소득 기초통계량	31
〈표 II-8〉 근로소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)	33
〈표 II-9〉 시장소득 기초통계량	33
〈표 II-10〉 시장소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)	35
〈표 II-11〉 민간소득 기초통계량	35
〈표 II-12〉 민간소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)	37
〈표 II-13〉 처분가능소득 기초통계량	37
〈표 II-14〉 처분가능소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)	39
〈표 II-15〉 소비 기초통계량	39
〈표 II-16〉 소비 불평등지수의 평균(2011~2015년)	41
〈표 II-17〉 순자산, 자산, 부채 기초통계량	42
〈표 II-18〉 순자산 불평등지수의 평균(2011~2015년)	43
〈표 II-19〉 순자산, 소득, 소비의 지니계수 비교	45
〈표 II-20〉 순자산, 소득, 소비의 로그분산 비교	46
〈표 II-21〉 순자산, 소득, 소비의 P90/P50 배율 비교	47
〈표 II-22〉 순자산, 소득, 소비의 P50/P10 배율 비교	48
〈표 II-23〉 순자산, 소득, 소비의 P90/P10 배율 비교	49

〈표 III-1〉 모수(parameters) 설정	71
〈표 III-2〉 통합소득세함수의 누진도 추정 결과	72
〈표 III-3〉 기준경제 정상상태의 GDP 대비 총량변수 비율	74
〈표 III-4〉 기준경제 정상상태의 GDP 대비 세수 비율	74
〈표 III-5〉 기준경제 정상상태의 지니계수	75
〈표 IV-1〉 통합소득세 누진도 강화에 따른 GDP 대비 세수 변화	94
〈표 IV-2〉 통합소득세 누진도 강화에 따른 총량변수 변화	95
〈표 IV-3〉 통합소득세 누진도 강화에 따른 지니계수 변화	98
〈표 IV-4〉 통합소득세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화	101
〈표 IV-5〉 통합소득세율 인상에 따른 총량변수 변화	103
〈표 IV-6〉 통합소득세율 인상에 따른 지니계수 변화	104
〈표 IV-7〉 자산소득세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화	107
〈표 IV-8〉 자산소득세율 인상에 따른 총량변수 변화	108
〈표 IV-9〉 자산소득세율 인상에 따른 지니계수 변화	111
〈표 IV-10〉 소비세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화	113
〈표 IV-11〉 소비세율 인상에 따른 총량변수 변화	114
〈표 IV-12〉 소비세율 인상에 따른 지니계수 변화	116
〈표 IV-13〉 확장모형의 모수(parameters) 설정	118
〈표 IV-14〉 확장모형의 조세정책에 따른 GDP 대비 세수 변화	119
〈표 IV-15〉 확장모형의 조세정책에 따른 총량변수 변화	120
〈표 IV-16〉 확장모형의 조세정책에 따른 지니계수 변화	121
〈표 V-1〉 기초통계량	130
〈표 V-2〉 λ 와 τ 에 대한 추정	131
〈표 V-3〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 해의 유일성 검토	133
〈표 V-4〉 노동공급 자산효과 추정 결과	135

〈표 V-5〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 과거소비 3기까지 포함	136
〈표 V-6〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 과거소비 4기까지 포함	137
〈표 V-7〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 저소득	138
〈표 V-8〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 중소득	139
〈표 V-9〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 고소득	139
〈표 V-10〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 전체가구	140
〈표 V-11〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 단독가구	141
〈표 V-12〉 노동공급 자산효과 추정 결과: OECD equivalence scale (Oxford scale)	142
〈표 V-13〉 노동공급 자산효과 추정 결과: OECD modified scale	143
〈표 V-14〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 금융소득을 소득에 포함	144
〈부표 I-1〉 『가계금융복지조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산	152
〈부표 I-2〉 『가계금융복지조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	152
〈부표 I-3〉 『가계금융복지조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산	152
〈부표 I-4〉 『가계금융복지조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	153
〈부표 I-5〉 『가계금융복지조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산	153
〈부표 I-6〉 『가계금융복지조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	153
〈부표 I-7〉 『가계금융복지조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산	154
〈부표 I-8〉 『가계금융복지조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	154
〈부표 I-9〉 『가계금융복지조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산	154
〈부표 I-10〉 『가계금융복지조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	155
〈부표 I-11〉 『가계금융복지조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산	155
〈부표 I-12〉 『가계금융복지조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	155

〈부표 II-1〉 『가계동향조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산	156
〈부표 II-2〉 『가계동향조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	156
〈부표 II-3〉 『가계동향조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산	157
〈부표 II-4〉 『가계동향조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	157
〈부표 II-5〉 『가계동향조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산	157
〈부표 II-6〉 『가계동향조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	158
〈부표 II-7〉 『가계동향조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산	158
〈부표 II-8〉 『가계동향조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	158
〈부표 II-9〉 『가계동향조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산	159
〈부표 II-10〉 『가계동향조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	159
〈부표 III-1〉 『재정패널조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산	160
〈부표 III-2〉 『재정패널조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	160
〈부표 III-3〉 『재정패널조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산	161
〈부표 III-4〉 『재정패널조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	161
〈부표 III-5〉 『재정패널조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산	161
〈부표 III-6〉 『재정패널조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	162
〈부표 III-7〉 『재정패널조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산	162
〈부표 III-8〉 『재정패널조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	162
〈부표 III-9〉 『재정패널조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산	163
〈부표 III-10〉 『재정패널조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	163
〈부표 III-11〉 『재정패널조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산	163
〈부표 III-12〉 『재정패널조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	164
〈부표 IV-1〉 『한국노동패널조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산	165
〈부표 IV-2〉 『한국노동패널조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율	166
〈부표 IV-3〉 『한국노동패널조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산	167

CONTENTS

- 〈부표 IV-4〉 『한국노동패널조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율 · 168
- 〈부표 IV-5〉 『한국노동패널조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산 169
- 〈부표 IV-6〉 『한국노동패널조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율 · 170
- 〈부표 IV-7〉 『한국노동패널조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산 · 171
- 〈부표 IV-8〉 『한국노동패널조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와
P50/P10 배율 172
- 〈부표 IV-9〉 『한국노동패널조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산 173
- 〈부표 IV-10〉 『한국노동패널조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율 · 174
- 〈부표 IV-11〉 『한국노동패널조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산 175
- 〈부표 IV-12〉 『한국노동패널조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율 · 176
-

그림목차

[그림 II-1] 근로소득에 대한 불평등지수	32
[그림 II-2] 시장소득에 대한 불평등지수	34
[그림 II-3] 민간소득에 대한 불평등지수	36
[그림 II-4] 처분가능소득에 대한 불평등지수	38
[그림 II-5] 소비에 대한 불평등지수	40
[그림 II-6] 순자산에 대한 불평등지수	43
[그림 II-7] 순자산, 소득, 소비의 불평등지수 비교	44
[그림 II-8] 근로소득에 대한 자료별 불평등지수 비교	51
[그림 II-9] 시장소득에 대한 자료별 불평등지수 비교	52
[그림 II-10] 민간소득에 대한 자료별 불평등지수 비교	53
[그림 II-11] 처분가능소득에 대한 자료별 불평등지수 비교	54
[그림 II-12] 소비에 대한 자료별 불평등지수 비교	56
[그림 II-13] 순자산에 대한 자료별 불평등지수 비교	57
[그림 III-1] 개별 노동생산성의 분포	77
[그림 III-2] 현재소비의 분포	78
[그림 III-3] 자산의 분포	79
[그림 III-4] 장기소비의 분포	80
[그림 III-5] θ 가 0.01인 경우의 자산-장기소비 결합분포	80
[그림 III-6] θ 가 0.5인 경우의 자산-장기소비 결합분포	81
[그림 III-7] θ 가 0.99인 경우의 자산-장기소비 결합분포	81
[그림 IV-1] θ 가 0.01인 경우의 노동공급 의사결정	83
[그림 IV-2] θ 가 0.99인 경우의 노동공급 의사결정	84
[그림 IV-3] θ 가 0.5인 경우의 노동공급 의사결정	85

CONTENTS

[그림 IV-4] θ 가 0.01인 경우의 소비 의사결정	86
[그림 IV-5] θ 가 0.99인 경우의 소비 의사결정	87
[그림 IV-6] θ 가 0.5인 경우의 소비 의사결정	88
[그림 IV-7] θ 가 0.01인 경우의 자산 의사결정	89
[그림 IV-8] θ 가 0.99인 경우의 자산 의사결정	90
[그림 IV-9] θ 가 0.5인 경우의 자산 의사결정	91
[그림 IV-10] 통합소득세 누진도 강화로 인한 실효세율 변화	93
[그림 IV-11] 통합소득세율 인상으로 인한 실효세율 변화	100
[그림 V-1] 노동공급 자산효과 추정 결과	134

I. 서론

조세정책의 다양한 기능 중 가장 중요한 것이 바로 재분배 기능이다. 특히 최근 소득 및 자산의 양극화가 우리 사회의 중요한 문제로 부각되면서 조세정책의 재분배 기능을 강화하려는 방안들이 논의되고 있다. 조세정책을 통한 재분배 효과는 단순히 부자에게 세금을 더 걷어 가난한 사람에게 나누어 주는 1차적인 효과만 존재하는 것이 아니다. 이러한 조세체계는 개인의 노동공급이나 저축 등의 행태에도 영향을 미치고 이는 결국 소득이나 자산의 분포를 결정하는 중요한 요인으로 작용한다. 따라서 개인의 행태 변화를 잘 반영할 수 있는 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 분석하는 것은 분명 장점이 존재한다.

오종현·박명호(2015)는 Krusell and Smith(1998), Chang and Kim(2007) 등과 유사한 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 분석하였다. 다만, 오종현·박명호(2015)는 노동공급의 자산효과가 제거된 효용함수를 가정하여 분석하였다. 노동공급의 자산효과를 쉽게 설명하면 어떤 사람이 10억원의 복권에 당첨되었을 경우 노동공급을 줄이는 것을 의미한다. 노동공급의 자산효과가 제거되면 자산 수준에 상관없이 개인은 오직 임금에 의해서만 노동공급에 대한 의사결정을 하게 된다. 오종현·박명호(2015)가 이러한 가정을 도입한 이유는 소득, 소비, 자산분포에 대한 현실의 데이터를 잘 설명하기 위해서였다. 이질적 가계를 가정한 일반균형모형의 경우 일반적으로 소득분포는 잘 설명하더라도 자산이나 소비에 대한 분포를 지나치게 과소 추정하는 문제가 발생한다. Oh(2013)에 따르면 효용함수에서 노동공급의 자산효과를 제거할 경우 이러한 문제가 완화된다. 오종현·박명호(2015)는 일반균형모형을 통해 경기변동에 따른 소득, 소비, 자산 불평등도의 변화와 조세정책의 재분배 효과를 분석하는 것이 목적이었기

때문에 동 모형을 통해 우선적으로 현실의 소득, 소비, 자산분포를 잘 설명하는 것이 중요하였다.

만약 노동공급의 자산효과를 반영하면 오종현·박명호(2015)에서 분석한 조세정책의 재분배 효과는 달라질 수 있다. 가령 소득세율이 인상되면 유효임금이 변하고 이는 노동공급에 영향을 미치는데, 노동공급의 자산효과가 제거되면 재분배 효과는 주로 노동과 소비의 상대가격 변화에 의한 대체효과를 통해 발생하게 된다. 반면 노동공급의 자산효과를 반영하게 되면 고소득·고자산 계층과 저소득·저자산 계층의 노동공급 의사결정에 비대칭적인 영향을 미치고, 이에 소득 등의 분포 및 조세정책의 재분배 효과가 달라질 수 있다.

본 연구에서는 노동공급 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과에 대해 심층적으로 분석하여 오종현·박명호(2015)의 결과를 재해석한다. 이를 위해 오종현·박명호(2015)의 모형에 Jaimovich and Rebelo(2009; 이하 JR)의 효용함수를 도입한다. 일반적인 효용함수와는 달리 JR 효용함수는 노동공급의 자산효과를 조절할 수 있는 모수를 포함하고 있다. 선행연구들에서는 일반적으로 노동공급의 자산효과가 큰 것으로 가정하여 King, Plosser, and Rebelo(1988; 이하 KPR)의 효용함수를 가정한다. 반면 오종현·박명호(2015)와 같이 노동공급의 자산효과를 제거할 경우 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988; 이하 GHH)의 효용함수를 가정한다. JR 효용함수는 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 두 가지의 양극단적인 효용함수로 포함하며, 특정 모수를 통해 양극단이 아닌 다양한 수준의 노동공급의 자산효과를 가정할 수 있다는 장점이 있다. 이에 노동공급의 자산효과가 변함에 따라 조세정책의 재분배 효과가 어떻게 달라지는지에 대해 연구할 수 있다.

Oh(2013)에 따르면 노동공급의 자산효과가 변하게 되면 일반균형모형이 설명하는 소득, 소비, 자산분포의 상대적인 크기도 변하게 된다. 이에 본 연구에서는 노동공급의 자산효과가 변함에 따라 소득, 소비, 자산의 분포가 어떻게 변하는지에 대해서도 분석한다. 이를 위해 먼저 『가계금융복지조사』를 이용하여 지니계수(Gini Coefficient), 로그분산(Variance of Log), P90/P50 배

율(P90-P50 Ratio), P50/P10 배율(P50-P10 Ratio) 등의 불평등지수를 측정함으로써 현실에서의 소득, 소비, 자산의 분포를 파악한다.

현실에서 노동공급의 자산효과가 존재하는지, 존재한다면 그 크기가 얼마나 되는지에 대한 연구도 필요하다. 일반적으로 GHH 효용함수보다 KPR 효용함수가 널리 이용되는 이유는 노동공급의 자산효과가 전혀 없다는 것이 일반적인 직관과는 상충되기 때문인 것으로 판단된다. 하지만 Jaimovich and Rebelo(2009), Guvenen(2009), Monacelli and Perotti(2008), Schmitt-Grohe and Uribe(2012), Oh(2013) 등은 KPR 효용함수에서의 노동공급의 자산효과가 실제보다 지나치게 과장되었을 가능성이 있음을 주장한다. 즉 현실은 KPR 효용함수와 GHH 효용함수 사이에 존재한다는 것이다. 이에 본 연구에서는 앞의 일반균형모형으로부터 도출한 노동공급 의사결정함수를 이용해 실증분석을 실시하여 노동공급의 자산효과를 추정하고자 한다.

본 연구는 저자가 아는 범위 내에서 다음의 두 가지가 처음으로 시도된 연구로 의의가 있다. 먼저 이질적인 가계를 가정한 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 살펴볼 때, 노동공급의 자산효과에 대한 가정의 영향을 살펴본 최초의 연구라 생각된다. 다음으로 그동안 거시자료를 활용한 실증연구는 존재하였으나, 미시자료를 활용하여 JR 효용함수의 노동공급 자산효과에 해당하는 모수를 처음으로 추정한 연구이다.

본 보고서는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 『가계금융복지조사』 등 우리나라의 미시자료를 바탕으로 소득, 소비, 순자산에 대한 불평등지표를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 일반균형모형을 정의하고, 제Ⅳ장에서는 일반균형모형을 이용하여 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과에 대해 분석한다. 제Ⅴ장에서는 『한국노동패널조사』를 이용하여 노동공급의 자산효과에 대한 실증분석을 시행한다. 제Ⅵ장에서는 앞에서 수행한 일반균형분석과 실증분석의 결과를 종합하여 해석하며, 이를 통해 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 소득, 소비, 순자산의 불평등지수

1. 자료 및 방법론

본 장에서는 미시자료를 이용하여 우리나라의 근로소득(earnings), 시장 소득(market income), 민간소득(private income), 처분가능소득(disposable income), 소비(consumption), 순자산(net worth)에 대한 불평등도를 측정한다. 본 연구의 주된 목적은 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 통해 조세정책의 재분배 효과를 추정하는 것이다. 이를 위해서는 먼저 우리나라의 소득, 소비, 순자산 등의 분포에 대한 현황을 파악하고, 동 모형이 자료상에 나타난 분포를 잘 설명하도록 설계하는 것이 필요하다. 이에 본 장에서는 우리나라의 미시자료에 나타난 소득 등의 분포를 불평등지수를 통해 정리한다.

불평등도를 측정하는 가장 대표적인 지표는 지니계수(Gini coefficient)이다. 하지만 지니계수는 분포의 양 꼬리부분의 변화를 잘 반영하지 못하는 단점이 있다. 이에 본 연구는 지니계수와 더불어 로그분산(variance of logs)과 P90/P50 배율, P50/P10 배율을 통해 불평등도를 측정한다. 로그분산은 로그함수의 특성상 분포의 하위부분의 변화에 민감하게 반응한다. 또한 P50/P10 배율은 분포의 중하위부분의 변화를 잘 반영하는 반면, P90/P50 배율은 분포의 중상위부분의 변화를 잘 반영한다는 특징이 있다. 본 연구와 동일한 지표를 사용하여 불평등도를 측정한 연구로는 Heathcote et al. (2010), Brzozowski et al.(2010), Blundell and Etheridge(2010), 오종현·박명호(2015) 등이 존재한다.

미시자료로는 통계청의 『가계금융복지조사』를 중심으로 분석한다. 『가계금융복지조사』는 우리나라 정부의 공식 통계작성 기관인 통계청에서 조사할

뿐만 아니라 우리나라의 미시자료 중 가장 많은 표본수를 확보하고 있다. 또한 본 연구에서 측정하고자 하는 소득, 소비, 자산에 대한 정보를 모두 포함하고 있어 공통된 자료에서 모든 단계의 불평등지수를 비교할 수 있다는 장점이 존재한다. 다만 자료의 이용가능한 시기가 2011년부터이기 때문에 시계열이 짧다는 단점이 존재하지만, 본 연구에서는 동태분석을 수행하지 않기 때문에 이 부분이 중요한 문제는 아니다.

불평등도의 측정을 위해 『가계금융복지조사』 중 복지부문의 자료를 이용한다. 『가계금융복지조사』의 표본은 금융부문과 복지부문에 나누어진다. 금융부문은 『가계금융조사』라는 이름으로 2010년부터 조사되기 시작하였으며, 2012년부터 복지부문이 추가되면서 현재와 같이 『가계금융복지조사』로 변경되었다. 앞에서 언급한 것처럼 본 연구에서는 소득, 소비, 자산에 대한 불평등도를 살펴본다. 소득과 자산에 대한 정보는 금융부문과 복지부문 모두에 포함되어 있기 때문에 소득과 자산에 대한 불평등도를 측정하기 위해서는 두 자료를 통합하여 분석할 수 있다. 하지만 소비는 2012년부터 조사된 복지부문에만 포함되어 있다. 본 연구에서는 소비 또한 분석 대상에 포함되며, 소득, 소비, 자산 간 불평등도의 비교가능성을 위해 복지부문의 자료를 기준으로 분석한다.¹⁾

『가계금융복지조사』 이외에 우리나라의 소득 등의 분포를 파악할 수 있는 다른 미시자료들도 존재한다. 그 중 통계청의 『가계동향조사』는 불평등지수를 측정하기 위해 자주 이용되는 미시자료이다. 『가계동향조사』는 특히 조사 목적상 소비에 대한 상세한 자료가 존재하고, 가계부 기장방식으로 소비 자료를 수집하기 때문에 응답자의 회상에 의존하는 다른 미시자료보다 소비에 대한 자료가 정확하다는 장점이 있다. 또한 1990년도부터의 자료가 이용 가능하여 다른 미시자료보다 긴 시계열을 확보할 수 있고, 월간 및 분기자료가 이용 가능하여 고빈도(high frequency)에서의 동태분석도 가능하다는 장점이 있다. 다만 자산에 대한 정보가 존재하지 않는다는 단점이 존

1) 금융부문과 복지부문을 통합한 자료와 복지부문의 자료를 활용하여 소득과 자산의 불평등도를 측정한 결과 가중치로 보정할 경우 큰 차이가 나타나지 않았다.

재한다.²⁾

미시자료마다 조사 목적에 따라 표본 설계 방식이 다르고 이에 따라 각 자료의 고유한 특성이 존재할 수 있다. 이로 인해 동일한 방법을 통해 불평등도를 측정하더라도 자료마다 다른 결과를 도출할 수 있다. 이에 『가계금융복지조사』와 다른 미시자료를 통해 추정된 불평등도를 비교함으로써 『가계금융복지조사』를 통해 측정한 불평등도가 과대 혹은 과소 추정되었을 가능성에 대해 검토하는 것도 필요하다. 비교를 위한 미시자료로는 『가계동향조사』와 『재정패널조사』, 『한국노동패널조사』를 고려한다.

본 연구에서는 균등화개인(equivalized individual)에 대한 불평등도를 측정한다.³⁾ 『가계금융복지조사』는 가구 단위의 조사이다. 물론 소득 등 일부 자료에 대해서는 가구원 단위로 존재한다. 하지만 자산이나 소비 등은 가구원들 간에 공유되는 부분도 많이 존재하기 때문에 자료가 가구원 단위로 존재하는 것이 어렵다. 이에 가구원이 아닌 가구 단위의 자료를 이용하여 불평등도를 측정한다. 다만 가구 단위로 분석하더라도 가구 내 존재하는 가구원 수를 통제할 필요가 있다. 가령 두 가구의 연간 소득이 동일하게 4천만원이라도 한 가구는 단독가구이고 다른 가구는 4인 가구라면 두 가구 사이의 소득이 평등하다고 말할 수 없을 것이다. 두 가구의 소득은 동일하지만 두 가구의 삶의 질적인 측면에서는 다르기 때문이다.

균등화소득은 원소득에 가구원 수의 제곱근으로 나누어주는 방식으로 도출한다. 이는 최근의 OECD와 우리나라의 통계청에서 균등화소득을 도출하는 방식과 동일하다. 과거 OECD에서는 추가적인 성인과 성인이 아닌 가구원에게 다른 가중치를 부여하는 방식으로 균등화소득을 산출하였다. 'Old OECD scale' 또는 'Oxford scale'이라고도 불리는 방법에서는 가구주에게 1

2) 오종현·박명호(2015)는 본 연구와 달리 『가계동향조사』를 중심으로 불평등도를 측정하였다. 오종현·박명호(2015)는 경기변동과 불평등도의 상관관계에 대해 연구하기 위해 고빈도(high frequency)에서의 동태분석이 필요하였기 때문에 『가계금융복지조사』보다 『가계동향조사』가 연구목적에 더 부합하였다. 반면 본 연구는 경기변동보다는 정태비교분석에 더 중점을 두고 있기 때문에 표본수가 많고 자산에 대한 자료를 포함하고 있는 『가계금융복지조사』가 더 적합하다.

3) 이는 우리나라의 통계청에서 『가계금융복지조사』나 『가계동향조사』를 이용해 지니계수 등을 측정하는 방법과 동일하다.

의 가중치를 부여하고, 추가적인 성인 가구원에게는 0.7, 그리고 자녀 등 성인이 아닌 가구원에게는 0.5의 가중치를 부여하여 균등화소득을 계산한다. ‘OECD-modified scale’이라 불리는 방법에서는 가구주에게 1을 부여하는 것은 동일하지만, 추가적인 성인 가구원에게는 0.5, 성인이 아닌 가구원에게는 0.3을 부여하여 추가적인 가구원에 대한 가중치가 낮아진다. 현재 사용하고 있는 가구원 수의 제곱근으로 나누어주는 방식은 일반적으로 추가적인 가구원에 대한 가중치가 ‘OECD-modified scale’보다도 더 낮아지는 특징이 있다. 추가적인 가구원에게 부여하는 가중치가 낮아지면 동일한 소득수준이라도 주거 등 가구원들이 공유하여 함께 효용을 누리는 지출 비중이 더 높다는 해석이 가능하다. 균등화소비와 균등화자산 또한 동일한 방식으로 도출한다.⁴⁾

불평등도의 분석 단위는 가구가 아닌 개인이다. 즉, 가구 단위로 되어 있는 소득 등의 자료를 앞의 방법으로 균등화한 뒤, 가구원 수가 많은 가구의 균등화소득, 소비, 자산에 가구원 수만큼 가중치를 부여하여 분석한다. 이에 대한 개념을 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 앞의 경우처럼 한 경제에 단 두 가구만 존재하고 두 가구의 소득은 각각 4천만원으로 동일한 경우를 가정하자. 두 가구 중 한 가구는 단독가구이고 다른 가구는 4인 가구이다. 각 가구의 소득을 앞의 방법으로 균등화하면 단독가구의 소득은 그대로 4천만원이지만, 4인 가구의 균등화소득은 2천만원이 된다. 여기서 개인 단위로 분석한다는 것은 4천만원 소득자가 1명이고, 2천만원 소득자가 4명이라는 의미이다. 즉, 경제에 총 5명의 개인이 있는데, 각 개인의 소득은 해당 가구의 균등화소득과 동일하며, 이 경우의 불평등도를 측정한다는 의미이다.

4) 오종현·박명호(2015)는 Heathcote et al.(2010)을 따라 ‘Old OECD scale’을 이용하여 정규화한 균등화소득, 소비, 순자산을 이용하여 불평등지수를 추정하였다.

2. 분석 대상 표본의 특성

불평등도의 측정대상 기간은 2011~2015년이다. 『가계금융복지조사』의 조사시점 기준으로는 2012~2016년이다. 『가계금융복지조사』는 유량(flow)변수인 소득과 소비에 대해서는 조사시점의 직전연도에 대해 조사한다. 저량(stock)변수인 자산에 대해서는 조사시점 당해년도의 3월을 기준으로 조사한다. 다만 자산 등의 저량(stock)변수는 과거의 경제활동으로 발생한 유량(flow)변수들의 변화가 누적되어 반영된 것으로 당해년 3월에는 당해년의 경제활동보다는 직전년도까지의 경제활동에 더 직접적인 영향을 받았을 가능성이 높다. 이에 순자산 또한 조사연도의 직전연도의 말에 실현된 것으로 간주한다.

분석대상 가구는 가구원 중 만 25~64세의 성인이 포함된 가구이다. 본 연구는 노동공급에 대한 의사결정이 불평등도에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이에 주 생산가능 연령층을 대상으로 분석한다. 우리나라의 경우 은퇴연령가가 지속적인 증가하고 있으며 이는 소득 등의 불평등도를 악화시키는 요인으로 작용한다. 이에 본 연구의 주요 분석대상에 대한 불평등도는 전체가구를 포함하여 측정된 불평등도보다 낮을 가능성이 존재한다.

분석대상 표본의 가구주 특성을 살펴본다. 표본에서 가구주 성별을 살펴보면 남성이 82.3~83.2%로 상당부분을 차지한다. 가구주의 평균 연령은 2011년 47.63세에서 2015년 49.43세로 점차 증가하였다. 『가계금융복지조사』가 패널조사이기 때문에 표본의 대체나 이탈이 없을 경우 시간이 지날수록 표본의 평균 연령이 높아지는 것은 당연하다. 가구주의 교육수준은 고졸이 35.84~36.62%로 가장 높은 비중을 차지하며, 그 다음으로는 4년제 이상 대졸로서 분석 대상 표본의 약 24.04~26.57%를 차지하다. 표본의 평균 가구원 수는 3.12~3.23명이며, 이 중 20세 미만인 가구원이 평균적으로 0.73~0.83명, 65세 이상인 가구원이 평균적으로 0.18~0.21명인 것으로 나타난다.

〈표 II-1〉 가구주 성별 분포

(단위: 개, 명, %)

	관측치	남성	여성	남성비율	여성비율
2011년	8,002	6,637	1,365	82.9	17.1
2012년	7,449	6,200	1,249	83.2	16.8
2013년	7,045	5,855	1,190	83.1	16.9
2014년	7,030	5,808	1,222	82.6	17.4
2015년	7,018	5,773	1,245	82.3	17.7

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-2〉 가구주 연령 기초통계량

(단위: 개, 세)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	47.63	47	10.89	19	84
2012년	7,449	48.16	48	11.03	20	88
2013년	7,045	48.55	48	11.03	22	93
2014년	7,030	48.94	49	11.19	22	91
2015년	7,018	49.43	49	11.32	22	88

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-3〉 가구주 교육수준 분포

(단위: 개, 명, %)

	관측치	무교육 (미취학 포함)	초등 학교	중학교	고등 학교	대학교 (3년제 이하)	대학교 (4년제 이상)	대학원 이상
2011년	8,002	161 (2.01)	691 (8.64)	892 (11.15)	2,901 (36.25)	982 (12.27)	1,924 (24.04)	451 (5.64)
2012년	7,449	123 (1.65)	559 (7.50)	766 (10.28)	2,698 (36.22)	944 (12.67)	1,921 (25.79)	438 (5.88)
2013년	7,045	105 (1.49)	506 (7.18)	680 (9.65)	2,580 (36.62)	953 (13.53)	1,796 (25.49)	425 (6.03)
2014년	7,030	103 (1.47)	486 (6.91)	691 (9.83)	2,520 (35.85)	944 (13.43)	1,862 (26.49)	424 (6.03)
2015년	7,018	108 (1.54)	470 (6.70)	684 (9.75)	2,515 (35.84)	924 (13.17)	1,865 (26.57)	452 (6.44)

주: 괄호안 숫자는 비율

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-4〉 전체 가구원 수 기초통계량

(단위: 개, 명)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	3.17	3	1.24	1	8
2012년	7,449	3.20	3	1.24	1	9
2013년	7,045	3.23	3	1.24	1	8
2014년	7,030	3.16	3	1.23	1	8
2015년	7,018	3.12	3	1.23	1	9

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-5〉 20세 미만 가구원 수 기초통계량

(단위: 개, 명)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	0.8330	0	0.9765	0	5
2012년	7,449	0.8174	0	0.9712	0	6
2013년	7,045	0.8021	0	0.9631	0	5
2014년	7,030	0.7538	0	0.9444	0	5
2015년	7,018	0.7303	0	0.9383	0	6

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-6〉 65세 초과 가구원 수 기초통계량

(단위: 개, 명)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	0.1758	0	0.4432	0	3
2012년	7,449	0.1926	0	0.4647	0	3
2013년	7,045	0.2082	0	0.4871	0	3
2014년	7,030	0.2085	0	0.4851	0	3
2015년	7,018	0.2086	0	0.4876	0	3

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

3. 소득, 소비, 순자산에 대한 불평등지수

가. 근로소득(earnings)의 불평등지수

본 연구에서의 근로소득은 『가계금융복지조사』의 근로소득과 함께 사업

소득의 3분의 2를 반영한 소득이다. 자영업자는 근로에 대한 대가로 근로소득이 아닌 사업소득이 발생한다. 다만 모든 사업소득이 근로에 대한 대가가 아니기 때문에 사업소득 중 일부만 반영해야 한다. Heathcote et al.(2010) 등은 근로소득에 대한 불평등도 측정 시 사업소득 중 3분의 2를 근로소득으로 간주하였다. 이에 본 연구에서도 동일한 방법을 사용한다. 이러한 정의 하에 가구의 평균 근로소득은 2011년 4,281만원에서 2015년 4,595만원으로 점차 증가한 것으로 나타난다.

〈표 II-7〉 근로소득 기초통계량

(단위: 개, 만원)

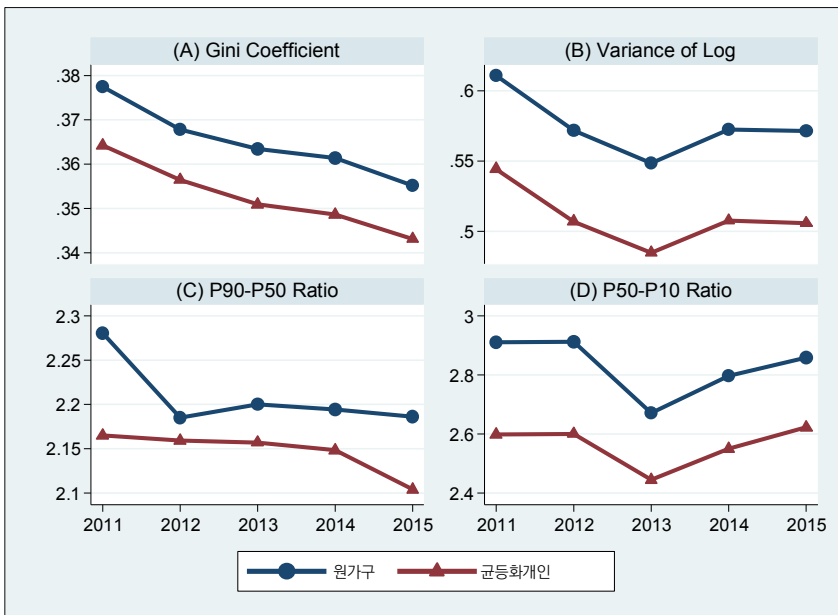
	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	4,280.83	3,443.92	3,864.44	0	117,093
2012년	7,449	4,413.82	3,569.68	4,035.49	0	135,988
2013년	7,045	4,581.29	3,746.30	3,961.47	0	80,566
2014년	7,030	4,583.00	3,800.00	3,603.90	0	55,056
2015년	7,018	4,594.94	3,862.53	3,489.33	0	52,689

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

[그림 II-1]은 2011년부터 2015년까지 『가계금융복지조사』를 통해 측정 한 근로소득 불평등지수를 나타내며, 〈표 II-8〉은 [그림 II-1]에 나타난 5년간의 불평등지수의 평균을 나타낸다. 분석 대상 기간의 모든 불평등지수에서 원가구 소득에 대한 불평등지수보다 균등화개인 소득에 대한 불평등지수가 낮게 측정되었다. 원가구 소득과 균등화개인 소득에 대한 5년 평균 지니계수는 각각 0.3651과 0.3526으로 추정되었으며, 로그분산은 각각 0.5747과 0.5098인 것으로 분석되었다. 상위 10%에 있는 가구의 근로소득은 중위소득 가구보다 원가구 소득 기준으로 2.2092배 높은 것으로 나타났으며, 균등화개인 소득 기준으로는 2.1467배 높은 것으로 추정되었다. 한편 중위소득 가구는 하위 10%에 있는 가구의 근로소득보다 원가구 소득 기준으로 2.8304배, 균등화개인 소득 기준으로 2.5631배 높은 것으로 나타났다.

한편, 분석 대상 기간인 2011~2015년 동안 근로소득의 지니계수는 지속적으로 하락하여 근로소득 불평등도가 개선된 것으로 분석된다. 하지만 지니계수와는 달리 소득분포 중 중하위계층의 변화에 영향을 많이 받는 로그분산과 P50/P10 배율은 2013년 이후 악화된 것으로 나타난다. 즉, 중위소득 계층과 소득 하위 10% 계층의 소득 격차가 최근 2년간 더 커진 것이다. 이는 지니계수의 경우 소득 하위 계층의 소득분포 변화를 잘 반영하지 못한다는 점을 보여주는 것이라 할 수 있다. 이처럼 불평등도를 측정하는 분배지표들은 각각의 특징이 있어 불평등도의 변화를 판단하기 위해서는 여러 지표들을 함께 검토해야 한다.

[그림 II-1] 근로소득에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제된 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-8〉 근로소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)

	원가구	균등화개인
지니계수	0,3651	0,3526
로그분산	0,5747	0,5098
P90/P50 배율	2,2092	2,1467
P50/P10 배율	2,8304	2,5631

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등도
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

나. 시장소득(market income)의 불평등지수

시장소득은 『가계금융복지조사』의 근로소득과 사업소득, 그리고 재산소득의 합으로 정의한다. 분석 대상 표본의 시장소득은 2011년 4,981만원에서 2015년 5,287만원으로 대체로 증가하였다. 다만 2014년도의 가구 평균 시장소득이 5,236만원으로 2013년의 5,262만원보다 감소하였다.

〈표 II-9〉 시장소득 기초통계량

(단위: 개, 만원)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	4,981.31	3,967.39	5,043.84	14.46	178,119
2012년	7,449	5,109.06	4,079.64	5,310.44	10.20	203,982
2013년	7,045	5,262.04	4,229.69	5,002.52	10.07	126,891
2014년	7,030	5,235.66	4,300.00	4,345.07	1.00	71,980
2015년	7,018	5,286.72	4,357.73	4,305.64	0.99	68,609

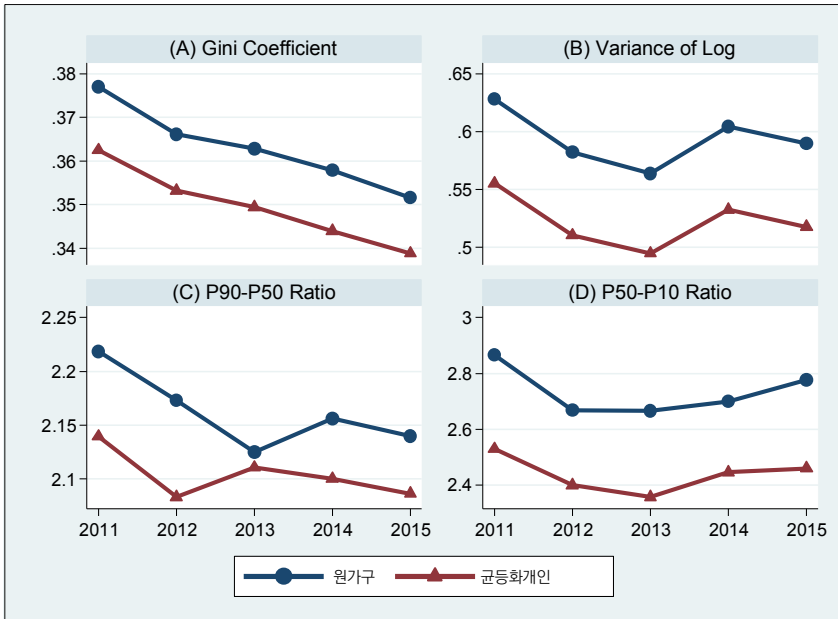
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

근로소득과 마찬가지로 시장소득의 불평등지수 또한 균등화개인 소득에 대한 불평등지수가 원가구 소득의 불평등지수보다 낮은 것으로 측정되었다. 2011~2015년 평균 기준 원가구 시장소득의 지니계수는 0.3631이지만, 가구원 수를 통제한 균등화개인 시장소득의 지니계수는 0.3496으로 낮아진다. 또한 원가구 소득에 대한 로그분산은 0.5937로 측정되었는데, 균등화개인 소득에 대한 로그분산은 0.5221로 측정되어 가구원 수로 통제한 불평등도가

더 낮은 것으로 나타난다.

한편 균등화개인 시장소득의 계층별 소득 격차를 살펴보면, 지난 5년간 평균적으로 상위 10% 계층의 소득은 중위소득자 소득의 약 2.1배인 것으로 나타나며, 중위소득자의 소득은 하위 10% 계층 소득의 약 2.44배인 것으로 분석된다. 한편 근로소득과 마찬가지로 중위소득자와 소득 하위 10% 계층 간의 소득격차는 2013년 이후 점차 커진 것으로 나타난다. 반면 시장소득의 지니계수는 지난 5년간 지속적으로 개선된 것으로 나타나 최근 하위 계층의 소득 격차 확대를 잘 반영하지 못하는 것으로 판단된다.

[그림 II-2] 시장소득에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-10〉 시장소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)

	원가구	균등화개인
지니계수	0,3631	0,3496
로그분산	0,5937	0,5221
P90/P50 배율	2,1626	2,1041
P50/P10 배율	2,7360	2,4384

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등도
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

다. 민간소득(private income)의 불평등지수

민간소득은 앞에서 살펴본 시장소득에 사적이전소득까지 포함된 소득이다. 사적이전소득에는 사적연금을 통한 연금소득이나 가계 간 이전소득 등이 포함된다. 이는 기초생활보장수혜금이나 공적연금과 같은 공적이전소득은 포함되지 않는다. 민간소득은 소득재분배를 위한 정부의 역할이 명시적으로 개입되지 않은 상태에서의 총소득이라 할 수 있다.

앞에서 살펴본 시장소득과 마찬가지로 평균 민간소득 또한 2011년 이후 대체로 매년 증가한 것으로 나타난다. 분석 대상의 표본에 나타난 2011년의 평균 민간소득은 약 5,027만원이며, 이후 2015년에는 5,325만원으로 증가하였다. 다만 2014년의 민간소득은 5,277만원으로 2013년의 5,307만원보다 감소하였다.

〈표 II-11〉 민간소득 기초통계량

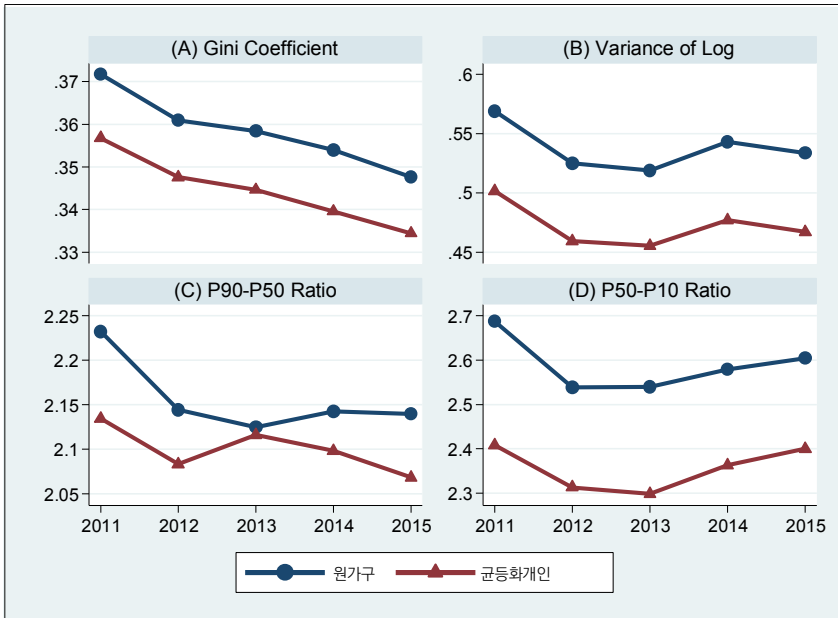
(단위: 개, 만원)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	5,026.94	4,008.72	5,027.37	14.46	178,119
2012년	7,449	5,156.05	4,089.83	5,292.45	10.20	203,982
2013년	7,045	5,306.64	4,330.40	4,984.38	18.13	126,891
2014년	7,030	5,277.14	4,320.00	4,326.62	1.00	71,980
2015년	7,018	5,325.12	4,362.68	4,286.35	0.99	68,609

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

분배지표를 살펴보면 앞의 근로소득이나 시장소득과 유사한 특징이 관찰된다. 원가구 소득에 대한 지표보다 균등화개인 소득에 대한 지표가 더 낮게 측정된다. 민간소득의 지니계수는 분석 대상 기간 동안 지속적으로 감소하였지만, 중위소득자와 소득 하위 10% 계층의 소득 격차는 2013년 이후 약화된 것으로 관찰된다.

[그림 II-3] 민간소득에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제된 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-12〉 민간소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)

	원가구	균등화개인
지니계수	0,3585	0,3446
로그분산	0,5378	0,4720
P90/P50 배율	2,1570	2,1002
P50/P10 배율	2,5898	2,3568

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제된 자료에 대한 불평등도

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

라. 처분가능소득(disposable income)의 불평등지수

처분가능소득은 앞에서 정의한 민간소득에 공적이전소득을 가산하고 경상조세를 차감한 소득을 의미한다. 가구의 평균 처분가능소득 또한 시장소득이나 민간소득과 마찬가지로 2014년을 제외한 모든 기간에서 전년도보다 증가하였다. 분석 대상 기간의 최초 시점인 2011년의 가구 평균 처분가능소득은 4,644만원이었으며, 이후 점차 증가하여 2015년에는 4,955만원이었다.

〈표 II-13〉 처분가능소득 기초통계량

(단위: 만원)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	4,644.44	3,762.82	4,489.89	-3,201.81	177,380
2012년	7,449	4,781.69	3,913.39	4,774.98	-46.92	201,721
2013년	7,045	4,920.49	4,068.56	4,463.57	-555.90	122,462
2014년	7,030	4,900.70	4,095.50	3,698.09	-175.00	60,911
2015년	7,018	4,955.04	4,150.74	3,672.50	-357.53	59,529

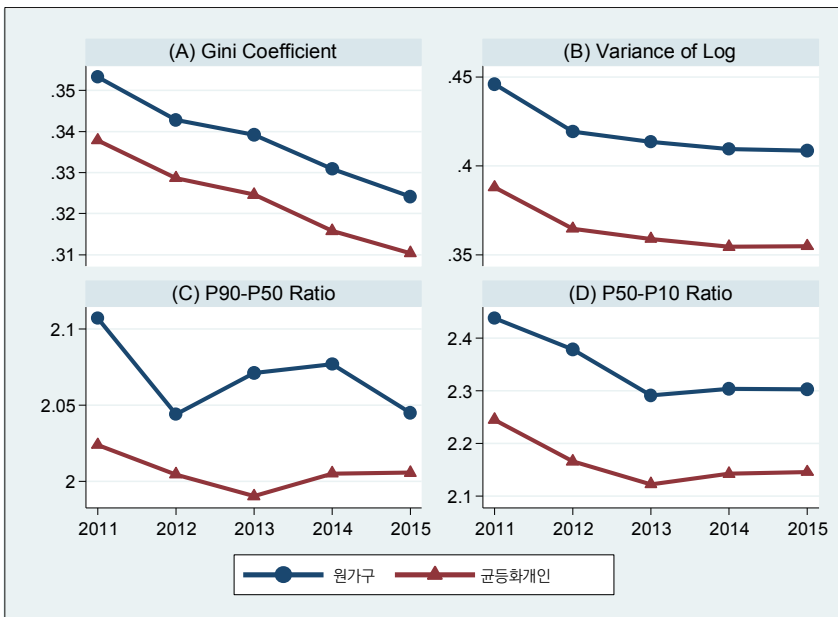
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

앞에서 살펴본 다른 소득들과 마찬가지로 처분가능소득 또한 균등화개인 소득의 분배지표가 원가구 소득에 대한 분배지표보다 낮게 측정되었다. 균등화개인 소득을 기준으로 분석 대상 기간의 평균적인 불평등지수를 살펴보면, 지니계수는 0.3235로, 그리고 로그분산은 0.3641로 측정되었다. 한편, 소득 상위 10% 계층의 처분가능소득은 중위소득자의 약 2.01배인 것으로 나

타났으며, 중위소득자의 처분가능소득은 소득 하위 10% 계층의 약 2.16배인 것으로 분석되었다.

분석 대상 기간 동안 처분가능소득의 분배지표 변화 추이를 살펴보면, 지니계수와 로그분산은 지속적으로 감소하였다. 특히 앞에서 살펴본 다른 소득에서는 최근 로그분산이 높아지는 모습을 보였는데, 처분가능소득에서는 이러한 모습이 보이지 않아 저소득층에 대한 정부의 소득재분배 정책의 효과가 나타난 것으로 판단된다. 이는 2013년 이후 중위소득자와 소득 하위 10% 계층의 소득격차 확대폭이 앞에서 살펴본 다른 소득에 비해 현저하게 감소한 것에서도 확인된다.

[그림 II-4] 처분가능소득에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제된 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-14〉 처분가능소득 불평등지수의 평균(2011~2015년)

	원가구	균등화개인
지니계수	0,3380	0,3235
로그분산	0,4193	0,3641
P90/P50 배율	2,0689	2,0059
P50/P10 배율	2,3432	2,1646

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등도

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

마. 소비(consumption)의 불평등지수

소비는 『가계금융복지조사』에서 조사된 총소비지출을 의미한다. 소득과는 달리 가구의 평균 소비지출금액은 매년 감소하고 있는 것이 특징이다. 2011년의 가구 평균 소비지출액은 2,740만원인 것으로 조사되었는데, 이는 점차 감소하여 2015년의 가구 평균 소비지출액은 2,587만원인 것으로 나타났다. 소비는 소득뿐만 아니라 자산 수준에 의해서도 영향을 받는데, 뒤에서 살펴볼 자산은 평균적으로 감소하는 추세에 있다. 이에 소비의 감소는 자산의 감소에 영향을 받았을 가능성이 클 것으로 판단된다.

〈표 II-15〉 소비 기초통계량

(단위: 개, 만원)

	관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
2011년	8,002	2,739.80	2,355.64	1,798.09	61.99	43,703
2012년	7,449	2,661.02	2,307.03	1,689.05	26.52	41,851
2013년	7,045	2,617.68	2,285.04	1,567.09	100.71	17,633
2014년	7,030	2,597.61	2,271.50	1,522.04	215.00	15,610
2015년	7,018	2,587.23	2,258.10	1,536.88	114.89	22,066

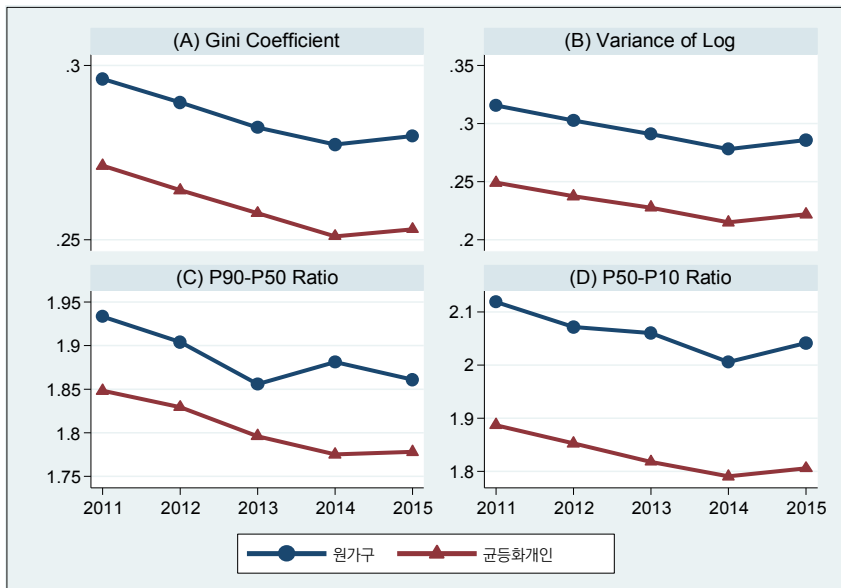
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

균등화소비를 기준으로 5년 평균 불평등지수를 살펴보면, 지니계수는 0.2594인 것으로 측정되었으며, 로그분산은 0.2301인 것으로 나타났다. 가구 소비 기준 상위 10%에 있는 가구의 소비수준은 중위 소비수준에 있는 가구

보다 약 1.81배 더 많은 소비지출을 하는 것으로 분석되었으며, 중위 소비수준에 있는 가구는 하위 10% 소비수준에 있는 가구보다 약 1.84배 더 많은 소비지출을 하는 것으로 나타났다.

분석 대상 기간의 소비 분배지표의 추이를 살펴보면, 소비에 대한 분배지표가 지속적으로 개선되어 오다가 2015년도에 다소 악화된 모습이 나타난다. 특히 이러한 모습은 지니계수, 로그분산, P50/P10 배율에서 공통적으로 관찰된다. 이는 앞에서 살펴본 소득에 대한 불평등지수와는 다른 양상이다. 2015년 소비에 대한 분배지표가 악화된 원인으로는 소득보다는 뒤에서 살펴볼 자산 불평등도의 악화 때문일 가능성이 있다. 다만 『가계금융복지조사』의 경우 조사 목적상 소비지출에 대해서는 자세한 설문조사를 수행하지 않아 소비 분포의 추이를 정확히 측정하는 데 한계가 존재할 수 있다. 이에 소비의 분배지표의 추이는 『가계동향조사』 등의 다른 자료를 참고할 필요가 있다.

[그림 11-5] 소비에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

〈표 II-16〉 소비 불평등지수의 평균(2011~2015년)

	원가구	균등화개인
지니계수	0.2849	0.2594
로그분산	0.2946	0.2301
P90/P50 배율	1.8873	1.8055
P50/P10 배율	2.0594	1.8309

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제된 자료에 대한 불평등도

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

바. 순자산(net worth)의 불평등지수

본 연구에서 자산은 총자산에서 총부채를 차감한 순자산을 의미한다. 이에 자산수준보다 부채수준이 높은 순부채 가구도 존재한다. 가구 평균 순자산의 경우 2011년부터 2014년까지 소폭이지만 지속적으로 감소한 이후 2015년에는 전년도에 비해 증가하였다. 분석대상 기간 중 2014년의 평균 순자산은 2억 9,790만원으로 가장 낮았으며, 2015년의 평균 순자산은 3억 1,161만원으로 가장 높았다.

순자산의 경우 원가구 자산과 균등화개인 자산의 분배지표의 차이가 소득이나 소비만큼 크지 않은 것으로 판단된다. 특히, 지니계수와 P90/P50 배율은 가구원 수의 고려 여부가 분배지표에 상대적으로 작은 영향을 미치는 것으로 보인다. 이는 소득이나 소비와 비교해 자산수준은 가구원 수와의 상관관계가 낮기 때문인 것으로 해석된다.

균등화개인 순자산에 대한 5년 평균 불평등지수를 살펴보면, 지니계수는 0.5567인 것으로 측정되었으며, 로그분산은 1.6415로 추정되었다. 순자산 기준 상위 10% 계층의 순자산은 중위 자산 계층보다 약 3.51배 더 많은 자산을 보유하고 있으며, 중위 자산 계층은 하위 10% 계층보다 약 7.90배 더 많은 자산을 보유하고 있는 것으로 나타났다.

〈표 II-17〉 순자산, 자산, 부채 기초통계량

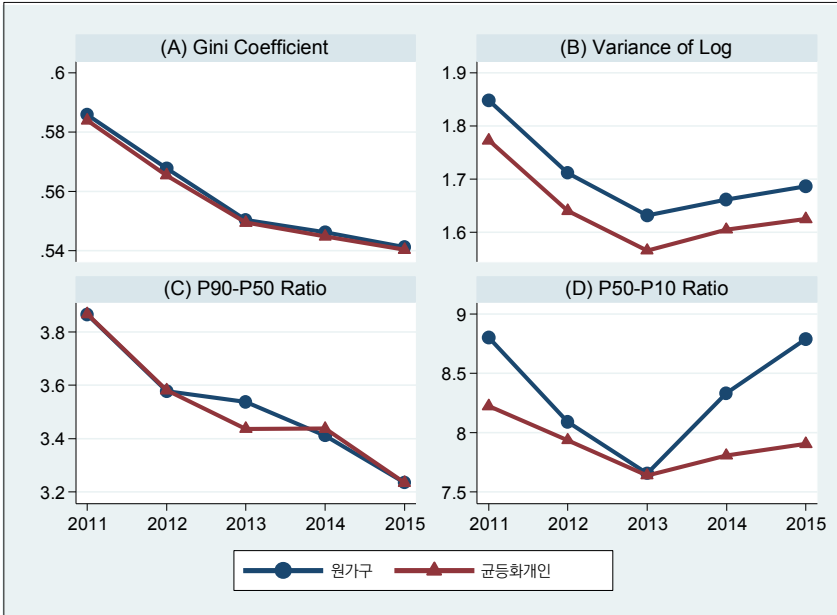
(단위: 개, 만원)

		관측치	평균	중위 값	표준편차	최솟값	최댓값
순자산	2011년	8,002	30,590.86	16,210.52	56,547.64	-16,6410	1,536,383
	2012년	7,449	29,839.83	16,861.13	51,552.46	-20,9728	1,353,735
	2013년	7,045	29,830.02	17,436.40	49,654.35	-77,456	1,537,292
	2014년	7,030	29,789.98	17,820.50	47,285.28	-40,960	1,504,100
	2015년	7,018	31,160.89	18,776.86	52,273.57	-78,608	1,429,573
자산	2011년	8,002	37,077.40	19,940.28	66,177.91	1	1,786,670
	2012년	7,449	36,445.44	20,887.73	60,250.07	1	1,629,110
	2013년	7,045	36,427.82	21,727.53	56,668.51	1	1,708,494
	2014년	7,030	36,323.70	22,164.00	54,916.92	1	1,676,100
	2015년	7,018	38,412.68	23,440.13	61,907.39	0	1,726,691
부채	2011년	8,002	6,486.54	1,136.49	17,341.49	0	508,322
	2012년	7,449	6,605.61	1,529.86	16,074.69	0	418,367
	2013년	7,045	6,597.80	1,661.67	14,242.13	0	371,508
	2014년	7,030	6,533.73	1,600.00	14,258.77	0	383,000
	2015년	7,018	7,251.80	1,782.71	17,035.73	0	436,090

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

한편 자산에 대한 분배지표의 최근 5년간의 추이를 살펴보면, 지니계수의 경우 분석 대상 기간인 2011~2015년까지 지속적으로 하락하였다. 또한 P90/P50 비율도 하락하는 추세에 있다. 이에 최소한 중상위계층의 자산 분배 지표는 개선되고 있는 것으로 판단된다. 하지만 순자산에 대한 로그분산과 P50/P10 비율은 2013년 이후 증가하는 모습이 관찰된다. 이에 저자산 계층의 분배지표는 최근 악화되고 있는 것으로 판단된다.

[그림 II-6] 순자산에 대한 불평등지수



주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등지수
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

<표 II-18> 순자산 불평등지수의 평균(2011~2015년)

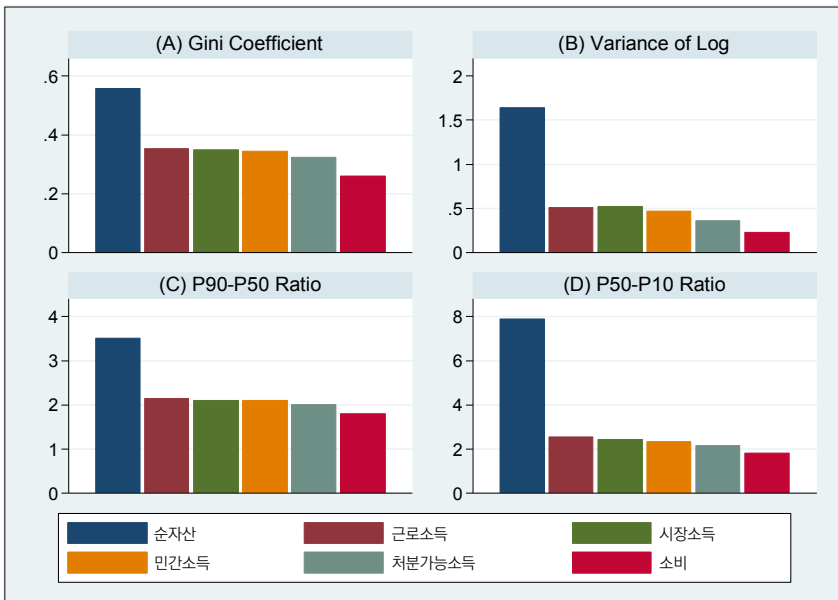
	원가구	균등화개인
지니계수	0.5582	0.5567
로그분산	1.7075	1.6415
P90/P50 배율	3.5253	3.5114
P50/P10 배율	8.3353	7.9027

주: 1. 원(raw)가구는 가구의 원자료에 대한 불평등지수
 2. 균등화(equivalized)개인은 가구원 수를 통제한 자료에 대한 불평등도
 출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

4. 단계별 불평등지수 비교

본 소절에서는 앞에서 살펴본 불평등지수의 크기를 균등화개인 소득 등에 대한 자료를 기준으로 비교한다. 아래의 [그림 II-7]에 나타는 바와 같이 앞에서 살펴본 소득, 소비, 자산 중 불평등지수는 순자산에서 가장 높고, 그다음으로 근로소득, 시장소득, 민간소득, 처분가능소득, 소비의 순서로 점차 낮아진다. 즉, 소득의 개념이 확장될수록, 그리고 정부의 역할이 추가되고 실질적으로 개인의 효용에 직접적으로 영향을 미치는 소비단계에 가까워질수록 불평등도가 낮아진다. 다만, 시장소득의 로그분산이 근로소득의 로그분산보다 더 큰 것으로 측정되었다.

[그림 II-7] 순자산, 소득, 소비의 불평등지수 비교



주: 균등화(equivalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

구체적으로 <표 II-19>는 지니계수를 통해 소득, 소비, 순자산에 대한 불평등도를 비교한다. 순자산과 근로소득을 비교하면 순자산의 평균 지니계수

는 0.5567인 것에 비해 근로소득의 지니계수는 0.3526으로 순자산보다 0.2041가량 낮은 것으로 측정되었다. 누진적 소득세제와 같은 조세정책이나 기초사회보장수혜금이나 공적연금 등과 같은 재정정책에 의해 지니계수는 0.3446(민간소득)에서 0.3235(처분가능소득)로 약 6.15% 감소하는 것으로 분석된다.

〈표 II-19〉 순자산, 소득, 소비의 지니계수 비교

	순자산	근로소득	시장소득	민간소득	처분가능소득	소비
불평등지수						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
2011	0.5839	0.3642	0.3625	0.3568	0.3379	0.2712
2012	0.5654	0.3564	0.3533	0.3476	0.3287	0.2642
2013	0.5494	0.3508	0.3494	0.3446	0.3247	0.2576
2014	0.5447	0.3485	0.3439	0.3396	0.3158	0.2510
2015	0.5403	0.3431	0.3388	0.3344	0.3104	0.2530
평균	0.5567	0.3526	0.3496	0.3446	0.3235	0.2594
감소폭						
		(G=B-A)	(H=C-B)	(I=D-C)	(J=E-D)	(K=F-E)
2011	-	0.2197	0.0017	0.0057	0.0189	0.0667
2012	-	0.2089	0.0032	0.0057	0.0189	0.0645
2013	-	0.1985	0.0014	0.0048	0.0200	0.0670
2014	-	0.1962	0.0046	0.0044	0.0238	0.0648
2015	-	0.1972	0.0042	0.0044	0.0240	0.0574
평균	-	0.2041	0.0030	0.0050	0.0211	0.0641
감소율 (%)						
		(L=G/A*100)	(M=H/B*100)	(N=I/C*100)	(O=J/D*100)	(P=K/E*100)
2011	-	37.6230	0.4680	1.5790	5.2987	19.7388
2012	-	36.9560	0.8889	1.6010	5.4500	19.6151
2013	-	36.1366	0.4080	1.3657	5.8000	20.6501
2014	-	36.0190	1.3158	1.2702	7.0076	20.5227
2015	-	36.4960	1.2347	1.3048	7.1906	18.4894
평균	-	36.6461	0.8631	1.4241	6.1493	19.8032

주: 균등화(equivalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

로그분산의 변화는 지니계수의 변화보다 더 급격한데, 이는 소득 등의 분포의 하위부분에서 변화가 중상위부분보다 더 크기 때문인 것으로 해석된다. 순자산은 거의 없지만 근로소득이 존재하는 가구의 비중이 크다면 순자산과 근로소득 간 로그분산의 차이는 크게 나타날 가능성이 높다. 또한 시장소득의 로그분산이 근로소득의 로그분산보다 큰데, 이는 시장소득에는 재산소득이 포함되고, 순자산이 적어 재산소득 수준이 낮은 가구가 많다면 시장소득의 로그분산이 근로소득의 로그분산보다 클 수 있다.

〈표 II-20〉 순자산, 소득, 소비의 로그분산 비교

	순자산	근로소득	시장소득	민간소득	처분가능소득	소비
불평등지수						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
2011	1.7725	0.5442	0.5552	0.5016	0.3879	0.2489
2012	1.6401	0.5069	0.5104	0.4592	0.3646	0.2373
2013	1.5654	0.4848	0.4949	0.4553	0.3589	0.2277
2014	1.6047	0.5075	0.5324	0.4769	0.3544	0.2148
2015	1.6248	0.5057	0.5177	0.4671	0.3549	0.2216
평균	1.6415	0.5098	0.5221	0.4720	0.3641	0.2301
감소폭						
		(G=B-A)	(H=C-B)	(I=D-C)	(J=E-D)	(K=F-E)
2011	-	1.2283	-0.0110	0.0536	0.1137	0.1390
2012	-	1.1332	-0.0035	0.0512	0.0946	0.1273
2013	-	1.0806	-0.0101	0.0396	0.0964	0.1312
2014	-	1.0972	-0.0249	0.0556	0.1224	0.1396
2015	-	1.1191	-0.0119	0.0506	0.1122	0.1332
평균	-	1.1317	-0.0123	0.0501	0.1079	0.1341
감소율 (%)						
		(L=G/A*100)	(M=H/B*100)	(N=I/C*100)	(O=J/D*100)	(P=K/E*100)
2011	-	69.2984	-2.0198	9.6555	22.6590	35.8363
2012	-	69.0928	-0.6915	10.0257	20.6069	34.9204
2013	-	69.0309	-2.0756	8.0012	21.1664	36.5632
2014	-	68.3731	-4.9101	10.4399	25.6721	39.3841
2015	-	68.8742	-2.3576	9.7708	24.0207	37.5423
평균	-	68.9339	-2.4109	9.5786	22.8250	36.8493

주: 균등화(equivalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

P90/P50 배율 또한 지니계수와 마찬가지로 근로소득, 시장소득, 민간소득, 처분가능소득, 소비로 갈수록 불평등도가 점차 개선되는 것으로 나타난다. 다만 조세재정정책으로 인한 불평등지수 개선율은 4.48%로 다른 불평등지수들보다 낮은 것으로 나타난다. 이는 조세재정정책의 목표가 고소득자와 중위소득 간의 분배 개선보다는 하위소득계층에 더 중점을 두고 있기 때문인 것으로 해석된다.

〈표 II-21〉 순자산, 소득, 소비의 P90/P50 배율 비교

	순자산	근로소득	시장소득	민간소득	처분가능소득	소비
불평등지수						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
2011	3,8665	2,1651	2,1396	2,1346	2,0239	1,8482
2012	3,5819	2,1591	2,0833	2,0833	2,0045	1,8295
2013	3,4370	2,1571	2,1108	2,1163	1,9902	1,7963
2014	3,4373	2,1484	2,1003	2,0985	2,0052	1,7754
2015	3,2341	2,1039	2,0865	2,0684	2,0058	1,7782
평균	3,5114	2,1467	2,1041	2,1002	2,0059	1,8055
감소폭						
		(G=B-A)	(H=C-B)	(I=D-C)	(J=E-D)	(K=F-E)
2011	-	1,7014	0,0254	0,0051	0,1106	0,1757
2012	-	1,4228	0,0757	0,0000	0,0788	0,1750
2013	-	1,2799	0,0463	-0,0054	0,1260	0,1939
2014	-	1,2889	0,0481	0,0019	0,0933	0,2298
2015	-	1,1302	0,0174	0,0181	0,0626	0,2276
평균	-	1,3647	0,0426	0,0039	0,0943	0,2004
감소율 (%)						
		(L=G/A*100)	(M=H/B*100)	(N=I/C*100)	(O=J/D*100)	(P=K/E*100)
2011	-	44,0042	1,1749	0,2364	5,1828	8,6811
2012	-	39,7222	3,5077	0,0000	3,7819	8,7299
2013	-	37,2391	2,1444	-0,2573	5,9562	9,7442
2014	-	37,4978	2,2373	0,0881	4,4445	11,4619
2015	-	34,9472	0,8293	0,8671	3,0272	11,3458
평균	-	38,6821	1,9787	0,1869	4,4785	9,9926

주: 균등화(equivalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

P50/P10 배율을 살펴보면 각 단계별 불평등지수의 개선율이 P90/P50 배율보다 높은 것을 확인할 수 있다. 특히, 조세재정정책으로 인하여 P50/P10 배율이 2.3568(시장소득)에서 2.1646(처분가능소득)으로 약 8.14% 개선되어 P90/P50 배율의 개선율보다 높다.

〈표 II-22〉 순자산, 소득, 소비의 P50/P10 배율 비교

	순자산	근로소득	시장소득	민간소득	처분가능소득	소비
불평등지수						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
2011	8.2241	2.5981	2.5299	2.4085	2.2454	1.8872
2012	7.9369	2.6008	2.4000	2.3132	2.1663	1.8527
2013	7.6402	2.4444	2.3570	2.2988	2.1230	1.8182
2014	7.8077	2.5500	2.4455	2.3636	2.1426	1.7905
2015	7.9045	2.6222	2.4597	2.4000	2.1460	1.8060
평균	7.9027	2.5631	2.4384	2.3568	2.1646	1.8309
감소폭						
		(G=B-A)	(H=C-B)	(I=D-C)	(J=E-D)	(K=F-E)
2011	-	5.6260	0.0682	0.1214	0.1632	0.3581
2012	-	5.3362	0.2008	0.0868	0.1469	0.3135
2013	-	5.1957	0.0874	0.0583	0.1758	0.3048
2014	-	5.2577	0.1045	0.0819	0.2210	0.3521
2015	-	5.2823	0.1625	0.0597	0.2540	0.3400
평균	-	5.3396	0.1247	0.0816	0.1922	0.3337
감소율 (%)						
		(L=G/A*100)	(M=H/B*100)	(N=I/C*100)	(O=J/D*100)	(P=K/E*100)
2011	-	68.4089	2.6252	4.7968	6.7739	15.9494
2012	-	67.2320	7.7200	3.6178	6.3516	14.4737
2013	-	68.0054	3.5764	2.4723	7.6474	14.3561
2014	-	67.3398	4.0982	3.3473	9.3520	16.4342
2015	-	66.8263	6.1988	2.4261	10.5839	15.8435
평균	-	67.5625	4.8437	3.3321	8.1418	15.4114

주: 균등화(equivalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교

출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

P90/P50 배율과 P50/P10 배율은 분포의 중위 값을 기준으로 상위부분과 하위부분을 비교하는데, P90/P10 배율은 분포의 상위부분과 하위부분을 직접적으로 비교한다. P90/P10 배율을 살펴보면 상위 10%에 있는 가구의 순자산이 하위 10%에 있는 가구의 순자산보다 27.7777배 많고 민간소득도 4.9498배 높은 것으로 나타나지만, 조세재정정책으로 인해 처분가능소득은 4.3425배로 P90/P10 배율이 감소하고, 가계의 효용에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 소비의 P90/P10 배율은 3.3068로 감소하는 것으로 측정되었다.

〈표 II-23〉 순자산, 소득, 소비의 P90/P10 배율 비교

	순자산	근로소득	시장소득	민간소득	처분가능소득	소비
불평등지수						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
2011	31.7982	5.6250	5.4130	5.1411	4.5445	3.4881
2012	28.4290	5.6153	5.0000	4.8191	4.3423	3.3896
2013	26.2595	5.2729	4.9753	4.8648	4.2252	3.2660
2014	26.8372	5.4784	5.1363	4.9600	4.2963	3.1787
2015	25.5644	5.5169	5.1320	4.9641	4.3043	3.2114
평균	27.7777	5.5017	5.1313	4.9498	4.3425	3.3068
감소폭						
		(G=B-A)	(H=C-B)	(I=D-C)	(J=E-D)	(K=F-E)
2011	-	26.1732	0.2120	0.2718	0.5967	1.0564
2012	-	22.8138	0.6153	0.1809	0.4768	0.9527
2013	-	20.9866	0.2976	0.1105	0.6396	0.9592
2014	-	21.3588	0.3421	0.1763	0.6637	1.1176
2015	-	20.0475	0.3849	0.1679	0.6598	1.0929
평균	-	22.2760	0.3704	0.1815	0.6073	1.0358
감소율 (%)						
		(L=G/A*100)	(M=H/B*100)	(N=I/C*100)	(O=J/D*100)	(P=K/E*100)
2011	-	82.3103	3.7693	5.0219	11.6057	23.2459
2012	-	80.2481	10.9569	3.6178	9.8933	21.9400
2013	-	79.9199	5.6440	2.2214	13.1481	22.7015
2014	-	79.5867	6.2438	3.4325	13.3809	26.0124
2015	-	78.4196	6.9767	3.2722	13.2907	25.3917
평균	-	80.0969	6.7181	3.5132	12.2637	23.8583

주: 균등화(equalized)개인 자료에 대한 불평등지수 비교
출처: 『가계금융복지조사』를 이용하여 저자 작성

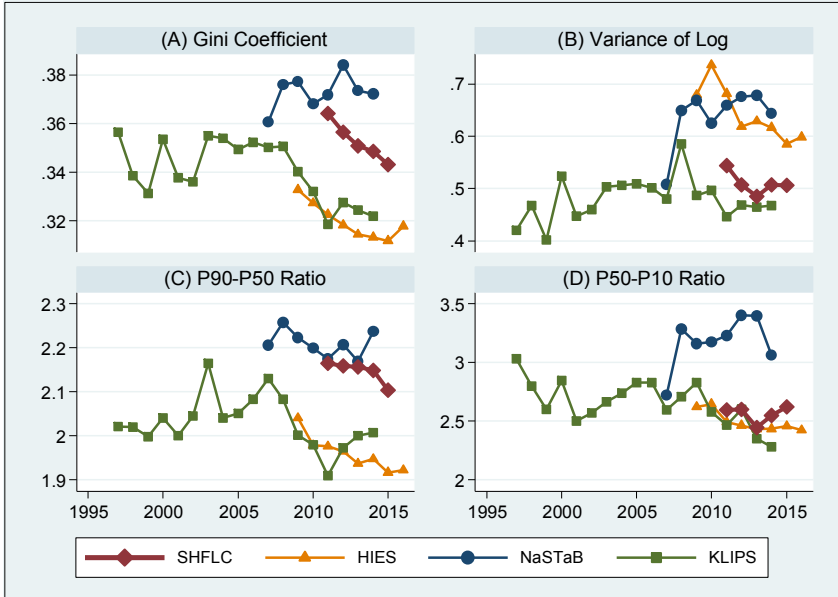
5. 자료별 불평등지수 비교

본 절에서는 『가계금융복지조사』를 통해 측정된 불평등지수를 다른 미시 자료를 통해 측정된 불평등지수와 비교한다. 이하에서 비교하는 자료별 불평등도는 균등화개인 단위로 측정된 불평등지수이다. 자료별 비교 가능성을 위해 소득 등을 앞에서 살펴본 『가계금융복지조사』와 최대한 유사하게 정의하였다. 또한 분석 대상 가구를 가구원 중 주 생산가능인구인 만 25~64세가 포함된 가구에 한정하여 분석하였다.

『가계금융복지조사』를 통해 측정된 근로소득의 지니계수는 『재정패널조사』보다는 낮게, 그리고 『가계동향조사』와 『한국노동패널조사』보다는 높은 것으로 나타나, 다른 미시자료들과 비교할 때 지니계수가 중간 정도로 측정된 것으로 판단된다. 『재정패널조사』의 경우 다른 자료들에 비해 소득 분포의 상위구간과 하위구간 모두 넓게 퍼져있는 것으로 보인다. 이에 P90/P50 배율과 P50/P10 배율 모두 다른 미시자료들에 비해 높게 나타난다. 반면 『가계동향조사』와 『한국노동패널조사』는 P90/P50 배율과 P50/P10 배율 모두 비교적 낮게 나타나 소득분포의 상위구간과 하위구간 모두 다른 미시자료들에 비해 상대적으로 분포가 집중되어 있는 것으로 판단된다. 『가계금융복지조사』의 경우 P90/P50 배율은 『재정패널조사』와 유사하여 상위구간이 상대적으로 넓게 분포하지만, P50/P10 배율은 『가계동향조사』나 『한국노동패널조사』와 유사하게 나타나 하위구간의 분포는 상대적으로 좁게 분포하여 지니계수가 다른 미시자료들의 중간 정도에 위치하는 것으로 판단된다.

한편 다른 분배지표와 달리 로그분산의 경우 『가계동향조사』가 다소 높게 나타난다. 이는 소득 하위 10% 이하구간에서 소득 수준이 매우 낮은 관측치들이 다른 자료들에 비해 많이 포함되어 있기 때문인 것으로 보인다. 지니계수 등 다른 분배지표에서는 소득 수준이 매우 낮은 관측치들이 포함되더라도 분배지표에 잘 반영되지 않는데, 로그분산은 이러한 특징이 잘 반영되기 때문이다.

[그림 11-8] 근로소득에 대한 자료별 불평등지수 비교

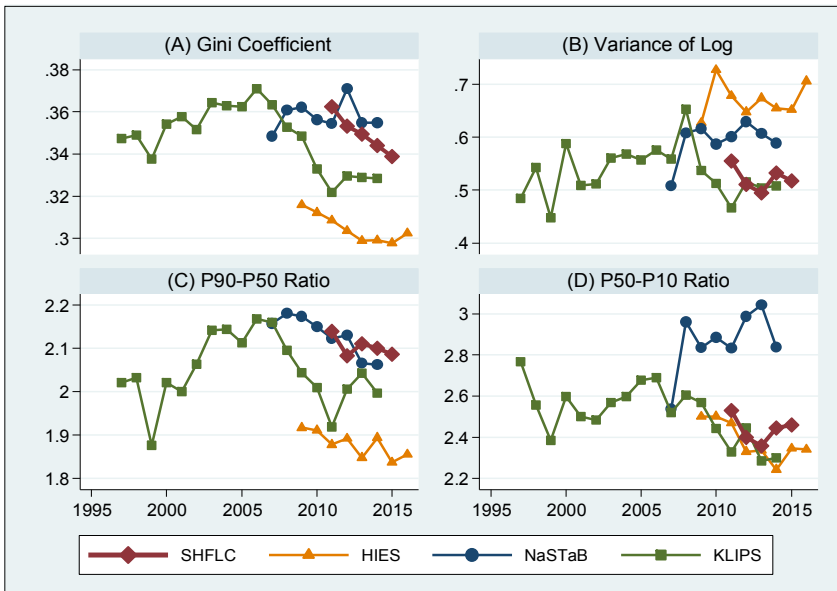


주: 1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
 2. HIES(Household Income and Expenditure Survey): 통계청, 『가계동향조사』
 3. NaStAb(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
 4. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』
 출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

시장소득의 분배지표를 미시자료별로 비교해 보면, 『가계금융복지조사』의 지니계수의 경우 다른 미시자료와 비교 가능한 범위에 속하는 것으로 판단된다. 특히, 『가계동향조사』를 제외한 나머지 세 가지의 미시자료는 근로소득에 대한 지니계수보다 시장소득에 대한 지니계수가 더 유사하게 측정되었다. 앞에서 살펴보았듯이 『가계금융복지조사』의 경우 시장소득의 지니계수가 근로소득의 지니계수에 비해 약 0.87%가량 소폭 감소한다. 하지만 『재정패널조사』의 경우 근로소득에서 시장소득으로의 지니계수 감소율이 더 높은 것으로 나타난 반면, 『한국노동패널조사』의 경우에는 오히려 시장소득의 지니계수가 근로소득의 지니계수보다 평균적으로 높게 나타났다. 이에 세 자료 간의 지니계수 차이가 근로소득보다 시장소득에서 감소하였다. 반면 『가계동향조사』는 시장소득의 지니계수가 나머지 세 자료보다 낮게 측정되었다.

한편 다른 미시자료와 비교한 『가계금융복지조사』의 시장소득의 상대적인 분포 형태는 근로소득의 분포 형태와 유사한 것으로 판단된다. 근로소득과 마찬가지로 시장소득 또한 『가계금융복지조사』의 경우 P90/P50 비율은 다른 미시자료에 비해 높게 측정된 『재정패널조사』와 유사하여 소득분포의 상위구간이 상대적으로 넓게 분포된 것으로 보인다. 반면, P50/P10 비율은 다른 미시자료보다 낮게 측정된 『가계동향조사』나 『한국노동패널조사』와 유사하여 소득분포의 하위구간은 상대적으로 좁게 분포된 것으로 판단된다. 또한 근로소득과 마찬가지로 『가계동향조사』의 로그분산이 다른 미시자료에 비해 높게 측정되었다. 이에 『가계동향조사』에는 근로소득과 사업소득, 재산소득까지 포괄하는 시장소득은 매우 낮은 관측치들이 다른 자료에 비해 상대적으로 많이 포함된 것으로 판단된다.

[그림 11-9] 시장소득에 대한 자료별 불평등지수 비교

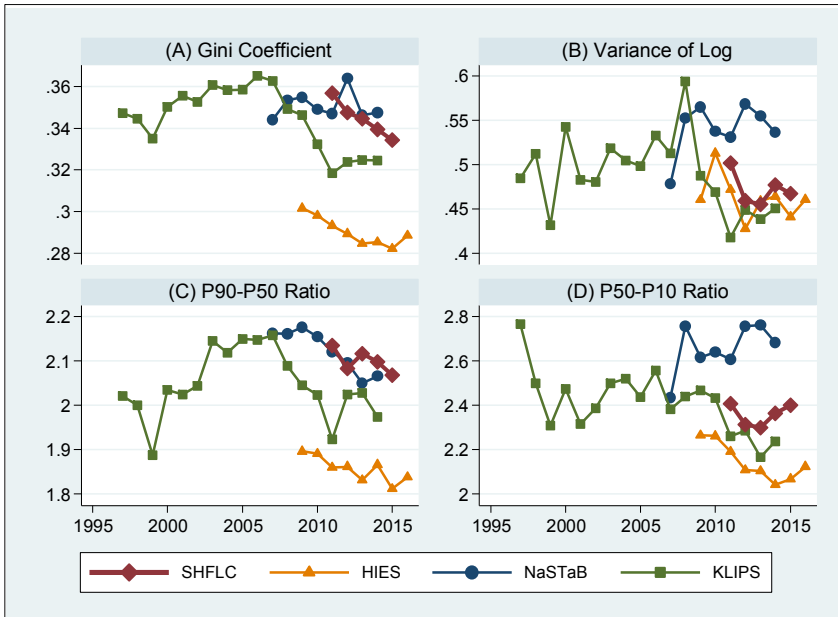


1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
2. HIES(Household Income and Expenditure Survey): 통계청, 『가계동향조사』
3. NaStAb(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
4. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』

출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

민간소득의 경우 자료별 특성이 시장소득과 매우 유사하다. 다만 차이점이 있다면 『가계동향조사』의 로그분산이 다른 미시자료보다 변화폭이 크다는 점이다. 이에 로그분산의 경우 최근의 경우 『재정패널조사』가 다른 자료들에 비해 높게 나타나고, 나머지 세 가지 미시자료는 이보다 낮으면서 유사한 수준인 것으로 측정되었다. 『가계동향조사』의 로그분산이 상대적으로 크게 낮아진 것은 『가계동향조사』의 관측치 중 근로소득, 사업소득, 재산소득이 매우 낮으면서 사적이전소득의 비중이 큰 가구들이 다른 미시자료에 비해 상대적으로 많기 때문인 것으로 판단된다.

[그림 II-10] 민간소득에 대한 자료별 불평등지수 비교

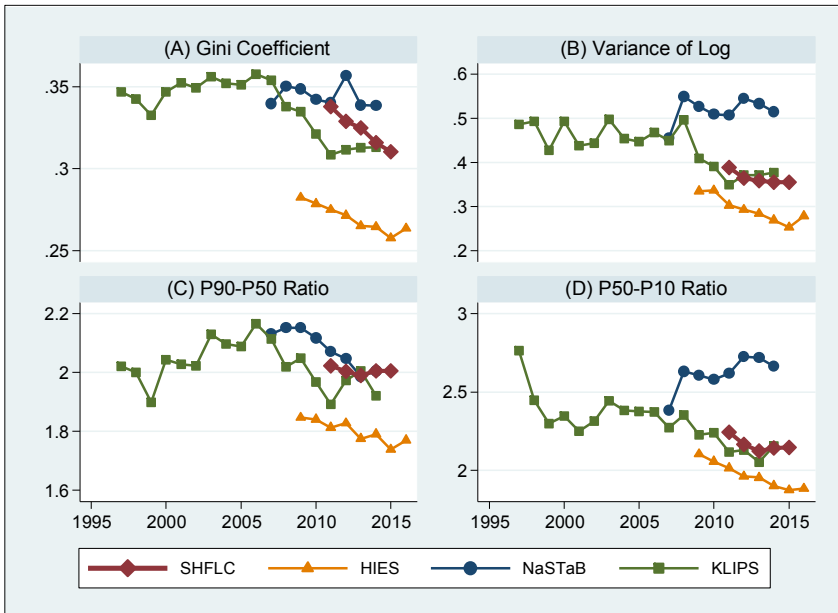


주: 1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
 2. HIES(Household Income and Expenditure Survey): 통계청, 『가계동향조사』
 3. NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
 4. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』

출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

자료별 처분가능소득의 분배지표의 특징 또한 앞에서 분석한 다른 소득과 대체로 유사하게 관찰된다. 『가계금융복지조사』의 지니계수와 P90/P50 배율은 『재정패널조사』나 『한국노동패널조사』와 대체로 유사하면서 세 자료 중 중간에 위치해 있다. 한편 『재정패널조사』는 로그분산과 P50/P10 배율이 다른 미시자료들보다 높게 측정돼 소득분포의 상위구간이 상대적으로 넓게 분포되어 있는 것으로 판단된다. 『가계동향조사』의 로그분산은 민간소득에 비해 상대적으로 큰 폭으로 감소하였다. 이로 인해 다른 분배지표들과 마찬가지로 로그분산 또한 『가계동향조사』에서 가장 낮게 측정되었다. 이는 다른 미시자료에 비해 『가계동향조사』에 전체 소득에서 공적이전소득의 비중이 높은 저소득층이 많이 포함된 것으로 판단된다.

[그림 II-11] 처분가능소득에 대한 자료별 불평등지수 비교



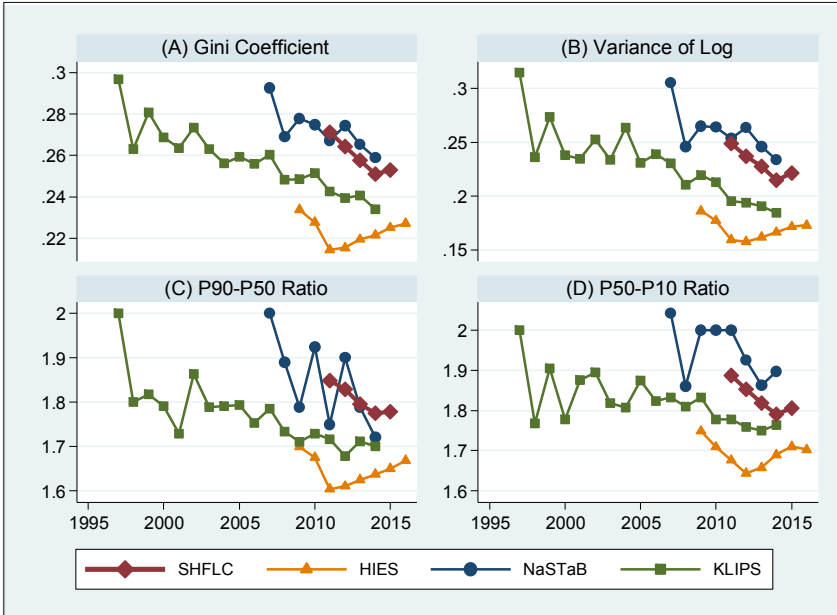
- 주: 1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
- 2. HIES(Household Income and Expenditure Survey): 통계청, 『가계동향조사』
- 3. NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
- 4. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』

출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

소비에 대한 불평등지수는 『가계금융복지조사』와 『재정패널조사』가 대체로 유사하면서 다른 자료들보다 높게 측정되었다. 그다음으로는 『한국노동패널조사』에서 높게 나타나고, 『가계동향조사』에서 가장 낮게 측정되었다. 소비에 대한 정보는 여러 미시자료 중 『가계동향조사』가 가장 신뢰할 만하다. 다른 미시자료들의 조사 대상자들은 지출에 대한 질문에 회상에 의존해 대답하지만 『가계동향조사』는 월별 가계부 기장방식을 통해 지출 자료를 수집한다. 다만 『가계동향조사』의 표본이 우리나라 전체 가구를 잘 대변하지 못한다면 조사 방식이 적합하더라도 불평등지수에는 왜곡이 발생할 수 있다. 특히 소비는 소득에 영향을 받는데, 『가계동향조사』에서 측정된 소득 불평등도가 다른 자료들보다 낮게 나타난 점이 소비의 불평등지수에도 영향을 미쳤을 가능성이 높다. 이에 『가계동향조사』를 통해 측정된 소비에 대한 불평등지수가 『가계금융복지조사』 등 다른 자료를 통해 측정된 지표보다 우월하다고 판단하기에는 한계가 존재한다.

한편 다른 미시자료에서 측정된 불평등지수는 최근 대체로 하락하는 추세이나, 『가계동향조사』에서 측정된 소비 불평등지수는 최근에 대체로 상승하는 추세인 것으로 나타난다. 이러한 특징은 소비분포의 상위구간과 하위구간에서 모두 관찰된다. 여러 미시자료에서 관찰된 소비에 대한 분배지표의 추이 중 어떤 것이 최근의 우리나라의 실제 소비분포의 변화를 반영하는지를 판단하기는 쉽지 않다. 이는 각 미시자료의 표본이 얼마나 우리나라의 소득 및 소비분포를 정확하게 반영하도록 설계되었느냐에 따라 달려있다. 하지만 각 조사의 고유 목적이 다르고, 패널조사의 경우 기존의 표본을 유지하다보니 시간이 경과함에 따라 표본과 모집단의 차이가 발생하는 등 소득 및 소비 분포를 측정하는 데에는 왜곡이 발생할 수 있다. 이에 분배지표를 측정하기 위해 특정 자료에만 의존하기보다는 여러 자료들을 검토하고 종합적으로 판단하는 것이 필요하다.

[그림 11-12] 소비에 대한 자료별 불평등지수 비교



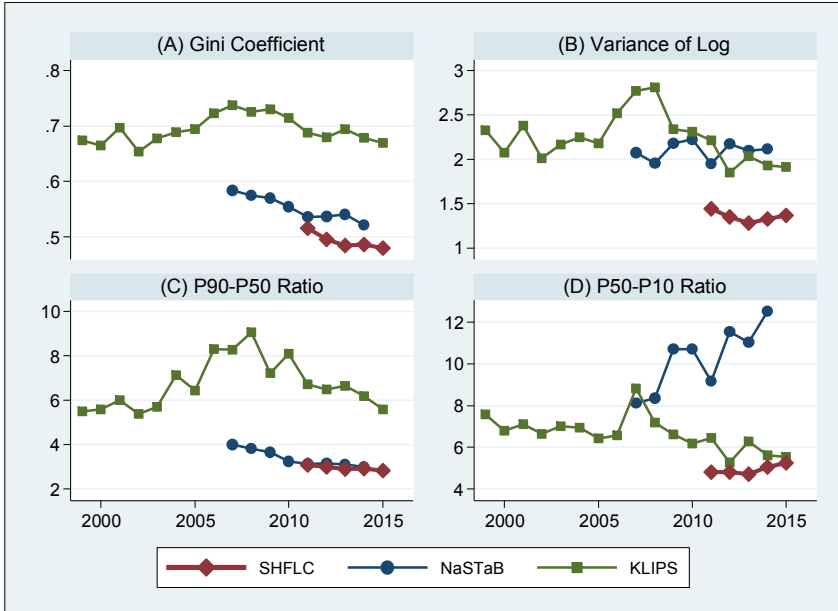
- 주: 1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
- 2. HIES(Household Income and Expenditure Survey): 통계청, 『가계동향조사』
- 3. NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
- 4. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』

출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

순자산의 경우 『가계금융복지조사』를 통해 측정된 불평등지수가 다른 자료들과 유사하거나 낮은 것으로 나타난다. 다만 다른 미시자료들에 포함된 자산과 부채에 대한 정보가 『가계금융복지조사』와 비교해 더 정확하다는 근거가 없어, 자산 정보에 대한 정확성을 다른 조사자료와의 비교를 통해 판단할 수 없다. 오히려 조사 목적상 다른 자료들보다 『가계금융복지조사』가 자산에 대해서는 더 정확한 정보를 포함하고 있다고 판단된다. 『재정패널조사』의 경우 지니계수와 P90/P50 배율로 측정된 불평등지수는 『가계금융복지조사』와 상당히 유사하다. 하지만 로그분산과 P50/P10 배율의 경우에는 『재정패널조사』와 『가계금융복지조사』 간에 차이가 발생하는 것으로 나타난다. 이는 자산분포의 하위부분에서 두 자료 간에 차이가 존재함을 의미

한다. 한편 『한국노동패널조사』의 순자산 지니계수가 다른 미시자료보다 높
 으며, 이는 중위자산 계층 이하 구간에서 자산에 대해 과소 보고되었을 가
 능성이 높은 것으로 판단된다.

[그림 II-13] 순자산에 대한 자료별 불평등지수 비교



주: 1. SHFLC(Survey of Household Finances and Living Conditions): 통계청, 『가계금융복지조사』
 2. NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit): 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』
 3. KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study): 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』
 출처: 각 자료를 이용하여 저자 작성

Ⅲ. 효용함수와 일반균형모형

1. 효용함수 관련 거시경제학의 선행연구

Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988)은 자본의 가동률의 변화가 경기변동의 중요한 요소라는 것을 밝히기 위해 노동공급의 자산효과가 제거된 효용함수를 가정하였다. 다만 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988)은 노동공급의 자산효과를 제거하는 것이 경기변동을 설명하는 데 필수적이라고 주장하기보다는 경기변동에서 투자와 자본의 역할에 대한 설명에 초점을 맞추고 일반균형의 수치해법을 보다 단순화하기 위해 도입하였다. 하지만 이후 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988)과 같이 효용함수에서 노동공급의 자산효과를 제거하거나 아주 작다는 가정이 타당하다는 연구들이 등장한다.

가. Jaimovich and Rebelo(2009)의 뉴스(news) 충격

미래의 경제에 대한 긍정적인 뉴스는 현재에도 긍정적으로 작용해 경제를 호황으로 이끈다. 하지만 KPR 효용함수를 가정한 신고전학파의 거시경제 모형에서는 이러한 특징을 잘 설명하지 못한다. Jaimovich and Rebelo(2009)는 KPR 효용함수가 노동공급의 자산효과를 너무 크게 가정하기 때문이라고 설명한다. 노동공급의 자산효과가 클 경우 미래의 긍정적인 뉴스는 향후 소득의 증가를 합리적으로 예측하는 경제 주체들에게 현재의 노동시간을 단축시킬 유인으로 작용하며, 이로 인해 경제가 호황이 아닌 불황으로 이어진다는 설명이다. Jaimovich and Rebelo(2009)는 JR 효용함수를 가정하여 노동공급의 자산효과를 감소시킬 경우 이러한 문제점을 해결할 수 있음을 보여준다.

나. Monacelli and Perotti(2008)의 정부지출 충격

실증분석들을 살펴보면 정부지출 충격(government spending shock)은 소비와 실질임금을 상승시킨다. 하지만 전통적인 신고전학과 모형은 이를 설명하는 데 어려움을 겪는다. 정부지출 충격은 합리적인 기대를 형성하는 가계에 미래에 납부할 세금의 현재가치를 증가시켜 부정적인 자산효과를 야기하고, 이로 인하여 경제주체는 현재의 소비를 줄이고 노동공급은 증가시켜 실질임금이 하락하는 결과를 도출하기 때문이다.

Monacelli and Perotti(2008)는 효용함수에서 노동공급의 자산효과를 제거하고 가격경직성을 도입할 경우 이 문제가 해결된다고 주장한다. 노동공급의 자산효과를 제거할 경우 정부지출 충격으로 인한 부정적인 자산효과에도 불구하고 노동공급곡선은 움직이지 않는다. 반면 정부지출 증가로 인한 수요의 증가가 가격을 통해 조정되지 않아 기업들은 생산량을 늘리기 위해 노동수요곡선을 우측으로 이동시켜 노동과 실질임금이 상승하고 소비 또한 증가하게 된다.

다. Oh(2013)의 소비 불평등도

Jaimovich and Rebelo(2009)와 Monacelli and Perotti(2008) 등이 매우 낮은 수준의 노동공급 자산효과를 효용함수에 도입해야 한다고 주장한 이유는 경제의 특정 충격에 대한 총량변수의 경기변동을 설명하기 위해서다. 이와는 달리 Oh(2013)는 경기변동적인 요인뿐만 아니라 이질적 가계모형의 정상상태에서 소비에 대한 불평등도를 설명하기 위해서는 노동공급의 자산효과가 낮아야만 한다고 주장한다. 이질적 가계를 가정한 일반균형모형에 KPR 효용함수를 도입할 경우 소득분포와 소비분포를 동시에 설명하기 어렵다. 이는 KPR 효용함수를 가정하면 한계소비성향이 소비수준에 대하여 빠르게 감소해 소득이 증가하더라도 소비는 크게 증가하지 않기 때문이다. 반면 GHH 효용함수를 도입할 경우 한계소비성향이 소비수준에 대하여 느리게 감소해 KPR 효용함수를 도입할 경우보다 소비의 분포가 실제 자료에 가

까워진다. 이처럼 노동공급의 자산효과는 경기변동과 관련된 단기적인 변화뿐만 아니라 장기적인 균형에도 영향을 미친다.

2. 효용함수와 노동공급의 자산효과

일반균형모형에서 소비와 여가에 의해 효용이 결정되는 가계의 효용함수는 일반적으로 식 (Ⅲ-1)과 같이 King, Plosser, and Rebelo(1988)가 정의한 효용함수와 유사하게 정의된다. 특히, 본 연구와 유사한 이질적 가계를 가정한 일반균형모형의 선행연구의 대부분은 KPR 효용함수를 가정한다.

$$u(c, h) = \log(c) - \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-1)}$$

식 (Ⅲ-1)에서 c 는 소비, h 는 노동시간을 의미한다. 가용시간이 1이라고 가정할 경우 여가는 $(1-h)$ 로 표현될 수 있다. 노동은 비재화로 음의 효용을 유발한다.

반면, Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988)은 식 (Ⅲ-2)와 같은 효용함수를 가정하였다. 함수의 형태를 비교하면 식 (Ⅲ-1)의 KPR 효용함수는 소비와 여가에 대한 효용이 분리가능(separable)한 반면 GHH 효용함수에서는 분리불가능(non-separable)하다.

$$u(c, h) = \log\left(c - \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma}\right) \quad \text{식 (Ⅲ-2)}$$

KPR 효용함수와 GHH 효용함수는 함수의 형태적 차이보다는 노동공급의 자산효과의 크기로 구별된다. KPR 효용함수는 노동공급의 자산효과가 큰 것으로 가정하는 반면 GHH 효용함수는 노동공급의 자산효과가 제거된 효용함수이다. 이는 두 효용함수를 통해 도출된 노동공급의 1계조건을 비교해 보면 쉽게 알 수 있다. 논의의 편의상 식 (Ⅲ-3)의 단순한 예산제약식을 가정하여 노동공급의 1계조건을 도출한다.

$$c + a' = a + wh \quad \text{식 (III-3)}$$

식 (III-3)에서 a 와 a' 은 각각 기초와 기말 시점의 자산수준을 의미하며, w 는 임금을 나타낸다.

위 예산제약식을 통해 KPR 효용함수를 가정할 경우 노동공급은 아래의 식 (III-4)에 의해 결정된다. 식 (III-4)가 의미하는 것은 가계가 노동공급을 결정할 경우 현재의 소비수준에 영향을 받는다는 것이다. 현재의 소비수준은 예산제약식에 반영되어 있듯이 기초의 자산수준과 해당 기간의 근로소득에 의해 결정된다. 즉, 가계의 노동공급에 대한 의사결정에는 자산과 소득 수준이 소비를 통해 영향을 미친다.

$$h = \left(\frac{1}{c} \frac{w}{\psi} \right)^{1/\gamma} \quad \text{식 (III-4)}$$

GHH 효용함수를 가정할 경우 노동공급의 1계조건은 아래의 식 (III-5)와 같이 정의된다. KPR 효용함수를 가정한 경우와는 달리 GHH 효용함수하에서는 현재의 소비수준이 가계의 노동공급에 전혀 영향을 미치지 못하며, 오직 임금수준이 노동공급을 결정한다. 이는 GHH 효용함수에서 노동공급의 자산효과가 제거되었음을 의미한다.

$$h = \left(\frac{w}{\psi} \right)^{1/\gamma} \quad \text{식 (III-5)}$$

Jaimovich and Rebelo(2009)는 뉴스(news) 충격에 대한 경제적 효과를 설명하기 위해 아래의 식 (III-6)과 식 (III-7)로 정의된 효용함수를 사용하였다.

$$u(c, h; m_{-1}) = \log \left(c - \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} m \right) \quad \text{식 (III-6)}$$

$$m = c^\theta m_{-1}^{1-\theta} \quad \text{식 (III-7)}$$

JR 효용함수의 특징은 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 양 극단의 특수한 경우로 포함하고 있다는 점이다. 이 또한 노동공급의 1계조건인 식 (Ⅲ-8)을 살펴보면 쉽게 알 수 있다. 식 (Ⅲ-8)에서 θ 가 1일 경우에는 KPR 효용함수하에서 노동공급의 1계조건과 동일해진다. 한편 θ 가 0일 경우에는 현재의 소비수준이 노동공급에 영향을 미치지 못하여 GHH 효용함수와 같이 노동공급의 자산효과가 제거된다. 이 경우 식 (Ⅲ-7)은 $m = m_{-1}$ 으로 상수와 다름없기 때문에 이를 1로 정의하면 GHH 효용함수와 동일해진다.

$$h = \left(\frac{1}{m} \frac{w}{\psi} \right)^{1/\gamma} = \left(\frac{1}{c^\theta m_{-1}^{1-\theta}} \frac{w}{\psi} \right)^{1/\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-8)}$$

노동공급의 자산효과 크기는 조세정책의 재분배 효과에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 가령 근로소득세(τ)를 도입한 예산제약식 (Ⅲ-9)와 KPR 효용함수와 GHH 효용함수 하에서 각각 노동공급의 1계조건을 도출하면 식 (Ⅲ-10)과 식 (Ⅲ-11)과 같다.

$$c + a' = a + (1 - \tau)wh \quad \text{식 (Ⅲ-9)}$$

$$h = \left(\frac{1}{c} \frac{(1 - \tau)w}{\psi} \right)^{1/\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-10)}$$

$$h = \left(\frac{(1 - \tau)w}{\psi} \right)^{1/\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-11)}$$

노동공급의 자산효과를 제거한 GHH 효용함수의 경우 근로소득세율이 소득수준에 상관없이 전반적으로 증가할 경우 이는 노동공급에도 자산이나 소득수준에 상관없이 동일한 크기로 노동공급을 감소시킨다. 반면 노동공급의 자산효과가 반영될 경우 자산이나 소득수준에 따라 이질적인 소비의 변화를 통해 노동공급의 변화도 달라져 이는 소득 등의 재분배에 영향을 미치게 된다.

JR 효용함수에서는 θ 를 통해 노동공급의 자산효과를 조절할 수 있다. 본 연구에서는 0과 1 사이의 여러 값의 θ 를 이용하여 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과를 비교해 보고자 한다.

3. 일반균형모형

본 연구는 오종현·박명호(2015)의 일반균형모형에 Jaimovich and Rebelo (2009)의 효용함수를 도입하여 노동공급의 자산효과 크기에 따른 조세정책의 재분배 효과를 비교한다. 한편, 오종현·박명호(2015)의 모형은 Oh (2013)의 모형에 Heathcote et al.(2014)과 Chang et al.(2015)의 조세재정정책을 따르는 정부부분을 도입하여 확장하였다.⁵⁾

본 연구에서 정의하는 일반균형모형은 오종현·박명호(2015)와 마찬가지로 이질적인 가계(heterogeneous households)와 동질적인 기업(homogeneous firms), 그리고 정부 등 3부분으로 이루어져 있다. 가계는 노동과 자본을 기업에 공급하는 대가로 근로소득과 자산소득을 얻으며, 주어진 예산제약 하에서 효용극대화를 위해 저축과 소비의 수준을 결정한다. 기업은 가계로부터 공급받은 노동과 자본을 투입하여 가계의 소비와 자산 형성, 그리고 정부의 소비를 위한 재화를 생산하며, 이를 통해 이윤극대화를 추구한다. 정부는 민간부문에 대한 조세를 통해 재원을 마련하여 정부소비와 가계에 대한 이진지출로 사용한다.

5) 오종현·박명호(2015)에서는 Oh(2013)과 마찬가지로 개별노동생산성이 일정 수준 이하인 경제주체는 외생적으로 실업에 처한다는 가정을 도입하였다. 하지만 본 연구에서는 외생적 실업을 도입하지 않는다. 본 연구에서 가정한 일반균형모형에서 개별노동생산성은 소득, 자산 수준과 정의 상관관계에 있다. Oh(2013), 오종현·박명호(2015)와 마찬가지로 개별노동생산성이 낮은 계층이 외생적으로 실업에 처하게 된다면 주로 저소득-저자산 계층이 실업상태에 놓이게 되며, 그들의 노동공급 의사결정은 노동시장에서 아무런 역할을 하지 못하게 된다. 본 연구의 목적은 노동공급의 자산효과 역할이 조세정책의 재분배 효과에 미치는 영향을 살펴보는 것으로 저소득-저자산 계층의 노동공급 의사결정 또한 재분배 효과에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 이에 외생적 실업은 동 모형에 도입하지 않는다.

가. 이질적 가계(Heterogeneous households)

경제에는 무수히 많은 이질적인 가계가 존재한다. 가계의 이질성은 각 가계에 외생적으로 주어지는 노동생산성(x)의 차이로부터 발생된다. 이러한 이질적인 노동생산성은 각 가계의 기초자산(a) 수준에도 차이를 발생시킨다. 가계는 주어진 기초자산과 노동생산성 하에서 생애기대효용(life-time expected utility)을 극대화하기 위해 노동공급(h)과 현재의 소비(c), 그리고 미래의 자산(a') 수준을 결정한다. 노동공급을 위해 가용한 시간에는 제약(\bar{h})이 존재한다. 또한 Aiyagari(1994), Huggett(1993), Imrohroglu(1989)와 같이 불완전한 자본시장으로 인하여 차입에 대한 제약(\bar{a})이 존재한다.

가계의 효용극대화 문제는 다음의 식 (Ⅲ-12)와 같이 정의된다.

$$V(a, x, m_{-1}; \mu) = \max_{\{c, h, a'\}} \left\{ \log \left(c - \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} m \right) + \beta E_x V(a', x', m; \mu') \right\}$$

s. t.

$$(1 + \tau_c)c + a' = \lambda y^{1-\tau} + a$$

$$y = w(\mu)xh + (1 - \tau_k)r(\mu)a$$

식 (Ⅲ-12)

$$m = c^\theta m_{-1}^{1-\theta}$$

$$\mu' = \Gamma(\mu)$$

$$a' \in [\bar{a}, \infty)$$

$$c \in (0, \infty)$$

$$h \in [0, \bar{h}]$$

여기서, 상태변수 중의 하나인 m_{-1} 은 과거 역사적 소비들의 가중평균이다. 이는 장기간의 평균적인 소비수준에 해당되기 이하에서는 장기소비라 칭한다. 이에 효용함수에 포함되는 m 은 현재소비와 장기소비의 가중평균이

다. 오종현·박명호(2015)와 비교하여 확장된 부분이 바로 효용함수에 m 을 추가한 JR 효용함수를 도입한 것이다.

μ 는 가계의 개별 상태변수(individual state variables)인 자산(a)과 노동생산성(x), 그리고 장기소비(m_{-1})에 대한 결합확률분포를 의미한다. 개별 상태변수의 움직임은 이행연산자(transition operator)인 $\Gamma(\cdot)$ 에 의해 결정된다. 한편 가계는 총계 상태변수(aggregate state variables)인 μ 와 이행연산자 $\Gamma(\cdot)$ 에 대한 완전한 정보를 바탕으로 다음 기의 분포인 μ' 이 주어질 것으로 간주하고 소비 등의 의사를 결정한다. 이는 경제에 무수히 많은 가계가 존재하기 때문에 특정 가계의 의사결정이 총계변수에 영향을 주지 않기 때문이다.

y 는 노동소득과 자산소득의 합으로 구성된 총소득을 의미한다. 이 중 자산소득은 r 의 수익률로 얻은 총자산소득에서 기업이 τ_k 의 세율로 납부한 법인세를 차감한 유효자산소득을 의미한다. 다음에서 정의한 기업의 이윤극대화 문제에는 명시적으로 법인세에 대한 부분이 포함되어 있지 않지만, 가계의 예산제약식에 τ_k 를 위와 같이 반영하면 기업의 생산에서 노동에 대한 비용과 자본의 감가상각을 제외한 이익에 τ_k 의 세율로 법인세를 부과하는 것과 동일하다. 가계의 처분가능소득은 Heathcote et al.(2014)과 같이 $\lambda y^{1-\tau}$ 로 정의된다. 처분가능소득 $\lambda y^{1-\tau}$ 은 총소득의 수준에 따라 총소득보다 높은 구간도 존재한다. 이는 소득이 낮은 가계의 경우 정부에 납부하는 소득세보다 정부로부터 받는 공적이전소득이 더 크다는 것을 의미한다. 또한 소득이 높아질수록 평균 유효세율도 함께 높아져 누진적인 소득세를 반영한다. 총소득과 처분가능소득과의 관계에 대해서는 정부부문에서 보다 자세히 설명하도록 한다. 한편, 가계는 현재의 소비 수준에 대하여 τ_c 의 세율로 소비세를 납부한다.

한편 본 모형에서 기업의 총생산에서 노동비용과 감가상각을 제외한 나머지 부분을 영업이익이라 한다면 기업의 영업이익에 해당하는 부분에 세금을 부과한다는 측면에서 개념적으로 법인세와 유사하다고 할 수 있다. 하지만 실제 세법에서 구체적인 세목에 해당하는 법인세와 본 모형에서 가정한 법

인세를 완전히 동일하게 취급하기에는 모형과 현실 간의 괴리가 존재한다. 특히, 기업의 소유구조와 법인의 이익을 가계로 이전하는 방법, 이전된 소득에 대한 이중과세 문제를 완화하기 위한 제도 등에서 다양한 차이가 있다. 이에 본 연구에서는 법인세라는 용어 대신에 보다 일반적인 용어인 자산소득세라는 용어를 사용한다. 가계의 입장에서는 자산소득에 대한 과세와 동일하기 때문이다. 한편 앞에서 근로소득과 자산소득을 합한 총소득에 대해 적용하는 소득세는 자산소득세와 구분하기 위하여 통합소득세라는 용어를 사용한다. 통합소득은 근로소득과 자산소득세를 차감한 유효자산소득의 합이라 할 수 있다.

가계는 노동시장과 자본시장의 균형가격인 임금($w(\mu)$)과 자산수익률($r(\mu)$)이 이미 결정되었다는 가정하에 의사결정을 한다. 경제에 무수히 많은 가계가 존재하기 때문에 개별 가계의 의사결정은 시장가격에 영향을 미치지 못하기 때문이다. 가계의 노동생산성은 다음과 같이 1차 로그-자기회귀(log-AR(1)) 확률과정에 의해 결정된다. 이러한 확률과정은 모든 가계에 독립적이고 동일하게 적용된다. 한편, 모든 변수에 대하여 다음 기에 해당되는 변수는 프라임 부호(')로 표시한다.

$$\log(x') = \rho \log(x) + \epsilon', \quad \epsilon' \sim N(0, \sigma)$$

나. 동질적 기업(Homogeneous firms)

가계와 마찬가지로 경제에 무수히 많은 기업이 존재한다. 다만 기업은 모두 동질적이라 가정한다. 기업은 가계로부터 공급받은 자본(K)과 노동(L)을 이용하여 생산물을 산출한다. 이때 생산에 이용되는 기술은 규모수익불변(constant returns to scale)인 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수로 표현된다. 기업은 노동시장과 자본시장에서 결정된 가격으로 생산요소로 투입된 노동과 자본의 사용 대가를 가계에 지급한다.

기업은 다음과 같은 이윤극대화 문제에 직면해 있다.

$$\max_{K,L} \{K^\alpha L^{1-\alpha} - (r(\mu) + \delta)K - w(\mu)L\}$$

여기서, δ 는 자본의 감가상각률을 의미한다.

다. 정부(Government)

Chang et al.(2015), 오중현·박명호(2015)와 같이 정부는 통합소득세, 자산소득세, 소비세를 통해 재원을 마련하여 정부소비(G)와 가계에 대한 이전지출에 사용한다. 한편, 정부는 다음의 식과 같이 매기 균형재정을 달성한다.

$$\int \{T(y) + \tau_c c + \tau_k r(\mu)a\} d\mu(a, x, m_{-1}) = G$$

위 식에서 $T(y)$ 는 Heathcote et al.(2014)과 유사하게 누진적인 통합소득세와 이전지출이 결합된 함수로 아래와 같이 정의된다.

$$T(y) = y - \lambda y^{1-\tau}$$

위 함수에서 τ 는 통합소득세의 누진도를 결정한다. τ 가 0일 경우 통합소득세는 $(1-\lambda)y$ 로 누진세제가 아닌 비례세제가 된다. 한편 τ 가 점점 1에 가까워짐에 따라 처분가능소득인 $\lambda y^{1-\tau}$ 의 곡률(curvature)이 증가해 누진도는 증가한다. 또한 τ 가 0보다 클 경우 처분가능소득이 통합소득보다 큰 소득구간이 발생하는데, 이는 부(negative)의 통합소득세로 정부가 공적이전지출을 통해 소득을 보조하는 것으로 이해할 수 있다.

λ 는 평균적인 세율을 결정하는 모수이다. 특히 τ 가 0이어서 통합소득세가 비례세제인 경우 세율은 $(1-\lambda)$ 가 된다. 즉, λ 가 작을수록 평균적인 통합소득세율이 증가한다. 달리 말하면, λ 가 커질수록 평균적인 소득세율이 낮아져 처분가능소득 $\lambda y^{1-\tau}$ 가 커진다.

라. 일반경쟁균형

일반경쟁균형은 앞에서 정의된 가계의 효용극대화와 기업의 이윤극대화를 충족시키고, 경제에 존재하는 모든 시장인 생산물시장, 자본시장, 노동시장을 청산(clear)하는 함수들의 집합 $\{V, C, H, A, K, L, r, w, \Gamma\}$ 로 다음의 조건들을 만족해야 한다.

1. $\{C(a, x, m_{-1}; \mu), H(a, x, m_{-1}; \mu), A(a, x, m_{-1}; \mu)\}$ 는 각각 가계의 소비, 노동시간, 기말자산에 대한 의사결정함수(policy functions)의 집합으로 가계의 생애기대효용(life-time expected utility)을 극대화하며, $V(a, x, m_{-1}; \mu)$ 는 가계의 가치함수(value function)로 의사결정함수를 통해 극대화된 생애기대효용을 의미한다.
2. $\{K(\mu), L(\mu)\}$ 는 각각 기업의 이윤극대화를 충족시키는 자본과 노동에 대한 수요함수이다.
3. 요소시장은 완전경쟁시장으로 요소시장을 청산하는 자본과 노동의 가격은 각각 다음과 같다.

$$r(\mu) = \alpha \left(\frac{K(\mu)}{L(\mu)} \right)^{\alpha-1} - \delta$$

$$w(\mu) = (1 - \alpha) \left(\frac{K(\mu)}{L(\mu)} \right)^{\alpha}$$

4. 생산물시장은 다음과 같이 청산된다.

$$\begin{aligned} & K(\mu)^\alpha L(\mu)^{1-\alpha} + (1 - \delta)K(\mu) \\ &= \int \{C(a, x, m_{-1}; \mu) + A(a, x, m_{-1}; \mu)\} \mu(d[a \times x \times m_{-1}]) + G \end{aligned}$$

5. 자본시장은 다음과 같이 청산된다.

$$K(\mu) = \int a\mu(d[a \times x \times m_{-1}])$$

6. 노동시장은 다음과 같이 청산된다.

$$L(\mu) = \int xH(a, x, m_{-1}; \mu)\mu(d[a \times x \times m_{-1}])$$

7. 가계의 노동생산성에 대한 확률과정과 개별 상태변수의 결합확률분포에 대한 이행연산자, 그리고 가계의 의사결정함수 간의 일관성(consistency)이 성립해야 한다. 즉, 모든 $\mathbf{A} \subset [\bar{a}, \infty)$, $\mathbf{X} \subset (0, \infty)$, $\mathbf{M} \subset (0, \infty)$ 에 대하여 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} \mu(\mathbf{A}, \mathbf{X}, \mathbf{M}) &= \int_{\{(a, x, m_{-1}) | A(a, x, m_{-1}; \mu) \in \mathbf{A}\}} \int_{\{(a, x, m_{-1}) | C(a, x, m_{-1}; \mu)^\theta m_{-1}^{1-\theta} \in \mathbf{M}\}} \int_{x' \in \mathbf{X}} \\ &P(dx' | x)\mu(d[a \times x \times m_{-1}]) \end{aligned}$$

여기서, $P(x' | x)$ 는 현재의 노동생산성 x 가 주어졌을 때 x' 의 조건부확률분포이다.

4. 기준(baseline)모형의 모수(parameters) 설정

기본모형에서의 모수는 우리나라의 2011~2015년 경제 상황을 설명하도록 설정한다. 이는 제Ⅱ장에서 『가계금융복지조사』를 이용하여 불평등지수를 측정할 기간과 동일하다.

모형 경제에서 1기간은 1년으로 가정한다. 본 연구에서 가장 중요한 모수인 노동공급의 자산효과를 결정하는 θ 에 대해서는 하나의 값으로 고정하지 않고 몇 가지 수치를 가정하여 노동공급의 자산효과에 따라 조세정책이 거

시경제 및 불평등도에 미치는 영향을 비교해 본다. 이에 θ 는 기존 문헌에서 주로 가정하는 KPR 효용함수를 의미하는 0.99와 오종현·박명호(2015)에서 사용된 GHH 효용함수를 의미하는 0.01, 그리고 그 중간 값인 0.25, 0.5, 0.75를 기준으로 분석한다.⁶⁾

설정모수 중 \bar{a} , \bar{h} , γ 는 특정 데이터를 설명하는 대신 선행연구를 참고하여 설정한다. 오종현·박명호(2015)와 마찬가지로 가계는 차입을 할 수 없다고 가정하여 \bar{a} 를 0으로 설정한다. 최대 노동시간 \bar{h} 는 1이라 가정하며, 노동공급의 탄력성($1/\gamma$)은 단위탄력적이라 가정한다.

시간할인율인 β 는 실질이자율 4.271%를 설명하도록 설정한다. 우리나라의 AA-와 BBB- 등급 3년 만기 회사채의 2011~2015년 평균 수익률은 약 6.17%였으며, 같은 기간 소비자물가지수 기준 물가상승률은 1.9%였다. 노동에 대한 비효율 모수인 ψ 는 자본-GDP 비율(K/Y)이 3.3482가 되도록 설정한다. ψ 는 생산을 결정하는 노동공급에 직접적으로 영향을 미침으로써 자본-GDP 비율을 설명할 수 있다. 자본의 감가상각률인 δ 는 0.08379로 가정한다. 앞에서 설정한 일반균형모형의 정상상태(steady-state)에서 투자는 감가상각된 자본에 대한 대체투자와 같다. 즉 모형이 의미하는 감가상각률은 투자-자본 비율(I/K)과 동일하다. 이에 자본의 감가상각률은 우리나라 국민계정상의 투자-GDP 비율($I/Y=0.2805$)을 자본-GDP 비율($K/Y=3.3482$)로 나누어 계산할 수 있다. 생산함수의 자본소득분배율 α 는 0.4235로 다음의 균형조건을 이용해 가정한다.

$$\alpha = (r + \delta) \frac{K}{Y}$$

6) 엄밀히 말하자면, $\theta=1$ 인 경우가 KPR 효용함수이며, $\theta=0$ 인 경우가 GHH 효용함수를 의미한다. 다만 수치해법을 위한 모수설정에서 두 효용함수를 정확하게 의미하는 θ 대신 이에 근사한 수치를 가정하였다. 그 이유는 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 가정할 경우 과거 소비를 나타내는 상태변수(state variable)인 m_{-1} 이 상태변수(state variable)에서 제외된다. 상태변수(state variable)의 변화로 인한 영향을 최소화하고자 본 연구에서는 KPR과 GHH 효용함수에 대한 θ 값으로 정확한 값 대신 근사값을 가정한다.

〈표 III-1〉 모수(parameters) 설정

모수	설명	설정 값	목표 값 또는 출처
\bar{a}	차입에 대한 제약	0	오종현·박명호(2015)
\bar{h}	노동시간에 대한 제약	1	오종현·박명호(2015)
$1/\gamma$	노동공급의 탄력성	1	오종현·박명호(2015)
β	시간할인율	$\theta=0.01$: 0.97167	$r=4.271\%$
		$\theta=0.25$: 0.97121	
		$\theta=0.50$: 0.97016	
		$\theta=0.75$: 0.96952	
		$\theta=0.99$: 0.96913	
ψ	노동에 대한 비효용 모수	$\theta=0.01$: 7.50551	$K/Y=3,34824$
		$\theta=0.25$: 4.88202	
		$\theta=0.50$: 5.82446	
		$\theta=0.75$: 6.56584	
		$\theta=0.99$: 5.89676	
δ	감가상각률	0.08379	$\delta = (I/Y)/(K/Y)$, $I/Y=0.28054$
α	생산함수의 자본소득분배율	0.42354	$\alpha = (r + \delta) * K/Y$
λ	순소득세함수의 수준	$\theta=0.01$: 0.85412	(정부소비-법인세수-소비세수)/GDP =6.2863%
		$\theta=0.25$: 0.86840	
		$\theta=0.50$: 0.85697	
		$\theta=0.75$: 0.84947	
		$\theta=0.99$: 0.85617	
τ	순소득세함수의 누진도	0.14619	『가계금융복지조사』자료 이용 추정 (〈표 III-2〉 참고)
τ_k	법인세율	0.24000	법인세수/GDP=3.4321%
τ_c	소비세율	0.11850	소비세수/GDP=6.5925%
ρ	개별 노동생산성의 지속성	0.8	김선빈·장용성(2008)
σ	개별 노동생산성 충격의 표준편차	$\theta=0.01$: 0.21651	근로소득 지니계수=0.35262
		$\theta=0.25$: 0.26522	
		$\theta=0.50$: 0.28552	
		$\theta=0.75$: 0.29481	
		$\theta=0.99$: 0.29965	

출처: 저자작성. 출처가 표시되어있지 않은 목표값은 한국은행 경제통계시스템(ECOS, <http://ecos.bok.or.kr>, 최종접속날짜: 2017. 11. 16.)을 이용하여 저자 도출

조세제도 관련 모수로는 λ , τ , τ_k , τ_c 가 존재한다. 이 중 τ 는 통합소득세 함수의 누진도를 의미하는 것으로 『가계금융복지조사』 자료를 이용하여 추정하였다. 추정을 위한 회귀방정식은 식 (Ⅲ-13)과 같이 설정한다. 회귀방정식에서 종속변수인 z_i 는 가구 i 의 처분가능소득이며, 설명변수인 y_i 는 가구 i 의 시장소득을 의미한다. 2011~2015년 자료를 이용하여 선형회귀분석을 수행한 결과 τ 는 0.1462로 추정되었다.

$$\log(z_i) = \alpha + (1 - \tau)\log(y_i) + \epsilon_i \quad \text{식 (Ⅲ-13)}$$

〈표 Ⅲ-2〉 통합소득세함수의 누진도 추정 결과

α	$1 - \tau$	N	R^2	τ
1.079429 (0.0118169)	0.8538096 (0.0015086)	33,954	0.9042	0.14619

- 주: 1. α 는 $\log(\lambda) + \tau \log(p)$
 2. N 은 관측치 수
 3. 괄호 안은 추정치의 표준오차(standard error)

출처: 『가계금융복지조사』 이용 저자 추정

자산소득세는 개념상 법인세와 유사하기 때문에 이에 대한 모수인 τ_k 는 GDP 대비 법인세수를 설명하도록 설정하였다. 2011~2015년 평균 GDP 대비 법인세수는 3.4321%였다. 이를 설명하기 위하여 τ_k 를 24.00%로 설정한다. 일반균형모형에서 GDP 대비 자산소득세수는 $\tau_k rK/Y$ 로 결정된다. 즉, 앞에서 설명한 자본-GDP 비율(K/Y)과 실질이자율(r)이 결정되면 자산소득세율인 τ_k 가 도출된다.

같은 기간 GDP 대비 소비세수는 6.5925%였다. 여기서 고려한 소비세는 부가가치세, 개별소비세, 교통·에너지·환경세, 주세, 교육세, 농어촌특별세이다. 동 모형에는 대외부문이 없기 때문에 균형에서 총생산은 소비와 투자, 정부소비의 합과 같아야 한다. 또한 정상상태(steady-state)에서 투자(I)는 대체투자만 존재하여 자본의 감가상각(δK)과 같다. 이에 아래의 관계식을 활용하면 감가상각률(δ)과 자본-GDP 비율(K/Y), 정부소비-GDP 비율(G/Y)에

대한 정보가 주어질 경우 GDP 대비 소비세수를 설명하는 τ_c 를 설정할 수 있다. 우리나라의 GDP 대비 정부소비 비중은 16.311%이다. 이에 기본모형의 τ_c 는 11.85%로 설정한다.

$$Y = C + I + G = C + \delta K + G \Rightarrow \frac{C}{Y} = 1 - \delta \frac{K}{Y} - \frac{G}{Y}$$

조세제도 관련 모수 중 λ 는 정부소비에서 법인세수와 소비세수를 제외한 나머지의 GDP 대비 비중을 설명하도록 설정한다. 이에 대한 2011~2015년 평균 비율은 6.2863%였다.

마지막으로 개별 노동생산성의 지속성을 의미하는 모수 ρ 는 김선빈·장용성(2008)과 같이 0.8로 가정하며, 노동생산성 충격의 표준편차인 σ 는 균등화개인 근로소득의 2011~2015년 평균 지니계수인 0.3526을 설명하도록 설정한다.

5. 기준(baseline)모형의 정상상태

일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과에 대해 논의하기 전에 기준모형의 총량변수 및 지니계수에 대한 결과들을 바탕으로 모수설정에 대한 적절성을 살펴보고자 한다. 아래의 <표 Ⅲ-3>에서는 기준모형의 총량변수들을 검토한다. 동 표에서 보고하는 총량변수들은 모두 모수의 설정에 직접적으로 영향을 받는다. 앞에서 설명한 방법으로 모수들을 설정할 경우 모형경제의 GDP 대비 자본, 투자, 민간소비, 정부소비의 비율과 실질이자율은 실제 데이터에서 관찰되는 현실경제를 잘 설명한다. <표 Ⅲ-4>는 GDP 대비 세수 비율의 현실경제와 모형경제를 비교한다. GDP 대비 세수비율 또한 모형경제가 현실경제를 잘 설명해 모수의 설정이 적절하게 되었음을 확인할 수 있다.

〈표 Ⅲ-3〉 기준경제 정상상태의 GDP 대비 총량변수 비율

		자본	투자	민간소비	정부소비	실질이자율
현실경제		3,348244	0,280537	0,556353	0,163110	0,042710
모형경제	$\theta=0.01$	3,348236	0,280537	0,556354	0,163110	0,042710
	$\theta=0.25$	3,348250	0,280538	0,556355	0,163110	0,042710
	$\theta=0.50$	3,348239	0,280537	0,556357	0,163110	0,042710
	$\theta=0.75$	3,348244	0,280537	0,556356	0,163110	0,042710
	$\theta=0.99$	3,348248	0,280538	0,556356	0,163110	0,042710

주: 실질이자율은 GDP 대비 비율이 아닌 원수치
 출처: 1. 현실경제는 한국은행의 국민계정 이용 저자 작성
 2. 모형경제는 일반균형모형 이용 저자 도출

〈표 Ⅲ-4〉 기준경제 정상상태의 GDP 대비 세수 비율

		통합소득세수	자산소득세수	소비세수
현실경제		0,062863	0,034321	0,065925
모형경제	$\theta=0.01$	0,062863	0,034321	0,065926
	$\theta=0.25$	0,062863	0,034322	0,065926
	$\theta=0.50$	0,062863	0,034321	0,065926
	$\theta=0.75$	0,062863	0,034321	0,065926
	$\theta=0.99$	0,062863	0,034322	0,065926

출처: 1. 현실경제는 한국은행의 국민계정 이용 저자 작성
 2. 모형경제는 일반균형모형 이용 저자 도출

〈표 Ⅲ-3〉과 〈표 Ⅲ-4〉에서는 총량변수들에 대한 모형의 정합성을 살펴 보았다면, 아래의 〈표 Ⅲ-5〉에서는 소득, 소비, 자산 분포에 대한 모형의 정합성을 실제 지니계수와와의 비교를 통해 살펴본다. 모수 중 개별 노동생산성의 분산인 σ 를 근로소득에 대한 지니계수를 설명하도록 설정하였다. 이에 근로소득에 대한 지니계수는 현실경제와 모형경제가 매우 유사하다.

〈표 III-5〉 기준경제 정상상태의 지니계수

		근로소득	시장소득	처분가능 소득	소비	순자산	
지니 계수	현실경제	0.352620	0.349595	0.323470	0.259391	0.556723	
	모 형 경 제	$\theta=0.01$	0.352624	0.310504	0.266989	0.165463	0.403690
		$\theta=0.25$	0.352621	0.311131	0.267831	0.134212	0.420861
		$\theta=0.50$	0.352620	0.313495	0.270055	0.133248	0.446097
		$\theta=0.75$	0.352618	0.314787	0.271192	0.134053	0.459349
		$\theta=0.99$	0.352620	0.315686	0.271963	0.134859	0.467287
전단계 대비 감소율 (%)	현실경제	-	0.858	7.473	19.810	-	
	모 형 경 제	$\theta=0.01$	-	11.945	14.014	38.026	-
		$\theta=0.25$	-	11.766	13.917	49.889	-
		$\theta=0.50$	-	11.096	13.857	50.659	-
		$\theta=0.75$	-	10.729	13.849	50.569	-
		$\theta=0.99$	-	10.474	13.850	50.413	-

출처: 1. 현실경제는 통계청의 『가계금융복지조사』 자료 이용 저자 작성
 2. 모형경제는 일반균형모형 이용 저자 도출

다만, 근로소득에서 시장소득, 처분가능소득, 소비까지 단계적으로 지니계수의 개선 정도를 살펴보면, 현실경제에 비해 모형경제에서 불평등도의 개선 속도가 더 빠른 것으로 나타난다.⁷⁾ 시장소득 등 근로소득 이외의 다른 변수에 대한 지니계수는 모형에서 내생적으로 결정된다. 이에 모형경제의 결과와 현실경제를 나타내는 실제 데이터 사이에 차이가 발생할 수 있다.

특히, 모형경제는 순자산에 대한 분포를 현실경제만큼 충분히 발생시키지 못하는 것으로 나타난다. 실제 데이터상 순자산의 지니계수는 0.5567이지만, 모형경제의 순자산 지니계수는 0.4037~0.4673으로 현실경제보다 낮다. 하지만 이는 본 연구에서 정의한 모형과 유사한 다른 일반균형모형에서도 일반적으로 관찰되는 특징이다. 또한, 현실경제에서는 근로소득에서 시장소득으로 이행될 때의 지니계수 개선율이 모형경제보다 낮다. 시장소득은 근로소

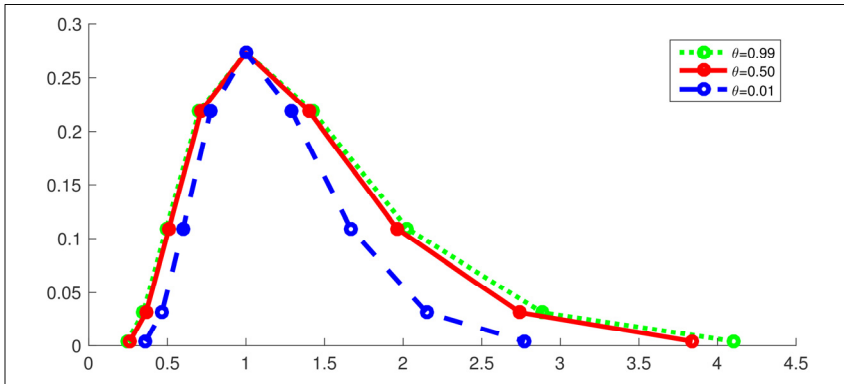
7) 제 II 장에서는 민간소득에 대한 지니계수도 살펴보았다. 하지만 본 장에서 정의한 일반균형모형에서는 사적이전소득이 존재하지 않기 때문에 시장소득과 민간소득이 동일하다. 이에 민간소득에 대한 지니계수에 대해서는 따로 보고하지 않는다.

득과 자산소득으로 구성되어 있으며, 자산소득은 자산 수준에 의해 결정된다. 즉, 모형경제가 순자산의 분포를 충분히 설명하지 못하기 때문에 자산소득의 불평등도가 현실보다 모형에서 낮아지게 되고, 이는 시장소득의 지니계수를 모형이 현실보다 과소평가하게 되는 결과를 초래하는 것으로 판단된다.

소비에 대한 분포 또한 모형이 현실을 충분히 설명하지 못한다. 모형경제에서 소비에 대한 지니계수는 0.1332~0.1655로 실제 데이터에서 관찰되는 소비의 지니계수인 0.2594보다 낮다. 현실에는 경제주체 개개인이 시간간 소비의 평탄화를 하는 데 유동성제약으로 인한 마찰이 존재할 수 있다. 또한, 경제주체 중에는 경제 이론에서 가정하는 합리적 기대에 의한 의사결정이 아닌 근시안적인 의사결정으로 인해 현실에서 소비에 대한 분포가 모형에서 예측하는 것보다 커질 수 있다. 다만 경제모형이 이러한 모든 요인들을 반영하기에는 분명 한계가 존재한다.

모형경제 사이에서도 노동공급의 자산효과를 나타내는 θ 의 설정에 따라 소득, 소비, 자산 등 단계별 지니계수가 다르게 나타난다. 이에 θ 의 설정에 따른 모형 간 분포의 특징에 대해 살펴볼 필요성이 있다. 앞에서 설정한 일반균형모형에서 소득 등의 분포가 발생하는 이유는 개별 경제주체들의 노동생산성이 이질적이기 때문이다. 개별 노동생산성은 외생적으로 주어지고, 그에 대한 분포는 근로소득에 대한 분포를 설명하기 위해 모형마다 다르게 설정되었다. 이에 [그림 Ⅲ-1]에 나타나는 바와 같이, 노동공급의 자산효과가 클수록, 즉 θ 가 1에 가까운 모형일수록 개별 노동생산성의 분산이 더 큰 값을 갖는다. 노동생산성과 임금, 자산수준 등 다른 요인들이 동일하다면 노동공급의 자산효과가 클수록 노동공급이 감소하고 이로 인해 근로소득에 대한 분산이 감소할 것이다. 따라서 근로소득의 지니계수를 동일하게 발생시키기 위해서는 노동공급의 자산효과가 큰 모형일수록 노동생산성의 분산이 더 커야만 한다.

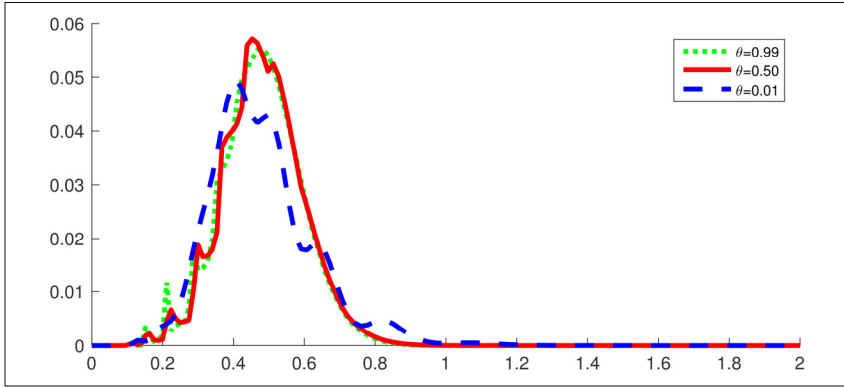
[그림 III-1] 개별 노동생산성의 분포



주: 일반균형모형에서 변수 x 에 대한 분포
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

근로소득 및 자산의 분포가 동일하다면 노동공급의 자산효과가 클수록 소비 분포의 분산은 작아진다. Oh(2013)에 의하면 노동공급의 자산효과가 클수록 한계소비성향은 빠르게 감소한다. 이에 노동공급의 자산효과가 커질 경우, 소득 및 자산수준이 높아지더라도 소비수준은 빠르게 증가하지 않아 소비의 분산이 작아진다. 즉, 노동공급의 자산효과가 큰 모형에서는 외생적으로 주어지는 근로소득의 분포는 다른 모형과 유사하더라도 소비의 분포가 작아지게 된다. <표 III-5>의 모형별 지니계수에서 GHH 효용함수에 가까운 θ 가 0.01인 경우의 소비 지니계수는 0.1655로 다른 모형들과 비교해 가장 커 이러한 설명을 뒷받침해 준다. [그림 III-2] 또한 θ 를 0.01로 가정한 모형에서 다른 모형보다 소비분포의 분산이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 다만, θ 가 증가하여 노동공급의 자산효과가 커지는 다른 모형들을 살펴보면 소비의 지니계수가 θ 에 대하여 단조감소하지는 않는다. θ 가 0.5인 모형의 소비 지니계수가 0.1332로 다른 모형들에 비해 가장 낮지만, 이후 소비 지니계수는 θ 에 대하여 증가하여 KPR 효용함수와 가장 가까운 θ 가 0.99인 모형에서는 소비 지니계수가 0.1349로 나타난다. 이는 소비가 근로소득뿐만 아니라 자산수준에 의해서도 영향을 받는데, 소비와 달리 노동공급의 자산효과가 클수록 자산 분포의 분산이 커지기 때문이다.

[그림 III-2] 현재소비의 분포



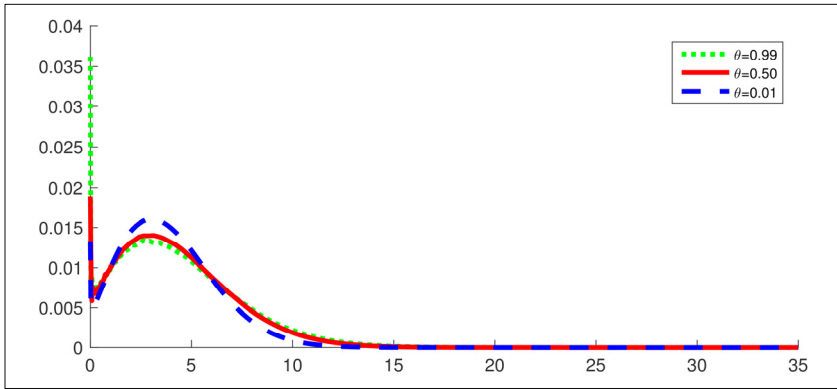
주: 일반균형모형에서 변수 c 에 대한 분포
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

자산의 분포를 살펴보면, 노동공급의 자산효과가 클수록 자산의 분산도 커진다. 노동공급의 자산효과를 가장 작게 가정하여 θ 가 0.01인 모형의 순자산 지니계수는 0.4037로 나타나며, θ 가 커질수록 순자산의 지니계수도 단조증가하여 θ 를 0.99로 가정한 모형에서는 순자산의 지니계수가 0.4673으로 나타난다. 이러한 특징은 [그림 III-3]에도 나타난다. 노동공급의 자산효과가 큰 모형일수록 꼬리가 더 두꺼운 자산분포를 보이며, 특히 순자산이 0인 경제주체의 비율이 더 높은 것을 확인할 수 있다. 노동공급의 자산효과가 클수록 자산분포의 분산이 더 큰 이유는 소비에 대한 의사결정에 대한 차이 때문이다. 앞서서도 설명하였듯이 동일한 예산제약하에서는 노동공급의 자산효과가 클수록 한계소비성향이 빠르게 감소하여 소비보다는 저축이 더 빠르게 증가하고 이에 자산 불평등도가 더 심화된다.

<표 III-5>에서 모든 모형에서 근로소득의 지니계수는 유사하지만 순자산과 시장소득, 처분가능소득의 지니계수는 노동공급의 자산효과와 함께 커진다. 시장소득의 분포는 근로소득과 자산소득의 분포에 영향을 받는데, 근로소득의 분포가 유사하다면 시장소득 분포의 차이는 자산소득으로부터 발생한다. 앞서서 설명한 것처럼 순자산의 지니계수는 노동공급의 자산효과와 함께 커지기 때문에 시장소득의 지니계수 또한 θ 와 함께 커진다. 한편, 유

사한 통합소득세제, 특히 동일한 누진도를 가정한 모형에서 처분가능소득 또한 시장소득과 마찬가지로 노동공급의 자산효과가 커질수록 지니계수가 커진다. 다만 소비의 경우는 앞에서 설명한대로 동일한 예산제약이라면 노동공급의 자산효과가 커질수록 지니계수가 작아져야 하지만, 순자산 분포의 영향으로 비선형적인 특징을 보인다.

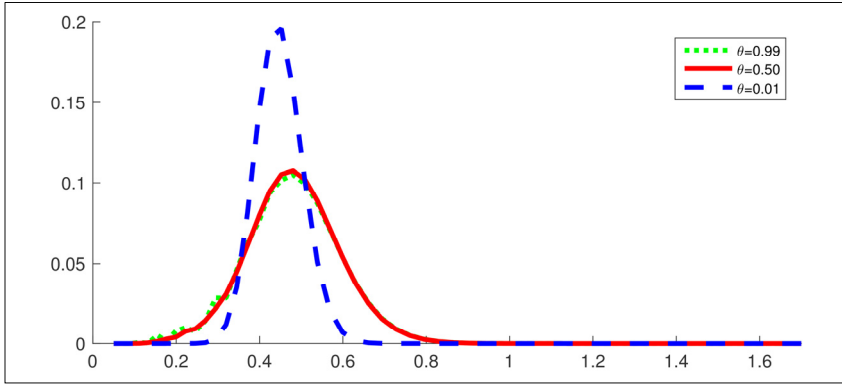
[그림 Ⅲ-3] 자산의 분포



주: 일반균형모형에서 변수 a 에 대한 분포
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

앞에서 설명한 일반균형모형에서 상태변수(state variables) 중의 하나인 장기소비(m_{-1})에 대한 분포는 [그림 Ⅲ-4]와 같다. 재미있는 특징은 [그림 Ⅲ-2]의 현재소비의 분포의 경우 노동공급의 자산효과가 가장 작은 θ 가 0.01인 모형에서 분산이 가장 크지만, [그림 Ⅲ-4]의 장기소비의 분포에서는 동일한 노동공급의 자산효과를 가정한 모형에서 분산이 가장 작은 것으로 나타난다. 이는 노동공급의 자산효과가 작은 경우 시점별로 소비의 계층이 동성이 큰 것을 의미한다. 또한 불평등도를 측정하는 대상 기간에 따라 불평등지수가 상당히 달라질 수 있음을 의미한다. 달리 말하면, 1년간의 소비에 대한 불평등도를 측정하느냐, 아니면 5년간의 총소비에 대한 불평등도를 측정하느냐에 따라 그 결과가 달라진다는 것을 의미한다.

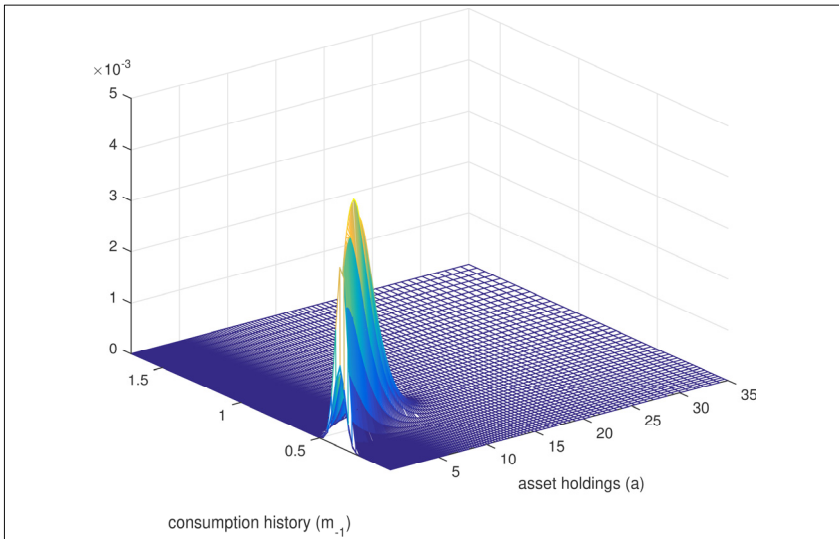
[그림 III-4] 장기소비의 분포



주: 일반균형모형에서 변수 m_{-1} 에 대한 분포
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

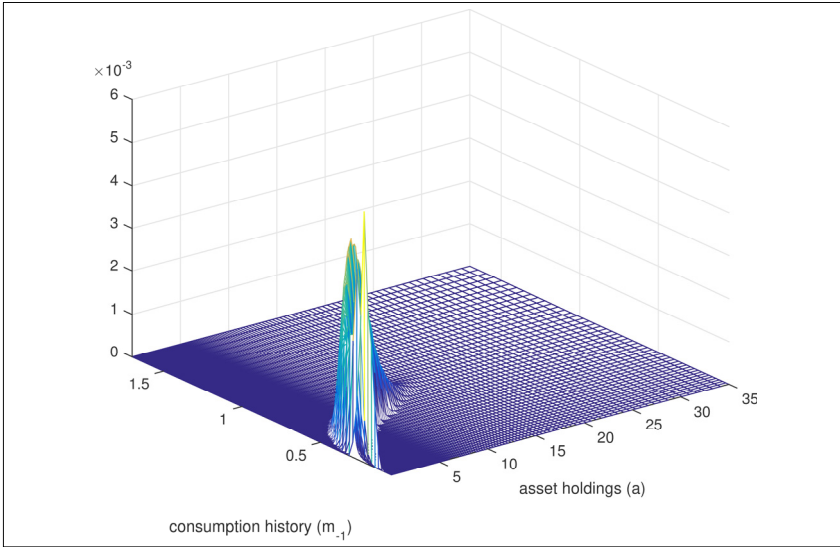
[그림 III-5] ~ [그림 III-7]은 정상상태에서 자산과 장기소비의 결합분포를 보여 준다. 효용함수에서 노동공급의 자산효과를 나타내는 θ 에 대한 가정에 따라 정도의 차이는 있지만 자산과 장기소비는 정의 상관관계에 있음이 확인된다.

[그림 III-5] θ 가 0.01인 경우의 자산-장기소비 결합분포



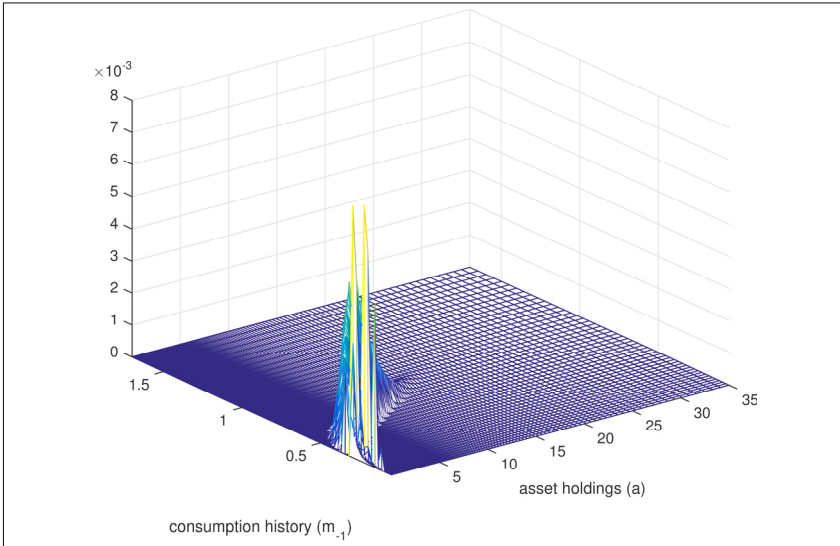
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 III-6] θ 가 0.5인 경우의 자산-장기소비 결합분포



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 III-7] θ 가 0.99인 경우의 자산-장기소비 결합분포



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

IV. 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과

본 장에서는 앞에서 정의한 일반균형모형을 이용하여 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 따라 조세정책의 재분배 효과 등 경제적 효과가 어떻게 달라지는지에 대해 살펴본다. 이에 먼저 앞에서 논의한 효용함수에 따른 경제주체의 노동공급 및 소비, 자산 의사결정에 대해 알아본 뒤, 통합소득세, 자산소득세, 소비세 등을 통한 모의정책실험의 결과를 살펴본다.

1. 노동공급 자산효과에 따른 노동공급, 소비, 자산에 대한 의사결정

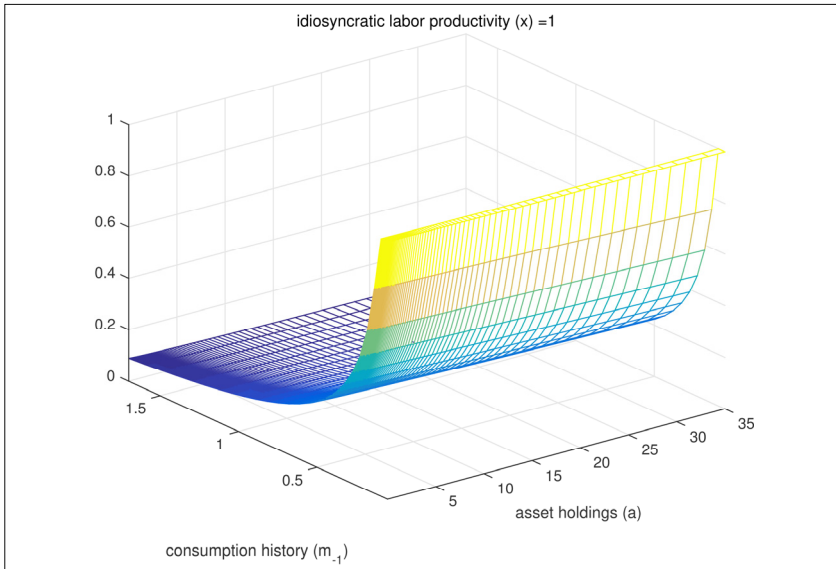
가. 노동공급 의사결정

[그림 IV-1]부터 [그림 IV-3]은 개별 노동생산성이 1인 경우 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 따른 경제주체의 노동공급함수를 보여준다. 노동공급의 자산효과를 가장 낮게 가정한 [그림 IV-1]을 살펴보면, 자산수준은 노동공급에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 반면 노동공급의 자산효과를 가장 크게 가정한 [그림 IV-2]에서는 자산수준이 증가할수록 노동공급이 급격하게 감소하여 [그림 IV-1]과 대조를 이룬다.

상태변수 중의 하나인 장기소비 또한 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 따라 가계의 노동공급에 미치는 영향이 다르다. GHH 효용함수와 유사한 θ 가 0.01인 경우 장기소비가 증가할수록 노동공급은 빠르게 감소한다. 반면, KPR 효용함수에 가까운 θ 가 0.99인 경우 노동공급은 장기소비에 민감하게 반응하지 않는다. 이는 효용함수 중 노동공급의 비효용에 영향을 미치는 m 이 $m = c^\theta m_{-1}^{1-\theta}$ 와 같이 결정되는 것에서도 알 수 있듯이 θ 가 작아질수록 장기소비 m_{-1} 이 노동공급의 비효용에 미치는 영향이 커지기 때문이다.

한편, θ 가 0.01로 작고 장기소비가 매우 낮아 0에 가까운 경우 노동에 대한 비효용이 매우 낮아져 모든 가용시간을 노동으로 공급하는 경우가 발생한다. [그림 IV-1]에서 장기소비가 낮은 구간에서 노동공급이 1로 평평한 부분이 이러한 경우이다. 이 구간에서는 세제의 변화가 노동공급에 미치는 영향이 제약적일 수 있다. 다만, 제Ⅲ장의 [그림 Ⅲ-5]에서 알 수 있듯이 정상 상태에서 이 구간에 해당되는 가구는 거의 관찰되지 않는 것으로 판단된다. 이에 장기소비가 매우 낮은 구간에서 노동공급에 대한 의사결정에 대한 제약으로 인한 효과는 거의 없을 것으로 판단된다.

[그림 IV-1] θ 가 0.01인 경우의 노동공급 의사결정

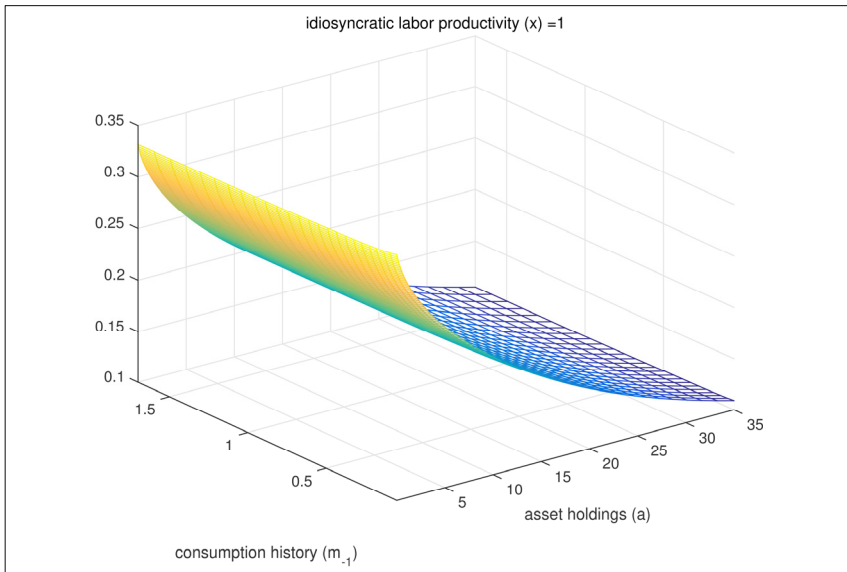


출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

한편 노동공급의 자산효과가 완전히 제거된 GHH 효용함수는 θ 가 0인 경우이다. 이 경우 장기소비는 일반균형모형에서 더 이상 상태변수가 아니다. 달리 말하면, GHH 효용함수에 의해 효용이 결정되는 경제주체들에게는 노동공급, 소비 등의 의사결정 시 장기소비를 고려하지 않는다. 반면, θ 가 0.01인 효용함수는 θ 라는 모수만 고려하면 GHH 효용함수와 매우 유사할

것으로 예상되지만 노동공급 등에 대한 의사결정이 장기소비에 영향을 받아 θ 가 0인 경우와 차이가 발생한다. 다만, Jaimovich and Rebelo(2009)와 같이 경제주체가 동질적인 일반균형모형에서는 모든 경제주체가 장기소비를 결정하는 과거소비에 대해 동일한 경험을 공유하고, 또한 θ 가 작을 경우 상태변수 m 이 매우 느리게 변화하기 때문에 단기적으로는 장기소비가 노동공급에 대한 의사결정에는 중요한 영향을 미치지 않을 수 있다. 반면, 본 연구와 같이 경제주체가 이질적인 경우 과거소비에 대한 경험이 다르기 때문에 경제주체 간의 노동공급에 대한 차이를 발생시키고 이는 소득, 소비 등의 불평등도에 중요한 영향을 미칠 수 있다.

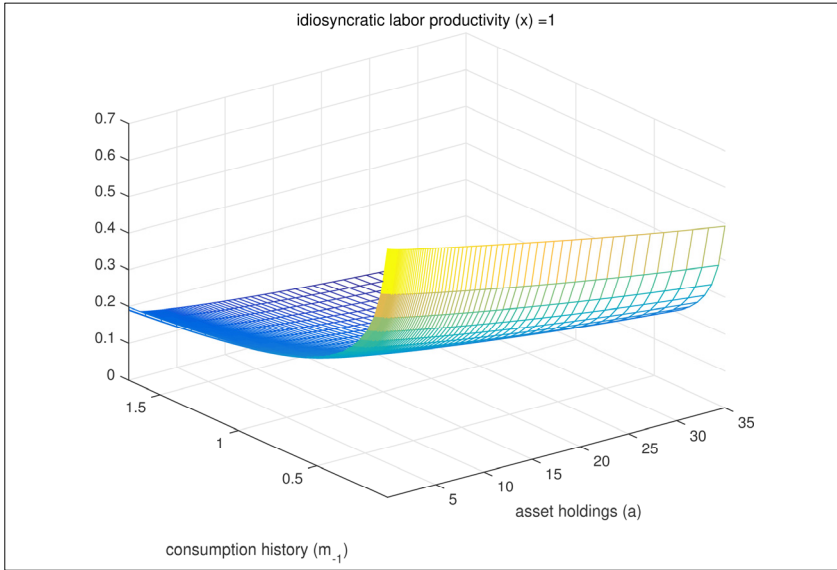
[그림 IV-2] θ 가 0.99인 경우의 노동공급 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 IV-3]은 JR 효용함수에서 θ 를 0.5로 가정한 경우의 노동공급함수이다. 이 경우 자산과 장기소비가 모두 경제주체의 노동공급에 영향을 미친다. 자산 수준이 높을수록 여가에 대한 선택이 증가하며, 장기소비 수준이 높을수록 노동에 대한 비효용이 증가하여 역시 여가의 비중이 증가한다.

[그림 IV-3] θ 가 0.5인 경우의 노동공급 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

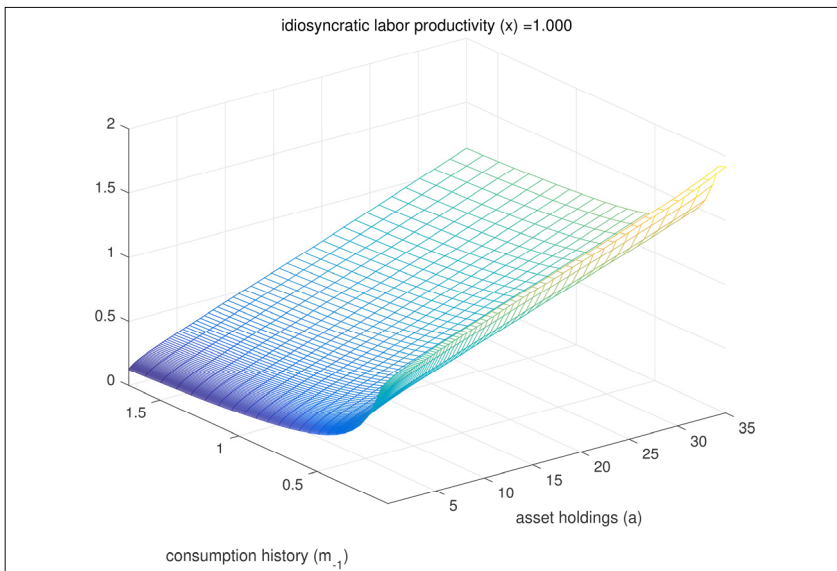
[그림 IV-1] ~ [그림 IV-3]의 노동공급함수를 비교해 보면 JR 효용함수에서 θ 의 변화로 조세정책을 통한 근로소득의 불평등도에 미치는 영향의 경로가 달라짐을 알 수 있다. θ 가 0에 가까운 경우 조세정책의 변화가 장기소비에 미치는 영향의 크기에 따라 가계의 노동공급에 미치는 영향이 달라지고, 이에 따라 근로소득의 분포가 변할 것으로 예상할 수 있다. 한편, θ 가 1에 가까운 경우에는 조세정책이 자산 수준에 미치는 영향의 크기에 따라 가계의 노동공급 및 근로소득의 분포에 대한 영향이 달라질 것으로 판단된다. 하지만, 제Ⅲ장의 정상상태의 자산과 장기소비의 결합분포에서 살펴보았듯이 자산과 장기소비는 정의 상관관계에 있다. 또한 조세정책은 가계의 예산제약에 영향을 미치고 예산제약의 변화는 자산과 장기소비도 동일한 방향으로 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그렇다면 θ 의 크기에 따라 조세정책이 노동공급에 미치는 경로에는 차이가 있더라도 변화의 방향성에는 차이가 발생하지 않을 것으로 판단된다. 다만 자산을 통한 경로와 장기소비를 통한 경로

에 대한 반응의 차이에 따라 근로소득의 불평등도 변화 및 조세정책의 재분배 효과의 크기가 달라질 수 있을 것으로 예상된다.

나. 소비 의사결정

[그림 IV-4]는 노동공급 자산효과에 대한 모수인 θ 가 0.01인 경우 소비에 대한 의사결정함수를 보여준다. 이 경우 가계의 소비는 자산 수준과 양의 상관관계에 있다. 자산 수준이 증가하면 자산과 자산을 통한 소득을 통해 가계의 예산집합이 커지고 이에 소비가 증가하는 것은 직관적으로 당연하다. 반면 가계의 소비는 장기소비 수준에 의해서도 영향을 받는다. [그림 IV-4]에 나타나는 바와 같이 장기소비 수준이 증가할수록 현재소비는 감소한다. 효용함수에서 장기소비는 노동의 비효율을 증가시킨다. 따라서 장기소비가 증가할 경우 노동공급이 감소하고, 이에 근로소득 또한 감소한다. 이는 가계의 예산집합을 감소시키고 소비의 감소로 이어진다.

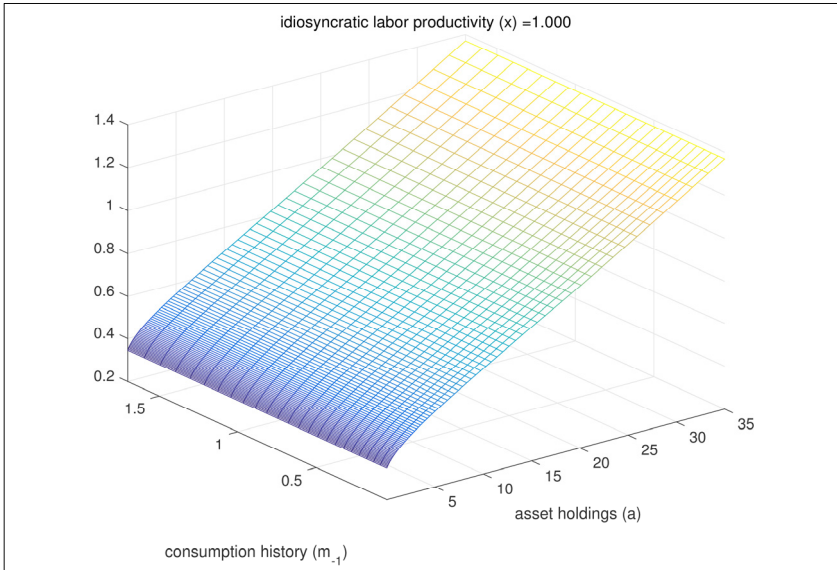
[그림 IV-4] θ 가 0.01인 경우의 소비 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 IV-5]는 JR 효용함수에서 앞의 가정과 반대쪽 극단으로 노동공급의 자산효과를 나타내는 모수인 θ 가 0.99인 경우의 소비 의사결정을 보여준다. 이 경우 역시 소비 수준은 자산 수준에 비례하여 증가한다. 반면 장기소비 수준은 현재 소비 수준에 큰 영향을 미치지 않는다. 노동공급의 의사결정에서도 이와 유사한 특징이 발견된다. 노동공급이 장기소비에 미미한 영향만을 받기 때문에 장기소비 수준이 달라져도 소득에 큰 변화가 없고 이에 소비 수준에도 영향이 크지 않은 것으로 판단된다.

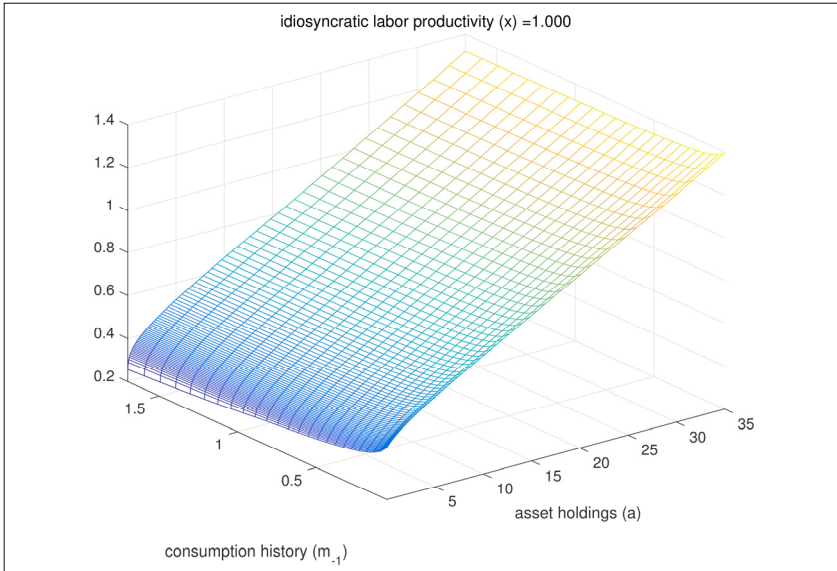
[그림 IV-5] θ 가 0.99인 경우의 소비 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 IV-6]은 JR 효용함수에서 앞의 두 가지 경우의 중간인 θ 가 0.5인 경우의 소비 의사결정을 나타낸다. 이 경우 소비함수 또한 앞의 두 가지 경우의 중간 형태 모습을 띤다.

[그림 IV-6] θ 가 0.5인 경우의 소비 의사결정

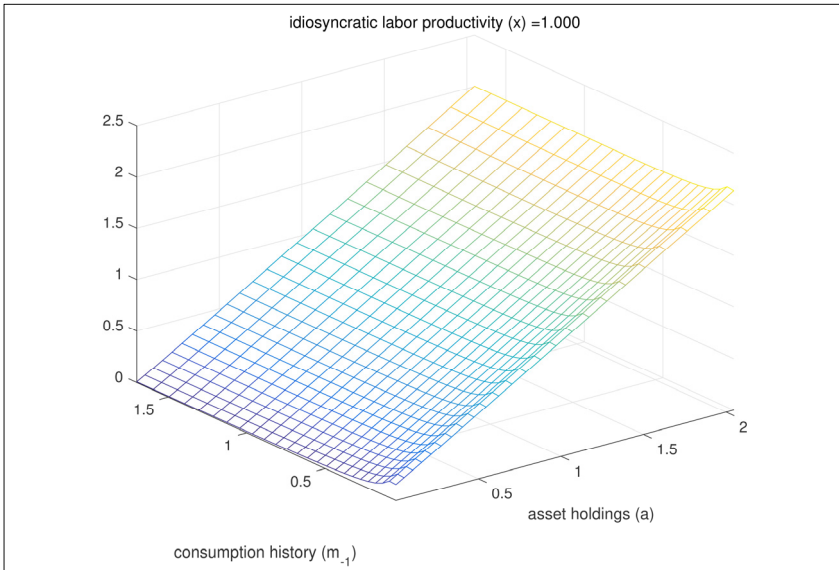


출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

다. 자산 의사결정

마지막으로 가계의 자산에 대한 의사결정을 살펴본다. [그림 IV-7]은 노동공급의 자산효과가 매우 작은 경우로 θ 가 0.01인 경우의 미래 자산 수준에 대한 의사결정을 보여준다. 미래의 자산 수준 의사결정은 소비에 대한 의사결정과 유사한 모습을 보인다. 현재의 자산 수준이 증가할수록 미래의 자산 수준도 높다. 또한 장기소비 수준이 감소할수록 미래의 자산 수준이 높아진다. 이는 장기소비가 낮을수록 노동공급을 증가시켜 근로소득을 통해 예산 집합을 확장시키고, 소비와 자산을 증가시킨다는 것을 의미한다.

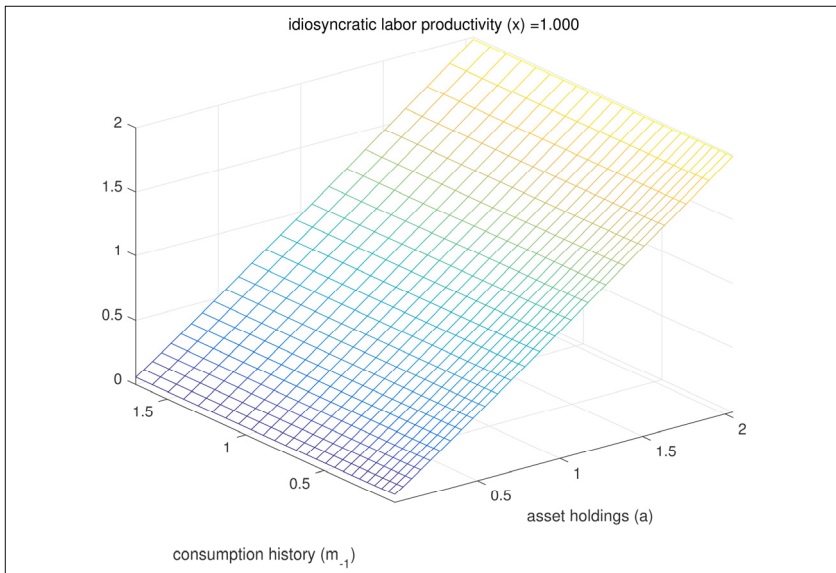
[그림 IV-7] θ 가 0.01인 경우의 자산 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 IV-8]은 θ 를 0.99로 가정하여 노동공급의 자산효과가 큰 경우에 대하여 가계의 자산 의사결정을 보여준다. 노동공급이나 소비에 대한 의사결정과 마찬가지로 미래의 자산 수준을 결정하는 데 있어 현재의 자산 수준은 중요한 영향을 미치지만, 장기소비는 그 영향이 매우 미미한 것으로 나타난다. 앞의 경우와 마찬가지로 현재의 자산 수준이 높을수록 미래의 자산 수준도 높게 결정된다.

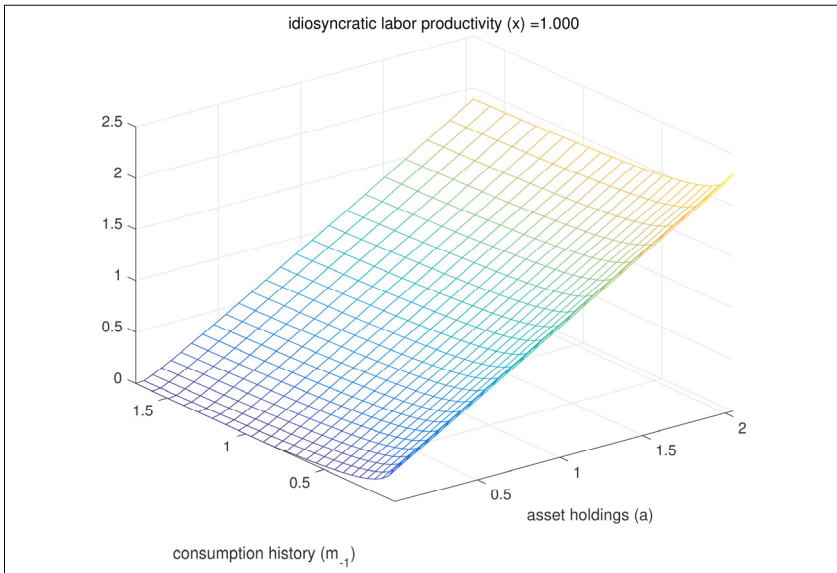
[그림 IV-8] θ 가 0.99인 경우의 자산 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

[그림 IV-9]는 노동공급의 자산효과에 대하여 앞에서 살펴본 두 가지 극단적인 경우의 중간으로 θ 를 0.5로 가정하였을 때의 자산 의사결정을 보여준다. 미래의 자산은 현재의 자산과 비례하여 증가한다. 또한 장기소비 수준이 낮을수록 미래의 자산 수준이 증가한다.

[그림 IV-9] θ 가 0.5인 경우의 자산 의사결정



출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

이하에서는 통합소득세 누진도 강화 및 세율인상, 그리고 자산소득세와 소비세의 세율을 인상하였을 경우 경제적 효과에 대해 살펴본다.

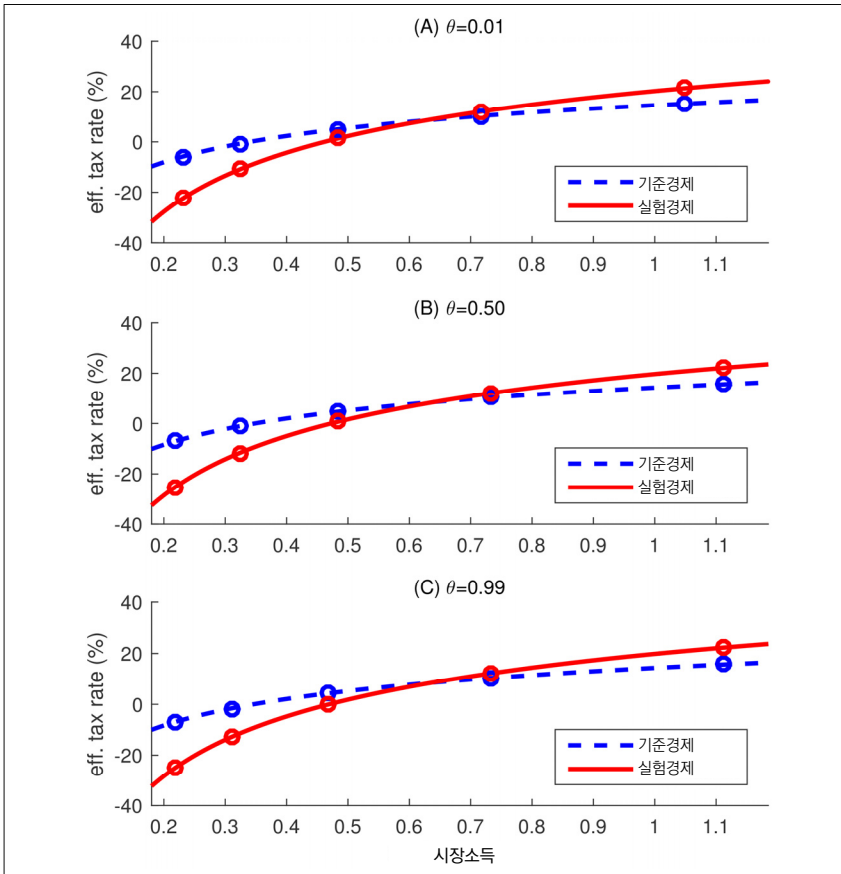
2. 통합소득세 누진도 강화의 경제적 효과

가. 총량변수의 변화

일반균형모형의 통합소득세함수는 두 개의 모수 τ 와 λ 를 포함한다. 이 중 τ 는 통합소득세의 누진도를 결정하고, λ 는 통합소득세의 평균적인 수준을 결정한다. 본 절에서는 통합소득세의 누진도를 증가시켰을 경우에 총량 변수 및 재분배에 미치는 효과를 살펴보고, 다음 절에서는 통합소득세의 수준을 증가시켰을 경우에 대해 살펴본다.

통합소득세 누진도의 증가효과를 살펴보기 위해서 기준모형과 비교해 실험모형에서는 τ 를 두 배 증가시켰다. 이때 통합소득세 수준의 변화로 인한 효과를 제거하기 위하여 기준모형의 소득 등의 분포가 그대로 유지될 경우 GDP 대비 통합소득세수가 변하지 않도록 λ 를 조정하였다. 이와 같이 통합소득세의 누진도를 증가시킬 경우 소득수준별 실효세율은 [그림 IV-10]과 같이 변한다. 동 그림을 살펴보면 노동공급의 자산효과에 대한 가정과 관계없이 모든 모형에서 소득수준별 세율의 변화가 유사하다. 누진도의 증가로 인하여 저소득층의 실효세율은 감소하고, 고소득층의 실효세율은 증가하였다. 특히, [그림 IV-10]에서 확인할 수 있듯이 기준모형 기준 중위소득에서의 실효세율은 감소하였으며, 75번째 백분위 소득에서의 실효세율은 증가하였다.

[그림 IV-10] 통합소득세 누진도 강화로 인한 실효세율 변화



주: 동그라미 표시는 기준모형의 소득분포 기준 각각 10, 25, 50, 75, 90번째 백분위수에 대한 실효세율 출처: 일반균형모형 이용 저자 작성

세수 중립적으로 통합소득세의 누진도를 증가시키더라도 새로운 정상상태에서의 GDP 대비 통합소득세수는 변한다. 여기서 세수 중립적이라는 것은 누진도가 변하더라도 기준모형에서의 경제주체의 행태가 변하지 않고 GDP와 소득 분포 등이 그대로 유지될 경우 통합소득세수가 변하지 않는다는 것을 의미한다. 하지만 일반균형모형에서 통합소득세 누진도의 변화는 가계의 행태를 변화시켜 새로운 균형점에서의 세수는 변하게 된다. 아래의

〈표 IV-1〉을 살펴보면, 통합소득세 누진도 모수인 τ 를 두 배 증가시킬 경우 새로운 정상상태에서 GDP 대비 통합소득세수가 2.03~3.02%가량 감소한 것으로 분석되었다. 가계의 노동공급이나 근로소득 등의 분포가 기준모형과 동일하다면 통합세수의 변동이 발생하지 않았을 것이지만, 누진도 증가로 인하여 노동공급과 자산 수준이 감소하였고, 이에 통합세수에 변동이 발생하였다. 특히, 누진도 강화로 인하여 근로소득과 자산소득이 감소하는데, 누진적인 소득세제하에서는 소득 수준 하락이 세율 하락을 의미해 GDP 대비 통합세수가 감소한다. 반면 GDP 대비 자산소득세수와 소비세수는 각각 0.36~0.43%, 0.36~0.44% 증가한 것으로 나타났다.

〈표 IV-1〉 통합소득세 누진도 강화에 따른 GDP 대비 세수 변화

θ	모형구분	통합소득세수	자산소득세수	소비세수
0.01	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0327	0.0379	0.0703
	변화분	-0.0302	0.0036	0.0044
0.25	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0407	0.0380	0.0695
	변화분	-0.0222	0.0037	0.0036
0.50	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0420	0.0383	0.0695
	변화분	-0.0209	0.0040	0.0036
0.75	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0424	0.0385	0.0695
	변화분	-0.0205	0.0042	0.0036
0.99	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0425	0.0386	0.0695
	변화분	-0.0203	0.0043	0.0036

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

앞의 일반균형모형에서 소득세의 누진도 증가는 노동생산성이 높은 근로자의 근로소득과 고자산가의 자산소득에 대한 과세가 강화되고, 노동생산성이 낮은 근로자의 근로소득과 저자산가의 자산소득에 대한 과세는 약화되는

것을 의미한다. 생산성이 높은 고임금 근로자는 유효임금의 감소로 노동을 감소시키고, 생산성이 낮은 저임금 근로자는 유효임금의 증가로 노동을 증가시킨다. 이에 고임금 근로자의 노동공급 감소와 고임금 근로자의 노동공급 증가의 상대적인 크기에 따라 경제 전체 노동이 증가 또는 감소할 수 있다. <표 IV-2>를 살펴보면, 모든 모형경제에서 누진도 강화로 인하여 노동이 감소한 것으로 나타난다. 이는 고임금 근로자의 근로시간 감소로 인한 영향이 저임금 근로자의 근로시간 증가로 인한 영향보다 크다는 것을 의미한다.

한편 노동공급의 자산효과가 클수록, 즉 θ 가 증가할수록 노동의 감소율이 작아진다. 이는 노동공급의 자산효과가 클수록 고소득·고자산가일수록 유효임금의 하락으로 인한 노동공급의 대체효과를 크게 상쇄하기 때문에 노동공급의 변화율이 작아지는 것으로 해석된다.

<표 IV-2> 통합소득세 누진도 강화에 따른 총량변수 변화

(단위: %, %p)

θ	모형구분	GDP	자본	노동	민간 소비	투자	실질 이자율	실질 임금
0.01	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6740
	실험경제	0.8548	2.7090	0.3663	0.5074	0.2270	0.0499	1.6077
	변화율(%)	-14.5184	-19.0903	-10.9954	-8.8066	-19.0903	0.7148	-3.9582
0.25	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.4961
	실험경제	0.8816	2.7886	0.3783	0.5173	0.2337	0.0501	1.4349
	변화율(%)	-11.8407	-16.7133	-8.0798	-7.0263	-16.7133	0.7401	-4.0914
0.50	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6416
	실험경제	0.8832	2.7810	0.3802	0.5179	0.2330	0.0507	1.5692
	변화율(%)	-11.6804	-16.9424	-7.6030	-6.9118	-16.9424	0.8014	-4.4129
0.75	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.7456
	실험경제	0.8831	2.7728	0.3810	0.5180	0.2323	0.0511	1.6651
	변화율(%)	-11.6899	-17.1857	-7.4210	-6.9011	-17.1857	0.8395	-4.6112
0.99	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6556
	실험경제	0.8828	2.7670	0.3813	0.5179	0.2318	0.0513	1.5773
	변화율(%)	-11.7228	-17.3610	-7.3366	-6.9084	-17.3610	0.8630	-4.7335

주: 1. 실질이자율 외 모든 변수는 기준경제의 GDP로 정규화

2. 변화를 중 실질이자율에 해당되는 부분은 변화량이며 단위는 %p

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

통합소득에는 근로소득뿐만 아니라 자산소득 또한 포함된다. 이에 통합소득세의 누진도 강화는 자산의 유효수익률에도 영향을 미친다. 고자산가의 경우 통합소득세율 인상으로 인하여 자산의 유효수익률이 낮아지고, 이는 고자산가 자산을 축소시킨다. 반면, 통합소득세의 누진도 강화는 저자산가의 유효수익률을 높이고, 이에 저자산가는 더 많은 자산을 축적한다. 이에 노동과 마찬가지로 고자산가의 자산 감소와 저자산가의 자본 증가의 상대적인 크기에 따라 경제 전체의 자본은 증가 또는 감소하게 된다. <표 IV-2>를 살펴보면 노동과 마찬가지로 경제 전체의 자본은 감소하는 것으로 분석된다. 이는 고자산가의 자산 축소로 인한 영향이 저자산가의 자산 확대에 의한 영향보다 크다는 것을 의미한다.

통합소득세 누진도 강화로 인한 경제 전체 자본의 감소율은 노동공급의 자산효과에 비선형적인 결과를 나타낸다. 노동공급의 자산효과를 의미하는 모수인 θ 가 0.01인 경우 자본의 감소율이 19.1%로 가장 높다. 이후 θ 가 증가함에 따라 자본 감소율은 축소된 뒤 확대되는 절댓값 기준으로 U자 형태의 변화를 보여준다. 이는 θ 의 증가가 자본에 미치는 두 가지의 상반된 영향이 있음을 의미한다. 한 가지는 θ 가 증가함에 따라 노동, 즉 근로소득의 감소폭이 작아지는데, 이는 저축에 미치는 부정적인 영향이 축소되는 것을 의미한다. 반면, θ 가 증가함에 따라 장기소비 감소로 인한 소비 및 저축의 변화폭이 작아진다. 통합소득세 누진도의 강화는 고소득·고자산 계층의 장기소비를 감소시키는데, 이는 저축을 증가시키는 방향 혹은 저축의 감소폭을 축소시키는 방향으로 작용한다. 앞의 [그림 VI-7] ~ [그림 VI-9]에서 살펴 보았듯이 θ 가 작을수록 이러한 효과가 크게 나타나고, θ 가 증가할수록 장기소비가 저축에 미치는 영향이 축소된다. 달리 말하면, θ 가 증가할수록 과거 소비를 통해 저축에 미치는 긍정적인 영향이 축소된다는 것을 의미한다. 이에 두 효과의 상대적인 크기에 따라 자본의 변화폭이 비선형으로 나타나는 것으로 판단된다.

생산요소인 자본과 노동의 감소는 실질GDP와 소비, 투자의 감소로 이어진다. 노동공급의 자산효과가 증가함에 따라 자본의 감소율이 비선형으로

나타나기 때문에 θ 가 증가함에 따라 실질GDP와 소비, 투자의 감소율 또한 비선형으로 나타난다.

한편 자본시장과 노동시장을 청산하기 위한 실질이자율과 실질임금은 반대 방향으로 움직인다. 특히 통합소득세의 누진도가 증가하면 실질이자율은 상승하지만 실질임금은 감소한다. 정상상태에서 실질이자율과 실질임금은 각각 자본과 노동의 한계생산성과 같다. 이때 노동에 비해 자본이 빠르게 감소하면 노동의 한계생산성이 감소하고 자본의 한계생산성은 증가한다. <표 IV-2>에서 통합소득세의 누진도가 증가할 경우 기준경제 대비 자본은 16.71~ 19.09% 감소하고, 노동은 7.34~11.00% 감소하여 노동공급의 자산효과에 대한 가격과 관계없이 모든 모형에서 자본의 감소속도가 노동보다 더 빠른 것으로 나타난다. 이에 실질이자율은 상승하고, 실질임금은 하락한다. 또한 노동공급의 자산효과가 클수록 가격변수의 변동도 큰 것으로 분석된다.

나. 지니계수의 변화

통합소득세의 누진도 강화는 지니계수로 측정된 소득 등의 불평등도를 완화시킨다. 통합소득세의 누진도 강화는 고소득·고자산 계층의 소득 및 자산을 감소시키는 반면, 저소득·저자산 계층의 소득 및 자산은 증가시키기 때문에 소득과 자산, 소비에 대한 불평등도를 감소시키는 것은 당연한 결과이다.

지니계수의 감소는 노동공급의 자산효과가 작을수록 두드러지게 나타난다. GHH 효용함수에 가까운 θ 가 0.01인 모형에서는 근로소득의 지니계수가 0.3526에서 0.3183으로 감소하여 불평등도가 약 9.73% 감소하였다. 지니계수의 감소율은 θ 와 함께 점차 감소하여 KPR 효용함수에 가까운 모형의 지니계수는 0.3526에서 0.3442로 약 2.38% 감소하였다. 근로소득의 경우 소득 및 자산 수준에 따른 노동공급의 변화가 노동공급의 자산효과에 따라 차이가 있기 때문인 것으로 판단된다. 동일한 조세정책에 대하여 노동공급의 자산효과가 클수록 노동공급의 대체효과를 크게 상쇄해 가계의 노동공급 변화가 작아진다. 즉, 노동공급의 자산효과가 클수록 고소득·고자산 계층의 노동공급이 덜 감소하고, 저소득·저자산 계층의 노동공급이 덜 증가한다.

이에 근로소득에 대한 지니계수의 감소율이 낮아진다. 근로소득 지니계수의 감소는 시장소득 등 다른 소득과 자산, 소비의 지니계수 감소에도 영향을 미친 것으로 판단된다. 이에 노동공급의 자산효과가 클수록 모든 지니계수의 감소율이 낮아진다.

이처럼 노동공급의 자산효과에 따라 조세정책이 소득 등의 분포에 미치는 영향의 크기가 다르다. 본 연구와 같이 가계가 이질적인 일반균형모형에서 대부분의 선행연구들과 마찬가지로 KPR 효용함수를 가정하여 조세정책이 소득 분포에 미치는 영향을 측정한다면, 조세정책으로 인한 소득분포의 변화를 과소평가할 가능성이 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다.

〈표 IV-3〉 통합소득세 누진도 강화에 따른 지니계수 변화

θ	모형구분	근로소득	시장소득	처분가능 소득	소비	순자산
0.01	기준경제	0.3526	0.3105	0.2670	0.1655	0.4037
	실험경제	0.3183	0.2764	0.1976	0.1180	0.3604
	변화분	-0.0343	-0.0342	-0.0694	-0.0474	-0.0433
	변화율(%)	-9.7344	-10.9994	-25.9837	-28.6739	-10.7318
0.25	기준경제	0.3526	0.3111	0.2678	0.1342	0.4209
	실험경제	0.3346	0.2913	0.2088	0.1042	0.3822
	변화분	-0.0180	-0.0198	-0.0590	-0.0300	-0.0387
	변화율(%)	-5.1058	-6.3767	-22.0352	-22.3342	-9.1884
0.50	기준경제	0.3526	0.3135	0.2701	0.1332	0.4461
	실험경제	0.3407	0.2986	0.2144	0.1059	0.4058
	변화분	-0.0119	-0.0149	-0.0557	-0.0273	-0.0403
	변화율(%)	-3.3884	-4.7393	-20.6217	-20.5045	-9.0363
0.75	기준경제	0.3526	0.3148	0.2712	0.1341	0.4593
	실험경제	0.3431	0.3020	0.2168	0.1074	0.4182
	변화분	-0.0095	-0.0128	-0.0544	-0.0267	-0.0411
	변화율(%)	-2.7003	-4.0719	-20.0427	-19.9153	-8.9551
0.99	기준경제	0.3526	0.3157	0.2720	0.1349	0.4673
	실험경제	0.3442	0.3038	0.2181	0.1083	0.4256
	변화분	-0.0084	-0.0119	-0.0538	-0.0266	-0.0417
	변화율(%)	-2.3817	-3.7734	-19.8004	-19.7143	-8.9310

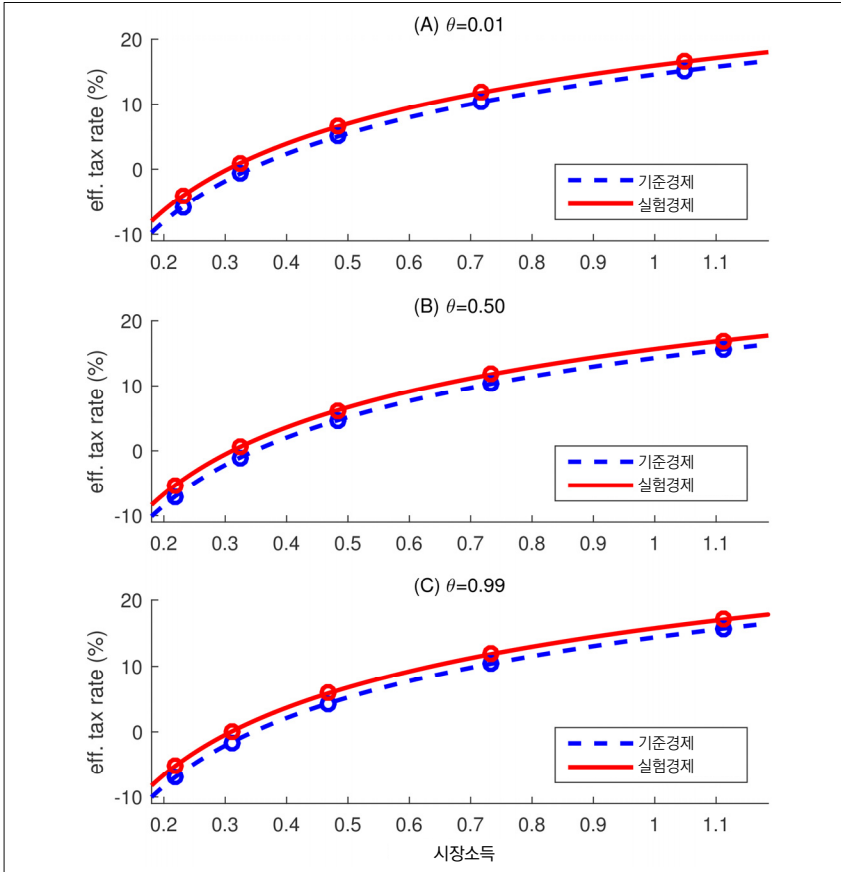
출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

3. 통합소득세율 인상의 경제적 효과

가. 총량변수의 변화

모든 소득계층의 소득세율을 증가시킬 경우에 총량변수 및 지니계수의 변화에 대해 살펴본다. 이를 위해 다른 모수들은 기준모형과 동일한 상태에서 소득세의 수준을 결정하는 모수인 λ 를 GDP 대비 소득세수가 1%p 증가하도록 재설정하였다. 이 경우 [그림 IV-11]과 같이 모든 소득계층의 실효세율이 유사한 폭으로 증가한다. 여기서 GDP 대비 1%p 증가시켰다는 것은 앞 절의 소득세의 누진도를 증가시킨 경우와 마찬가지로 소득세제의 변화가 가계의 노동공급 등에 대한 행태와 소득분포, GDP 등 소득세수 이외의 다른 총량변수에 영향을 미치지 않을 경우의 세수변화를 의미한다. 이에 기준모형의 경제와 새로운 정상상태에서 실현된 GDP 대비 소득세수의 차이는 1%p와는 다를 수 있다. <표 IV-4>를 살펴보면 모든 소득수준에 대해 소득세가 강화될 경우 소득세수는 모든 모형에서 0.98%p 증가하였다.

[그림 IV-11] 통합소득세율 인상으로 인한 실효세율 변화



주: 동그라미 표시는 기준모형의 소득분포 기준 각각 10, 25, 50, 75, 90번째 백분위수에 대한 실효세율 출처: 일반균형모형 이용 저자 작성

통합소득세제의 변화는 통합소득세수뿐만 아니라 자산소득세수와 소비세수에도 영향을 미친다. GDP 대비 자산소득세수는 모든 모형에서 0.04%p 증가하였다. <표 IV-5>를 통해 총량변수의 변화를 살펴보면, 통합소득세율을 인상할 경우 자산 수준은 감소하고, 실질이자율은 증가한다. 자산의 감소는 자산소득세수를 감소시키는 요인으로, 그리고 실질이자율의 증가는 자산소득세수를 증가시키는 요인으로 작용한다. 새로운 균형에서 자산소득세수

의 증가는 전자보다 후자의 영향이 더 크다는 것을 의미한다. 한편 GDP 대비 소비세수는 모든 모형에서 0.09%p 감소하였다. 가계의 처분가능소득 감소로 인한 소비의 감소가 소비세수를 감소시킨 것으로 해석된다.

〈표 IV-4〉 통합소득세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화

θ	모형구분	통합소득세수	자산소득세수	소비세수
0.01	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009
0.25	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009
0.50	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009
0.75	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009
0.99	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

통합소득세율을 인상한 경우 가계는 노동공급을 감소시킨다. 소득세 강화가 노동공급에 미치는 경로로는 소득효과와 대체효과가 존재한다. 대체효과는 유효임금의 하락이 여가에 대한 가격인하를 의미해 소비를 줄이고 여가를 증가시켜 노동공급이 감소하는 것을 의미한다. 소득효과는 노동공급이 동일할 경우 유효임금의 하락으로 인한 소득감소가 정상재인 여가를 감소시키고 노동공급을 증가시키는 것을 의미한다. 이에 노동공급에 대한 순효과는 소득효과와 대체효과의 크기에 따라 달라진다. 〈표 IV-5〉를 살펴보면 모든 모형에서 노동공급이 감소하여 대체효과가 소득효과를 압도하는 것으로

나타났다. 또한 노동공급의 자산효과는 소득효과와 동일한데, 노동공급의 자산효과가 작을수록 노동공급의 감소폭이 큰 것을 확인할 수 있다.

통합소득세 강화는 다양한 경로를 통하여 가계의 저축, 즉 투자에 영향을 미친다. 먼저 통합소득세 인상으로 인한 노동공급의 감소는 가계의 처분가능소득을 감소시킨다. 이러한 소득효과는 투자를 감소시키는 방향으로 작용하는데, 노동공급의 자산효과가 작을수록 노동공급이 더 크게 감소하여 투자의 감소 유인 또한 더 크다. 이에 노동공급의 자산효과가 작을수록 투자에 대한 소득효과, 즉 투자의 감소폭이 더 커진다. 반면, 노동공급의 자산효과가 클수록 가계의 한계소비성향이 빠르게 감소한다. 이는 예산집합의 변화가 동일할 경우 θ 가 1에 가까울수록 소비의 변화가 작은 반면, 저축의 변화가 크다는 것을 의미한다. 이는 소득효과와는 반대로 노동공급의 자산효과가 클수록 저축, 즉 투자의 감소폭이 더 크다는 것을 의미한다. 이처럼 노동공급 자산효과의 증가는 저축의 감소폭을 증가시키는 요인과 감소시키는 요인이 모두 존재한다. 이에 <표 IV-5>에 나타나는 바와 같이 소득세 인상이 투자와 자본의 감소폭이 θ 와 함께 감소하다가 증가하는 모습을 보인다. 이는 θ 가 작은 구간에서는 전자의 효과가 크지만, θ 가 큰 구간에서는 후자의 효과가 크다는 것을 의미한다.

노동과 자본의 감소는 생산인 실질GDP와 민간소비의 감소로 이어진다. 다만 그 감소폭이 노동공급의 자산효과를 의미하는 θ 에 대해 비선형적인 특징이 나타나는데, 이는 앞에서 설명한 투자의 감소가 비선형이기 때문에 나타나는 현상으로 해석된다. 한편, 자본시장을 청산하는 실질이자율은 증가하고, 노동시장을 청산하는 실질임금은 감소한다. 이는 자본이 노동보다 더 크게 감소하기 때문이다.

〈표 IV-5〉 통합소득세율 인상에 따른 총량변수 변화

θ	모형구분	GDP	자본	노동	민간 소비	투자	실질 이자율	실질 임금
0.01	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6740
	실험경제	0.9949	3.3116	0.4112	0.5459	0.2775	0.0435	1.6668
	변화율(%)	-0.5143	-1.0945	-0.0858	-1.8825	-1.0945	0.0742	-0.4288
0.25	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.4961
	실험경제	0.9950	3.3118	0.4113	0.5459	0.2775	0.0435	1.4896
	변화율(%)	-0.5014	-1.0895	-0.0670	-1.8705	-1.0895	0.0752	-0.4347
0.50	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6416
	실험경제	0.9949	3.3112	0.4113	0.5459	0.2774	0.0435	1.6344
	변화율(%)	-0.5061	-1.1064	-0.0628	-1.8721	-1.1064	0.0768	-0.4436
0.75	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.7456
	실험경제	0.9949	3.3108	0.4113	0.5459	0.2774	0.0435	1.7378
	변화율(%)	-0.5094	-1.1170	-0.0606	-1.8732	-1.1170	0.0777	-0.4491
0.99	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6556
	실험경제	0.9949	3.3106	0.4113	0.5459	0.2774	0.0435	1.6481
	변화율(%)	-0.5113	-1.1232	-0.0594	-1.8739	-1.1232	0.0783	-0.4522

주: 1. 실질이자율 외 모든 변수는 기준경제의 GDP로 정규화
 2. 변화율 중 실질이자율에 해당되는 부분은 변화량이며 단위는 %p
 출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

나. 지니계수의 변화

통합소득세율 인상으로 인한 지니계수의 변화를 살펴본다. 모든 모형에서 통합소득세율 인상이 근로소득의 지니계수를 증가시키는 것으로 분석된다. 반면, 자산에 대한 지니계수는 감소하는 것으로 나타난다. 통합소득세율 인상은 근로소득과 자산소득에 대한 과세가 모두 강화되는 것이다. 이러한 정책 변화에 대한 대응으로써 고자산 계층은 저자산 계층에 비해 자산을 통해 대응할 수 있는 여지가 많다. 이에 고자산 계층은 상대적으로 저자산 계층보다 자산을 더 많이 감소시키고, 노동공급은 덜 감소시키는 것으로 해석된다. 이에 근로소득의 지니계수는 증가하고, 순자산의 지니계수는 감소한다.

시장소득 이후 단계에서는 지니계수가 감소하여 통합소득세제의 재분배

효과는 강화되는 것으로 분석된다. 시장소득은 근로소득과 자산소득으로 구성되는데, 두 가지 소득의 분포 변화에 따라 시장소득 지니계수의 변화가 결정된다. 근로소득의 지니계수는 상승하는 반면, 자산소득의 지니계수는 순자산의 지니계수와 같기 때문에 감소한다. 시장소득의 지니계수가 감소하였다는 것은 근로소득보다는 자산소득 지니계수의 변화에 더 큰 영향을 받았음을 의미한다. 이는 순자산의 지니계수의 변화율이 근로소득 지니계수의 변화율보다 큰 것에서도 확인된다.

〈표 IV-6〉 통합소득세율 인상에 따른 지니계수 변화

θ	모형구분	근로소득	시장소득	처분가능소득	소비	순자산
0.01	기준경제	0.3526	0.3105	0.2670	0.1655	0.4037
	실험경제	0.3527	0.3101	0.2666	0.1652	0.4026
	변화분	0.0001	-0.0004	-0.0003	-0.0003	-0.0011
	변화율(%)	0.0251	-0.1246	-0.1277	-0.1688	-0.2650
0.25	기준경제	0.3526	0.3111	0.2678	0.1342	0.4209
	실험경제	0.3528	0.3108	0.2676	0.1340	0.4199
	변화분	0.0002	-0.0003	-0.0003	-0.0002	-0.0010
	변화율(%)	0.0480	-0.0946	-0.0962	-0.1582	-0.2305
0.50	기준경제	0.3526	0.3135	0.2701	0.1332	0.4461
	실험경제	0.3528	0.3133	0.2699	0.1331	0.4451
	변화분	0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0010
	변화율(%)	0.0619	-0.0739	-0.0735	-0.1378	-0.2297
0.75	기준경제	0.3526	0.3148	0.2712	0.1341	0.4593
	실험경제	0.3529	0.3146	0.2710	0.1339	0.4583
	변화분	0.0003	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0011
	변화율(%)	0.0714	-0.0616	-0.0557	-0.1240	-0.2304
0.99	기준경제	0.3526	0.3157	0.2720	0.1349	0.4673
	실험경제	0.3529	0.3155	0.2718	0.1347	0.4662
	변화분	0.0003	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0011
	변화율(%)	0.0764	-0.0526	-0.0717	-0.1147	-0.2322

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

한편 노동공급의 자산효과가 커짐에 따라 근로소득에 대한 지니계수의 변화율 또한 증가하는 것으로 나타난다. 근로소득의 지니계수가 증가하는 것은 저임금 근로자보다 고임금 근로자의 노동공급 감소가 더 작다는 것을 의미한다. 또한 노동공급의 자산효과가 클수록 통합소득세율 인상으로 인한 노동공급의 대체효과를 상쇄하는 규모도 커져 고임금 근로자의 노동공급 감소폭이 더 작아진다. 이로 인해 노동공급의 자산효과가 클수록 근로소득 지니계수의 변화율도 증가하는 것으로 판단된다.

한편 자산의 지니계수 변화율은 노동공급의 자산효과와 비선형 관계에 있는 것으로 나타난다. 통합소득세율의 인상으로 인한 투자, 즉 저축의 변화가 노동공급의 자산효과와 비선형 관계에 있었는데, 자산의 지니계수 또한 이러한 비선형 관계로 인하여 영향을 받은 것으로 보인다. 고자산 계층의 자산이 상대적으로 큰 폭으로 감소하면 투자와 자본의 감소율이 크고, 지니계수의 감소율도 클 것이다. 투자 및 자본의 감소율과 유사하게 자산의 지니계수 감소율도 노동공급의 자산효과와 절댓값 기준 U자형 관계에 있다.

시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 감소율은 노동공급의 자산효과와 함께 감소한다. 이는 근로소득 지니계수의 증가율이 노동공급의 자산효과와 함께 커지기 때문인 것으로 판단된다. 시장소득 등의 지니계수 변화율은 근로소득과 자산소득 지니계수의 변화율에 영향을 받는다. 자산소득의 지니계수 감소폭이 근로소득의 지니계수 증가폭보다 크기 때문에 시장소득 등의 지니계수는 자산소득과 마찬가지로 감소한다. 하지만 노동공급 자산효과에 따른 지니계수의 변화율은 자산소득보다 근로소득 지니계수의 변화폭이 더 크다. 이에 노동공급 자산효과에 따른 시장소득 등의 지니계수의 차이는 근로소득의 분포 변화에 더 큰 영향을 받는 것으로 판단된다.

이에 통합소득세율을 인상할 경우의 소득분포에 미치는 영향을 분석할 때 대부분의 선행연구와 같이 KPR 효용함수를 가정한다면 근로소득의 지니계수 증가율은 과대평가되는 반면, 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 감소율은 과소평가될 가능성이 존재한다.

4. 자산소득세율 인상의 경제적 효과

가. 총량변수의 변화

가계의 통합소득은 근로소득과 자산소득으로 구분된다. 앞 절의 통합소득세 강화는 두 가지 소득에 공통적으로 적용되는 소득세제이다. 본 절에서는 자산소득세의 세율 인상으로 인한 경제적 효과를 살펴본다. 이를 위해 실험 모형에서는 기존모형의 다른 모수들은 고정시킨 채 τ_k 만 GDP 대비 자산소득세수 비율이 1%p 증가하도록 24%에서 30.99%로 조정하였다. 특히, 앞의 통합소득세에 대한 정책실험과 마찬가지로 자산소득세가 강화되더라도 실질이자율과 GDP, 자본 등의 총량변수가 변하지 않는다는 가정하에서의 세수 증가를 기준으로 τ_k 를 조정하였다.

위와 같이 자산소득세를 강화할 경우 경제주체의 행태 변화를 반영한 일 반균형모형의 새로운 균형점에서 GDP 대비 자산소득세수는 1.25~1.26%p 증가한다. 이는 행태 변화를 반영하지 않을 경우의 목표 증가폭인 1%p보다 높다. 새로운 정상상태에서 GDP 대비 자산소득세수의 비율 증가폭이 1%p 보다 높을 수도 있고 낮을 수도 있다. <표 IV-8>의 총량변수를 살펴보면 자산소득세의 강화로 인해 자본이 감소한다. 이는 자산소득세의 비중을 낮추는 요인으로 작용한다. 반면 자본의 감소로 실질이자율은 증가하는데, 이는 세율증가와 더불어 자본소득세수를 증가시키는 요인으로 작용한다. 두 효과 중 실질이자율 증가 효과가 자본 감소 효과보다 커 GDP 대비 자본소득세수의 비중이 1%p 보다 크게 증가한 것으로 해석된다.

GDP 대비 통합소득세수와 소비세수는 각각 0.25~0.27%p, 0.02%가량 감소하는 것으로 나타난다. 통합소득세수의 감소는 가계의 통합소득이 감소하였음을 의미한다. 통합소득은 근로소득과 자산소득세를 차감한 유효자산소득으로 구성된다. 근로소득 감소의 주된 요인은 실질임금의 하락이다. <표 IV-8>을 살펴보면 모든 모형에서 노동공급의 증가율 보다는 실질임금의 감소율이 더 크다. 또한 자본소득세의 증가로 인하여 실질이자율 r 은 증가하였지만 자본소득세율이 반영된 유효이자율 $(1 - \tau_k)r$ 은 감소한다. 이에 자

본의 감소와 더불어 유효자본소득 또한 감소한다. 소득의 감소는 소비 또한 감소시키고 이는 소비세수의 감소로 이어진다.

〈표 IV-7〉 자산소득세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화

θ	모형구분	통합소득세수	자산소득세수	소비세수
0.01	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0603	0.0469	0.0657
	변화분	-0.0025	0.0126	-0.0002
0.25	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0602	0.0469	0.0658
	변화분	-0.0027	0.0126	-0.0002
0.50	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0602	0.0469	0.0657
	변화분	-0.0027	0.0125	-0.0002
0.75	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0602	0.0468	0.0657
	변화분	-0.0027	0.0125	-0.0002
0.99	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0602	0.0468	0.0657
	변화분	-0.0027	0.0125	-0.0002

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

자산소득세율을 인상할 경우 총량변수 중 자본은 감소하지만 노동은 증가한다. 앞 절의 통합소득세를 강화한 정책실험에서 노동과 자본이 모두 감소한 것과는 다른 결과이다. 자산소득세율의 인상은 노동공급과 자산 수준이 동일한 경우 가계의 자산소득과 통합소득을 감소시킨다. 누진적인 통합소득세제하에서 자산소득세율 인상으로 인한 통합소득의 감소는 낮은 세율구간의 이동으로 인하여 노동의 한계유효임금을 상승시키고 이는 가계의 노동공급을 증가시키는 요인으로 작용한다. 반면 자산소득세율의 인상은 자산의 한계유효수익률을 감소시킨다. 이로 인하여 가계는 자산을 감소시킨다. 이에 경제 전체적으로 노동은 증가하고 자본은 감소하는 것으로 나타난다.

노동공급의 자산효과가 증가할수록 자산소득세율 인상으로 인한 노동의 증가율은 감소하는 것으로 나타난다. 이는 앞에서 실시한 다른 정책실험과 마찬가지로 노동공급의 자산효과가 클수록 대체효과를 크게 상쇄해 노동의 변화율을 축소시키기 때문인 것으로 해석된다.

〈표 IV-8〉 자산소득세율 인상에 따른 총량변수 변화

θ	모형구분	GDP	자본	노동	민간 소비	투자	실질 이자율	실질 임금
0.01	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6740
	실험경제	0.9812	3.1871	0.4129	0.5444	0.2670	0.0466	1.6371
	변화율(%)	-1.8813	-4.8122	0.3295	-2.1443	-4.8122	0.3895	-2.2035
0.25	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.4961
	실험경제	0.9805	3.1856	0.4125	0.5441	0.2669	0.0466	1.4634
	변화율(%)	-1.9544	-4.8575	0.2349	-2.2078	-4.8575	0.3860	-2.1841
0.50	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6416
	실험경제	0.9806	3.1875	0.4124	0.5441	0.2671	0.0465	1.6063
	변화율(%)	-1.9407	-4.8013	0.2157	-2.2041	-4.8013	0.3801	-2.1517
0.75	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.7456
	실험경제	0.9807	3.1886	0.4124	0.5441	0.2672	0.0465	1.7084
	변화율(%)	-1.9312	-4.7675	0.2063	-2.2007	-4.7675	0.3767	-2.1332
0.99	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6556
	실험경제	0.9807	3.1893	0.4124	0.5441	0.2672	0.0465	1.6205
	변화율(%)	-1.9254	-4.7473	0.2011	-2.1985	-4.7473	0.3748	-2.1222

주: 1. 실질이자율 외 모든 변수는 기준경제의 GDP로 정규화

2. 변화율 중 실질이자율에 해당되는 부분은 변화량이며 단위는 %포인트

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

자본의 감소율은 노동공급의 자산효과와 비선형 관계에 있다. 명목 자본 소득세율을 동일하게 인상시키더라도 노동공급의 자산효과에 따라 실질적인 자본소득세율의 인상 정도가 다를 수 있다. 이는 자본소득은 근로소득과 함께 통합소득의 한 부분이고 통합소득세는 누진세제이기 때문이다. 이에 자본소득세율을 인상할 경우 근로소득의 감소폭이 크다면 통합소득의 한계세율 또한 크게 감소해 자본소득세율의 인상으로 인한 부정적인 영향을 축소

시킬 것이다. 근로소득은 실질임금의 변화와 노동의 변화에 의해 결정된다. 실질임금은 노동공급의 자산효과와 함께 감소율이 낮아진다. 반대로 노동은 노동공급의 자산효과와 함께 그 증가율이 감소한다. 이에 노동공급의 자산효과에 따라 근로소득의 감소율은 실질임금의 감소율과 함께 낮아질 수도 있지만 노동의 증가율 감소와 함께 높아질 수도 있다. 이에 자본의 감소율은 비선형으로 나타나는 것으로 판단된다.

노동공급의 자산효과와 함께 노동의 증가율 감소는 자산소득세를 증가로 인한 가계의 예산집합 감소를 덜 만회하여 저축을 더 크게 감소시키고, 이에 자본의 감소율도 커질 것이다. 반면, 노동공급의 자산효과와 함께 한계소비성향이 감소하여 동일한 예산집합의 변화라 하더라도 자산소득세 강화로 인한 새로운 정상상태에서 노동의 증가폭보다는 자본의 감소폭이 더 커 총생산인 실질GDP는 감소한다. 또한 생산의 감소는 민간소비와 투자의 감소로도 이어진다. 가격변수를 살펴보면 자본시장을 청산하는 실질이자율은 상승하고, 노동시장을 청산하는 실질임금은 하락한다. 이는 자본이 노동보다 상대적으로 희소해져 자본의 한계생산성은 증가하고 노동의 한계생산성은 감소하기 때문에 나타나는 현상이다.

나. 지니계수의 변화

자산소득세의 강화로 인한 지니계수의 변화를 살펴보면 통합소득세의 강화와 상반된 결과가 나타난다. 자산소득세율을 인상하면 근로소득에 대한 지니계수는 낮아지지만, 그 외 시장소득 등의 지니계수는 높아진다. <표 IV-8>의 총량변수의 변화를 살펴보면 수량변수인 노동은 증가하지만 가격변수인 실질임금은 감소한다. 이에 수량변수와 가격변수의 상대적인 변화율 크기에 따라 가계의 근로소득이 증가 혹은 감소할 수 있다. <표 IV-8>에서 실질임금의 변화율이 노동의 변화율보다 절댓값 기준으로 더 크다. 이에 가계의 근로소득은 전반적으로 감소한다. 근로소득의 지니계수가 낮아진다는 것은 고소득층의 근로소득 감소가 저소득층보다 빠르다는 것을 의미한다. 이는 동일한 실질임금 감소에 대해 가계는 노동공급을 증가시키는데, 생산성

이 높은 고임금 근로자가 생산성이 낮은 저임금 근로자보다 노동공급을 느리게 증가시킬 경우에 나타날 수 있다.

한편, 자산소득세율의 인상으로 인해 가계의 자산 수준 또한 감소한다. 이에 자산의 지니계수가 높아진다는 것은 고자산 계층의 자산 감소 속도가 저자산 계층의 자산 감소 속도보다 느리다는 것을 의미한다.

이상의 논의에 따르면 고소득·고자산 계층보다 저소득·저자산 계층이 자산소득세율의 인상에 더 민감하게 반응하여 노동공급과 자산 수준을 조정한다. 저소득·저자산 계층이 노동공급과 자산을 더 빠르게 변동시키는 이유는 통합소득세제가 누진세제이기 때문인 것으로 판단된다. 자산소득세율은 단일세율이기 때문에 자산소득세율 인상은 모든 자산계층에 동일하게 적용된다. 하지만 자산소득은 통합소득의 일부이다. 자산소득세율의 인상으로 인하여 유효자산소득이 감소할 경우 누진적인 통합소득세제하에서 통합소득에 대한 한계세율은 감소한다. 즉, 자산소득세율의 인상 효과 중 일부가 통합소득의 한계세율 인하 효과에 의해 상쇄된다. 통합소득의 한계세율 인하 효과는 한계세율이 높은 고자산 계층에서 더 두드러지게 나타난다. 가령, 두 사람이 존재하고 각각의 통합소득에 대한 한계세율이 10%와 20%라 가정하자. 만약 자본소득세율이 2%p 증가한다면, 통합소득까지 고려한 앞의 두 사람의 실질적인 한계세율인상은 각각 1.8%p와 1.6%p가 된다. 즉, 자산소득세율은 모든 계층에 대하여 동일하게 인상하였지만, 누진적인 통합소득세제를 고려하면 세율인상의 효과는 저소득·저자산 계층에게 더 크게 작용한 것이다. 이에 저소득·저자산 계층의 자산과 노동공급 변화율이 더 큰 것으로 판단된다.

〈표 IV-9〉 자산소득세율 인상에 따른 지니계수 변화

θ	모형구분	근로소득	시장소득	처분가능 소득	소비	순자산
0.01	기준경제	0.3526	0.3105	0.2670	0.1655	0.4037
	실험경제	0.3524	0.3120	0.2683	0.1666	0.4075
	변화분	-0.0002	0.0015	0.0013	0.0011	0.0038
	변화율(%)	-0.0592	0.4695	0.4804	0.6802	0.9500
0.25	기준경제	0.3526	0.3111	0.2678	0.1342	0.4209
	실험경제	0.3521	0.3122	0.2687	0.1350	0.4242
	변화분	-0.0005	0.0010	0.0009	0.0008	0.0033
	변화율(%)	-0.1487	0.3324	0.3396	0.5681	0.7890
0.50	기준경제	0.3526	0.3135	0.2701	0.1332	0.4461
	실험경제	0.3519	0.3143	0.2707	0.1339	0.4496
	변화분	-0.0008	0.0008	0.0007	0.0007	0.0035
	변화율(%)	-0.2135	0.2514	0.2554	0.4997	0.7882
0.75	기준경제	0.3526	0.3148	0.2712	0.1341	0.4593
	실험경제	0.3518	0.3154	0.2718	0.1347	0.4630
	변화분	-0.0009	0.0007	0.0006	0.0006	0.0037
	변화율(%)	-0.2449	0.2107	0.2128	0.4556	0.7980
0.99	기준경제	0.3526	0.3157	0.2720	0.1349	0.4673
	실험경제	0.3517	0.3162	0.2724	0.1354	0.4710
	변화분	-0.0009	0.0005	0.0004	0.0006	0.0038
	변화율(%)	-0.2639	0.1643	0.1613	0.4251	0.8035

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

노동공급의 자산효과가 커질수록 근로소득의 지니계수 감소율도 증가한다. 이는 노동공급의 자산효과가 증가함에 따라 저소득·저자산 계층 대비 고소득·고자산 계층의 상대적인 노동공급 증가율이 감소하기 때문이다. 이에 대부분의 선형연구들과 같이 KPR 효용함수를 가정할 경우 자산소득세율 인상에 따른 근로소득 지니계수의 감소율은 과대평가될 수 있다.

자산소득세율 인상으로 인해 시장소득과 처분가능소득, 소비의 지니계수는 증가한다. 시장소득 등은 근로소득과 자산소득의 지니계수 변화에 영향을 받는데, 근로소득의 지니계수는 감소하고, 자산소득의 지니계수는 증가한

다. 이 중 자산소득 지니계수의 변화폭이 더 크기 때문에 시장소득 등의 지니계수도 자산소득과 마찬가지로 증가한다.

한편, 노동공급의 자산효과가 증가함에 따라 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 증가율은 감소한다. 이는 노동공급 자산효과와 함께 근로소득 지니계수의 감소율이 커지는데, 시장소득 등의 지니계수 증가율을 완화시키는 것으로 판단된다. 반면 순자산의 지니계수 증가율은 노동공급의 자산효과와 U자형 관계에 있다. 다만 노동공급 자산효과에 따른 자산 지니계수의 증가율 변화가 근로소득 지니계수의 변화율보다 작기 때문에 시장소득 등의 지니계수 변화율은 자산보다는 근로소득 분포의 변화에 더 민감하게 반응하는 것으로 판단된다. 이에 KPR 효용함수를 가정할 경우 자산소득세율 인상으로 인한 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 증가율을 과소평가될 가능성이 높다.

5. 소비세율 인상의 경제적 효과

가. 총량변수의 변화

소비세율 인상에 대한 경제적 효과를 살펴본다. 이를 위해 기준모형의 다른 모수들은 고정시킨 채 소비세율에 대한 모수인 τ_c 를 11.85%에서 13.65%로 증가시켰다. 이는 실질GDP와 소비 등의 소비세수 이외의 총량변수들이 변하지 않는다고 가정할 때 GDP 대비 소비세수의 비율이 1%p 증가시키는 것과 동일하다. 이와 같이 소비세율을 인상할 경우 새로운 정상상태에서의 GDP 대비 소비세수는 0.88%p 증가한다. 한편 GDP 대비 통합소득세수와 자산소득세수는 유의미한 변화가 발견되지 않는다.

〈표 IV-10〉 소비세율 인상에 따른 GDP 대비 세수 변화

θ	모형구분	통합소득세수	자산소득세수	소비세수
0.01	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088
0.25	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088
0.50	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088
0.75	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088
0.99	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

소비세율의 인상은 통합소득세나 자산소득세를 통한 조세정책과 비교해 볼 때 거시경제에 상대적으로 미미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 다만 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 따라 소비세율의 인상이 총량변수에 미치는 영향의 방향성이 바뀌는 것으로 분석된다. 노동공급의 자산효과가 KPR 효용함수와 가까울 경우, 노동은 매우 미미하지만 증가하고 투자는 감소한다. 투자가 감소하는 이유는 소비세율이 인상되더라도 현재소비와 미래 소비의 상대가격 변화가 미미하여 대체효과보다는 소비세율 인상에 따른 예산집합의 축소로 인한 소득효과에 의해 투자가 감소하는 것으로 해석된다. 노동의 경우 소비세율 인상은 소비 대비 여가의 상대가격을 낮춰 노동공급을 감소시키는 대체효과와 예산집합의 축소를 만회하기 위해 노동공급을 증가시키는 소득효과와 상대적인 크기에 따라 그 변화가 결정된다. 노동공급이 증가하였다는 것은 소득효과가 대체효과보다 크기 때문이다.

〈표 IV-11〉 소비세율 인상에 따른 총량변수 변화

θ	모형구분	GDP	자본	노동	민간 소비	투자	실질 이자율	실질 임금
0.01	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6740
	실험경제	1.0001	3.3485	0.4116	0.5476	0.2806	0.0427	1.6740
	변화율(%)	0.0070	0.0077	0.0066	-1.5761	0.0077	-0.0001	0.0005
0.25	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.4961
	실험경제	1.0000	3.3483	0.4115	0.5476	0.2805	0.0427	1.4961
	변화율(%)	0.0014	0.0015	0.0012	-1.5805	0.0015	-0.0000	0.0001
0.50	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6416
	실험경제	1.0000	3.3483	0.4115	0.5476	0.2805	0.0427	1.6417
	변화율(%)	0.0007	0.0009	0.0005	-1.5811	0.0009	-0.0000	0.0002
0.75	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.7456
	실험경제	1.0000	3.3483	0.4115	0.5476	0.2805	0.0427	1.7456
	변화율(%)	0.0002	0.0002	0.0002	-1.5814	0.0002	-0.0000	0.0000
0.99	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.6556
	실험경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5476	0.2805	0.0427	1.6556
	변화율(%)	-0.0000	-0.0001	0.0000	-1.5816	-0.0001	0.0000	-0.0000

주: 1. 실질이자율 외 모든 변수는 기준경제의 GDP로 정규화
 2. 변화율 중 실질이자율에 해당되는 부분은 변화량이며 단위는 %p

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

한편, 노동공급의 자산효과가 감소할 경우 노동의 증가율이 높아지는 모습을 보인다. 노동공급의 자산효과가 감소할수록 가계의 노동공급이 장기소비에 영향을 많이 받기 때문인 것으로 판단된다. 장기소비의 감소는 노동의 비효율을 감소시켜 노동을 증가시키게 된다. 그리고 노동공급의 자산효과가 작아질수록 이러한 관계는 강화된다. 〈표 IV-11〉에서는 이러한 특징이 관찰된다.

노동공급의 자산효과가 작아질수록 노동의 증가율이 커지는 것은 투자와 자본의 증가에도 영향을 미친다. 노동공급의 자산효과가 매우 커 노동의 증가율이 0에 가까운 경우에는 소비세율 인상이 예산집합을 축소시켜 투자가 감소하였다. 하지만 노동공급의 자산효과가 감소하면서 노동이 증가하여 예산집합이 확대되고, 이로 인해 투자가 증가하는 것으로 보인다. 투자의 증가

는 자본의 증가로 이어진다. 또한 노동공급의 자산효과가 작아지면서 노동과 자본의 증가율이 높아져 실질GDP의 증가율도 높아진다.

가격변수를 살펴보면 θ 를 0.99로 가정한 경우 실질이자율은 증가하고 실질임금은 감소한다. 이는 자본은 감소한 반면 노동은 증가하여 자본의 한계생산성은 증가하고, 노동의 한계생산성은 감소하기 때문이다. 물론 이 경우 실질이자율과 실질임금의 증가폭이 거의 관찰되지 않을 정도로 매우 작다. 한편, 노동공급의 자산효과가 감소함에 따라 이러한 가격변수의 방향성 또한 반대로 변한다. 노동공급의 자산효과가 작아지면 실질이자율은 감소하고 실질임금은 증가한다. 이는 노동공급의 자산효과가 작아질수록 투자와 자본이 노동보다 빠르게 증가하기 때문이다.

나. 지니계수의 변화

소비세율 인상은 소득 및 자산의 분포에 미미한 영향을 미친다. 한편 소비세율 인상으로 인하여 소비의 지니계수는 커지는 것으로 분석된다. 소비의 지니계수가 커진다는 것은 고소득·고자산 계층의 소비 감소율보다 저소득·저자산 계층의 소비 감소율이 더 크다는 것을 의미한다. 이는 한계소비성향이 감소하기 때문에 나타나는 것으로 판단된다. 소비세율 인상으로 소비를 위한 실질적인 예산집합이 모든 소득 계층에 대해 동일한 비율로 감소하는데, 한계소비성향이 높은 저소득 계층의 소비 변화율이 더 크다. 이에 저소득 계층의 소비가 고소득 계층의 소비보다 더 빠르게 감소하는 것으로 판단된다.

소비의 지니계수 감소율은 노동공급의 자산효과와 크기에 비선형인 것으로 나타난다. 소비의 지니계수는 근로소득과 자산소득의 지니계수 변화율에 영향을 받는데, 두 소득에 대한 지니계수 역시 비선형으로 나타난다. 다만 그 변화율이 매우 작은 것이 특징이다. 본 연구는 일반균형모형의 균형점을 수치해법을 통해 근삿값으로 찾는다. 하지만 근삿값은 항상 실제값과 차이가 존재한다. 만약 소비세율 인상이 실질적으로 정상상태를 크게 변화시키지 않는다면 수치해법을 통해 나타난 수치가 실제 균형의 변화보다 근삿값

과 실제값의 차이로 인한 변화가 클 수도 있다. 소비세율 인상으로 인한 지니계수의 변화율이 크지 않고 노동공급 자산효과의 변화로 인한 차이도 크지 않기 때문에 실질적으로 소비세율의 인상이 소득 등의 분포에 큰 영향을 미치지 않는다고 해석하는 것이 바람직하다.

〈표 IV-12〉 소비세율 인상에 따른 지니계수 변화

θ	모형구분	근로소득	시장소득	처분가능 소득	소비	순자산
0.01	기준경제	0.3526	0.3105	0.2670	0.1655	0.4037
	실험경제	0.3526	0.3105	0.2670	0.1655	0.4037
	변화분	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	변화율(%)	0.0070	0.0083	0.0078	0.0158	0.0043
0.25	기준경제	0.3526	0.3111	0.2678	0.1342	0.4209
	실험경제	0.3526	0.3111	0.2678	0.1342	0.4209
	변화분	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
	변화율(%)	-0.0006	0.0024	0.0018	0.0011	-0.0015
0.50	기준경제	0.3526	0.3135	0.2701	0.1332	0.4461
	실험경제	0.3526	0.3135	0.2701	0.1332	0.4461
	변화분	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
	변화율(%)	-0.0003	0.0009	0.0008	0.0010	-0.0010
0.75	기준경제	0.3526	0.3148	0.2712	0.1341	0.4593
	실험경제	0.3526	0.3148	0.2712	0.1341	0.4593
	변화분	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
	변화율(%)	0.0001	0.0000	0.0007	0.0023	-0.0001
0.99	기준경제	0.3526	0.3157	0.2720	0.1349	0.4673
	실험경제	0.3526	0.3157	0.2720	0.1349	0.4673
	변화분	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	변화율(%)	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0023	0.0000

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

6. 민감도 분석: 이질적인 노동공급의 자산효과

가. 확장모형과 모수설정

기본모형에서는 노동공급의 자산효과를 의미하는 θ 가 고정되어 있다고 가정한다. 하지만 뒤의 실증분석에서 논의하듯이 소득수준이 높을수록 노동공급의 자산효과 또한 높아지는 것으로 나타났다. 이에 기본모형을 확장하여 노동공급의 자산효과가 소득수준에 따라 다르다는 점을 반영한다. 분석의 편의를 위해 θ 는 외생적 확률과정을 따르는 개별 노동생산성과 양의 상관관계에 있다고 가정한다. 노동생산성은 소득수준과 양의 상관관계가 있기 때문에 이와 같은 가정은 노동공급의 자산효과 또한 소득수준과 유사한 상관관계를 가지게 된다.

구체적으로 확장모형에서 θ 는 다음의 식 (IV-1)과 같이 결정된다. 즉, 개별 노동생산성을 기준으로 가계는 세 집단인 저생산성, 중생산성, 고생산성 계층으로 나누어지고, 각 집단의 노동공급 자산효과는 각각 θ_L , θ_M , θ_H 로 결정된다. 집단별 노동공급의 자산효과는 저생산성 집단부터 각각 0.25, 0.5, 0.75로 설정한다. 이는 제 V 장의 실증분석에서 소득집단별 노동공급 자산효과를 추정된 결과와 유사하다.

$$\theta = \begin{cases} \theta_L, & x \in (0, \bar{x}_L] \\ \theta_M, & x \in (\bar{x}_L, \bar{x}_H] \\ \theta_H, & x \in (\bar{x}_H, \infty) \end{cases} \quad \text{식 (IV-1)}$$

확장모형에서 노동공급 자산효과 이외의 다른 모수들은 기본모형과 동일하게 설정한다. 다만 <표 IV-13>의 모수들은 외생적으로 결정되는 것이 아닌 모형의 정상상태에서 특정 데이터를 설명하기 위해 내생적으로 결정된다. 이에 확장모형에서도 동 모수들은 내생적으로 결정되어 <표 IV-13>과 같이 설정된다.

〈표 IV-13〉 확장모형의 모수(parameters) 설정

모수	설명	설정 값	목적 값 또는 출처
β	시간할인율	0.96918	$r=4.271\%$
ψ	노동에 대한 비효용 모수	5.43988	$K/Y=3.34824$
λ	순소득세함수의 수준	0.86078	(정부소비-법인세수-소비세수)/GDP =6.2863%
σ	개별 노동생산성 충격의 표준편차	0.29084	근로소득 지니계수=0.35262

출처: 저자 작성

나. 총량변수의 변화

확장모형을 통해 앞에서 살펴본 4가지의 조세정책과 동일한 정책실험을 실시하였다. 각 정책실험을 통해 살펴본 조세정책이 세수에 미치는 영향은 θ 를 0.25~0.75로 가정한 기본모형에서 살펴본 것과 매우 유사하다. 통합소득세의 누진도를 두 배 증가시킬 경우 GDP 대비 통합소득세수는 2.08%p 감소하지만, GDP 대비 자산소득세수와 소비세수는 각각 0.42%p, 0.36%p 증가한다. 통합소득세의 평균세율을 인상한 경우 GDP 대비 통합소득세수는 0.98%p 증가한다. 또한 GDP 대비 자산소득세수는 0.04%p 증가한 반면, 소비세수는 0.09%p 감소한다. 자산소득세율을 인상한 경우 GDP 대비 자산소득세수는 1.25%p 증가한다. 반면, GDP 대비 통합소득세수와 소비세수는 각각 0.27%p, 0.02%p 감소한다. 마지막으로 소비세율을 인상할 경우 GDP 대비 소비세수만 0.88%p 증가하였고, GDP 대비 통합소득세수와 자산소득세수에는 거의 변화가 발생하지 않는다.

〈표 IV-14〉 확장모형의 조세정책에 따른 GDP 대비 세수 변화

	모형구분	통합소득세수	자산소득세수	소비세수
τ	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0421	0.0386	0.0695
	변화분	-0.0208	0.0042	0.0036
λ	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0727	0.0347	0.0650
	변화분	0.0098	0.0004	-0.0009
τ_k	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0602	0.0468	0.0657
	변화분	-0.0027	0.0125	-0.0002
τ_c	기준경제	0.0629	0.0343	0.0659
	실험경제	0.0629	0.0343	0.0747
	변화분	0.0000	-0.0000	0.0088

- 주: 1. τ : 통합소득세 누진도 강화
 2. λ : 통합소득세율 인상
 3. τ_k : 자산소득세율 인상
 4. τ_c : 소비세율 인상

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

세수 이외의 총량변수의 변화를 살펴본다. 조세정책이 총량변수에 미친 효과는 앞의 모든 가계의 노동공급의 자산효과가 동일하다고 가정한 기본모형과 유사하다. 조세정책 간의 효과를 비교해 보면, 통합소득세의 누진도를 강화한 경우 다른 조세정책에 비해 총량변수가 크게 변하는 것으로 나타난다. 특히, 실질GDP의 변화를 살펴보면, 통합소득세의 누진도를 강화한 경우 실질GDP는 11.78% 감소한다. 자산소득세율과 통합소득세율을 인상한 경우에는 실질GDP가 각각 1.91%, 0.51% 감소한다. 반면 소비세율을 인상한 경우에는 실질GDP가 0.0004% 증가한다.

다만 다른 조세정책은 GDP 대비 해당 세수를 1%p가량 증가시키는 증세 정책이었다면, 통합소득세의 누진도를 강화하는 것은 세수는 중립적인 상황에서 통합소득세의 재분배 기능을 강화한 정책이기 때문에 총량변수의 변화를 직접적으로 비교하는 데에는 무리가 있다. 하지만 통합소득세의 누진도

를 강화할 경우 GDP 대비 총세수가 감소함에도 불구하고 실질GDP가 크게 감소한다는 특징이 있다. 통합소득세율과 자산소득세율의 인상은 실질GDP를 감소시키지만 GDP 대비 세수는 증가시킨다.

〈표 IV-15〉 확장모형의 조세정책에 따른 총량변수 변화

	모형구분	실질 GDP	자본	노동	민간 소비	투자	실질 이자율	실질 임금
τ	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.5928
	실험경제	0.8822	2.7683	0.3808	0.5178	0.2319	0.0512	1.5186
	변화율(%)	-11.7784	-17.3222	-7.4697	-6.9357	-17.3222	0.8482	-4.6566
λ	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.5928
	실험경제	0.9949	3.3104	0.4113	0.5459	0.2774	0.0435	1.5856
	변화율(%)	-0.5146	-1.1293	-0.0605	-1.8754	-1.1293	0.0786	-0.4543
τ_k	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.5928
	실험경제	0.9809	3.1901	0.4124	0.5442	0.2673	0.0464	1.5591
	변화율(%)	-1.9111	-4.7224	0.2072	-2.1906	-4.7224	0.3732	-2.1139
τ_c	기준경제	1.0000	3.3482	0.4115	0.5564	0.2805	0.0427	1.5928
	실험경제	1.0000	3.3483	0.4115	0.5476	0.2805	0.0427	1.5928
	변화율(%)	0.0004	0.0003	0.0004	-1.5812	0.0003	0.0000	-0.0000

- 주: 1. τ : 통합소득세 누진도 강화
 2. λ : 통합소득세율 인상
 3. τ_k : 자산소득세율 인상
 4. τ_c : 소비세율 인상
 5. 실질이자율 외 모든 변수는 기준경제의 GDP로 정규화
 6. 변화율 중 실질이자율에 해당되는 부분은 변화량이며 단위는 %p

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

다. 지니계수의 변화

조세정책으로 인한 지니계수의 변화를 살펴본다. 지니계수 또한 앞의 기본모형에서 살펴본 결과와 유사하다. 통합소득세의 누진도를 강화한 경우 다른 조세정책에 비해 재분배효과가 크게 나타난다. 또한 모든 소득과 소비, 자산의 지니계수가 감소한다. 통합소득세율을 인상한 경우에는 근로소득에 대한 지니계수는 증가하지만, 시장소득 등 다른 소득과 소비, 자산에 대한

지니계수는 감소하여 조세의 재분배 효과가 증가한다. 반면 자산소득세율을 인상한 경우에는 근로소득에 대한 지니계수는 감소하지만 다른 소득과 소비, 자산에 대한 지니계수는 증가해 재분배 효과가 약화되는 것으로 분석된다. 소비세율을 인상한 경우에는 소득, 소비, 자산의 분포에 미미한 영향만 미친다.

〈표 IV-16〉 확장모형의 조세정책에 따른 지니계수 변화

	모형구분	근로소득	시장소득	처분가능 소득	소비	순자산
τ	기준경제	0.3526	0.3141	0.2710	0.1342	0.4491
	실험경제	0.3417	0.3001	0.2160	0.1074	0.4101
	변화분	-0.0109	-0.0140	-0.0551	-0.0269	-0.0390
	변화율(%)	-3.0900	-4.4510	-20.3207	-20.0128	-8.6794
λ	기준경제	0.3526	0.3141	0.2710	0.1342	0.4491
	실험경제	0.3529	0.3139	0.2708	0.1341	0.4481
	변화분	0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0010
	변화율(%)	0.0655	-0.0709	-0.0722	-0.1316	-0.2162
τ_k	기준경제	0.3526	0.3141	0.2710	0.1342	0.4491
	실험경제	0.3518	0.3149	0.2717	0.1349	0.4524
	변화분	-0.0008	0.0008	0.0007	0.0006	0.0033
	변화율(%)	-0.2221	0.2405	0.2450	0.4769	0.7412
τ_c	기준경제	0.3526	0.3141	0.2710	0.1342	0.4491
	실험경제	0.3526	0.3141	0.2710	0.1342	0.4491
	변화분	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
	변화율(%)	0.0001	0.0002	0.0002	0.0006	-0.0007

- 주: 1. τ : 통합소득세 누진도 강화
 2. λ : 통합소득세율 인상
 3. τ_k : 자산소득세율 인상
 4. τ_c : 소비세율 인상

출처: 일반균형모형 이용 저자 도출

V. 노동공급의 자산효과에 대한 실증분석

1. 선행연구와 본 연구의 차별성

미시경제학 분야에서는 보상적 노동공급탄력도를 추정하기 위해서는 정확한 노동공급의 소득효과를 추정할 필요가 있다. 하지만, 일반적인 설문자료에서 확인되는 비근로소득의 경우 내생성문제가 있을 뿐만 아니라 시기별로 큰 폭의 변화도 확보하기 쉽지 않다. 이런 이유로 경제학자들은 복권당첨, 유산상속, 혹은 급격한 집값변동을 통해서 노동공급의 부(wealth)의 효과를 추정해 오고 있다. Imbens, Rubin, and Sacerdote(2001)과 Cesarini et al.(2015)은 각각 미국과 스웨덴의 복권당첨자들의 노동공급변화를 살펴보았는데, 결과에 따르면 비근로소득은 노동공급을 줄이는 것으로 나타난다. 복권당첨금과 마찬가지로 유산 역시 개별근로자나 가구에는 외생적인 비근로소득변화인데, 관련된 선행연구들은 상이한 실증분석결과를 보고하고 있다. Joulfaian and Wilhelm(1994)에서는 유산이 고령층의 은퇴가능성을 줄이는 것으로 나타는 반면 Brown et al.(2010)은 기대하지 않은 상속이 일어날 경우 은퇴가능성을 높이는 것으로 분석했다. 이들과는 달리 Disney and Gathergood(2013)는 부동산가격 변화가 노동공급변화에 미치는 영향을 살펴보았는데, 부동산자산 손실은 노동공급을 늘리는데, 특히 젊은층과 고령남성 근로자들이 민감하게 반응하는 것으로 나타난다.

거시경제학 분야에서는 응용미시경제학을 연구하는 학자들과 같이 노동공급의 소득효과를 추정하기보다는 거시모형을 통해서 현실에서 관찰되는 부(wealth)와 노동공급 간의 관계를 설명하고, 구조모형을 통해 관련 모수를 추정하고자 했다. 그중에서도 French(2005)의 경우에는 social security earning test가 노동공급에 미치는 영향을 분석하였는데, social security

earning test를 없앨 경우 은퇴를 1년 정도 늦추는 것으로 나타났다. 또한 연금액의 감소는 노동공급을 증가시키는 것으로 예상되었다. Mustre-del-Río(2015)는 시장에 참여자들의 이질성(heterogeneity)을 가정한 모형을 통해서 부와 노동공급 간의 관계를 규명하고자 하였다. 이질성(heterogeneity)을 가정하지 않은 선행연구(Chang and Kim, 2007)에서는 부와 노동시장참여는 음(-)의 관계를 보였으나, Mustre-del-Río(2015)는 이와는 상반되는 결과를 보고하고 있다.

앞에서 살펴본 것처럼 미시자료를 이용하여 노동공급의 자산효과를 측정 한 연구들이 존재한다. 또한 연구 결과 노동공급의 자산효과가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 다만 노동공급의 자산효과 크기가 본 연구의 일반균형모형에서 가정한 효용함수의 θ 와 직접적으로 연결되지 않기 때문에 KPR 효용함수와 GHH 효용함수 사이 중 어느 정도에 위치하는지는 알 수 없다.

한편 동질적 경제주체를 가정한 동태확률 일반균형모형을 기반으로 JR 효용함수의 θ 를 추정한 결과 효용함수는 GHH 효용함수와 크게 다르지 않다는 결과를 제시한 연구도 존재한다. Schmitt-Grohe and Uribe(2012)는 DSGE 모형에 소비습관(habit)이 포함된 JR 효용함수를 도입한 뒤, 노동공급의 자산효과를 추정하였다. 베이지안(Bayesian) 추정법과 최우추정법을 이용하여 추정한 결과 두 추정치 모두 θ 가 0에 가깝다는 결과를 제시한다. 하지만 Schmitt-Grohe and Uribe(2012)는 총량수준의 변수들을 이용하여 추정한 것으로 미시자료를 분석한 연구는 아니다.

본 연구는 제Ⅲ장에서 정의한 동태확률 일반균형모형을 이용하여 미시자료를 바탕으로 θ 를 추정하고자 한다. 이를 위해 앞의 모형으로부터 노동시장의 균형과 노동공급에 대한 1계조건을 도출하여 회귀방정식을 정의한 뒤 θ 를 추정한다. 이렇게 추정된 노동공급의 자산효과는 앞의 모형과 비교가능하기 때문에 일반균형모형에서 도출된 결과들을 해석하는 데 유용하다.

2. 방법론

가. 회귀방정식 설정을 위한 1계조건 도출

기업의 이윤극대화 문제로부터 노동의 수요함수는 다음과 같이 도출된다.

$$L^D(w; K) = \left(\frac{1-\alpha}{w} \right)^{\frac{1}{\alpha}} K$$

여기서 경제 전체에 공통적으로 적용되는 임금(w)은 노동시장의 수요와 공급에 의해 결정되는 균형임금이다.

노동공급은 가계의 효용극대화 문제로부터 도출된다.

$$V(a, x, m_{-1}; \mu) = \max_{\{c, h, a'\}} \left\{ \begin{array}{l} \log \left(c - \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} m \right) \\ + \beta E_x' V(a', x', m; \mu') \end{array} \right\}$$

s. t.

$$(1 + \tau_c)c + a' = \lambda y^{1-\tau} + a$$

$$y = w(\mu)xh + (1 - \tau_k)r(\mu)a$$

$$m = c^\theta m_{-1}^{1-\theta}$$

$$\mu' = \Gamma(\mu)$$

$$a' \in [\bar{a}, \infty)$$

$$c \in (0, \infty)$$

$$h \in [0, \bar{h}]$$

앞의 일반균형모형을 그대로 이용할 경우의 노동공급의 1계조건을 도출하면 다음과 같다.

$$(1 + \tau_c)\psi h^\gamma c m = (1 - \tau)\lambda y^{-\tau} w x \left(c - \theta \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} m \right)$$

$$y = w(\mu)xh + (1 - \tau_k)r(\mu)a$$

$$m = c^\theta m_{-1}^{1-\theta} = \left[c c_{-1}^{(1-\theta)} c_{-2}^{(1-\theta)^2} c_{-3}^{(1-\theta)^3} \dots \right]^\theta = \left[c \prod_{s=1}^{\infty} c_{-s}^{(1-\theta)^s} \right]^\theta \quad (0 < \theta \leq 1)$$

위 1계조건에서 『한국노동패널조사』 등의 미시자료에서는 소비세 등이 포함된 가격으로 측정된 소비($(1 + \tau_c)c$)가 관찰된다. 또한 개인의 노동생산성(x)이 직접적으로 관찰되기보다는 노동생산성이 반영된 임금($w x$)이 관찰된다. 이에 위 1계조건을 데이터에서 관찰 가능한 변수들을 다시 표현하면 다음과 같다.

$$\psi h^\gamma \tilde{c} \tilde{m} = (1 - \tau)\lambda y^{-\tau} \tilde{w} \left(\tilde{c} - \theta \psi \frac{h^{1+\gamma}}{1+\gamma} \tilde{m} \right)$$

$$y = \tilde{w}h + (1 - \tau_k)ra$$

$$\tilde{m} = \tilde{c}^\theta \tilde{m}_{-1}^{1-\theta} = \left[\tilde{c} \tilde{c}_{-1}^{(1-\theta)} \tilde{c}_{-2}^{(1-\theta)^2} \tilde{c}_{-3}^{(1-\theta)^3} \dots \right]^\theta = \left[\tilde{c} \prod_{s=1}^T \tilde{c}_{-s}^{(1-\theta)^s} \right]^\theta \quad (0 < \theta \leq 1)$$

\tilde{c} : 소비(소비세가 포함된 가격으로 측정된 데이터에서 관찰되는 소비,
 $\tilde{c} = (1 + \tau_c)c$)

c : 소비(소비세가 포함되지 않은 가격으로 측정된 소비)

h : 근로시간

\tilde{w} : 개인의 시간당 임금(데이터에서 관찰되는 임금, $\tilde{w} = w x$)

w : 노동의 수요와 공급에 의해 결정되는 경제 전체의 시간당 임금

x : 개인의 노동생산성

r : 자산에 대한 수익률

a : 개인의 보유 자산

\tilde{m} : 장기소비(소비세가 포함된 가격으로 측정된 장기소비, 과거 소비세

에 변화가 없었다고 가정)

m : 장기소비(소비세가 포함되지 않은 가격으로 측정된 장기소비)

위 식을 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\left(\frac{1}{(1-\tau)\lambda y^{-\tau} n} + \frac{\theta}{(1+\gamma)\tilde{c}} \right) h^{1+\gamma} = \frac{1}{\psi \tilde{m}} \quad \text{식 (V-1)}$$

$$y = n + (1 - \tau_k)ra$$

$$\tilde{m} = \tilde{c}^\theta \tilde{m}_{-1}^{1-\theta} = \left[\tilde{c} \tilde{c}_{-1}^{(1-\theta)} \tilde{c}_{-2}^{(1-\theta)^2} \tilde{c}_{-3}^{(1-\theta)^3} \dots \right]^\theta = \left[\tilde{c} \prod_{s=1}^T \tilde{c}_{-s}^{(1-\theta)^s} \right]^\theta \quad (0 < \theta \leq 1)$$

$n = \tilde{w}h$: 데이터 상의 세전 근로소득

나. 회귀분석 1단계: λ 와 τ 추정

앞에서 도출한 1계조건에서 통합소득세함수의 모수에 해당하는 λ 와 τ 를 다음의 회귀방정식을 이용하여 먼저 추정한다.

$$\log(z) = \log(\lambda) + (1 - \tau)\log(y) + \epsilon_1, \quad (0 < \tau < 1) \quad \text{식 (V-2)}$$

여기서 z 는 처분가능소득으로 시장소득에서 세금을 제외하고 공적이전 소득을 더한 소득을 의미하며, 제Ⅲ장의 모형에서 정의한 함수 형태와 동일하다. y 는 금융소득을 포함하거나 포함하지 않고 세전 근로소득만 포함할 수 있다. 우리나라의 소득세는 금융소득이 2천만원 이상일 경우에 근로소득 및 사업소득 등 다른 종합소득과 합산과세하고, 2천만원 미만일 경우에는 분리과세한다. 다만 모형에서는 소득수준에 따라 이를 구분하지 않기 때문에 금융소득 포함 여부에 대한 두 가지 가정에 대해 모두 추정해 볼 수 있을 것이다. 금융소득이 포함된 경우의 분석은 민감도분석에서 진행하기로 한다.

다. 회귀분석 2단계: θ, γ, ψ 추정

식 (V-1)의 좌변에서 τ 는 1단계에서의 추정치 중 $\hat{\tau}$ 을 이용할 수 있다. 또한 $z = \lambda y^{1-\tau}$ 의 관계식을 이용하여 λ 를 제거할 수 있다. 하지만 식 (V-1)의 좌변에서 γ 와 θ 는 알려지지 않은 모수이며, 특히 θ 는 추정되어야 하는 모수이다. 이에 θ 와 γ 에 대한 값이 주어지지 않는다면 식 (V-1)의 좌변은 정해지지 않는다. 이에 θ 와 γ 가 각각 $\tilde{\theta}$ 와 $\tilde{\gamma}$ 로 가정하여 식 (V-1)의 좌변을 다음의 식 (V-3)과 같이 표현한다.

$$\hat{p} = \left(\frac{1}{(1-\hat{\tau})zn/y} + \frac{\tilde{\theta}}{(1+\tilde{\gamma})\tilde{c}} \right) h^{1+\tilde{\gamma}} \quad \text{식 (V-3)}$$

식 (V-3)에서 z 는 처분가능소득(시장소득 - 세금 + 공적이전소득), n 은 세전 근로소득, y 는 세전 근로소득에 세전 금융소득 등을 더한 소득을 의미한다. y 에 근로소득 외에 다른 소득을 더한 경우는 민감도 분석에서 다루기로 한다.

\hat{p} 이 위와 같이 주어진다면 다음의 회귀방정식을 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{1}{\hat{p}}\right) &= \log(\psi) && \text{식 (V-4)} \\ &+ \theta \log(\tilde{c}) + \theta(1-\theta) \log(\tilde{c}_{-1}) + \theta(1-\theta)^2 \log(\tilde{c}_{-2}) \\ &+ \dots + \epsilon_2 \\ &(\gamma > 0, 0 < \theta \leq 1) \end{aligned}$$

다만, \hat{p} 을 도출하기 위해 θ 를 각각 $\tilde{\theta}$ 로 가정하였는데, 가정한 값이 위 회귀방정식에서 추정된 $\hat{\theta}$ 과 유의미한 차이가 없는지 검증해야 하는 문제가 있다.⁸⁾

8) 식 (V-3)에서 γ 또한 $\tilde{\gamma}$ 로 가정하였다. 이에 $\tilde{\gamma}$ 에 대한 검증도 필요하다. 다만 위 회귀방정식을 변형하여 θ 와 같이 γ 에 대한 추정 또한 시도하였으나 이론적으로 유의미한 추정

계수의 추정에 있어서 또 다른 이슈는 본 연구에서 사용하고 있는 『한국 노동패널조사』의 특성을 살려 종단면분석을 수행할지 아니면 Pooled OLS를 적용해서 분석할지를 선택하는 것이다. 분석에 가용한 자료가 종단면 자료인 경우 관측치들의 고정효과를 통제할 수 있는 고정효과모형을 쉽게 생각할 수 있으나, 추정식이 식 (V-1)과 같이 비선형인 경우는 고정효과모형을 적용하는 것이 그리 간단한 문제는 아니다.

우선 식 (V-1) 같은 식에서 우항에 들어갈 고정효과를 어떻게 정의하느냐가 명확하지 않다. 이와 관련해 우선 간단하게 식 (V-1)의 우변에 단순히 고정효과를 더 하는 형식을 상정할 수 있는데, 이 경우 식 (V-4)에서 예상할 수 있듯이 역수를 취할 경우 연구자가 다뤄야하는 식은 더욱 복잡해지게 된다. (V-1)의 우변을 먼저 역수를 취한 경우 역시 로그선형화를 한 뒤에 추정을 진행하기 때문에 종속변수의 조건부평균값이 양의 값을 가진다는 제약이 주어지는데, 고정효과부분이 더해져 이 조건이 만족되지 않는 상황에 놓이게 되는 문제가 발생할 수 있다. 고정효과 부분과 관련해서 상정할 수 있는 다른 하나의 경우는 이와 같이 단순히 추가항으로 더하는 것과는 달리 주어진 비선형함수에 포함되는 경우를 생각해 볼 수 있다. 그러나 이 경우 고정효과를 제거하기 위해서 수행하는 관측치별 평균을 종속변수와 설명변수에서 차감하더라도 고정효과가 제거 되지 않는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구를 위해서는 고정효과모형을 적용하기보다 Pooled OLS를 이용해 관련된 모수를 추정하고자 한다.

3. 자료 및 기초통계량

가. 자료

본 절에서는 노동공급의 자산효과를 나타내는 모수 θ 를 직접 추정하고자 한다. 선행연구에서는 상정하는 효용함수에 따라서 노동공급의 자산효과를

치가 발견되지 않았다. 이에 본 연구에서는 γ 에 대해 여러 값을 가정한 뒤 θ 에 대한 추정 결과의 변화를 살펴본다.

서로 상이하게 가정하고 있으나, 본 연구에서는 실증분석을 통해서 직접 추정하고자 한다. 이를 위해 한국의 가구와 가구원을 대표하고 있는 『한국노동패널조사』(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)를 이용하고자 한다. 『한국노동패널조사』는 1998년도에 처음으로 이 조사가 실시된 이후로 매년 조사가 실시되어 현재 2015년 즉 18차 조사까지 가용한 상태이다.

『한국노동패널조사』는 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 종단면조사다. 노동공급의 자산효과를 추정하기 위해서는 소비뿐만 아니라, 세전 근로소득, 세후 근로소득에 공적이전소득을 더한 처분가능소득이 필요한데, 『한국노동패널조사』는 관련된 자세한 정보들을 포함하고 있어서 본 연구에 적절한 자료로 판단된다.

나. 기초통계량

〈표 V-1〉에 나열된 주요변수들 근로시간을 제외하고 모두 월별기준으로 측정된 값이거나, 『한국노동패널조사』에서 제공하는 변수를 적절히 월단위의 변수로 변형한 것이다. 소득과 소비는 소비자물가지수를 적용하여 2015년 기준 실질변수로 조정된 값이다. 분석단위에 있어서 고려해야 할 사항은 가구단위의 설문자료에서 흔히 나타나듯이 소비는 가구단위인데, 근로소득과 근로시간은 개인단위로 보고되고 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 가구전체의 근로소득과 근로시간을 먼저 구한 뒤에 이를 모든 가구원 수의 제곱근으로 나누어서 균등화된 소비, 소득, 근로시간을 분석에 사용한다.

〈표 V-1〉 기초통계량

	평균	관측치	표준편차	최솟값	최댓값
z (처분가능소득)	227.32	11,405	133.70	7.31	4,157.01
y (근로소득)	226.07	11,405	133.36	7.31	4,157.01
h (근로시간)	151.10	11,405	69.91	7.16	526.54
$c_{t=0}$ (현재소비)	155.56	11,405	65.98	12.21	926.04
$c_{t=-1}$ (과거소비)	150.28	11,405	64.77	12.21	926.04
$c_{t=-2}$ (과거소비)	144.31	11,405	63.61	12.21	926.04
$c_{t=-3}$ (과거소비)	137.88	11,405	61.93	6.72	641.70
$c_{t=-4}$ (과거소비)	131.59	11,405	61.83	10.62	1,587.24
$c_{t=-5}$ (과거소비)	124.99	11,405	60.74	0.00	1,587.24

출처: 『한국노동패널조사』를 이용하여 저자 도출

(근로소득) 『한국노동패널조사』은 세후 월평균 근로소득 정보를 포함하고 있다. 본 분석에 포함된 샘플의 경우 월평균 약 226만원의 균등화된 근로소득을 보고하고 있다.

(가처분소득) 본 연구에서는 근로소득에 사회보험수혜금액을 더한 것을 가처분소득으로 정의하고 있는데, 균등화가처분소득은 균등화근로소득과 유사하게 나타나고 있다. 사회보장수혜액은 공적이전소득으로 가처분소득에 포함되나, 사회보험수혜금액을 받고 있는 관측치가 많지 않고(전체 샘플의 약 10%), 수혜자들의 평균 사회보험액은 24만원 정도로 많지 않아, 두 소득 간의 격차가 적은 것으로 보인다.

(근로시간) 근로시간의 경우 주당 평균근로시간을 보고하고 있는데, 자료에 나타나는 가구의 주당 평균 근로시간은 71.7시간으로 보고된다. 분석에서는 주당 근로시간에 4를 곱해서 가구별 월평균 근로시간을 구한 뒤 균등화근로시간을 구하게 된다. 분석에 사용된 관측치의 평균 균등화근로시간은 37.7시간으로 나타난다.

(소비) 소비 변수로는 『한국노동패널조사』에서 제공하는 가구의 월평균 생활비를 사용하였다. 또한 추정 과정에서 소비는 현재의 소비뿐만 아니라 과거의 소비도 필요하므로 현재를 기준으로 과거 5기까지의 소비가 제공되

는 관측치를 대상으로 하였다. 기초통계량에서 나타나는 소비는 월평균 균 등화소비를 나타내는데, 처분가능소득과 비교해서 70만원 가량 적은 평균 156만원으로 나타나고 있다.

(샘플) 분석을 위해서는 현재소비뿐만 아니라 과거소비에 대한 정보도 필요하므로 해당 연도뿐만 아니라 과거 5년 동안 연속해서 조사에 포함된 관측치들만 분석에 포함한다. 비임금근로자들의 경우 정확한 근로시간을 측정하기 어려우므로 분석에서 제외한다.

4. 소득세 함수 추정 결과(회귀분석 1단계)

본 절에서 진행되는 분석의 주된 목적은 모수 θ (식 (V-4))에 대한 추정이지만, 이를 위해서는 λ 와 τ 에 대한 추정이 선행되어야 한다. λ 와 τ 를 추정하기 위해서 식 (V-2)과 같이 가치분소득을 종속변수, 근로소득을 설명변수로 하는 간단한 회귀분석을 수행한다. <표 V-2>에 나타난 바와 같이 상수항과 근로소득 변수의 추정계수 모두 통계적으로 유의한 값이 추정된다. 추정된 계수값을 적절히 변형하여 $\hat{\lambda}$ 와 $\hat{\tau}$ 을 구성하고 이를 아래 2단계 회귀분석에서 사용한다.

<표 V-2> λ 와 τ 에 대한 추정

	상관계수	표준오차
log(근로소득)	0.9890***	0.0007
상수	0.1669***	0.0106
관측치		11,405
결정계수(R^2)		0.994

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미
출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

5. 노동공급 자산효과 추정 결과(회귀분석 2단계)

상기에서 기술된 바와 같이 식 (V-4)의 모수들을 추정하였으나, 추정된

$\hat{\gamma}$ 가 모형에서 만족시켜야하는 모수값의 경계를 넘어서는 음의 값으로 추정되었다. 따라서 본 분석에서는 식 (V-4)의 우변에 있는 $(1+\gamma)\log(h)$ 를 좌변으로 이동시켜서 θ 를 추정하고자 한다. 연구자가 임의로 선택한 γ 의 값들인 0.25, 0.5, 1, 1.5, 2, 5 각각에 대해서 0에서 1사이의 10개의 다양한 $\tilde{\theta}$ 값들을 식 (V-3)에 대입한 뒤, 식 (V-4)의 모수값을 추정하게 된다. 연구자가 대입한 $\tilde{\theta}$ 값과 추정된 $\hat{\theta}$ 들 중에 가장 유사한 값을 θ 의 추정치로 선택하고자 하는데 구체적인 분석결과는 아래와 같다.

가. 추정치의 유일성 검토

θ 를 추정하기 위해 식 (V-3)에서 $\tilde{\gamma}$ 를 0.25, 0.5, 1, 1.5, 2, 5로 가정된 뒤, 각각의 $\tilde{\gamma}$ 에 대하여 θ 를 추정한다. θ 는 회귀방정식의 종속변수에 해당하는 식 (V-3)을 구성하기 위해 가정된 $\tilde{\theta}$ 와 회귀방정식 (V-4)를 통해 추정한 $\hat{\theta}$ 이 같게 되는 값으로 추정하였다. 이 경우 처음에 가정하는 $\tilde{\theta}$ 에 따라 최종적으로 추정된 θ 의 값이 달라질 수 있다. 이에 θ 를 추정하기 전에 이와 같은 방식으로 추정된 θ 의 추정치에 대한 유일성부터 검토하였다. 이를 위해 $\tilde{\theta}$ 를 0부터 1까지 0.1 단위로 가정하여 각각의 $\tilde{\theta}$ 에 대해 추정된 $\hat{\theta}$ 이 어떠한 양상을 나타내는지 검토하였다.

〈표 V-3〉의 상단은 연구자가 임의로 선택한 $\tilde{\theta}$ 와 $\tilde{\gamma}$ 에 대해 추정된 $\hat{\theta}$ 의 값들을 나타내고 있고, 하단은 $\hat{\theta}$ 과 $\tilde{\theta}$ 의 차이를 보여준다. 추정된 $\hat{\theta}$ 의 값들을 살펴보면 우선 모든 경우에서 $\hat{\theta}$ 은 0보다 크고 1보다는 작은 값을 나타내고 있다. 또한 $\tilde{\theta}$ 와 $\tilde{\gamma}$ 를 각각 1, 0.25로 가정한 경우에 추정된 $\hat{\theta}$ 은 0.685로 가장 1에 근사하게 추정되었으나 1과는 차이가 있다. 추정된 $\hat{\theta}$ 들에 대해 귀무가설이 $H_0: \theta \geq 1$ 인 경우 t검증을 수행한 결과 모든 경우에서 귀무가설을 기각하는 결과를 보였다.

〈표 V-3〉의 하단은 $\hat{\theta}$ 과 $\tilde{\theta}$ 의 차이를 보여 주는데 두 값의 절대치가 가장 작은 경우는 0.005으로 $\tilde{\theta}$ 와 $\tilde{\gamma}$ 를 각각 0.3과 2로 가정한 경우이다. 이와 같이 $\hat{\theta}$ 과 $\tilde{\theta}$ 의 간격에 관심을 갖는 이유는 γ 가 주어진 상황에서 θ 가 유일하게 추정되는지에 대한 검토가 필요하기 때문이다. θ 가 유일하지 않으면,

θ 의 초기값에 대한 가정에 따라 θ 가 다르게 추정되는 것을 의미하기 때문에 이는 본 연구에서 적용되는 추정방법이 적절하지 않음을 의미한다. <표 V-3>의 하단에서 나타난 바와 같이 소비변수를 래그 5기까지 포함한 경우에 대해 θ 를 0과 1사이에서 0.1 간격으로 추정해서 살펴본 결과, 각 $\tilde{\gamma}$ 의 값에 대해 $\hat{\theta}$ 과 $\tilde{\theta}$ 의 간격이 좁아지는 부분이 있는 것으로 확인되므로 유일한 해가 존재할 것으로 판단된다.

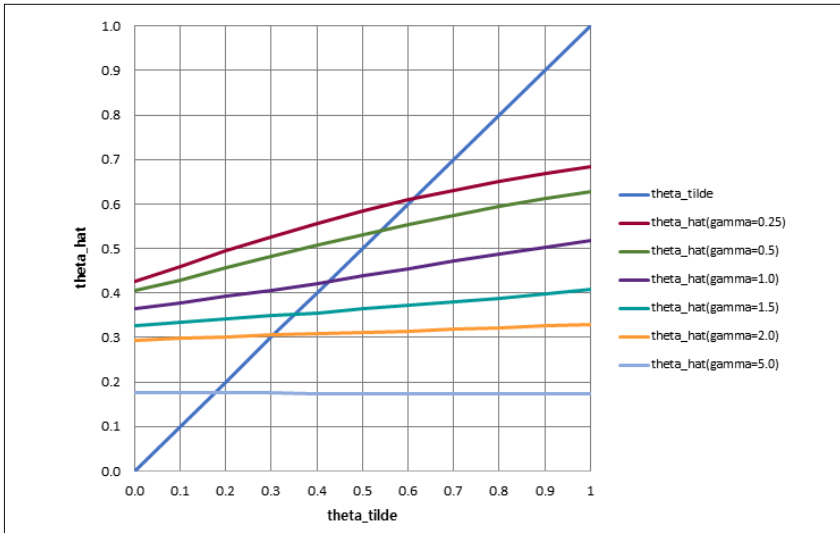
<표 V-3> 노동공급 자산효과 추정 결과: 해의 유일성 검토

	$\tilde{\theta}$ (θ 의 가정)	$\tilde{\theta}$ (θ 의 추정 결과)					
		$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
추정치	0.0	0.426	0.405	0.364	0.326	0.294	0.177
	0.1	0.460	0.430	0.378	0.334	0.298	0.177
	0.2	0.494	0.456	0.392	0.341	0.302	0.177
	0.3	0.526	0.482	0.407	0.349	0.305	0.177
	0.4	0.556	0.507	0.422	0.356	0.309	0.176
	0.5	0.584	0.531	0.438	0.364	0.312	0.176
	0.6	0.609	0.554	0.454	0.372	0.315	0.176
	0.7	0.631	0.575	0.471	0.381	0.319	0.176
	0.8	0.651	0.594	0.487	0.389	0.322	0.176
	0.9	0.669	0.612	0.502	0.399	0.326	0.176
	1.0	0.685	0.628	0.518	0.408	0.329	0.176
추정치 - 가정 ($\hat{\theta}-\tilde{\theta}$)	0.0	0.426	0.405	0.364	0.326	0.294	0.177
	0.1	0.360	0.330	0.278	0.234	0.198	0.077
	0.2	0.294	0.256	0.192	0.141	0.102	-0.023
	0.3	0.226	0.182	0.107	0.049	0.005	-0.123
	0.4	0.156	0.107	0.022	-0.044	-0.091	-0.224
	0.5	0.084	0.031	-0.062	-0.136	-0.188	-0.324
	0.6	0.009	-0.046	-0.146	-0.228	-0.285	-0.424
	0.7	-0.069	-0.125	-0.229	-0.319	-0.381	-0.524
	0.8	-0.149	-0.206	-0.313	-0.411	-0.478	-0.624
	0.9	-0.231	-0.288	-0.398	-0.501	-0.574	-0.724
	1.0	-0.315	-0.372	-0.482	-0.592	-0.671	-0.824

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

[그림 V-1]은 위의 결과를 바탕으로 $\tilde{\theta}$ 와 추정된 값인 $\hat{\theta}$ 들을 곡선으로 나타낸 것이다. 연구자가 가정한 다양한 $\tilde{\gamma}$ 값들에 대해서 상이한 곡선을 그린 뒤에 어떤 $\tilde{\theta}$ 가 $\tilde{\theta} = f(\tilde{\theta})$ 를 만족시키는지 45도 선을 그림으로써 시각적으로 나타내고 있다. [그림 V-1]에 따르면 $\tilde{\gamma}$ 값들에 따라서 $\tilde{\theta} = f(\tilde{\theta})$ 를 만족시키는 $\tilde{\theta}$ 의 값들이 달라지고 특히 $\tilde{\gamma}$ 값이 커질수록 $\tilde{\theta}$ 는 작아지는 경향을 보이고 있다. 그러나 대체적으로 0.2와 0.6사이의 값을 나타내면서 GHH 효용함수를 의미하는 0이나 KPR 효용함수를 의미하는 1과는 다소 차이가 있는 것으로 파악된다.

[그림 V-1] 노동공급 자산효과 추정 결과



출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

나. 추정 결과

<표 V-3>과 [그림 V-1]은 θ 의 해가 유일하게 존재할 가능성을 보여 주고 있으나, 가정한 θ 는 0에서부터 1사이에서 간격을 0.1로 늘이면서 살펴본 결과이다. 이에 식 (V-3)에서 가정한 $\tilde{\theta}$ 와 이를 토대로 식 (V-4)에서 추정된 $\hat{\theta}$ 이 같게 되는 θ 를 추정한다. θ 에 대한 추정결과를 살펴보면, γ 가 5

인 경우에 $\hat{\theta}$ 은 가장 작은 값인 0.18로 추정되고 γ 가 작아질수록 $\hat{\theta}$ 은 커져서 γ 가 0.25인 경우에 $\hat{\theta}$ 은 가장 큰 값인 0.61로 추정된다. 추정된 $\hat{\theta}$ 은 모두 통계적으로 유의할 뿐만 아니라, <표 V-3>에서 나타난 결과값과 유사하다. 결과에 따르면 기존의 KPR 효용함수와 GHH 효용함수에서 노동공급 자산효과에 대한 가정은 한 쪽 극단으로 치우친 것으로 θ 가 1이라는 귀무가설과 0이라는 귀무가설 모두 기각되는데 이는 θ 는 0과 1 사이의 값을 갖는 것을 의미한다.

<표 V-4> 노동공급 자산효과 추정 결과

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.61	0.54	0.43	0.35	0.31	0.18
$\hat{\theta}$	0.61	0.54	0.43	0.35	0.31	0.18
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03
상수항	-6.28	-7.31	-9.23	-11.06	-12.92	-24.75
$SE_{\text{상수항}}$	0.02	0.04	0.14	0.26	0.37	0.90
N	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405
R2	0.33	0.25	0.15	0.09	0.06	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	31.24	24.04	16.39	13.14	11.37	6.32
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-19.86	-20.45	-22.04	-24.13	-25.87	-29.46
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

6. 노동공급 자산효과 추정에 대한 민감도 분석

식 (V-4)에서 나타난 것처럼 과거소비는 이론적으로 무한대기까지의 소비를 포함하지만, 지금까지의 분석은 과거 소비에 대한 변수를 과거 5기까지만 포함한 경우이다. 이는 분석의 편의와 보다 많은 관측치를 포함하기

위해서 연구자가 임의로 취한 방법이다. 그러나 이 경우에도 과거 5기까지의 소비변수가 모두 필요하기 때문에 관측치 소실이 적지 않다. 따라서 상기에서 기술된 것과 동일한 방법으로 과거소비를 3기와 4기까지만 반영한 민감도 분석을 아래와 같이 실시한다.

가. 소비에 대한 래그

〈표 V-5〉와 〈표 V-6〉을 살펴보면 과거소비를 과거 5기까지만 포함한 경우와 비교해서 우선 눈에 띄는 특징은 다양한 γ 값들에 대해 추정된 $\hat{\theta}$ 값들이 0.21에서 0.58(래그 3기)와 0.19에서 0.59(래그 4기)로 큰 차이는 없으나 $\hat{\theta}$ 값들의 편차가 작다는 것이다. 이들 분석결과는 과거 소비를 5기까지 할 경우 상대적으로 관측치 소실은 커질 수 있으나, 보다 짧은 시간의 과거 소비를 포함한 경우와 비교할 때 추정된 $\hat{\theta}$ 값에 있어서 큰 차이는 없는 것으로 판단된다.

〈표 V-5〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 과거소비 3기까지 포함

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.58	0.51	0.42	0.37	0.33	0.21
$\hat{\theta}$	0.58	0.51	0.42	0.37	0.33	0.21
$SE_{\hat{\theta}}$	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
상수항	-5.88	-6.61	-8.19	-9.94	-11.79	-23.59
$SE_{\text{상수항}}$	0.06	0.11	0.18	0.25	0.32	0.69
N	17,777	17,777	17,777	17,777	17,777	17,777
R2	0.33	0.25	0.15	0.09	0.06	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	39.95	32.39	24.86	20.49	17.40	8.38
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-28.72	-31.12	-33.83	-34.59	-34.61	-32.47
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

〈표 V-6〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 과거소비 4기까지 포함

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.59	0.51	0.41	0.35	0.31	0.19
$\hat{\theta}$	0.59	0.51	0.41	0.35	0.31	0.19
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03
상수항	-6.16	-7.04	-8.72	-10.50	-12.38	-24.36
$SE_{\text{상수항}}$	0.04	0.08	0.18	0.27	0.35	0.79
N	14,259	14,259	14,259	14,259	14,259	14,259
R2	0.33	0.25	0.15	0.09	0.06	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	34.80	26.86	19.67	16.29	14.04	7.34
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-23.95	-25.39	-28.33	-29.95	-30.68	-30.62
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

나. 부분 표본 분석

〈표 V-4〉에서 보고하는 노동공급의 자산효과는 모든 소득수준의 가구를 분석에 포함하고 있다. 본 절에서는 소득수준별 이질적인(heterogeneous) 자산효과를 살펴보고자 분석자료를 소득수준에 따라 3그룹으로 나눠서 분석하고자 한다.

결과를 살펴보면 우선 두 가지 점이 눈에 띈다. 우선 소득에 따라 나눈 서브샘플을 이용해서 추정된 $\hat{\theta}$ 값들의 평균값과 전체샘플로 분석한 경우의 추정치가 비슷하지 않다. 예를 들어, γ 가 5인 경우는 소득별로 나눠서 추정된 모든 $\hat{\theta}$ 값들이 전체샘플을 이용해서 구한 $\hat{\theta}$ 값보다 큰 것으로 나타난다. 추정이 2단계에 걸쳐서 이루어지고, 비선형추정을 이용해서 $\hat{\theta}$ 값들이 추정되고 있어서 이와 같은 결과에 대해 쉽게 추론하기는 어려워 보인다. 하지만, 특정 변수로 샘플을 구분해서 모수를 추정했을 때 특정변수가 종속변수에 미치는 영향은 서브샘플에서 모두 크게 나오는 것도 가능할 것으로 판단된다.

다른 한 가지 흥미로운 결과는 전체샘플을 이용해서 분석한 경우에는 상정한 γ 값들에 대해 추정된 $\hat{\theta}$ 값들 사이에 편차가 존재했는데, 소득별로 나눈 뒤 분석한 경우는 상이한 γ 값들에 대해 대체로 비슷하게 $\hat{\theta}$ 값들이 추정되고 있다. 이는 소득별로 나눈 부분표본을 분석하는 경우는 연구자가 상정하는 γ 값이 $\hat{\theta}$ 값들의 추정치에 미치는 영향이 상대적으로 작아지기 때문인 것으로 판단된다.

소득수준별로 추정결과를 비교해 보면, 소득수준이 높은 집단일수록 노동공급의 자산효과가 큰 것으로 추정되었다. 저소득계층의 경우 θ 는 0.26~0.28로 추정되었으며, 중소득계층은 0.54~0.63, 고소득계층은 0.76~0.8로 추정되었다. 제IV장의 확장모형에서 노동생산성과 연결하여 저소득, 중소득, 고소득의 노동공급의 자산효과를 각각 0.25, 0.5, 0.75로 가정하였는데, 소득계층별 추정 결과 또한 이와 유사한 결과를 보여준다.

끝으로 전체샘플로 분석한 경우와 비교해 볼 때, 어느 정도의 차이는 존재하나 여전히 추정된 $\hat{\theta}$ 값들은 선행연구에서 상정하는 0이나 1과는 상당히 다른 값으로 추정되고 있다는 점은 유효하다고 할 수 있다.

〈표 V-7〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 저소득

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.28	0.26	0.26	0.26	0.27	0.28
$\hat{\theta}$	0.28	0.26	0.26	0.26	0.27	0.28
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.03	0.04	0.04	0.10
상수항	-4.08	-4.97	-7.27	-9.70	-12.15	-26.71
$SE_{\text{상수항}}$	0.33	0.41	0.54	0.66	0.79	1.51
N	3,763	3,763	3,763	3,763	3,763	3,763
R2	0.15	0.12	0.08	0.06	0.04	0.02
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	13.98	11.81	8.96	7.18	5.98	2.96
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-36.74	-33.50	-25.73	-20.24	-16.49	-7.51
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

〈표 V-8〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 중소기업

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.63	0.60	0.56	0.55	0.54	0.54
$\hat{\theta}$	0.63	0.60	0.56	0.55	0.54	0.54
$SE_{\hat{\theta}}$	0.04	0.04	0.06	0.07	0.09	0.18
상수항	-6.31	-7.42	-9.72	-12.10	-14.50	-29.14
$SE_{\text{상수항}}$	0.03	0.05	0.09	0.13	0.16	0.32
N	3,875	3,875	3,875	3,875	3,875	3,875
R2	0.23	0.18	0.14	0.11	0.09	0.05
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	17.22	13.62	9.68	7.56	6.22	3.07
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-10.04	-9.27	-7.58	-6.23	-5.24	-2.57
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

〈표 V-9〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 고소득

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.80	0.79	0.77	0.76	0.76	0.80
$\hat{\theta}$	0.80	0.79	0.77	0.76	0.76	0.80
$SE_{\hat{\theta}}$	0.04	0.04	0.06	0.07	0.09	0.18
상수항	-6.54	-7.70	-10.09	-12.54	-15.01	-30.05
$SE_{\text{상수항}}$	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02	0.05
N	3,767	3,767	3,767	3,767	3,767	3,767
R2	0.30	0.24	0.17	0.13	0.10	0.05
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	21.70	17.63	12.84	10.15	8.43	4.36
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-5.35	-4.82	-3.91	-3.19	-2.64	-1.10
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.27
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

다. 단독가구와 전체가구에 대한 분석

본 연구는 가구원 2인 이상 5인 이하의 가구를 대상으로 분석을 수행하였다. 민감도분석을 위해서 가구원 수와 상관없는 전체가구를 대상으로 한 분석과 단독가구만을 대상으로 분석을 수행하였다. <표 V-10>의 결과를 살펴보면, 전체가구에 사용된 샘플의 크기와 $\hat{\theta}$ 값들이 주된 분석과 큰 차이가 없는 것으로 파악되고 있다.

<표 V-10> 노동공급 자산효과 추정 결과: 전체가구

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.61	0.54	0.43	0.35	0.31	0.19
$\hat{\theta}$	0.61	0.54	0.43	0.35	0.31	0.19
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03
상수항	-6.30	-7.32	-9.25	-11.11	-13.01	-25.17
$SE_{\text{상수항}}$	0.02	0.04	0.13	0.24	0.34	0.83
N	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162
R2	0.34	0.25	0.15	0.10	0.06	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	34.50	26.49	18.02	14.38	12.34	6.79
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-21.62	-22.44	-24.35	-26.24	-27.57	-29.45
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

<표 V-11>에 나타난 단독가구만을 대상으로 한 분석에서는 전체가구를 대상으로 한 분석보다 추정된 $\hat{\theta}$ 값들의 편차가 조금 더 큰 것으로 나타나고 있으나, γ 값이 작아지면서 $\hat{\theta}$ 이 커지는 경향은 그대로 유지되고 있고, 샘플 크기가 상당히 작은 걸 감안하면 대체로 결과의 차이가 크지 않은 것으로 파악된다.

〈표 V-11〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 단독가구

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.78	0.75	0.71	0.67	0.64	0.10
$\hat{\theta}$	0.78	0.75	0.71	0.67	0.64	0.10
$SE_{\hat{\theta}}$	0.06	0.07	0.10	0.12	0.15	0.06
상수항	-6.65	-7.82	-10.24	-12.70	-15.18	-23.04
$SE_{\text{상수항}}$	0.02	0.02	0.04	0.06	0.09	3.02
N	721	721	721	721	721	721
R2	0.44	0.33	0.19	0.11	0.07	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	13.16	10.46	7.27	5.48	4.35	1.67
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10
t-value(상수항)	-3.68	-3.41	-2.97	-2.65	-2.42	-14.38
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

라. 균등화 방법

상기에서 기술된 바와 같이 본 연구에서는 균등화된 소득, 근로시간, 소비 변수를 사용한다. 이를 위해 가구단위의 변수를 가구원 수의 제곱근으로 나누었다. 이와 같은 방식은 관련 연구에서 일반적으로 적용되는 균등화 방법 이긴 하나 본 절에서는 다른 두 가지 방법을 통해서 추정결과의 강건성을 검증하고자 한다.

첫 번째 방법은 OECD 동등화지수인데, 이는 성인기준을 만 15세로 상정하고, 첫 번째 성인에 대해서는 1, 추가적인 성인 한 명당 0.7, 자녀 한 명당 0.5를 부여하는 방식이다. 두 번째 방법은 수정된 OECD 지수인데, 첫 번째 방법과 다른 점은 추가적인 성인 한 명당 0.5, 자녀 한 명당 0.3을 부여한다는 것이다.

우선 <표 V-12>와 <표 V-13>의 결과를 비교해 보면 두 경우 모두 γ 값이 작아지면서 $\hat{\theta}$ 이 커지는 패턴은 그대로 유지되고 있고, $\hat{\theta}$ 의 편차에 있어서도 큰 차이점은 발견되지 않는다. <표 V-4>의 주 결과와 비교하면 $\hat{\theta}$ 값들에 있어서 큰 차이점은 발견되지 않고, 다만 <표 V-12>와 <표 V-13>에 나타는 $\hat{\theta}$ 값들은 γ 값들에 대한 편차가 작은 편임을 알 수 있다.

<표 V-12> 노동공급 자산효과 추정 결과: OECD equivalence scale(Oxford scale)

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.50	0.44	0.37	0.33	0.30	0.22
$\hat{\theta}$	0.50	0.44	0.37	0.33	0.30	0.22
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.04
상수항	-5.60	-6.42	-8.15	-9.98	-11.88	-23.93
$SE_{\text{상수항}}$	0.05	0.09	0.19	0.28	0.37	0.88
N	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405
R2	0.34	0.26	0.16	0.10	0.07	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	27.89	22.07	16.23	13.18	11.20	6.02
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-27.68	-28.08	-27.68	-26.86	-25.97	-21.72
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

〈표 V-13〉 노동공급 자산효과 추정 결과: OECD modified scale

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.53	0.48	0.42	0.38	0.36	0.29
$\hat{\theta}$	0.53	0.48	0.42	0.38	0.36	0.29
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.05
상수항	-5.97	-6.94	-8.95	-11.05	-13.21	-26.70
$SE_{\text{상수항}}$	0.04	0.07	0.14	0.22	0.30	0.77
N	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405
R2	0.38	0.29	0.19	0.13	0.09	0.02
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	29.73	23.50	16.82	13.28	11.05	5.68
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-25.91	-25.28	-23.20	-21.23	-19.56	-13.67
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

마. 소득에 금융소득 포함

기본분석에서 식 (V-3)에서 \hat{p} 를 정의할 때 y 를 n (세전 근로소득)과 같다고 가정하고 분석하였는데, y 에 『한국노동패널조사』에서 제공하는 5가지 금융 관련변수를 이용하여, 가구근로소득에 금융소득 등을 포함하여 동일한 분석을 수행함으로써 결과의 강건성을 확인한다. 추정된 $\hat{\theta}$ 값들은 기본분석과 큰 차이가 없음을 알 수 있고, 이는 자료에서 금융소득을 보고한 관측치 비율도 낮고, 그 액수도 크지 않아 결과값이 비슷하게 나타나는 것으로 판단된다.

〈표 V-14〉 노동공급 자산효과 추정 결과: 금융소득을 소득에 포함

	$\gamma=0.25$	$\gamma=0.5$	$\gamma=1.0$	$\gamma=1.5$	$\gamma=2.0$	$\gamma=5.0$
θ_0	0.60	0.53	0.41	0.34	0.29	0.17
$\hat{\theta}$	0.60	0.53	0.41	0.34	0.29	0.17
$SE_{\hat{\theta}}$	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03
상수항	-6.27	-7.28	-9.14	-10.93	-12.77	-24.60
$SE_{\text{상수항}}$	0.02	0.05	0.15	0.28	0.38	0.90
N	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405	11,405
R2	0.33	0.25	0.15	0.09	0.06	0.01
$\hat{\theta} - \theta_0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ψ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value($\hat{\theta}$)	30.91	23.76	16.33	13.27	11.52	6.32
p-value($\hat{\theta}$)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
t-value(상수항)	-20.38	-21.15	-23.36	-25.83	-27.57	-30.50
p-value(상수항)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
distance	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
iteration	24	24	24	24	24	24

출처: 회귀분석을 통해 저자 도출

VI. 결론 및 정책시사점

본 연구는 가계가 이질적인 일반균형모형에서 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 따라 조세정책이 소득 등의 분포에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 이를 위해 본 연구에서는 가계의 효용함수로 JR 효용함수를 도입하였다. JR 효용함수는 노동공급의 자산효과를 조정할 수 있는 모수를 포함하고 있다. 본 연구에서는 이 모수를 θ 로 정의하였다. JR 효용함수는 거시경제학에서 주로 가정하는 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 양 극단적인 경우로 포함하고 있다. JR 효용함수에서 θ 를 1로 가정하면 이는 노동공급의 자산효과가 가장 큰 경우인 KPR 효용함수를 의미한다. 반면 θ 를 0으로 가정하면 노동공급의 자산효과가 완전히 제거된 GHH 효용함수를 의미한다. 이에 0과 1 사이의 다양한 θ 값을 통해 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과를 살펴볼 수 있다.

제Ⅱ장에서는 일반균형모형을 통한 분석을 수행하기 이전에 먼저 우리나라의 소득, 소비, 자산의 분포에 대해 살펴보았다. 동 분석을 위해 사용된 자료는 2011~2015년 대상의 『가계금융복지조사』 중 복지부문 자료이다. 『가계금융복지조사』는 금융부문과 복지부문을 나누어지는데, 소비에 대한 자료는 복지부문에만 존재한다. 한편 본 연구는 노동공급을 통한 분배효과를 살펴보는 것이 목적이기 때문에 주 생산가능연령인 25~64세의 가구원이 포함된 가구만을 대상으로 소득 등의 분포를 측정하였다. 분석 단위로는 가구원 수를 통제하기 위하여 균등화개인 단위로 분석하였다.

소득 등의 분포를 측정한 결과 대체로 순자산, 근로소득, 시장소득, 민간소득, 처분가능소득, 소비 순으로 분배지표가 개선되는 모습을 보였다. 여러 분배지표 중 지니계수를 중심으로 살펴보면 순자산의 지니계수는 0.5567로 소득이나 소비의 지니계수에 비해 높게 측정되었다. 근로소득, 시장소득, 민

간소득, 처분가능소득의 지니계수는 각각 0.3526, 0.3496, 0.3446, 0.3235이다. 한편 소비의 지니계수는 0.2594로 자산이나 소득의 지니계수보다 낮게 측정되었다.

이러한 결과는 가계의 효용을 직접적으로 결정하는 소비와 가까운 단계일 수록 분배지표가 개선되고 있다는 것을 의미한다. 가계의 효용은 소비와 여가에 의해 직접적으로 영향을 받는다. 자산과 소득은 이러한 소비와 여가를 결정하는 중요한 요소이지만 소비와 같이 효용을 직접적으로 결정하지는 않는다. 또한 소비를 위해서는 근로소득이나 시장소득도 중요하지만 처분가능소득이 더 직접적인 영향을 미친다.

제Ⅲ장에서는 노동공급의 자산효과에 대해 살펴보기 위한 일반균형모형을 정의하였다. 본 연구에서 정의한 일반균형모형은 Krusell and Smith (1998), Chang and Kim(2007), Chang et al.(2015), 오종현·박명호(2015) 등과 같이 노동생산성의 이질성으로 말미암아 가계의 자산, 소득, 소비 등의 분포가 발생하는 일반균형모형이다. 또한 Aiyagari(1994), Huggett(1993), Imrohorglu(1989)와 같이 자본시장이 불완전한 모형이다. 이와 같은 모형에 노동공급의 자산효과를 조정할 수 있는 JR 효용함수를 가정하였다. 또한 조세정책에 대한 효과 분석을 위해 오종현·박명호(2015)와 Chang et al.(2015)의 정부부문을 도입하였다.

제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 정의한 일반균형모형을 이용하여 노동공급의 자산효과에 따라 조세정책이 소득 등의 분포에 미치는 영향에 대하여 살펴보았다. 분석 결과 노동공급의 자산효과가 조세정책을 통한 분배지표 변화의 방향성을 변화시키지는 않는 것으로 나타났다. 통합소득세의 누진도를 강화시키면 모든 단계에서 지니계수가 개선된다. 통합소득세율을 인상할 경우 근로소득에 대한 지니계수는 증가하지만 시장소득 등의 지니계수는 감소하는 것으로 나타난다. 반면 자산소득세율을 인상하면 근로소득의 지니계수는 감소하지만 시장소득 등 다른 단계의 소득 및 소비, 자산의 지니계수는 오히려 증가한다. 한편 소비세율 인상은 소득 등의 분포에 미미한 영향만을 미치는 것으로 나타난다.

노동공급의 자산효과가 조세정책의 분배지표 변화의 방향성에는 영향을 미치지 않더라도 변화의 크기에는 영향을 미친다. 통합소득세의 누진도를 강화할 경우 노동공급의 자산효과가 클수록 근로소득 등의 지니계수의 감소율이 낮아진다. 이러한 특징은 모든 단계의 소득 및 소비, 자산의 지니계수에서 관찰된다. 이는 통합소득세의 누진도 강화에 대한 분배효과를 측정하는 데 있어 효용함수의 가정에 따라 그 효과가 과소 혹은 과대평가될 가능성이 있음을 의미한다. 특히, 대부분의 선행연구에서처럼 일반균형모형에서 KPR 효용함수를 가정하지만, 실제 노동공급의 자산효과가 이보다 작다면 조세정책의 분배효과는 과소평가될 것이다.

통합소득세율 인상이 소득 등의 분포에 미치는 효과의 크기 또한 노동공급의 자산효과와 크기에 영향을 받는다. 노동공급의 자산효과가 클수록 통합소득세율 인상으로 인한 근로소득 지니계수의 변화율은 과대평가된다. 반면 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수의 변화율은 과소평가되는 경향이 나타난다. 한편, 자산에 대한 지니계수 변화율은 노동공급 자산효과에 대해 비선형적인 특징이 있다. 일반균형모형에서 효용함수를 JR 효용함수의 양극단인 KPR 효용함수나 GHH 효용함수로 가정하면 통합소득세율 인상에 따른 자산에 대한 지니계수 변화율을 과대평가할 수 있다.

자산소득세율의 인상이 소득 등의 분포에 미치는 효과 또한 노동공급의 자산효과에 대한 가정에 영향을 받는다. 노동공급의 자산효과가 클수록 자산소득세율 인상으로 인한 근로소득 지니계수의 변화율은 과대평가된다. 반면, 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수 변화율은 과소평가된다. 통합소득세율과 마찬가지로 자산소득세율의 인상으로 인한 자산의 지니계수 변화율은 노동공급 자산효과에 대해 비선형이다. 특히, 노동공급의 자산효과를 양극단으로 가정할 경우 자산소득세율 인상으로 인한 자산의 지니계수 변화율을 과대평가할 수 있다. 한편, 소비세율 인상은 소득 등의 분포에 미미한 영향만을 나타내는 것으로 분석되었다.

제 V 장에서는 제 III 장에서 정의한 일반균형모형을 통해 도출된 노동공급의 1계조건을 이용하여 『한국노동패널조사』를 활용하여 노동공급의 자산효

과를 추정하였다. 특히, 일반균형모형에 도입한 JR 효용함수에서 노동공급 자산효과를 의미하는 모수인 θ 를 추정하였다. 그 결과 θ 는 KPR 효용함수를 의미하는 1과 GHH 효용함수를 의미하는 0이라는 귀무가설이 모두 기각되고 그 사이에 위치한 값으로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 다양한 민감도 분석을 실시하여도 강건하게 유지되었다. 즉, KPR 효용함수와 GHH 효용함수 모두 노동공급의 자산효과에 대해 지나치게 극단적인 가정을 한다고 해석할 수 있다.

이는 기존의 일반균형모형에서 KPR 효용함수를 주로 가정하는데, 이 경우 노동공급의 자산효과에 대한 가정이 실제보다 지나치게 높다는 것을 의미한다. 또한 일부 거시경제학 문헌에서는 노동공급의 자산효과를 제거하기 위해 GHH 효용함수를 가정하지만 이 또한 현실과 괴리가 있음을 의미한다. 이에 이질적 가계를 가정한 일반균형모형을 통해 조세정책이 소득 분포 및 재분배 효과에 미치는 영향에 대해 엄밀히 분석하기 위해서는 노동공급의 자산효과에 대한 가정이 중요하다.

본 연구는 이질적인 가계를 가정한 일반균형모형을 이용하여 조세정책의 재분배 효과를 살펴볼 때, 노동공급의 자산효과에 대한 가정의 영향을 살펴본 최초의 연구라 생각된다. 또한 미시자료를 활용하여 JR 효용함수의 노동공급 자산효과에 해당하는 모수를 실증적으로 추정한 최초의 연구로 그 의의가 있다.

참고문헌

- 김선빈·장용성, 「조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향: 동태적 일반균형분석」, 『한국개발연구』, 제30권, 제2호, 한국개발연구원, 2008, pp. 115-223.
- 오종현·박명호, 『조세정책이 경기변동에 따른 불평등도에 미치는 효과』, 연구보고서 15-01, 한국조세재정연구원, 2015.
- Aiyagari, S. Rao, “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving,” *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 1994, pp. 659-684.
- Blundell, Richard and Ben Etheridge, “Consumption, Income, and Earnings Inequality in Britain,” *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 2010, pp. 76-102.
- Brown, Jeffrey R., Courtney C. Coile, and Scott J. Weisbenner, “The Effect of Inheritance Receipt on Retirement,” *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 2010, pp. 425-434.
- Brzozowski, Matthew, Martin Gervais, Paul Klein, and Michio Suzuki, “Consumption, Income, and Wealth Inequality in Canada,” *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 2010, pp. 52-75.
- Cesarini, David, Erik Lindqvist, Matthew J. Notowidigdo, and Robert Ostling, “The effect of wealth on individual and household labor supply: Evidence from Swedish lotteries,” National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, No. 21762, 2015.
- Chang, Bo Hyun, Yongsung Chang, and Sun-Bin Kim, “Optimal Income Tax Rates for Korean Economy,” Mimeo, 2015.

- Chang, Yongsung and Sun-Bin Kim, "Heterogeneity and Aggregation: Implications for Labor Market Fluctuations," *The American Economic Review*, 97(5), 2007, pp. 1935-1956.
- Disney, Richard and John Gathergood, "Financial literacy and consumer credit portfolios," *The Journal of Banking and Finance*, 37(7), 2013, pp. 2246-2254.
- French, Eric, "The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour," *The Review of Economic Studies*, 72(2), 2005, pp. 395-427.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Gregory W. Huffman, "Investment, capacity utilization, and the real business cycle," *The American Economic Review*, 78(3), 1988, pp. 402-417.
- Guvenen, Fatih, "A parsimonious macroeconomic model for asset pricing," *Econometrica*, 77(6), 2009, pp. 1711-1750.
- Heathcote, Jonathan, Fabrizio Perri, and Giovanni L. Violante, "Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States, 1967-2006," *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 2010, pp. 15-51.
- Huggett, Mark, Heathcote, Jonathan, Kjetil Storesletten, and Giovanni L. Violante. "Optimal Tax Progressivity: an Analytical Framework," NBER Working Paper No. 19899, 2014.
- Imbens, Guido, Donald D. Rubin, and Bruce I. Sacerdote, "Estimating the effect of unearned income on labor earnings, savings, and consumption: Evidence from a survey of lottery players," *The American Economic Review*, 91(4), 2001, pp. 778-794.
- Imrohorglu, Ayse, "Cost of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints," *The Journal of Political Economy*, 1989, pp. 1364-1383.

- Jaimovich, Nir and Sergio Rebelo, "Can news about the future drive the business cycle?," *The American Economic Review*, 99(4), 2009, pp. 1097-1118.
- Mustre-del-Rio, Jose, "Wealth and labor supply heterogeneity," *Review of Economic Dynamics*, 18(3), 2015, pp. 619-634.
- Joulfaian, David and Mark O. Wilhelm, "Inheritance and labor supply," *The Journal of Human Resources*, 29(4), 1994, pp. 1205-1234.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio T. Rebelo, "Production, growth and business cycles: I. The basic neoclassical model," *Journal of Monetary Economics*, 21(2), 1988, pp. 195-232.
- Krusell, Per and Anthony A. Smith Jr., "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy," *Journal of Political Economy*, 106(5), 1998, pp. 867-896.
- Monacelli, Tommaso and Roberto Perotti, "Fiscal policy, wealth effects, and markups," National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, No. 14584, 2008.
- Oh, Jonghyeon, "Inequalities and Business Cycles in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models," Mimeo, 2013.
- Schmitt-Grohe, Stephanie and Martin Uribe, "What's news in business cycles," *Econometrica*, 80(6), 2012, pp. 2733-2764.

〈통계자료〉

- 통계청, 『가계동향조사』, 2009~2016(조사시점 기준)
- _____, 『가계금융복지조사』, 2012~2016(조사시점 기준)
- 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1~18차, 1998~2015(조사시점 기준)
- 한국은행 경제통계시스템(ECOS), <http://ecos.bok.or.kr/>(접속일자: 2017. 11. 16.).
- 한국조세재정연구원, 『재정패널조사』, 1~8차, 2008~2015(조사시점 기준)

부록

1. 『가계금융복지조사』의 불평등지수

〈부표 1-1〉 『가계금융복지조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0.3775	0.3642	0.6107	0.5442
2012	0.3678	0.3564	0.5714	0.5069
2013	0.3635	0.3508	0.5483	0.4848
2014	0.3613	0.3485	0.5723	0.5075
2015	0.3551	0.3431	0.5711	0.5057

출처: 『가계금융복지조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-2〉 『가계금융복지조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	2.2809	2.1651	2.9115	2.5981
2012	2.1850	2.1591	2.9126	2.6008
2013	2.2000	2.1571	2.6709	2.4444
2014	2.1942	2.1484	2.7979	2.5500
2015	2.1861	2.1039	2.8590	2.6222

출처: 『가계금융복지조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-3〉 『가계금융복지조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0.3771	0.3625	0.6280	0.5552
2012	0.3661	0.3533	0.5824	0.5104
2013	0.3628	0.3494	0.5640	0.4949
2014	0.3579	0.3439	0.6045	0.5324
2015	0.3516	0.3388	0.5896	0.5177

출처: 『가계금융복지조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-4〉 『가계금융복지조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	2,2186	2,1396	2,8667	2,5299
2012	2,1729	2,0833	2,6686	2,4000
2013	2,1250	2,1108	2,6667	2,3570
2014	2,1564	2,1003	2,7000	2,4455
2015	2,1400	2,0865	2,7778	2,4597

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-5〉 『가계금융복지조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0,3717	0,3568	0,5689	0,5016
2012	0,3610	0,3476	0,5249	0,4592
2013	0,3584	0,3446	0,5188	0,4553
2014	0,3540	0,3396	0,5430	0,4769
2015	0,3476	0,3344	0,5336	0,4671

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-6〉 『가계금융복지조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	2,2326	2,1346	2,6875	2,4085
2012	2,1444	2,0833	2,5389	2,3132
2013	2,1250	2,1163	2,5397	2,2988
2014	2,1429	2,0985	2,5789	2,3636
2015	2,1400	2,0684	2,6042	2,4000

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-7〉 『가계금융복지조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0,3533	0,3379	0,4459	0,3879
2012	0,3428	0,3287	0,4191	0,3646
2013	0,3392	0,3247	0,4134	0,3589
2014	0,3309	0,3158	0,4094	0,3544
2015	0,3241	0,3104	0,4087	0,3549

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-8〉 『가계금융복지조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 비율

연도	P90/P50 비율		P50/P10 비율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	2,1070	2,0239	2,4378	2,2454
2012	2,0441	2,0045	2,3791	2,1663
2013	2,0713	1,9902	2,2912	2,1230
2014	2,0769	2,0052	2,3045	2,1426
2015	2,0451	2,0058	2,3034	2,1460

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-9〉 『가계금융복지조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0,2961	0,2712	0,3154	0,2489
2012	0,2893	0,2642	0,3027	0,2373
2013	0,2822	0,2576	0,2909	0,2277
2014	0,2773	0,2510	0,2780	0,2148
2015	0,2797	0,2530	0,2859	0,2216

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-10〉 『가계금융복지조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	1,9333	1,8482	2,1182	1,8872
2012	1,9043	1,8295	2,0715	1,8527
2013	1,8561	1,7963	2,0606	1,8182
2014	1,8815	1,7754	2,0054	1,7905
2015	1,8613	1,7782	2,0415	1,8060

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-11〉 『가계금융복지조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	0,5858	0,5839	1,8481	1,7725
2012	0,5677	0,5654	1,7109	1,6401
2013	0,5503	0,5494	1,6312	1,5654
2014	0,5461	0,5447	1,6610	1,6047
2015	0,5411	0,5403	1,6861	1,6248

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 1-12〉 『가계금융복지조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2011	3,8656	3,8665	8,8020	8,2241
2012	3,5781	3,5819	8,0930	7,9369
2013	3,5371	3,4370	7,6542	7,6402
2014	3,4109	3,4373	8,3354	7,8077
2015	3,2348	3,2341	8,7918	7,9045

출처: 『가계금융복지조사』자료를 이용하여 저자 작성

II. 『가계동향조사』의 불평등지수

〈부표 II-1〉 『가계동향조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	0.3426	0.3328	0.7603	0.6792
2010	0.3381	0.3274	0.8217	0.7366
2011	0.3331	0.3226	0.7605	0.6816
2012	0.3298	0.3184	0.6914	0.6183
2013	0.3240	0.3144	0.6961	0.6290
2014	0.3234	0.3133	0.6911	0.6168
2015	0.3225	0.3118	0.6675	0.5851
2016	0.3284	0.3179	0.6787	0.5987

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-2〉 『가계동향조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	2.0597	2.0407	2.8541	2.6216
2010	2.0112	1.9782	2.9019	2.6448
2011	2.0042	1.9760	2.8664	2.4914
2012	1.9793	1.9645	2.7653	2.4632
2013	1.9819	1.9370	2.6513	2.4336
2014	1.9428	1.9473	2.7003	2.4349
2015	1.9113	1.9169	2.7060	2.4586
2016	1.9555	1.9217	2.6964	2.4237

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-3〉 『가계동향조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	0.3260	0.3159	0.7079	0.6272
2010	0.3232	0.3122	0.8131	0.7273
2011	0.3194	0.3085	0.7605	0.6782
2012	0.3148	0.3036	0.7237	0.6475
2013	0.3088	0.2989	0.7454	0.6741
2014	0.3097	0.2990	0.7315	0.6545
2015	0.3093	0.2977	0.7366	0.6518
2016	0.3129	0.3024	0.7926	0.7058

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-4〉 『가계동향조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	1.9419	1.9172	2.8026	2.5007
2010	1.9298	1.9111	2.8926	2.5014
2011	1.9048	1.8779	2.8199	2.4693
2012	1.9076	1.8919	2.6630	2.3297
2013	1.8815	1.8478	2.5800	2.3367
2014	1.8776	1.8938	2.5780	2.2422
2015	1.8182	1.8368	2.6701	2.3455
2016	1.8673	1.8551	2.6995	2.3407

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-5〉 『가계동향조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	0.3111	0.3016	0.5205	0.4601
2010	0.3080	0.2980	0.5804	0.5129
2011	0.3033	0.2932	0.5356	0.4718
2012	0.2998	0.2893	0.4857	0.4277
2013	0.2933	0.2846	0.5118	0.4586
2014	0.2948	0.2853	0.5241	0.4640
2015	0.2926	0.2821	0.5090	0.4410
2016	0.2982	0.2884	0.5275	0.4603

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-6〉 『가계동향조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	1.9011	1.8965	2.5096	2.2648
2010	1.9072	1.8910	2.5057	2.2617
2011	1.8765	1.8601	2.4194	2.1914
2012	1.8847	1.8617	2.3705	2.1086
2013	1.8454	1.8310	2.3099	2.1036
2014	1.8445	1.8661	2.2669	2.0419
2015	1.7959	1.8117	2.4232	2.0676
2016	1.8239	1.8379	2.4174	2.1227

출처: 『가계동향조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-7〉 『가계동향조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	0.2919	0.2823	0.3834	0.3344
2010	0.2885	0.2785	0.3902	0.3364
2011	0.2849	0.2749	0.3523	0.3027
2012	0.2818	0.2714	0.3389	0.2928
2013	0.2736	0.2651	0.3263	0.2834
2014	0.2740	0.2644	0.3142	0.2691
2015	0.2687	0.2576	0.3028	0.2525
2016	0.2731	0.2636	0.3274	0.2782

출처: 『가계동향조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-8〉 『가계동향조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	1.8509	1.8469	2.2361	2.1050
2010	1.8345	1.8409	2.2632	2.0573
2011	1.8147	1.8132	2.2163	2.0151
2012	1.8423	1.8280	2.1872	1.9621
2013	1.7893	1.7752	2.1283	1.9549
2014	1.7944	1.7904	2.0583	1.9022
2015	1.7353	1.7378	2.0711	1.8745
2016	1.7436	1.7698	2.1187	1.8851

출처: 『가계동향조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-9〉 『가계동향조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	0.2547	0.2339	0.2441	0.1862
2010	0.2500	0.2277	0.2386	0.1773
2011	0.2370	0.2144	0.2186	0.1595
2012	0.2366	0.2154	0.2114	0.1576
2013	0.2397	0.2194	0.2127	0.1618
2014	0.2438	0.2216	0.2224	0.1664
2015	0.2498	0.2251	0.2312	0.1716
2016	0.2519	0.2272	0.2316	0.1729

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 II-10〉 『가계동향조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2009	1.7295	1.6994	1.9824	1.7483
2010	1.7000	1.6753	1.9790	1.7090
2011	1.6246	1.6039	1.9507	1.6763
2012	1.6447	1.6103	1.9044	1.6438
2013	1.6833	1.6248	1.8570	1.6580
2014	1.6833	1.6375	1.9347	1.6899
2015	1.6902	1.6499	1.9420	1.7102
2016	1.7149	1.6685	1.9418	1.7024

출처: 『가계동향조사』 자료를 이용하여 저자 작성

Ⅲ. 『재정패널조사』의 불평등지수

〈부표 Ⅲ-1〉 『재정패널조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.3689	0.3607	0.5492	0.5083
2008	0.3855	0.3761	0.7011	0.6497
2009	0.3875	0.3773	0.7105	0.6690
2010	0.3798	0.3682	0.6754	0.6249
2011	0.3834	0.3719	0.7110	0.6590
2012	0.3968	0.3841	0.7440	0.6759
2013	0.3876	0.3734	0.7427	0.6781
2014	0.3882	0.3723	0.7084	0.6432

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 Ⅲ-2〉 『재정패널조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 비율

연도	P90/P50 비율		P50/P10 비율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	2.2200	2.2059	3.0000	2.7200
2008	2.3163	2.2581	3.6912	3.2880
2009	2.2724	2.2234	3.4398	3.1623
2010	2.2797	2.1991	3.4281	3.1740
2011	2.2648	2.1755	3.4440	3.2320
2012	2.2569	2.2078	3.6885	3.4021
2013	2.1915	2.1699	3.7741	3.3991
2014	2.2286	2.2372	3.3987	3.0619

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-3〉 『재정패널조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.3578	0.3486	0.5512	0.5081
2008	0.3717	0.3608	0.6625	0.6079
2009	0.3736	0.3622	0.6628	0.6163
2010	0.3695	0.3562	0.6423	0.5872
2011	0.3675	0.3544	0.6597	0.6008
2012	0.3851	0.3710	0.6991	0.6290
2013	0.3717	0.3548	0.6737	0.6070
2014	0.3725	0.3549	0.6572	0.5888

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-4〉 『재정패널조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	2.2002	2.1578	2.7433	2.5365
2008	2.2335	2.1815	3.1442	2.9617
2009	2.1429	2.1736	3.1818	2.8343
2010	2.2199	2.1498	3.1000	2.8862
2011	2.1728	2.1231	3.1177	2.8334
2012	2.1964	2.1300	3.3008	2.9877
2013	2.1353	2.0663	3.5000	3.0418
2014	2.1379	2.0624	3.1071	2.8375

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-5〉 『재정패널조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.3531	0.3440	0.5176	0.4780
2008	0.3648	0.3535	0.5999	0.5525
2009	0.3668	0.3550	0.6059	0.5651
2010	0.3627	0.3490	0.5872	0.5373
2011	0.3603	0.3470	0.5840	0.5308
2012	0.3786	0.3639	0.6328	0.5681
2013	0.3638	0.3464	0.6159	0.5543
2014	0.3655	0.3475	0.5993	0.5360

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-6〉 『재정패널조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	2.2081	2.1624	2.7517	2.4343
2008	2.2033	2.1615	2.8847	2.7579
2009	2.1429	2.1763	2.9167	2.6181
2010	2.2062	2.1543	2.9092	2.6407
2011	2.1440	2.1216	2.8557	2.6087
2012	2.1750	2.0964	3.0769	2.7577
2013	2.0930	2.0500	3.2576	2.7626
2014	2.1214	2.0661	2.9948	2.6833

출처: 『재정패널조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-7〉 『재정패널조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.3491	0.3397	0.4934	0.4554
2008	0.3616	0.3501	0.5950	0.5493
2009	0.3609	0.3487	0.5656	0.5259
2010	0.3561	0.3420	0.5584	0.5092
2011	0.3540	0.3404	0.5602	0.5072
2012	0.3716	0.3566	0.6081	0.5443
2013	0.3565	0.3387	0.5943	0.5336
2014	0.3568	0.3385	0.5769	0.5145

출처: 『재정패널조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-8〉 『재정패널조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	2.1941	2.1316	2.6500	2.3819
2008	2.2031	2.1527	2.8377	2.6330
2009	2.1275	2.1522	2.9025	2.6061
2010	2.1515	2.1178	2.7894	2.5805
2011	2.1339	2.0716	2.8175	2.6207
2012	2.1312	2.0476	3.0189	2.7249
2013	2.0424	1.9875	3.0795	2.7209
2014	2.0655	2.0065	2.9198	2.6652

출처: 『재정패널조사』자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-9〉 『재정패널조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.3086	0.2925	0.3559	0.3054
2008	0.2913	0.2690	0.3041	0.2462
2009	0.2965	0.2779	0.3172	0.2649
2010	0.2956	0.2748	0.3202	0.2642
2011	0.2905	0.2672	0.3180	0.2535
2012	0.2968	0.2743	0.3265	0.2637
2013	0.2885	0.2654	0.3075	0.2459
2014	0.2826	0.2589	0.2943	0.2336

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-10〉 『재정패널조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	1.8750	2.0000	2.2857	2.0412
2008	1.9000	1.8898	2.1053	1.8608
2009	1.7500	1.7889	2.2222	2.0000
2010	2.0000	1.9245	2.0000	2.0000
2011	2.0000	1.7500	2.0000	2.0000
2012	2.0000	1.9000	2.0000	1.9245
2013	1.6667	1.7889	2.4000	1.8634
2014	1.8000	1.7213	2.5000	1.8974

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-11〉 『재정패널조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	0.7507	0.7511	2.5132	2.4280
2008	0.7335	0.7319	2.3806	2.2972
2009	0.7028	0.6998	2.6148	2.5167
2010	0.6815	0.6793	2.6795	2.5980
2011	0.6673	0.6691	2.4371	2.3198
2012	0.6530	0.6549	2.5546	2.4567
2013	0.6507	0.6516	2.5395	2.4304
2014	0.6355	0.6363	2.5939	2.4753

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 III-12〉 『재정패널조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 비율

연도	P90/P50 비율		P50/P10 비율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
2007	6.1282	6.3057	-7.8000	-8.0000
2008	5.7500	5.8032	-10.0000	-9.0491
2009	4.8000	4.8333	-25.0000	-25.4558
2010	4.2650	4.2289	-58.5000	-46.5848
2011	4.3261	4.1952	-38.3333	-39.8430
2012	3.8462	3.8571	-	-
2013	4.0370	4.0025	-	-
2014	3.6667	3.7993	-	-

출처: 『재정패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

IV. 『한국노동패널조사』의 불평등지수

〈부표 IV-1〉 『한국노동패널조사』의 근로소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	0.3612	0.3564	0.4405	0.4201
1998	0.3440	0.3387	0.4868	0.4673
1999	0.3399	0.3312	0.4287	0.4014
2000	0.3640	0.3537	0.5593	0.5241
2001	0.3483	0.3377	0.4875	0.4471
2002	0.3450	0.3361	0.4991	0.4597
2003	0.3661	0.3551	0.5470	0.5035
2004	0.3649	0.3539	0.5549	0.5057
2005	0.3604	0.3495	0.5552	0.5091
2006	0.3644	0.3524	0.5514	0.5010
2007	0.3638	0.3501	0.5313	0.4796
2008	0.3649	0.3506	0.6392	0.5857
2009	0.3550	0.3403	0.5372	0.4863
2010	0.3455	0.3321	0.5484	0.4968
2011	0.3327	0.3186	0.5040	0.4463
2012	0.3437	0.3276	0.5328	0.4686
2013	0.3416	0.3245	0.5268	0.4646
2014	0.3418	0.3219	0.5379	0.4679

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-2〉 『한국노동패널조사』의 근로소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	2,0979	2,0214	2,8600	3,0311
1998	2,0690	2,0203	2,9000	2,8000
1999	2,0000	1,9985	2,7273	2,6000
2000	2,0500	2,0400	2,9851	2,8482
2001	2,0000	2,0000	2,5263	2,5000
2002	2,1210	2,0449	2,6383	2,5714
2003	2,2727	2,1651	2,7500	2,6667
2004	2,0833	2,0408	3,0000	2,7392
2005	2,0900	2,0513	3,0000	2,8284
2006	2,1875	2,0833	3,1373	2,8284
2007	2,1017	2,1306	2,9500	2,5981
2008	2,0000	2,0833	3,0151	2,7081
2009	2,0541	2,0010	3,0833	2,8270
2010	2,0202	1,9799	2,8286	2,5801
2011	2,0000	1,9099	2,6923	2,4667
2012	2,0036	1,9723	2,9280	2,6000
2013	2,0721	2,0000	2,5170	2,3515
2014	2,1066	2,0067	2,5795	2,2820

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-3〉 『한국노동패널조사』의 시장소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	0,3530	0,3472	0,5099	0,4841
1998	0,3558	0,3489	0,5709	0,5432
1999	0,3466	0,3378	0,4815	0,4480
2000	0,3655	0,3542	0,6336	0,5880
2001	0,3678	0,3577	0,5542	0,5088
2002	0,3624	0,3516	0,5580	0,5115
2003	0,3767	0,3643	0,6120	0,5603
2004	0,3739	0,3631	0,6251	0,5679
2005	0,3735	0,3625	0,6064	0,5565
2006	0,3832	0,3710	0,6313	0,5755
2007	0,3776	0,3633	0,6205	0,5590
2008	0,3682	0,3528	0,7175	0,6528
2009	0,3626	0,3485	0,5961	0,5372
2010	0,3461	0,3330	0,5703	0,5131
2011	0,3352	0,3217	0,5281	0,4668
2012	0,3454	0,3295	0,5849	0,5157
2013	0,3457	0,3289	0,5721	0,5044
2014	0,3483	0,3285	0,5844	0,5077

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-4〉 『한국노동패널조사』의 시장소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	2.0000	2.0205	3.0000	2.7667
1998	2.0000	2.0328	2.7273	2.5562
1999	1.9620	1.8764	2.5556	2.3851
2000	2.1600	2.0207	2.7778	2.5981
2001	2.0833	2.0000	2.4000	2.5000
2002	2.1905	2.0632	2.5200	2.4837
2003	2.2261	2.1420	2.7600	2.5691
2004	2.1000	2.1446	2.7778	2.5981
2005	2.1415	2.1134	2.6997	2.6767
2006	2.2024	2.1689	2.8000	2.6896
2007	2.1861	2.1605	2.9412	2.5195
2008	2.0989	2.0962	3.0000	2.6043
2009	2.0888	2.0438	2.8245	2.5688
2010	2.0488	2.0093	2.8276	2.4432
2011	1.9907	1.9192	2.4686	2.3294
2012	2.0338	2.0063	2.7778	2.4452
2013	2.1108	2.0429	2.5267	2.2862
2014	2.0500	1.9970	2.6667	2.3004

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-5〉 『한국노동패널조사』의 민간소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	0,3530	0,3472	0,5099	0,4841
1998	0,3518	0,3445	0,5365	0,5121
1999	0,3444	0,3351	0,4630	0,4316
2000	0,3617	0,3503	0,5844	0,5427
2001	0,3656	0,3556	0,5250	0,4827
2002	0,3622	0,3527	0,5229	0,4804
2003	0,3733	0,3609	0,5658	0,5181
2004	0,3692	0,3582	0,5545	0,5045
2005	0,3694	0,3585	0,5415	0,4982
2006	0,3772	0,3652	0,5832	0,5324
2007	0,3764	0,3628	0,5678	0,5127
2008	0,3641	0,3492	0,6497	0,5938
2009	0,3596	0,3463	0,5393	0,4873
2010	0,3452	0,3324	0,5196	0,4690
2011	0,3319	0,3184	0,4731	0,4177
2012	0,3389	0,3238	0,5096	0,4486
2013	0,3408	0,3248	0,4980	0,4385
2014	0,3443	0,3246	0,5174	0,4502

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-6〉 『한국노동패널조사』의 민간소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	2,0000	2,0205	3,0000	2,7667
1998	2,0000	2,0000	2,5000	2,5000
1999	1,9577	1,8881	2,4609	2,3094
2000	2,1600	2,0352	2,5000	2,4744
2001	2,0300	2,0240	2,5000	2,3148
2002	2,1313	2,0444	2,5392	2,3865
2003	2,2286	2,1457	2,6415	2,5000
2004	2,1400	2,1184	2,6316	2,5209
2005	2,1250	2,1499	2,6667	2,4375
2006	2,1977	2,1471	2,8667	2,5568
2007	2,2124	2,1585	2,5921	2,3833
2008	2,1460	2,0888	2,7923	2,4398
2009	2,0876	2,0448	2,7278	2,4667
2010	2,0352	2,0238	2,6752	2,4339
2011	1,9818	1,9231	2,4444	2,2609
2012	2,0611	2,0247	2,5556	2,2863
2013	2,1212	2,0281	2,4063	2,1652
2014	2,0833	1,9735	2,4742	2,2367

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-7〉 『한국노동패널조사』의 처분가능소득에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	0,3526	0,3467	0,5121	0,4860
1998	0,3497	0,3423	0,5159	0,4928
1999	0,3416	0,3326	0,4568	0,4275
2000	0,3584	0,3467	0,5314	0,4929
2001	0,3632	0,3525	0,4763	0,4373
2002	0,3588	0,3492	0,4822	0,4434
2003	0,3686	0,3562	0,5390	0,4972
2004	0,3628	0,3520	0,4995	0,4539
2005	0,3620	0,3511	0,4882	0,4467
2006	0,3695	0,3576	0,5158	0,4680
2007	0,3676	0,3538	0,4987	0,4493
2008	0,3525	0,3377	0,5466	0,4964
2009	0,3481	0,3346	0,4566	0,4091
2010	0,3337	0,3212	0,4368	0,3908
2011	0,3215	0,3084	0,3978	0,3486
2012	0,3265	0,3115	0,4264	0,3715
2013	0,3286	0,3126	0,4244	0,3708
2014	0,3330	0,3132	0,4397	0,3774

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-8〉 『한국노동패널조사』의 처분가능소득에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	2,0000	2,0205	3,0000	2,7667
1998	2,0000	2,0000	2,5000	2,4495
1999	1,9375	1,8981	2,3415	2,3000
2000	2,1869	2,0444	2,3952	2,3479
2001	2,0464	2,0280	2,4655	2,2521
2002	2,1456	2,0239	2,3814	2,3149
2003	2,1951	2,1306	2,4074	2,4433
2004	2,1490	2,0968	2,5000	2,3846
2005	2,1111	2,0895	2,6320	2,3762
2006	2,1925	2,1667	2,6364	2,3730
2007	2,1686	2,1147	2,4732	2,2733
2008	2,1111	2,0196	2,5129	2,3529
2009	2,0847	2,0489	2,4255	2,2288
2010	2,0343	1,9685	2,3631	2,2402
2011	1,9363	1,8916	2,3708	2,1178
2012	2,0050	1,9730	2,4844	2,1293
2013	2,0656	2,0054	2,2692	2,0522
2014	2,0565	1,9220	2,2778	2,1578

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-9〉 『한국노동패널조사』의 소비에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	0,3078	0,2967	0,3492	0,3149
1998	0,2764	0,2631	0,2693	0,2362
1999	0,2943	0,2808	0,3084	0,2735
2000	0,2848	0,2687	0,2774	0,2382
2001	0,2789	0,2636	0,2756	0,2349
2002	0,2899	0,2734	0,2948	0,2526
2003	0,2801	0,2629	0,2757	0,2338
2004	0,2769	0,2563	0,3148	0,2638
2005	0,2817	0,2594	0,2854	0,2308
2006	0,2816	0,2560	0,2991	0,2389
2007	0,2871	0,2604	0,2943	0,2305
2008	0,2767	0,2483	0,2755	0,2105
2009	0,2787	0,2486	0,2876	0,2198
2010	0,2807	0,2515	0,2805	0,2130
2011	0,2725	0,2427	0,2614	0,1956
2012	0,2708	0,2394	0,2615	0,1938
2013	0,2709	0,2407	0,2560	0,1906
2014	0,2670	0,2340	0,2538	0,1843

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-10〉 『한국노동패널조사』의 소비에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1997	2.0000	2.0000	2.0000	2.0000
1998	2.0000	1.8000	2.0000	1.7678
1999	2.0000	1.8182	2.0000	1.9053
2000	1.8333	1.7913	2.0000	1.7783
2001	1.7333	1.7292	2.1429	1.8750
2002	1.8750	1.8634	2.0000	1.8947
2003	1.7833	1.7889	2.0000	1.8183
2004	1.8353	1.7913	2.0000	1.8072
2005	1.8611	1.7935	2.0690	1.8747
2006	1.8947	1.7531	2.0430	1.8232
2007	1.9271	1.7850	2.0211	1.8319
2008	1.8009	1.7339	2.1100	1.8102
2009	1.7661	1.7105	2.1800	1.8320
2010	1.8584	1.7292	2.0360	1.7778
2011	1.8162	1.7165	1.9831	1.7779
2012	1.8390	1.6784	1.9667	1.7586
2013	1.8542	1.7115	1.8750	1.7496
2014	1.8000	1.6997	1.9600	1.7637

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-11〉 『한국노동패널조사』의 순자산에 대한 지니계수와 로그분산

연도	지니계수		로그분산	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1999	3,3638	3,1483	2,4790	2,4664
2000	2,5588	2,3983	2,2116	2,1844
2001	1,7264	1,7049	2,6781	2,6432
2002	2,1475	2,0738	2,2569	2,2087
2003	2,5508	2,3944	2,4100	2,3819
2004	1,4842	1,4630	2,5903	2,5377
2005	1,4552	1,4308	2,5265	2,4789
2006	1,2959	1,2764	2,9186	2,8496
2007	1,3197	1,3028	3,2159	3,1241
2008	1,4985	1,4579	3,2002	3,1301
2009	1,4987	1,4461	2,6931	2,6303
2010	1,6479	1,5989	2,5694	2,5210
2011	1,8694	1,8398	2,4230	2,3794
2012	1,8021	1,7672	2,1095	2,0466
2013	1,8922	1,8740	2,3632	2,3134
2014	2,4384	2,3425	2,2015	2,1621
2015	2,0265	1,9820	2,2289	2,1490

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

〈부표 IV-12〉 『한국노동패널조사』의 순자산에 대한 P90/P50와 P50/P10 배율

연도	P90/P50 배율		P50/P10 배율	
	원가구	균등화개인	원가구	균등화개인
1999	13.4328	13.4146	-0.1200	-0.1261
2000	11.6000	11.3137	-0.1355	-0.1429
2001	15.6000	16.0321	-0.1428	-0.1438
2002	14.9600	12.9869	-0.1250	-0.1443
2003	13.5063	13.2288	-0.1367	-0.1496
2004	14.0244	13.0000	-0.2050	-0.2236
2005	13.5000	13.7742	-0.2222	-0.2222
2006	20.0000	21.2000	-0.2000	-0.2000
2007	25.0000	23.4787	-0.1569	-0.1565
2008	21.2000	20.4973	-0.1667	-0.1721
2009	19.8000	15.8114	-0.1667	-0.2236
2010	19.6000	15.8993	-0.1587	-0.2167
2011	15.5000	14.9149	-0.1429	-0.1565
2012	12.0000	11.3750	-0.2143	-0.2222
2013	18.5000	15.1365	-0.1389	-0.1661
2014	15.0000	13.4139	-0.1111	-0.1276
2015	13.1333	12.7272	-0.1648	-0.1719

출처: 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 저자 작성

조세정책의 재분배 효과: 노동공급에 대한 영향을 중심으로

오종현 · 최종

본 연구는 오종현·박명호(2015)의 일반균형모형에 Jaimovich and Rebelo (2009, 이하 JR)의 효용함수를 도입하여 노동공급의 자산효과에 따른 조세정책의 재분배 효과를 살펴보았다. 선행연구들에서는 일반적으로 노동공급의 자산효과가 큰 것으로 가정하여 King, Plosser, and Rebelo(1988; 이하 KPR)의 효용함수를 가정한다. 반면 오종현·박명호(2015)와 같이 노동공급의 자산효과를 제거한 연구에서는 Greenwood, Hercowitz, and Huffman (1988; 이하 GHH)의 효용함수를 가정한다. JR 효용함수는 KPR 효용함수와 GHH 효용함수를 두 가지의 양극단적인 효용함수로 포함하며, 특정 모수를 통해 양극단이 아닌 다양한 수준의 노동공급의 자산효과를 가정할 수 있다는 장점이 있다.

일반균형모형 분석 결과 노동공급의 자산효과가 조세정책으로 인한 분배 지표 변화의 방향성에는 영향을 미치지 않지만 변화의 크기에는 영향을 미친다. 가령, 소득세의 누진도를 증가시킬 경우, 대부분의 선행연구에서처럼 일반균형모형에서 KPR 효용함수를 가정하면, 그렇지 않은 경우보다 조세정책의 재분배 효과가 과소평가 되는 것으로 나타난다. 한편, 소득세율의 인상에 대해서는, 노동공급의 자산효과가 클수록 근로소득 지니계수의 변화율도 커지지만, 시장소득, 처분가능소득, 소비의 지니계수의 변화율은 작아지는

경향이 나타난다.

한편, 일반균형모형을 통해 도출된 노동공급의 1계조건을 이용하여 『한국 노동패널조사』를 활용하여 노동공급의 자산효과를 추정하였다. 그 결과 KPR 효용함수와 GHH 효용함수 모두 노동공급의 자산효과에 대해 지나치게 극단적인 가정을 하는 것으로 분석된다. 이러한 결과는 다양한 민감도 분석에도 강건하게 나타난다.

The Wealth Effects of Labor Supply and the Impacts of Tax Policies on Inequalities

Jonghyeon Oh · Chung Choe

We investigate the impact of tax policies on the distribution of income, consumption, and net worth by assuming the various levels of the wealth effects of labor supply. To do that, we introduce the preferences from Jaimovich and Rebelo (2009; henceforth JR) to extend the general equilibrium model by Oh and Park (2015). The most of previous researches assume a kind of preferences by King, Plosser and Rebelo (1998, henceforth KRP), which imply the large wealth effects of labor supply. On the other hand, Oh and Park (2015) assumes the preference by Greenwood, Hercowitz, and Huffman (1998; henceforth GHH), which eliminates the wealth effect of labor supply. The JR preferences include a parameter to specify the wealth effect of labor supply, and the KPR and the GHH preferences are the special and two extreme cases of the JR preferences.

The wealth effects of labor supply do not change the direction but the size of redistributive effects. For example, the model with KPR preferences underestimates the effects of the rise in the progressivity of income tax on the redistribution of income, consumption, and net worth.

Also, the larger is the wealth effect of labor supply, the larger are the effects of the increases in income tax rate on the redistribution of labor income and the smaller are the effects on the redistribution of other incomes and consumption.

In addition, we estimate the parameter implying the wealth effect of labor supply in JR preferences using the Korean Labor and Income Panel Study. We find that the both assumptions on the wealth effects of labor supply by KPR and GHH preferences are too extreme, and the results are robust.

■ 저자약력

오종현

한양대학교 경제금융학부 졸업
미국 The Ohio State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

최충

한양대학교 경제학부 졸업
미국 The Arizona State University 경제학 박사
현, 한양대학교 경제학부 부교수

자료 수집 및 정리

권선정 한국조세재정연구원 연구원
최광성 한양대학교 응용경제학과 박사과정

연구보고서 17-02

조세정책의 재분배 효과: 노동공급에 대한 영향을 중심으로

발행	2017년 12월 29일
저자	오종현·최충
발행인	박형수
발행처	한국조세재정연구원
주소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	(044)414-2114(代)
홈페이지	www.kipf.re.kr
등록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	9,000원
조판 및 인쇄	호정씨앤피
I S B N	978-89-8191-893-4 93320

© 한국조세재정연구원 2017 * 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.