

국민연금 개혁과 조세정책의 방향 : 가계행태 변화를 중심으로

2009. 12

박명호 · 전병힐

서 언

우리나라는 국민들의 노후생활 안정을 목적으로 국민연금제도를 도입하는 과정에서 성공적인 정착을 위하여 ‘저부담·고급여’ 체계로 설계하였다. 국민연금의 ‘저부담·고급여’ 체계는 국민연금을 ‘새로운 세금’으로 인식할 수 있는 상황에서 국민들의 불만을 감소시키고 참여를 확대하는 효과를 가져왔다. 그러나 동시에 국민연금의 재정을 장기적으로 고갈시킬 수 있다는 문제도 유발하였다. 그 결과 국민연금의 장기적인 재정안정을 위해 급여수준을 하향시키는 등의 법 개정이 점진적으로 이루어지고 있다. 이러한 조치는 궁극적으로 국민연금의 부족한 재원이 국가 재정으로 충당되어야 하기 때문에 장기적인 국가 재정건전성 유지에도 중요한 의미를 지닌다.

국민연금의 장기 재정균형을 위한 법 개정 중 가장 최근인 2007년 국민연금법 개정에서는 40년 가입 기준으로 소득대체율을 2008년부터 60%에서 50%로 하향 조정하였다. 그리고 2009년부터 매년 0.5%씩 감소시켜 2028년 이후에는 40%로 유지하는 것 등을 주요 내용으로 한다. 그러나 소득대체율 하락 등을 통해 연금급여의 혜택을 축소하는 조치들이 궁극적으로 국가 재정에 미치는 효과는 불확실하다. 예를 들어 연금급여 축소 조치에 대응하여 가입자가 추가적으로 은퇴 이후의 생활을 대비하지 못한다면, 노년에 들어서면서 정부의 재정적 지원을 필요로 하는 계층으로 전락할 수 있다. 이런 경우가 발생한다면 국민연금의 재정은 개선될 수 있지만 국가 재정의 건전성은 개선되지 않거나 오히려 악화될 수 있다. 따라서 이런 경우가 발생할 것으로 예측된다면, 국가의 재정건전성 유지 측면에서 조세정책을 통해 국민연금개혁을 보완하는 정책혼합을 고려하는 것이 바람직하다. 다시 말하면 우리나라 국

민들의 저축과 노동공급에 대한 의사결정이 소득대체율 하향 조정과 같은 정책 변화에 어떻게 대응하고 있는지 파악하고, 그 결과에 기초하여 조세정책적 보완책을 논하는 작업은 매우 중요하다고 본다.

본 보고서는 최근 국민연금의 장기 재정균형을 위한 법 개정이 우리나라 가구, 특히 젊은 가구의 의사결정에 어떠한 영향을 주었는지 수치분석을 통해 조사하고 있다. 이 결과에 기초하여 본 보고서에서는 장기적인 국가 재정의 안정성 측면에서 조세정책을 통해 국민연금 개혁을 보완할 필요성이 있는지를 검토하고 있다. 또한 우리나라 가구의 의사결정이 두 가지 소비이론(생애주기모형과 완충재고저축모형) 중 어느 소비이론에 더 부합하는지에 관한 시사점도 도출하고 있다.

본 보고서는 본 연구원의 박명호 박사와 전병힐 박사가 공동으로 작성하였다. 저자들은 본 연구보고서의 작성에 있어 많은 도움을 준 분들에게 감사의 뜻을 전하고 있다. 중간보고 세미나와 최종보고 세미나에서 많은 도움 말씀을 준 고려대 홍민기 박사 및 동료 박사들에게도 감사하고 있다. 또한 최종단계에서 유익한 조언을 해 준 익명의 심사자들에게도 감사를 표한다. 그리고 보고서 작성 시 자료 수집 및 정리 등 단계별로 저자들을 도와준 김정현 주임연구원, 조문경 연구원, 최미영·장정순 주임연구행정원에게도 심심한 감사의 뜻을 표하며, 보고서 제작에 애쓴 본원 출판팀 직원 여러분께도 감사드린다.

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

2009년 12월

한국조세연구원

원장 원 윤 희

요약 및 정책시사점

본 연구는 국민연금의 장기적인 재정안정을 위한 법 개정이 가구의 의사결정에 어떠한 영향을 주는지를 수치 분석을 통해 조사하는 것을 목적으로 한다. 이 결과에 기초하여 장기적으로 국가 재정건전성을 강화하는 측면에서 국민연금 개혁을 조세정책 측면에서 보완할 필요성이 있는지 검토하고 있다.

이를 위하여 본 연구의 제Ⅱ장 제1절에서는 우리나라 국민연금 제도의 일반적인 사항을 개략적으로 정리하였고, 2007년 국민연금법 개정의 주요 내용을 제시하였다. 2007년 국민연금법 개정의 배경과 주요 내용을 요약하면 다음과 같다. 2007년 법 개정은 종전의 국민연금이 납부한 보험료의 2배 이상을 받을 수 있도록 설계되어 있어서 2047년경 기금이 소진될 것이라는 우려에서 비롯되었다. 이와 같은 '저부담·고급여' 체계는 급속한 저출산·고령화 속에서 미래세대의 부담을 과중하게 할 것으로 예상되었다. 따라서 자녀세대의 부담을 완화하고 장기적인 재정안정을 도모하기 위해 연금지급률을 하향 조정할 필요성이 제기되었다. 이에 40년 가입 기준으로 소득대체율을 2008년부터 60%에서 50%로 하락시키고, 2009년부터 매년 0.5%씩 단계적으로 낮춰 2028년부터 40%로 유지하는 제도개혁이 이루어졌다.

한편 제Ⅱ장 제2절에서는 먼저, 2007년 국민연금 개혁으로 연금지급률이 하향 조정된 사실을 단순히 가입자가 40년간 가입했다는 조건하에서 소득대체율이 현행 60%에서 장기적으로 40%로 낮아진다고 표현하는 것은 잘못된 정보를 줄 수 있음을 보이고 있다. 왜냐하면 40년간 가입한 사람의 국민연금 가입기간중의 평균소득이

수급 직전 최근 3년간 전체 가입자의 평균소득과 동일하여야 하기 때문이다. 실제로 연금개혁에 따른 소득대체율 인하 효과는 가입기간이 길수록, 가입자 개인의 소득이 가입자 전체의 평균소득보다 클수록 그 감소폭이 커지게 된다. 더불어서 개인의 소득이 주어져 있다고 가정하는 것은 곤란하다. 이는 국민연금 개혁에 따라 효용 수준을 극대화하는 노동공급에 대한 의사결정의 변화가 가입자 개인의 소득에 영향을 주기 때문이다.

또한 제Ⅱ장의 제2절에서는 연금개혁 이후에도 개인의 소득이 변하지 않는다는 제한적인 가정 아래서 가상적인 자료를 통해 연금개혁의 이질적 효과에 대해 살펴보았다¹⁾. 노동패널 자료를 이용하여 남성가구주의 소득과정에 대하여 분석한 결과 2007년 연금 개혁이 대다수 가입자의 연금소득을 감소시켰다는 사실을 확인할 수 있었다. 개혁 이전에 연금급여액 상한 제약을 받고 있었던 1.4%의 가입자를 제외하면 모든 가입자의 소득대체율은 제도개혁이 의도한 대로 개혁 이후 3분의 2 수준으로 낮아졌다. 평균적으로 연금급여액은 2009년 기준 91만원에서 61만원으로 감소하였다. 소득대체율은 평균 47.5%에서 31.8%로 약 15.7%포인트 감소하였다. 예측한 바와 같이 가입기간 내 평균소득이 증가할수록 연금급여 감소폭은 증가하나, 소득대체율의 감소폭은 줄어든다는 점에서 연금개혁의 이질적 효과를 확인할 수 있었다.

다음으로 2007년 연금개혁이 세대별로 차별적인 효과를 가져온다는 사실을 확인하였다. 1988년에 가입한 가입자의 평균 급여는 개혁 이전 약 94만원에서 개혁 이후 86만원 수준으로 약 8만원 감소하나, 2008년 가입자의 평균 급여는 90만원에서 65만원으로 약 25만원 정도 하락한다. 소득대체율 역시 가입시점이 늦은 세대일수록 더 큰 폭으로 감소하게 된다. 소득모형 추정에 기초한 이상의 시

1) 제Ⅲ장의 단순모형과 동일한 가정을 사용한다.

물레이션 결과를 2007년 연금개혁의 평균적인 효과로 해석해서는 안 된다. 고려되는 분석대상이 제약적이며, 제도 변화 이후 가입자 개인의 노동공급 변화 가능성을 배제하였기 때문이다. 여기서 얻은 결과들은 소득수준 및 가입기간에 따라, 각 세대에 따라 차별적인 효과를 가져온다는 정성적인 사실을 보여주는 것으로 받아들여야 한다.

제Ⅲ장에서는 은퇴 후 소득대체율 감소에 따른 가계의 행태 변화를 수치 분석을 통해 조사하였다. 특히 제Ⅱ장 제2절에서 살펴본 바와 같이 가구마다 소득대체율의 하락 폭이 상이함을 반영하였다. 구체적으로 수치 분석을 행함에 있어서 소득대체율이 20% 하락한 경우와 50% 하락한 경우를 살펴보았다. 확장모형을 중심으로 그 결과를 요약하면 다음과 같다. 은퇴 후 소득대체율이 하락함에 따라 저축이 모든 연령대에서 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 그 증가율은 소득대체율의 하락 정도가 심할수록 늘어나는 것으로 나타났다. 예를 들면, 소득대체율이 현재보다 20% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.01~0.08% 상승하나, 50% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.02~0.2% 높아지는 것으로 나타났다. 또한 단순모형에서의 저축수준과 확장모형에서의 저축수준을 비교하면, 노동공급을 신축적으로 선택할 수 있는 확장모형에서 전반적으로 모든 연령대에서 저축수준이 낮은 것으로 나타났다. 예를 들면, 기준 모수값 하에서 단순모형에서는 60세 중에서 중간 정도의 부(wealth)를 축적한 가구의 저축수준이 약 34.7인 반면 확장모형에서는 약 30.6으로 나타났다. 이러한 차이는 단순모형에서는 노동공급이 고정되어 있어서 저축이 미래를 대비하는 유일한 수단이지만, 확장모형에서는 저축 이외에 노동공급의 신축적인 선택을 통해 미래를 대비할 수 있기 때문에 발생한 것으로 보인다. 이는 공적연금과 저축의 관계를 분석할 때 노동공급이라는 요소를 모형 내에서 명시적으로 고려하지 않으면 저축에 미치는 효과가 과도하게 추정될 수 있음을 시사

한다.

한편 은퇴 후 소득대체율의 하락이 노동공급 선택에 미치는 효과는 대체적으로 양(+)의 효과가 있지만 매우 미미한 것으로 나타났다. 예를 들면, 소득대체율이 20% 하락하는 경우 노동공급량이 0.001%대에서 0.02%대 정도로 상승하고, 50% 하락하는 경우 조금 커져서 0.002%대에서 0.05%대인 것으로 측정되었다. 즉, 은퇴 후 소득대체율의 변화에 대해 우리나라 가구는 노동공급을 크게 변화시키지 않는 것으로 나타났다. 이로부터 다음과 같은 사실을 추론할 수 있다. 첫째, 서로 상이한 방향으로 작동하는 자산효과(wealth effect)²⁾와 대체효과(substitution effect)³⁾가 서로 상쇄되었다. 둘째, 자산효과와 대체효과 중 대체효과가 훨씬 크기로 판단된다. 단순 모형의 효과 분석에서 언급한 바와 같이 연금자산이 마지막 근로기간의 항상소득 대비 0.4배 수준밖에 되지 않기 때문이다.

제Ⅲ장의 단순모형과 확장모형에 대한 수치분석의 결과는 현재 우리나라 가구들이 소비이론 중 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 부합되게 행동하고 있다는 것을 시사한다. 국민연금법 개정으로 인한 은퇴 후 소득대체율의 하락은 모든 연령층의 저축행태에 영향을 주는 것으로 나타났기 때문이다. 만일 우리나라 가구가 완충재고저축모형에 가깝게 행동한다면, 국민연금의 재정안정화를 위한 일련의 정책은 장기적으로 국가 재정에 부담으로 작용할 것이다. 이는 젊은 가구가 은퇴 이후의 생활자금을 더욱 많이 축적하여야 하지만 그렇지 않기 때문에 이들이 은퇴하게 되면 정부의 재정지원을 받는 계층이 될 가능성이 높아지기 때문이다. 이런 상황이 예측된다면, 현재의 젊은 가구들로 하여금 저축과 노동공급을

2) 여기서 자산효과는 연금자산의 감소로 정상재인 여가의 소비가 줄어들어 따라 노동공급을 증가시키는 효과를 의미한다.

3) 대체효과는 납부한 보험료 대비 은퇴 후 받게 되는 급여가 줄어들어 따라 여가의 기회비용이 낮아짐에 따라 노동공급을 감소시키는 효과를 의미한다.

확대하도록 하는 세제 유인 정책을 통해 국민연금법 개정을 보완하는 정책조합이 필요할 것이다. 그러나 현재 우리나라 가구들의 행태를 보면, 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 적합한 것으로 드러났다. 따라서 현재로서는 국민연금 개혁을 보완할 세제 유인 제도의 필요성은 그다지 높지 않은 것으로 판단된다.

이런 결론은 현재의 상태를 전제로 한 것임에 주의하여야 한다. 향후 소득 불확실성이 더욱 커지거나 연금자산에 대한 인식이 제고되는 것과 같은 외생적인 상황이 바뀌거나 시간선호율 및 위험선호도 등과 같은 선호체계가 바뀐다면 다른 결론에 도달할 수 있음에 주목할 필요가 있다. 따라서 정책 변화를 도모하기에 앞서서 지속적으로 우리나라 가구들의 행태 변화 효과를 사전적으로 검토하는 것이 필요하다고 본다.

목 차

I. 서론	17
II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과	20
1. 국민연금제도 및 2007년 국민연금 개혁 개관	20
가. 국민연금제도 개관	20
나. 2007년 국민연금 개혁 개관	31
2. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과	36
가. 문제제기	36
나. 모의실험 분석	43
III. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석	61
1. 선행연구	61
가. 국내문헌	62
나. 외국문헌	65
2. 단순모형: 저축행태 분석	67
가. 모형 개요	67
나. 실증분석	74
다. 수치분석	103
3. 확장모형: 저축행태 및 노동공급행태 분석	108
가. 모형 개요	108
나. 수치분석	112
4. 가계행태 변화에 따른 조세정책의 방향	119

IV. 결론 및 정책시사점	122
참고문헌	125
부 록	128

표목차

〈표 II-1〉 연도별 가입자 현황	21
〈표 II-2〉 연금지급사유발생 기간별 적용 A값	25
〈표 II-3〉 2009. 3. 1 이후 수급사유 발생자에게 적용할 연도별 재평가율	26
〈표 II-4〉 노령연금 수급요건 및 급여수준	30
〈표 II-5〉 소득구간별 연금개혁 효과	41
〈표 II-6〉 기초통계량(개인 소득자료)	44
〈표 II-7〉 취업 상태 이행식 추정 결과	47
〈표 II-8〉 소득식 추정 결과	49
〈표 II-9〉 소득분위별 연금급여와 소득대체율 변화	57
〈표 III-1〉 표본 통계량(가구주, 가구)	79
〈표 III-2〉 1~10차년도 KLIPS 응답자용 설문지의 구성	82
〈표 III-3〉 기초통계량	84
〈표 III-4〉 소득 확률과정 추정 결과	94
〈표 III-5〉 연령별 소득증가율 추정치	95
〈표 III-6〉 MSM을 활용한 구조모형 모수의 추정 결과	103
〈표 III-7〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 저축 효과: 단순모형	107
〈표 III-8〉 확장모형의 모수값 선정	113
〈표 III-9〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 저축 효과: 확장모형	116

〈표 Ⅲ-10〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 노동공급 효과: 확장모형	118
〈표 A-1〉 기준 모수값 선정	128
〈표 A-2〉 소득대체율별·연령별 총유동자산과 저축의 분포	131

그림목차

[그림 II-1] 전기 취업 조건부 연령별 취업확률	48
[그림 II-2] 연령별 소득	50
[그림 II-3] 연금개혁 전후 소득대체율	55
[그림 II-4] 평균소득월액과 가입연수 분포	58
[그림 II-5] 출생집단별 연금개혁 효과	60
[그림 III-1] 가계조사 가구 수입 분류표	76
[그림 III-2] 가계조사 가구 지출 분류표	77
[그림 III-3] 연령별 소득·소비(2005년 물가 기준)	87
[그림 III-4] 연령별 소득·소비 (교육수준 기준, 2005년 물가 기준)	89
[그림 III-5] 연령별 소득·소비(직업 기준, 2005년 물가 기준) ...	90
[그림 III-6] 연령별 월간 가구 소비지출	91
[그림 III-7] 연령별 소비 프로파일 비교	102
[그림 III-8] 연령별 최적 소비함수 예시: 단순모형	104
[그림 III-9] 실업상태에서의 연령별 최적 소비함수: 확장모형 ...	114
[그림 III-10] 연령별 최적 노동공급함수: 확장모형	114
[그림 A-1] 기준 모수값하의 연령별 최적 소비함수	129
[그림 A-2] 연령별 최적 소비함수: 소득대체율 40%	130

I. 서론

우리나라는 국민들의 노후 생활안정을 목적으로 국민연금제도를 도입하였고, 성공적인 정착을 위해 ‘저부담·고급여’ 체계를 유지하였다. 국민연금의 ‘저부담·고급여’ 체계는 ‘새로운 세금’에 대한 국민들의 불만을 감소시키고 참여를 확대하는 효과를 가져왔다. 그러나 동시에 국민연금의 재정이 장기적으로 고갈될 것이라는 우려를 지속적으로 낳았다¹⁾. 그 결과 국민연금의 장기적인 재정안정을 위해 급여수준을 하향시키는 등의 국민연금법 개정이 이루어지고 있다. 궁극적으로 국민연금의 부족한 재원은 국가 재정으로 충당되어야 하기 때문에 국민연금의 장기적인 재정균형을 위한 법 개정은 장기적인 국가 재정건전성 유지에도 중요한 의미를 지닌다.

국민연금의 장기 재정균형을 위하여 최근에 이루어진 법 개정은 40년 가입 기준으로 소득대체율을 2008년부터 60%에서 50%로 하향 조정하고, 2009년부터 매년 0.5%씩 감소시켜 2028년 이후 40%로 유지하는 조치 등을 주요 내용으로 한다. 그러나 소득대체율 하락으로 인한 연금소득 축소에 대하여 가입자가 추가적으로 은퇴 후의 생활을 대비하지 못한다면, 노년에 들어서면서 정부의 재정적 지원을 필요로 하는 계층으로 전락할 수 있다. 이런 경우가 발생한다면 국민연금의 장기 재정균형을 통해 국가의 재정건전성을 강화하려는 정책의도는 실현되기 어려울 것이다. 따라서 우리나라 국민들이 저축과 노동공급의 행태 변화를 통해 소득대체율 하락과 같은 정책 변화에 대응하고 있는지를 파악하는 것이 중요하다.

1) 2007년 국민연금법 개정의 이유로 제시된 현행 ‘저부담·고급여’ 체계로 인해 2047년경 기금이 소진될 것으로 전망하였다.

기존의 소비이론은 은퇴 후 소득대체율 하락에 따른 소비/저축 및 노동공급에 대한 가계의 의사결정, 특히 젊은 가구의 의사결정에 대하여 상반된 예측을 하고 있다. 생애주기모형(life-cycle model)은 정책 변화로 인한 은퇴 후 연금소득의 감소로 가구의 저축과 노동공급에 대한 의사결정이 바뀔 것으로 예측한다. 특히 은퇴시점이 가까운 가구의 저축 및 노동공급의 행태에 상대적으로 큰 영향을 줄 것으로 보고 있다. 또한 은퇴시점이 아직 많이 남아 있는 젊은 가구들도 생애저축동기로 인하여 저축 및 노동공급의 행태가 바뀔 것으로 예측한다. 이에 반하여 완충재고저축모형(buffer-stock saving model)은 은퇴 후 소득 대체율이 하락하더라도 젊은 가계의 행태는 바뀌지 않을 것으로 전망한다²⁾. 시간에 대한 할인율이 높거나 유동성 제약에 걸린 가계의 경우 30~40년 후에 벌어질 상황에 관하여 크게 반응하지 않기 때문이다.

따라서 현재 우리나라 가구의 의사결정이 서로 상반된 예측을 하는 두 가지 소비이론 즉, 생애주기모형과 완충재고저축모형 중 어느 이론에 더 부합되는지 분석하는 것이 필요하다. 이런 분석결과를 통해 우리나라의 젊은 가구가 은퇴 후 소득대체율 하락에 대하여 저축 및 노동공급 측면에서 아무런 행태 변화를 보이지 않는 것으로 확인된다면, 행태 변화를 가져올 수 있는 세제상 유인정책을 검토하여야 할 것이다.

2) <부록 1>에서는 완충재고저축모형을 설정하여 은퇴 후 소득대체율 하락에도 불구하고 젊은 가구의 저축행태가 변화하지 않는 경우를 예제로서 제시하고 있다. 일반적으로 완충재고 저축행태는 불확실한 소득 흐름에 직면한 소비자가 '충분히 조급한(sufficiently impatient)' 경우에 발생한다. 조급성의 의미는 미래소득을 담보로 가용재원을 마련해서라도 가급적 현재의 소비를 늘리려고 하는 소비자의 속성을 나타낸다. 그러나 소비자가 이런 속성을 지녔다고 하더라도 소득이 0이거나 매우 낮게 실현되면 한계 비효용이 매우 높기 때문에 이런 경우를 대비하여 일정 수준의 부를 완충재로 축적해 놓는다. 이런 모형에서는 30~40년 이후의 연금자산 축소 또는 은퇴 후 받게 되는 소득의 축소라는 사건이 발생하는 경우, 자금을 빌릴 수 있다면 그렇게 해서라도 소비를 늘리려는 소비자에게는 추가적인 저축 동기가 없음을 시사한다. 완충재고저축모형에 대한 보다 자세한 내용은 Carroll(1997)이나 Gourinchas & Parker(2002)를 참조하기 바란다.

다시 말해, 국민연금의 장기 재정균형을 위한 정책이 국가의 장기적인 재정안정에 부담으로 작용한다면, 이를 보완할 수 있는 조세정책과의 조합을 모색하는 것이 필요하다.

이에 본 연구에서는 최근 국민연금의 장기 재정균형을 위한 법 개정이 우리나라 가구, 특히 젊은 가구의 의사결정에 어떠한 영향을 주었는지 수치분석을 통해 조사하고 있다. 이를 통해 우리나라 가구의 의사결정이 생애주기모형과 완충재고저축모형 중 어느 소비이론에 더 부합하는지 살펴보고 있다. 또한 이 결과에 기초하여 장기적인 국가재정의 안정성 측면에서 조세정책을 통해 국민연금 개혁을 보완할 필요성이 있는지 검토하고 있다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 국민연금 제도에 대하여 개략적으로 살펴보고, 2007년 국민연금 개혁의 주요 내용을 조사하고 있다. 동시에 2007년 국민연금법 개정으로 인한 연금소득의 감소효과가 가입자의 조건에 따라 매우 이질적임을 논하고 있다. 제Ⅲ장에서는 은퇴 후 소득대체율 감소에 따른 가계의 행태 변화를 분석한다. 이를 위해 제Ⅲ장 제1절에서는 기존 국내외 관련 문헌을 조사·정리하여 제시하고 있다. 제2절에서는 노동공급의 선택이 배제되어 상대적으로 단순한 동태적 확률소비모형을 상정한다. 그리고 수치분석에 사용될 모수들에 대하여 미시자료를 이용한 실증분석과 몬테-카를로 시뮬레이션 분석을 통해 모수값을 설정한다. 이를 바탕으로 수치분석을 수행하여 은퇴 후 소득대체율 하락이 소비·저축행태에 미치는 효과를 파악한다. 제3절에서는 노동공급 선택을 모형에 포함시킨 확장모형을 상정하고, 단순모형에서 설정된 모수값을 활용하여 수치분석을 행함으로써 저축 행태뿐만 아니라 노동공급에 미치는 효과를 파악하고 있다. 제4절에서는 앞 절들의 분석결과를 바탕으로 장기적인 국가 재정안정 측면에서 국민연금 개혁을 조세정책으로 보완할 필요성을 검토한다. 제Ⅳ장에서는 앞서의 분석결과를 요약하며 정책적 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과

1. 국민연금제도 및 2007년 국민연금 개혁 개관

가. 국민연금제도 개관

우리나라는 국민들의 노후소득을 일정수준 이상으로 보장하기 위한 사회보장제도로서 국민연금제도를 1988년 1월부터 시행하고 있다. 우리나라 국민연금제도는 국민연금이라는 강제저축을 통해 은퇴 이후의 삶을 스스로 대비하도록 할 뿐만 아니라 계층간 소득재분배 기능을 수행하도록 설계되어 있는 것이 특징이다.

국민연금제도가 처음 시행될 때에는 적용대상을 10인 이상 사업장의 임금근로자로 한정하였다. 이후 적용대상을 점진적으로 확대하여 1992년 1월에는 5인 이상 사업장의 임금근로자도 포함되었고, 1995년 7월부터는 농어촌지역도 적용대상이 되었다. 그리고 1999년 4월부터는 적용대상 범위가 18세 이상 60세 이하의 모든 국민들로 확대되었다.

이와 같이 국민연금제도의 적용대상이 확대됨에 따라 국민연금 가입자 규모는 아래의 <표 Ⅱ-1>에서 알 수 있듯이 급속도로 증가하였다. 국민연금이 처음 시행되었던 1988년 말 총가입자 수는 약 4,433천명으로 우리나라 경제활동인구 중 약 25.6%만이 가입하였다. 1995년부터 농어촌지역으로 적용대상 범위를 넓힘에 따라 총가입자 수는 1995년 말 약 7,497천명으로 증가하여, 경제활동인구의 약 36%가 적용대상이 되었다. 1999년 적용대상 범위가 대폭 확대됨에 따라 총가입자 수는 1999년 말

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 21

약 16,262천명으로 전체 경제활동인구의 약 75.1%가 국민연금에 가입하였다. 2008년 말 현재 국민연금 가입자는 약 18,335천명으로 우리나라 경제활동인구 4명 중 3명은 국민연금에 가입한 것으로 나타났다.

〈표 II-1〉 연도별 가입자 현황

(단위: 명, %)

구분 ¹⁾	총 가입자 수	사업장 가입자	지역 가입자	임의 가입자	임의 계속 가입자	경제활동 인구 ²⁾ 대비 총 가입자 수 비중
1988	4,432,695	4,431,039	-	1,370	286	25.6
1995	7,496,623	5,541,966	1,890,187	48,710	15,760	36.0
1999	16,261,889	5,238,149	10,822,302	32,868	168,570	75.1
2000	16,209,581	5,676,138	10,419,173	34,148	80,122	73.4
2001	16,277,826	5,951,918	10,180,111	29,982	115,815	72.6
2002	16,498,932	6,288,014	10,004,789	26,899	179,230	72.1
2003	17,181,778	6,958,794	9,964,234	23,983	234,767	75.0
2004	17,070,217	7,580,649	9,412,566	21,752	55,250	73.0
2005	17,124,449	7,950,493	9,123,675	26,568	23,713	72.3
2006	17,739,939	8,604,823	9,086,368	26,991	21,757	74.1
2007	18,266,742	9,149,209	9,063,143	27,242	27,148	75.6
2008	18,335,409	9,493,444	8,781,483	27,614	32,868	75.4

주: 1) 각 연도 말 기준

2) 구직기간 1주 및 15세 이상 인구 기준

자료: 1) 국민연금관리공단, 『2008 국민연금통계연보』, 2009.

2) 통계청, 『경제활동인구조사』, 2009.

아래에서는 우리나라 국민연금제도의 주요 사항을 개략적으로 정리

하고 있다.

1) 국민연금급여의 종류

국민연금의 급여는 크게 연금과 일시금으로 구분되며, 연금에는 노령연금, 장애연금, 유족연금이 있고, 일시금으로는 반환일시금과 사망일시금이 있다. 노령연금은 국민연금의 기초가 되는 급여로서 노후 소득보장을 목적으로 한다. 노령연금은 완전노령연금, 감액노령연금, 조기노령연금, 재직자노령연금, 분할연금, 특례노령연금으로 구분된다. 장애연금은 장애로 인한 소득감소에 대비한 급여로 장애등급에 따라 급여수준이 결정된다. 유족연금은 가입자의 사망으로 인한 유족의 생계보호를 목적으로 가입자 또는 가입자이었던 자가 사망할 당시 그에 의하여 생계를 유지하고 있던 유족에게 지급되는 연금이다. 반환일시금은 연금을 받지 못하거나 국민연금에 더 이상 가입할 수 없는 경우에 청산적 성격으로 일시금으로 지급하는 급여이다. 사망일시금은 유족연금 또는 반환일시금을 받을 수 없는 경우에 지급하는 보상적 성격의 급여라고 할 수 있다.

2) 국민연금급여의 특징

국민연금급여의 주요 특징은 다음과 같다. 첫째, 국민연금은 연금급여액의 실질가치를 보장하기 위한 요소를 갖추고 있다. 가입자의 장기적인 노후 소득보장을 위한 연금급여의 실질가치 보장을 위해 매년 물가상승률을 반영하여 연금급여액을 조정한다. 연금급여를 받기 시작한 이후 매년 4월부터 전년도 전국소비자물가 상승률만큼 연금급여액을 인상하여 지급한다³⁾.

둘째, 국민연금급여액 공식에는 소득비례부분과 균등부분이 있어서

3) 연금급여액 인상비율: '05년 3.6%, '06년 2.7%, 2007년 2.2%, '08년 2.5%, '09년 4.7%

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 23

소득재분배 기능을 수행한다. 따라서 급여 측면에서 저소득층이 상대적으로 유리한 구조이다. 다만, 연금급여액의 최고한도를 설정하여 가입기간중 소득에 비하여 연금급여액이 더 많지 않도록 하고 있다.

셋째, 국민연금은 국가에서 보장하는 연금급여로서 국민연금법에 따르면⁴⁾ 급여를 받을 권리는 양도·압류하거나 담보로 제공할 수 없다. 그러나 연금을 지급받는 은행계좌는 타인에 의해 압류될 수 있다. 단, 국민연금에 대한 실질적 수급권을 보호하기 위하여 국민연금으로 지급된 급여로서 120만원 이하의 연금액은 압류가 금지된다⁵⁾.

넷째, 국민연금은 저출산 등 사회적 문제에 대응하기 위한 정책수단으로도 작용한다. 예를 들면, 2008년 1월부터 출산장려 및 군복무에 대한 보상 차원으로 출산 및 군복무에 대하여 연금 가입기간을 추가 인정해 주는 크레딧제도를 도입하였다⁶⁾.

3) 국민연금급여액의 산정

국민연금의 연금급여액은 기본연금액과 부양가족연금액을 기초로 산정된다. 가입기간 및 가입기간 동안의 소득(보험료), 연금수령 당시

4) 국민연금법 제58조 제1항

5) 국민연금법 제58조 제2항, 국민연금법 시행령 제44조

6) 군복무 크레딧은 2008년 1월 1일 이후 입대하여 병역의무를 이행한 자에게 6개월의 가입기간을 추가로 인정해 주는 제도로서 해당 기간의 소득은 평균소득월액의 50%를 인정한다. 단, 군복무기간이 공무원연금법 또는 군인연금법 등의 타 공적연금 가입기간에 산입되거나 그 기간 중 6개월 이상 보험료를 납부하여 가입기간으로 인정되는 경우에는 국민연금 가입기간으로 인정하지 않는다. 출산크레딧은 2008년 1월 1일 이후에 둘째 자녀 이상을 출산시 가입기간을 추가로 인정하고 해당 기간의 소득은 평균소득월액의 전액을 인정해 주는 제도로서, 국민연금 사각지대 축소 및 고령화 사회에 대비한 출산장려에 그 의의가 있다. 자녀가 2명인 경우 12개월까지 가입기간을 추가로 인정하고, 자녀가 3명 이상인 경우 둘째 자녀에 인정되는 12개월에 셋째 자녀 이상 1명마다 18개월을 추가하여 최장 50개월까지 가입기간을 추가 인정한다.

부양가족 수에 의해 연금액이 결정된다(연금액 = 기본연금액 × 연금
 종별 지급률 및 제한율 + 부양가족 연금액).

기본연금액은 20년 이상 가입한 것을 기준으로 산정된다. 기본연금
 액은 균등부분과 소득비례부분으로 구성되며 기본연금액의 산식은 다
 음과 같다.

기본연금액(※연간 기준)

$$= [\frac{24(A+0.75B) \times P1/P + 1.8(A+B) \times P2/P + 1.5(A+B) \times P3/P + 1.485(A+B) \times P4/P + \dots + 1.2(A+B) \times P23/P + X(A+A) \times C/P + X(A+1/2A) \times 6/P }{208}] \times (1 + 0.05n/12)$$

1988-1998년 1999-2007년 2008년 2009년
 2028년 이후 출산크레딧 군복무크레딧

구분	1988~ 1998년	1999~ 2007년	2008~2027년	2028년 이후
상수	2.4	1.8	1.5 (매년 0.015씩 감소)	1.2
소득 대체율	70%	60%	50% (매년 0.5%p씩 감소)	40%
가입 월수	P1	P2	P3 ··· P22	P23

*소득대체율을 산정을 위한 기본 가정

1. 전체가입기간: 40년 (n=240)
2. 균등부분=소득비례부분 (A=B)
3. 전체가입기간 동안 동일 상수 적용 (P# = P, # = 1, 2, ..., 23)

여기서 A는 균등부분으로서 연금수급 전 3년간의 전체 가입자의 평
 균소득(평균소득월액)을 의미하고, B는 소득비례부분으로서 가입자
 개인의 가입기간 전체의 평균소득(기준소득월액의 평균액)이다. B값
 은 연금수급 전년도까지의 소득을 A값으로 재평가하여 현재가치를 유

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 25

지하도록 하고 있다⁷⁾. P는 가입자의 전체 가입월수(노령연금액 산정 시에만 출산 및 군복무 크레딧을 포함한 전체 가입월수)이고, n은 20년 초과 가입월수이다(노령연금액 산정시에만 출산 및 군복무 크레딧을 포함한 전체 가입월수). X는 1.5~1.2까지의 비례상수 중 노령연금수급권 취득시점의 상수이고, C는 추가 가입기간(12, 30, 48, 50)을 의미한다. 단, 출산 및 군복무 크레딧으로 인한 연금액 및 증가되는 가입기간은 노령연금 산정시에만 적용된다.

〈표 II-2〉 연금지급사유발생 기간별 적용 A값

(단위 : 원)

지급사유 발생연월	A값	지급사유 발생연월	A값
1990. 2월 이전	374,485	2000. 3월~2001. 2월	1,290,803
1990. 3월~1991. 2월	423,569	2001. 3월~2002. 2월	1,271,595
1991. 3월~1992. 2월	486,449	2002. 3월~2003. 2월	1,294,723
1992. 3월~1993. 2월	581,837	2003. 3월~2004. 2월	1,320,105
1993. 3월~1994. 2월	670,540	2004. 3월~2005. 2월	1,412,428
1994. 3월~1995. 2월	757,338	2005. 3월~2006. 2월	1,497,798
1995. 3월~1996. 2월	859,838	2006. 3월~2007. 2월	1,566,567
1996. 3월~1997. 2월	931,293	2007. 3월~2008. 2월	1,618,914
1997. 3월~1998. 2월	1,015,544	2008. 3월~2009. 2월	1,676,837
1998. 3월~1999. 2월	1,123,185	2009. 3월~2010. 2월	1,750,959
1999. 3월~2000. 2월	1,260,611		

7) 가입자의 가입기간 동안의 기준소득월액을 매년 보건복지부장관이 고시하는 연도별 재평가율에 의하여 연금수급 전년도에의 현재가치로 환산한 후 그 합계액을 가입자의 전체 가입월수로 나누어 산정한다.

〈표 II-3〉 2009. 3. 1 이후 수급사유 발생자에게 적용할 연도별 재평가율

(단위 : %)

재평가연도	재평가율	재평가연도	재평가율
1988년	4,675	1999년	1,356
1989년	4,133	2000년	1,376
1990년	3,599	2001년	1,352
1991년	3,009	2002년	1,326
1992년	2,611	2003년	1,239
1993년	2,311	2004년	1,169
1994년	2,036	2005년	1,117
1995년	1,880	2006년	1,081
1996년	1,724	2007년	1,044
1997년	1,558	2008년	1,000
1998년	1,388		

한편 부양가족연금액이란 수급권 취득 당시 가입자 또는 수급권자에 의하여 생계를 유지하던 부양가족에게 기본연금액에 추가하여 지급하는 가족수당 성격의 급여이다. 부양가족연금액은 가입기간에 관계없이 정액으로 지급된다. 부양가족연금액은 노령연금(완전, 감액, 조기 및 특례), 장애연금(장애등급 1~3급) 및 유족연금의 수급권자에게 지급되지만, 재직자노령연금, 분할연금, 장애일시보상금, 반환일시금, 사망일시금은 지급대상이 되지 않는다. 부양가족연금은 수급권자에 의해 생계를 유지하는 배우자, 자녀(18세 미만 또는 장애2급 이상), 부모(60세 이상 또는 장애2급 이상, 배우자의 부모 포함)로 대상이 한정된다. 또한 배우자가 결혼 전에 얻은 자녀(계자녀)도 포함하여 인정한다. 단, 이미 국민연금을 받고 있는 자는 다른 가입자의 부양가족연금액의 지급 대상이 될 수 없다. 2009년 현재 배우자의 경우 부양가족연금액은

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 27

연 214,860원, 자녀 및 부모의 경우는 연 143,220원이다.

마지막으로 국민연금급여액 산정과 관련하여 주목해야 할 점은 연금 급여액의 최고한도가 존재한다는 사실이다. 연금의 월급여액은 가입자였던 최종 5년 동안의 기준소득월액을 재평가한 평균액과 가입기간 동안의 기준소득월액의 평균을 재평가한 금액 중 많은 금액을 초과하지 못한다. 이는 가입기간 소득에 비하여 연금급여액이 더 많지 않도록 제한하여, 소득대체율의 상한은 100%가 된다. 유족연금의 경우에도 유족연금이 발생한 시점에서 유족연금 산식을 적용하여 연금을 재산정한다. 이를 통하여 과거 수급권자였던 자의 노령연금이나 장애연금에 비하여 유족 연금급여액이 더 많아지는 것을 방지하고 있다.

4) 노령연금

노령연금은 원칙적으로 10년 이상 가입해야 하고 60세 이후부터 평생 동안 매월 지급받을 수 있다. 현재 노령연금의 수급개시 연령은 60세이나 1998년 국민연금법 개정을 통하여 지급연령이 2013년부터 2033년까지 5년마다 1세씩 연장되어 2033년부터는 수급개시 연령이 65세로 상향조정된다. 노령연금은 가입기간, 연령, 소득활동 유무 등에 따라 완전노령연금, 감액노령연금, 재직자노령연금, 조기노령연금, 특례노령연금으로 구분되며 이혼한 배우자에게 지급될 수 있는 분할연금이 있다.

완전노령연금은 가입기간이 20년 이상이고 60세에 도달한 때에 기본연금액과 부양가족연금액을 합산하여 평생 동안 지급하는 연금이다. 단, 65세 이전까지 소득이 없는 경우에 한하며 65세 이전까지 소득이 있는 경우에는 재직자노령연금에 해당한다.

감액노령연금은 가입기간이 10년 이상~20년 미만인 사람이 60세에 달하여 '소득이 있는 업무⁸⁾'에 종사하지 않는 경우 가입기간에 따라 일정률의 기본연금액에 부양가족연금액을 합산하여 평생 동안 지급하

는 연금이다.

재직자노령연금은 가입기간이 10년 이상이고 60세에 도달하였으나 소득이 있는 업무에 종사하고 있는 경우 60세 이상~65세 미만의 기간 동안 일정금액을 감액하여 지급하는 연금이다. 소득수준에 관계없이 연령에 따라 60세는 50%, 61세는 60%, 62세는 70%, 63세는 80%, 64세는 90%의 감액률을 적용한다. 또한 소득활동에 종사함으로써 가족 부양이 가능하다고 보기 때문에 부양가족연금은 지급하지 않고 있다. 재직자노령연금 수급대상은 연금수급을 연기할 경우 연기하는 1년마다 6%의 급여증액률을 적용받을 수 있다. 그리고 처음 연금을 받을 당시 소득이 있는 업무에 종사하여 재직자노령연금을 받은 경우라도 65세 이전에 소득이 있는 업무에 종사하지 않으면 가입기간에 따라 완전 노령연금이나 감액노령연금으로 변경하여 지급된다.

조기노령연금은 조기퇴직자에 대한 소득보장을 위하여 55세부터 60세 미만에 본인 신청에 따라 수급시점을 선택할 수 있도록 한 연금이다. 가입기간 및 처음 연금을 받게 되는 연령에 따라 일정률의 기본연금액에 부양가족연금액을 합산하여 평생 동안 지급한다. 단, 55세 이후 연금을 신청하여 지급받다가 60세 이전에 소득이 있는 업무에 종사할 경우에는 그 소득이 있는 기간 동안 연금지급이 정지되나 정지된 기간 동안 연금감액률을 적용하지 않아 연금 채수급시 급여액이 상승한다.

특례노령연금은 국민연금제도를 최초 도입 및 확대 시행할 당시 나이가 많아 연금을 받기 위한 최소가입기간인 10년을 채울 수 없는 국민들을 대상으로 특별히 마련한 급여제도이다. 특례노령연금은 5년(60개월)만 가입해도 60세가 되면 가입기간에 따라 일정률의 기본연금액에 부양가족연금액을 합산하여 평생 동안 지급한다. 또한 수급권자 대

-
- 8) 연금수급자의 소득이 있는 업무란 사업자 근로자와 사업자 등록자 구분 없이 소득세법 규정에 따른 부동산임대소득금액, 사업소득금액, 근로소득금액을 합산한 금액을 당해 연도 종사월수로 나눈 금액이 전년도 연말기준으로 산정된 연금수급 전 3년간의 전체 가입자의 표준소득월액의 평균액보다 많은 경우 '소득이 있는 업무'에 종사하는 것으로 간주

부분이 가입기간이 짧아 연금액이 많지 않음을 고려하여 소득이 있는 업무 종사유무에 관계없이 전액 지급한다.

분할연금은 이혼한 여성 배우자의 수급권을 보호하기 위해 도입된 것으로 이혼한 자가 배우자였던 자의 노령연금액 중 혼인기간에 해당하는 연금급여액을 나누어 지급받는 연금이다. 단, 혼인기간 중 납부기간이 최소 5년 이상이어야 하며 분할연금을 받다가 한 쪽 수급자가 사망하더라도 다른 쪽 수급권자의 수급권에 영향을 주지 않는다. 전 배우자의 분할연금과 본인의 노령연금은 합산하여 지급한다.

5) 연금급여의 선택

국민연금은 두 가지 이상의 급여가 발생하게 되면 원칙적으로 본인이 선택하는 한 가지 급여만 지급하도록 하는 중복급여의 조정⁹⁾을 시행하고 있다. 이는 한 사람에게 급여가 집중되는 것을 방지하여 한정된 재원으로 보다 많은 이에게 혜택을 주기 위한 사회보험원리에 의한 것이다. 따라서 수급권자의 선택에 의하여 한 가지 급여만 지급되고, 나머지 급여는 지급이 정지되는 등의 제한을 받게 된다. 예를 들면, 장애연금을 받고 있는 사람이 노후에 노령연금 수급권이 발생한 경우 두 개의 연금급여 중 수급권자가 선택한 하나의 급여가 지급되고 다른 급여의 지급은 정지된다. 그러나 2007년 국민연금법 개정시 이러한 중복급여의 조정을 완화¹⁰⁾하여 수급권자에게 국민연금법에 의한 두 가지 이상의 급여가 발생한 경우 선택하지 아니한 급여가 유족연금 또는 반환일시금인 경우에 한하여 일정액을 추가로 지급하도록 하였다. 선택하지 않은 급여가 유족연금일 경우 선택한 급여와 유족연금의 20%를 지급(단, 선택한 급여가 반환일시금일 경우에는 유족연금의 20%를 지급하지 않음)한다. 그리고 선택하지 않은 급여가 반

9) 국민연금법 제56조 제1항

10) 국민연금법 제56조 제2항

〈표 II-4〉 노령연금 수급요건 및 급여수준

구분	수급요건	급여수준
완전 노령 연금	가입기간 20년 이상, 60세에 도달한 자(65세 미만이면 소득이 없는 경우에 한함)	기본연금액(100%) + 부양가족연금액
감액 노령 연금	가입기간 10년 이상 20년 미만, 60세에 도달한 자(65세 미만이면 소득이 없는 경우에 한함)	가입기간 10년의 경우 ※ 기본연금액의 50% + 부양가족연금액 ※ 가입기간 1년 증가시마다 기본연금액의 5%를 증액
재직자 노령 연금	완전노령연금 수급권자 또는 감액노령연금 수급권자가 65세 이전에 소득이 있는 업무에 종사하는 경우(소득 있는 업무에 종사하지 않으면 완전노령연금이나 감액노령연금으로 전환)	60세인 경우 ※ 완전 또는 감액노령연금액 (부양가족연금액 제외) × 50% ※ 연령 1세 증가시 기본연금액의 10%를 증액 ※ 가입기간 1년 증가시 기본연금액의 5%를 증액 ※ 부양가족연금액은 지급되지 않음
조기 노령 연금	가입기간 10년 이상, 55세 이상인 자가 소득이 있는 업무에 종사하지 아니하고, 60세 도달 전에 청구한 경우(65세 이전에 소득이 있는 업무에 종사하면 재직자 노령연금 지급)	가입기간 10년, 55세인 경우 ※ 기본연금액의 50% × 70% + 부양가족연금액 ※ 가입기간 1년 증가시 기본연금액의 5%를 증액 ※ 수급개시 연령 1세 증가시 기본연금액의 6%를 증액
특례 노령 연금	국민연금 최초 도입 및 확대 시행 당시 나이가 많아 최소가입기간(10년)을 채울 수 없는 사람이 5년 이상 가입하고 60세에 도달한 경우	가입기간 5년의 경우 ※ 기본연금액의 25% + 부양가족연금액 ※ 가입기간 1년 증가시마다 기본연금액의 5%를 증액
분할 연금	가입기간 중 혼인기간이 5년 이상인 노령연금 수급권자의 배우자가 60세 이상이 된 경우	배우자이었던 자의 노령연금액(부양가족연금액 제외) 중 혼인기간에 해당하는 연금액의 1/2

주: 현재 노령연금의 수급개시 연령은 만 60세이나 2013년부터 5년마다 1세씩
연장하여 2033년부터는 65세부터 지급 가능

자료: http://www.nps.or.kr/jsppage/info/easy/easy_04_02.jsp

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 31

환일시금일 경우에는 사망일시금 상당액을 지급(단, 선택한 급여가 장애연금이고 선택하지 않은 급여가 본인의 연금보험료 납부로 인한 반환 일시금일 경우에는 장애연금만 지급)한다.

또한 장애연금 또는 유족연금의 수급권자가 국민연금법에 따른 장애연금 또는 유족연금의 지급사유와 동일한 사유로 다른 법률에 의한 급여(근로기준법, 산업재해보상보험법, 선원법, 어선원 및 어선재해보상법)를 받을 수 있는 경우 국민연금급여액이 50%로 조정된다¹¹⁾.

나. 2007년 국민연금 개혁 개관

종전 국민연금제도에서는 납입한 보험료의 2배 이상을 받을 수 있도록 설계되었고, 2003년 재정계산¹²⁾ 결과 향후 적립기금의 추이와 관련하여 2047년경에 기금이 소진될 것으로 전망되는 등 국민연금의 재정안정화 문제가 대두되었다. 또한 저출산·고령화가 급진전됨에 따라 향후 연금보험료를 납입하는 사람은 점차 줄어들고 연금수령자는 빠른 속도로 증가할 것으로 예상되고 있다. 미래세대가 현세대를 지원하는 국민연금제도에서 고령화의 급격한 진행은 후세대의 부담 증가로 이어져 세대간 형평성 문제가 발생할 가능성이 있다. 이에 자녀세대의 부담을 완화하고 국민연금의 장기적인 재정안정화를 위해 연금급여율의 하향조정을 주요 내용으로 2007년 7월 국민연금법을 개정하였다.

11) 국민연금법 제113조

12) 국민연금의 재정계산은 1998년 국민연금법 개정시 도입되어 2003년 1차 재정계산을 실시하였고, 2008년 2차 재정계산을 실시하였다. 국민연금법 제4조 제2항에 따라 5년마다 정기적으로 재정계산을 수행하고 장기적인 재정수지를 분석하여 재정한정계획을 수립한다.

1) 주요내용¹³⁾

가) 기본연금액의 인하

납부하는 보험료율은 현행과 같이 소득의 9%로 유지하되 급여율을 하향조정하여 기본연금액을 인하하였다. 40년 가입시 지급하는 급여수준(소득대체율)을 현행 60%에서 2008년에는 50%, 2009년부터 매년 0.5%포인트씩 단계적으로 인하하여 2028년에는 40%가 되도록 변경하였다. 이에 기금소진 예상연도는 2047년에서 2060년으로 연장되었다. 그러나 개정법 시행 이전에 가입한 기간에 대해서는 종전 기준에 따른 지급수준(60%)이 보장되며 개정 전에 지급사유가 발생하여 연금을 받고 있는 중이라면 개정법과 상관없이 종전에 받던 연금액을 그대로 지급받을 수 있다(기득권 보장).

나) 감액노령연금 지급률 상향조정

가입기간이 20년 미만이어서 감액노령연금을 받는 경우 지급액을 종전보다 2.5%p 상향조정하였다. 종전에는 가입기간이 20년 미만인 경우 기본연금액에서 지급률을 2.5%p 감액하여 10년 가입한 경우 노령연금 지급률은 기본연금액의 47.5%였다. 그러나 개정된 법에 따르면 그 지급률이 2.5%p 상향되어 기본연금액의 50%를 받게 되었다. 가입기간이 10년을 초과하는 경우에는 1년마다 5%p씩 지급률이 증가된다. 따라서 예를 들어 19년 가입시 종전에는 기본연금액의 92.5%를 지급받았으나 개정법에 따르면 95%를 지급받을 수 있게 되었다.

13) www.nps.or.kr/jsppage/lawchange/sub01.htm

다) 중복급여 조정제도의 보완

종전에는 2개 이상의 급여가 발생하는 경우 사회보험원리에 따라 한 가지만 선택하여 지급받아야 했으나 개정법에 따르면 하나의 급여에 나머지 급여의 일부를 함께 지급받을 수 있게 되었다(선택하지 않은 급여가 유족연금 및 반환일시금인 경우에 한함). 따라서 선택하지 않은 급여가 유족연금일 때(선택한 급여가 반환일시금인 경우 제외)에는 유족연금액의 20%를 지급하고, 선택하지 않은 급여가 반환일시금(선택한 급여가 장애연금이고, 선택하지 않은 급여가 본인의 연금보험료 납부로 인한 반환일시금인 경우 제외)일 때에는 사망일시금에 상당하는 금액을 지급받게 되었다.

라) 연금연기제도 도입

재직자노령연금 수급권자가 원하는 경우에는 1회에 한하여 연금 수급을 연기할 수 있으며, 이 경우 연기되는 때 1월마다 0.5%p씩 가산지급(1년에 6%p씩 연금급여액 증액)하도록 하였다. 연금연기제도는 소득이 있을 때 연금지급을 연기할 수 있도록 하고 대신 연기되는 기간만큼 연금급여액을 더 받을 수 있도록 하는 제도로서 고령자의 근로의욕을 제고하는 데 그 목적이 있다.

마) 타 공적연금 가입자의 반환일시금 지급 제외

종전에는 국민연금 가입자가 공무원연금 등 타 공적연금의 가입자가 되면 바로 반환일시금을 지급받을 수 있었으나 개정법에 따라 60세 이후에 지급받게 되었다. 이는 타 공적연금 가입자가 해당 공적연금의 가입기간이 적어 노후생활이 불안정해질 수 있는 가능성을 방지하기 위한 것으로, 타 공적연금 가입 전 국민연금 가입기간과 퇴직 후 국민

연금 가입기간을 합산하여 10년 이상 보험료를 납부하면 국민연금을 받을 수 있도록 한 것이다. 한편 가입기간이 10년 미만인 상황에서 60세에 도달하면 납부한 보험료에 이자를 더하여 반환일시금으로 지급 받을 수 있다.

바) 출산 및 군복무 크레딧제도 도입

출산 크레딧은 두 명 이상의 자녀 출산시 자녀 수에 따라 12개월에서 최고 50개월까지 가입기간을 추가로 인정하는 제도이다. 2008년 1월 1일 이후 둘째 자녀 이상 출산하는 가입자의 경우 국민연금 추가 가입기간을 인정받아 노령연금액이 인상된다(추가 가입기간을 합산하면 노령연금을 받을 수 있는 경우도 포함). 군복무 크레딧은 2008년 1월 1일 이후 입대하여 병역의무를 이행한 자(현역병 및 공익근무요원에 한함)에게 국민연금 가입기간으로 6개월을 인정하여 노령연금 산정시 반영하도록 한 제도이다. 군복무 크레딧은 군복무 기간중 국민연금 가입기간을 확보하지 못한 사람에게 군복무 기간의 일부를 가입기간으로 인정하여 연금수급 기회를 확대하고 적정급여 수준을 보장하기 위한 목적으로 도입되었다. 출산 및 군복무 크레딧의 운영에 소요되는 비용은 국가에서 전부 또는 일부를 부담하게 된다.

사) 유족연금 수급조건의 남녀차별 해소

종전에는 부인이 사망한 경우 남편은 60세 이상이거나 장애 2급 이상이어야 유족연금을 수령할 수 있었으나, 여성은 연령제한 없이 최초 5년간 받고 소득 유무와 상관없이 50세부터 계속 받을 수 있었다. 그러나 여성의 경제활동참여율 증가에 따른 사회경제적 변화를 반영하여 성차별적인 수급권 제한요건을 폐지하였다. 따라서 개정법에 따르면 배우자 사망시 남녀차별 없이 모두 최초 3년간 유족연금을 지급한 후

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 35

정지하였다가 55세 이후부터 다시 지급하게 되었다.

아) 급여압류의 제한

종전에는 연금을 받을 권리 자체는 압류할 수 없도록 되어 있었으나 지급계좌가 압류된 경우에는 그 계좌로 이체된 연금급여액을 압류권자가 채권으로 총당하여 수급권자가 실제로 연금을 지급받을 수 없는 경우가 있었다. 그러나 2008년 1월 1일 이후에는 지급된 급여가 일정 금액 이하인 경우에는 계좌로 지급된 급여에 대하여 압류가 불가능하도록 개정되어 수급권자의 실질적인 현금수급권이 보호받게 되었다.

자) 연금보험료 부과기준의 변경

2009년 현재 표준소득월액¹⁴⁾은 22만원부터 360만원까지 45등급으로 구분되어 가입자의 자격취득시 및 가입기간 중 소득액의 변동이 있을 경우에 조정된다. 그러나 표준소득월액의 등급체계는 신속적인 조정이 어려운 관계로 2008년 1월 1일부터 기준소득월액으로 명칭을 변경하고 등급제를 폐지하여 실질소득을 기준으로 연금보험료를 부과하도록 개정되었다.

차) 농민에 대한 연금보험료 국고지원 확대

종전에는 농어업인의 경제적 부담을 완화하기 위하여 농어업인으로 인정된 지역가입자와 임의계속가입자에 대하여 국민연금 표준소득월액 최저등급 연금보험료의 1/3 이상을 균등지원 해왔다. 즉, 본인이 부

14) 표준소득월액은 연금보험료를 산정하고 급여를 계산할 때 보다 효율적인 관리를 위해 실제 소득액 대신 일정한 구간으로 등급화된 소득액을 의미

담해야 할 연금보험료의 50%를 초과하지 않은 범위 내에서 2007년도의 경우 최고 23,400원까지 지원하고, 이를 2014년 12월 31일까지 유지하는 것으로 개선하여 농어업인에 대한 연금보험료 국고보조를 확대하였다.

2. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과

가. 문제제기

2007년 연금 개혁을 통해 이루어진 여러 변화 중 가장 주된 내용은 소득대체율 인하이다. 즉, 연금가입자의 소득 대비 연금급여 수준의 인하가 주요 변화라 할 수 있다. 예컨대, 국민연금의 소득대체율 계산을 위해 가정되는 가상적인 표준가입자 즉, 40년간 가입하였으며, 가입기간의 평균소득(B)이 최근 3년간 가입자 전체의 평균소득(A)과 같은 가입자의 경우 연금급여는 연금 개혁 이전의 60%에서 개혁 이후 40%로 낮아진다. 소득대체율 인하의 연금급여에 대한 효과를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 앞 절에서 소개하였던 연금결정식을 살펴보자¹⁵⁾.

$$\text{연금급여액} = (\alpha A + \beta B) \times (1 + 0.05n/12) \quad (2.1)$$

2007년의 연금개혁은 연금결정식에 이용된 상수 α 와 β 를 각각 1.8에서 1.2로 변화시킨 것에 해당한다. 따라서 개인의 연금 가입기간 및 소득에 변화가 없다고 가정한다면 대부분의 가입자가 받게 되는 연금급여액은 개혁 이전과 비교하여 감소하게 된다고 볼 수 있다¹⁶⁾. 연금

15) 부양가족연금액 및 기타 연금액 조정 요인은 없는 것으로 가정한다.

16) 예외적으로 연금수급액에 대한 최대액 제한 규정으로 인하여 연금결정에 사용된 계수 조정에 영향 받지 않는 가입자가 존재할 수 있다. 더불어 연금개혁에 따른 개인들의 최적화 행동 결과 개인의 노동공급 및 연금가입 여부 결정에 대한 변화로 인하여 다른 결과가 발생할 수도 있다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 37

감소가 대부분의 가입자에 대해 공통적으로 예측되는 결과이긴 하나, 연금급여액 감소 및 소득대체율 변화는 가입자별로 상이하게 나타난다. 연금결정식에 근거해 예측가능한 결과를 단순히 요약하면 연금급여 감소규모는 가입자의 소득(B)이 높을수록, 가입기간(n)이 길수록 증가한다고 할 수 있다.

실제 실현될 국민연금 개혁의 효과는 이상에서 살펴본 것처럼 단순히 결정되지 않는다. 지금까지 고정된 것으로 보았던 주요 변수들 즉, 가입자의 소득분포 및 가입기간(A, B, n) 등은 개인들의 효용극대화 결정에 의해 영향을 받기 때문이다. 다른 연금제도하에서 개인들이 개혁 이전과 동일한 연금가입 및 노동공급을 유지할 것이라고 기대하기는 곤란하다. 따라서 연금개혁의 효과는 소득대체율 인하의 직접적인 효과와 효용극대화 결과 얻어지는 주요 변수의 변화로 인한 간접적 효과의 방향 및 상대적인 크기에 의해 결정될 것이다.

연금결정식의 일반적인 구조를 아래와 같이 적어보자.

연금급여

$$= f(c, y_{i,t}, Y_t; t = t_0, t_0 + 1 \dots, t_i) \quad (2.2)$$

- c : 연금기여분 평가 상수¹⁷⁾
- t_0 : 국민연금 가입 시점
- t_i : 국민연금 가입 종료 시점
- $y_{i,t}$: t 시점의 소득
- Y_t : t 시점의 가입자 전체 소득분포

연금급여는 소득대체율이 증가할수록, 개인 소득 및 가입자 전체 평균소득이 증가할수록 증가하는 구조를 가지도록 설계되어 있기 때문

17) 앞서 식의 α 와 β 가 이에 해당한다.

에, 연금급여 결정함수는 다음의 조건을 만족한다.

$$\frac{\partial f}{\partial c} > 0 \quad , \quad \frac{\partial f}{\partial y} > 0 \quad , \quad \text{and} \quad \frac{\partial f}{\partial Y} > 0 \quad (2.3)$$

가중치 c 조정으로 인한 직접적 효과와 여기에 수반하는 소득변화의 간접적 효과를 아래와 같이 나타낼 수 있다,

$$\frac{\partial \text{연금급여}}{\partial c} = \underbrace{\frac{\partial f}{\partial c}}_{(>0)} + \sum_t \underbrace{\frac{\partial f}{\partial y_{i,t}}}_{(>0)} \underbrace{\frac{\partial y_{i,t}}{\partial c}}_{(<0)} + \sum_t \underbrace{\frac{\partial f}{\partial Y_t}}_{(>0)} \underbrace{\frac{Y_t}{\partial c}}_{(<0)} \quad (2.4)$$

위의 식에서 첫 번째 항은 계수 α 와 β 변화에 따른 직접적인 효과를 의미한다. 다른 결정요인은 변하지 않는다는 가정하에서 구해지는 직접적인 효과, 통상적으로 사용되는 연금개혁의 효과가 이에 해당한다. 소득대체율 인하의 직접적 효과는 연금급여를 감소시킴을 알 수 있다. 두 번째 항목은 소득대체율 변화로 야기되는 가입자 개인 의사결정 변화의 효과를 나타낸다. 즉, 가입기간(n) 또는 가입기간 동안 소득(B) 변화로 인한 효과이다. 소득대체율 변화가 개인의 소득 또는 노동공급에 대한 의사결정을 변화시키는 경로의 효과는 소득대체율 변화에 따른 소득변화에 의존하게 되므로 사전적인 예측이 곤란하다. 세 번째 항목은 연금개혁에 따른 전체 가입자의 소득분포 변화이다. 보다 정확하게는, 연금급여액의 균등부분이 결정되는 연금가입 최종 3년간의 가입자 전체의 평균소득 분포의 변화에 따른 효과이다. 이 효과 역시 사전적으로 예측하기 곤란하다.

이로부터 연금개혁의 연금급여에 대한 효과를 결정하기 위해서는 개별 효과들의 방향 및 상대적인 크기에 대한 정보가 요구됨을 알 수

있다. 즉, $\frac{\partial y_{i,t}}{\partial c}$ 와 $\frac{\partial Y_t}{\partial c}$ 에 대한 정보가 필요하다. 이들은 기본적으로 연금수익률 변화에 대한 노동공급 효과로 해석된다. 2007년 연금개혁에서 연금납부액은 소득 대비 9% 수준으로 변함이 없으므로¹⁸⁾, 소득 대체율 결정 상수 c 의 변화는 연금기여분의 수익률로 이해될 것이기 때문이다. 따라서 연금기여분 수익률 변화에 따른 가격효과 및 자산효과 두 요인의 상대적인 크기에 따라 결정될 것이라는 사실만을 사전적으로 예측할 수 있다. 또한, 이 항목들은 개인의 초기 조건 및 여러 요인에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 알 수 있다. 그러므로 개별 가입자의 소득대체율 혹은 가입자 소득대체율 평균의 변화 방향 및 그 크기는 단순히 가상적인 개인을 가정한 상태에서 소득대체율을 비교하는 것 이상의 큰 의미를 부여하기 어렵다. 주어진 질문의 답은 개인의 효용극대화를 감안한 모형을 통해서만 얻을 수 있을 것이다. 다기간 최적화 모형을 기초로 한 본 연구의 제III장 분석에서 이에 대한 자세한 내용을 다루기로 한다.

이하에서는 부분적인 분석의 일환으로 개인의 노동공급 즉, 소득이 변하지 않는 제약적인 가정하에 주어진 소득경로에 대한 소득대체율의 변화 방향을 알아보기로 하자¹⁹⁾. 즉, 소득대체율 결정 상수 변화에

18) 동일한 소득하에서는 일정한 기여분을 유지할 것이나 낮춰진 연금수익률이 개인의 소득에 미치는 영향에 따라 납부액은 변할 가능성이 있다.

19) 최적화 모형에서 소득이 사전적으로 주어진 확률 과정에 따라 오는 것으로 가정한 모형은 노동공급을 외생적으로 주어진 것으로 간주하므로 이 가정이 문제가 되지 않는다. 노동공급이 내생적으로 결정되는 모형의 경우 개인의 최적화 문제는 아래와 같다.

$$\max_{l_t, c_t} \sum_{t=t_0}^{t_N} u(l_t, c_t) + V(H_{t_{N+1}})$$

s.t. 제약조건

$l_t, c_t, H_{t_{N+1}}$ 은 각각 t 시점에서의 노동공급과 소비, 은퇴시점 t_{N+1} 에서의 연금자산을 의미한다. 여기서, 연금자산 $H_{t_{N+1}}$ 은 연금 가입기간 동안의 소득에 따라 결정되는 구조이다. 즉, $H_{t_{N+1}} = g(l_{t_0}, l_{t_{0+1}}, \dots, l_{t_N})$. 각 노동공급

따른 일차적인 효과만을 고려한다. 주어진 가정에서는 소득이 변하지 않으므로 즉, $\frac{\partial y_{i,t}}{\partial c} = 0$ 을 만족하므로 연금개혁에 따른 연금자산의 소득대체율은 항상 낮아진다는 결과를 얻게 된다.

우선 소득대체율의 변화분은 전체 가입자 평균소득(A)과 대상 가입자의 가입기간 동안의 평균소득(B), 가입기간, 소득대체율 관련 상수의 변화분에 의존한다. 앞서와 같이 단순하게 표현하면 아래와 같다.

$$\text{소득대체율} = \frac{c}{12}(1 + 0.05n)\left(1 + \frac{A}{B}\right) \quad (2.5)$$

따라서 연금급여액 결정 상수 c의 변화가 소득대체율에 미치는 영향은

$$\Delta \text{소득대체율} = \frac{1 + 0.05n}{12}\left(1 + \frac{A}{B}\right)\Delta c \quad (2.6)$$

로 주어진다. 주어진 가정 아래 소득대체율의 변화는 (i) 상수 c의 변화로 나타나는 제도개혁의 폭이 클수록, (ii) 대상가입자의 가입기간이 길수록, (iii) 가입자의 평균소득이 낮을수록, 즉 전체 가입자 평균소득을 기준으로 낮은 소득을 가진 사람일수록 증가하게 됨을 알 수 있다. 그 결과 동일한 제도개혁 하에서도 직접적인 효과만을 고려하는 경우 각 가입자가 경험하게 되는 소득대체율 변화는 서로 상이하게 된다. 그러므로 연금제도 개혁의 평균적인 효과는 제도 개혁에 따른 변화 정도 외에도 전체 가입자 집단의 가입기간 및 소득의 분포에 의해 결정된다.

〈표 II-5〉는 연금개혁 전후 각 소득 구간별 노령연금 월 보수액 및

의 연령별 프로파일과 제도에 따라 결정되는 연금자산이 정해되면, 이를 감안하여 노동공급을 결정하는 최적화 모형을 푸는 방식으로 이용된다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 41

소득대체율을 보여주고 있다. 이미 예측한 바와 같이 저소득 구간을 제외하면 동일한 소득월액 평균을 가지고 있는 가입자 집단의 경우 가입기간이 길수록 월 보수액 및 소득대체율 감소가 크다는 사실을 확인할 수 있다. 또한, 동일한 가입기간을 전제로 할 때, 소득이 낮을수록 소득대체율 감소폭이 작다는 사실 역시 알 수 있다. 다만, 최저 소득구간을 포함한 저소득계층은 예외적으로 개혁 이후에도 여전히 동일한 연금소득을 누리고 있다. 이들 계층은 개혁 이전에도 연금소득에 대한 상한규정에 적용받고 있었기 때문이다²⁰⁾.

〈표 II-5〉 소득구간별 연금개혁 효과

(단위 : 만원, %)

가입기간 중 소득월액 평균	가입 기간	개혁 이전		개혁 이후	
		월 보수액	소득대체율	월 보수액	소득대체율
220,000 (1등급)	10년	147,822	67.2	116,400	52.9
	20년	220,000	100.0	220,000	100.0
	40년	220,000	100.0	220,000	100.0
1,060,000 (23등급)	10년	210,822	19.9	166,020	15.7
	20년	421,644	39.8	314,470	29.7
	40년	843,288	79.6	595,570	56.2
3,600,000 (45등급)	10년	401,322	11.1	316,040	8.8
	20년	802,644	22.3	598,630	16.6
	40년	1,605,288	44.6	1,133,730	31.5

주: 연금급여액은 최근 3년간 전체 가입자 평균 소득월액(A)이 2009년 수준과 동일하며, 연금급여액이 최종 가입기간 5년간의 평균 소득 인정액에 대한 상한 제약에 걸리지 않는다는 가정하에서 2009년 현재 가치로 계산

20) 연금소득은 다음의 두 가지 중 큰 값을 넘을 수 없도록 규정되어 있다. (i) 가입기간 동안의 평균소득 인정액(B) (ii) 최종 가입기간 5년 동안의 평균소득 인정액. 〈표 II-5〉는 암묵적으로 최종 가입기간 5년 동안의 소득이 가입기간 평균소득보다는 작다는 가정에 의존한다. 즉, 가입기간 평균소득이 연금소득에 대한 제약으로 작동한다는 가정에 의존한다. 일부 낮은 소득구간에서는 개혁 전후 모두 평균소득 수준에서 연금소득이 결정된다. 그 결과 소득대체율은 100% 수준에서 변하지 않는다.

이러한 사실은 일차적인 효과만을 고려한 경우라 하여도 대표적인 가입자를 가정하여 연금개혁이 소득대체율에 미치는 효과를 도출하기 곤란함을 보여준다. 우선 소득대체율 변화는 전체 가입자의 소득분포에 대한 가입자의 소득수준에 의존하기 때문이다. 대표적인 가입자에 대한 소득대체율 계산은 가입자의 소득에 대해 강한 가정에 의존하고 있어 이질적인 효과를 반영하지 못한다. 가입기간 내 소득월액 평균(B)과 최근 3년간 가입자들의 평균 월소득액(A)이 같다는 가정을 사용한 결과, 가입자의 소득월액 평균과 가입자 전체 평균 월소득액의 상대적 크기에 따라 소득대체율이 변화하는 구조를 전혀 반영하지 못한다. 따라서 대표적인 가입자가 충족시켜야 할 특정 조건하에서 얻어지는 소득대체율 결과는 계산의 편이성을 제외한다면 전체 가입자를 대상으로 하여 얻어지는 소득대체율의 분포에 대한 대표값으로서의 타당성을 가지기 어렵다²¹⁾.

더불어서 2007년의 연금제도 개혁은 소득대체율을 60%에서 40% 수준으로 낮추기 위하여 조정 계수를 점진적으로 인하하고 있다는 점이 또 다른 측면에서의 이질성을 가져올 수 있음을 고려해야 한다. 소득대체율 결정 계수가 2007년 이전의 1.8에서 2008년 이후 매년 0.015씩 인하되어 2028년 이후에는 1.2로 고정되는 구조이므로, 가상의 가입자에 대한 비교는 소득대체율 개정 이전과 완전한 조정이 끝나는 2028년 이후의 가입자에 대한 비교로 이해해야 한다. 현재 논의의 맥락에서 보다 의미 있는 비교는 국민연금에 가입되어 있는 가입자 집단에 대한 개혁 전후 연금급여 수준에 대한 것이다. 기존 가입자의 경우 2007년 이전 급여액에 대해서는 기존의 60% 소득대체율에 해당하는

21) 대표적인 가입자를 상정하여 효과를 측정하는 방식이 타당성을 갖기 위해서는 대표적인 가입자에 대한 가정 즉, $A=B$ 를 만족하는 가입자가 전체 가입자에 대한 대표성을 지녀야 한다. 이러한 사실을 만족하는 특별한 경우는 대표적 가입자에 대한 조건을 만족하는 연금 가입자가 많거나 혹은 대표적 가입자가 전체 가입자 소득의 중심에 위치하며, 대표적 가입자의 소득을 중심으로 그 효과가 대칭일 때다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 43

소득기여분을 인정해주므로, 2007년 이전 가입자 집단은 이전 급여액에 대해 여전히 기존의 소득대체율을 적용받는다. 이러한 사실은 2028년까지 소득대체율의 점진적인 인하가 진행됨으로 인하여 기존 가입자들 및 이행이 종료되는 2028년 이전 가입자들은 40% 소득대체율에 완전하게 적용받지 않음을 암시한다. 현재의 이행과정에서 가입기간이 빠른 집단일수록 다른 요인을 감안한 상태에서 실질적으로 높은 소득대체율을 적용받고 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 그러므로 균제상태에서의 소득대체율을 단순하게 비교하는 대신 점진적 이행과정에서 야기되는 출생집단(cohort)에 따른 차별적 효과 역시 반영하는 것이 바람직하다.

나. 모의실험 분석

이 절에서는 가입자 개인의 확률적 소득과정을 추정하여, 이로부터 연금개혁이 소득대체율에 미치는 효과를 예시하고자 한다. 여기서 얻어지는 결과는 가입자 개인의 특성에 따라 상이해지는 연금개혁의 효과가 현실적으로 어떻게 분포되어 있는지 보여줄 것이다. 제약적인 가정에 의존하고 있는 기존의 대표적인 가입자에 대한 소득대체율을 계산하는 것과 비교할 때 보다 현실적이기는 하나, 전체 가입자 집단에 대한 대표성 문제 등으로 인하여 소득대체율 변화에 대한 평균 효과로 해석하기는 곤란하다는 한계가 존재한다. 또한, 해당 시점의 최근 3년간 전체 가입자 평균 소득월액(A)을 가정한 상태에서 얻어진다는 점에서 한계점을 가진다. 이 한계점을 극복하기 위해서는 각 기간별로 전체 가입자의 소득분포에 대한 추정이 필요하다. 구체적으로 가입자 집단의 구성 변화 및 소득 분포에 영향을 줄 수 있는 기타 요인, 예컨대 거시적 효과를 감안하여 소득분포의 기간별 변화에 대한 추정이 사전적으로 요구된다. 본절에서는 가입자 전체의 평균소득을 직접 추정하는 대신 2009년 현재가치를 기준으로 약 175만원을²²⁾ 유지한다는

가정하에서 연금개혁의 일차적 효과의 분포를 제시한다.

1) 소득모형 및 추정 결과²³⁾

연금개혁의 효과를 가입자 개인별로 평가하기 위해서는 연금급여에 영향을 주는 가입자별 연령-소득 흐름, 연금 가입기간에 대한 정보가 필요하다. 가입자의 소득 흐름 및 연금 가입에 대한 정보를 얻기 위해서 노동패널 6~10차년도 조사 결과에 포함된 25세 이상 65세 이하 남성 가구주 소득자료를 이용하여 소득식을 추정하였다²⁴⁾²⁵⁾. 성별, 교육, 연령 등의 기본 정보가 매년도 모순되는 자료를 제거한 후 3,903명의 개인을 분석대상으로 포함하였다. 분석에 포함된 개인들에 대한 기초통계량은 <표 II-6>에 요약되어 있다.

<표 II-6> 기초통계량(개인 소득자료)

구분	평균	표준편차
연령 ¹⁾ (세)	48.1	10.5
학력 (%)		
대졸 이상	33.5	
고졸 이상, 대졸 미만	42.4	
고졸 미만	24.2	
표본크기	3,903	

주: 1) 연령은 2006년도 기준으로 계산

22) 2009년 급여 산정에 이용된 평균소득수준이다.

23) 이 절에서 사용된 소득결정식 모형은 이영·전병힐(2009)과 유사한 방식이다.

24) 노동패널에 대한 구체적인 설명은 주요 실증분석이 포함된 제3장을 참조하라.

25) 노동패널은 6차년도 이전의 조사에서는 개인의 경우 세후소득에 대한 정보만을 제공한다. 이에 반해, 연금은 세전 소득을 기준으로 부과되므로 6차년도 이후의 자료만을 이용한다.

개인의 소득을 다음과 같은 2개의 확률변수로 나타내보자.

$$y_{i,t} = e_{i,t} z_{i,t} \quad (2.7)$$

- $y_{i,t}$: 개인 i 의 연령 t 시점의 소득
- $e_{i,t}$: 개인 i 의 연령 t 시점에서의 소득 유무 지시변수(indicator variable)
- $z_{i,t}$: 개인 i 가 연령 t 시점에서 양(+)¹의 소득을 갖는다는 조건 하의 소득

위의 식은 양(+)¹의 소득을 갖는다는 조건($e_{i,t} = 1$)하에서 소득이 관측되며, 그렇지 않은 경우 소득은 0으로 나타나도록 한 것이다. 추정을 위해 필요한 소득식에 포함된 주요 변수들에 대한 통계적 가정은 다음과 같다.

A.1. (소득 유무 결정식)

$$e_{i,t} | (e_{i,t-1} = j) = 1(x_{i,t}'\beta^{(j)} + u_i^{(j)} + \eta_{i,t}^{(j)} > 0)$$

$$\eta_{i,t}^{(j)} \sim i.i.d. N(0,1), u_i^{(j)} \sim i.i.d. N(0, \sigma_u^2), \eta_{i,t}^{(j)} \perp u_i^{(j)}, j = 0, 1$$

$$\eta_{i,t}^{(j)} \perp \eta_{i',t'}^{(j')}, u_{i,t}^{(j)} \perp u_{i',t'}^{(j')} \text{ for } i \neq i' \text{ or } j \neq j' \text{ or } t \neq t'$$

(2.8)

A.2. (조건부 소득결정식)

$$\ln z_{i,t} = \widetilde{x}_{i,t}'\beta + v_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2), \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2), v_i \perp \varepsilon_{i,t} \quad (2.9)$$

(A.1)은 개인이 양(+)¹의 소득을 갖는지가 전기 소득 유무($e_{i,t-1}$), 개인의 관측되는 특성($x_{i,t}$) 외에도 다른 확률적 요인에 의해 결정된다는 가정이다. 확률적 요인은 다시 개인에게 일생동안 고유한 효과를

주는 교란항(ν_i)과 매 기간 및 개인별로 독립적으로 주어지는 교란항($\eta_{i,t}$)으로 구분된다고 가정한다. 암묵적으로 이 가정은 통제된 각 변수별로 소득 발생($e_{i,t} = 1$)과 소득 미발생($e_{i,t} = 0$) 간의 상태 이행 과정에 의해 소득발생 확률과정이 묘사됨을 의미한다. (A.2)는 양(+)의 소득이 관측된다는 조건하에서 소득이 결정되는 확률식에 대한 가정을 뜻한다. 여기서는 민서(Mincer) 유형의 연령-소득 곡선을 염두에 두고 추정하고자 한다.

추가적으로 다음 가정을 포함하자.

A.3. (독립성)

$$(u_i^{(j)}, \eta_{i,t}^{(j)}) \perp (v_i, \varepsilon_{i,t'}) | x_{i,t}, \widetilde{x_{i,t'}} \text{ for } j=0,1 \text{ and for all } t \text{ and } t' \quad (2.10)$$

(A.3)은 소득결정에 관련되는 두 식이 서로 조건부 독립이 성립하도록 한다. 그 결과 소득결정식에 포함되는 두 모형을 서로 개별적으로 추정하는 것만으로 모수들에 대한 일치추정량(consistent estimator)를 얻을 수 있다²⁶⁾.

연령과 연령의 제곱항을 각 추정식의 설명변수로 포함한 추정 결과가 <표 II-7>과 <표 II-8>에 제시되어 있다. 로그-소득식의 추정을 위해 각 조사연도의 소득은 2005년 현재가치로 환산되어 있다.

<표 II-7>의 추정 결과는 남성 가구주의 경우 전기에 소득이 있었다는 조건하에 모든 연령대에 걸쳐 90% 이상이 이번 기에도 취업하여 소득이 있음을 나타낸다²⁷⁾. 이에 반해, 전기에 소득이 없는 개인이 이

26) 일반적으로 두 소득결정식이 서로 독립적이라는 가정이 성립된다고 보기 어렵다. 개인의 고유한 능력이 존재하여 취업여부와 소득에 동시에 영향을 준다면 확률변수 u_i 와 ν_i 는 서로 관련이 존재할 것이다. 또한, 개인에게 발생하는 매 기간의 교란요인이 앞서와 같이 두 결정식에 함께 영향을 준다면 $\eta_{i,t}$ 와 $\varepsilon_{i,t}$ 는 서로 상관관계를 갖게 된다. 이러한 경우 독립성 가정을 이용하여 추정된 결과는 일치성을 갖지 못한다.

27) 편의를 위하여 '취업'과 '양(+)'의 소득'을 서로 혼용하여 사용하기로 한다.

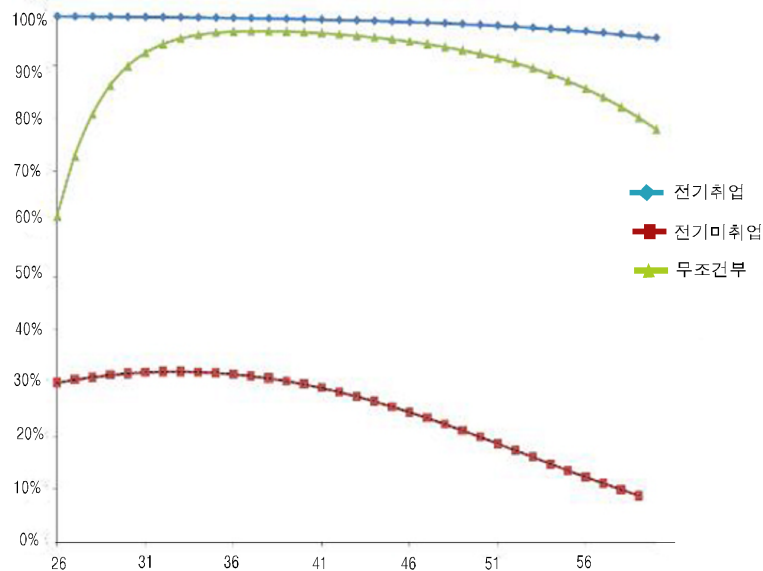
〈표 II-7〉 취업 상태 이행식 추정 결과

전기 소득 있음($e_{i,t-1} = 1$)				
	전체	고졸 미만	고졸 이상, 대졸 미만	대졸 이상
상수항	2.4645*** (0.6455)	0.8073** (1.5458)	2.8090 (0.9929)	1.1020 (1.1181)
연령	0.01084 (0.0272)	0.0707 (0.0606)	-0.0090 (0.0423)	0.0852** (0.0520)
연령 ²	-0.0004 (0.0003)	-0.0009 (0.0006)	-0.0002 (0.0004)	-0.0013 (0.0006)
σ_u^2	6.57×10^{-6}	5.37×10^{-6}	1.87×10^{-5}	3.51×10^{-5}
전기 소득 없음($e_{i,t-1} = 0$)				
	전체	고졸 미만	고졸 이상, 대졸 미만	대졸 이상
상수항	-1.8585** (0.8661)	0.9936 (2.4933)	-3.0158** (1.4236)	-2.2144 (1.4730)
연령	0.0852*** (0.0371)	-0.0394 (0.0974)	0.1405** (0.0607)	0.1002 (0.0666)
연령 ²	-0.0013** (0.0004)	0.17×10^{-5} (0.0009)	-0.0018*** (0.0006)	-0.0014** (0.0007)
σ_u^2	3.97×10^{-6}	0.0364	2.58×10^{-7}	2.41×10^{-6}

주: ** : 5% 수준에서 유의, *** : 1% 수준에서 유의

번 기에 양(+)¹의 소득을 가질 확률은 모든 연령대에 걸쳐서 32% 이하의 낮은 값을 보이고 있다. 두 조건부 취업 확률 모두 연령 증가에 따라 점차 감소하고 있어 사전적인 예측과 일치하는 결과를 보여준다. 추정 결과에 따르면 취업 상태의 개인은 비교적 지속적으로 취업을 유지하여 양(+)¹의 소득을 벌어들이고 있음에 비하여, 미취업된 개인은 기존 미취업 상태에 오랜 기간 머무르게 된다는 것을 암시한다. 예컨대, 미취업 상태에서 취업으로의 이행확률이 가장 높은 30세를 기준으로 할 때, 30세 현재 미취업인 개인이 취업하여 소득이 있기까지 평균적으로 3.05년 정도 걸리게 된다. 연령 증가에 따라 미취업 상태를 벗어날 확률이 점차 감소하여, 미취업 상태 지속기간 역시 증가한다.

[그림 II-1] 전기 취업 조건부 연령별 취업확률



전기 취업 상태에 따른 조건부 취업확률을 이용하여 각 연령별 취업확률을 구하기 위해서는 초기 조건이 필요하다. 특정 연령에서의 취업확률을 조건부 취업확률과 함께 이용하여, 각 연령별 취업확률을 구할 수 있다. 여기서는 24세 시점에 45.5%가 취업한다는 가정을 초기 조건으로 사용한다²⁸⁾. 이로부터 구해진 남성 가구주의 연령별 취업확률은 일반적으로 관측되는 역U자형을 따르고 있다. 초기 연령대에서 급격히 증가하여 30세 전후로 90%의 취업률을 보인 후에 30대 후반까지 지속적으로 취업률이 증가한다. 이후 점차 취업률이 감소하는 경향을 보이거나 50대 초반까지 90% 이상의 높은 취업률을 유지하며, 이후 비교적 가파르게 감소하여 60세 이후 78% 수준에 머무르게 된다²⁹⁾. [그림 II-1]에 나타난 취업률 수치는 실제 경제활동인구조사에 보고된 남성의 고용률보다 약간 높은 수치를 보이고 있지만, 전체적으로는 비교적 유사한 수준을 보이고 있

28) 2008년 경제활동인구조사에 나타난 20~24세 남성의 고용률에 기초한 것이다.

29) 연령 상승에 따른 취업률 감소의 주된 요인은 미취업 상태 진입 이후 다시 취업 상태로 전환될 확률이 연령 증가에 따라 가파르게 감소하기 때문이다.

다³⁰⁾.

〈표 II-8〉 소득식 추정 결과

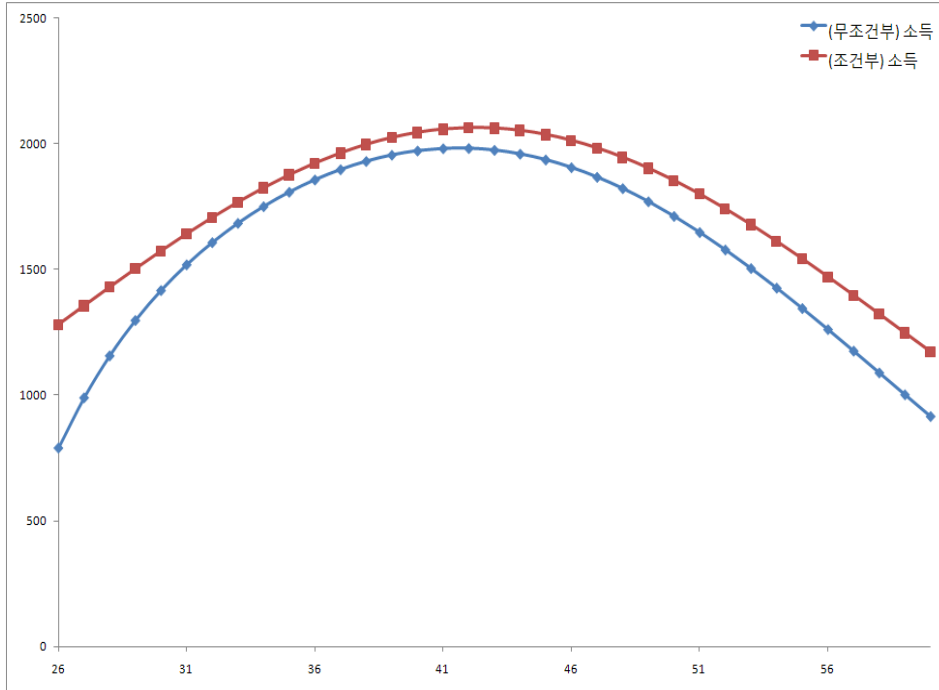
구분	전체	고졸 미만	고졸 이상 대졸 미만	대졸 이상
상수항	4.6184 (0.1736)	4.1327 (0.2627)	4.8389 (0.2554)	3.7530 (0.2803)
연령	0.1522 (0.0077)	0.0758 (0.0198)	0.1352 (0.0114)	0.1886 (0.0132)
연령 ²	-0.0018 (0.0001)	-0.0009 (0.0002)	-0.0015 (0.0001)	-0.0019 (0.0002)
σ_v^2	0.3414	0.2889	0.2741	0.2967
σ_ε^2	0.1520	0.1865	0.1534	0.1259
표본크기	3,903	942	1,655	1,306

주: 1) 모든 추정치가 1% 수준에서 유의함
 2) 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타냄

조건부 소득식 추정 결과에 따르면 통상적으로 관측되듯이 초기 연령에서는 소득이 증가하나, 연령 증가에 따라 증가폭이 감소하여 일정한 연령을 넘어서면 오히려 소득이 줄어드는 형태를 가지고 있음이 확인된다. 구체적으로 20대 후반에 약 5% 수준인 소득증가율이 점차 감소하여 43세에 약 2,100만원의 소득에 도달한 후 오히려 0.3%의 소득감소를 보이기 시작한다³¹⁾. 연령별 소득곡선이 갖는 역U자형 특성은 소득이 없을 가능성을 고려한 무조건부 평균소득에서 더욱 두드러진다. [그림 II-1]에서 확인할 수 있듯이, 연령별 취업확률 역시 20대와 50대 후반에 낮은 수준에 머무르는 역U자형 특성을 보이고 있기 때문이다.

- 30) 다른 연령대에서는 비교적 오차가 작게 나타나지만, 35세~45세 연령대의 경우 경제활동인구조사에 나타난 고용률이 92% 수준임에 비하여 추정결과는 95% 이상의 취업률을 보이고 있다. 높은 취업률은 남성 가구주만을 분석대상으로 포함한 결과로 생각된다.
- 31) 분석대상을 학력수준 기준으로 한정하여 소득-연령 곡선을 도출하여도 전반적인 경향은 비슷하다. 예컨대, 대학 졸업 이상의 소득은 26세에 약 2,000만원 수준에서 시작하여, 다른 집단보다 빠르게 증가하여 50세 무렵에 약 5,600만원으로 최고 수준을 보인다.

[그림 Ⅱ-2] 연령별 소득



- 주: 1) 조건부 소득은 양(+)³²⁾의 소득이 있다는 조건하의 평균소득을 의미함.
 즉, $E[y|e = 1]$
 2) 무조건부 소득은 소득이 없을 확률을 감안한 소득의 평균을 의미함.
 즉, $E[y]$
 3) 소득은 2005년 현재가치로 평가되었음.

2) 소득대체율 변화에 대한 추정 결과

이제 추정된 소득과정 결과를 이용하여 2007년 연금개혁이 소득대체율에 미치는 효과를 파악해 보기로 하자. 구체적으로 추정된 소득과정에 따라 10,000명의 개인의 연령별 소득 규모 및 소득 존재 여부에 대한 자료를³²⁾ 생성하여 개인별 연금월액을 계산하는 방식을 이용한다. 여기서는 두 가지의 시뮬레이션 결과를 제시한다. 우선 연금개혁의 효과를 각각의 연금제도가 가입자 개인의 일생 동안 적용된다는 가정

32) 개인 소득이 없는 해는 국민연금에 가입하지 않은 것으로 가정한다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 51

하에서 비교한다. 이것은 이전의 제도개혁 효과 및 새로운 제도로의 이행과정을 배제하고 순수히 두 제도가 가져오는 연금급여 차이를 비교하기 위해서다. 다음으로 출생집단별로 제도개혁이 차별적인 효과를 가져옴에 착안하여 각 출생집단에 따라 소득대체율 인하 효과를 제시할 것이다.

가) 가정

분석의 편의를 위해서 다음과 같은 가정을 사용하자.

- 개인들은 26세 이후 국민연금에 가입할 수 있다.
- 소득이 있는 개인은 연금에 가입되어 있다.
- 연금의 균등부분(A)은 개인들의 임금상승률에 따라 증가한다.
- 기준소득의 상하한은 균등부분(A) 변화에 따라 비례적으로 조정된다.

이상에서 사용된 가정들은 계산과정에서 불가피하게 사용되어야 하는 것으로, 이론적 정당성을 찾기는 쉽지 않다. 따라서 시뮬레이션 결과를 얻기 위한 기술적인 가정으로서 불가피하게 사용되는 가정이란 사실을 염두에 두어야 한다. 따라서 시뮬레이션에서 제시되는 결과들을 소득대체율 인하에 따른 정책 효과에 대한 수치 분석 및 모수 추정으로 받아들이기보다는 연금개혁이 소득대체율에 미치는 효과에 대한 대략적인 개관으로 인식하여야 무리가 없을 것이다.

구체적으로 개별 가정에 대해 살펴보자. 우선 모든 개인들이 26세에 국민연금에 가입한다는 가정은 소득자료 생성에서 이용된 초기값, 즉 24세에 이미 45.5%의 개인에게 소득이 있다는 가정에 적합하지 않게 된다. 차후 사업장 가입대상 연령 하한인 18세로 전체 모형을 확장함으로써 보다 현실적인 분석이 가능하게 될 것이다. 두 번째로 소득이

있는 모든 사람이 연금에 가입할 것이라는 가정³³⁾ 역시 사업소득자 또는 임의가입자를 고려하지 못한다는 한계가 존재한다. 세 번째 가정은 연금소득의 균등부분을 결정하는 최근 3년간 가입자 평균소득에 관한 것으로, 이 부분은 거시적 요인, 인구·사회학적 요인 등에 의해 영향을 받는다. 이들 요인을 반영한 균등소득(A)에 대한 보다 엄밀한 추정을 바탕으로 세 번째 가정이 개선될 수도 있을 것이다. 마지막으로 기준소득의 상하한선은 제도적인 요인으로 다른 경제적인 변수들과는 달리 가정에 대한 이론적 정당성 확보가 어렵다. 다만, 오랜 기간 상하한선이 고정됨에 따라 많은 개인들이 기준소득 최고등급에 속해 있는 문제로 인하여 현재 정부는 기준소득 상하한선을 균등부분에 비례하여 자동적으로 조정하는 방안을 추진하고 있다는 점이 정당화의 근거로 지적될 수 있다. 실제 연금개편의 효과를 도출하려는 다른 연구들에서도 유사한 가정을 채택하였다. 예컨대, 강성호 외(2008)에서는 상하한선은 $4/3A$ 를, 하한선은 최저생계비에 따라 연동한다고 가정하였다. 또한, 김상호(2008)는 상하한선을 2013년부터 균등부분의 2.5배와 3.3배로 인상한다는 가정을 이용하였다.

주어진 가정들 아래서 연금급여 및 소득대체율 계산 과정을 살펴보자. 개인의 가입기간 동안의 월평균 급여(B)는 아래와 같다.

$$B = \sum_{t=26}^{60} \alpha_t \tilde{y}_t \quad (2.11)$$

- α_t : 연령 t 시점의 소득에 대한 재평가율
- \tilde{y}_t : 연령 t 시점의 명목소득

33) 두 번째 가정은 암묵적으로 모든 사람의 소득이 정확하게 포착된다는 사실을 포함한다. 적어도 연금과 관련하여서는 가입자가 실제 소득보다 낮게 혹은 높게 신고하지 않는다는 것이다.

A_t 가 t 연령에서의 균등부분을 나타낸다면, $\alpha_t = \frac{A_{60}}{A_t}$ 라는 관계를 만족한다. 재평가율은 균등부분(A)에 비례하여 결정되기 때문이다. 이 관계식을 반복적으로 적용하면 α_t 는 다음과 같이 정리된다.

$$\alpha_t = \prod_{j=t+1}^{64} (1 + g_j) \quad (2.12)$$

- g_j : 연령 j에서의 명목임금 상승률³⁴⁾³⁵⁾

한편, 연령 t 시점의 명목소득 \tilde{y}_t 는 26세 시점에서의 현재가치로 평가된 소득수준 y_t 와 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\tilde{y}_t = \left(\prod_{j=26}^t (1 + g_j) \right) y_t \quad (2.13)$$

이 결과들을 종합하면 가입기간 동안의 평균소득 B는 아래와 같이 표현된다.

$$B = \left(\prod_{j=26}^{60} (1 + g_j) \right) \times \sum_{t=26}^{60} y_t \quad \text{와} \quad A_{60} = \left(\prod_{j=26}^{60} (1 + g_t) \right) A_{26} \quad (2.14)$$

따라서 소득대체율은 개인의 특정연령에서의 가치로 환산된 정보만으로 계산가능하게 된다. 즉,

34) \tilde{g}_j 와 π_j 를 각각 실질 임금상승률과 물가상승률이라고 하면 $1 + g_j = (1 + \pi_j)(1 + \tilde{g}_j)$ 가 성립한다.

35) 기존의 연구들은 실질 임금상승률과 물가상승률에 대한 가정을 직접적으로 사용하는 방식을 사용한다.

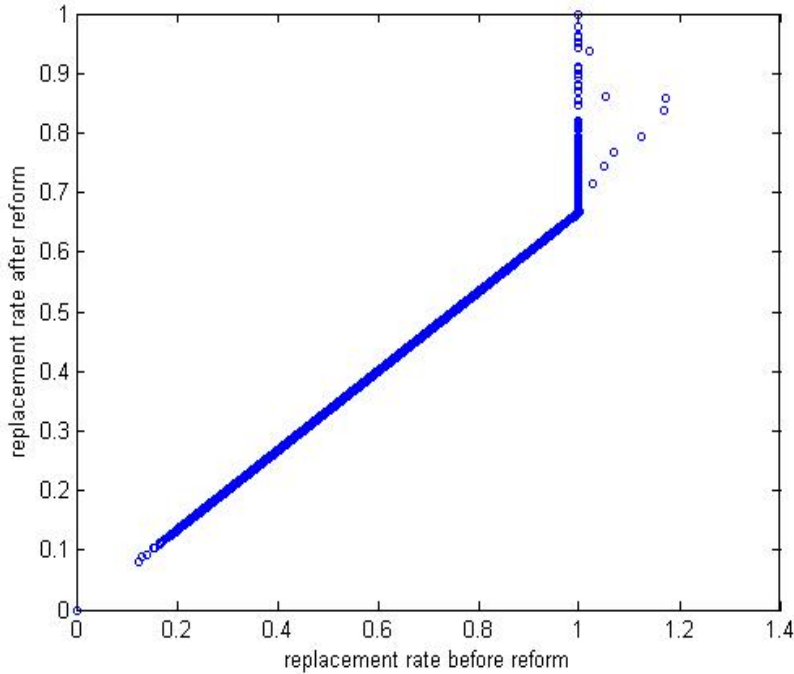
$$\text{소득대체율} = \text{상수} \times \frac{A_{26} + \sum_{t=26}^{60} y_t}{\sum_{t=26}^{60} y_t} \quad (2.15)$$

나) 추정 결과

2007년 제도개혁 전후의 연금만의 효과를 비교하기 위해 각각의 연금제도가 개인의 일생동안 적용되는 것을 가정하였다. 예컨대, 60% 소득대체율을 보장하는 개혁 이전의 연금제도가 개인의 근로연령 즉, 26~60세까지 적용되는 경우와 같은 기간 동안 40%의 소득대체율이 적용되는 경우를 비교한 것이다. 물론 현실에서 개혁이 미치는 효과는 앞서 기술한 바와 같이 개인의 연령, 2028년까지의 점진적으로 소득대체율을 인하한다는 적용규칙에 따라 더욱 복잡하게 나타날 것이다.

2007년 국민연금 개혁은 소득대체율 인하와 함께 연금 수급연령을 60세에서 65세로 늦췄다. 그러나 연금 가입연령은 60세로 변하지 않았기 때문에 주어진 가정 아래서 연금 가입기간 및 해당 기간 동안의 연금기여분은 변하지 않는다. 그러므로 개혁 이후 오히려 연금급여가 증가하는 경우는 발생하지 않는다. 연금급여에 대한 상한 제약이 적용되지 않는다면 이전의 2/3 수준으로 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 구체적으로 35년간 가입한 대표적인 가입자의 경우 연금의 소득대체율은 개혁 이전의 52.5%에서 개혁 이후 35%로 하락한다.

[그림 II-3] 연금개혁 전후 소득대체율



[그림 II-3]은 연금개혁의 결과 대부분의 가입자들에게서 소득대체율 하락이 발생하였음을 보여준다³⁶⁾. 60%에서 40%로의 소득대체율 변화 결과 대다수 개인들의 실제 소득대체율이 2/3 수준으로 낮아진 것이다. 약 1.4%의 가입자는 기존 제도 아래서 연금 상한 제약을 받고 있었다. 이들 가입자에 대한 연금의 소득대체율 감소폭은 1/3보다 작은 수준이다. 가입자 전체를 대상으로 할 때, 연금급여액은 개혁 이전 91만원에서 개혁 이후 61만원으로 약 30만원 감소한 것으로 나타난다. 소득대체율은 47.5%에서 31.8%로 약 15.7%포인트 하락한 것으로 나타난다. 대부분의 가입자가 1/3에 해당하는 소득대체율의 감소를 경험하였기 때문에, 연금급여의 감소폭은 가입자의 평균급여(B)의 증가에 따라 증가하는 경향을 보이고 있다. 이와는 다르게 소득대체율의 감소폭은 평균급여의 증가에 따라 감소하는 경향이 관측된다. 연금의 소득

36) 99.9%의 가입자들에게서 소득대체율 인하가 관측되었다. 연금급여액을 기준으로 비교하여도 동일한 결과를 얻는다.

대체율이 가입자의 소득이 증가할수록 낮아지도록 설계되어 있기 때문이다.

이상에서 대부분의 경우에 연금개혁이 2/3의 비례적 효과를 가져온다는 사실을 확인할 수 있었다. 연금급여 및 소득대체율의 비례적 감소가 발생하였던 이유는 대부분의 가입자들이 연금산정시에 상한액에 대한 제약을 받지 않았기 때문이다. <표 II-5>의 단순한 계산에 따르면 소득이 낮을수록, 가입기간이 길수록 연금상한액에 대한 제약을 적용받을 가능성이 높아진다. [그림 II-4]에 따르면 시뮬레이션을 위해 사용한 10,000명의 가상적 자료에 대한 연금 가입기간 및 가입기간 내 평균소득(B)에 대한 분포에서 대부분의 가입자들이 높은 소득구간에 분포하여 있었다. 가입기간 내 평균소득이 제약으로 작용할 가능성이 있는 소득구간은 7등급 이하이나, 가상의 자료 중 이에 해당하는 가입자는 0.1% 미만이었다³⁷⁾. 또한, 최대 가입기간이 35년으로 제한되었던 사실도 비례적 감소를 설명하는 하나의 요인이다.

37) 연금소득 제한에 걸려 있는 대부분의 가입자는 가장 최근 가입기간 5년간의 평균소득을 넘을 수 없다는 제약에 걸려 있었다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 57

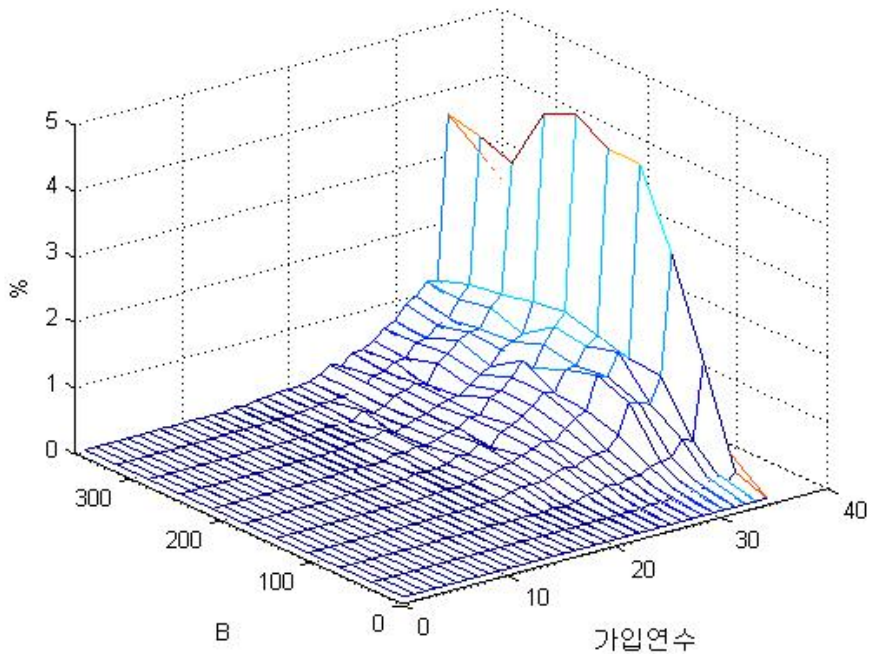
〈표 II-9〉 소득분위별 연금급여와 소득대체율 변화

(단위 : 만원, %)

구분	B	연금급여			소득대체율		
		개혁 전	개혁 후	감소분	개혁 전	개혁 후	감소분
전체	212	91	61	30	47.5	31.8	15.7
1분위	78	59	40	19	78.5	53.8	24.7
2분위	117	69	45	24	59.0	39.4	19.6
3분위	145	76	51	24	52.6	35.1	17.5
4분위	171	81	54	27	47.6	31.8	15.8
5분위	197	88	59	29	44.8	29.9	14.9
6분위	223	94	63	31	42.3	28.2	14.1
7분위	251	100	67	33	39.9	26.6	13.3
8분위	281	107	71	36	38.1	25.4	12.7
9분위	312	116	77	39	37.0	24.7	12.3
10분위	347	123	82	41	35.3	23.5	11.8

주: 1) 소득분위는 연금 개혁 이전 가입자의 가입기간 동안의 평균소득월액 (B)을 기준으로 분류
 2) 연금급여는 2009년 현재가치로 평가

[그림 11-4] 평균소득월액과 가입연수 분포
(연금개혁 이후, 2009년 현재가치 기준)



다음으로 출생집단에 따른 연금개혁의 실질적 효과에 대해 생각해 보자. 개혁 이전의 연금기여액에 대해서는 기존의 소득대체율을 적용하는 동시에 새로운 소득대체율로의 이행이 점진적으로 이루어지도록 규정되어 있으므로, 출생집단별로 연금개혁에 따른 효과가 상이하게 나타난다. 즉, 2007년 현재 나이가 많은 가입자일수록 생애 가입기간 중 낮은 소득대체율을 적용받는 기간이 감소하게 된다³⁸⁾. 그러므로, 늦게 국민연금에 가입한 가입자일수록 연금개혁에 따른 연금급여 수준의 감소폭이 클 것으로 예상할 수 있다.

구체적인 출생집단별 효과를 알아보기 위해, 이전과 유사한 시뮬레이션 방식을 사용하였다. 동일한 가정을 유지하되, 각 연도에 따라 소

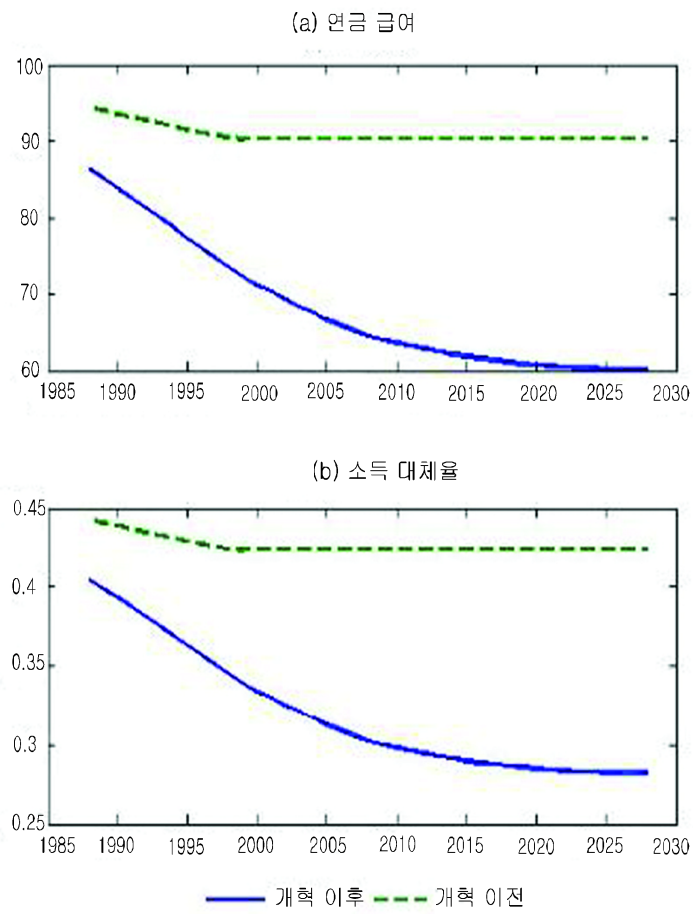
38) 1988년에서 1998년까지 70% 소득대체율을 적용받은 것도 또 다른 요인이다.

II. 2007년 국민연금 개혁의 연금자산 효과 59

특대체율이 상이해지는 제도를 반영하였다. [그림 II-5]는 각 출생집단의 평균 연금급여액 및 소득대체율을 보여준다. 가로축에 표시된 연도는 각 집단의 연금 가입연도를 뜻한다. 2007년의 연금개혁이 없다는 가정 아래서 모든 집단은 원칙적으로 동일한 연금급여 및 소득대체율을 갖는다. 다만, 1999년 이전 가입자들은 가입 시점이 빠를수록 높은 연금급여 및 소득대체율을 갖는다. 이는 2007년 연금개혁을 제외하더라도 연금도입 이후 점차적으로 소득대체율을 인하한 결과이다. 2007년 연금개혁은 2008년 현재 연금에 가입해 있는 모든 출생집단은 물론 이후에 가입하는 출생집단에 대해서도 차별적인 효과를 가져온다. 1988년에 가입한 가입자의 평균급여는 개혁 이전 약 94만원에서 개혁 이후 86만원 수준으로 약 8만원 감소하게 되나, 2008년 가입자의 평균급여는 90만원에서 65만원으로 약 25만원 정도 하락한다. 소득대체율 역시 가입기간이 늦춰질수록 그 감소폭이 더욱 커지는 것을 알 수 있다. 2028년 가입자의 경우 앞서의 분석 결과에서 보는 바와 같이 2/3 수준으로의 하락을 보이거나, 그 이전 세대는 이보다는 낮은 소득대체율 하락을 경험하게 된다.

지금까지의 시뮬레이션 분석은 40년 동안 가입한 표준 가입자를 가정한 추정방식이 연금개혁의 효과를 지나치게 단순화하는 문제점이 있음을 보여준다. 연금개혁은 가입자 개인별 소득, 연령, 가입기간에 따라 이질적인 효과를 야기한다는 점을 간과하는 것이다. 또한 제도 변화에 따라 노동공급 등의 연금수급액 주요 결정 요인이 변화함을 감안한다면 단순화의 문제점은 더욱 커진다. 본절에서 제시한 시뮬레이션 결과 역시 여러 제약적 가정에 의존하였다는 한계를 갖는다. 이후에 제시될 다기간 최적화 모형 등 방법적 개선 및 주요 가정에 대한 현실화를 통해 보다 개선된 결과를 얻을 수 있을 것이다.

[그림 II-5] 출생집단별 연금개혁 효과



Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석

2007년의 국민연금법 개정에 따라 기존 국민연금 가입자들은 은퇴 후 소득대체율의 감소를 경험하게 될 것이다. 일반적으로 생애주기모형에 따르면 은퇴 후에 받는 연금액의 축소는 전체 근로기간 동안 가계의 소비·저축 및 노동공급 행태에 영향을 준다. 반면, 완충재고저축 모형(buffer-stock saving model)에 따르면 은퇴에 가까운 사람의 소비·저축 및 노동공급 선택에는 영향을 미치지 않지만 은퇴 시점이 30~40년이나 남은 젊은 사람들의 행태에는 아무런 영향이 없을 것으로 예측된다. 사전적으로 우리나라 국민들의 소비 및 노동공급 행태를 어떤 소비이론모형이 더 잘 설명하는지는 알 수 없다. 이에 본장에서는 수치 분석을 통해 은퇴 후 소득대체율 하락이 우리나라 국민들의 저축 및 노동공급 선택에 연령별로 어떠한 영향을 주는지 살펴보고자 한다.

우선 1절에서는 국민연금 개혁이 가계의 의사결정에 미치는 효과에 대한 국내외 기존문헌을 조사하여 정리하고 있다. 다음 2절에서는 노동공급의 선택이 배제된 동태적 확률 소비모형을 상정한 후 실증분석을 통해 수치 분석에 사용할 모수값을 설정하고, 수치 분석을 통해 가계의 소비·저축행태에 미치는 효과를 파악한다. 3절에서는 노동공급 선택을 포함한 동태적 확률 소비모형을 상정한 후 수치 분석을 수행하여 저축과 노동공급의 선택에 미치는 효과를 파악한다.

1. 선행연구

국민연금 개편 결과에 기인한 은퇴 후 소득대체율의 하락이 가구의 저축 및 노동공급 행태에 미치는 영향을 조사하는 연구는 그 중요성에

비하여 그다지 많이 존재하지 않는다. 국내문헌들은 주로 국민연금법의 개정이 연금자산에 미치는 효과를 추계하여 소득재분배 효과나 민간저축 대체효과를 살펴보는 데 초점을 두고 있다. 국민연금과 노동공급, 특히 젊은 세대의 노동공급 간의 관계에 관한 연구는 많이 이루어지지 않았다. 외국문헌은 주로 공적연금 혜택의 변화가 고령근로자의 은퇴시기의 결정에 미치는 효과³⁹⁾를 검증하거나 공적연금과 민간저축의 대체관계를 검증하는 데 초점을 두고 있다. 외국에서도 국내와 마찬가지로 공적연금 혜택의 변화가 젊은 세대의 노동공급 행태에 미치는 효과에 관한 연구는 아직 활발하게 진행되고 있지 않다(이만우 외(2008)). 아래에서는 공적연금과 저축 및 노동공급의 관계에 관한 주요 연구를 국내문헌과 외국문헌으로 나누어 정리하고 있다.

가. 국내문헌

최근의 연구를 중심으로 살펴보면, 강성호 외(2008)는 2007년 개정된 국민연금제도가 소득분배 및 노동공급 행태에 미치는 영향을 생애소득 관점에서 살펴보았다. 먼저, 법 개정으로 인한 생애소득⁴⁰⁾의 변화를 측정 후 생애소득의 분배상태를 분석하였다. 또한 국민연금법 개정으로 인한 국민연금급여수준 하락이 노동공급에 미치는 효과도 검증하였다. 이러한 실증분석을 위하여 강성호 외(2008)에서는 『한국노동패널』 1~9차년도에 대한 개인자료를 사용하였다. 지니계수를 사용하여 소득재분배 효과를 살펴본 결과 국민연금법 개정으로 지니계수가 0.2669에서 0.2678로 증가하여 소득분배가 미미하게 악화된 것으로 나타났다. 이는 보험료율이 불변인 상태에서 법 개정으로 인한 저소득층

39) 이는 20세기 후반 이후 고령근로자의 노동시장참가율이 급격히 감소하는 현상을 설명하는 데 연구의 초점이 맞춰져 있기 때문이다(보다 자세한 설명은 이만우 외(2008) 참조 바람).

40) 생애소득은 생애근로소득에서 생애보험료를 차감한 후 생애연금액을 합산한 것으로 정의하고 있다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 63

의 연금급여액 감소가 상대적으로 큰 것으로 해석하고 있다. 한편 2007년 국민연금법 개정이 노동공급에 미치는 효과를 살펴본 결과, 연금자산이 노동공급에 양(+)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. 따라서 법 개정으로 인해 기대 연금급여 수준이 연평균 377.04만원에서 357.36만원으로 감소함에 따라 노동공급확률이 평균적으로 1.12% 감소한 것으로 추계하였다. 이는 노동공급에 대한 연금자산의 자산효과(wealth effect)⁴¹⁾보다는 보험료 대비 높은 연금급여 혜택을 받음에 따른 근로유인 효과⁴²⁾가 더 큰 것임을 시사한다.

이만우 외(2008)는 『한국노동패널』 1~7차년도 남성 임금근로자 자료를 사용하여 국민연금제도가 근로세대인 젊은층의 노동공급에 미치는 효과를 실증분석하고 있다. 분석 결과에 따르면 연금급여가 10% 상승하면 근로시간이 2% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 연금자산과 노동공급 간의 양(+)의 관계는 강성호 외(2008)와 유사한 것으로 노동공급에 대한 연금자산의 자산효과(wealth effect)보다 ‘저부담·고급여’ 체계에 따른 대체효과가 큰 것으로 나타났다. 한편 이만우 외(2008)는 국민연금과 노동공급 간의 관계에 대한 외국문헌을 충실히 소개하며 이 분야의 연구 흐름을 파악하는 데 도움을 주고 있다.

김상호(2008)는 2007년 국민연금법 개정 및 추후 논의 예정인 보험료를 인상 등이 소득재분배에 미치는 효과를 분석하였다. 이를 위해 『한국노동패널』 1~9차년도 조사자료를 이용하여 국민연금 가입자의 생애소득을 추정하고 있다. 그 결과, 법 개정 후 지니계수 추정치가 법 개정 전 지니계수 추정치와 비교하여 소폭 증가하여 법 개정으로 국민연금의 소득재분배 효과가 제한적이거나 축소된 것으로 나타났다. 그러나 2007년 법 개정과 동시에 기초노령연금제도를 도입한 사실에

41) 여가가 정상재(normal good)임을 가정하면 (연금)자산이 증가함에 따라 정상재인 여가의 소비가 증가하고, 그 결과 노동공급은 감소하는 효과를 부의 효과(wealth effect)라고 부른다.

42) 이는 대체효과(substitution effect)로 불린다(Krueger & Pischke(1992)) 또는 이만우 외(2008) 참조 바람

주목하여 2007년 국민연금법 개정이 소득재분배 상태를 악화시켰다고 볼 수 없다고 결론짓고 있다. 이는 2008년부터 저소득층 노인에게 제공되는 기초노령연금이 소득분배를 개선하는 효과를 가지고 있기 때문이다.

홍민기(2009)는 국민연금의 도입이 저축과 노동공급에 미치는 영향을 준실험적 방법을 통해 분석하고 있다. 1999년 국민연금제도 변화에 따라 자영업자 중 연금에 가입한 집단(처방집단)과 가입하지 않은 집단(통제집단) 간의 저축 및 노동공급 행태의 차이를 분석하고 있다. 또한 저축과 노동공급에 대한 동학모형을 설정하여 국민연금이 어떤 경로를 통해 얼마만큼의 영향을 미치는지 시뮬레이션 기법을 통해 분석하고 있다.

홍민기(2009)의 분석 결과에 따르면, 평균적으로 국민연금의 도입은 저축에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히, 저축률이 50분위 미만 또는 75분위 이상인 가구들은 거의 영향이 없는 반면, 저축률이 중위수준에 속한 가구들의 경우 국민연금 도입이 저축률을 약 25% 대체하는 것으로 조사되었다. 연금이 저축을 대체하는 비율이 낮은 이유는 예비적 동기 및 유산상속 동기로 인한 저축이 존재하기 때문이며, 연금 수령에 대한 불확실성은 연금의 저축 대체성에 큰 영향이 없는 것으로 제시되었다. 한편, 국민연금의 도입은 주당 노동시간에 영향을 거의 미치지 않는 것으로 나타났다. 평균적으로 국민연금의 도입이 주당 노동시간을 0.1~4.1시간 줄이는 것으로 실증분석되었지만, 그 효과가 통계적으로 유의하지는 않았기 때문이다. 다만, 현재의 연금제도와 연금에 대한 기대가 불변이라는 가정하에서 국민연금 도입으로 인해 현재의 청년층은 60세 이상 고령이 되었을 때 노동공급을 주당 약 16.5시간 줄일 것으로 예측하고 있다.

나. 외국문헌

Attanasio and Brugiavini(2003)는 연금자산과 저축과의 대체관계는 중요한 연구주제이지만 공적 연금자산이 사적 저축을 대체하는 수준에 대한 합의가 없음에 주목한다. 그들은 사적 저축과 공적 연금 간의 대체성에 대한 새로운 경험적 증거를 제시하기 위해 1992년 이탈리아 연금개혁 관련 자료를 이용하여 미래 연금수급권의 변화에 대한 가계의 저축탄력성을 측정하여 대체성 정도를 파악하고 있다. 은퇴연령, 수급자격, 조기은퇴 등에 대한 조정을 통하여 연금혜택을 축소하는 것을 골자로 하는 1992년 이탈리아 연금개혁에서 특정 집단 간에 연금자산의 감소효과가 다르게 나타났다. 예를 들면, 공공부문·청년층·높은 교육수준의 근로자들은 민간부문·노년층·낮은 교육수준의 근로자들에 비해 상대적으로 연금자산 감소효과가 컸다. 이에 Attanasio and Brugiavini(2003)는 이중차분법(difference-in-difference)을 통해 연금개혁 전후의 가계조사 자료를 활용하여 사적 저축과 연금자산 간 대체성 정도를 식별하고 있다. 그 실증분석 결과에 따르면, 연금자산은 사적 저축을 대체하는 것으로 나타났고 이런 현상은 중년층에서 두드러진 것으로 파악되었다. 한편, 대체성 정도는 실증분석에 사용한 변수와 표본 등에 의존하는 것으로 조사되었다. 예를 들면, 연금자산 및 미래소득에 대한 추정치를 설명변수로 사용하는 경우에는 특정 연령대에서 완전 대체관계가 존재하였다. 그러나 이런 변수들에 대하여 연령효과를 고려한 대리변수를 사용하는 경우에는 부분적인 대체관계(0.4)만 있는 것으로 나타났다.

Krueger and Pischke(1992)는 1977년 미국 연금법의 개정으로 인한 공적 연금자산 감소가 은퇴시점을 앞둔 남성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지 실증분석하고 있다. 1977년 미국 연금법 개정은 1917년부터 1921년 사이에 태어난 사람들의 공적 연금자산을 예상치 못하게 대폭 감소시킨 반면, 그 이전에 태어난 사람들의 공적 연금자산에는

큰 변화를 가져오지 않았다. 이러한 연금법 개정이 세대별로 받게되는 연금혜택에 차이를 가져온다는 사실에 초점을 두어 노동공급의 차이를 분석한 결과, 1977년 연금법 개정으로 인해 평균적으로 연금자산이 감소하였던 세대는 그렇지 않았던 세대보다 노동공급(노동시장 참여율 및 근로시간)을 더 줄인 것으로 나타났다. 이 결과는 연금자산이 전체 생애자산(lifetime wealth)에서 차지하는 비중이 너무 낮아서 특정 세대에 대한 차별적 연금혜택이 노동공급에 거의 영향을 주지 않게 나온 것으로 해석된다. 또한 추정결과에 기초해 연금혜택의 감소가 당시 유행하던 조기은퇴 경향을 낮출 수 없고, 노동공급에 대한 연금자산의 음(-)의 효과에 대한 기존 시계열 분석이 과장되었을 수 있음을 의미한다고 분석하였다.

Imrohoroglu and Kitao(2009)는 공적연금 개혁이 노동공급에 미치는 효과가 노동공급의 시점간 대체탄력성(Intertemporal Elasticity of Substitution, 이하 IES)의 크기에 얼마나 의존하는지 분석하고 있다. 일반적으로 노동공급의 IES는 정책 변화 또는 요소가격 변화에 따른 노동공급의 반응을 결정짓는 중요한 모수로 알려져 있다. 그럼에도 그 모수값에 대한 합치된 견해는 존재하지 않아 연구자마다 상이한 값을 효과 분석에 사용하고 있다. 따라서 IES의 선택에 따라 공적연금 개혁이 노동공급에 미치는 효과가 어떻게 달라지는지 분석할 필요성이 제기되었다. 이에 Imrohoroglu and Kitao(2009)는 시뮬레이션 기법을 통해 기존문헌에서 사용된 여러 가지 IES 값에 따른 연금개혁⁴³⁾ 효과의 차이를 분석하였다. 그 결과에 따르면, 연금개혁의 총노동공급 효과는 IES 값에 크게 의존하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 연금개혁이 생애기간 동안의 노동시간 배분에 미치는 효과는 설정된 IES 값에 크게 의존하는 것으로 분석되었다. 연금개혁이 이루어지면 노동시간이 근로기간 초기에서 말기로 재배분되며, 이런 재배분 효과는 IES 값이 커질

43) 본 연구에서 연금개혁이란 현행 사회보장 기여금과 혜택을 50% 감소시키거나 현행 pay-as-you-go 연금제도를 폐지하는 것을 상정하고 있음

수익 크게 증가하는 것으로 나타났다.

2. 단순모형: 저축행태 분석

본절에서는 불확실성하에서 소비자의 다기간 효용극대화 문제를 상정하고 2007년 국민연금 개혁의 주된 내용인 은퇴 후 소득대체율의 감소가 가계의 소비와 저축 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 본절의 모형은 노동공급의 선택 문제를 고려하고 있지 않기 때문에 단순모형이라고 칭한다. 그리고 다음 절의 모형에서는 노동공급의 선택 문제를 고려하기 때문에 확장모형으로 칭한다.

가. 모형 개요

본 연구에서 사용하는 단순모형은 소비자의 효용극대화 문제를 풀기 위해 Carroll(1997) 및 Gourinchas and Parker(2002, 이하 GP(2002))에서 사용하고 있는 전형적인 소비행태에 대한 이산 시간형(discrete-time) 생애주기모형(life-cycle model)이다. 소비자들의 근로기간은 t_0 기부터 T 기까지이며 그 이후에는 은퇴를 하게 된다. 근로기간을 나타내는 t_0 와 T 는 외생적으로 주어진 것으로 가정한다. 그리고 기간의 시간단위는 1년이다. 근로기간($t_0 \leq t \leq T$) 동안 소비자는 특정 확률과정을 따르는 (세후) 근로소득을 Y_t 만큼 벌고, 근로기간 진입 시점에는 외생적으로 주어진 금융자산(A_{t_0})을 일정 수준 보유한다고 가정한다. 아래에서는 선호체계, 예산제약, 소득의 확률과정 등에 대하여 기술하고, 동태적 확률 최적화 문제를 상정한 후 해를 구하기 위한 1차 조건을 도출하고 있다.

1) 선호체계

본 모형에서 사용하는 선호체계는 가법적이고 시간에 따라 분리 가능한 폰노이만 모겐스타인 (von Neumann-Morgenstern) 효용함수이다. 그리고 기간 간에는 시간할인요소(β)를 적용하여 미래 효용을 할인하여 현재가치화하고 있다.

$$E_{t_0} \left[\sum_{t=t_0}^T \beta^{t-t_0} u(C_t) + \beta^{T-t_0+1} V_{T+1}(A_{T+1}, \tilde{H}_{T+1}) \right] \quad (3.1)$$

여기서 C_t 는 t 기의 소비를 나타내며, A_t 는 t 기의 총금융자산(total financial asset)을 나타낸다. \tilde{H}_{T+1} 은 은퇴 이후 받게 되는 연금급여액을 나타낸다. V_{T+1} 은 은퇴 이후에 누리는 효용을 $T+1$ 기 시점으로 현재가치화한 것이다.

기간 효용함수의 형태는 아래와 같이 상대적 위험회피 계수가 불변인 효용함수(Constant Relative Risk Aversion Utility Function)를 가정한다.

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (3.2)$$

여기서 ρ 는 상대적 위험회피 계수를 나타낸다.

2) 예산제약

단순모형에서의 동태적 예산제약은 모든 근로기간($t_0 \leq t \leq T$) 동안 다음과 같다.

$$A_{t+1} = R(A_t + Y_t - C_t) \quad (3.3)$$

여기서 A_t 는 완전히 유동적인 총금융자산이며, Y_t 는 주어진 확률 과정을 따르는 근로소득이다. R 은 고정된 세후 실질 조이자율(gross real interest rate)을 나타낸다.

3) 근로소득의 확률과정

앞서 언급한 바와 같이 근로소득(Y_t)은 특정한 확률과정을 따르는 확률변수이다. 특히, 외생적으로 주어진 근로소득 Y_t 는 아래와 같이 항상소득 부분(P_t)과 일시소득 부분(D_t)의 곱으로 표현된다고 가정한다.

$$Y_t = P_t D_t \quad (3.4)$$

여기서 항상소득 부분 P_t 는 다음과 같은 추세가 있는 램덤워크(a random walk with drift)를 따른다고 가정한다.

$$P_t = G_t P_{t-1} N_t \quad (3.5)$$

g_t 는 t 기의 항상소득 부분의 소득증가율을 나타낸다고 하자. 그러면, G_t 는 t 기의 항상소득 부분의 증가요소 즉, $G_t = 1 + g_t$ 로 다시 쓸 수 있다. N_t 는 항상소득 부분의 불확실성을 나타내는 확률변수이고, 다음과 같이 평균이 0이고 분산이 $\sigma_{\ln N}^2$ 인 로그-정규분포를 따른다고 가정한다. 그리고 시간에 대해 서로 독립이고 동일한 분포(independent and identically-distributed, i.i.d.)를 갖는다고 가정한다.

$$\ln N_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_{\ln N}^2) \quad (3.6)$$

일시소득 부분 D_t 는 p 의 확률로 0이거나 $(1-p)$ 의 확률로 확률변수 Q_t 가 된다고 가정한다. 확률변수 Q_t 는 N_t 처럼 평균이 0인 로그-정규분포를 따르지만 분산은 $\sigma_{\ln Q}^2$ 라고 가정한다. 항상소득과 동일하게 시점 간에 서로 독립이고 동일한 분포를 갖는다고 가정한다.

$$\ln Q_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_{\ln Q}^2) \quad (3.7)$$

이때 근로소득의 확률적 충격을 나타내는 N_t 와 Q_t 는 서로 통계적으로 독립적이며, 시장에서의 거래를 통해 회피할 수 없는 위험(risk)라고 가정한다.

$$N_t \perp Q_{t'} \text{ for all } t \text{ and } t' \quad (3.8)$$

이상에서 주어진 근로소득의 확률과정에 대한 가정에 따르면 로그-근로소득의 증가는 아래와 같이 MA(2) 프로세스를 따르는 것으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta \ln Y_t = \ln G_t + \ln N_t + \ln D_t - \ln D_{t-1} \quad (3.9)$$

이는 본절에서 설정한 소득의 확률과정이 일반적으로 로그-소득 증가가 3차 이상의 시점에 대해 자기상관을 갖지 않는다는 Abowd and Card(1989)에 일치하는 것임을 보여준다.

근로소득의 확률과정에 대한 가정 중에서 주목해야 할 것은 매 근로기간마다 일시소득 부분이 0일 확률이 존재한다는 점이다. 이는 매 기간마다 근로소득이 0일 가능성이 있음을 의미하기 때문에 일생의 기대 효용을 극대화하려는 소비자는 암묵적으로 항상 총금융자산을 0보다

크게 유지하려고 한다. 즉, 매기 근로소득이 0이 될 수 있는 가능성으로 인해 모든 근로기간($t_0 \leq t \leq T$) 동안 유동성 제약($A_t \geq 0$)이 암묵적으로 가해진다.

4) 최적화 문제의 정규화 및 오일러 방정식

이상의 조건으로부터 주어진 소비자의 효용극대화 문제를 기술하면 다음과 같다. 모든 근로기간($t_0 \leq t \leq T$)에 대하여,

$$V_{t_0}(X_{t_0}, P_{t_0}) = \max_{\{c_t\}_{t=t_0}^T} E_{t_0} \left[\sum_{t=t_0}^T \beta^{t-t_0} \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} + \beta^{T-t_0+1} V_{T+1}(X_{T+1} + H_{T+1}) \right] \quad (3.10)$$

s.t.

$$(1) X_{t+1} = R(X_t - C_t) + Y_{t+1},$$

$$(2) Y_t = P_t D_t, \quad Y_{T+1} = M$$

$$(3) H_{T+1} = \tilde{H}_{T+1} - M$$

여기서 X_t 는 t 기에 사용가능한 모든 자원(cash on hand)을 나타낸다. 근로기간($t_0 \leq t \leq T$)에는 $X_t = A_t + Y_t$ 이고, 은퇴 이후($t > T$)에는 $X_t = A_t + M$ 이다. M 은 연간 실질 연금수급액을 나타낸다. H_{T+1} 은 $T+2$ 기 이후의 실질 연금자산을 $T+1$ 기로 현재가치화한 것이고, \tilde{H}_{T+1} 은 $T+1$ 기 즉, 은퇴시점에서의 실질 연금자산을 나타낸다.

한편, $V_{T+1}(\cdot)$ 은 은퇴 이후 연령에서의 가치함수(value function)를 의미하며, GP(2002)와 같이 다음의 함수형태를 따른다고 가정한다.

$$V_{T+1}(X_{T+1} + H_{T+1}) = \kappa[X_{T+1} + H_{T+1}]^{1-\rho} \quad (3.11)$$

이는 은퇴 이후에 소득과 사망시점 등에 관한 어떠한 불확실성도 없는 상황에서의 가치함수와 동일한 함수형태이다. <부록 2>에서는 이를 증명하고 있다.

한편 Carroll(1997) 및 GP(2002)에서와 같이 근로소득의 비정상성(nonstationarity) 및 수치 분석의 단순화를 위하여 모든 변수에 대하여 항상소득 부분 P 로 나누어 정규화를 시도한다. 이는 식 (3.10)에서 알 수 있듯이 소비자의 효용극대화 문제가 항상소득 부분 P 에 대하여 $1-\rho$ 차 동차함수이기 때문에 가능하다. 즉, 새로운 문제의 가치함수와 기존 효용극대화 문제의 가치함수 간에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\nu_{t_0}(x_{t_0}) = V_{t_0}\left(\frac{X_{t_0}}{P_{t_0}}, 1\right) = \left(\frac{1}{P_{t_0}}\right)^{1-\rho} V_{t_0}(X_{t_0}, P_{t_0}) \quad (3.12)$$

정규화된 새로운 소비자 문제는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \nu_{t_0}(x_{t_0}) & \quad (3.13) \\ = \max_{\{c_t\}_{t=t_0}^T} E_{t_0} & \left\{ \sum_{t=t_0}^T \tilde{\beta}^{t-t_0} \frac{c_t^{1-\rho}}{1-\rho} + \tilde{\beta}^{T-t_0+1} \nu_{T+1}(x_{T+1} + h_{T+1}) \right\} \end{aligned}$$

s.t.

$$x_{t+1} = \frac{R}{G_{t+1}N_{t+1}}(x_t - c_t) + D_{t+1}, \quad t_0 \leq t \leq T$$

여기서 소문자 변수들은 대문자 변수를 항상소득 부분으로 나눈 것임을 나타낸다. 예를 들면 $x_t = X_t/P_t$, $c_t = C_t/P_t$,

$h_{T+1} = \frac{H_{T+1}}{P_{T+1}}$ 이다. 그리고 $\tilde{\beta}^{t-t_0}$ 와 $\tilde{\beta}^{T-t_0+1}$ 은 다음과 같다.

$$\tilde{\beta}^{t-t_0} = \beta^{t-t_0} \left(\prod_{\tau=1}^{t-t_0} G_{t_0+\tau} N_{t_0+\tau} \right) \text{ for all } t_0 \leq t \leq T. \quad (3.14)$$

$$\tilde{\beta}^{T-t_0+1} = \beta^{T-t_0+1} \left(\prod_{\tau=1}^{T-t_0+1} G_{t_0+\tau} N_{t_0+\tau} \right), G_{T+1} = 1, \quad N_{t+1} = 1. \quad (3.15)$$

정규화된 새로운 소비자 문제의 1차 조건인 오일러 방정식을 구하면 다음과 같다.

$$u'(c_t(x_t)) = \beta RE[u'(c_{t+1}(x_{t+1}))G_{t+1}N_{t+1}] \quad (3.16)$$

은퇴 이후에는 소득의 불확실성이 사라지기 때문에 확실성하의 소비 극대화 문제가 됨에 따라 은퇴시점($T+1$ 기)의 최적 소비함수는 다음과 같다⁴⁴⁾.

$$c_{T+1} = \gamma_1(x_{T+1} + h_{T+1}) = \gamma_0 + \gamma_1 x_{T+1}, \quad \gamma_0 = \gamma_1 h_{T+1} \quad (3.17)$$

일반적으로 본 연구에서 고려하고 있는 소비자 문제와 같이 소득의 불확실성이 존재하고 CRRA 효용함수를 가정한 동태적 최적 소비자 문제에서는 닫힌 해(closed-form solution)는 존재하지 않는다. 따라서 은퇴시점의 최적 소비함수와 오일러 방정식을 이용하여 마지막 근로기간부터 역으로 반복해서 수치적으로 푸는 방식을 통해 문제의 해 $\{c_t(x_t)\}_{t_0 \leq t \leq T}$ 를

44) <부록 2>를 참조하면 불확실성이 없는 은퇴 이후의 효용극대화 문제의 최적 소비함수 형태가 식 (3.17)과 같음을 알 수 있다.

찾는다.

아래에서는 본절에서 상정된 단순모형에 존재하는 모수값을 우리나라 자료를 이용하여 추정 또는 추계하는 과정을 보여준다. 이를 기반으로 수치적으로 매 근로기간에서의 최적 소비함수를 도출한다. 그런 다음, 몬테-카를로 시뮬레이션 분석을 통해 은퇴 후 소득대체율의 하락이 저축행태에 미치는 효과를 연령별로 조사하고 있다.

나. 실증분석

1) 분석자료 개요

본 연구에서는 실증분석을 위해 가계조사와 노동패널을 함께 사용하고 있다. 가계조사를 통해 얻어진 대표적인 가구의 연령별 소비행태와 일치하는 이론적 연령-소비 프로파일을 생성하는 값을 효용극대화 문제에 포함된 모수의 추정치로 간주하려 한다. 추정과정에서 두 가지 정보를 필요로 한다. 우선 관측되는 연령별 소비 프로파일이 구축되어야 한다⁴⁵⁾. 실제 연령별 소비 프로파일 구축을 위하여 가계조사를 이용한다. 다음으로 최적화 문제의 해로서 주어지는 이론적 소비 프로파일을 구하기 위해서 소득의 확률과정에 대한 정보가 사전적으로 주어 져야 한다. 시점간 소득 변화는 다시 고정된 부분과 순수하게 확률적으로 결정되는 부분으로 구분된다⁴⁶⁾. 이 중 확률적 요인에 대한 식별은 동일한 가구의 소득에 대한 다기간의 정보를 필요로 한다⁴⁷⁾. 이러

45) 가구원 수 등 소비에 영향을 줄 수 있는 요인을 통제된 상태에서의 연령별 소비 프로파일을 의미한다.

46) 고정된 부분은 G_t , 순수하게 확률적인 과정에 의해 결정되는 부분은 N_t 와 Q_t 에 의존한다.

47) 즉, 가구소득에 관한 정보가 수집된 패널자료를 필요로 한다. 횡단면자료인 가계조사를 이용하는 경우 보다 제약적인 가정하에서만 식별이 가능하다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 75

한 이유에서 다기간 소득 정보를 제공하는 노동패널을 이용하여 가구의 소득 변동을 묘사하는 확률과정을 추정하였다.

가) 가계조사 자료

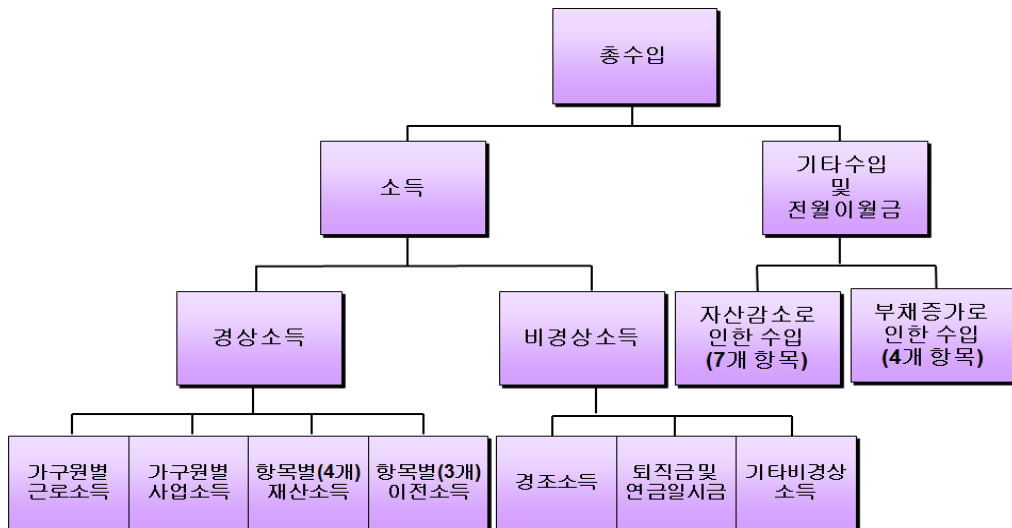
가계조사는 1942년부터 실시된 법정 국가기본 통계조사로서 1963년부터는 매년 통계청이 조사하고 있다. 2002년까지 도시 비농가만을 조사하던 도시가계조사로 불렸으나, 2003년부터 조사대상을 읍면지역 비농가까지 확대하면서 지금과 같이 가계조사로 호칭되고 있다. 가계조사는 전국에 거주하는 가구의 수입과 지출을 조사하여 개별 가구의 생활 실태와 변동사항을 파악하는 것을 목적으로 한다.

매월 조사개시 전에 조사표인 가계부를 조사대상 가구에 배부하여 가구에서 매일 매일의 수입과 지출에 관한 세부적인 금액과 품목명을 직접 기입하는 가계부 기장방식을 채택하고 있다. 하지만 표본에 선정된 가구가 매일 매일 가계 수입과 지출에 관한 세부항목들을 빠짐없이 기록해야 하는 조사상의 어려움으로 2003년도의 경우 가계부 회수율이 월 평균 약 80% 정도에 그치고 있는 실정이다⁴⁸⁾.

가계조사에서 가계수지가 분류되는 방식을 보면 [그림 III-1]과 같다. 먼저, 가구의 수입에 대해서는 수입 유형 및 항목별·가구 구성원별로 분류하고 있다. 여기서 가구 구성원은 가구주, 배우자, 기타 가구원으로 분류된다. 그리고 수입 유형은 크게 소득과 기타 수입 및 전월 이월금으로 구분된다. 소득은 경상소득과 비경상소득, 기타 수입은 자산감소로 인한 수입과 부채증가로 인한 수입으로 구분된다. 경상소득은 다시 가구원별 근로소득, 가구원별 사업소득, 항목별(4개) 재산소득, 항목별(3개) 이전 소득으로 분류된다. 비경상소득은 3개의 항목, 자산감소로 인한 수입은 7개의 항목, 부채증가로 인한 수입은 4개의 항목으로 다시 나뉜다.

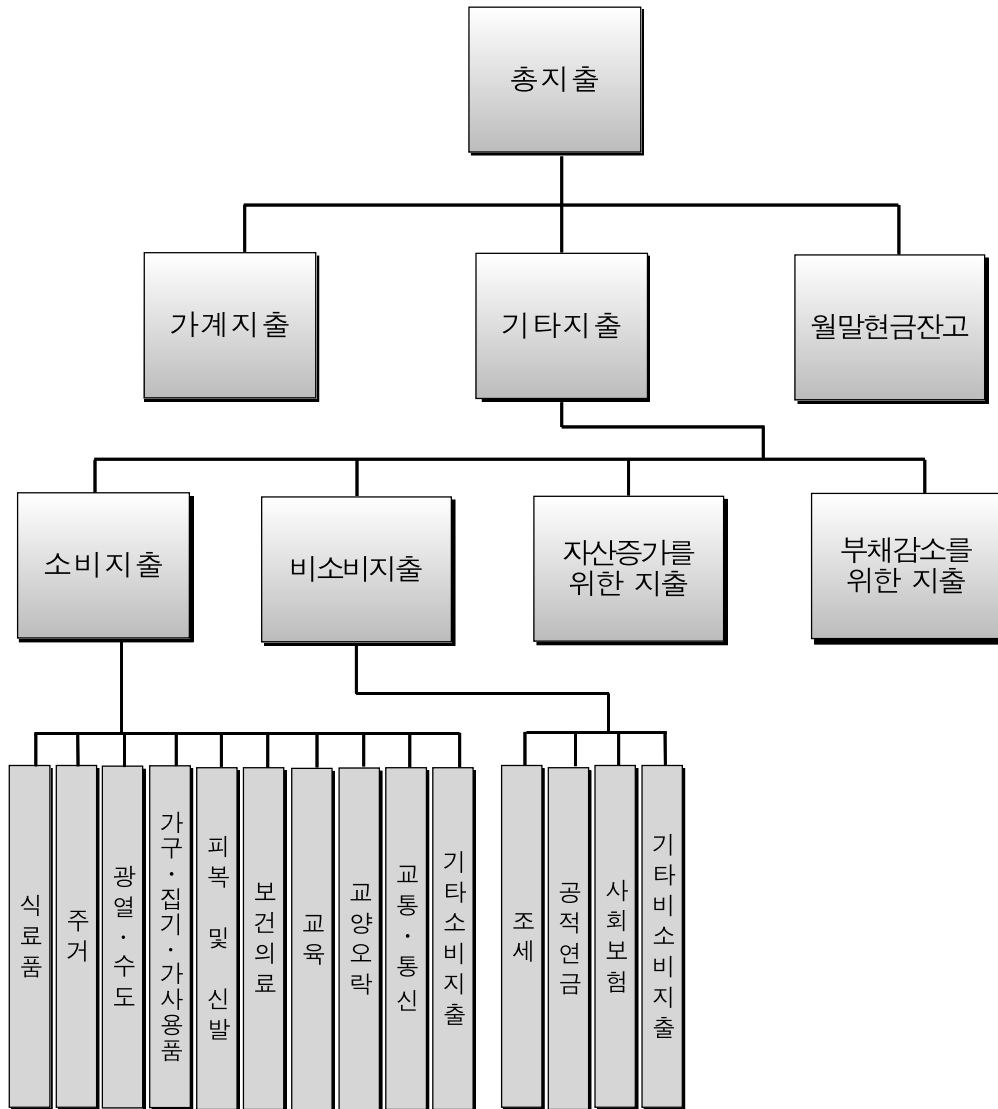
48) 통계청, 「가계조사개요」

[그림 III-1] 가계조사 가구 수입 분류표



[그림 III-2]는 가계조사의 지출 분류를 보여준다. 가구의 총지출은 크게 가계지출, 기타 지출, 월말현금잔고로 분류된다. 가계지출은 다시 소비지출과 비소비지출로 중분류되며, 소비지출은 식료품, 주거, 광열·수도, 가구·집기·가사용품, 피복 및 신발, 보건의료, 교육, 교양 오락, 교통·통신, 기타 소비지출로 소분류된다. 그리고 개별 소분류 항목들은 여러 세부 구성항목들로 나뉘지고 있다. 한편 비소비지출은 조세, 공적연금, 사회보험, 기타 비소비지출로 구분된다. 이렇게 나뉜 비소비지출의 개별 소분류 항목들도 소비지출과 마찬가지로 다시 여러 가지의 세부 구성항목들로 분류되고 있다. 마지막으로 기타 지출은 자산증가를 위한 지출과 부채감소를 위한 지출로 구분된다.

[그림 Ⅲ-2] 가계조사 가구 지출 분류표



소득과 소비의 연령별 프로파일을 구축하기 위해 1998~2008년도 자료를 사용하였다. 해당 기간 중 아래의 기준을 만족하는 17,017가구의 자료를 포함하였다.

- 가구주⁴⁹⁾ 연령이 26세 이상 70세 이하인 가구
- 가구주가 고등학교 재학 이상의 학력을 가진 가구

- 소득정보가 제공되며, 2005년 기준으로 연간소득이⁵⁰⁾ 100만원 이상인 가구
- 내구재, 의료비, 교육비를 제외한 비내구재 소비지출이 월 1,000만원을 넘지 않는 가구

GP(2002)를 따라 분석대상 가구의 연령 및 가구주의 학력을 제한하였다. 소득 정보가 제공되지 않는 가구는 제외하였기 때문에 2003년 이전 자영업자 가구는 분석대상에 포함되지 않았다. 또한, 이사 등의 이유로 1개월 이상의 자료가 누락된 가구 역시 연간 소득 정보가 제공되지 않아 제외되었다⁵¹⁾. 비내구재 소비지출이 월간 1,000만원을 초과하는 자료는 이상치일 가능성을 고려하여 제외하였다.

위의 조건을 만족하는 대상 가구의 요약 통계량(summary statistics)이 <표 III-1>에 제시되어 있다. 가구주의 평균 연령은 약 43.2세이며, 가구주를 포함한 평균 가구원 수는 약 3.7명이다. 약 52%의 가구가 고등학교 졸업, 약 36%의 가구가 2년제 혹은 4년제 대학교 졸업, 5.6%의 가구가 대학원 재학 이상의 학력을 가진 것으로 나타났다. 2005년 기준으로 환산할 때, 가구 평균소득은 약 2,900만원, 가구 평균소비는 2,200만원이다.

49) 가구주는 가계조사 내 남성 가구주와 여성 가구주의 남성 배우자로 정의하였다. 따라서 남성 배우자가 없는 가구는 분석 대상에서 제외된다.

50) 소득과 소비에 대한 정의는 다음 절을 참조하라.

51) 가계조사 원자료는 설문 대상 가계의 소득·소비의 매월 자료를 제공하는 방식으로 연간 자료를 제공하고 있으므로, 특정 가계의 연간 소득·소비는 월간 자료를 합산하는 방식으로 구할 수 있음. 따라서 어느 한 달이라도 응답이 누락된 경우 즉, 해당 가계의 연간 자료 내 응답치가 11번 이하인 경우에는 연간 자료를 도출할 수 없음. 도시가계조사는 응답 누락에 대해 유사한 특성을 갖는 가계의 자료로 대체하거나, 가계간 가중치를 조정하는 방식으로 조정하고 있음. 비슷한 방식을 이용해 누락 가계의 연간 자료를 구하기 위해서는 도시가계조사에서 제공되지 않는 조사월 정보 등을 이용해 누락된 응답치를 귀속(imputation)하는 방식을 고려할 수도 있으나, 본고에서는 이러한 방식을 고려하지는 않았다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 79

〈표 Ⅲ-1〉 표본 통계량(가구주, 가구)¹⁾

구분	평균	표준편차
연령 (세)	43.18	9.28
가구원 수 (명)	3.66	1.01
출생연도		
~1939	2.71%	
1940~1949	10.00%	
1950~1959	26.33%	
1960~1969	43.59%	
1970~1979	16.98%	
1980~	0.38%	
교육수준		
고졸 재학·중퇴	1.47%	
고졸	52.44%	
(전문)대학 재학·중퇴	4.10%	
(전문)대학 졸업	36.37%	
대학원 재학 이상	5.62%	
소득(원) ²⁾	29,378,939	15,806,633
소비(원) ²⁾	22,069,968	9,742,470

주: 1) 가구주는 가구 내 남성을 지칭함. 연령 등의 개인변수는 가구주에 해당하는 변수이며, 소득과 소비는 가구의 소득과 소비를 의미함
 2) 소득·소비에 대한 정의는 다음 절 참조

나) 노동패널 자료

본 연구에서 이용하는 또 하나의 자료는 한국노동연구원에서 실시 중인 한국노동패널조사 자료이다. 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 노동패널)는 1998년부터 매년 개인 및 가구의 경제활동을 관찰하기 위해 실시 중인 국내 유일의 패널조사이다. 노동패널은 도시지역에 거주하는 우리나라의 5,000가구 및 그 구성원을 대상으로 1998년 1차 조사를 시작으로 2008년 11차 조사까지 완료되었다. 조사된 자료는 원자료 형태가 아니라 자료 클리닝(cleaning) 과정 등의 가공과정을 거쳐서 제공됨에 따라 현재까지 1차 조사자료부터 10차 조사자료까지 일반에게 공개되고 있다⁵²⁾.

노동패널은 매년 한 차례씩 동일한 가구 및 그 구성원에 대하여 거의 동일한 조사를 반복해서 실시하기 때문에 원표본 가구를 유지하는 것이 매우 중요하다. 노동패널의 원표본 가구의 유지율은 2차년도(1999년) 88%, 3차년도(2000년) 81%, 4차년도(2001년) 77%, 5차년도(2002년) 76%, 6차년도(2003년) 77%, 7차년도(2004년) 77%, 8차년도(2005년) 77%, 9차년도(2006년) 77%, 10차년도(2007년) 76%이다⁵³⁾.

노동패널의 조사는 1차년도 원가구와 원가구원⁵⁴⁾을 주된 대상으로 행해지며, 출생과 혼인 등으로 원가구에 새로이 추가된 가구원('비원가구원')도 추적하여 조사한다. 또한 혼인 등으로 원가구원이 새로운 가구를 형성한다면 그 가구('신규가구') 및 '신규가구' 내에 존재하는 기타 가구원인 '비원가구원'도 조사대상으로 포함한다.

노동패널 자료는 크게 가구를 조사대상으로 한 가구용 자료와 가구

52) 노동패널 1개년도 자료는 조사설계부터 자료발간까지 2년이 넘는 기간이 소요된다.

53) 노동패널의 원표본 가구의 유지비율은 다른 나라의 주요 패널자료(예: 미국의 PSID, 영국의 BHPS)와 비교해 볼 때 유사함을 알 수 있다(제3회 KLIPS 자료설명회 파워포인트 자료 참조).

54) 원가구에 소속된 만 15세 이상의 개인을 말한다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 81

에 속한 만 15세 이상의 가구 구성원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분된다. 가구용 자료는 가구의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가족관계와 세대간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제상태 및 가계에 부담을 주는 소비 항목 등의 내용을 담고 있으며, 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다.

노동패널의 조사방법을 살펴보면, 가구용 설문은 반드시 직접 면접이 행해지고 있다. 직접 면접의 원칙은 면접원이 가구주 본인이나 가구주의 배우자를 대상으로 면접하는 것이다. 한편 개인용 설문의 경우도 면접원이 설문문항을 응답자에게 구두로 질문하고 이에 대한 응답을 면접원이 기록하는 '면접타계식'을 원칙으로 하지만, 조사대상자를 만나기 어려운 경우에 한하여 유치조사방법이나 전화조사가 이루어진다.

노동패널의 표본설계 및 표본추출 과정을 간략히 살펴보면 다음과 같다. 노동패널의 표본들은 1997년 고용구조특별조사에서 사용한 1995년 인구주택총조사의 10% 표본조사구인 전국의 21,938조사구 중에서 제주도의 263조사구와 군부지역의 2,650조사구를 제외한 전국 도시지역의 19,025조사구이다⁵⁵⁾. 따라서 노동패널 표본의 모집단은 제주도를 제외한 전국 도시 조사구에 거주하는 가구가 된다. 노동패널은 2단계 층화집락계통추출법을 사용하여 모집단으로부터 표본을 추출한다. 1단계에서는 19,025조사구 중에서 1,000개의 조사구를 선정하고 각 조사구 내에서 5가구를 무작위 추출(random sampling)하는 방식이다.

노동패널 자료는 가구용 자료와 개인용 자료로 구성되는데 이를 위하여 사용된 설문지도 크게 가구용과 개인용으로 구분된다. 개인용 설

55) 최초 표본추출단계에서는 군부가 제외되었지만 가구를 추적 조사하는 과정에서 군부로 이주한 가구가 발생하여 최종 표본에는 군부지역 가구가 일부 포함되었다.

문지는 취업자용 설문지와 미취업자용 설문자로 나뉘지고, 취업자용 설문지는 다시 임금근로자와 비임금근로자로 분류된다. 아래 <표 III-2>는 1~10차년도 노동패널의 설문지 구성을 보여준다.

<표 III-2> 1~10차년도 KLIPS 응답자용 설문지의 구성

구분	구성		
1차년도(1998)	가구용 설문		
	개인용 설문	임금근로자 개인 비임금근로자 개인 미취업자 개인	
2차년도(1999)	가구용 설문		
	개인용 설문	유형 ①~⑧ 개인공통	
	신규용 설문		
3차년도(2000)	가구용 설문		
	개인용 설문	유형 ①~⑧ 임금근로자 개인 비임금근로자 개인 미취업자 개인	
	신규용 설문		
	부가조사 설문(청년층)		
	가구용 설문		
4차년도(2001) ~ 10차년도(2007)	개인용 설문	유형 ①~⑧ 취업자 개인 미취업자 개인	
	신규용 설문		
	부가조사 설문	4차년도	건강과 은퇴
		5차년도	없음
		6차년도	중고령자
		7차년도	근로시간과 여가
		8차년도	노동조합과 노사관계
		9차년도	청년용
10차년도	고용형태		

주: 한국노동패널 1~10차년도 조사자료 User's Guide에서 인용함

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 83

본 연구에서는 노동패널을 이용하여 가구소득 자료를 구축하였다. 가구소득의 정의는 가계조사 분석에서 이용한 소득 항목만을 포함하였다. 즉, 가구 총소득 중 세후 근로소득, 공적 이전소득, 기타 소득의 항목을 포함하였다. 이들 항목 중 근로소득의 경우 1차년도에는 지난 1년간 월평균 세후 근로소득을, 2~3차년도에는 작년 한해 동안의 월평균 세후소득을, 4차년도 이후에는 작년 한해 동안의 세후 연간소득을 묻는 방식으로 변경되었다. 따라서 질문 양식에 따라 피설문자의 응답방식이 변할 가능성을 감안하여 본고에서는 4차년도 이후의 자료만을 이용하여 가구소득 자료를 구축하였다.

아래의 조건을 만족하는 3,072가구가 분석 대상으로 포함되었다.

- 적어도 2개년도 이상 양(+)의 가구소득이 관측됨
- 설문기간 동안 가구주가 변하지 않았으며, 가구주 기본 정보에 모순이 없는 가구⁵⁶⁾
- 남성이 가구주이거나 보고된 가구주의 남성 배우자가 있는 가구
- 설문기간 동안 가구주 연령이 25~64세에 해당
- 어느 한 해라도 가구 소득이 해당 가구의 평균소득⁵⁷⁾의 20% 이하로 떨어지지 않은 가구⁵⁸⁾

자료에 포함된 전체 가구 중 91.4%의 가구가 남성 가구주에 해당하였다. 가구주의 평균 연령은 10차년도(2007년) 기준으로 47.8세였다. 2005년 현재가치로 환산하였을 때, 가구 평균소득은 2000년 2,416만원에서 2006년 3,918만원으로 매년 상승하였다. 매년 가구 소득의 변화는 설문에 응답한 가구 조합의 변화, 개별 가구의 특성 변화, 연령 효과,

56) 가구 구성원의 변화에 따른 구조적 소득 변화 가능성을 배제하기 위해서이다.

57) 가구 소득의 평균은 양(+)의 소득이 보고된다는 조건하에서 도출된다.

58) 이 가구들이 포함되는 경우 전체 가구의 소득변동 중 상당한 부분이 이들 가구에 의해 영향을 받기 때문이다.

연도 효과(year effect)의 합으로 나타나며, 이 수치만을 바탕으로 소득증가 요인에 대한 추론을 내리기는 곤란하다.

〈표 Ⅲ-3〉 기초통계량

구분	평균	표준편차
남성 가구주 (%)	91.4	
가구주 연령 (세, 10차년도 기준)	47.8	9.30
가구 소득 (만원)		
2006년	3,918	2,710
2005년	3,698	2,562
2004년	3,383	2,490
2003년	3,214	2,235
2002년	2,984	2,097
2001년	2,773	1,799
2000년	2,416	1,739
N	3,072	

주: 가구 소득은 2005년 현재가치로 환산한 결과임

2) 연령-소비, 연령-소득 프로파일

본절에서는 개인 효용극대화 모형에 포함되는 모수들 추정에 이용하기 위해 연령별 소비 및 소득 프로파일을 구축할 것이다. 소득과 소비 모두 연령에 대하여 역U자형 형태를 갖는 것으로 보고된다. 주어진 현상으로 받아들여지고 있는 연령과 소득간의 관계와는 달리 연령-소비 사이에 존재하는 관계는 기존 연구의 주된 관심영역 중 하나로 간주되어 많은 이론적 연구가 진행되어 왔다. 예컨대, Attanasio et al.(1999)과 GP(2002) 등의 연구는 가구원 수와 출생집단의 효과(cohort effect)를 통제한 상태에서 가구 소비가 30~40세에 약 15%

증가하여 40세 무렵에 최고에 다다르고, 이후 65세까지 30% 정도 감소한다는 사실을 보여준다. 이들 연구에 따르면 연령과 소비 사이에 존재하는 역U자형 관계는 크게 두 가지 이유로 설명된다. 첫째로 불확실성과 유동성 제약이 젊은 세대들의 저축을 증가시키도록 작동하기 때문이다. 다음으로 소비와 여가의 불가분성(nonseparability)으로 인해 소비와 노동공급 사이에 양(+)의 관계가 존재하기 때문이다.

연령별 가구 소비와 소득을 구축하기 위한 개념적 정의는 GP(2002)를 따랐다. 구체적으로 가구 소비는 가구의 소비지출에서 교육비, 의료비를 제한 금액으로 정의하였다. 본 연구에서 고려하고 있는 모형에서 교육비와 의료비 지출은 현재의 효용수준에 직접 영향을 준다고 보기는 다른 유형의 자산에 대한 투자 및 가처분소득에서 발생하는 일종의 불운(bad luck)으로 고려하는 것이 타당하기 때문이다⁵⁹⁾. 한편, 가구 소득은 가구의 근로소득, 사업소득, 사회보장수혜에서 납부세액, 사회보장기여금, 소비에서 제외된 교육비, 의료비 지출을 차감한 금액으로 정의하였다⁶⁰⁾. 본고에서 정의된 가구 소득은 일종의 가처분소득으로 이해할 수 있다. 이 정의들을 따라 계산된 각 연도별 가구 소득과 소비 금액은 소비자물가지수를 이용하여 2005년 현재가치로 환산되었다.

연령별 소비 프로파일 구축의 구체적인 과정에 대해 살펴보자. 본절에서 소개된 효용극대화 문제에서 유도되는 오일러 방정식(Euler equation)을 풀면 아래와 같은 단순형(reduced form)의 소비식을 얻게 된다.

59) 또 한 가지 고려할 사항은 내구재 소비를 포함할 것인가이다. 여기서는 연간 자료를 고려하고 있어 내구재와 비내구재 구분을 따로 하고 있지 않으나, 비내구재 소비지출만을 소비에 포함시켜도 이하에서 제시되는 연령별 소비 프로파일과 유사한 결과를 얻을 수 있다.

60) 납부세액의 경우 가계조사에서 기입된 금액이 실제 부담액인지에 대한 점검이 필요하나, 이는 본고의 범위를 넘어서므로 가계조사에 보고된 수치를 수정 없이 사용하기로 한다.

$$\ln C_{i,t} = \sum_j c_j 1(a_{i,t} = j) + \sum_k d_k 1(b_i = k) + f z_{i,t} + \varepsilon_{i,a,t} \quad (3.18)$$

- $a_{i,t}$: 가구 i 의 t 년도 가구주 연령
- b_i : 가구 i 의 가구주 출생년도
- $z_{i,t}$: 가구 i 의 t 년도 가구원 수
- $\varepsilon_{i,a,t} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$: 교란항

식 (3.18)에 따르면 시점간 가구의 소비수준 변화는 연령별 효과, 특성 변수(가구원 수) 변화와 통제되지 않은 교란항의 변동으로 설명된다. 따라서 연령별 소비 프로파일을 구축하기 위해서 가구원 수의 효과를 통제된 상태에서 연령 변화에 따른 소비 수준의 변화를 측정하려 한다.

회귀분석을 위한 통상적인 가정이 만족된다는 전제하에서 식 (3.18)과 같이 가구의 로그-소비를 연령더미, 출생집단 더미, 가구원 수를 설명변수로 포함하는 회귀식을 추정한다. 식 (3.18)에 대한 추정 결과를 이용하면 가구별 특성 변수를 통제된 상태에서의 평균적인 연령-소비 프로파일의 구축이 가능하다. 가구원 수가 표본평균 \bar{z} ⁶¹⁾인 가구를 고려해 보자. 가구주가 k_0 년에 출생하였다면, 가구주의 연령 a 시점에서 가구 평균 소비에 대한 추정치는 아래와 같다.

$$\widehat{E} [C_a | z = \bar{z}, k = k_0] = \exp\left(\widehat{c}_a + \widehat{d}_{k_0} + \widehat{f}\bar{z} + \frac{1}{2}\widehat{\sigma}_\varepsilon^2\right) \quad (3.19)$$

위 식에서 \widehat{c}_a , \widehat{d}_{k_0} , \widehat{f} , $\widehat{\sigma}_\varepsilon^2$ 는 각각 c_a , d_{k_0} , f , σ_ε^2 에 대한 추정치를 의미한다.

연령별 소득 프로파일도 비슷한 방식으로 도출된다. 다만, 여기서는

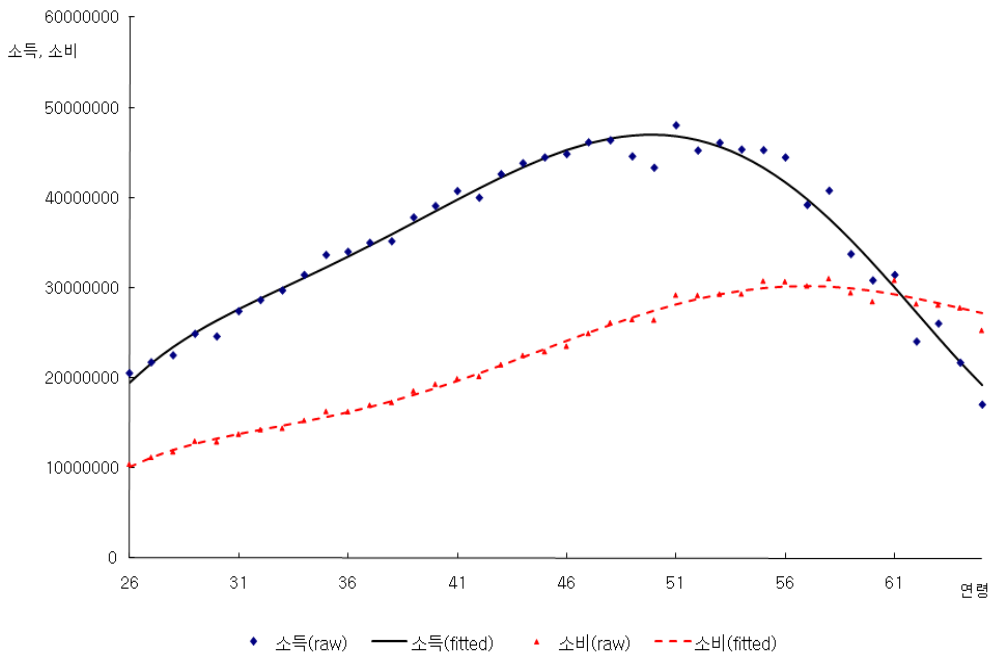
61) $\bar{z} = 3.65$ 명이다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 87

소비모형에서와는 다르게 소득과정에 대한 이론적 모형을 고려하기보다는 외생적으로 주어져 있는 확률과정으로 가정하므로 추약형으로 제시된 연령별 소득 곡선에 대한 근거는 없다. 일반적으로 가정되는 민서(Mincer) 유형의 소득 곡선을 따라 연령, 출생연도의 요인을 통제하여 소비 곡선과 같은 방식으로 관련 모수를 추정하였다⁶²⁾.

[그림 Ⅲ-3] 연령별 소득·소비

(2005년 물가 기준, 단위: 원)



이러한 방식으로 도출된 연령별 소득, 소비함수 추정치와 이들에 대한 평탄화 추세선이⁶³⁾ [그림 Ⅲ-3]에 제시되어 있다. 이를 통해 소득과 소비가 서로 비슷한 모양으로 움직인다는 사실을 확인할 수 있다. 우선, 소득은 연령에 따라 점차 증가하여 53세에 최고점에 도달하고 이후 점차 감소하는 경향을 가진다. 이는 일반적으로 알려진 것과 같

62) 소득식 추정에서 가구원 수는 포함하지 않았다.

63) 소득과 소비 곡선의 평탄화를 위해 연령에 대한 5차 다항식(fifth-order polynomial)을 이용하였다.

이 연령이 증가할수록 연령별 소득 증가가 감소하는 구조를 반영한 결과이다⁶⁴). 소비 역시 연령에 따라 증가하여 58세 무렵 최고점에 도달하고 이후 감소하나, 소득에 비해 느리게 감소한다는 차이점을 보인다.

교육수준 혹은 직군에 따라 세분된 집단의 소득과 소비의 연령별 프로파일 역시 전체 표본을 대상으로 한 경우와 유사한 형태를 보인다. 소득 흐름의 경우 가구주의 교육 수준과 직업에 따라 절대액의 차이 및 최고소득에 도달하는 연령에는 다소간의 차이가 나타나지만, 전체적인 모양에는 큰 차이가 존재하지 않았다. 다만, 자영업자의 소득은 쌍봉(double peak)의 형태를 보이는 점에서 다른 집단과 차별성을 보인다. 자영업자의 경우 연령, 경력, 교육수준 등 결정적인 부분(deterministic part)보다 경제상황 등의 다른 확률적 요인이 전체 소득 결정에서 차지하는 비중이 상대적으로 크기 때문에 일반적인 역U자형과 다른 형태를 가지는 것으로 생각된다⁶⁵).

구체적인 소득 흐름의 크기와 모양 등의 차이로 연령별 소비의 절대수준 역시 교육수준 및 직업별로 다른 수준을 갖는다는 사실을 확인할 수 있다. 그러나 연령별 소득 프로파일과는 달리 세분화된 개별 소비 프로파일 모두 50대 후반에 최고점에 도달한다는 공통점을 보인다. 또한, 개별 소비 프로파일의 모양이 전체 집단의 소비 프로파일 패턴에 상대적으로 잘 일치한다는 사실 역시 연령별 소득 프로파일과 다른 점이다. 집단별 소득흐름의 차별성에도 불구하고 유사한 소비 프로파일이 관측되는 이유는 효용극대화의 조건 즉, 오일러식에서 암시되는 시점간 평탄화(smoothing) 조건이 작동하기 때문이다.

64) 즉, $\frac{\partial^2 y_a}{\partial a^2} < 0$

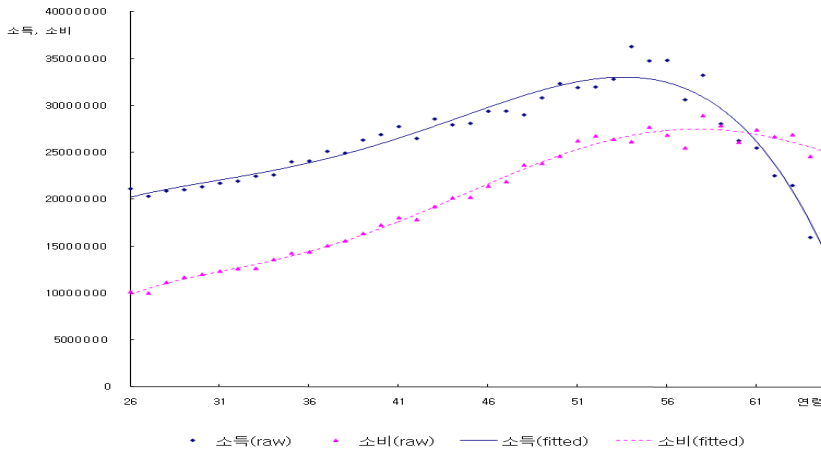
65) 자영업자는 2003년 이후의 조사연도에만 소득정보가 포함되므로 분석에 포함되는 기간이 상대적으로 짧으며, 자료 수가 다른 집단에 비해 상대적으로 적기 때문인 듯하다. 또한, 자영업자 집단의 이질성을 감안하여 보다 세밀한 직군별 구분이 필요하다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 89

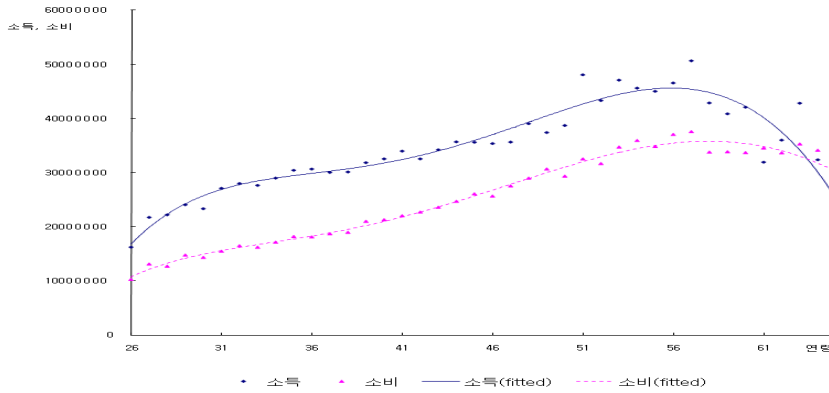
[그림 Ⅲ-4] 연령별 소득·소비

(교육수준 기준, 2005년 물가 기준, 단위: 원)

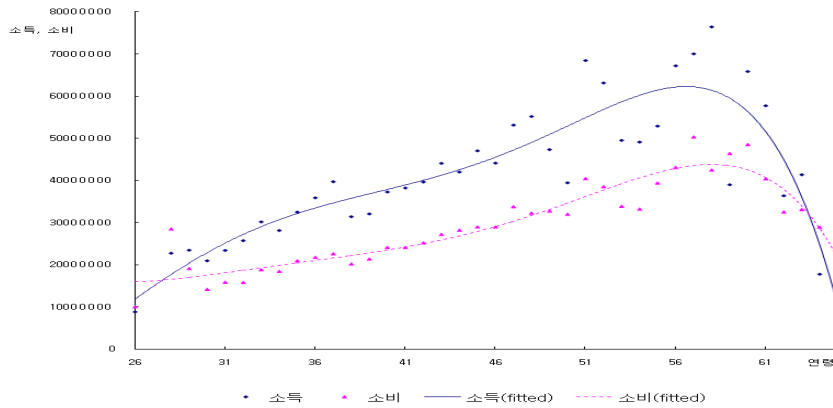
고 졸



대 졸



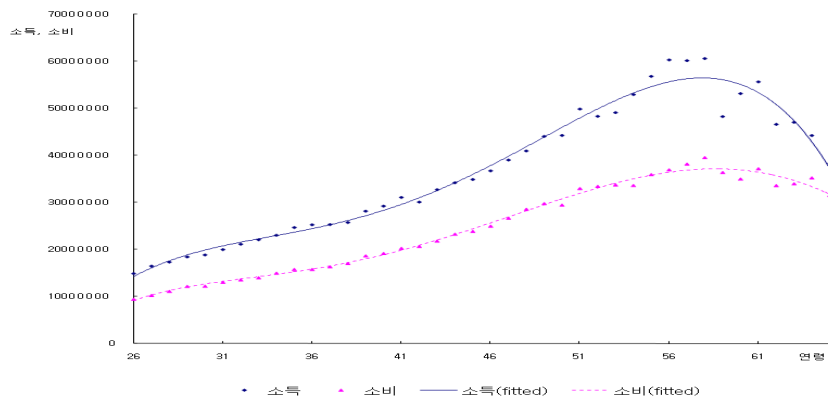
대학원 재학 이상



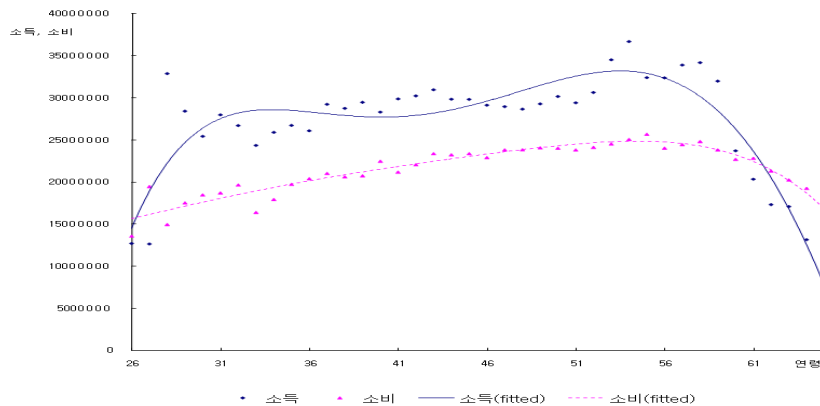
[그림 Ⅲ-5] 연령별 소득·소비

(직업 기준, 2005년 물가 기준, 단위: 원)

근로자



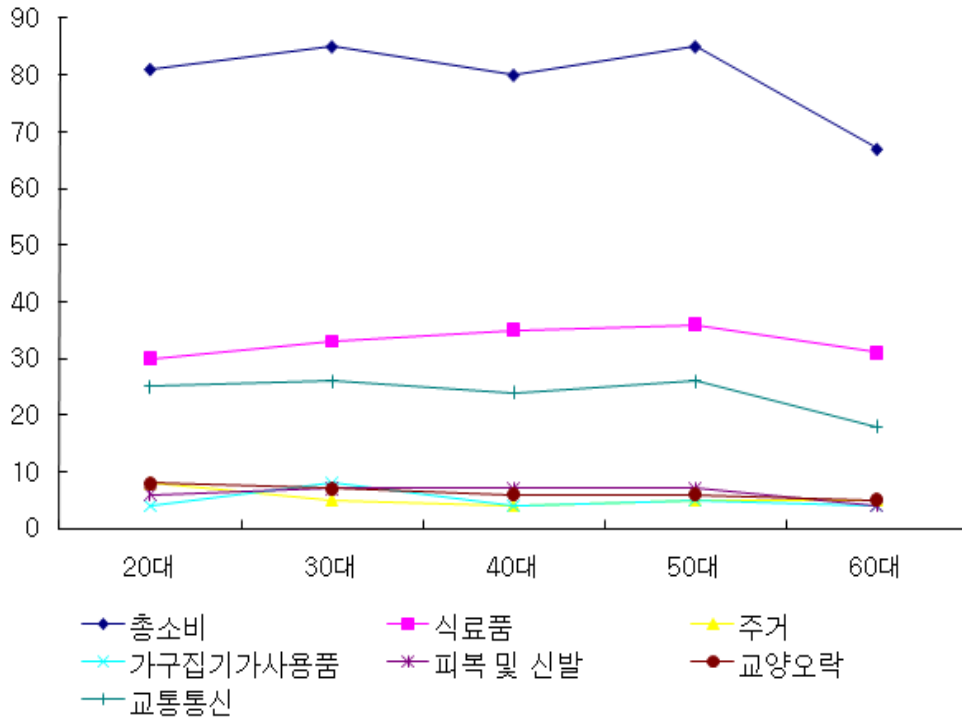
자영업자



소비지출을 항목별로 분류하였을 때, 식료품지출이 전체 소비지출과 유사하게 움직인다는 사실을 확인할 수 있다. 구체적으로 식료품지출 역시 50대까지 점차 증가하다 이후 급격하게 감소하는 경향을 보인다. 이처럼 가구의 총소비지출과 식료품지출이 유사한 움직임을 보이는 것은, 전체 소비지출에서 식료품지출이 차지하는 비중이 크기 때문에 소비지출의 유형화된 특성들은 식료품지출의 특성에 상당부분 의존한 결과이다. 소비지출과 달리 다른 항목의 소비지출은 전체 소비지출에서 나타나는 유형을 반드시 따르지 않는다.

[그림 Ⅲ-6] 연령별 월간 가구 소비지출

(단위: 만원)



주: 1) 2008년 가계조사자료를 이용
 2) 소비지출액은 가구원 수의 제공근을 동등척도로 조정된 가중평균치임

3) 모수값 선정

일반적으로 수치 분석을 행하기 위해서는 앞서 설명한 모형의 주요 모수들의 값을 선정하여 입력해야 한다. 본 연구에서는 모수값을 선정하는 방식으로 자료로부터 직접 설정(calibration)하는 방식과 Method of Simulated Moments(이하 MSM) 방식을 함께 사용하고 있다. 특히 근로소득의 확률과정과 관련된 모수들은 미시자료로부터 직접 추정된 결과를 활용한다. 그리고 시간할인요소, 상대적 위험회피 계수, 초기 자산 등은 MSM 방식을 적용하여 추정한다. 모수값들이 모두 결정되면 오일러 방정식 반복법(Euler equation iteration method)을

통해 각 연령별 최적 소비함수를 도출한다. 그런 다음, 소득대체율의 감소가 연령별 소비 및 저축 의사결정에 어떠한 영향을 주는지 실험적으로 살펴본다.

가) 자료를 활용한 모수값 설정(calibration)

먼저, 근로소득의 확률과정과 관련된 모수들의 값을 설정하는 방법을 살펴보면 다음과 같다.

(1) 소득 확률과정 추정

$\ln y_a$ 를 정규화된 소득이라 하자. 즉, 다음과 같이 정의한다.⁶⁶⁾

$$\ln y_a := \ln Y_a - E[\ln Y_a] \quad (3.20)$$

앞서 기술한 가정하에서 1년간의 소득증가는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta \ln y_a = \ln N_a + \ln D_a - \ln D_{a-1} \quad (3.21)$$

이 식에서는 암묵적으로 두 시점 모두에서 양(+)의 소득이 관측되고 있음을 가정한다. 따라서 위의 식을 아래와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta \ln y_a = \ln N_a + \ln Q_a - \ln Q_{a-1} \quad (3.22)$$

이 결과를 반복적으로 적용하면 d 년간의 소득증가는 다음과 같이

66) $:=$ 는 변수에 대한 정의를 의미한다.

일반화된다.

$$\ln y_{a+d} - \ln y_a = \ln N_a + \dots + \ln N_{a+d} + \ln Q_{a+d} - \ln Q_a \quad (3.23)$$

주어진 가정들로부터 d 년간의 소득증가에 대한 평균은 0이며, 분산은 $d\sigma_{\ln N}^2 + 2\sigma_{\ln Q}^2$ 라는 결과를 얻는다. 따라서 2기간 이상의 정규화된 소득 증가분의 분산을 관측함으로써 소득과정을 결정하는 주요한 모수 $\sigma_{\ln N}^2$ 과 $\sigma_{\ln Q}^2$ 를 식별할 수 있다.

구체적인 추정과정은 Carroll and Samwick(1997)에서 사용된 GMM 추정방식을 따른다. 로그-소득이 3차 이상의 계열상관을 보이지 않는다는 점에 착안하여 $d \geq 3$ 을 만족하는 로그-소득 증가분에 대한 자료만을 사용할 것이다⁶⁷⁾. 아래 설명된 2단계 과정에 따라 소득 모형의 모수를 추정한다. 우선, 1단계에서는 개인 i 의 연령 a 와 $a+d$ 시점간 로그-소득의 차($r_{i,a,d} = \ln y_{a+d,i} - \ln y_{a,i}$)를 계산한다⁶⁸⁾⁶⁹⁾. 다음으로 2단계에서 $r_{i,a,d}^2$ 을 상수항과 d 를 설명변수로 포함한 선형회귀식을 추정한다⁷⁰⁾. 즉, 다음의 최소화 문제를 고려한다.

$$\min \sum_{i,a,d} (r_{i,a,d}^2 - \alpha - \beta d)^2 \quad (3.24)$$

여기서 구해진 최소화 문제의 해 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ 로부터 $\sigma_{\ln N}^2 = \alpha$, $\sigma_{\ln Q}^2 = \frac{\beta}{2}$

67) 이는 소득 모형이 MA(2)를 따를 가능성을 감안한 것이다.

68) 이미 언급한 이유로 $d \geq 3$ 의 조건을 만족하는 경우만 다룬다.

69) 가계조사 자료를 이용하여 로그-소득 차이의 분포가 평균 0을 갖도록 변환하였다. 따라서 주어진 기간 동안 확률적으로 결정되는 로그-소득의 차이가 보다 정확한 정의이다.

70) 이 방식은 로그-소득 차의 분산에 대한 적률 조건(moment condition)을 이용한 GMM 추정방식과 동일하다. 암묵적으로 사용되는 가중치 행렬은 항등행렬(identity matrix)로 일반적으로 비효율적인 추정량을 얻게 된다.

라는 관계를 이용하여 항상소득과 일시소득 결정 모형에 대한 모수를 추정한다.⁷¹⁾

이상에서 설명된 소득과정의 확률과정에 대한 모수추정을 위한 자료로 4~10차년도의 노동패널을 사용하였다. 3년 이상의 차이를 보이는 소득 정보만을 이용하므로, 가능한 조합은 모두 10개이다⁷²⁾.

소득 확률과정 추정에 대한 구체적인 결과는 <표 III-4>에 요약되어 있다. 각 가구는 매 시점 약 4.4%의 확률로 소득이 없을 가능성에 직면한다. 또한, 항상소득과 일시소득에 대한 로그분포는 각각 평균이 0 이고, 분산이 각각 0.0227과 0.1113인 정규분포를 따르는 것으로 나타났다. 이는 항상소득 부분의 변화가 매 시점간 소득변동 중 약 10%를 설명함을 의미한다⁷³⁾.

<표 III-4> 소득 확률과정 추정 결과

모수	추정치	
$\sigma_{\ln N}^2$	0.0227 (0.0039)	$\sigma_{\ln N}=0.1507$
$\sigma_{\ln Q}^2$	0.1113 (0.0158)	$\sigma_{\ln Q}=0.3336$
p	0.0441 (0.0087)	
표본크기	3,687	

주 : 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄

71) 즉, $\widehat{\sigma_{\ln N}^2} = \hat{\alpha}$, $\widehat{\sigma_{\ln Q}^2} = \frac{\hat{\beta}}{2}$

72) $d=6$ (4차~10차), $d=5$ (4차~9차, 5차~10차), $d=4$ (4차~8차, 5차~9차, 6차~10차), $d=3$ (4차~7차, 5차~8차, 6차~9차, 7차~10차)

73) 2기간 모두 양(+)의 소득을 얻고 있다는 가정하에 얻어진 정규화된 소득의 1년간 변화에 대한 결과이다. 항상소득의 기여 비중은 고려하는 기간에 따라 점차 증가한다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 95

지금까지 로그-소득의 확률적 부분에 대한 추정치는 연령별 소득 증가분을 알고 있다는 전제 아래서 계산되었다. 연령별 소득 증가분($\ln G_a$)에 대한 일치추정량(consistent estimator)은 가계조사에서 얻어진 연령별 소득자료를 이용하여 도출하였다. 가계조사로부터 출생집단 효과(cohort effect)가 통제된 가구의 연령별 로그-소득에 대한 일치추정량을 얻을 수 있었다⁷⁴⁾. 이로부터 각 연령별 평균소득의 차이를 계산하면 이것이 $\ln G_a$ 에 대한 일치추정량이 된다. 즉, 주어진 가정 아래서

$$\widehat{\ln G_a} = \overline{\ln Y_a} - \overline{\ln Y_{a-1}} \rightarrow_p E[\ln Y_a] - E[\ln Y_{a-1}] = \ln G_a \quad (3.25)$$

라는 결과를 얻을 수 있기 때문이다⁷⁵⁾. 연령별 소득증가에 대한 추정 결과는 다음 <표 Ⅲ-5>에 제시되어 있다.

<표 Ⅲ-5> 연령별 소득증가율 추정치

(단위 : 세, %)

연령	소득 증가율	연령	소득 증가율	연령	소득 증가율
27	0.057	40	0.033	53	0.019
28	0.035	41	0.041	54	-0.016
29	0.101	42	-0.018	55	-0.002
30	-0.012	43	0.063	56	-0.018
31	0.108	44	0.028	57	-0.126
32	0.044	45	0.015	58	0.039
33	0.037	46	0.008	59	-0.189
34	0.056	47	0.029	60	-0.090
35	0.068	48	0.005	61	0.020
36	0.010	49	-0.039	62	-0.268
37	0.029	50	-0.029	63	0.080
38	0.004	51	0.103	64	-0.182
39	0.073	52	-0.060	65	-0.240

74) [그림 Ⅲ-3]에 나타나 있는 비평탄화된(unsmoothed) 소비 곡선에 대응하는 로그-소비 곡선이 이에 해당한다.

75) 로그-소득의 평균은 출생집단 효과(cohort effect)를 통제한 후 얻어져야 한다.

(2) 기타 요소

모수의 추정과정은 추가적으로 항상소득에 대한 초기값과 이자율에 대한 가정을 필요로 한다. 항상소득 부분의 초기값은 26세의 평균소득인 1,794만원으로 설정하였다. 실질 이자율의 경우 김상호(2008)에서 인용한 수치를 활용하였다. 김상호(2008)에 따르면 국민연금재정추계 위원회의 『2008 국민연금재정계산 국민연금 장기재정추계』에서 2009~2010년 실질 이자율을 4.2%로 설정하였다고 한다. 이에 본 연구에서는 실질 이자율을 4%로 상정하고 있다.

나) MSM를 활용한 모수값 추정

구조적 접근방식을 이용하여 모형의 모수를 추정하기로 한다. 본 연구에서 추정 대상이 되는 모수들은 다음과 같다.

$$\theta = \{ \beta, \rho, \gamma_0, \gamma_1, x_{t_0} \} \quad (3.26)$$

즉, 시간할인율(β), 상대적 위험기피계수(ρ), 은퇴시점 소비함수(γ_0, γ_1), 노동시장진입시점 자산(x_{t_0})를 추정하였다.

모수들의 추정을 위해서 MSM(method of simulated moments) 방식을 이용한다. 이는 모수가 주어져 있다는 가정하에서 얻어지는 이론적 연령별 소비 프로파일을 도출한 후 이를 가계조사를 통해 얻어진 실제 연령별 소비 프로파일과 비교하는 방식이다. 즉, 가계조사에서 얻어진 연령별 소비함수를 가장 잘 설명하는 모수값을 모수에 대한 추정치로 간주하는 방식이다. 보다 구체적인 내용은 이하에서 설명하기로 한다.

(1) MSM에 대한 소개

소득 흐름과 가구원 수에 대한 정보가 주어질 때, 주어진 효용 극대화 문제에 대한 최적해를 다음과 같이 나타내자.

$$\ln C_a(\theta, W_a) \equiv \ln C_a(\theta, W_a; \{z_a, F_{y_a} : a = a_0 + 1, n + 2, \dots, a_1\}) \quad (3.27)$$

가구원 수를 통제된 상태에서 로그-소비에 대한 기댓값은 아래와 같다.

$$E[\ln C_a(\theta, W_a)] = \int \ln C_a(\theta, w) dF_{W_a}(w) \quad (3.28)$$

이 모형에서 가구별 소비수준의 차이는 상태변수(state variable)로 작용하는 자산 규모의 차이에 의해 설명된다⁷⁶⁾.

주어진 모수에 대응하는 이론적 로그-소비에 대한 기댓값식 (3.28)을 도출하는 방식을 구체적으로 살펴보자. 소득 흐름과 모수가 주어졌다는 전제하에서 효용극대화 문제의 해로써 연령별 로그-소비 함수를 구할 수 있다. 여기서 연령별 로그-소비 함수는 현재의 자산수준에 의존하게 되므로, 식 (3.28)의 도출을 위해 자산수준에 대한 분포함수를 이용한 적분이 요구된다. 여기서는 적분식 계산을 위해 몬테-카를로 적분(Monte-Carlo integration) 방식을 사용하였고, 구체적으로 다음의 단계를 따랐다. 우선, 주어진 연령별 소득 과정에 따라 m개의 가상적인 소득 흐름을 생성하였다. 이후 다음과 같은 과정을 반복하여 실현된 소득 흐름과 전기 자산수준에 따른 현재 자산수준에 대한 이행과정 $H(\cdot, \cdot) : R^2 \rightarrow R$ 을 도출하였다.

76) 가구 자산 규모 외에도 시간효과, 오일러식의 로그 선형화에 따른 오차항의 소비수준의 차이를 설명한다.

- (i) 주어진 모수에 따라 초기 자산수준(즉, W_{a_0}), 관측된 소득(y_{a_1}), 모수에 따라 효용극대화 문제를 풀어 최적 소비 C_{a_1} 도출
- (ii) 앞 단계로부터 $W_{a_{1+1}}$ 의 경험적 분포함수 $\widehat{F}_{W_{a_{1+1}}}$ 도출
- (iii) N세까지 (i)-(ii) 단계를 반복하여 $\{\widehat{F}_{W_a} : a = a_0 + 1, n + 2, \dots, a_1\}$ 도출

이상에서 설명한 과정을 따라 구해진 자산 규모에 대한 경험적 분포함수를 이용하여 로그-소비 기댓값을 계산하였다.

$$\widehat{E}[\ln C_a(\theta, W_a)] := \int \ln C_a(\theta, w) d\widehat{F}_{W_a}(w) = \frac{1}{m} \sum_{i'=1}^m \ln C_a(\theta, w_{i'}) \quad (3.29)$$

이 식에서 반복 시행의 규모 m 이 증가하면 몬테-카를로 적분은 로그-소비의 기댓값에 확률적으로 수렴해 가게 된다. 따라서 몬테-카를로 시뮬레이션 방식으로 도출한 로그-소비 프로파일을 주어진 모수가 암시하는 이론적 적률로 간주할 수 있게 된다.

이제 실제 관측된 로그-소비 함수와 몬테-카를로 시뮬레이션을 통해 구해진 로그-소비의 이론적 평균값의 차이에 대해 생각해 보자. 몬테-카를로 시뮬레이션을 이용하여 얻어진 값이 이론적 로그-소비의 평균값에 수렴해간다는 사실로부터 다음의 결과를 얻는다.

$$\begin{aligned} & \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a,i}(\theta|z) - \widehat{E}[\ln C_{a,i}(\theta, W_{a,i}|z)] \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a,i}(\theta|z) - E[\ln C_i(\theta, W_{a,i}|z)] + o_p(1) \end{aligned} \quad (3.30)$$

식 (3.30)에서 로그-소비의 연령별 표본 평균값은 앞 절에서 계산된 가계조사 자료의 회귀식을 통해 얻어진 값을 의미한다⁷⁷⁾.

식별 조건으로부터 모수 $\theta = \theta_0$ 를 만족하는 경우에만 이론적 적률과 실증적 적률 간의 차이는 확률적으로 0으로 수렴하게 된다. 따라서 이 둘 간의 차이를 최소화하는 모수값을 추정치로 간주할 수 있다는 점에서 GMM(generalized method of moments) 방식을 이용할 수 있다. 이를 염두에 두고 n+1세에서 N세까지의 로그-소비의 적률 조건을 아래와 같이 벡터화하자.

$$\xi(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a_0,i}(\theta|z_{a_0}) - \hat{E}[\ln C_{a_0,i}(\theta, W_{a_0,i}|z_{a_0})] \\ \vdots \\ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a_1,i}(\theta|z_{a_1}) - \hat{E}[\ln C_{a_1,i}(\theta, W_{a_1,i}|z_{a_1})] \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

이제 다음의 최소화 문제를 통해 모수 θ 의 추정치를 도출한다.

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &:= \operatorname{argmin}_{\theta} \xi(\theta)' \xi(\theta) \\ &= \operatorname{argmin}_{\theta} \sum_{j=a_0}^{a_1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a_j,i}(\theta|z_{a_j}) - \hat{E}[\ln C_{a_j,i}(\theta, W_{a_j,i}|z_{a_j})] \right)^2 \end{aligned} \quad (3.32)$$

식 (3.32)의 최소화문제를 통해 얻어진 $\hat{\theta}$ 는 항등행렬(identity matrix) I를 가중치로 사용하여 얻어진 GMM 추정량이다. $\hat{\theta}$ 의 통계적 특성은 Newey and McFadden(1984)의 결과로부터 도출할 수 있다. 다만, 소득 과정에 대한 분포 대신 이에 대한 추정치를 사용해야 하므로, 분산

77) 로그-소비에 대한 표본 평균은 통제된 가구원 수에 대응하는 단순회귀식의 추정치에 해당한다. 즉,

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln C_{a,i}(\theta|z) = \hat{c}_a + \hat{d}_{k_i} + \hat{f} z^a$$

여기서 $\overline{z^a}$ 는 연령 a에서의 평균 가구원 수를 나타낸다.

에 대한 조정이 필요하게 된다⁷⁸⁾⁷⁹⁾. 시뮬레이션을 감안한 $\hat{\theta}$ 의 확률분포는 다음과 같다.

$$\sqrt{N}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightarrow_d N(0, V) \quad (3.33)$$

- $V := (G'G)^{-1}G'[s\Omega + \kappa G_\gamma' V_\gamma G_\gamma]G(G'G)^{-1}$
- $G := E\left[\frac{\partial}{\partial \theta'} \xi(\theta_0)\right]$
- $\Omega := E[\xi(\theta_0)\xi(\theta_0)']$
- G_γ 와 V_γ 는 소득 과정의 추정치에 대해 유사하게 정의됨
- $s := \lim\left(1 + \frac{N}{m}\right)$
- $\kappa := \lim \frac{N}{N_\gamma}$ 여기서 N_γ 는 소득과정 추정에 사용된 표본의 크기

(2) 추정 결과

본 연구에서는 MSM를 활용하여 $\theta = \{\beta, \rho, \gamma_0, \gamma_1, x_{t_0}\}$ 의 값을 실제 추정함에 있어서 구체적으로 다음과 같은 방식을 적용하였다. 먼저, 미시자료를 통해 연령별 소비의 로그값에 대한 기대치를 산출한다. 그런 다음, 추정할 모수들의 초기값을 모형에 대입하는 시뮬레이션 방법을 통해 나온 연령별 최적 소비의 로그값에 대한 기대치를 도출한다.

78) 소득과정의 모수 γ 와 소비의 효용극대화 조건에 나타난 두 적률 조건이 서로 0의 상관관계를 가진다는 가정에 암묵적으로 의존하고 있다.

79) 추정치에 대한 분산은 이론적 적분값을 시뮬레이션으로 대체한 오차와 진정한 소득 흐름 대신 그것의 일치추정량으로 대체한 오차를 반영한다. 첫 번째 요인은 s 로 나타나므로, 시뮬레이션 반복횟수 m 이 표본의 크기 N 보다 더욱 빠르게 증가한다면 s 는 1로 근사 가능하다. 또한, 소득과정 추정에 이용되는 1차 표본수가 표본의 크기보다 더욱 빠른 속도로 증가한다면 κ 가 0으로 수렴함에 따라 이에 관련된 부분은 사라지게 된다. 이 두 가지 조건이 만족되면 두 가지 오차가 야기하는 분산 조정은 필요치 않다.

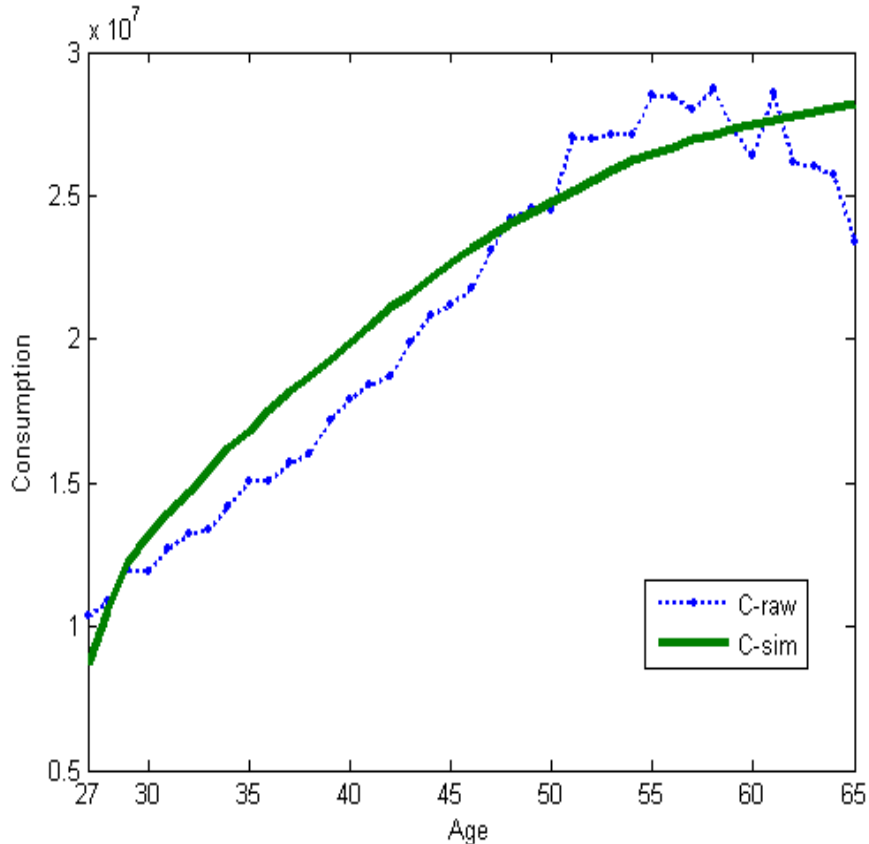
그리고 각 연령별로 두 기대치 간의 차이를 구하고 이것의 제곱 합을 산출한다. 격차탐색(grid search) 방식을 이용하여 목적함수의 값을 최소화하는 모수값을 찾았다.⁸⁰⁾ 각 연령별 로그-소비 기댓값을 구하기 위해 각 연령대별로 1,000명의 가구가 존재하는 것으로 상정하고 몬테-카를로 시뮬레이션 기법을 활용하였다.

선정된 모수값하에서 몬테-카를로 시뮬레이션에 따른 연령별 평균 소비 프로파일과 미시자료를 통한 연령별 평균소비 프로파일을 비교하면 아래의 [그림 III-7]과 같다. 실제 자료상의 평균소비는 50대 초반까지 곡률이 없이 선형적으로 증가하고 있고 50대 후반에 정점에 도달한 후 은퇴시점에 접근하면서 급속히 하락하는 추세를 보이고 있다. 몬테-카를로 시뮬레이션 결과에 따르면 30대 중반까지 가속적으로 소비가 증가하여 오목한 형태의 곡률을 나타내고, 그 이후부터는 곡률이 완만해지면서 소비 증가세가 점진적으로 낮아지는 추세를 보인다. 따라서 실제 관측된 소비에 비해 시뮬레이션 결과는 20대 후반부터 40대 까지, 그리고 은퇴 직전 약 4년간의 소비를 과도하게 추정하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 노동시장 진입시점인 20대 중후반 및 50대의 소비는 과소 추정하고 있는 것으로 나타났다.

이러한 방식을 통해 추정된 보수값을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 시간할인요소 β 는 0.985로 추정되어 비교적 기존의 국내외 연구에서 사용하는 범위에 속하는 것으로 나타났다. 일반적으로 완충재고저축모형에 관한 문헌에서 설정하는 수치보다는 다소 높은 값이다. 둘째, 상대적 위험회피 계수 ρ 는 5.5로 선정되어 다소 높게 추정되었지만 대체적으로 받아들여지는 범위 안에 있는 것으로 나타났다. 은퇴시점 소비함수의 상수항인 γ_0 는 0.01로, 부(wealth)에 대한 한계소비성향을 나타내는 γ_1 은 0.025로 추정되었다. 본 연구에서 사용된 모형에서는

80) 본 연구에서는 새로운 모수값을 찾는 과정을 중단하는 기준은 목적함수의 값이 0.39 미만인 경우로 하였다. 대략적으로 이는 39개의 연령이 존재하기 때문에 연령별로 평균 10%의 오차 범위를 허용한 것이다.

[그림 Ⅲ-7] 연령별 소비 프로파일 비교



$\frac{\gamma_0}{\gamma_1} = \frac{H_{T+1}}{P_{T+1}}$ 의 관계가 성립하기 때문에 연금자산은 마지막 근로기

간의 항상소득 부분의 40% 수준임을 시사한다. 이는 연금자산의 크기가 매우 작은 수준임을 의미하고 은퇴 이후의 소비는 주로 근로기간 동안 공적연금제도 이외의 방법으로 축적한 부(wealth)에 거의 전적으로 의존함을 나타낸다. 이러한 결과는 국민연금제도가 시행된 역사가 짧아 2008년부터 완전노령연금 수급자가 본격적으로 발생하기 시작하였다는 점과 국민연금의 재정건전성에 대한 불신⁸¹⁾ 등으로 우리나라 국민들이 인식하는 연금자산의 수준이 매우 낮음을 의미한다. 마

81) 대한은퇴자협회(KARP)가 2005년도에 행한 국민연금에 대한 의식조사 결과에 따르면 국민연금이 은퇴 후 노후대책으로 안전한가에 대한 질문에 전체 유효 응답자의 72%가 불안하다고 응답하여 불안 심리가 높은 것으로 나타났다.

지막으로 노동시장에 진입할 당시에 주어진 초기 재원인 x_1 은 1.11로 추정되었다. 이는 $x_1 = \frac{A_1 + Y_1}{P_1}$ 이고 D_t 의 기댓값이 약 1.01이라는 점을 고려할 때 노동시장 진입시점의 총금융자산은 평균적으로 항상 소득 대비 10% 수준임을 나타낸다.

〈표 Ⅲ-6〉 MSM을 활용한 구조모형 모수의 추정 결과

모수	β	ρ	γ_0	γ_1	x_1
추정치	0.985	5.5	0.01	0.025	1.11

다. 수치분석

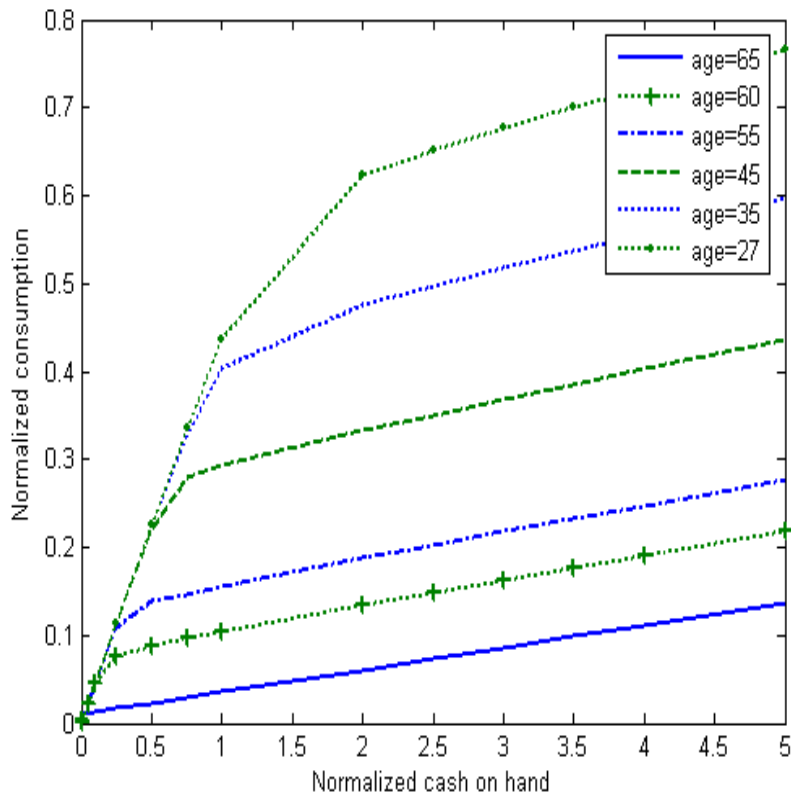
1) 최적 소비함수의 도출

앞의 소절에서 추정된 모수값들을 기준으로 하여 마지막 근로기간부터 오일러 방정식을 반복적으로 활용하여 연령별 최적 소비함수를 수치적으로 도출한다. 최적 소비함수를 도출하는 수치적 기법은 Carroll(1997), GP(2002), Park(2005) 등을 참조하기 바란다.

수치 분석으로 도출한 연령별 최적 소비함수를 개략적으로 나타내면 아래의 [그림 Ⅲ-8]과 같다. 이에 따르면 최적 소비함수는 모든 연령대에서 오목한 형태를 갖고 있음을 알 수 있다. 이는 한계소비성향이 점진적으로 체감함을 의미한다. 또한 은퇴시점에 가까워질수록 생애저축 동기에 의해 동일 자산하에서도 최적 소비함수가 하향 이동하고 있음을 보여준다⁸²⁾.

82) 미국 자료를 사용한 GP(2002)의 결과와 비교하면 모든 연령대에서 우

[그림 III-8] 연령별 최적 소비함수 예시: 단순모형



2) 소득대체율 하락의 효과 분석

제II장에서 살펴본 바와 같이 2007년 국민연금 개혁으로 인해 우리나라 국민들이 직면하는 은퇴 후 소득대체율은 하락하였다. 물론 하락의 정도는 가입기간, 소득수준 등 가입자의 조건에 따라 차이가 있다. 또한 1998년 국민연금법 개정을 통하여 지급연령이 현 60세에서 2013년부터 2033년까지 5년마다 1세씩 연장되어 2033년부터는 수급개시연령이 65세로 상향된다. 국민연금의 재정건전성 강화를 위한 이러한 일련의 조치는 궁극적으로 소득대체율의 하락으로 표현될 수 있다.

리나라 소비자의 소비함수가 상대적으로 낮은 것으로 나타난다. 이는 역으로 우리나라 소비자의 저축성향이 미국보다 더 높음을 시사한다.

본 연구에서 사용하고 있는 모형에서는 은퇴시점 소비함수의 계수인 γ_0 와 γ_1 의 관계를 통해서 소득대체율을 파악할 수 있다. 식 (3.34)에서 알 수 있듯이 γ_0 와 γ_1 간에는 다음과 같은 관계가 존재한다.

$$\gamma_0 = \gamma_1 h_{T+1} = \gamma_1 \psi \left(\frac{M}{P_T} \right) \quad (3.34)$$

여기서 $P_T = P_{T+1}$, $\psi = \sum_{i=T+2}^N \left(\frac{1}{R} \right)^{i-(T+1)}$, N 은 특정 사망시점을 나타낸다. 은퇴 후 소득대체율을 마지막 근로기간의 항상소득 부분 대비 연금수령액으로 정의하면, 다른 조건이 일정할 때 소득대체율의 변화는 γ_0 의 변화와 같아진다. 즉, 다음의 관계가 성립한다.

$$\ln \gamma_0 = \ln \gamma_1 + \ln \psi + \ln (M/P_T) \Rightarrow \Delta \ln \gamma_0 = \Delta \ln (M/P_T) \quad (3.35)$$

본 연구에서는 소득대체율이 현재 상태보다 20% 감소한 경우와 50% 감소한 경우를 상정하여 연령별 최적 저축행태에 미치는 효과를 몬테-카를로 시뮬레이션 기법을 통해 측정한다. 이때 저축은 현재 손에 있는 자원(cash on hand)인 x 에서 소비 c 를 뺀 것으로 정의한다. 아래의 <표 III-7>은 소득대체율 하락이 저축에 미치는 효과에 대한 시뮬레이션 결과를 선별된 연령대별로 보여주고 있다.

소득대체율 하락이 저축에 미치는 효과를 살펴보면, 모든 연령대에서 가계의 저축이 소폭 증가하고 있는 것으로 나타났다. 소득대체율 감소에 따른 저축증가 효과가 미약한 것은 연금자산이 마지막 근로기간의 항상소득의 40% 수준밖에 되지 않아 가계의 총자산에서 차지하는 비중이 매우 낮기 때문인 것으로 보인다. 따라서 은퇴 후 소득대체율의 변화 폭이 크더라도 근로기간 동안 사람들의 행태 변화는 그다지 크지 않은 것으로 판단된다.

또한 소득대체율의 하락이 클수록 저축 증가율은 높아지는 것으로 드러났다. <표 III-7>에 따르면 소득대체율이 현재의 수준에 비해 20% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.01~0.06% 상승하나, 50% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.03~0.16% 상승하는 것으로 나타났다. 이는 은퇴 이후 연금소득이 작을수록 미래를 대비하여 사람들이 더 많은 저축을 하고 있음을 보여준다.

한편 은퇴시점이 가까운 연령대에서 소득대체율 감소에 따른 저축 증가 효과가 큰 것으로 나타났다. 은퇴시점이 가까운 사람은 소득대체율 감소에 따라 은퇴 이후를 대비할 수 있는 기간이 짧기 때문에 저축 증가 효과가 더 크게 나타난 것으로 보인다. 그리고 같은 연령대에서는 대체적으로 부의 수준이 낮은 가구일수록 소득대체율 감소에 따른 저축증가 효과가 큰 것으로 나타났다. 동일한 수준의 소득대체율 하락은 부의 수준이 낮은 계층에 있어서 더 많은 효용의 감소를 초래하기 때문에 해당 계층에서 저축 증가율이 높은 것으로 보인다.

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 107

〈표 Ⅲ-7〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 저축 효과: 단순모형

연령	분위수	정규화된 저축($x_t - c_t$)			기준 대비 저축 증가율(%)	
		기준	20% 감소	50% 감소	20% 감소	50% 감소
30세	0.025	0.7888	0.7889	0.7892	0.014	0.044
	0.25	1.5607	1.561	1.5615	0.019	0.051
	0.5	1.9552	1.9555	1.9559	0.015	0.036
	0.75	2.4048	2.4052	2.4058	0.017	0.042
	0.975	3.3095	3.3099	3.3106	0.012	0.033
35세	0.025	1.8372	1.838	1.8389	0.044	0.093
	0.25	3.093	3.0938	3.095	0.026	0.065
	0.5	3.8448	3.8455	3.8468	0.018	0.052
	0.75	4.722	4.723	4.7245	0.021	0.053
	0.975	6.9754	6.9767	6.9787	0.019	0.047
45세	0.025	4.7258	4.7273	4.7295	0.032	0.078
	0.25	7.0751	7.0773	7.0806	0.031	0.078
	0.5	8.8239	8.827	8.8317	0.035	0.088
	0.75	11.235	11.238	11.243	0.027	0.071
	0.975	18.944	18.949	18.957	0.026	0.069
55세	0.025	8.3598	8.3634	8.3688	0.043	0.108
	0.25	13.772	13.777	13.784	0.036	0.087
	0.5	17.901	17.908	17.92	0.039	0.106
	0.75	24.591	24.6	24.613	0.037	0.089
	0.975	41.293	41.306	41.326	0.031	0.080
60세	0.025	15.341	15.349	15.36	0.052	0.124
	0.25	25.811	25.822	25.839	0.043	0.108
	0.5	34.662	34.678	34.701	0.046	0.113
	0.75	46.522	46.543	46.576	0.045	0.116
	0.975	96.955	96.993	97.049	0.039	0.097
65세	0.025	32.225	32.246	32.279	0.065	0.168
	0.25	59.696	59.735	59.794	0.065	0.164
	0.5	80.771	80.812	80.873	0.051	0.126
	0.75	116.76	116.81	116.9	0.043	0.120
	0.975	236.81	236.91	237.06	0.042	0.106

3. 확장모형: 저축행태 및 노동공급행태 분석

본절에서는 제2절의 동태적 확률 소비자 문제에 노동공급 의사결정을 추가한 확장모형을 상정한다. 그런 다음, 소득대체율의 변화가 가계의 소비와 저축 의사결정뿐만 아니라 노동공급 선택에 어떠한 영향을 미치는지 수치 분석으로 통해 조사하고자 한다.

가. 모형 개요

본절에서 고려하는 확장모형은 소비뿐만 아니라 노동공급의 선택을 포함한다. 단순모형과 마찬가지로 가구는 일생 동안의 기대효용을 극대화하기 위하여 매기 소비와 노동공급을 최적화한다. 아래에서는 확장모형에 대하여 구체적으로 살펴보고 있다.

1) 선호체계

확장모형에서 사용하는 선호체계는 단순모형처럼 가법적이고 시간에 따라 분리 가능한 폰노이만-모겐스타인(von Neumann-Morgenstern) 효용함수이다. 그리고 시간할인요소(β)를 적용하여 미래 효용을 할인하여 현재가치화한다. 따라서 생애기간 동안 기대 효용은 다음과 같이 주어진다.

$$E_{t_0} \left[\sum_{t=t_0}^T \beta^{t-t_0} u(C_t, L_t) + \beta^{T-t_0+1} V_{T+1}(A_{T+1}, \tilde{H}_{T+1}) \right] \quad (3.36)$$

확장모형에서 사용하는 효용함수 형태는 Kimball & Shapiro(2008) 및 Park(2005)에서 사용된 효용함수 형태이다.

$$U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \left[1 + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) \frac{L_t^{1+\frac{1}{\eta}}}{1 + \frac{1}{\eta}} \right]^\rho \quad (3.37)$$

여기서 L_t 는 t 기의 노동공급 수준을 나타낸다. 예컨대 $L_t = 1$ 이면 주당 40시간을 의미한다. 그리고 η 는 프리쉬(Frisch) 노동공급 탄력성을 나타낸다. 다른 변수와 모수들은 단순모형에서 정의한 것과 동일하다.

2) 예산제약

확장모형에서의 동태적 예산제약은 모든 근로기간($t_0 \leq t \leq T$) 동안에 다음과 같다.

$$A_{t+1} = R(A_t + W_t L_t - C_t) \quad (3.38)$$

여기서 W_t 는 세후 실질 임금률을 나타내며, 확률적으로 결정된다. 다른 변수들은 단순모형에서 정의한 바와 동일하다.

3) 임금의 확률과정

단순모형의 근로소득(Y_t)과 같이 세후 실질 임금률 W_t 는 항상 임금률 부분(P_t)과 일시임금률 부분(D_t)의 곱으로 외생적으로 주어졌다고 가정한다.

$$W_t = P_t D_t \quad (3.39)$$

항상임금률 부분(P_t)은 다음과 같은 추세가 있는 램덤워크(a random walk with drift)를 따른다고 가정한다.

$$P_t = G_t P_{t-1} N_t \quad (3.40)$$

일시임금률 부분(D_t)은 수치 분석의 단순화를 위해 다음과 같이 두 가지 상태 즉, 실업상태($D_t = 0$)와 고용상태($D_t = 1$)만을 가지며, 실업상태에 있을 확률은 단순모형에서와 마찬가지로 p 와 같다고 가정한다. 또한 매기마다 $W_t = 0$ 일 가능성으로 인해 유동적인 총금융자산 A_t 는 0보다 크거나 같다는 암묵적인 유동성제약이 단순모형과 같이 여전히 존재한다.

또한 항상임금률 부분의 확률적 충격을 나타내는 N_t 는 단순모형과 동일한 분포를 따른다고 가정한다. 즉, 다음과 같은 확률분포를 따른다.

$$\ln N_t \sim N(0, \sigma_{\ln N}^2) \quad (3.41)$$

그리고 N_t 와 Q_t 는 서로 통계적으로 독립적이라고 가정한다.

$$N_t \perp Q_{t'} \text{ for all } t \text{ and } t' \quad (3.42)$$

4) 최적화 문제의 정규화 및 오일러 방정식

세후 실질 임금률의 비정상성(nonstationarity) 및 수치 분석의 단순화를 위해서 단순모형에서와 같이 노동공급 변수 L 을 제외한 모든 변수에 대하여 항상임금률 부분 P 로 나누어 정규화한다. 이때 가계의 효용극대화 문제는 단순모형과 같이 항상임금률 부분(P)에 대하여 $1 - \rho$ 차 동차함수이기 때문에 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} & \nu_{t_0}(a_{t_0}, D_{t_0}) \\ &= \max_{\{c_t, L_t\}_{t=t_0}^T} E_{t_0} \left\{ \sum_{t=t_0}^T \tilde{\beta}^{t-t_0} \frac{c_t^{1-\rho}}{1-\rho} \left[1 + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) \frac{L_t^{1+\frac{1}{\eta}}}{1+\frac{1}{\eta}} \right]^\rho \right. \\ & \quad \left. + \tilde{\beta}^{T-t_0+1} \nu_{T+1}(a_{T+1} + h_{T+1}) \right\} \quad (3.43) \end{aligned}$$

이때 $\tilde{\beta}^{t-t_0}$ 와 $\tilde{\beta}^{T-t_0+1}$ 은 다음과 같다.

$$\tilde{\beta}^{t-t_0} = \beta^{t-t_0} \left(\prod_{\tau=1}^{t-t_0} G_{t_0+\tau} N_{t_0+\tau} \right), \text{ for all } t_0 \leq t \leq T \quad (3.44)$$

$$\tilde{\beta}^{T-t_0+1} = \beta^{T-t_0+1} \left(\prod_{\tau=1}^{T-t_0+1} G_{t_0+\tau} N_{t_0+\tau} \right), G_{T+1} = 1, N_{T+1} = 1 \quad (3.45)$$

한편, 동태적 예산제약식은 다음과 같이 정규화된다.

$$a_{t+1} = \frac{R}{G_{t+1} N_{t+1}} [a_t + D_t L_t - c_t] \quad (3.46)$$

정규화된 가계의 최적화 문제의 1차 조건은 다음과 같다. 먼저, 고용 상태($D_t = 1$)인 경우,

$$U_c(L_t^{-\frac{1}{\eta}} + (1 - \frac{1}{\rho}) (\frac{\eta}{1+\eta}) L_t, L_t) = \beta R E_t (G_{t+1} N_{t+1})^{-\rho} U_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \quad (3.47)$$

실업상태($D_t = 0$)인 경우,

$$U_c(c_t, 0) = \beta RE_t (G_{t+1} N_{t+1})^{-\rho} U_c(c_{t+1}, L_{t+1}). \quad (3.48)$$

이때 $U_c(c_t, L_t) = c_t^{-\rho} \left[1 + (1 - \frac{1}{\rho}) \frac{L_t^{1 + \frac{1}{\eta}}}{1 + \frac{1}{\eta}} \right]^{\rho}$ 이기 때문에 고용상태 ($D_t = 1$)와 실업상태($D_t = 0$)의 1차 조건을 다시 쓰면 각각 다음과 같다. 고용상태($D_t = 1$)인 경우,

$$L_t^{\frac{\rho}{\eta}} = \beta RE_t (G_{t+1} N_{t+1})^{-\rho} \left[p c_{t+1}^{-\rho} + (1 - p) L_{t+1}^{\frac{\rho}{\eta}} \right]. \quad (3.49)$$

실업상태($D_t = 0$)인 경우,

$$c_t^{-\rho} = \beta RE_t (G_{t+1} N_{t+1})^{-\rho} \left[p c_{t+1}^{-\rho} + (1 - p) L_{t+1}^{\frac{\rho}{\eta}} \right]. \quad (3.50)$$

다음에서는 위의 오일러 방정식을 활용하여 단순모형에서와 같이 마지막 근로기간부터 반복적으로 소비와 노동공급의 매기 최적 함수를 찾게 된다.

나. 수치분석

1) 캘리브레이션

확장모형에서는 단순모형에서 추정된 모수값을 활용하여 수치 분석을 수행한다. 단순모형에 없었던 프리쉬 노동공급 탄력성 모수(η)의

값은 0.1을 사용한다.

아래의 <표 Ⅲ-8>은 확장모형의 수치 분석에서 필요한 모수와 그 값들을 나타낸다.

<표 Ⅲ-8> 확장모형의 모수값 선정

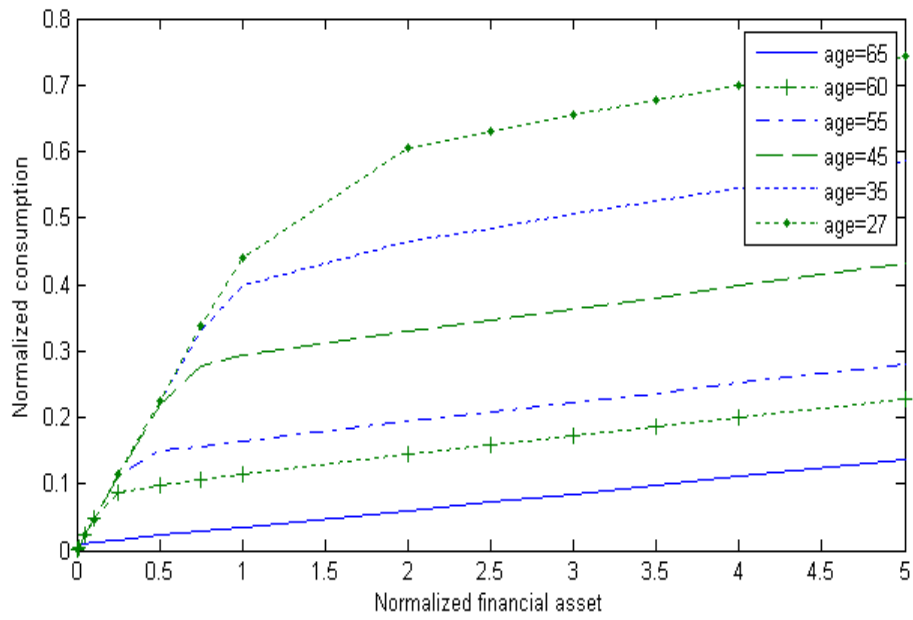
모수	β	ρ	γ_0	γ_1	a_1
추정치	0.985	5.5	0.01	0.025	0.1
모수	$\sigma_{\ln N}^2$	$\sigma_{\ln Q}^2$	p	η	r
추정치	0.0227	0.1113	0.0441	0.1	0.04

2) 연령별 최적 소비함수 및 노동공급함수

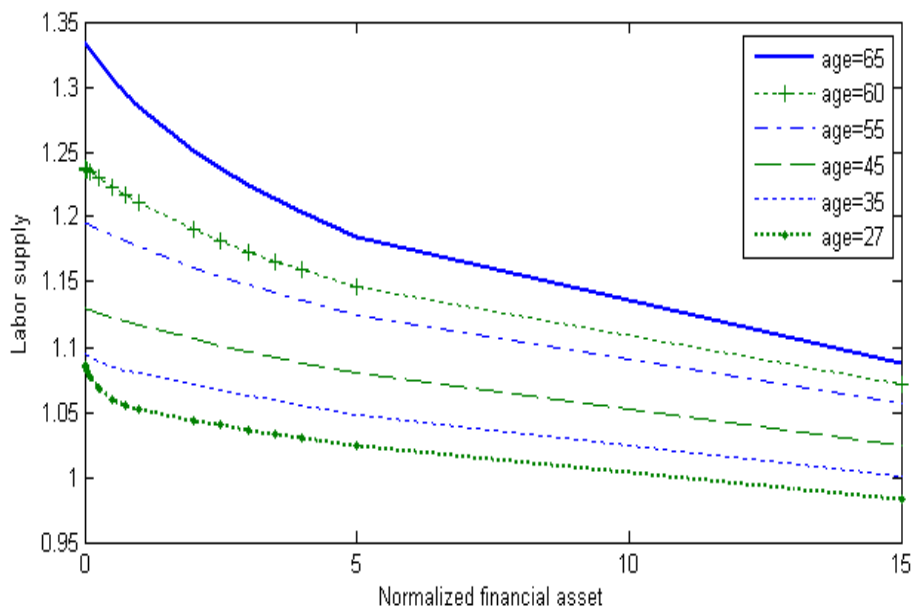
앞 소절에서 선정한 모수값들을 기준으로 하여 마지막 근로기간부터 확장모형의 오일러 방정식을 반복적으로 활용하여 연령별 최적 소비함수와 노동공급함수를 수치적으로 도출한 결과는 아래의 [그림 Ⅲ-9]와 [그림 Ⅲ-10]과 같다.

소비함수는 모든 연령대에서 오목한 형태를 갖는 것으로 나타나며, 은퇴시점에 가까워질수록 생애저축 동기에 의해 동일 자산하에서도 소비가 감소하고 있음을 보여준다. 한편 노동공급함수는 볼록한 형태로 자산이 많을수록 노동공급이 줄어들고 있고, 그 감소 폭은 점진적으로 작아짐을 보여주고 있다. 또한 은퇴시점이 가까워질수록 동일한 수준의 자산하에서 노동공급을 늘리고 있음을 보여준다.

[그림 III-9] 실업상태에서의 연령별 최적 소비함수: 확장모형



[그림 III-10] 연령별 최적 노동공급함수: 확장모형



3) 은퇴 후 소득대체율 하락의 효과 분석

단순모형에서처럼 은퇴 후 소득대체율이 현재 상태보다 20% 감소한 경우와 50% 감소한 경우를 상정하여 연령별 최적 저축행태뿐만 아니라 노동공급행태에 미치는 효과를 몬테-카를로 시뮬레이션 기법을 통해 측정한다.

확장모형에서의 저축은 가용 자원인 총금융자산(a)과 노동소득(wL)의 합에서 소비 c 를 뺀 것으로 정의한다. 아래의 <표 Ⅲ-9>에서 정리한 몬테-카를로 시뮬레이션 결과에 따르면, 확장모형에서도 은퇴 후 소득대체율이 하락함에 따라 저축이 모든 연령대에서 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 그 증가율은 소득대체율의 하락 정도가 심할수록 늘어나는 것으로 나타났다. <표 Ⅲ-9>에 따르면 소득대체율이 현행보다 20% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.01%대에서 0.08%대 정도이나, 50% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.02%대에서 0.2%대로 높아지는 것으로 나타났다.

단순모형에서의 저축수준과 비교하면, 노동공급을 신축적으로 선택할 수 있는 확장모형의 경우 전반적으로 모든 연령대에서 저축수준이 낮은 것으로 나타났다. 예를 들면, 기준 모수값하에서 단순모형에서는 60세 중에서 중간 정도의 부(a)를 축적한 가구의 저축수준이 약 34.7인 반면 확장모형에서는 약 30.6으로 나타났다. 이러한 차이는 단순모형에서는 노동공급이 고정되어 있어서 미래를 대비하는 수단이 저축뿐이지만 확장모형에서는 저축 이외에 노동공급의 신축적인 선택을 통해 미래를 대비할 수 있기 때문에 발생한 것으로 판단된다. 이는 공적연금과 저축의 관계를 분석할 때 노동공급이라는 요소도 모형 내에서 명시적으로 고려해야 함을 시사한다. 그렇지 않을 경우 저축에 미치는 효과가 과도하게 추정될 수 있음을 나타낸다.

〈표 III-9〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 저축 효과: 확장모형

연령대	분위수	정규화된 저축($a_t + w_t L_t - c_t$)			기준 대비 저축 증가율(%)	
		기준	20% 감소	50% 감소	20% 감소	50% 감소
30세	0.025	0.823	0.823	0.823	0.010	0.029
	0.25	1.317	1.317	1.317	0.020	0.043
	0.5	1.450	1.450	1.450	0.019	0.042
	0.75	1.574	1.575	1.575	0.017	0.041
	0.975	1.847	1.847	1.848	0.014	0.040
35세	0.025	1.934	1.934	1.935	0.027	0.065
	0.25	2.754	2.754	2.755	0.023	0.062
	0.5	3.211	3.212	3.213	0.025	0.062
	0.75	3.769	3.770	3.772	0.023	0.059
	0.975	5.045	5.046	5.048	0.024	0.059
45세	0.025	4.086	4.087	4.089	0.036	0.092
	0.25	6.408	6.410	6.414	0.034	0.086
	0.5	7.829	7.832	7.836	0.033	0.085
	0.75	9.631	9.635	9.639	0.032	0.080
	0.975	15.081	15.086	15.094	0.034	0.084
55세	0.025	8.299	8.303	8.309	0.045	0.113
	0.25	12.606	12.611	12.620	0.041	0.109
	0.5	16.408	16.416	16.426	0.046	0.110
	0.75	21.655	21.664	21.676	0.040	0.094
	0.975	34.185	34.198	34.217	0.038	0.094
60세	0.025	14.350	14.358	14.372	0.058	0.154
	0.25	23.504	23.517	23.535	0.054	0.131
	0.5	30.596	30.611	30.635	0.050	0.127
	0.75	41.450	41.468	41.497	0.044	0.113
	0.975	80.089	80.121	80.169	0.040	0.100
65세	0.025	29.724	29.748	29.785	0.082	0.207
	0.25	53.310	53.340	53.386	0.057	0.143
	0.5	72.610	72.652	72.715	0.058	0.146
	0.75	102.291	102.340	102.424	0.048	0.130
	0.975	197.594	197.670	197.788	0.038	0.098

Ⅲ. 소득대체율 감소에 따른 가계행태 분석 117

한편 은퇴 후 소득대체율의 하락이 노동공급 선택에 미치는 효과를 살펴보면 노동공급량이 대체적으로 매우 미약하게 상승하는 것으로 나타났다. <표 Ⅲ-10>에 따르면 소득대체율이 20% 하락하면 노동공급량은 0.001%대에서 0.02%대 정도로 상승하는 것으로 나타났다. 그리고 50% 하락하는 경우 노동공급 증가율은 조금 커져서 0.002%대에서 0.05%대에 달하는 것으로 측정되었다.

소득대체율의 하락 정도가 커지면 은퇴 이후의 삶을 대비하기 위해 근로기간 동안에 대체적으로 더 많은 노동공급을 선택하지만 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 따라서 연금자산의 증가(감소)는 정상재인 여가의 수요를 증가(감소)시킴에 따라 노동공급을 감소(증가)시키는 부의 효과(wealth effect)가 거의 존재하지 않음을 시사한다. 이는 단순모형의 효과 분석에서 언급한 바와 같이 연금자산이 마지막 근로기간의 항상소득의 40% 수준밖에 되지 않아 가계의 총자산에서 차지하는 비중이 매우 미미하기 때문인 것으로 보인다. 그 결과 은퇴 후 소득대체율의 변화 폭이 크더라도 감소되는 연금자산의 절대적인 크기는 무시할 정도여서 근로기간 동안 사람들의 노동공급 선택은 거의 동일한 것으로 판단된다. 그러나 향후 완전노령연금 수급자가 본격적으로 증가하고, 국민연금에 대한 국민들의 신뢰수준이 높아져서 사람들이 인식하는 연금자산의 규모가 커진다면 다른 결과가 도출될 수 있음에 주목하여야 할 것이다.

〈표 Ⅲ-10〉 은퇴 후 소득대체율 감소의 연령별 노동공급 효과: 확장모형

연령대	분위수	노동공급(L_t)			기준 대비 노동공급 증가율(%)	
		기준	20% 감소	50% 감소	20% 감소	50% 감소
30세	0.025	1.0673	1.0674	1.0674	0.006	0.006
	0.25	1.0574	1.0574	1.0574	0.001	0.001
	0.5	1.0561	1.0561	1.0561	0.003	0.003
	0.75	1.0550	1.0551	1.0551	0.006	0.006
	0.975	1.0528	1.0528	1.0528	0.002	0.002
35세	0.025	1.0759	1.0759	1.0760	0.000	0.010
	0.25	1.0684	1.0684	1.0684	0.002	0.002
	0.5	1.0645	1.0645	1.0646	0.000	0.010
	0.75	1.0600	1.0600	1.0601	-0.001	0.009
	0.975	1.0507	1.0507	1.0507	0.003	0.003
45세	0.025	1.0878	1.0879	1.0879	0.004	0.010
	0.25	1.0749	1.0750	1.0750	0.008	0.008
	0.5	1.0668	1.0668	1.0669	0.001	0.011
	0.75	1.0565	1.0565	1.0565	0.003	0.003
	0.975	1.0253	1.0253	1.0253	0.002	0.002
55세	0.025	1.1069	1.1071	1.1072	0.014	0.023
	0.25	1.0768	1.0768	1.0769	0.002	0.012
	0.5	1.0527	1.0528	1.0528	0.008	0.008
	0.75	1.0295	1.0295	1.0296	0.001	0.011
	0.975	0.9848	0.9848	0.9848	0.000	0.000
60세	0.025	1.0798	1.0799	1.0801	0.011	0.030
	0.25	1.0345	1.0345	1.0346	0.003	0.013
	0.5	0.5044	0.5044	0.5044	0.004	0.012
	0.75	0.9813	0.9813	0.9813	0.003	0.007
	0.975	0.9098	0.9098	0.9098	-0.002	-0.006
65세	0.025	1.0267	1.0269	1.0272	0.021	0.050
	0.25	0.9678	0.9679	0.9680	0.008	0.020
	0.5	0.9385	0.9385	0.9386	0.005	0.011
	0.75	0.9069	0.9069	0.9070	0.002	0.005
	0.975	0.8189	0.8188	0.8187	-0.010	-0.023

4. 가계행태 변화에 따른 조세정책의 방향

현재 소비문헌에서 많이 사용되는 모형은 생애주기모형(life-cycle model)과 완충재고저축모형(buffer-stock saving model)이다. 이 두 소비모형은 은퇴 이후의 생활에 영향을 주는 정책 변화에 대하여 서로 상반된 예측을 낳고 있다. 예를 들면, 본 연구에서 살펴보는 것과 같이 은퇴 이후의 소득대체율이 감소하는 경우를 고려해 보자. 생애주기모형에서는 연령대에 상관없이 은퇴 이후 낮아진 연금소득을 보충하기 위해 젊은층부터 은퇴시점이 가까운 중고령층까지 소비를 줄이고 저축을 늘리는 행태 변화가 있을 것으로 예측한다. 이에 반하여 완충재고저축모형에서는 젊은층의 경우 30~40년 미래의 일을 걱정하지 않을 정도로 현재의 소비가 급한(impatient) 상태이고 금융대출이 가능하다면 가급적 미래 소득을 담보로 소비를 늘리려고 하기 때문에 아무런 행태 변화가 없을 것으로 예측한다.

일반적으로 정책 변화에 대한 가구 또는 소비자의 행태 변화를 분석하는 중요한 이유는 정책목표의 달성이 가구의 행태 변화에 크게 의존하기 때문이다. 예를 들면, 정부가 공적연금제도를 도입하는 이유는 공적연금이라는 강제적인 저축수단을 통해 국민들의 노후 생활안정을 추구하는 것이다. 또한 국민들이 유동성 제약 및 도덕적 해이 등으로 은퇴 이후의 삶을 충분히 대비하지 못한다면 이는 정부 재정에 많은 부담으로 작용할 것이다. 이런 배경하에서 도입된 공적연금제도가 정부가 원하는 방향으로 충분히 작동되기 위해서는 민간저축 또는 사적저축이 완전하게 구축되지 않아야 한다. 만일 공적연금이 민간저축을 완전히 구축한다면 공적연금제도를 통한 국민들의 노후 생활안정 및 재정건전성 유지라는 정책목표는 달성될 수 없다. 따라서 정책 변화에 따른 가구의 행태 변화에 대한 연구가 매우 의미가 있다고 할 수 있다. 이러한 연구를 통해 가구의 행태에 대한 높은 이해를 바탕으로 정책목적 달성을 위한 데 적합한 정책수립 및 정책조합이 가능해지기 때문이

다. 예를 들면, 공적연금이 민간저축을 구축하는 것으로 나타나면 공적연금제도의 도입과 더불어서 민간저축을 확대할 수 있는 세제유인 정책을 동시에 실시하는 방안을 마련할 수 있을 것이다.

최근 우리나라의 국민연금 개혁은 기본적으로 국민연금의 재정건전성을 강화하려는 방향으로 진행되고 있다. 이는 더 나아가 정부의 재정건전성 강화 정책과 연계되어 있다. 향후 국민연금의 재정 고갈이 발생하면 국가가 나서서 부족한 재원을 마련해야 하므로 정부의 재정건전성에도 영향을 줄 수 있다. 따라서 현재 진행되고 있는 국민연금 재정건전성 강화 정책은 궁극적으로 정부 재정건전성 강화 노력으로 간주되어야 할 것이다.

이런 상황에서 국민연금법의 개정이 의도한 바와 같이 국민들의 저축 및 노동공급의 행태를 변화시키지 못하거나 의도하지 않은 방향으로 변화시킨다면 개정의 정책목표가 달성되기 어려울 것이다⁸³⁾. 그렇다면 국민연금법의 개정과 더불어서 이를 보완할 수 있는 또 다른 정책수단인 조세정책을 활용하여 국가 재정건전성 강화라는 정책목표를 달성할 수 있는 방안을 모색하는 것이 중요하다.

기존의 소비이론을 통해 정책 변화에 따른 국민들의 행태 변화를 충분히 이해하고 예측할 수 있다면 바람직하겠지만 현재 가용한 소비이론들이 서로 다른 예측을 내놓고 있다. 따라서 본 연구의 주된 관심인 국민연금 재정건전화 정책이 가구의 저축행태와 노동공급행태에 미치는 영향을 분석하는 것은 학문적인 중요성뿐만 아니라 정책적인 중요

83) 예를 들면, 이만우 외(2008)에서는 국민연금법 개정의 노동공급에 미치는 효과 분석이 중요한 과제임을 다음과 같은 논리로 밝히고 있다. “현재의 제도가 그대로 유지된다면 국민연금기금이 정부예산에서 차지하는 비중이 지속적으로 증가할 것이고 인구고령화에 따라 근로세대가 연금을 수급하는 노인세대에 비해 감소할 것이라는 전망하에 국민연금이 의도하지 않게 개인의 노동공급 의사결정에 영향을 줄 경우, 만약 노동공급의 감소로 이어지면 사회 전체적으로 노인부양부담을 증가시키는 등 노동공급에 미치는 효과를 분석하는 것이 연금제도의 지속가능성 측면에서도 매우 중요한 시사점을 가지게 될 것이다.”

성도 매우 높다고 본다.

본 연구의 단순모형과 확장모형의 분석 결과에 따르면 국민연금법 개정으로 인한 은퇴 후 소득대체율의 하락은 모든 연령층의 저축행태에 영향을 주는 것으로 나타났다. 비록 우리나라 국민들이 인식하는 연금자산의 크기가 매우 작아 효과의 크기는 작지만 소득대체율 하락은 저축을 증가시키고 노동공급도 미세하게 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 현재 우리나라 가구들이 소비이론 중 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 부합되게 행동함을 시사한다.

만일 우리나라 가구가 완충재고저축모형에 가깝게 행동을 하였다면 국민연금의 재정안정화 정책은 궁극적으로 국가 재정에 부담으로 작용하였을 것이다. 이는 젊은층이 자발적으로 저축을 늘리거나 노동공급을 확대하여 은퇴 이후의 생활을 대비하여야 하나 그렇지 않았기 때문에 이들이 노년에 들어서면서 정부의 재정적 지원을 필요로 하는 계층으로 전락할 수 있기 때문이다. 이런 상황이 예측된다면, 젊은층으로 하여금 저축과 노동공급을 확대하도록 하는 세제유인 정책을 통해 국민연금법 개정을 보완하는 정책조합이 필요하다고 본다. 그러나 현재 우리나라 가구들의 행태를 보면, 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 적합한 것으로 드러났다. 따라서 현재로서는 국민연금 개혁을 보완할 세제유인 제도의 필요성은 그다지 높지 않은 것으로 판단된다. 그러나 이런 결론은 현재의 상태를 전제로 한 것임에 주의하여야 한다. 향후 소득 불확실성이 더욱 커지거나 연금자산에 대한 인식이 제고되는 것과 같은 외생적인 상황이 바뀌거나 시간선호율 및 위험선호도 등과 같은 선호체계가 바뀐다면 다른 결론에 도달할 수 있기 때문이다.

IV. 결론 및 정책시사점

본 연구에서는 국민연금의 장기적인 재정안정을 위한 법 개정이 가구의 의사결정에 어떠한 영향을 주는지를 분석하였다. 구체적으로 불확실성하에서 다기간에 걸친 소비자의 효용극대화 모형을 통해 국민연금개혁이 가구의 소비·저축·노동공급에 대한 의사결정에 미치는 효과를 수치 분석을 통해 조사하였다. 이 결과에 기초하여 장기적으로 국가 재정 건전성을 강화하는 측면에서 2007년 국민연금개혁⁸⁴⁾을 조세정책 측면에서 보완할 필요성이 있는지 검토하였다.

먼저, 본 연구에서는 일반적으로 받아들여지는 60%에서 40%로의 소득대체율 변화라는 단순한 접근이 적절하지 않다는 인식에 기초하여 가입자 개인의 상황에 따라 소득대체율 하락 효과가 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 그 결과, 연금개혁에 따라 가입자의 노동공급에 대한 의사결정에 변화가 없다는 제약적인 가정하에서 연금개혁의 효과가 가입자 개인의 상황에 따라 이질적으로 나타난다는 사실을 쉽게 확인할 수 있었다. 가입자의 가입기간이 증가할수록, 가입자 개인의 소득이 가입자 전체 집단의 평균소득보다 클수록 연금개혁 이후 은퇴 후 소득대체율 감소가 커지게 되는 것이다. 또한, 연금개혁은 세대별로도 이질적인 효과를 야기하는 것으로 나타났다. 이전과 동일한 가정하에서, 보다 젊은 세대일수록 더 큰 폭의 소득대체율 하락을 경험하게 되는 것이다.

다음으로, 본 연구에서는 다기간에 걸친 소비자 효용극대화 모형을 이용하여 은퇴 후 소득대체율 하락이 우리나라 가구의 소비·저축·노동

84) 2007년 국민연금법 개정의 주요내용은 40년 가입 기준으로 소득대체율을 2008년부터 60%에서 50%로 인하하고 2009년부터 매년 0.5%씩 단계적으로 낮춰 2028년부터 40%로 유지하는 것이다.

공급에 대한 선택에 미치는 영향을 수치 분석을 통해 분석하였다. 특히 수치 분석을 행함에 있어서 소득대체율의 하락 폭이 가구마다 상이함을 반영하여 기준 대비 소득대체율이 20% 하락한 경우와 50% 하락한 경우를 비교 분석하였다.

확장모형을 중심으로 그 결과 및 시사점을 정리하면 다음과 같다. 은퇴 후 소득대체율이 하락함에 따라 저축이 모든 연령대에서 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 그 증가율은 소득대체율의 하락 정도가 심할수록 늘어나는 것으로 나타났다. 예를 들면, 소득대체율이 현재보다 20% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.01~0.08% 상승하나, 50% 하락하는 경우 저축 증가율은 0.02~0.2% 높아지는 것으로 나타났다. 또한 단순모형에서의 저축수준과 확장모형에서의 저축수준을 비교하면, 노동공급을 신축적으로 선택할 수 있는 확장모형에서 전반적으로 모든 연령대에서 저축수준이 낮은 것으로 나타났다. 예를 들면, 기준 모수값하에서 단순모형에서는 60세 중에서 중간 정도의 부(wealth)를 축적한 가구의 저축수준이 약 34.7인 반면 확장모형에서는 약 30.6으로 나타났다.

이러한 차이는 단순모형에서는 노동공급이 고정되어 있어서 저축이 미래를 대비하는 유일한 수단이지만 확장모형에서는 저축 이외에 노동공급의 신축적인 선택을 통해 미래를 대비할 수 있기 때문에 발생한 것으로 보인다. 이는 공적연금과 저축의 관계를 분석할 때 노동공급이라는 요소를 모형 내에서 명시적으로 고려하지 않으면 저축에 미치는 효과가 과도하게 추정될 수 있음을 시사한다.

한편 은퇴 후 소득대체율의 하락이 노동공급 선택에 미치는 효과는 대체적으로 양(+)의 효과가 있지만 매우 미미한 것으로 나타났다. 예를 들면, 소득대체율이 20% 하락하는 경우 노동공급량이 0.001%대에서 0.02%대 정도로 상승하고, 50% 하락하는 경우 조금 커져서 0.002%대에서 0.05%대인 것으로 측정되었다. 즉, 은퇴 후 소득대체율의 변화에 대해 우리나라 가구는 노동공급을 크게 변화시키지 않는 것으로 나타났다.

이로부터 다음과 같은 사실을 추론할 수 있다. 첫째, 서로 상이한 방

향으로 작동하는 자산효과(wealth effect)와 대체효과(substitution effect)가 서로 상쇄되었다. 둘째, 자산효과의 절대적인 크기는 매우 작은 것으로 판단된다. 단순모형의 효과 분석에서 언급한 바와 같이 연금 자산이 마지막 근로기간의 항상소득 대비 0.4배 수준밖에 되지 않기 때문이다.

이상의 수치분석 결과는 현재 우리나라 가구들이 소비이론 중 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 부합되게 행동하고 있다는 것을 시사한다. 국민연금법 개정으로 인한 은퇴 후 소득대체율의 하락은 모든 연령층의 저축행태에 영향을 주는 것으로 나타났기 때문이다. 만일 우리나라 가구가 완충재고저축모형에 가깝게 행동한다면, 국민연금의 재정안정화를 위한 일련의 정책은 장기적으로 국가 재정에 부담으로 작용할 것이다. 현재의 젊은 가구가 은퇴 이후의 생활자금을 더욱 많이 축적하여야 하지만 그렇게 행동하지 않고 은퇴를 하게 되면, 정부의 재정 지원을 받는 계층이 될 가능성이 높아지기 때문이다. 이런 상황이 예측된다면, 현재의 젊은 가구들로 하여금 저축과 노동공급을 확대하도록 하는 세제유인 정책을 통해 국민연금법 개정을 보완하는 정책조합이 필요할 것이다. 그러나 현재 우리나라 가구들의 행태를 보면, 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 적합한 것으로 드러났다. 따라서 현재로서는 국민연금 개혁을 보완할 세제유인제도의 필요성은 그다지 높지 않은 것으로 판단된다.

마지막으로 이상의 결론은 현재의 상태를 전제로 한 것임에 주의하여야 한다. 향후 소득 불확실성이 더욱 커지거나 연금자산에 대한 인식이 제고되는 것과 같은 외생적인 상황이 바뀌거나 시간선호율 및 위험선호도 등과 같은 선호체계가 바뀐다면 다른 결론에 도달할 수 있음에 주목할 필요가 있다. 따라서 정책 변화를 도모하기에 앞서서 지속적으로 우리나라 가구의 행태 변화 효과를 사전적으로 검토하는 것이 중요하다고 본다.

참고문헌

- 강성호 · 전승훈 · 임병인, 「국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과분석」, 『경제학연구』, 한국경제학회, 제56집 제3호, 2008, pp. 75~107.
- 국민연금관리공단, 『공적연금의 이해』, 2008.
- _____, 『2008 국민연금통계연보』, 2009.
- 김상호, 「국민연금법 개정의 소득재분배 효과」, 문형표(편), 『우리 나라 노후소득보장체계 구축에 관한 종합연구: 공적연금제도의 평가와 정책과제(Ⅱ)』, 연구보고서, 한국개발연구원, 2008, pp. 88~115.
- 이만우 · 김진영 · 김대철, 「국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과」, 『재정학연구』, 한국재정학회, 제1권 제1호, 2008, pp. 143~186.
- 통계청, 『경제활동인구조사』, 2009.
- 홍민기, 『국민연금이 노동공급과 저축에 미치는 영향』, 한국노동연구원, 연구보고서 2009-6, 2009.
- Abowd, J., and Card, D., “On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes,” *Econometrica*, *Econometric Society*, Vol. 57, No. 2, 1989, pp. 411~415.
- Attanasio, Orazio P and Banks, J and Meghir, C and Weber, G, “Humps and Bumps in Lifetime Consumption,” *Journal of Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, Vol. 17(1), 1999, pp. 22~35.

- Attanasio, Orazio P and Low, H, "Estimation Euler Equations," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 7(2), 2004, pp. 405~435.
- Attanasio, O. P., and Brugiavini, A., "Social Security and Households' Saving," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 3, 2003, pp. 1075~1119.
- Cagetti, M, "Wealth Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Savings," *Journal of Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, Vol. 21(3), 2003, pp. 339~353.
- Carroll, Christopher D and Hall, Robert E and Zeldes, Stephen P, "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 23(2), 1992, pp. 61~156.
- Deaton, A, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, Econometric Society, 1991, pp. 1221~1248.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Parker, Jonathan A, "Consumption over the Life Cycle," *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, Econometric Society, 2002, pp. 47~89.
- Imrohroglu, S., and Kitao, S., "Labor Supply Elasticity and Social Security Reform," *Journal of Public Economics*, Vol. 93, 2009, pp. 867~878.
- Jappelli, T and Padula, M and Pistaferri, L, "A Direct Test of The Buffer-Stock Model of Saving," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6(6), 2008, pp. 1186~1210.
- Kimball, M. S., and Shapiro, M. D., "Labor Supply: Are the Income and Substitution Effects Both Large or Both Small?," NBER Working Papers, No. 14208, 2008.
- Krueger, A. B., and Pischke, J., "The Effect of Social Security on

- Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation,”
Journal of Labor Economics, Vol. 10, No. 4, 1992, pp. 412~437.
- Newey, W. K. and D. McFadden, “Large sample estimation and hypothesis testing,” *Handbook of Econometrics*, in: R. F. Engle & D. McFadden (ed.), *Handbook of Econometrics*, edition 1, volume 4, chapter 36, Elsevier, 1984, pp. 2111~2245.
- Park, M, “Buffer-Stock Saving with Durables and Flexible Labor Supply,” Ph. D. Dissertation, University of Michigan, 2005.
- Carroll, Christopher D., “Buffer Stock Saving and the Life Cycle / Permanent Income Hypothesis,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, 1997, pp. 1~56.

〈부록 1〉

본 〈부록 1〉에서는 완충재고저축모형을 상정한 후 은퇴 후 소득대체율이 외생적으로 감소하는 경우 각 연령대에서 저축에 대한 의사결정이 어떻게 변하는지 살펴보고자 한다. 아래의 〈표 A-1〉에서는 수치 분석에 필요한 모수들의 값이 어떻게 설정(calibration)되었는지 보여준다.

〈표 A-1〉 기준 모수값 선정

모수명	모수값
상대적 위험회피 계수(ρ)	2
시간할인율(δ)	4%
실질 이자율(r)	4%
소득증가율(g)	4%
소득대체율(γ)	60%

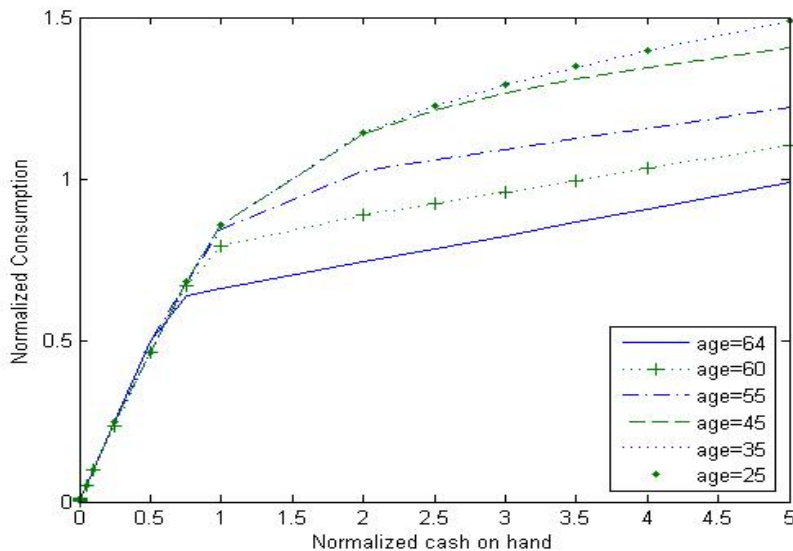
여기서 은퇴 후의 소득대체율(γ)은 GP(2002)와 Park(2005)과 같이 은퇴 직전 연도의 향상소득 대비 은퇴 후 가계의 연금급여 수준으로 정의한다. 2007년 국민연금법의 개정으로 개념적으로 상이하지만 소득대체율이 60%에서 향후 40%까지 하락할 예정이기 때문에 소득대체율에 대한 기준 모수값으로 60%를 상정하였고, 그런 다음 소득대체율이 외생적으로 40%로 하락함에 따른 저축행태의 변화를 몬테-카를로 시뮬레이션 분석을 통해 측정한다.

먼저, 각 연령대별 최적 수요함수의 형태는 아래의 [그림 A-1]과

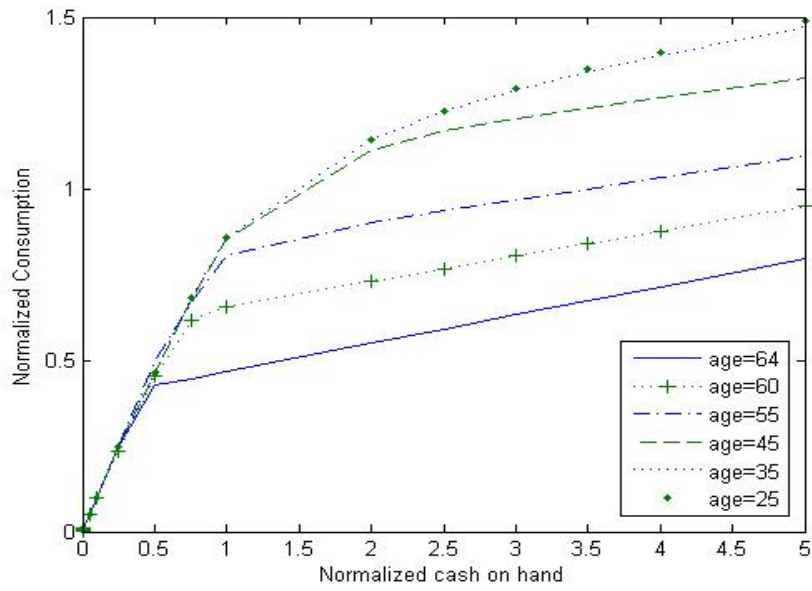
[그림 A-2]와 같다. [그림 A-1]은 소득대체율이 60%인 경우이고 [그림 A-2]는 소득대체율이 40%인 경우이다. 은퇴 직전에 가까울수록 모든 부(wealth)의 수준에서 소비가 더 낮아짐을 알 수 있다. 다시 말하면, 소득대체율이 하락하였음에도 젊은 가구의 소비수준은 큰 변화가 없지만 은퇴시점에 다가감에 따라 소비수준이 낮아짐을 알 수 있다.

한편 저축을 가용 자원(cash on hand)에서 소비를 뺀 것으로 정의하자. 아래의 <표 A-2>는 소득대체율 하락에 따른 연령별 저축에 대한 의사결정을 보여준다. 여기서 주목할 점은 소득대체율이 하락함에도 불구하고 젊은 가구의 저축행태는 변하지 않는 점이다. 다시 말하면 완충재고저축모형에서는 소득대체율의 외생적 변화에도 젊은 세대의 경우에는 생애저축 동기가 작동하지 않아 저축행태의 변화가 나타나지 않는다.

[그림 A-1] 기준 모수값하의 연령별 최적 소비함수



[그림 A-2] 연령별 최적 소비함수: 소득대체율 40%



〈표 A-2〉 소득대체율별·연령별 총유동자산과 저축의 분포

소득 대체율	분위수	연령											
		25		35		45		55		60		63	
		총 유동 자산	저축	총 유동 자산	저축	총 유동 자산	저축	총 유동 자산	저축	총 유동 자산	저축	총 유동 자산	저축
40%	5th	1.25	0.32	1.25	0.32	1.30	0.37	2.63	1.69	4.31	3.41	5.28	4.42
	25th	1.41	0.43	1.41	0.43	1.47	0.49	3.28	2.29	5.34	4.37	6.53	5.57
	50th	1.51	0.50	1.51	0.51	1.57	0.57	3.81	2.79	6.19	5.16	7.56	6.52
	75th	1.63	0.59	1.63	0.59	1.71	0.67	4.46	3.40	7.29	6.18	8.85	7.70
	95th	1.79	0.71	1.79	0.71	1.88	0.80	5.82	4.67	9.64	8.36	11.68	10.31
60%	5th	1.25	0.32	1.25	0.32	1.26	0.33	1.54	0.60	2.69	1.75	3.59	2.68
	25th	1.41	0.43	1.41	0.43	1.42	0.44	1.78	0.80	3.34	2.35	4.43	3.46
	50th	1.51	0.50	1.51	0.50	1.52	0.52	1.95	0.94	3.84	2.82	5.09	4.06
	75th	1.63	0.59	1.63	0.59	1.64	0.61	2.19	1.16	4.43	3.36	5.90	4.80
	95th	1.79	0.71	1.79	0.71	1.81	0.72	2.64	1.57	5.67	4.51	7.62	6.39

〈부록 2〉

본 〈부록 2〉에서는 은퇴 이후 소득 및 사망시점 등에 대한 불확실성이 전혀 없는 상황에서 가치함수가 본문 제Ⅲ장의 식 (3.11)과 같은 형태를 가짐을 증명한다.

먼저, 은퇴 이후의 소비자 효용극대화 문제를 기술하면 다음과 같다.

$$V_{T+1}(X_{T+1}) = \max_{\{c_t\}_{t=T+1}^N} \sum_{t=T+1}^N \beta^{t-T-1} \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (\text{A.1})$$

$$\text{s.t. } X_{t+1} = R(X_t - C_t) + M, \text{ for all } T+1 \leq t \leq N$$

여기서 N 은 사망시점을 나타내고, M 은 연간 실질 연금수급액을 나타낸다.

동 문제의 1차 조건을 찾기 위해 라그랑지안(Lagrangian)을 형성하면 다음과 같다.

$$\mathcal{L} = E_{T+1} \sum_{t=T+1}^N \beta^{t-T-1} \frac{[X_t - (X_{t+1} - M)/R]^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (\text{A.2})$$

은퇴 이후 소비자 문제의 라그랑지안을 나타내는 (A.2)는 동태적 예산제약식(dynamic budget constraint)을 소비에 대해 정리하고 그 결과를 효용극대화 문제에 대입하여 도출되었다.

식 (A.2)를 X_{t+1} 으로 미분한 값이 0과 같다는 효용극대화 문제의 1차 조건인 오일러 방정식(Euler equation)은 아래와 같다. 은퇴 이후

의 모든 기간($T+1 \leq t \leq N-1$)에 대하여

$$C_t^{-\rho} = R\beta C_{t+1}^{-\rho}, \text{ 또는 } C_{t+1} = (R\beta)^{1/\rho} C_t \quad (\text{A.3})$$

효용극대화 문제인 식 (A.1)의 생애 예산제약식(life-time budget constraint)은 다음과 같다.

$$C_{T+1} + \frac{1}{R} C_{T+2} + \dots + \frac{1}{R^{N-T-1}} C_N = X_{T+1} + H_{T+1} \quad (\text{A.4})$$

여기서 $H_{T+1} = \tilde{H}_{T+1} - M$ 이고,

$$\tilde{H}_{T+1} = M + \frac{1}{R} M + \dots + \frac{1}{R^{N-T-1}} M \text{이다.}$$

위의 생애 예산제약식 (A.4)에 (A.3)을 대입하여 정리하면 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$C_{T+1} [1 + R^{-1}(R\beta)^{1/\rho} + \dots + R^{-(N-T-1)}(R\beta)^{(N-T-1)/\rho}] = X_{T+1} + H_{T+1} \quad (\text{A.5})$$

식 (A.5)를 정리하면 은퇴시점인 $T+1$ 기의 최적 소비함수를 아래와 같이 도출할 수 있다.

$$C_{T+1} = k [X_{T+1} + H_{T+1}], \quad k = \frac{1 - R^{-(N-T)}(R\beta)^{\frac{N-T}{\rho}}}{1 - R^{-1}(R\beta)^{\frac{1}{\rho}}} \quad (\text{A.6})$$

위의 식 (A.6)을 오일러 방정식 (A.3)에 대입하면 다음의 관계식을 얻을 수 있다. $T+2 \leq t \leq N$ 에 대하여,

$$C_t = (R\beta)^{\frac{t-(T+1)}{\rho}} k [X_{T+1} + H_{T+1}] \quad (\text{A.7})$$

따라서 (A.6)과 (A.7)을 (A.1)에 대입하면 은퇴 이후의 가치함수 V_{T+1} 을 아래와 같이 얻을 수 있고, 이는 본문의 식 (3.11)과 동일한 형태임을 확인할 수 있다.

$$V_{T+1} = \sum_{t=T+1}^N \beta^{t-T-1} \frac{\left\{ (R\beta)^{\frac{t-(T+1)}{\rho}} k [X_{T+1} + H_{T+1}] \right\}^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (\text{A.8})$$

$$\begin{aligned} &= [X_{T+1} + H_{T+1}]^{1-\rho} \sum_{t=T+1}^N \beta^{t-T-1} \frac{\left\{ (R\beta)^{\frac{t-(T+1)}{\rho}} k \right\}^{1-\rho}}{1-\rho} \\ &= \kappa [X_{T+1} + H_{T+1}]^{1-\rho} \\ &= \kappa \sum_{t=T+1}^N \beta^{t-T-1} \frac{\left\{ (R\beta)^{\frac{t-(T+1)}{\rho}} k \right\}^{1-\rho}}{1-\rho} \end{aligned}$$

<국문요약>

국민연금 개혁과 조세정책의 방향: 가계행태 변화를 중심으로

박명호·전병힐

본 연구는 국민연금의 장기적인 재정안정을 위한 법 개정이 가구의 의사결정에 어떠한 영향을 주는지 수치 분석을 통해 조사하였다. 구체적으로 불확실성하에서 다기간에 걸친 소비자의 효용극대화 모형을 통해 국민연금 개혁이 가구의 소비·저축·노동공급에 대한 의사결정에 미치는 효과를 분석하였다. 가입자에 따라 소득대체율 인하 효과가 상이함을 고려하여 다양한 수준의 연금급여 하락을 가정한 상태에서 저축과 노동공급의 행태 변화를 살펴보았다.

분석 결과에 따르면 은퇴 후 소득대체율이 하락함에 따라 저축은 모든 연령대에서 증가하였고 노동공급도 증가하였지만 그 폭은 상대적으로 미약하였다. 이러한 결과를 노동공급이 고정된 단순모형의 결과와 비교할 때 전반적으로 모든 연령대에서 저축수준이 낮은 것으로 나타났다. 이는 공적연금과 저축의 관계를 분석할 때 노동공급이라는 요소를 모형 내에서 명시적으로 고려하지 않으면 저축에 미치는 효과가 과도하게 추정될 수 있음을 의미한다. 노동공급의 행태 변화가 미약한 사실로부터 서로 상이한 방향으로 작동하는 자산효과(wealth effect)와 대체효과(substitution effect)가 서로 상쇄되었음을 알 수 있다. 연금자산이 마지막 근로기간의 항상소득 대비 0.4배 수준밖에 되지 않는다는 점은 자산효과의 절대적인 크기가 매우 작음을 시사한다.

이와 같은 수치분석 결과는 현재 우리나라 가구의 행태가 완충재고

저축모형보다는 생애주기모형에 더 부합함을 나타낸다. 만일 우리나라 가구가 완충재고저축모형에 가깝게 행동한다면, 국민연금의 재정안정화를 위한 일련의 정책은 장기적으로 국가 재정에 부담으로 작용할 것이다. 현재의 젊은 가구가 은퇴 이후의 생활자금을 더욱 많이 축적하여야 하지만 그렇게 행동하지 않고 은퇴를 하게 되면, 정부의 재정지원을 받는 계층이 될 가능성이 높아지기 때문이다. 이런 상황이 예측된다면, 현재의 젊은 가구들로 하여금 저축과 노동공급을 확대하도록 하는 세제유인 정책을 통해 국민연금법 개정을 보완하는 정책조합이 필요할 것이다. 그러나 현재 우리나라 가구들의 행태를 보면, 완충재고저축모형보다는 생애주기모형에 더 적합한 것으로 드러났다. 따라서 현재로서는 국민연금 개혁을 보완할 세제유인제도의 필요성은 그다지 높지 않은 것으로 판단된다.

〈Abstract〉

The Effect of National Pension Reform on Households' Saving and Labor Supply

Park, Myung-Ho and Jun, Byung-Hill

This paper investigates the effect of the National pension reform in 2007 on households' consumption, saving, and labor supply behaviors. We employ a stochastic life-time utility maximization model with flexible labor supply to calibrate the effects of changes in the retirement income replacement ratio. Considering that the decrease in the replacement ratio varies by a person's socioeconomic conditions, the calibration is conducted at two rates of reduction in the replacement ratio: 20% and 50%. We find that saving increases over all ages but there are no substantial changes in labor supply after the fall in the replacement ratio. This result argues for the life-cycle model over the buffer-stock saving model. We conclude that a tax incentive is not quite necessary to encourage additional savings for retirement since households increase their savings voluntarily in response to reduced pension wealth.

〈著者略歷〉

박명호

연세대학교 경제학과 졸업
Michigan University 경제학 석·박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

전병힐

서울대학교 경제학과 졸업
미국 UC Berkeley 대학 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 09-06

국민연금 개혁과 조세정책의 방향 :
가계행태 변화를 중심으로

2009년 12월 23일 인쇄
2009년 12월 30일 발행

저 자 박명호·전병힐
발행인 원윤희
발행처 한국조세연구원
11381-7174 서울특별시 송파구 방죽말길 28
전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및
인쇄 천 세

© 한국조세연구원 2009

ISBN 978-89-8191-446-2

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원