연구보고서 2015-04

국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향 연구

성명기·이준상

NPS 국민연금공단
국민연금연구원

머 리 말

공적연금인 국민연금제도는 경제활동을 하는 가입자가 소득의 일정부분을 기여금으로 내고 은퇴이후 연금급여를 받음으로써 노후생활안정을 도모하는 목적을 갖고 있다. 국민연금제도가 시행된 이후 규모면에서 가입자와 수급자 모두 큰 폭으로 확대되고 있다. 2014년 말 현재 가입자는 2,113만명이며 이의 한해 기여금은 33조원, 그간의 적립기금은 500여조원에 달하고 있으며, 한편 수급자는 377만명이며 이의 한해 수급액은 14조원에 이르고 있다. 국민연금은 노동을 공급하는 가계의 예산제약식에는 수입에 음의 효과를 주고, 은퇴 가계에는 수입에 양의 효과를 나타냄으로서 가계의 소비 및 저축에 영향을 미치게 된다.

공적연금제도 역사가 오래된 선진국에서는 공적연금의 가계저축에 미치는 영향에 대하여 관심을 갖고 이론적으로 다양한 논의와 함께 실증적으로도 많은 연구결과들이 존재하고 있다. 반면 이에 대하여 우리나라에서의 연구들은 상대적으로 부족한 형편이다.

본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 구분하고 미시적 및 거시적 자료를 함께 사용하여 분석하고 있다. 이는 공적연금의 소비 혹은 저축 영향에 대하여 어느 한 측면만을 고려함으로써 결과가 기존 연구들과 상이한 경우가 많았기에 보다 다양한 측면에서 분석하여 일관된 결과를 보고자 함이었다.

본 보고서의 구성을 보면 서론에 이어 Ⅱ장에서 연금과 소비 및 저축에 대한 기존 이론적 및 실증적 연구들에 대하여 검토하고 이를 통하여 연구방향을 살펴보며, Ⅲ장에서는 우리나라 국민연금과 관련하여 소비 및 저축의 현황을 개관하며, Ⅳ장에서는 시계열자료를 활용한 거시경제적 분석을 수행하며, Ⅴ장에서는 패널자료를 이용한 미시경제적 분석을

실시하며, 마지막으로 Ⅵ장은 분석결과에 대한 요약과 함께 시사점을 검토하고 있다.

본 연구보고서는 국민연금연구원의 성명기 연구위원과 성균관대 이준상 교수가 공동으로 수행하였다. 연구에 정성을 다해준 연구자들과 연구 수행 과정에서 자문위원회 및 정책협의회를 통하여 많은 조언과 비판을 해주신 외부전문가들에 대해서도 저자들을 대신하여 감사를 드린다. 또한 본 보고서를 읽고 세심한 논평을 해준 익명의 심사자들에게도 사의를 표한다. 끝으로 본 연구보고서의 연구결과를 비롯한 모든 내용은 전적으로 연구자들의 의견이며 국민연금공단이나 국민연금연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2015년 12월 31일

국민연금공단 이사장 문 형 표
국민연금연구원 원장 김 성 숙

목 차 | Contents

요약 ····· 1

Ⅰ. 서론 ····· 25

Ⅱ. 선행 연구와 연구방향 검토 ····· 29
1. 선행연구 검토 ····· 29
2. 연구방향 검토 ····· 36

Ⅲ. 국민연금과 가계 소비 및 가계 저축 ····· 39

Ⅳ. 거시경제적 분석 ····· 53
1. 분석방법 ····· 53
2. 연간자료 실증분석 ····· 62
3. 분기자료 실증분석 ····· 82

Ⅴ. 미시경제적 분석 ····· 101
1. 도입 ····· 101
2. 국민연금의 성격과 특성 ····· 103
3. 간단한 생애주기 모형 ····· 106
4. 분석 방법 및 결과 ····· 110
5. 강건성 검토 ····· 132

Ⅵ. 요약 및 시사점 ····· 135

참고문헌 ····· 141

표 차례

〈요약 표 1〉 가계 소득과 지출 ····· 4
〈요약 표 2〉 가계소비 오차수정모형 추정결과 ····· 8
〈요약 표 3〉 가계저축 오차수정모형 추정결과 ····· 9
〈요약 표 4〉 가계소비지출 공적분 검정 결과 ····· 10
〈요약 표 5〉 장기 가계소비식 추정 ····· 11
〈요약 표 6〉 단기 가계소비식 추정 ····· 11
〈요약 표 7〉 가계저축 공적분검정 결과 ····· 12
〈요약 표 8〉 장기 가계저축식 추정 ····· 12
〈요약 표 9〉 단기 가계저축식 추정 ····· 13
〈요약 표 10〉 소득 5분위별 기초통계량 ····· 14
〈요약 표 11〉 소득 5분위별 LTV와 DTI ····· 15
〈요약 표 12〉 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향 ····· 16
〈요약 표 13〉 금융제약정도에 따른 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향 ····· 18
〈요약 표 14〉 강건성 검증: 국민연금 부담율의 저축률 영향 ····· 19
〈요약 표 15〉 강건성 검증: 국민연금 부담율의 소비율 영향 ····· 20
〈표 Ⅲ-1〉 가계 소득과 지출 ····· 42
〈표 Ⅳ-1〉 기초 통계량 ····· 64
〈표 Ⅳ-2〉 단위근 검정(수준변수) ····· 68
〈표 Ⅳ-3〉 단위근 검정(차분변수) ····· 69
〈표 Ⅳ-4〉 가계소비 공적분식 추정결과 ····· 72
〈표 Ⅳ-5〉 가계소비 공적분검정 결과 ····· 72

〈표 Ⅳ-6〉 가계소비 오차수정모형 추정결과 ····· 74
〈표 Ⅳ-7〉 가계저축 공적분식 추정결과 ····· 76
〈표 Ⅳ-8〉 가계저축 공적분검정 결과 ····· 76
〈표 Ⅳ-9〉 가계저축 오차수정모형 추정결과 ····· 78
〈표 Ⅳ-10〉 총저축 공적분식 추정결과 ····· 80
〈표 Ⅳ-11〉 총저축 공적분검정 결과 ····· 80
〈표 Ⅳ-12〉 총저축 오차수정모형 추정결과 ····· 82
〈표 Ⅳ-13〉 단위근 검정(수준변수) ····· 84
〈표 Ⅳ-14〉 단위근 검정(차분변수) ····· 85
〈표 Ⅳ-15〉 VAR모형 적정시차 판별 ····· 86
〈표 Ⅳ-16〉 공적분검정 결과 ····· 88
〈표 Ⅳ-17〉 장기 가계소비식 추정 ····· 89
〈표 Ⅳ-18〉 단기 가계소비식 추정 ····· 93
〈표 Ⅳ-19〉 가계저축 VAR모형 적정시차 판별 ····· 93
〈표 Ⅳ-20〉 가계저축 공적분검정 결과 ····· 94
〈표 Ⅳ-21〉 장기 가계저축식 추정 ····· 95
〈표 Ⅳ-22〉 단기 가계저축식 추정 ····· 97
〈표 Ⅳ-23〉 장기 총저축식 추정 ····· 98
〈표 Ⅳ-24〉 총저축 공적분검정 결과 ····· 99
〈표 Ⅳ-25〉 단기 총저축식 추정 ····· 100
〈표 Ⅴ-1〉 소득계층별 수익비(남성) ····· 103
〈표 Ⅴ-2〉 소득 5분위별 기초통계량 ····· 111
〈표 Ⅴ-3〉 소득 5분위별 LTV와 DTI ····· 112
〈표 Ⅴ-4〉 연도별 기초통계량 ····· 113
〈표 Ⅴ-5〉 연도별 LTV와 DTI ····· 113
〈표 Ⅴ-6〉 소득분위별 국민연금이 저축률에 미치는 영향 ····· 117

〈표 Ⅴ-7〉 소득분위별 국민연금이 가계 소비율에 미치는 영향 ····· 119
〈표 Ⅴ-8〉 소득분위별 국민연금부담률이 저축률과 소비율에
미치는 영향 ····· 120
〈표 Ⅴ-9〉 금융제약부담 기준에 따른 가계 비중 ····· 122
〈표 Ⅴ-10〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이
가계저축률에 미치는 영향 ····· 123
〈표 Ⅴ-11〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이
가계저축률에 미치는 영향(계속) ····· 125
〈표 Ⅴ-12〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이
가계소비율에 미치는 영향 ····· 127
〈표 Ⅴ-13〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이
가계소비율에 미치는 영향(계속) ····· 129
〈표 Ⅴ-14〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금부담율이
저축률과 소비율에 미치는 영향 ····· 131
〈표 Ⅴ-15〉 강건성 검증: 국민연금 부담율의 저축률 영향 ····· 133
〈표 Ⅴ-16〉 강건성 검증: 국민연금 부담율의 소비율 영향 ····· 134

그림차례

〈요약 그림 1〉 가계 소비율과 저축률 추이 ····· 3
〈요약 그림 2〉 기여금과 급여액(가계소비지출대비) ····· 4
〈그림 Ⅲ-1〉 경제성장률과 가계소비 추이 ····· 39
〈그림 Ⅲ-2〉 총저축률과 가계저축률 추이 ····· 40
〈그림 Ⅲ-3〉 가계 소비율과 가계저축률 추이 ····· 41
〈그림 Ⅲ-4〉 소득과 소비 추이 ····· 43
〈그림 Ⅲ-5〉 비소비지출과 처분가능소득 추이 ····· 43
〈그림 Ⅲ-6〉 기여금과 급여액 추이 ····· 44
〈그림 Ⅲ-7〉 1인당 기여금과 급여액 ····· 45
〈그림 Ⅲ-8〉 기여금과 급여액(가계소비지출대비) ····· 46
〈그림 Ⅲ-9〉 가처분소득과 실질금리 ····· 47
〈그림 Ⅲ-10〉 고령화비율과 가계부채비율 ····· 48
〈그림 Ⅲ-11〉 실질 주택자산 ····· 49
〈그림 Ⅲ-12〉 국민연금 기대자산과 순기대자산 ····· 50
〈그림 Ⅲ-13〉 가계소비지출과 가계저축률 ····· 51
〈그림 Ⅳ-1〉 변수들의 추이(1) ····· 65
〈그림 Ⅳ-2〉 변수들의 추이(2) ····· 66
〈그림 Ⅳ-3〉 주요 변수들의 추이 ····· 83
〈그림 Ⅳ-4〉 가계소비식 추정계수 변화 추이 ····· 91
〈그림 Ⅳ-5〉 저축식 추정계수 변화 추이 ····· 96
〈그림 Ⅴ-1〉 연도별 가계지출과 연금부담비율 ····· 104
〈그림 Ⅴ-2〉 소득분위별 가계지출과 연금부담비율 ····· 106
〈그림 Ⅴ-3〉 예산제약하의 최적화 ····· 109

요 약

Ⅰ. 연구 배경 및 목적

□ 국민연금 제도는 개인이 노동시장에서 은퇴 이후 소득 저하에 대처하는 사회보험의 역할을 담당하고 있음

○ 개인은 국민연금 보험료를 납부하고 은퇴연령이 지난 후 연금급여 혜택을 받게 됨

○ 국민연금은 노동을 공급하는 가계의 예산제약식에는 수입에 부의 효과를 주는 반면 은퇴가계에는 수입에 양의 효과를 주므로 가계의 소비와 저축에 영향을 미치게 됨

□ 공적연금제도가 오래된 선진국에서는 공적연금이 저축에 미치는 영향에 대하여 주목하고 이에 대한 이론적 및 실증적 연구들이 활발하였음

○ 생애주기가설에 따르면 개인들은 소득이 있는 청장년층 때 소득 중 일정부분의 소비를 줄여 저축하고, 소득이 없는 노년층 때 소비를 유지하려는 소비 평활화를 추구함

○ 공적연금은 사적연금과 같이 노후를 위한 저축으로 인식되지만 이들이 내는 기여금은 강제저축의 성격을 지니고 있음

○ 따라서 연금제도 도입이후 저축은 노후생활 목적의 자발적 저축과 연금 적립금 순증만큼의 강제저축이 동시에 존재하게 됨

○ 연금제도 도입에 따라 강제저축이 증가하는 반면 자발적 저축이 감소하겠지만 자발적 저축의 감소 정도에 따라 전체 저축이 증가하거나 감소할 수 있으며 한편 변하지 않을 수도 있음

□ 공적연금제도가 저축에 미치는 영향은 연금적립방식에 따라 논의 내용이 다르며 이에 대한 실증연구들이 활발하였음

○ 부과방식연금제도하 연금지급을 위한 자산축적보다 현재 노동인구에서 징수한 기여금을 급여자에게 지급하므로 가계저축 감소

○ 그러나 연금수혜액에 불확실성이 존재할 때 가계저축 감소가 완화되며, 반면 연금수혜에 상한선이 존재할 때 연금제도가 조기퇴직을 유발하여 저축감소분이 적어지거나 증가할 수 있음

○ 한편 적립방식연금제도하 자발적 저축이 강제적 저축을 대체하는 효과가 발생하여 가계저축은 감소하지만 총저축은 변하지 않는다고 봄

○ 이 경우에서도 자발적 저축과 강제적 저축 간 완전대체가 성립하지 않는 경우 연금제도로 인하여 총저축이 변화하게 됨

○ 한편 개인은 소비를 전생애에 걸쳐 자신이 내는 기여금과 받게 되는 기대연금자산의 현재가치를 고려하여 결정하게 되며 후자가 전자보다 크다면 저축을 줄이게 됨

□ 우리나라 국민연금제도는 부분적립방식으로써 저축에 미치는 영향에 대하여 보다 심층적인 실증분석 연구 필요

○ 이 주제에 대한 중요성에도 불구하고 국내에서 다양하고 심층적인 실증연구 결과는 부족한 실정

○ 본 연구에서는 국민연금이 가계 소비와 저축에 대한 영향을 구분하며, 미시자료와 거시자료를 함께 사용하여 실증분석하고자함

Ⅱ. 국민연금과 가계소비 및 저축

□ 가계 소비율과 저축률 추이

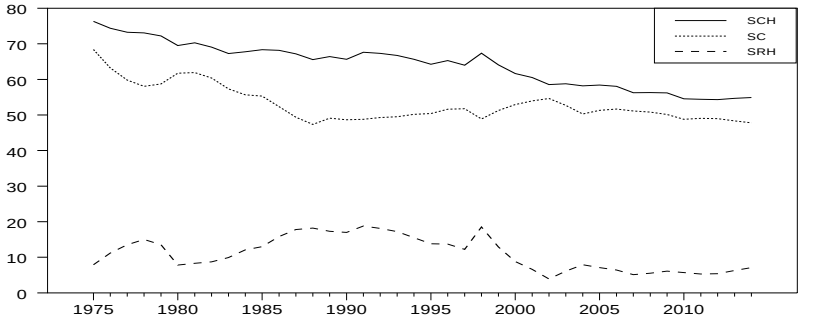
○ 가계 소비율(가계소비/국민총처분가능소득)은 지난 1975년 68.4%

에서 2014년 현재 47.8%까지 하향세

○ 가계 저축율(가계저축/국민총처분가능소득)은 지난 1975년 7.9%에서 1988년 18.2%로 상승한 후 2014년 현재 7.1%까지 하향세

○ 가계 소비율과 저축율의 합은 1975년 76.3%에서 2012년 54.3%까지 하락한 이후 2014년 현재 54.9% 수준에서 정체된 모습

〈요약 그림 1〉 가계 소비율과 저축률 추이(%)



주 : SC은 가계소비율, SRH는 가계저축률, SCH는 두 비율의 합임
자료 : 한국은행.

□ 통계청 가계동향조사, 월평균 명목 가계 소득과 지출 추이

○ 가계소득은 지난 1990년 93.8만원에서 2014년 433.5만원으로 연평균 6.5% 증가

○ 가계 소비지출은 1990년 60.3만원에서 2014년 256.7만원으로 연평균 6.2% 증가한 반면 비소비지출은 1990년 14.6만원에서 2014년 81.3만원으로 연평균 7.4% 증가

○ 처분가능소득(=소득-비소비지출)은 연평균 6.4% 증가에 머묾

○ 즉, 세금, 국민연금과 건강보험료 등이 포함된 비소비지출이 소득과 소비지출보다 상대적으로 높게 증가하여 처분가능소득 증가율을 낮추는 역할

〈요약 표 1〉 가계 소득과 지출(증가율, %)

	소득측면			지출측면			처분가능소득
	소득	근로	이전	지출	소비	비소비	
1990~2014	6.5	7.0	9.2	6.5	6.2	7.4	6.4
1990~2002	8.8	8.5	11.5	9.0	8.9	9.4	8.7
2003~2014	4.4	5.5	6.9	4.1	3.6	5.5	4.1

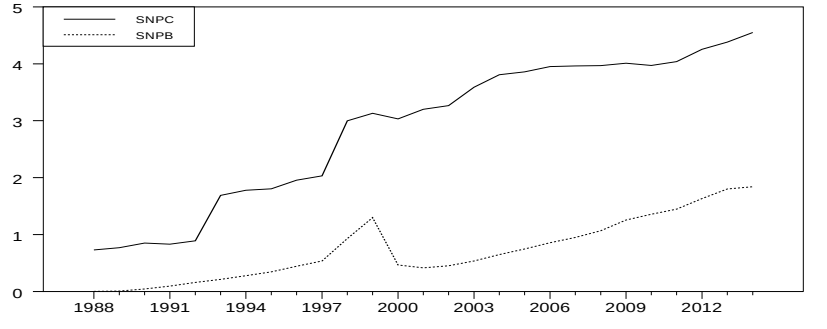
주 : 도시 2인 이상 전체가구 경상기준
자료: 『가계동향조사』, 통계청

□ 가계소비지출대비 국민연금 기여금과 급여액 추이

○ 국민연금기여금은 2014년 현재 34.1조원으로 가계소비지출대비 4.8%에 달하고 있으며 지난 1997년과 1999년 각각 2%와 3%를 넘어서고 2006년 4%를 상회하는 등 빠르게 확대

○ 국민연금급여액은 2014년 현재 13.7조원으로 가계소비지출대비 1.9%에 달하며 지난 1999년 1%를 상회한 이후 확대세

〈요약 그림 2〉 기여금과 급여액(가계소비지출대비, %)



주 : SNPC는 국민연금 기여금/경상 가계소비지출 비율, SNPB는 국민연금 급여액/경상 가계소비지출 비율임
자료: 국민연금공단; 한국은행

□ 가계소비와 저축에 영향을 미치는 거시경제변수로써 가처분소득,

실질금리, 가계부채비율, 인구구조변수, 주택자산과 기대연금자산 등을 고려할 수 있음

□ 가처분소득과 실질금리

○ 실질 가처분소득은 1988~2014년 기간 중 연평균 4.8% 증가하였는바 1988~2001년 기간 중 연평균 6.3% 증가한 반면 2002~2014년 기간 중 연평균 3.3% 증가에 머물러 증가세 큰 폭 둔화

○ 실질금리 역시 하락세를 보이고 있는데 경제성장률이 하락하고 자본축적이 상당히 진행되면서 자본의 한계생산성이 둔화세를 보이는데 기인

□ 고령화비율과 가계부채비율 추이

○ 고령화의 진전은 소비여력을 저하시키는데 고령화비율은 1988년 6.9%에서 2001년 10.5% 그리고 2014년 17.3%로 빠르게 상승

○ 가계부채 부담은 가계신용제약으로 소비와 저축에 부정적 영향을 줄 수 있지만 소비에 대하여 어느 정도까지는 가계신용을 확대하는 역할을 수행하며 그간 지속적인 증가세 시현

□ 실질 주택자산과 국민연금기대자산 추이

○ 실질 주택자산가치는 전체적으로 상승세이지만 주택가격 변동의 영향을 받아 변화가 큰 모습

○ 국민연금 기대자산은 가입자가 받을 것으로 예상하는 연금액의 현재가치로써 1988년 413조원에서 2014년 2,221조원으로 확대

Ⅲ. 거시경제적 분석

1. 실증분석 모형

□ 가계의 동태적 소비결정은 현재 소비와 다음 기 부 사이에 성립하

는 기간 간 예산제약조건을 만족시킴

○ $W_{t+1} = (1+r_{w,t+1})(W_t - C_t)$

○ 여기서 W_t와 C_t는 각각 t기의 부와 소비, $r_{w,t+1}$은 t기와 $t+1$ 간의 부에 대한 수익률, 즉 다음 기의 부는 현재 부에서 소비하고 남은 부분과 이에 대한 수익률에서 결정됨

□ 실증분석 모형으로 예산제약식으로부터 소비와 부(소득) 간에 성립하는 공적분관계를 도출

○ 장기의 목표소비가 소득흐름에 의하여 결정되며, 이외의 요인들은 일시적 효과 존재

○ $c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 (a_t - y_{a,t}) + \epsilon_t$

○ 여기서 c_t, $y_{tot,t}$, $y_{a,t}$, a_t는 각각 로그를 취한 소비, 총소득, 자산소득, 자산가치, ϵ_t는 잔차를 의미

○ 자산소득의 변화가 상당부분 소득의 변화에 반영될 수 있음을 감안하면 장기 소비수준이 소득과 자산가치(실물자산 hw_t, 기대연금자산 sw_t)에 의하여 설명되는 회귀분석모형을 고려

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 hw_t + \alpha_3 sw_t + \epsilon_t$$

○ 단기에서 소비의 동태적 조정과정은 오차수정모형으로 설명

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{tot,t} + \beta_2 \Delta hw_t + \beta_3 \Delta sw_t + \gamma(c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 hw_{t-1} - \alpha_3 sw_{t-1}) + e_t$$

2. 연간자료 실증분석

□ 실증분석 자료(1988~2014)

○ 실질 처분가능소득, 실질 가계 소비와 가계 저축, 실질금리, 가계부채, 실질 주택자산가치, 국민연금 (순)기대연금자산

○ 실질 주택자산가치는 통계청 국부조사자료에서 명목주택자산가치를

구하고 주택자금 대출금을 차감하여 주택순자산가치를 구하고 이를 물가지수로 나누어 구함

○ 국민연금 (순)기대연금자산은 국민연금 자료를 사용하여 추계

□ 단위근 검정

○ Augmented-Dickey Fuller와 Phillips-Perrons 검정법을 사용하여 시계열을 1차 차분하였을 때 단위근이 존재하지 않았음

□ 공적분검정

○ Augmented-Dickey Fuller와 Phillips-Perrons 검정법으로 분석한 결과 변수들 간 장기적 균형관계 성립

□ 가계소비지출 오차수정모형식

○ t 시점의 가계소비지출 변동은 전기 균형치와 실제치 차이의 대부분이 금기에 반영

○ 실질 처분가능소득변동률(0.6~0.9)과 실질 주택자산가치(0.13~0.24) 모두 양의 계수로 가계소비지출 변동에 긍정적 영향 시사

○ 국민연금 순기대자산(0.01~0.04)은 소비에 긍정적 영향, 실질연금기여금(-0.16~-0.22)은 소비에 부정적 영향 의미

○ 실질금리(-0.67)는 음의 추정치, 가계부채부담비율(0.42~0.55)은 양의 추정치로 가채부채가 소비억제보다 유동성 확대 역할 시사

〈요약 표 2〉 가계소비 오차수정모형 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식
ec(-1)	-1.11 (-2.82)	-0.93 (-2.72)	-1.11 (-3.28)	-1.13 (-4.37)	-1.05 (-3.17)	-1.24 (-4.29)
dlhcp(-1)	0.10 (0.86)	0.09 (0.97)	0.11 (1.18)	0.06 (0.86)	0.10 (0.80)	0.08 (1.06)
dlydr	0.68 (4.64)	0.90 (6.89)	0.86 (6.89)	0.62 (7.00)	0.61 (1.96)	0.61 (6.44)
dlrhw	0.24 (3.01)	0.19 (2.45)	0.19 (2.75)	0.13 (3.40)	0.18 (3.24)	0.14 (3.45)
dlnpa	0.01 (1.04)	0.02 (2.06)	0.02 (2.38)	0.04 (6.48)	0.03 (3.49)	0.03 (5.87)
dlscr	-	-0.16 (-2.97)	-0.18 (-3.28)	-0.22 (-6.15)	-	-0.18 (-5.23)
dlrr	-	-	-0.28 (-0.90)	-0.67 (-3.38)	-	-
dlhdy	-	-	-	0.42 (7.16)	0.55 (5.67)	0.45 (7.09)
$\overline{R}^2$ D.W.	0.85 1.54	0.89 1.70	0.90 1.58	0.96 1.54	0.92 1.43	0.96 1.80

주: ec(-1)은 전기 오차수정항임

□ 가계저축 오차수정모형식

○ 오차수정항은 음이며 통계적 유의하여 전기 균형치와 실제치 차이의 대부분이 금기에 반영

○ 실질 처분가능소득은 양으로 저축에 긍정적 영향, 실질 주택자산 가치는 음으로 저축에 부정적 영향

○ 국민연금 순기대자산(-0.2)의 증가는 가계저축 구축 시사, 실질 연금기여금은 양으로 저축에 긍정적 영향 의미

○ 실질금리는 양의 추정치로 상승 시 저축 증가 의미, 가계부채부담비율은 음(-3.2~-3.7)으로 저축에 부정적 영향 시사

○ 고령화비율은 양의 계수로 나타나 가계저축 확대 시사

〈요약 표 3〉 가계저축 오차수정모형 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식	(7)식
ec(-1)	-1.03 (-4.72)	-1.31 (-5.42)	-1.03 (-4.96)	-1.19 (-3.58)	-1.46 (-5.49)	-0.95 (-4.77)	-1.20 (-4.87)
dlsrh(-1)	0.40 (2.05)	0.58 (3.03)	0.33 (1.77)	0.35 (1.36)	0.52 (2.55)	0.22 (1.24)	0.37 (2.16)
dlydr	0.76 (0.71)	0.64 (0.57)	3.58 (3.08)	2.34 (1.82)	1.91 (1.81)	3.82 (3.30)	3.08 (2.78)
dlrhw	-1.49 (-2.83)	-1.51 (-3.00)	-0.76 (-1.82)	-1.51 (-2.41)	-1.34 (-2.75)	-0.92 (-2.23)	-0.70 (-1.82)
dlpa	-0.46 (-0.58)	-0.61 (-0.84)	-1.72 (-2.35)	-	-	-1.78 (-2.41)	-2.12 (-3.12)
dlnpa	-	-	-	-0.18 (-1.79)	-0.25 (-3.18)	-	-
dlscr	-	-	-	-	0.97 (2.49)	-	-
dlrr	-	1.27 (0.60)	0.12 (0.06)	3.92 (1.18)	6.74 (2.49)	-	2.31 (1.30)
dlhdy	-	-	-3.25 (-4.58)	-3.27 (-3.59)	-3.57 (-5.01)	-3.47 (-4.81)	-3.72 (-5.67)
dlold	-	0.81 (0.62)	-	-	-	-	2.76 (2.53)
$\overline{R}^2$ D.W.	0.54 1.88	0.59 1.90	0.64 1.74	0.57 1.71	0.75 1.91	0.63 1.72	0.72 1.56

주: ec(-1)은 전기 오차수정항임

3. 분기자료 실증분석

□ 실증분석 자료(1994년 1/4 ~2014년 4/4)

○ 실질 국내총소득, 실질 가계 소비와 가계 저축, 실질금리, 가계 부채, 실질 주택자산가치, 국민연금 (순)기대연금자산

○ 주택자산가치와 국민연금순기대자산은 연간자료를 interporation 하여 분기자료로 만들었으며, 모든 자료들은 계절성을 제거

□ 단위근 검정

○ Augmented-Dickey Fuller와 Phillips-Perrons 검정법을 사용한 결과 모든 시계열들은 1개의 단위근을 갖음

1) 가계소비지출

□ 공적분 검정결과 공적분관계 2개 존재

○ Johansen 검정법으로 가계소비지출, 실질 국내총소득, 실질 주택자산가치, 국민연금 순기대자산 등 4변수에 대한 공적분 검정

○ VAR모형에서 적정시차 수는 SBC 통계량을 따라 1로 설정

〈요약 표 4〉 가계소비지출 공적분 검정 결과

공적분 최대 개수	특성근	trace 통계량	임계치(5%)	maximun eigenvalue	임계치(5%)
r=0	0.412	96.94*	69.82	43.58*	33.88
r≤1	0.309	53.35*	47.86	30.34*	27.58
r≤2	0.172	23.01	29.80	15.43	21.13

주 : 1) 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 의미함
2) 임계치는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

□ 장기 소비식을 fully modified least squares 방법으로 추정

○ 전체 기간에 대하여 실질 국내총소득(0.56)과 실질 주택자산(0.07)은 소비에 대하여 양의 추정계수로 나타남

○ 국민연금 순기대자산(0.28)도 소비지출을 확대시키는 방향인 반면 실질 국민연금기여금(-0.19)은 소비에 대하여 음의 영향 시사

○ 기간 구분 시 국내총소득은 탄력성이 낮아진 반면, 실질 주택자산은 영향의 방향이 변화하였음

○ 국민연금 순기대자산과 국민연금기여금은 부호는 그대로이지만 영향의 정도가 완화

〈요약 표 5〉 장기 가계소비식 추정

	상수항	lgdi	lrhw	lnpap	lscr	$\overline{R}^2$
전체 기간	1.45(3.55)	0.56(6.33)	0.07(1.74)	0.28(3.93)	-0.19(-3.33)	0.99
1994:1~2004:4	-1.95(-2.71)	1.24(7.80)	-0.14(-2.51)	0.12(1.40)	-0.20(-3.44)	0.99
2005:1~2014:4	1.57(2.70)	0.72(8.65)	0.09(3.67)	0.09(1.53)	-0.13(-2.34)	0.98

□ 단기 가계소비식(ECM) 추정

○ 전체 기간에 대하여 국내총소득(0.6)과 실질 주택자산(0.31)은 소비에 대하여 양의 추정치로 장기식의 경우보다 높아짐

○ 국민연금 순기대자산(0.28)도 소비지출을 확대시키는 방향인 반면 실질 국민연금기여금(-0.29)은 소비에 대하여 음의 영향 시사

○ 오차수정항은 -0.33으로 일시적 충격이 비교적 완만한 속도로 조정됨을 시사

○ 기간 구분 시 추정치들은 전기보다 후기가 상대적으로 낮아짐

〈요약 표 6〉 단기 가계소비식 추정

	ec(-1)	dlhcp(-1)	dlgdi	dlrhw	dlnpap	dlscr	$\overline{R}^2$
전기간	-0.33 (-3.95)	0.09 (1.20)	0.60 (6.08)	0.32 (3.44)	0.28 (3.49)	-0.29 (-4.32)	0.66
1994:1~2004:4	-0.61 (-4.01)	-0.02 (-0.20)	0.84 (5.71)	0.43 (2.82)	0.20 (1.76)	-0.23 (-2.34)	0.74
2005:1~2014:4	-0.40 (-3.84)	0.24 (2.33)	0.49 (5.68)	0.15 (2.21)	0.16 (1.55)	-0.13 (-1.83)	0.62

주 : ec(-1)은 장기식에서의 오차항을 의미함

2) 가계저축

□ 공적분 검정결과 공적분관계 1개 존재

○ Johansen 검정법으로 가계저축, 실질 국내총소득, 실질금리, 국민연금 순기대자산 등 4변수에 대한 공적분검정

○ VAR모형에서 적정시차 수는 SBC 통계량을 따라 1로 설정

〈요약 표 7〉 가계저축 공적분검정 결과

공적분 최대 개수	특성근	trace 통계량	임계치(5%)	maximun eigenvalue	임계치(5%)
r=0	0.350	59.34*	47.86	34.91*	27.58
r≤1	0.170	24.42	29.80	15.08	21.13
r≤2	0.105	9.34	15.49	8.98	14.26

주 : 1) 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 의미함
2) 임계치는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

□ 장기 저축식을 fully modified least squares 방법으로 추정

○ 실질 국내총소득은 저축에 대하여 민감하게 양의 방향으로 영향, 실질금리도 동일한 방향으로 영향

○ 국민연금 순기대자산은 음의 추정치로 기대연금자산 확대가 가계저축 구축을 시사, 실질 주택자산도 음의 추정치

○ 그 외 실질 국민연금 기여금과 가계부채부담율은 통계적으로 유의하지 않았음

〈요약 표 8〉 장기 가계저축식 추정

	(1)식	(2)식	(3)식
상수항	-7.13(-1.36)	-2.01(-0.52)	3.22(0.69)
lgdi	2.14(3.07)	1.71(2.74)	2.50(3.44)
lrhw	-	-0.13(-0.36)	-0.92(-2.88)
lnpap	-0.68(-2.49)	-0.55(-2.53)	-1.04(-2.04)
lscr	-	-	0.17(0.39)
lhdy	-	-	0.11(0.25)
lrr	5.15(2.50)	3.73(2.42)	-
$\overline{R}^2$	0.37	0.32	0.27

□ 단기 가계저축식(ECM) 추정

○ 국내총소득(0.64)은 가계저축에 대하여 양의 방향으로 영향, 실질금리(0.73)도 금리변화와 저축변화가 같은 방향임을 시사

○ 국민연금 순기대자산(0.12)는 통계적으로 유의하지 않았음

○ 오차수정항은 -0.05로 충격이 완만한 속도로 조정됨을 시사

〈요약 표 9〉 단기 가계저축식 추정

	ec(-1)	dlhs(-1)	dlgdi	dlnpap	dlrr	$\overline{R}^2$/D.W.
가계저축	-0.05(-2.80)	-0.02(-0.75)	0.64(3.91)	0.12(1.30)	0.73(3.04)	0.40/2.04

주 : ec(-1)은 장기식에서의 오차항을 의미함

Ⅳ. 미시경제적 분석

□ 생애주기이론을 기반으로 동적패널모형을 이용하여 공적연금납입액이 가계 소비와 저축에 미치는 영향이 가계의 금융제약 정도에 따라 상이한 영향을 분석

○ 이는 최근 가계의 부채가 증가하고 있는 상황에서 공적연금 부담이 소비와 저축에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위함임

1. 분석자료

□ 한국노동패널 10~15차 자료(2006~2011년)

○ 불균형패널이며, 명목변수를 물가로 나누어 실질화

○ 가계소득은 세금과 건강보험 등을 뺀 가처분소득, 소득이 존재하고 양의 소비를 하며 국민연금 보험료를 납부하는 가계 대상

□ 소득5분위별 기초통계량

○ 소득, 소비와 저축 모두 상위분위로 가면서 높아짐

○ 비금융자산과 부채 역시 소득분위가 높아질수록 증가하며 비금융자산 증가분이 부채 증가분보다 큰 편임

〈요약 표 10〉 소득 5분위별 기초통계량

단위(천원)

	소득5분위				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
총소득	1,796.4	3,031.3	4,039.4	5,351.2	9,899.8
임금소득 (LY)	1,695.2	2,893.7	3,852.5	5,076.3	8,364.7
소비 (C)	1,675.9	2,273.7	2,725.7	3,305.4	4,556.4
저축 (S)	28.8	637.5	1,168.5	1,860.2	5,088.8
연금불입액 (NP)	91.8	120.1	145.2	185.5	254.5
주택보유여부	0.44	0.55	0.64	0.68	0.73
가구주의 나이	45.17	45.72	46.59	47.24	48.11
가구주의 성별	0.73	0.86	0.89	0.93	0.95
가구주 교육수준	3.15	3.33	3.43	3.70	4.02
가구원의 수	2.55	3.16	3.51	3.67	3.87
가구내 근로자수	1.20	1.44	1.65	1.78	1.88
18세미만 자녀수	0.32	0.46	0.53	0.55	0.55
비금융자산	1,777.0	2,991.1	4,164.7	8,693.2	17,562.7
부채	1,774.7	2,813.8	3,635.4	5,065.6	9,884.4
채무상환액	121.0	192.8	234.9	347.7	605.6
관측치	2,398	2,618	2,474	2,390	2,302

자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

□ 소득5분위별 가계 금융제약 부담

○ 담보인정비율(LTV)은 비금융자산대비 가계부채 비율, 총부채상환비율(DTI)은 가계소득대비 채무상환액 비율

○ 1분위는 총부채가 비금융자산과 비슷함

○ 소득분위가 높아질수록 LTV는 낮아지며 가계부채 크기는 5분위

로 갈수록 크지만 부채부담은 저소득층으로 갈수록 커짐

○ 부채상환비율은 3분위가 5.8%로 가장 낮고 1분위가 6.7%로 제일 높지만 전체적으로 7% 이하에서 비슷한 수준임

〈요약 표 11〉 소득 5분위별 LTV와 DTI

	소득 5분위				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
LTV	99.9%	94.1%	87.3%	58.3%	56.3%
DTI	6.7%	6.4%	5.8%	6.5%	6.1%

자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

2. 소득분위별 영향분석

□ 다음의 회귀식을 시스템GMM추정법으로 동적패널모형 분석

○ $$Y_{it} = \omega Y_{it-1} + \beta X_{it} + \left[\delta + \sum_{j=2}^{5} \gamma_j D_{it}^{j}\right] PB_{it} + \left[\alpha + \sum_{j=2}^{5} \rho_j D_{it}^{j}\right] + \sum_{t=1}^{4} \mu D_t + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

○ Y_{it}는 종속변수, X_{it}는 가계특성 변수, PB_{it}는 연금부담률, D_{it}^{j}는 소득분위 더미변수, D_t는 년도 더미변수

○ 종속변수(Y_{it})에는 저축률과 소비율을 각각 사용

○ 통제변수로서 가계의 특성을 나타내는 변수들로 가구주의 나이, 성별, 교육수준, 주택소유여부, 가구원수, 근로원수 및 만18세 미만 자녀의 수가 사용되며, 연도별 더미도 포함

○ 1분위를 기준으로 2분위부터 5분위까지 소득분위별 더미를 설명변수인 연금부담율과 상수항에 각각 포함

□ 가계저축률에 미치는 영향

○ 국민연금부담율은 통계적으로 유의미하게 가계저축을 구축함

○ 구축효과는 1분위에서 가장 큰데 연금부담율 1% 증가 시 저축률 21% 감소
○ 1분위와의 구축효과 차이는 2분위가 18.9%로 가장 크며, 소득수준이 높을수록 구축효과가 작아짐
○ 특성변수 중에서 가구원수가 1명 증가할 때 저축은 10% 감소

□ 가계소비률에 미치는 영향
○ 국민연금부담율은 전체 소득분위에서 소비율을 증가시킴
○ 증가효과는 소득1분위에서 가장 크며 1분위와의 차이는 5분위로 갈수록 감소함
○ 특성변수중에서 가구주 교육수준이 1단계 높을수록 소비율이 7.9% 증가, 주택소유 경우와 근로원수 1명 증가하는 경우 각각 9.2%와 11.5% 증가

〈요약 표 12〉 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향

	분위	계수	저축률	소비율
소득분위별 연금부담률	1분위	δ	-21.00***	15.38***
	2분위	$\delta+\gamma_2$	-2.13***	1.24***
	3분위	$\delta+\gamma_3$	-2.45***	1.62***
	4분위	$\delta+\gamma_4$	-3.91***	2.74***
	5분위	$\delta+\gamma_5$	-4.11***	3.61***

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 금융제약에 따른 소득분위별 영향분석

□ 금융제약 부담을 포함하여 다음의 회귀식을 시스템GMM추정법으로 동태적패널분석

$$Y_{it} = \omega Y_{it-1} + \beta X_{it} + \left[\delta + \sum_{j=2}^{5} \gamma_j D_{it}^{j} + \left[\sigma + \sum_{j=2}^{5} \varphi_j D_{it}^{j}\right] C_{it}\right] PB_{it}$$

$$+ \left[\alpha + \sum_{j=2}^{5} \rho_j D_{it}^{j} + \left[\lambda + \sum_{j=2}^{5} \eta_j D_{it}^{j}\right] C_{it}\right] + \sum_{t=1}^{4} \mu D_t + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

○ Y_{it}는 종속변수, X_{it}는 가계특성 변수, PB_{it}는 연금부담률, D_{it}^{j}는 소득분위 더미변수, D_t는 년도 더미변수

○ 추가적으로 가계의 재정상황을 반영하여 금융제약이 높은 가구와 낮은 가구로 나누기 위해 LTV와 DTI 비율을 이용하여 더미변수 C_{it}를 추가통제변수로 포함

○ 종속변수(Y_{it})에는 저축률과 소비율을 각각 사용

□ 가계저축률에 미치는 영향

○ 금융제약부담 기준을 LTV 50%와 DTI 25%로 정하고 부담이 높은 가계와 낮은 가계로 구분하고 저축률에 미치는 상이한 영향 분석

○ 분석결과 국민연금부담율의 가계저축 구축효과는 금융제약부담이 상대적으로 낮은 가계에서 비롯되고 있음

○ 즉, 금융제약이 낮은 가계는 국민연금부담이 저축률을 구축하는 반면, 금융제약부담이 큰 가계는 구축의 통계적 유의도가 낮음

○ 한편 특성변수 중에서 가구원수가 1명 증가 시 저축은 7% 감소, 만18세 미만 가구원수 1인 증가 시 9.5% 감소, 반면 근로원 수 1인 증가 시 4.2% 증가

□ 가계소비률에 미치는 영향

○ 가계의 LTV 수준도 통계적으로 유의, LTV 수준이 높을수록 소비율이 낮게 나타나 가계부채 부담이 소비 위축요인 시사

○ 특성변수 중에서 교육수준, 주택보유여부, 가구원수도 통계적으

로 유의하며, 주택소유 가계의 소비율이 평균 8.2% 높으며, 가구원 수 1명 증가하는 경우 9.9% 증가

〈요약 표 13〉 금융제약정도에 따른 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향

소득분위별 연금부담률	분위	계수	저축률	소비율
금융제약이 낮은 가계 (LTV≤50%, DTI≤25%)	1분위	δ	-20.06***	14.58***
	2분위	$\delta+\gamma_2$	-3.01***	1.84***
	3분위	$\delta+\gamma_3$	-3.94***	3.03***
	4분위	$\delta+\gamma_4$	-4.73***	3.44***
	5분위	$\delta+\gamma_5$	-3.68***	3.1***
금융제약이 높은 가계 (LTV〉50%, DTI〉25%)	1분위	$\delta+\sigma$	-31.93*	30.17**
	2분위	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-3.26	4.19
	3분위	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	0.38**	-0.41**
	4분위	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	1.34**	-0.13**
	5분위	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	-14.241	13.469

주: *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

4. 강건성 검토(Robustness Check)

□ 저축률에 대한 영향

○ DTI 비율은 25%로 고정하고 LTV 비율을 변화시키며 효과분석

○ CaseⅡ는 이전과 동일한 기준, CaseⅠ은 LTV만 30% 이상으로 하향, CaseⅢ은 LTV만 70% 이상으로 상향

○ 분석결과 CaseⅢ의 경우 CaseⅡ에 비하여 금융부담이 많은 가계들을 포함함으로써 금융제약이 높은 가계그룹에서 CaseⅡ에서처럼 구축효과가 통계적 유의성을 갖지 못함

〈요약 표 14〉 강건성 검증: 국민연금 부담률의 저축률 영향

DTI 25	계수	CASE I (LTV 30)	CASE II (LTV 50)	CASE III (LTV 70)
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 낮은 가계)	δ	-19.55***	-20.06***	-19.95***
	$\delta+\gamma_2$	-2.70***	-2.93***	-2.51***
	$\delta+\gamma_3$	-3.98***	-4.16***	-4.31***
	$\delta+\gamma_4$	-3.73***	-4.74***	-4.84***
	$\delta+\gamma_5$	-3.18***	-3.69***	-3.68***
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 높은 가계)	$\delta+\sigma$	-30.42*	-31.93*	-31.85*
	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-0.07	-3.18	-3.47
	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	-1.02**	0.36**	0.33**
	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	-4.53*	1.32**	3.29**
	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	-9.83	-14.25	-16.45
AR(1)		0.000	0.000	0.000
AR(2)		0.430	0.419	0.378
Sargan test		0.000	0.000	0.000
Hansen test		0.958	0.981	0.992
Number of IV		320	314	313
Number of households		1,090	1,090	1,090
Number of observations		2,205	2,205	2,205

□ 소비율에 대한 영향

○ DTI 비율은 25%로 고정하고 LTV 비율을 변화시켜 효과분석

○ CaseⅡ는 이전과 동일한 기준, CaseⅠ은 LTV만 30% 이상으로 하향, CaseⅢ은 LTV만 70% 이상으로 상향

○ 분석결과 CaseⅢ의 경우 국민연금 불입은 금융부담이 많은 가계들에게는 소비를 위축시킬 수 있으며, CaseⅠ의 경우 금융제약이 높은 그룹에 낮은 가계들도 포함됨으로써 소비에 대한 부의 효과가 사라짐을 확인할 수 있음

〈요약 표 15〉 강건성 검증: 국민연금 부담률의 소비율 영향

DTI 25	계수	CASE I (LTV 30)	CASE II (LTV 50)	CASE III (LTV 70)
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 낮은 가계)	δ	14.05***	14.58***	14.66***
	$\delta+\gamma_2$	1.45***	1.74***	1.56***
	$\delta+\gamma_3$	3.39***	3.28***	3.52***
	$\delta+\gamma_4$	2.43***	3.48***	3.59***
	$\delta+\gamma_5$	2.31***	3.1***	3.08***
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 높은 가계)	$\delta+\sigma$	29.48**	30.16**	30.07**
	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-0.02*	4.10	3.82
	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	0.61***	-0.38**	-0.34**
	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	5.88*	-0.04**	0.09**
	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	9.00	13.54	17.39
AR(1)		0.000	0.000	0.000
AR(2)		0.204	0.153	0.121
Sargan test		0.000	0.000	0.000
Hansen test		0.951	0.947	0.988
Number of IV		320	314	313
Number of households		1,090	1,090	1,090
Number of observations		2,205	2,205	2,205

V. 연구 요약과 의의

□ 국민연금 규모가 우리 경제에서 차지하는 비중이 커짐을 감안하여 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 미시자료와 거시자료를 사용하여 실증분석하였음

○ 이는 이 주제에 대한 중요성에도 불구하고 소비나 저축 어느 한 부문만을 고려하거나 또한 사용되는 자료에 따라 결과가 상이한 경우가 있어서 보다 엄밀한 분석을 하기 위함임

□ 국민연금의 가계 소비와 저축에 대한 거시경제적 실증분석

○ 소득이 가계 소비와 저축에 대하여 양의 방향으로 영향을 주는 가장 중요한 변수로 파악되며, 실질주택자산은 소비와 저축에 대

하여 각각 양과 음의 계수로 나타났음

○ 국민연금 순기대자산은 소비에 대하여 양, 저축에 대하여 음으로 나타나 기대연금자산의 확대가 소비를 확대시키는 반면 저축을 구축하고 있는 것으로 해석, 반면 실질 연금기여금은 소비와 저축 모두 음으로 나타나 이의 확대는 부정적 영향

○ 실질금리의 경우 소비와 저축에 대하여 각각 음과 양으로 나타나 금리 상승 시 가계들은 현재 소비를 줄이고 미래 소비인 저축을 늘리는 것으로 해석됨

□ 국민연금의 총저축에 대한 거시경제적 실증분석

○ 국민연금 기대자산의 추정계수가 음으로 나타나 총저축 역시 구축됨을 의미, 이는 국민연금제도 인하여 청장년층은 퇴직 후 부가 증가하므로 자발적 저축이 연금기여금 이상으로 축소되어 총저축이 감소한다는 것을 시사

○ 국민연금제도는 부분적립방식이면서도 확정급여형(DB)이므로 가입자가 자신이 미래에 얼마나 받는다는 것을 알고 있으며, 또 납입하는 기여금대비 받게 되는 급여액이 1배 이상이므로 합리적 경제주체라면 강제적인 연금기여금보다 자발적인 저축을 그 이상 감소시켜도 미래 소득을 일정 수준으로 유지할 수 있다는 판단을 하고 있는 것으로 해석할 수 있음

□ 미시경제적 실증분석(소득분위별)

○ 국민연금부담이 가계저축을 구축하며 특히, 구축효과가 저소득분위에서 크게 나타났음

○ 국민연금부담률이 1퍼센트 증가할 때 소득2분위에서 저축의 경우 2.1퍼센트 감소하며, 소비의 경우 1.2퍼센트 증가하였고, 특히 1분위에서 소비가 가장 크게 늘어났음

○ 생애주기이론에서 연금이 생애총자산을 증가시키는 경우, 연금부

담에 따라 저축이 구축됨에도 불구하고 소비는 증가되는 것과 일관되는 모습이며, 이는 국민연금이 제도적 수급구조에서 기인하여 수익비가 1을 초과하기 때문으로 판단됨

□ 미시경제적 실증분석(금융제약을 고려한 소득분위별 저축)

○ 금융제약이 낮은 가계의 경우 연금부담이 늘어나면서 저축이 구축되어 저축률이 낮아지는 반면, 금융제약이 높은 가계의 경우 연금부담의 저축에 대한 구축정도는 상대적으로 낮아짐

○ 저축 구축효과는 상대적으로 금융부담이 적은 가계에 대한 영향에서 주로 기인하는 것으로 보임

○ 금융부담이 많은 가계의 경우, 분위별로 다르지만 국민연금의 저축에 대한 구축효과는 통계적으로 무의미한 것으로 나타났음.

□ 미시경제적 실증분석(금융제약을 고려한 소득분위별 소비)

○ 금융제약이 높은 가계의 경우 공적연금의 부담이 가계소비를 위축시킬 수 있는 가능성 시사. 이는 금융제약이 큰 가계에게 있어서 연금부담이 가계소비지출에 부담으로 작용한다는 것을 의미

○ 이 역시 국민연금의 수익비가 1보다 상당히 높고, 연금제도가 저소득 가계에 대한 재분배기능을 가지고 있기 때문이라고 판단됨

○ 재분배효과를 많이 받는 소득 1분위에서 가장 크게 나타났음

○ 이는 기존 연구 결과들과 비슷하지만 본 연구에서는 이러한 증가효과도 금융제약이 상대적으로 낮은 가계를 중심으로 나타남을 보였고, 금융부담이 큰 가계의 경우에는 반대로 수급구조에 의한 수익비가 1을 초과함에도 불구하고 국민연금의 부담이 오히려 일부 소득분위에서 소비를 위축시킬 수 있음을 확인하였음

□ 본 연구의 의의

○ 국민연금이 소비와 저축에 대한 영향을 따로 분리하여 접근하였

고 이를 거시적 및 미시적 자료를 사용하여 분석하였는바 이는 다른 연구들과 차별화되는 부분임

- 다양한 접근방법에서 각각의 장점을 활용하는 가운데서도 그 결과는 전체적으로 일관성이 있으며 경제적 의미를 갖는 것으로 나타났음

○ 소비와 저축을 구분하여 분석한 결과 행태결정구조가 다소 다를 수 있음을 확인할 수 있었으며, 거시자료와 미시자료를 따로 사용하는 경우에도 연금의 소비와 저축에 대한 영향의 방향은 일관되지만 세부 내용에서 다소 차이가 존재하고 있음

- 공적연금의 소비와 저축에 대한 영향에 관한 연구를 할 때 포괄적인 연구가 필요하다는 의미로 해석

○ 가계부채에 대하여 최근 자료를 사용한 미시자료분석 결과를 토대로 살펴볼 때 국가 전체적으로 가계부채가 증가하고 이의 증가율 또한 국민총생산을 상회하는 우리경제의 현 상황에서 준조세의 성격을 갖는 국민연금이 경제내의 가계 지출구조에 미치는 영향에 대한 중요한 함의를 제공한다는 의의를 지님

- 가계부채가 증가하면서 금융제약 부담 하에 있는 가계의 수가 늘어나는 경우와 각 가계의 금융부담 정도가 상승하는 경우, 내수증진의 정부정책은 국민연금부담이 경제 내 가계 소비에 대한 영향으로 인해 한계를 가질 가능성을 시사

- 또한, 가계부채의 정도를 관리 및 감독하는 정부의 역할이 금융부문에서의 안정성을 높이는 것 뿐 아니라 실물경제에 대한 영향이 있음을 간과할 필요가 있을 것임

Ⅰ. 서 론

국민연금과 같은 공적연금은 경제활동을 하는 가입자가 소득활동을 하는 시기에 소득의 일정부분을 기여금으로 내고 은퇴이후 소득이 없는 노후시기에 연금급여를 받음으로써 노후생활안정을 도모하는 목적으로 실시되었다. 국민연금제도가 도입된 1988년 이후 규모면에서 가입 및 수급측면 모두 큰 폭의 확대추세를 보이고 있다. 2014년 말 현재 가입자는 2,113만명 그리고 이들이 내는 기여금은 한해 32.7조원에 이르고 그간의 적립기금 규모는 531조원에 달하고 있다. 또한 연금수급자는 2014년 말 현재 377만명이며 이들의 당해연도 수급액은 13.8조원에 이르고 있다. 바야흐로 국민연금제도는 우리에게 노후의 생활안정을 위한 공적연금제도로써의 역할을 담당하고 있다.

연금제도가 성숙단계에 접어든 선진국들은 주로 부과방식(Pay-as-you-go)으로 운영하고 있으며 우리의 경우에도 공무원연금 등 특수직역연금제도는 실질적으로 부과방식으로 운영되고 있다. 그러나 국민연금제도는 도입시기가 늦은 관계로 부분적립방식(partial funded system)으로 운용되고 있는데, 적립기금이 2040년대 중반 최대 정점에 도달한 이후 2060년에 고갈되는 것으로 추계[1]되고 있어서 이 시기 이전에 부과방식으로의 전환이 예상되며 이에 대한 학문적인 논의도 활발한 편이다.

공적연금제도 역사가 오래된 선진국에서는 공적연금의 가계저축 및 소비에 미치는 영향에 대하여 이론적 및 실증적 연구들이 활발하였으며, 주로 공적연금과 저축과의 관계에 대한 연구가 주를 이루었다. 생애주기가설(life cycle hypothesis)에 따르면 개인들은 소득이 높은 청장년층 때 소득 중 일정부분의 소비를 줄여 저축하고 소득이 없는 노년층에 소비를 유지하려는 소비의 평활화(smoothing)를 추구하게 된다. 그러나

1) 국민연금 장기재정추계(국민연금재정추계위원회, 2013)

공적연금은 사적연금과 같이 노후를 위한 저축으로 인식되지만 이들이 내는 기여금은 강제저축의 성격을 지니고 있다. 따라서 연금제도 도입이후 저축은 노후생활 목적의 자발적 저축과 연금적립금 순증만큼의 강제저축이 동시에 존재하게 된다. 연금제도 도입에 따라 강제저축은 증가하는 반면 자발적 저축은 감소하겠지만 자발적 저축의 감소 정도가 어느 정도인가에 따라 전체 저축이 증가할 수도 있으며 감소할 수도 있다.

공적연금제도 시행에 따라 가계의 부담이 커짐에 따라 가계저축이 저하된다는 이론적 및 실증적 연구들이 있다. 그러나 한편으로 연금제도, 즉 연금적립방식에 따라 저축에 대한 영향이 다르다는 연구결과들도 상당수 있다. 또한 국가별로 연금제도뿐 아니라 경제적 상황에 따라 그 결과가 상이한 점도 있다. 결국 공적연금이 저축에 미치는 영향에 대하여 다양한 주장들이 존재하고 있는 것이다.

기존 연구에서는 주로 공적연금제도로 인하여 저축이 어떠한 영향을 받는가에 관심을 갖고 소비함수를 추정하는 방식을 택하고 있다. 즉 소득과 공적연금을 포함하여 소비함수를 추정하고 그 결과를 토대로 공적연금의 저축에 대한 영향의 정도를 파악하는 방식이다. 이러한 방식을 택하는 이유는 저축이 소득에서 소비를 제외한 것이라는 항등관계에 기초하며 또한 가계에서 소비에 대한 일치된 개념이 존재하지만 저축의 경우 인정 범위를 어느 정도로 잡느냐에 대한 이견이 있기 때문이다. 따라서 소비함수를 추정하여 연금제도가 저축에 미치는 영향을 간접적으로 분석하는 방식을 택하는 연구들이 많은 편이다.

그러나 본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 구분하여 분석하고자 한다. 그 이유를 몇 가지 점에서 정리하면, 첫째, 가계저축은 총저축의 일부분을 구성하고 있으며, 현재 우리나라에서 총저축률과 가계저축률 간의 괴리가 확대되고 있으므로 저축을 소득 중 소비를 제외한 부분이라는 개념에 기초하여 국민연금의 저축에 대한 영향을 파악하는 것 보다 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로

구분하는 것이 바람직할 것이다. 둘째, 소비함수와 저축함수는 완전한 미러이미지(mirror image)가 아닐 수 있다. 가계에서 소득이외 자산의 변화는 소비와 저축에 동일한 방향으로 영향을 미칠 수 있으며, 자산의 일종인 연금 기대자산은 소비와 저축에 양방향으로 영향을 줄 수도 있다. 셋째, 현실적인 현안문제로써 최근 우리경제는 가계소비 부진과 가계저축 하락세를 보이고 있으며, 이러한 추이에는 국민연금과 같은 공적연금이 주요 요인일 가능성이 있으므로 이를 따로 구분하여 분석할 필요가 있다.

또한 본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 거시자료와 미시자료를 함께 사용하여 분석하고자 한다. 거시자료는 경제이론에 따라 과거로부터 변수들 간의 관련성이 갖는 정보를 활용할 수 있는 반면 미시자료는 일정 기간에서의 구조적 형태에 관한 정보를 이용할 수 있다. 외국의 주요 실증연구들에 의하면 사용되는 미시자료와 거시자료에 따라서 공적연금이 저축에 대한 결론이 상이한 경우가 많았다. 이러한 배경에서 본 연구에서도 거시자료와 미시자료를 함께 사용하여 양 자료간의 장점을 활용함으로써 여러 측면에서 접근하여 엄밀한 분석을 수행하면서도 그 결과가 상이한지에 대하여 검토할 수 있을 것으로 기대된다.

본고의 구성은 Ⅰ장의 서론에 이어 Ⅱ장에서는 기존 선행연구에 대한 검토를 통하여 연구방법 및 방향을 살펴보며, Ⅲ장에서는 국민연금과 소비 및 저축간의 관계에 대하여 검토하며, Ⅳ장에서는 거시자료를 사용하여 실증분석을 실시하며, Ⅴ장에서는 미시자료를 사용하여 실증분석하며, 마지막으로 Ⅵ장에서는 분석결과에 대한 요약 및 시사점에 대하여 검토한다.

Ⅱ. 선행 연구와 연구방향 검토

1. 선행연구 검토

공적연금제도 역사가 오래된 선진국에서는 공적연금의 저축 및 소비에 미치는 영향에 대한 이론적 및 실증적 연구들이 활발하였으며, 공적연금과 저축과의 관계에 대한 연구가 주를 이루었다. 생애주기가설(life cycle hypothesis)에 따르면 개인들은 소득이 높은 청장년층때 소득 중 일정부분의 소비를 줄여 저축하고 소득이 없는 노년층에 소비를 유지하려는 소비의 평활화(smoothing)를 추구하게 된다. 그러나 공적연금은 사적연금과 같이 노후를 위한 저축으로 인식되지만 이들이 내는 기여금은 강제저축의 성격을 지니고 있다. 따라서 연금제도 도입이후 저축은 노후생활 목적의 자발적 저축과 연금적립금 순증만큼의 강제저축이 동시에 존재하게 된다. 연금제도 도입에 따라 강제저축은 증가하는 반면 자발적 저축은 감소하겠지만 자발적 저축의 감소 정도가 어느 정도인가에 따라 전체 저축이 증가할 수도 있으며 감소할 수도 있다.

연금제도의 저축에 대한 영향은 연금적립방식에 따라 논의가 다르다. 먼저 부과방식의 연금제도(PAYG)에서는 연금지급을 위한 자산축척보다 현재 노동인구에서 징수한 사회기여금을 현재의 급여자에게 지급하므로 가계저축이 감소하게 된다. 그러나 퇴직 후 받을 수 있는 연금수혜금액에 불확실성이 존재하는 경우 가계저축 감소가 완화될 수 있으며 반면 연금수혜에 상한선이 존재할 경우 연금제도가 조기퇴직을 유발하여 저축 감소분이 적어지거나 증가할 수도 있다. 또한 상속목적의 저축 성향이 강할 경우 저축이 증가할 수 있다. 한편 적립방식의 연금제도(funded system)에서는 자발적 저축이 강제저축을 대체하는 효과가 발생하여 가계저축은 감소하지만 자발적 저축과 강제저축의 합인 총저축은 변하지

않는다고 본다. 그러나 자발적 저축과 강제적 저축 간에 완전 대체관계가 성립하지 않는 경우 연금자산 증가분만큼 자발적 저축이 변화하지 않아서 연금제도로 인하여 총저축이 증가하거나 감소할 수 있다. 또한 연금제도가 개인의 노후생활보장에 대한 인식을 개선하는 경우 자발적 저축의 감소액이 연금기여금의 납부액보다 작아서 총저축이 증가할 수 있으며, 반대로 연금제도로 인하여 청장년층은 퇴직 후 부가 증가하므로 이들은 자발적 저축을 줄여 청장년층 부를 축소시킬 수 있으며 이 경우 자발적 저축이 연금기여금 이상으로 축소되어 총저축이 감소할 수 있다.

이러한 논의에 따르면 공적연금이 저축에 미치는 영향에 대하여 다양한 주장들이 있음을 알 수 있다. 따라서 연구자들은 실제 자료를 사용하여 연금과 저축(또는 소비)간의 관계를 살펴보려는 실증분석 연구를 활발하게 수행하였다. 실증분석에서는 시계열자료나 횡단면 및 패널자료를 사용하여 주로 소비나 저축을 공적연금 자산의 함수로 보고 추정하는 방법을 사용하였으며 국가간 자료를 이용하기도 하였다.

Feldstein(1974, 1995)은 미국에 대하여 Ando-Modigliani(1963)의 총생애가설에 따른 소비함수를 추정하였는데, 사회보장자산의 추정계수를 바탕으로 사회보장제도가 개인저축을 30~50% 정도 구축한다고 주장하였다. 이후 Feldstein·Pellechio(1979)는 횡단면자료를 이용하여 연금자산이 1달러 증가할 때, 비연금자산이 70센트 감소한다는 결과를 제시하기도 하였다. Diamond·Hausman(1984)은 패널자료를 이용한 연구에서 연금자산이 비연금자산을 구축한다는 실증결과를 보여 주었다. 한편 Esposito(1979)는 Ando-Modigliani(1963)의 논의에서와 같이 현재 가처분소득은 실업률이 포함될 때 장기 소득이 과소추정되는 문제가 있으며, 사회보장자산(SSW)과의 연관성 때문에 이의 추정계수를 신뢰하기 어렵다고 지적하였으며, Barro(1978)는 실업률의 추가를 실업률과 인당 실질 가처분과의 곱의 형태로 도입해야 하며, 실질 인당 정부예산수지와 인당 내구소비재축척을 사용해야 한다고 주장하였다. 이에 대하

여 Feldstein(1995)은 실업율의 추정계수가 모형에 따라 불안정하였으며 사회보장자산의 추정계수에 큰 영향을 주지 못하며, 실업률과 인당 실질 가처분과의 곱은 음이며 OLS의 경우에만 유의하였으며 사회보장자산 계수가 비슷하게 나타났으며, Barro(1978)의 주장에 따른 모형 추정결과 실업률과 인당 실질 가처분과의 곱과 실질 인당 정부예산수지는 통계적으로 유의하였지만 사회보장자산 추정계수는 큰 변화가 없었고 내구소비재 변수는 유의하지 않았다고 보고하였다.

한편 공적연금의 효과를 분석하기 위한 설명변수를 선택함에 있어서 Kotlikoff(1979)는 부과방식제도 하에서 개별 사회보장세 총량의 현재가치를 사용하였고, King·Dicks-Mireaux(1982)와 Hubbard(1986)는 공적연금자산과 사적연금자산을 함께 사용하여 비연금자산의 구축효과를 분석하였다.

Feldstein(1974)가 사회보장자산과 저축간의 관계에 대하여 실증분석을 발표한 이후 논란이 있었고 이후 두 갈래로 후속 연구들이 잇따랐다. 먼저는 총량적 시계열자료를 이용하는 것으로 Munllel(1974), Barro(1978) 등을 들 수 있으며, 다른 갈래는 미시적 자료 실증분석으로서 Feldstein·Pellechio(1979), Diamond·Hausman(1984), Bernheim(1987), Bernheim·Levin(1989) 등이 그러하였다. 이들 결과들은 자료의 가공과 모형 설정에 매우 민감한 것으로 나타나 신뢰할 만한 일반적인 결론을 도출하는데는 어려움이 존재하였다. 또한 그 과정에서 계량기법의 발전과 함께 다양한 방법론의 적용도 이루어져 왔다.

사용자료 형태별로 주요 연구결과들을 소개하면 먼저 거시자료 분석에서 Eisner(1983)는 Feldstein(1974) 형태의 실증분석결과 사회보장자산이 저축을 구축하지만, 사회보장부의 증가는 가격을 상승시킬 뿐 실질변수에 영향을 주지 않으며 단지 실질 민간의 부를 정부 국채 형태로 대체하는 것에 불과하다고 주장하였다. 그러나 David·Menchik(1985)는 시계열자료 분석에서 연금자산의 증가로 오히려 저축이 증가하였다는 실

증분석 결과를 제시하였으며 Leimer·Lesony(1985)도 이와 비슷한 분석 결과와 주장을 하였다. 한편 Rossi·Visco(1995)는 이탈리아의 1954~1993년 기간을 대상으로 분석한 결과 먼저 공적분회귀식에서 소비율(소비/가처분소득) 식에 대하여 실물 및 금융부의 가처분소득대비 비율은 양이나 사회보장부의 가처분소득 비율은 음의 계수, 오차수정모형에서 소비함수를 추정한 결과 가처분소득, 가처분소득대비 사회보장이전 비율, 실질금리는 양 그리고 정부소비는 음으로 각각 추정되어 사회보장이전의 증가가 총저축률을 하락시켰으며 민간소비율의 감소가 사회보장부의 증가에 기인하는 것으로 파악하였다. 그리고 Cigno·Rosati(1997)는 일본의 1965~1990년 기간 중 가계의 저축률에 대한 공적분 및 오차수정모형 분석을 통하여 사회보장자산에 대한 부채와 평균 실질부는 음이며 소득과 65세 이상 인구 대비 가입자 비율은 양으로 나타나 사회보장자산의 변화가 일본 저축률의 상승과 하락을 잘 설명하고 있다고 주장하였다. 한편 Pfau(2005)는 미국의 1975~1998년 기간을 대상으로 소비함수를 Feldstein(1974) 형태와 이에 정부부문과 내구소비재 및 실업률 등을 추가하는 Barro(1978) 형태로 각각 추정하여 사회보장자산이 민간 저축을 절반 정도 구축하지만 그 결과는 모형에 따라 강건(robust)하지 않다는 결과를 제시하였다. Aydede(2007)은 터키의 1970~2003 기간에 대하여 내구재 소비함수를 추정하면서 Feldstein(1974) 형태에서 사회보장자산이외 현재 및 미래 소득의 현재가치, 가계의 주택 및 금융자산, 민간신용, 불확실성을 반영하는 기대되지 못한 인플레이션, 실질금리, 인구구조변화를 반영하는 노년 및 소년부양비, 노동시장에서 실업률 및 경제활동참가율 등을 설명변수로 사용하여 확장한 함수형태를 추정하였는데, 그 결과 사회보장자산부가 소비를 진작시키며 이는 총저축을 25% 정도 억제하는 것이라고 주장하였다. 그러나 Kim(2010)은 미국의 1950~2007년 기간 중 개인저축을 설명하는 다양한 변수들을 사용하여 분석한 결과 개인저축은 개인소득과 조세, 신용공여, 고용상태에

의존하며, 사회보장기여금과 실질금리, 부양비율 등은 음의 부호로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않다고 주장하였다. Ismail·Rashid(2013)은 파키스탄의 1975~2011년 기간 중 가계저축액 결정요인을 경제변수와 인구구조변수를 사용하여 오차수정모형으로 분석하면서 공공저축의 추정계수가 장단기 모두 양이라는 실증분석 결과를 제시하였다.

다음으로 미시자료 분석에서 Mundell(1976)과 CBO(1998)는 미국의 횡단면자료를 분석하여 공적연금자산의 증가가 가계저축을 구축한다는 실증분석 결과를 제시하였다. 그러나 Bernheim·Levin(1989)은 사회보장자산과 저축간의 관계에 대한 실증분석결과가 자료의 가공과 모형 설정에 매우 민감하므로 신뢰할 만한 일반적인 결론을 도출하지 못한다고 지적하면서 기대된 사회보장자산부를 신뢰할만한 조사통계에서 추출하고 추정한 결과 사회보장자산이 독신가구의 경우 민간 저축을 억제하지만 결혼가구의 경우에는 명백한 관계를 확인하기 어렵다는 결과를 보여 주었다. 한편 Wakabayashi(2001)는 일본의 1996년 가계 서베이자료를 사용하여 은퇴이후를 위한 목표 부(target wealth)에 대한 실증분석을 한 결과 미래 사회보장혜택과 은퇴연금 그리고 은퇴시점에서의 항상 소득이 중요한 설명변수임을 보여주었다. Attanasio·Brugiavani(2003)는 이태리의 가계 횡단면자료에 대한 difference-in-difference 모형분석을 통하여 민간의 저축을 나타내는 금융 부와 연금 부 간에 생애주기에서 중간 기간에서는 대체관계가 존재함을 보였다. 반면 Hamaaki(2013)는 일본의 1995~2003년의 가계 소득과 소비 미시자료를 사용하여 미래 연금혜택에 대한 기대(expectation)가 개인의 소비와 저축에 미치는 영향을 분석한 결과 소비는 연금혜택 초기년도에 통계적으로 유의미하게 증가하였지만 다음 년도에는 원래의 수준으로 복귀하는 것으로 나타났으며 이는 가계가 연금혜택을 과소평가한데 기인한다고 보았다.

국가간 패널분석으로서 Barro·MacDonald(1979)는 16개 선진국의 1951~1960년 기간 중 소비지출 행태에 대한 국가 간 패널분석을 통하

여 사회보장과 민간저축간 관계를 분석한 결과, 먼저 거시시계열적으로 사회보장이 민간저축에 양으로 나타난 반면 횡단면적으로는 음으로 나타나 국가간 분석 결과는 사회보장제도가 민간저축을 저해한다거나 혹은 그 반대이라는 가설을 지지하지 못하여 이는 미국에서 거시시계열과 미시자료 황단면분석에서 도출된 이전의 상반된 결과들과 일치하는 것이라는 입장을 제시하였다. Bailliu·Reisen(1997)은 OECD 11개국의 1982~1993년 기간 자료를 갖고 민간저축률에 대한 패널자료분석을 하였는데 민간저축률에 대하여 GDP대비 연금 부 비율은 양, 정부저축과 정부연금지출액은 음으로 나타나 적립방식 연금체계에서 연금이 민간 부를 구축한다는 결과를 제시하였다. 또한 Callen·Thimann(1997)도 OECD 21개국의 1975~1995년 기간의 가계저축률에 대한 국가별 패널자료분석에서 정부저축과 연금지출을 포함하는 정부순이전지출이 민간저축률에 대하여 음으로 나타나 연금제도가 민간저축을 구축한다는 결과를 보여주었다. 한편 Samwick(2000)은 94개 국가들의 자료를 분석하여 공적연금 형태와 총저축과의 관계를 살펴본 결과 부과방식 국가들의 총저축률이 적립방식의 국가들의 경우에 비하여 낮다고 주장하였으며, Balliu·Reisen(2000)은 적립식 연금제도를 도입하고 있는 국가들의 자료를 분석하여 연금자산 증가가 총저축률을 상승시켰다는 연구 결과를 제시하였다. Evans(2003)은 OECD 17개국을 대상으로 사회보장제도의 개인 소비에 대한 효과를 GMM방법으로 국가별 패널분석을 실시한 결과 민간의 부와 사회보장혜택이 음, 개인 가처분소득이 양으로 나타나 사회보장혜택의 확대가 소비를 진작시킨다고 보았다. 그리고 Bloom 등(2007)은 1960~2000년 기간의 57개국의 자료를 사용하여 사회보장제도와 인구구조변화가 저축률에 대한 영향을 국가간 패널분석으로 살펴본 결과 소득과 기대수명의 연장이 저축률을 높이는 반면 연금제도에서 은퇴유인책인 연금개시연령과 소득대체율은 저축률을 낮추는 것으로 나타났다.

최근 Creedy 외(2015)는 2기간 소비자의 생애주기모형에 대하여 calibration방법으로 가계의 소비와 저축에 대한 행태를 분석하면서 공적연금의 감소는 가계저축률을 1%p 이상 상승시키며 주택가격을 하락시키는 것으로 나타났다고 보고하였다.

우리나라에서도 공적연금과 저축에 대한 실증분석 연구결과들이 존재한다. 임경묵·문형표(2003)는 시계열분석에서 저축률이 경제성장률과 양의 관계 그리고 피부양비율 및 가계부채비율과 음의 관계를 지니는 가운데 연금가입자비율과도 음의 관계를 갖고 있음을 보였으며, 대우패널자료분석에서 국민연금자산이 가계금융자산을 구축하는 효과는 없는 반면 그 외 공무원 및 사학연금 등 공적연금은 금융자산을 구축한다고 보았다. 강성호·임병인(2005)은 도시가계패널자료를 사용하여 근로소득대비 공적보험료 비율이 가계저축률에 미치는 영향을 분석하여 공적연금이 가계저축을 구축한다고 보았다. 한편 윤석명 외(2006)는 시계열자료를 사용하여 국민연금의 사회보장자산을 추정한 후 민간 소비에 미치는 장단기 영향을 분석한 결과 사회보장자산은 민간저축을 단기적으로는 증가시키지만 장기적으로는 구축한다고 보았다. 김상호(2007)은 노동패널자료를 사용하여 분석한 결과 국민연금자산이 가계저축을 구축하는 효과가 0.3~0.4 정도로 추정되었다. 그 외 김대철 외(2008)도 노동패널자료를 사용하여 분석한 결과 국민연금기대자산이 10% 증가할 때 가계순자산은 1% 정도 감소하여 국민연금제도가 가계저축을 구축하며, 소득분위별 분석에서 가계저축 구축효과는 고소득층보다 저소득층이 크다는 결과를 제시하고 소득계층별 가계저축률 격차의 확대는 국민연금제도가 하나의 원인이라고 주장하였다. 반면 박무환(2009)은 OECD 24개 국가와 비OECD국가 18개국의 자료를 이용하여 패널회귀분석을 실시한 결과 연금저축이 국민저축을 견인하는 요인이라는 결론을 제시하였다. 한편 전승훈·임병인(2011)은 기존 연구들과 달리 취업자가 자신의 법적인 연금지급시기에 은퇴한다는 강한 가정에 대하여 취업자가 기대은퇴연령과 연

금급여시점에 대한 예상을 한다는 현실적인 가정을 추가하면서, 국민노후보장패널자료를 사용하여 연금자산을 추정한 결과 그 규모가 커지며 공적연금과 사적저축간 대체관계가 강한 가정 하에서는 성립하였지만 완화된 가정 하에서는 유의하지 않게 나타난다고 보았다. 반면 차은영·김수현(2013)은 공적연금이 가계저축에 미치는 효과를 노동패널자료를 사용하여 분석한 결과 고정효과모형에서 국민연금이 가계저축을 구축하며, 소득분위별 추정에서 소득이 낮을수록 구축효과가 커지며, 연령별 분석에서 연령이 낮을수록 구축효과 크기가 작아짐을 보여주었다. 한편 유재원·유병하(2014)는 우리나라의 1990~2012년 기간의 시계열자료를 대상으로 공적분검정과 오차수정모형을 사용하여 저축률 하락에 대한 원인을 다양한 측면에서 분석하면서 첫째 가계처분가능소득의 축소와 노령비율 상승이 가계저축률을 하락시키는 주요 요인이므로 생애주기모형의 시사하는 바와 부합되며, 그 외 경제성장률의 하락과 전체 소득중 가계로의 분배비중 하락이 가계저축률을 추가적으로 하락시키는 요인으로 파악하였으며, 둘째 처분가능소득 대비 연기금의 가계지분비율이 증가하면서 가계저축률에 부정적 영향을 주었으며, 이는 연기금의 가계에 대한 수혜금 증가가 노년세대의 기대소득을 증가시키고 젊은 세대의 저축률을 하락시키는 것으로 설명하였으며, 셋째, 외환위기 이후 가계의 유동성 제약완화와 가계부채 증가, 주택가격 급등락이 가계저축률을 변화시키는 요인인 것으로 분석하였다.

2. 연구방향 검토

이상의 선행연구 검토 결과 공적연금의 저축에 대한 영향에 대하여 대체적으로 구축효과가 존재하고 있음을 보이는 경우가 많지만 내용적으로는 다양한 논의와 실증분석 결과들이 존재하고 있음을 알 수 있다. 연금제도가 부과식인지 적립식인지에 따른 결과들이 상이하며, 자료가 미

시자료인지 거시자료인지 혹은 국가간 패널자료인지에 따라서 상이하기도 하였다. 또한 분석방법과 적용된 설명변수의 차이에 따라서도 다양한 의견들이 존재하고 있다. 그러나 대다수 연구들은 저축을 소비의 나머지 부분으로 인식하고 소비함수식을 추정하고 간접적으로 저축에 대한 영향을 파악하는 방식을 주로 택하고 있으며 일부 연구들에서는 저축함수를 직접 추정하기도 하였다. 추정과정에서 소비를 민간소비를 사용하거나 저축을 총저축률을 사용하기도 하였다. 그러나 가계의 의사결정은 가계처분가능소득에 대하여 가계 소비와 가계 저축을 배분하는 것이므로 이런 배경에서 이들 변수를 사용하여 분석하는 것이 바람직 할 것이다.

본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 구분하여 분석하고자 한다. 그 이유를 몇 가지 살펴보면 첫째, 가계저축은 총저축의 일부분을 구성하고 있으며, 가계저축률과 총저축률 간의 괴리가 확대되고 있으므로 저축을 소득 중 소비를 제외한 부분이라는 개념에 기초하여 국민연금의 저축에 대한 영향을 파악하는 것 보다 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 분리하여 그 관계를 비교하는 것이 바람직할 것이다. 둘째, 소비함수와 저축함수는 완전한 미러이미지(mirror image)가 아닐 수 있음을 고려하고자 하였다. 가계의 입장에서 소득이외 자산의 변화는 소비와 저축에 동일한 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 또한 공적연금을 시기별로 구분하면 청장년층때 연금기여금을 납부하고 노년층때 연금급여를 받으므로 자산의 일종인 연금 기대자산은 소비와 저축에 양방향으로 영향을 줄 수도 있다. 셋째, 현실적인 현안문제로써 최근 우리경제는 소비 부진이 지속되는 가운데 한편으로 가계저축 역시 하락추세를 보이고 있다. 이러한 변화의 기저에는 국민연금과 같은 공적연금이 요인으로 자리 잡고 있을 가능성이 있으며 소비와 저축의 동행적 움직임(co-movement)을 파악하려면 이들을 따로 구분하여 분석할 필요가 있다.

또한 본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 거시자

료와 미시자료를 함께 사용하여 분석하고자 한다. 거시자료는 경제이론에 따라 과거로부터 변수들의 관련성이 갖는 정보를 활용할 수 있으며 반면 미시자료는 일정기간의 구조적 형태에 관한 정보를 이용할 수 있다. 외국의 주요 실증연구들에 의하면 사용되는 미시자료와 거시자료에 따라서 공적연금이 저축에 대한 결론이 상이한 경우가 많았다. 이러한 취지에서 본 연구에서도 거시자료와 미시자료를 함께 사용하여 양 자료간의 장점을 활용함으로써 보다 엄밀하고 여러 측면에서 접근하여 분석을 수행하면서도 그 결과가 상이한지에 대하여 검토할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 구분하는 한편 이를 거시자료와 미시자료를 함께 사용하여 분석하고자 하며 이는 다른 연구들과 차별화되는 점이라고 판단된다.

Ⅲ. 국민연금과 가계 소비 및 가계 저축

우리나라 소비는 최근 들어와 이전보다 상대적으로 증가세가 둔화되어 부진을 지속하는 모습이다. 실질 민간소비는 1990년~2002년 기간 중 연평균 6.3%의 증가율을 보였지만 이후 2003~2014년 기간 중에는 연평균 2.3%의 증가율에 머물러 상대적으로 부진하였으며, 가계소비지출 역시 1990년~2002년 기간 중 연평균 6.2%의 증가율에서 2003~2014년 기간 중 연평균 2.1%로 민간소비 증가율보다 더 낮아지는 모습을 보였다. 2002년 이후 2014년까지 경제성장률이 연평균 3.7%인데 비하여 민간소비와 가계소비지출 증가율은 각각 2.3%와 2.1%로 경제성장률을 하회하고 있어서 국내총생산에서 비중이 절대적으로 큰 소비가 전체 경제성장률을 낮추는 역할을 하고 있음을 시사하고 있다.

〈그림 Ⅲ-1〉 경제성장률과 가계소비 추이(%)

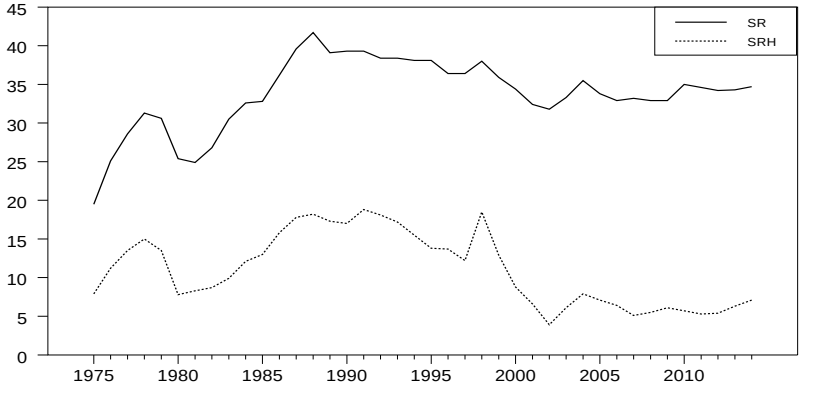


주 : rgdp는 경제성장률, rhcp는 가계소비지출 증가율임
자료 : 한국은행.

한편 우리 경제의 총저축률은 1980년 24%에서 1988년 40.4%까지

상승하였다가 이후 완만하게 하락하여 2002년 31.8%까지 낮아졌으며 이후 소폭 상승하여 2014년 현재 34.7% 수준에서 정체된 모습이다. 반면 가계저축률은 1980년대 중반 13%에서 1987~1993년 중 18~19%로 상승하였으나 그 이후 1999년 13% 그리고 2002년 3.9%로 가파르게 하락하였다가 소폭 상승하였지만 최근까지 5~7%의 낮은 수준에서 머물고 있다. 이에 따라 가계저축률은 총저축률에 비하여 2000년 이후 상대적으로 괴리가 확대되는 모습을 보이고 있다.[2)]

〈그림 Ⅲ-2〉 총저축률과 가계저축률 추이(%)



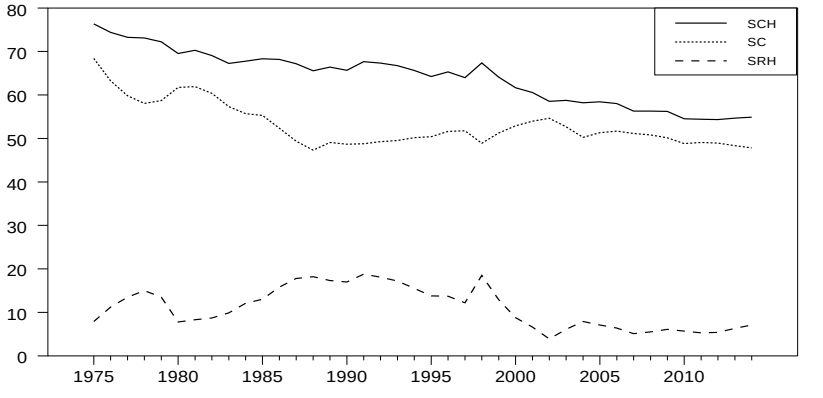
주 : SR은 총저축률, SRH는 가계저축률임
자료 : 한국은행.

가계의 소비율과 저축률 추이를 함께 검토하였다. 가계소비율(=가계소비/국민총처분가능소득 비율)은 지난 1975년 68.4%에서 2014년 현재 47.8%까지 전체적으로 하향세를 보이는 모습이다. 그러나 과정에는 다소 부침이 있었는데 1988년 47.3%까지 하락하였던 가계소비율은 2002년 54.6%까지 상승하기도 하였지만[3)] 이후 하락세를 보여 2014년 현재

2) 이러한 추이는 경제 전체보다 가계에 영향을 주는 변수가 존재함을 시사하며 공적연금의 존재가 한 예가 될 수 있을 것임.

47.8%에 머물고 있다. 한편 가계저축률(=가계저축/국민총처분가능소득)도 전체적으로 하향추세를 보이고 있다. 1975년 7.9%에서 1988년 18.2%까지 상승하였다가 이후 1999년 12.9%까지 완만하게 하락하였으나,[4] 그 이후 2011년까지 5.3%로 빠르게 하락하였다가 최근 2014년 7.1%까지 소폭 상승하였다. 가계소비율과 가계저축률의 전반적인 하향세로 인하여 이의 합은 1975년 76.3%에서 2012년 54.3%까지 하락세를 보였으며 이후 저축율의 소폭 상승에 힘입어 2014년 54.9%로 소폭 높아진 수준을 보이고 있다.[5]

〈그림 Ⅲ-3〉 가계 소비율과 저축률 추이(%)



주 : SC은 가계소비율, SRH는 가계저축률, SCH는 두 비율의 합임
자료 : 한국은행.

한편 통계청의 월평균 가계동향조사 통계[6]를 살펴보면 우리나라 가계의 소득과 지출관련 내역을 파악할 수 있다. 가계의 소득은 2014년

3) 일시적으로 외환위기 시기였던 1998년 48.9%로 감소하기도 하였음
4) 1998년 외환위기 당시 일시적으로 18.5%로 급등하기도 하였음
5) 가계 저축률과 소비율의 추이는 공적연금의 소비와 저축에 대한 영향을 따로 구분하여 분석해야함을 시사하고 있음
6) 도시 2인 이상 전체 가구 경상가격 기준임

433.5만원으로 지난 1990년의 93.8만원 이후 연평균 6.5% 증가하였다. 반면 가계의 소비지출은 2014년 256.7만원으로 1990년 60.3만원에서 연평균 6.2% 증가한 반면 비소비지출[7]은 2014년 81.3만원으로 1990년 14.6만원에서 연평균 7.4%의 높은 증가세를 보였다. 이로 인하여 소득에서 비소비지출을 제외한 처분가능소득은 연평균 6.4% 증가에 머물러 상대적으로 낮은 증가세를 보였다. 기간별로 구분하여 살펴보면 1990~2002년 기간 중 소득과 소비지출은 각각 8.8%와 8.9% 증가한 반면 비소비지출은 9.4% 증가하였으며, 2003~2014년 기간 중에는 소득과 소비지출이 각각 4.4%와 3.6% 증가한 반면 비소비지출은 5.5% 증가하였다. 세금, 국민연금과 건강보험료 등이 포함된 비소비지출이 소득과 소비지출보다 상대적으로 높게 증가하여 처분가능소득 증가율을 낮추는 역할을 하였다고 볼 수 있다.

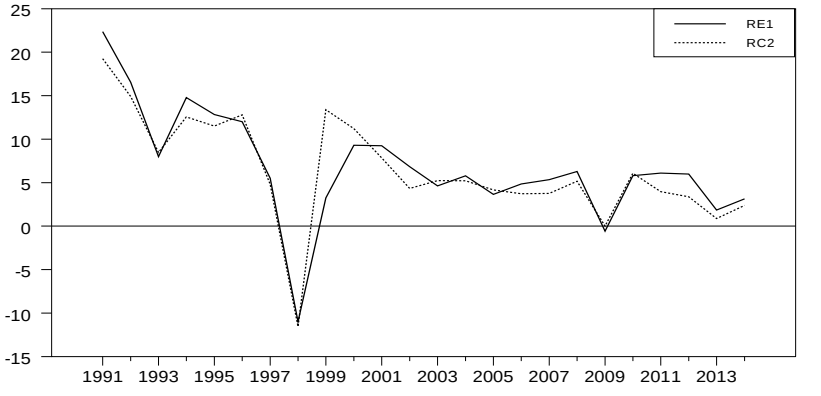
〈표 Ⅲ-1〉 가계 소득과 지출(증가율, %)

	소득측면			지출측면			처분가능소득
	소득	근로	이전	지출	소비	비소비	
1990~2014	6.5	7.0	9.2	6.5	6.2	7.4	6.4
1990~2002	8.8	8.5	11.5	9.0	8.9	9.4	8.7
2003~2014	4.4	5.5	6.9	4.1	3.6	5.5	4.1

주 : 도시 2인 이상 전체가구 경상기준
자료: 『가계동향조사』, 통계청

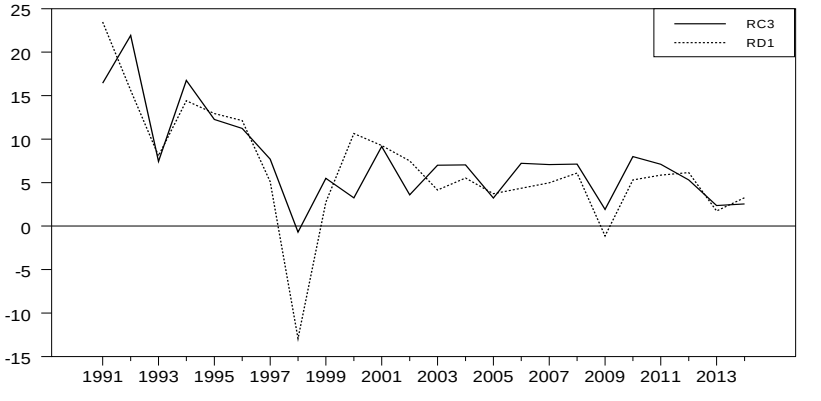
7) 비소비지출은 세금, 국민연금과 건강보험료 등 사회보험료 그리고 이자비용 등으로 구성된다.

〈그림 Ⅲ-4〉 소득과 소비 추이(%)



주 : RE1은 소득증가율, RC2는 소비지출 증가율임
자료:『가계동향조사』, 통계청

〈그림 Ⅲ-5〉 비소비지출과 처분가능소득 추이(%)

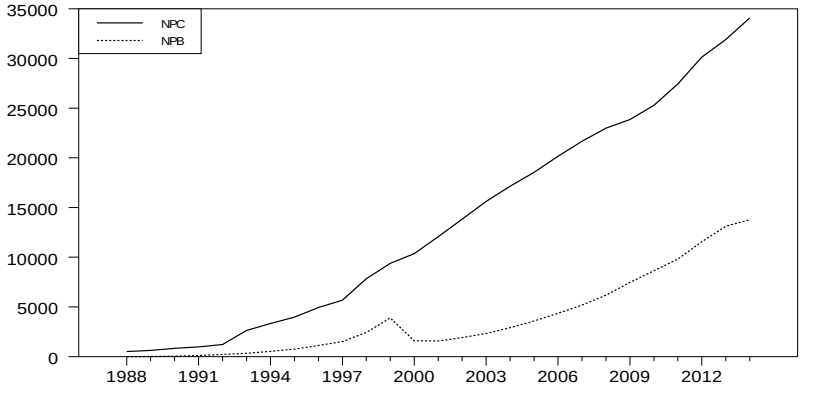


주 : RC3는 비소비지출 증가율, RD1은 처분가능소득 증가율임
자료:『가계동향조사』, 통계청

앞에서 살펴본 비소비지출은 국민연금기여금이외 정부에 대한 조세와 건강보험료 그리고 이자비용 및 가구 간 이전지출 등이 포함되어 있어서 국민연금통계만을 따로 살펴볼 필요가 있다. 국민연금통계상에서 가

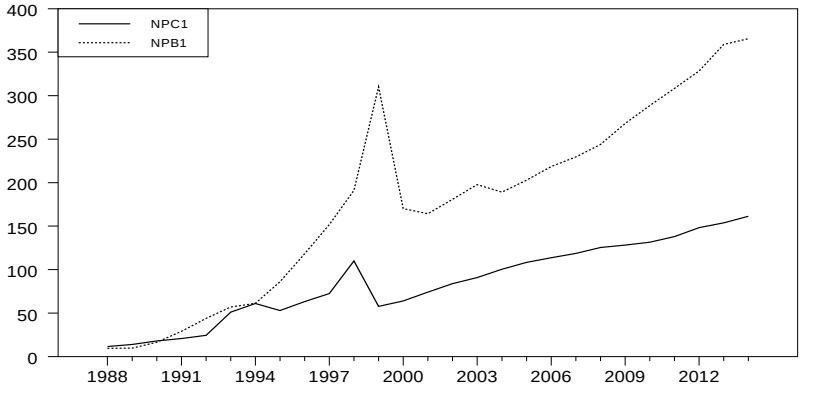
입자들이 내는 기여금은 2014년 34.1조원에 달하여 연금제도 초기의 5천억원에서 큰 폭으로 확대되었다. 이는 국민연금을 전 국민을 대상으로 하는 제도로 정착하기 위하여 제도 초기에는 10인 이상 사업장 정규근로자만을 가입대상으로 하였지만 이후 단계적으로 가입대상을 확대하여 1992년 5인 이상 사업장근로자, 1995년 농어민, 1999년 도시자영업자 그리고 2003년 5인 미만 사업장 근로자 등도 연금제도에 가입하게 되면서 가입자가 크게 확대된데 기인한다. 한편 2014년 현재 일인당 국민연금기여금은 사업주가 부담하는 부분까지 합하여 16.1만원이다. 한편 급여액은 2014년 13.7조원에 달하고 있는데 국민연금제도가 시작된 이후 27년에 접어들면서 수급자격이 발생하는 급여자수가 빠르게 증가하고 있는데 기인하고 있으며, 일인당 연금급여액은 36.6만원이다.

〈그림 Ⅲ-6〉 기여금과 급여액 추이(10억원)



주 : NPC는 국민연금 기여금, NPB는 국민연금 급여액임
자료: 국민연금공단

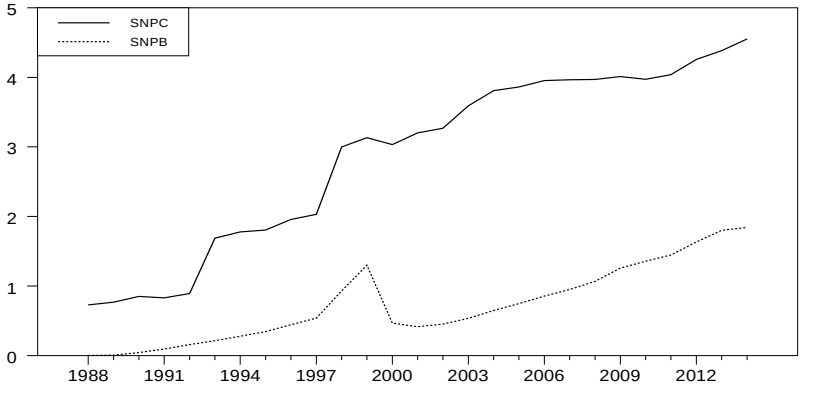
〈그림 Ⅲ-7〉 1인당 기여금과 급여액(천원)



주 : NPC1은 1인당 국민연금 기여금, NPB1은 1인당 국민연금 급여액임
자료: 국민연금공단

국민연금 기여금과 급여액을 가계소비지출과 비교하면 2014년 현재 경상 가계소비지출대비 기여금의 비율은 4.8%에 달하고 있다. 지난 1997년 2%를 넘어선 뒤 1999년 3% 그리고 2006년 4% 등 비교적 빠른 속도로 높아지는 모습이다. 한편 국민연금급여액의 경상 가계소비지출대비 비율은 2014년 1.9%를 기록하고 있는데 1999년 1%를 상회한 이후 빠른 속도로 상승세를 보이고 있다. 그간의 변화추이를 살펴보면 국민연금기여금 비율이 빠르게 높아져 왔지만 최근에는 노령연금 수급자가 크게 확대되면서 급여액 비율의 상승 속도가 상당히 빠르게 진행되는 모습이다.

〈그림 Ⅲ-8〉 기여금과 급여액(가계소비지출대비, %)



주 : SNPC는 국민연금 기여금/경상 가계소비지출 비율, SNPB는 국민연금 급여액/경상 가계소비지출 비율임
자료: 국민연금공단; 한국은행

소비와 저축률에 영향을 미치는 거시경제변수들로 가처분소득, 실질금리, 가계부채 비율 그리고 인구구조변수로 고령화비율 그 외 자산에서 주택자산과 연금기대자산 등을 거론할 수 있다.

가처분소득은 가계가 벌어들이는 소득 중에서 세금과 공적연금 등 비소비지출 등을 제외하고 보조금 및 이전소득을 합한 것으로서 소비와 저축에 직접적으로 영향을 미치게 된다. 다음의 그림을 살펴보면 실질가처분소득 증가율은 1988~2014년 기간 중 연평균 4.8% 증가하였는데 1988~2001년 기간에는 연평균 6.3% 증가한 반면 2002~2014년 기간에는 연평균 3.3% 증가에 그쳐 최근 들어와 증가세가 상당히 둔화되었음을 알 수 있다. 한편 실질금리도 소비에 영향을 미치게 된다. 금리는 현재 소비와 미래 소비를 결정하는 가격변수로써 소비 주체들이 최적화에 따라 행동한다면 금리 상승 시 현재 소비가 감소하는 반면 미래 소비(저축)가 증가할 것이다. 실질금리 추이를 살펴보면 우리 경제에서 성장률이 하락하고 자본축적이 진행됨에 따라 자본의 한계생산성이 둔화세

를 보이면서 최근 들어 실질금리가 2~3% 수준으로 이전보다 상당히 낮아진 모습이다.

〈그림 Ⅲ-9〉 가처분소득과 실질금리(%)



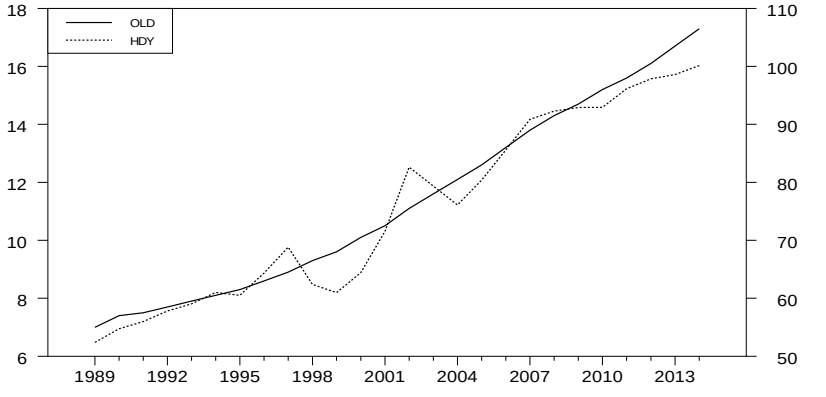
주 : RYDR은 가처분소득 증가율, RR은 실질금리(회사채금리-소비자물가상승률)
자료: 한국은행; 기재부

또한 인구구조변화와 가계부채도 소비와 저축에 영향을 미치게 된다. 대표적인 인구구조변수인 고령화비율[8]은 저출산 및 고령화의 진전으로 상승하여 소비여력을 저하시켜 소비 및 저축에 부정적인 영향을 미치게 된다. 우리나라의 고령화비율은 1988년 6.9%에서 2001년 10.5%로 완만한 상승에 머물렀지만 고령화 속도의 가속으로 2014년 현재 17.3%까지 빠르게 상승하는 모습이다. 한편 가계의 부채부담 정도는 소비와 저축에 미치는 영향이 다소 상반될 수 있다. 통상 가계부채가 증가하면 가계신용 제약으로 소비 및 저축여력이 감소하여 부정적인 영향을 미치게 될 수 있지만, 소비의 경우 가계부채는 어느 정도 수준까지는 가계신용을 확대하는 역할을 하므로 소비를 진작하는 역할을 할 수 있다. 한국은행의 가계금융자산부채를 개인처분가능소득으로 나눈 비율을 살펴보면

8) 생산가능인구대비 65세 이상 인구 비율임

전체적으로 상승세를 보이고 있어서 소비와 저축에 부정적 영향을 미칠 수도 있지만 반대로 소비를 확대하는 역할을 하고 있을 수도 있다. 이는 실제 실증분석에서 판단할 문제로 생각된다.

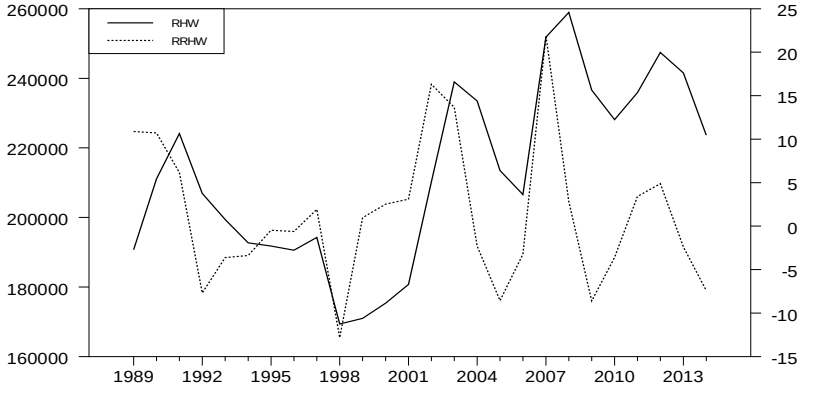
〈그림 Ⅲ-10〉 고령화비율과 가계부채비율(%)



주 : OLD는 고령화비율, HDY는 가계부채 비율임(가계부채/명목 가처분소득)
자료: 통계청; 한국은행

가계자산은 소비에 대하여 연관성을 갖는다. 즉, 주택이나 연금과 같은 가계자산은 소의 부(wealth)의 효과에 의하여 가계소비에 긍정적인 영향을 미치게 된다. 먼저 가계주택자산은 이항용(2004)와 Kim and Lee(2005)에서 사용한 방법에 따라 통계청의 1997년 국부통계에서의 순주택자산을 동 시점의 총주택호수로 나누어 주택단가를 구하고 이를 KB은행의 주택매매가격지수를 이용 연장하여 주택단가 시계열을 만들고 국토해양부의 주택보유수를 곱하여 명목주택자산 시계열을 구하고 이에서 한국은행의 주택자금 대출금을 차감하여 명목 주택 순자산가치를 계산하였다. 그리고 이를 소비자물가로 나누어 실질 주택자산가치를 구하였다. 다음의 실질 주택자산가치를 살펴보면 전체적으로 상승세를 보이고 있으나 주택가격의 등락에 영향을 받아 부침이 존재하는 모습이다.

〈그림 Ⅲ-11〉 실질 주택자산

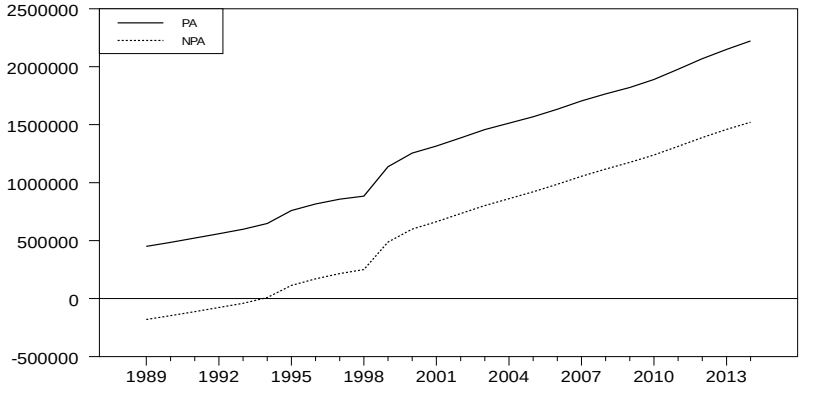


주 : RHW는 실질 주택자산가치(단위 100억원), RRHW는 실질 주택자산가치의 증가율임
자료: 국토해양부; 한국은행

다음으로 국민연금 기대자산은 가입자가 지급받을 것으로 예상하는 연금액을 현재가치화한 것이다. 따라서 현재 시점에서 노령연금 수급자와 가입자의 기대자산을 계산하게 된다. 전체 기대연금자산에서 기여금부분을 제외하면 순기대연금자산이 된다.[9] 국민연금 기대자산은 1988년 413조원에서 2014년 현재 2,221조원으로 확대 추세를 보이고 있으며, 순연금기대자산은 2014년 현재 1,522조원 수준을 보이고 있다. 기대연금자산의 확대는 가계가 부의 효과에 따라 소비를 늘릴 수도 있으며, 반면 저축을 감소시키는지 여부는 불확실하다. 기대연금자산의 경우에도 소비와 저축에 대한 영향은 실증분석 결과에 따라 판단할 수 밖에 없을 것이다.

9) 이의 추정 방법과 그 결과에 대하여 제Ⅳ장에서 상세히 설명하고 있다.

〈그림 Ⅲ-12〉 국민연금 기대자산과 순기대자산



주 : PA는 국민연금 기대자산(단위 10억원), NPA는 국민연금 순기대자산(단위 10억원)임
자료: 국민연금공단; 한국은행

본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 분석하고자 한다. 통상 공적연금의 저축에 대한 영향 연구에서 공적연금을 포함하는 소비함수를 추정하고 이를 토대로 저축에 미치는 효과를 분석하고 있다. 그러나 다음의 그림에서 보듯이 우리나라 소비와 저축은 서로 체계적으로 움직이고 있다고 보기 어렵다. 지난 1980년대에는 가계소비증가율과 가계저축률이 함께 높아지는 모습이었다가 1990년대 함께 둔화되었으며 1998년 외환위기때는 상반된 움직임을 보였다. 또한 2000년대 이후 전반적으로 소비와 저축률 모두 하향 추세를 보이는 가운데 양자 간 괴리가 이전과 달리 크게 확대되는 모습이다. 소비와 저축률의 변화가 소득의 변동에 주로 영향을 받아 움직이고 있지만 소득 증가율보다 낮은 소비증가율과 가계저축률의 하락세를 보이고 있는 것이다. 따라서 가계의 공적연금부담에 대한 역할을 구분하여 분석할 필요가 있다고 판단된다.

〈그림 Ⅲ-13〉 가계소비지출과 가계저축률



주 : DLHCP는 가계소비지출 로그차분치(좌축), SRH는 가계저축률(우축)
자료: 한국은행

Ⅳ. 거시경제적 분석

1. 분석방법

통상 공적연금이 소비와 저축에 대한 영향을 분석하는 선행연구들의 경우 주로 생애주기소비함수(life cycle consumption function)에 따라 소비를 대상으로 실질 가처분소득, 부(wealth), 기대연금자산을 설명변수로 삼고 있으며 그 외 가계부채 수준과 인구구조변화 변수를 추가하는 방식을 취하고 있다.

먼저 소비와 부, 그리고 소득간의 관계를 모형으로 살펴보고 실제 실증분석에서 사용할 수 있는 식을 검토하고자 한다.

가. 소비-부의 관계

가계의 동태적 소비결정은 현재 소비와 다음 기의 부(wealth) 사이에 성립하는 기간 간 예산제약조건(intertemporal budget constraint)을 만족시키게 된다.[10)]

$$W_{t+1} = (1 + r_{w,t+1})(W_t - C_t)$$

여기서 W_t와 C_t는 각각 t기의 부(aggregate wealth)와 소비(consumption)를 의미하며 $r_{w,t+1}$은 t기와 $t+1$간의 부에 대한 수익률을 나타낸다. 즉, 다음 기의 부는 현재 부에서 소비하고 남은 부분과 이에 대한 수익률에서 결정된다. Campbell·Mankiw(1989)에서처럼 윗식에 로그를 취한 후 테일러 전개(Taylor Extension)에 의해 1차 근사하

10) 가계의 소비결정 모형에 대한 내용은 김영일(2009)을 주로 참조하였다.

면 로그선형화된 소비와 부 간의 관계식을 구할 수 있다.

$$w_{t+1} - w_t \approx k + r_{w,t+1} - (1 - 1/\rho_w)(c_t - w_t)$$

여기서 소문자로 표시된 변수는 로그변환된 값을 의미한다. 이 식을 다음 기의 부를 소거하는 방식으로 반복 대입하여 풀면 다음과 같은 소비-부의 비율을 구할 수 있다.

$$c_t - w_t \approx \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + const$$

이 식은 사후적(ex post)일 뿐 아니라 사전적(ex ante)으로도 성립하므로 미래에 대한 기대치를 적용하여 표현할 수 있다.

$$c_t - w_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + const$$

이 식에 따르면 현재 부와 소비의 비율(consumption-wealth ratio)은 미래 부에 대한 기대수익률과 기대소비 증가율에 의하여 결정된다. 즉, 부에 대한 기대수익률에 높거나 기대소비 증가율이 낮으면 현재 부에서 차지하는 소비의 비중이 커지게 된다. 한편 이식의 우변에서 미래의 부에 대한 기대수익률과 기대소비율 증가율의 차이는 안정적 시계열(stationary time series)이므로 좌변의 소비-부의 비율도 안정적 시계열이 된다. 이는 소비-부의 비율이 평균회귀성향(mean reversion)을 갖는다는 것을 의미하며, 소비-부 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계인 공적분관계(cointergration relationship)가 성립함을 의미한다.

부(wealth)는 현실 경제에서 직접 관찰 가능하지 않으므로 실증분석을

하기 위하여는 공적분관계를 관찰 가능한 변수들로 바꿀 필요가 있다. 한 경제의 부(W)를 인적요소(H)와 비인적요소(A)로 구분하면 전체 부는 두 부분의 합으로 표현될 수 있다. $W_t = H_t + A_t$. 여기서 비인적요소의 부는 금융 및 실물자산의 합으로 구성된다. 전체 부에 대한 수익률은 부의 각 구성항목에 대한 수익률의 가중평균으로 주어진다.

$$r_{w,t} = \omega_t r_{a,t} + (1-\omega) r_{h,t}.$$ [11]

한편 전체 부와 이에 대한 수익률은 자산이 전체 부에서 차지하는 평균적인 비율(ω)을 사용하여 다음과 같이 로그선형근사(log-linearization)할 수 있다.

$$w_t \approx \omega a_t + (1-\omega) h_t$$
$$r_{w,t} \approx \omega r_{a,t} + (1-\omega) r_{h,t}$$

이 관계식들을 위의 소비-부의 로그 일차근사식에 대입하면 소비-인적자본-자산 간에 성립하는 식을 얻을 수 있다.

$$c_t - \omega a_t - (1-\omega) h_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [\omega r_{a,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}) - \Delta c_{t+i}] + const$$

이 식에서 인적자본(H)은 직접 관찰할 수 없는 변수이므로 실증분석을 위하여 현실 경제에서 관찰 가능한 변수로 표현할 필요가 있다. 노동소득(Y)을 인적자본의 소유에서 발생하는 소득(payment, dividend)으로 간주하면 노동소득과 인적자본 간에는 공적분관계가 성립하게 된다. 즉,

---

11) 여기서 $\omega_t = A_t / W_t$

인적자본의 비정상적 요소(nonstationary component)가 노동소득에 의하여 설명되는 공적분식을 유도할 수 있다.

$$h_t = \kappa + y_t + z_{h,t}$$

여기서 κ는 상수, y는 로그 노동소득이다. z_t는 인적자본의 움직임 중 비정상적 요소를 노동소득에 의하여 설명하고 남는 정상적 요소(stationary component)이며, 이를 Campbell(1996)은 현재 기대되는 미래의 노동소득 증가율(Δy)과 인적자본 수익률(r_h)에 의하여 결정됨을 보여 주었다.

인적자본을 노동소득에 의하여 표현한 식을 위의 소비-인적자본-자산 간의 관계식에 대입하면 소비-노동소득-자산 간에 성립하는 다음의 식을 얻게 된다.

$$c_t - \omega a_t - (1-\omega)h_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [(\omega r_{a,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}) - \Delta c_{t+i}] + (1-\omega) z_{h,t}$$

이 식의 우변은 정상시계열(stationary time series)을 형성하므로 좌변의 소비, 노동소득, 비인적자산(non human asset)의 로그선형결합(logarithmic linear combination)도 정상시계열이 된다. 이는 소비, 노동소득, 자산의 세 변수가 안정적인 장기균형인 공적분 관계를 형성함을 의미한다. 이 식에 의하면 현재의 자산 및 노동소득 대비 소비의 비중은 자산과 인적자본의 기대수익률, 노동소득과 소비의 예상 증가율 등에 의하여 결정된다. 따라서 이러한 변수들에 대한 기대의 변화에 따라 소비와 자산-노동소득간 비율, 즉 공적분오차는 조정될 수 있다. 또한 소비-부 간의 비율을 나타내는 공적분오차는 자산 및 인적자본의 미래

수익률과 미래 소비증가율에 대해 예측력(predictability)을 가질 수 있다.

지금까지 전체 부를 인적자본(human source of wealth)과 자산(nonhuman source of wealth)으로 구분하였는데 자산도 그 특성에 따라 하위항목으로 구분이 가능하다. 상대적으로 유동성이 높은 주식 등의 금융자산과 그렇지 못한 실물자산으로 구분할 수 있으며 국민연금과 같은 공적연금에 대한 기대자산도 포함할 수 있다. 여기서 전체 자산(A)이 두 가지 다른 형태의 자산(A_1, A_2)으로 구성되는 경우 소비-부의 장기균형식은 어떻게 달라지는가를 고려해 보자.

이 경우에도 전체 부를 인적자본과 자산으로 구분할 때 사용한 논리를 적용하여 소비-부의 장기균형식을 유도할 수 있다. 부분 자산 A_1이 전체 자산 A에서 차지하는 평균적인 비중을 π라고 할 때 전체 자산과 부분 자산 그리고 전체 자산의 수익률과 부분 자산 수익률 간의 로그선형 근사된 관계는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$a_t \approx \pi a_{1,t} + (1-\pi) a_{2,t}$$
$$r_{a,t} \approx \pi r_{a1,t} + (1-\pi) r_{a2,t}$$

이를 소비-노동소득-자산 간의 관계식에 대입하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} & c_t - \omega\pi_a a_{1t} - \omega(1-\pi_a) a_{2,t} - (1-\omega) y_t \\ & \quad \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [(\omega\pi_a r_{a1,t+i} + \omega(1-\pi_a) r_{a2,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}) - \Delta c_{t+i}] \\ & \qquad + (1-\omega) z_{h,t} \end{aligned}$$

이 식의 우변은 정상시계열을 형성하므로 좌변도 정상시계열이 된다.

즉, 소비, 노동소득, 구성자산 간의 선형결합(linear combination)이 안정적 시계열을 형성하므로 이 변수들은 공적분 관계를 갖게 된다. 공적분관계식에 따르면 장기균형으로부터의 일시적인 이탈(transitory deviation), 즉 공적분오차는 인적자본과 각 자산에 대한 기대수익률과 노동소득 및 소비에 대한 예상 증가율에 의하여 영향을 받게 된다. 이는 현재의 노동소득-자산 대비 소비의 변화가 각 구성 자산과 인적자본에 대한 기대수익률 그리고 노동소득과 소비의 예상 증가율 등의 변화를 반영하는 것으로 볼 수 있다.

나. 소비-소득 관계

본 연구는 가계소비의 결정요인으로서 소득이외 국민연금 기대자산을 포함하는 자산의 변동이 갖는 추가적 설명에 관심이 있으므로 소비와 소득을 포함한 요인 사이의 장기균형을 살펴본다. 우선 소비-부의 장기균형으로부터 소비-총소득 간에도 공적분관계가 성립한다. 총소득(y_{tot})을 전체 부(W)에서 발생하는 해당시기의 배당(dividend) 또는 지불(payment)로 생각하면 소득과 부 간에 다음과 같은 공적분관계가 성립한다.

$$w_t = \kappa_w + y_{tot,t} + z_{w,t}$$

여기서 소문자는 해당변수의 로그 변화 값을 의미한다. 이 식에서 $z_{w,t}$는 부(W)의 비정상요소(nonstationary component)를 소득에 의하여 설명하고 남는 정상요소(stationary component)이며 이는 미래에 기대되는 소득증가율과 부의 기대수익률에 의하여 다음과 같이 결정된다.

$$z_{w,t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\Delta y_{tot,t+j} - r_{w,t+j})$$

이 식을 위의 소비-부의 공적분식에 대입하면 소비-총소득의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t - y_{tot,t} \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + z_{w,t} + const$$

이 식의 우변을 구성하는 변수들이 정상시계열을 형성하므로 소비와 총소득간 선형결합(linear combination)으로 이루어진 좌변도 정상시계열이 된다. 이는 소비-총소득의 비율(consumption-income ratio)이 평균 회귀성향(mean reversion)을 갖으며 소비-총소득간에 공적분관계가 존재함을 의미한다. 따라서 소비는 장기적으로 소득의 흐름에 의하여 결정되며 이외의 요인들은 일시적인 효과(transitory effects)를 갖는다. 한편 현재의 소비-총소득 비율은 미래에 기대되는 소득증가율이 높아지거나 소비증가율이 낮아질 경우 상승하게 된다. 현재 소비가 소득대비 상승하는 경우 가계가 미래 소득 증가율이 소비증가율이 하락할 것으로 기대한 결과로 해석된다.

총소득증가율은 근로소득 증가율과 자산소득 증가율의 각각의 비중을 고려한 가중평균으로 표현할 수 있으므로 위 식의 $z_{w,t}$는 다음과 같이 주어진다.

$$z_{w,t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^i (\pi_l \Delta y_{l,t+j} + (1-\pi_l) \Delta y_{a,t+j} - r_{w,t+j}$$

따라서 미래에 예상되는 자산소득 증가율의 변화는 현재 총소득대비

소비의 변화를 초래하는 요인이 된다. 한편 현재 자산가치는 미래에 예상되는 자산소득 흐름의 현재가치에 해당하므로 자산가치(a_t)와 자산소득($y_{a,t}$)은 다음과 같은 일차근사식으로 표현될 수 있다.

$$a_t - y_{a,t} \approx const + \sum_{j=1}^{\infty} \rho_a^{j-1} (\Delta y_{a,t+j} - r_{a,t+j})$$

이 식에 따르면 자산소득 대비 자산가치의 비율은 자산소득의 예상 증가율과 자산의 기대수익률 등에 의하여 결정되는데 배당 등 자산소득의 예상 증가율이 높아지거나 자산의 기대수익률이 낮아지게 되면 이 비율은 상승하게 된다. 따라서 미래에 예상되는 자산소득 증가율의 변화는 현재의 자산소득 대비 자산가치에 반영되므로 자산소득대비 자산가치의 변화는 현재의 소득대비 소비의 변화를 설명하는 요인이 된다. 이는 가계소비의 결정요인으로서 소득 이외 자산소득 대비 자산가치의 변화가 추가적인 설명력을 가질 수 있음을 시사하는 것이다.

다. 소비-부의 동태적 경로 및 실증분석모형

가계가 직면한 기간 간 예산제약(intertemporal budget constraint), 즉 소비와 부의 축적에 대한 관계식으로부터 소비-부 사이에 성립하는 공적분관계식을 유도하였다. 이러한 공적분벡터(cointegration vector)의 존재는 이를 구성하는 적어도 한 변수의 조정에 의하여 공적분오차(cointegration error)가 수정(correction)되는 과정이 수반된다는 것을 의미한다. 따라서 소비-부 사이의 장기균형을 의미하는 공적분관계가 성립할 경우 소비 또는 부의 조정을 통해 장기균형으로부터의 일시적인 이탈인 공적분오차가 제거된다. 또한 공적분벡터의 존재는 공적분오차가 조정과정을 거치는 변수에 대해 예측력을 가질 수 있음을 의미한다.

만일 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)이 성립한다면 소비는 마팅게일과정(Martingale process)을 따르게 되므로(Hall(1978)), 장기 균형으로부터의 일시적인 이탈인 공적분오차에 대해 소비의 점진적 조정을 통한 오차수정(error correction)과정을 기대할 수 없을 것이다. 그러나 현실 경제에서 마찰적 요인들 예를 들면 habit persistence (Abel(1990)), 유동성제약(liquidity constraint), rule-of-thumb 소비자(Campbell and Mankiw(1990)) 등을 고려한다면 실제 소비는 마팅게일과정을 따르지 않고 점진적 조정을 통하여 오차수정과정에 참여할 가능성이 있다. 따라서 소득 또는 부의 변화에 따른 소비의 반응은 이론적 논의보다 실증분석에 기초하여 이해할 수 있는 문제일 것이다.

가계의 예산제약으로부터 소비-부(소득) 사이에 성립하는 공적분관계는 장기의 목표소비가 소득의 흐름에 의하여 결정되며 이외의 요인은 소비의 움직임에 대해 일시적인 효과(transitory effects)가 있음을 시사한다. 예를 들면 미래의 자산소득 등 소득증가율에 대한 기대(expectation)의 변화는 소득 이외에 소비의 변화를 설명하는 요인이 될 수 있다. 한편 미래 자산소득 증가율에 대한 기대의 변화는 현재의 자산소득대비 자산가치의 변화에 반영되므로 자산소득대비 자산가치의 변화는 소득과 함께 가계소비의 변화에 대하여 설명력을 가지게 된다. 이에 기초하여 장기 소비식을 구성하면 다음과 같은 회귀분석모형을 구할 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 (a_t - y_{a,t}) + \epsilon_t$$

여기서 c_t, $y_{tot,t}$, $y_{a,t}$, a_t는 각각 로그를 취한 소비, 총소득, 자산소득, 자산가치를 의미하며, ϵ_t는 잔차를 나타낸다. 자산소득의 변화가 상당부분 소득의 변화에 반영될 수 있으므로 장기 소비 수준이 소득과 자산가치에 의하여 설명되는 다음의 회귀분석모형을 고려할 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

본 연구에서는 자산가치를 주택에 대한 실물자산(hw_t)과 국민연금에 대한 기대연금자산(sw_t)으로 구분하여 다음의 장기 소비식을 검토하였다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 hw_t + \alpha_3 sw_t + \epsilon_t$$

한편 단기에서 소비의 동태적 조정과정은 다음의 오차수정모형(ECM)에 의하여 설명되게 된다.

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{tot,t} + \beta_2 \Delta hw_t + \beta_3 \Delta sw_t + \gamma(c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 hw_{t-1} - \alpha_3 sw_{t-1}) + e_t$$

2. 연간자료 실증분석

가. 분석자료

실증분석을 위한 자료로써 총소득은 한국은행 국민계정 통계에서 총처분가능소득을 사용하였다. 한편 주택자산가치는 관찰가능하지 않으므로 이항용(2004)과 Kim and Lee(2005)에서 사용한 방법을 따랐다. 즉, 통계청의 1997년 국부조사통계에서의 순주택자산가치를 같은 시점의 우리나라 주택호수로 나누어 당해연도 주택단가를 구하고 이를 KB은행의 주택매매가격지수를 이용 연장하여 주택단가의 시계열을 계산하였다. 이에 국토해양부의 주택보유수 시계열통계를 곱하여 명목주택자산 시계열을 구하고 이에 한국은행의 주택자금 대출금을 차감하여 주택의 순자산가치를 구하였다. 그리고 국민연금 기대자산은 아래 절에서 설명하는 방법으로 직접 추정하였다. 가계소비는 실질변수를 사용하였으며, 그 외 총처분가능소득, 주택자산가치와 기대연금자산 변수는 명목수치이므로 물가로 나누어 실질화하였다.

한편 국민연금의 기대자산과 순기대자산을 추계하는 방법을 설명하면, t년도(기준시점)에서의 기대연금자산($E[B_t]$)는 다음과 같이 표현 가능하다.

$$E[B_t] = \sum_{y=t}^{t+82} \sum_{s=1}^{s=2} \sum_{g=b_y}^{100} Benefit[y,s,g] \times DiscountRate[y]$$

여기서 $Benefit[y,s,g]$는 연도별(y), 성별(s), 연령별(g) 노령연금액이며, $DiscountRate[y]$는 y년도에 적용되는 할인율이다. b_y는 y년도에 노령연금 수급이 가능한 최저 연령이며, 100세를 한계연령으로 가정하였다. '$t+82$'는 t년도에 18세인 가입자 코호트(cohort)가 100세가 되는 연도를 의미한다.

t년도(기준시점)에서의 국민연금 순기대자산은 기대자산에서 국민연금 보험료 납부액 부분을 차감하여 계산하였다. t년도(기준시점)에서의 보험료 납부금액($E[P_t]$)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$E[P_t] = \sum_{y=t}^{t+59} \sum_{s=1}^{s=2} \sum_{g=18}^{59} \mathrm{Pr}emium[y,s,g] \times DiscountRate[y]$$

여기서 $\mathrm{Pr}emium[y,s,g]$는 연도별(y), 성별(s), 연령별(g) 보험료 납부금액이다.

기준시점은 국민연금제도가 시작한 1988년부터 2014년까지 각 년도별로 산출하였으며, 할인율은 3차 재정계산(2013)에서의 기본가정 하에서의 명목금리와 명목임금상승률 및 물가상승률의 3가지를 각각 적용하였다.

$Benefit[y,s,g]$과 $\mathrm{Pr}emium[y,s,g]$에 대하여 2014년까지의 y년도에 대해서는 국민연금 통계연보의 집계된(aggregated) 실적자료 사용하였으며, 2015년부터의 y년도에 대해서는 3차 재정계산 기본가정 하에서 산출되는 전망자료를 사용하였다.

나. 기초 통계분석

본 연구에서는 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 검토하고자 소비와 저축을 따로 구분하여 분석하고 있다. 사용되는 변수로 가계소비지출과 가계저축, 실질 처분가능소득, 국민연금기대자산, 실질금리, 가계부채, 국민연금 기여금 등에 대하여 1988~2014년의 연간자료를 사용하였다. 가계부채는 가계의 유동성제약을 반영하는 변수로서 미래 소득이나 소비에 대한 불확실성이 존재할 때 유동성제약은 가계 소비와 저축에 양 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 그러나 한편 소비지출에 대한 신용을 제공한다는 점에서 소비에 대하여 양의 방향으로 작용할 수도 있을 것이다.

먼저 분석에서 사용되는 자료들의 기초통계량을 검토하면 다음의 표와 같다.

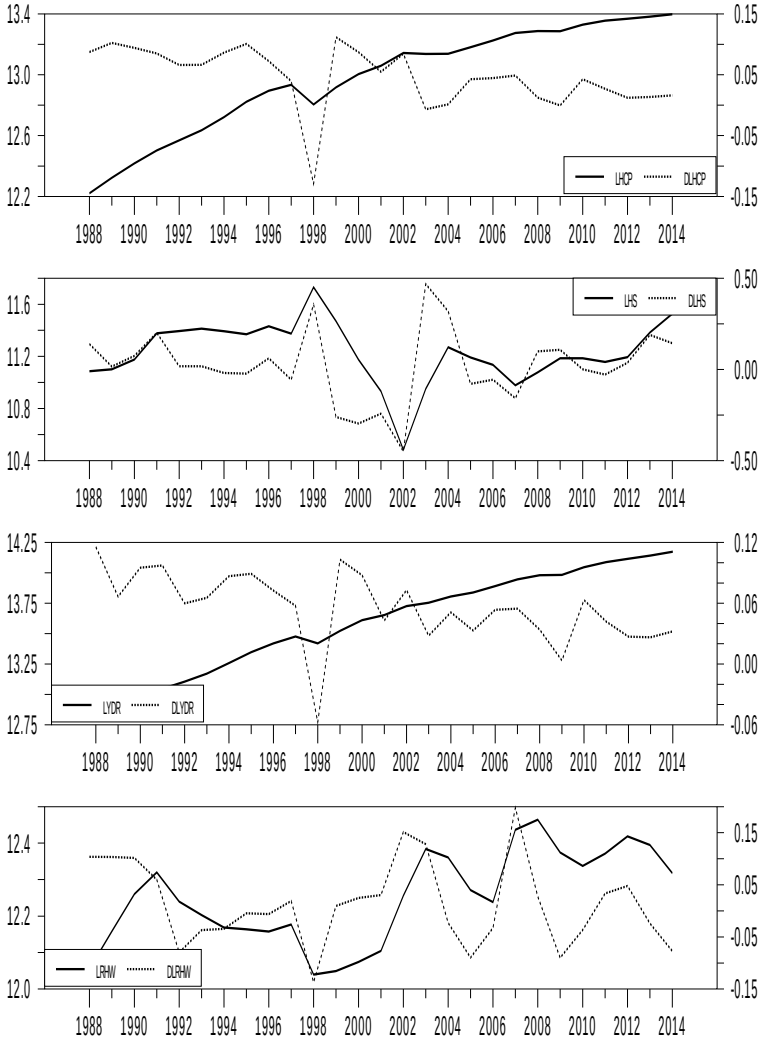
〈표 Ⅳ-1〉 기초 통계량

변수명	평균	표준편차	변수명	평균	표준편차
lhcp	12.98	0.35	lrhw	12.25	0.13
dlhcp	0.0469	0.0499	dlrhw	0.0136	0.0805
lhs	11.22	0.24	lpa	13.91	0.54
dlhs	0.02	0.20	dlpa	0.0028	0.0050
lydr	13.60	0.42	lnpa	13.24	1.21
dlydr	0.056	0.036	dlnpa	0.00227	0.00653
lhdy	4.13	0.23	rr	5.072	3.2169
dlhdy	0.033	0.054	dlrr	-0.0027	0.0155
lscr	9.28	1.01			
dlscr	0.1254	0.1338			

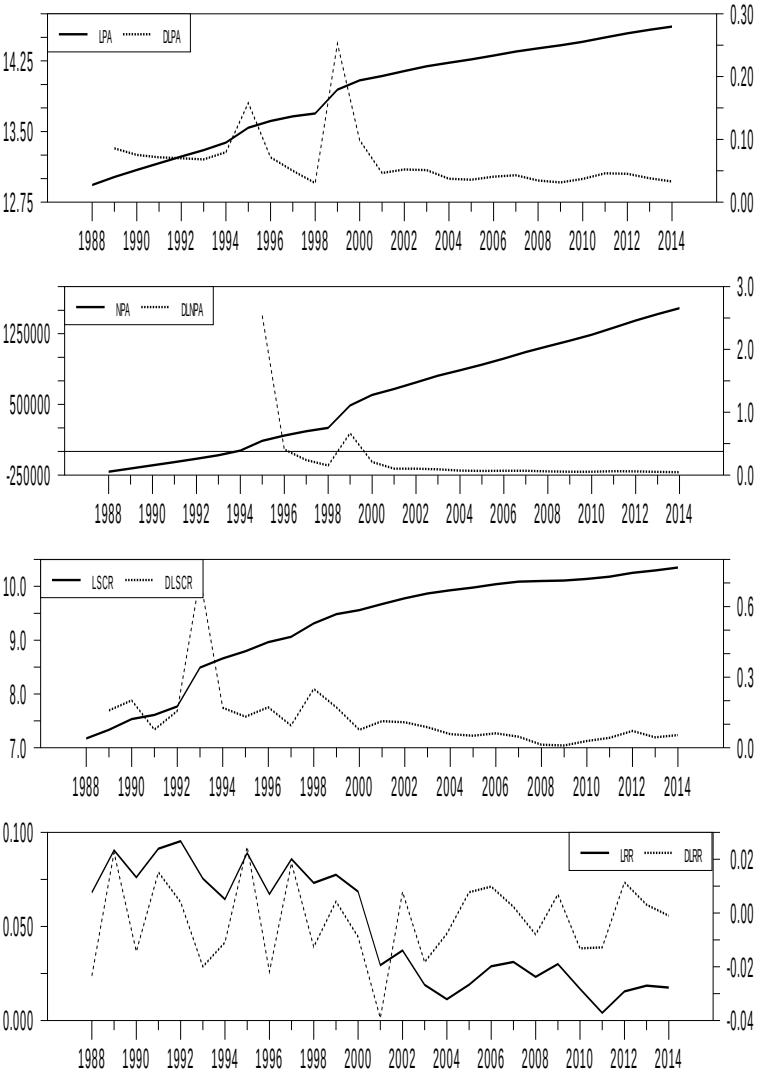
주 : 변수명에서 hcp은 실질 가계소비지출, hs는 실질 가계저축, ydr은 실질 처분가능소득, hdy는 가계부채/경상 처분가능소득 비율, scr은 실질 연금기여금, rhw는 실질 순주택자산, pa는 실질 국민연금기대자산, npa는 실질 국민연금 순기대자산, rr는 실질금리이며, 변수명 앞의 l과 dl은 각각 로그치와 로그차분을 의미함

다음의 그림은 가계소비, 가계저축, 실질 처분가능소득, 경상 처분가능소득대비 가계부채 비율, 실질 주택자산, 실질 국민연금 기대연금자산과 순기대연금자산, 실질금리, 실질 국민연금기여금의 수준변수와 차분변수를 함께 그린 것이다.

〈그림 Ⅳ-1〉 변수들의 추이(1)



〈그림 Ⅳ-2〉 변수들의 추이(2)



다. 단위근 검정

본 연구에서 사용하고자 하는 가계소비와 저축, 실질가처분소득 등 변수의 시계열에 대하여 정상성(stationarity)문제를 점검할 필요가 있다. 어떤 시계열에 대하여 일시적 충격이 가하여졌을 때 정상적(stationary) 시계열은 충격의 시간적 효과가 사라지면 장기적으로 평균수준으로 회복된다. 반면 비정상적(non stationary) 시계열은 평균 또는 분산이 시간에 의존하는 구조를 지니므로 장기적인 평균으로 회복하지 못하거나, 분산이 시간에 따라 무한대로 발산하게 된다.[12)]

단위근이 존재하는 시계열들 간의 관계를 회귀분석하면 임의보행(random walk)하는 오차를 초래하며 이 경우 변수들 간에 의미있는 관계가 존재한다고 보기 어렵다. Granger·Newbold(1974)는 회귀식의 결정계수(R^2)가 큰 값을 나타내거나 계수의 유의도(t-통계량)가 표본의 증가에 따라 커지므로 단위근이 존재하는 회귀분석은 가성적 회귀(spurious regression) 문제를 초래됨을 보였다. 단위근이 포함된 시계열에 대한 최소자승법의 추정치는 일치(consistent)하지 않으며 전통적 통계치는 신뢰할 수 없다. 실제 변수들이 상호 독립적인 관계일지라도 회귀식 전차항의 높은 계열상관 때문에 t 및 F-통계량은 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있기 때문이다.

본 연구에서 관심을 갖는 거시 시계열자료에 대하여 단위근검정(unit root test)을 실시하였다. 검정방법은 Augmented Dickey-Fuller검정, Phillips-Perron검정을 사용하였다. 검정회귀식에서 상수를 포함하거나, 상수항과 추세치를 포함하는 두 가지 경우를 적용하였다.

먼저 수준변수에 대한 검정결과 가계부채비율(hdy)과 실질 주택자산(rhw)의 경우 상수항과 추세치의 선택에 있어서 그 결과가 상이하였으

12) Enders(1995)는 비정상적 시계열의 특성으로 열거한 두 가지이외 자기상관계수(autocorrelation coefficients)들이 감소하기는 하지만 이론적인 경우보다 완만하게 감소함을 지적하였다.

며, 또한 기대연금자산(pa)과 실질금리(rr)의 경우 적용한 검정방법에 따라 결과가 상이하게 나타났다.

다음 1차 차분한 시계열에 대하여 단위근 검정을 실시한 결과 모든 시계열들이 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-2〉 단위근 검정(수준변수)

		Agumented Dickey-Fuller 검정		Phillips-Perron 검정	
		C	C, T	C	C, T
lhcp		-3.29(0)	-1.88(0)	-2.92(2)	0.39(2)
lhs		-2.13(0)	-2.08(0)	-2.13(2)	-2.08(2)
lydr		-2.94(0)	-1.62(0)	-2.01(1)	-1.47(1)
lhdy		-1.68(2)	-3.70(1)	-1.84(4)	-3.62(1)
lrhw		-1.84(2)	-3.46(1)	-2.29(1)	-3.98(1)
lpa		5.91(1)	0.02(1)	-6.81(1)	-24.07(1)
lnpa		-3.92(2)	-3.61(0)	-21.29(2)	-3.15(2)
lrr		-1.02(1)	-3.04(0)	-3.76(2)	-4.30(2)
lscr		-3.02(0)	-0.95(0)	-3.14(0)	-0.91(2)
임계치	1%	-3.69	-4.34	-3.69	-4.34
	5%	-2.97	-3.59	-2.97	-3.59
	10%	-2.62	-3.23	-2.62	-3.23

주 : 1) C와 T는 검정추정식에서 각각 상수항과 추세치의 포함여부를 의미함.
2) 변수명에서 hcp는 가계소비지출, srh는 가계저축률, ydr은 실질 처분가능소득, hdy는 가계부채/경상 가처분소득 비율, src은 실질 국민연금 기여금이며, 변수명 앞의 l은 로그치를 의미함.
3) 각 통계량은 t-통계량이며, ( )안의 수치는 ADF의 경우 SIC(Schwartz Information Criterion)를 사용한 시차수, Phillips-Perron의 경우 Bartlett Kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임

〈표 Ⅳ-3〉 단위근 검정(차분변수)

		Agumented Dickey-Fuller 검정		Phillips-Perron 검정	
		C	C, T	C	C, T
dlhcp		-4.17(0)	-5.29(0)	-5.33(2)	-6.27(2)
dlhs		-4.26(0)	-4.17(0)	-4.20(3)	-4.10(3)
dlydr		-4.48(0)	-5.82(0)	-4.48(1)	-9.00(3)
dlhdy		-4.80(1)	-4.74(1)	-7.76(3)	-7.15(3)
dlrhw		-4.48(1)	-4.44(1)	-3.86(1)	-3.90(1)
dlpa		-1.60(1)	-4.34(2)	-13.44(1)	-9.70(1)
dlnpa		-2.78(0)	-4.71(1)	-2.99(2)	-5.65(2)
dlrr		-7.72(0)	-7.59(0)	-8.95(0)	-8.96(2)
dlscr		-3.93(0)	-4.50(1)	-4.10(0)	-5.62(2)
임	1%	-3.69	-4.34	-3.69	-4.34
계	5%	-2.97	-3.59	-2.97	-3.59
치	10%	-2.62	-3.23	-2.62	-3.23

주 : 1) C와 T는 검정추정식에서 각각 상수와 추세치의 포함여부를 의미함.
2) 변수명 앞의 dl은 로그차분 연산자를 의미함.
3) 각 통계량은 t-통계량이며, ( )안의 수치는 ADF의 경우 SIC를 사용한 시차수, Phillips-Perron의 경우 Newey-West의 Band width임

라. 오차수정모형(ECM)

1) 공적분과 오차수정모형

전통적인 계량경제학 방법들은 시계열의 정상성(stationarity)을 전제로 하고 있으나 대부분의 거시변수들은 불규칙 보행(random walk)을 하는 비정상성을 지니고 있다. 시계열이 비정상적임에도 불구하고 수준변수를 사용하여 회귀모형으로 추정하는 경우 허구적 회귀(spurious regression)의 문제가 초래될 가능성이 높다는 점은 앞에서도 언급한 바 있다.

이러한 문제를 회피하기 위하여 Box-Jenkins(1970)의 기법을 이용하여 시계열을 1차 차분 혹은 증가율로 변환하는 등 사전적 여과(filtering)를 통하여 변수의 정상성을 얻는 방법이 있으나 이는 시계열의 장기적 속성을 무시함으로써 중요한 정보를 손실할 가능성이 높다. 이러한 문제들을 해결하는 방법으로 공적분(Co-integration)기법과 오차수정모형(Error Correction Model)을 사용할 수 있다.

공적분된 변수들의 주요한 특성은 오차수정모형에 의하여 나타낼 수 있다. 오차수정모형은 한 변수의 변화값이 지난기의 균형오차(equilibrium error)와 두 변수의 변화분의 시차값에 연결되는 형태를 갖는다. 이러한 오차수정모형의 장점은 단기적인 동태적 관계를 명시적으로 고려하면서 변수의 장기균형으로의 점진적인 조정과정을 허용하는 모형을 구축할 수 있다는 것이다.

2) 공적분검정

본 연구에서는 가계소비지출과 가계저축에 대하여 공적분회귀식을 추정하고 잔차항에 대하여 공적분검정을 실시하여 변수들 간에 장기적으로 안정적인 균형관계가 존재하는가의 여부를 검토하였다.

(1) 가계소비지출

먼저 가계소비지출(hcp)에 대하여 실질 처분가능소득(ydr), 실질 주택자산(rhw), 국민연금 기대자산(pa)과 순기대자산(npa), 실질 국민연금기여금(scr), 가계부채부담(hdy, 가계부채/경상 처분가능소득 비율), 실질금리(rr) 그리고 인구구조변화를 반영하는 고령화지수(old) 등을 선택적으로 사용하여 설명하였다 그 추정결과는 각각 다음의 표와 같으며 변수명에서 *l*은 자연대수를 취하였음을 의미한다.

가계소비지출에 대한 공적분회귀식을 추정한 결과 대체적으로 부호가 당초 예상과 일치하며 통계적 유의도도 높게 나타났다. 실질 처분가능소득의 경우 0.44~0.73의 양으로 나타났다. 실질주택자산의 경우에도

0.08~0.14의 양으로 나왔다. 국민연금 순기대자산의 경우 0.02~0.04의 양으로 나타나 순기대자산 증가가 소비지출에 긍정적 영향을 미치는 것으로 보인다.[13] 반면 실질 연금기여금의 경우 -0.06~-0.12의 음으로 이의 확대가 소비지출에 부정적 영향을 주고 있는 것으로 보이나 일부 추정식에서는 통계적 유의도가 다소 낮았다. 그 외 실질금리의 경우 상승 시 현재 소비와 미래소비를 연결하는 가격변수로써 소비주체가 동태적 최적화에 따라 행동한다면 금리 상승 시 현재소비가 감소하고 미래소비가 증가할 것이다. 실증분석 결과는 당초 예상처럼 음으로 나타났지만 통계적 유의도가 다소 낮았다. 가계부채의 처분가능소득대비 비율은 통계적으로 유의한 0.28 내외의 양으로 나타나 가계부채가 소비를 억제하는 역할을 하기 보다 소비를 위한 유동성을 확대하는 역할을 하였음을 시사하였다.

13) 국민연금 기대자산을 사용해 보았으나 추정결과가 좋지 못하였다.

〈표 Ⅳ-4〉 가계소비 공적분식 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식
상수항	2.55 (4.89)	1.94 (2.89)	2.48 (3.19)	4.28 (3.66)	4.52 (4.19)	3.89 (3.38)
lydr	0.62 (12.19)	0.71 (8.58)	0.73 (8.85)	0.56 (4.85)	0.44 (4.55)	0.53 (4.60)
lrhw	0.15 (2.24)	0.14 (2.19)	0.11 (1.54)	0.05 (0.64)	0.08 (1.10)	0.08 (1.08)
lnpa	0.02 (2.02)	0.03 (2.45)	0.03 (2.82)	0.04 (3.40)	0.02 (2.78)	0.03 (3.09)
lscr	-	-0.07 (-1.35)	-0.12 (-1.88)	-0.11 (-1.86)	-	-0.06 (-1.35)
lrr	-	-	-0.60 (-1.30)	-0.54 (-1.27)	-	-
lhdy	-	-	-	0.27 (1.95)	0.29 (2.04)	0.28 (2.00)
$\overline{R}^2$ D.W.	0.99 1.59	0.99 1.43	0.99 1.69	0.99 1.60	0.99 1.59	0.99 1.35

가계소비지출 공적분회귀식에 대한 공적분 존재여부에 대한 검정을 실시하였다. 검정방법은 Augmented Dickey-Fuller와 Phillips-Perron 방법을 사용하였으며 상수항을 포함하였다. 검정결과 다음 표에서 보듯이 모든 회귀식에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-5〉 가계소비 공적분검정 결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식
ADF	-5.04**	-4.10**	-4.00**	-4.20**	-4.65**	-3.98*
Phillips-Perron	-3.69*	-3.43*	-3.88**	-4.25**	-5.45**	-5.32**

주 : 1) 임계치는 ADF검정 시 -3.72(1%), -2.97(5%), -2.63(10%)이며, Phillips-Perron 검정시 -3.70(1%), -2.97(5%), -2.62(10%)임
2) **와 * 표시는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 의미함

가계소비지출 회귀식에 대한 공적분검정에서 변수들 간에 장기적 균형관계가 존재하는 것으로 나타났으므로 공적분회귀식에서의 오차항을 사용하여 오차수정모형을 구축하고 추정하였다.

오차수정모형을 추정한 결과 설명변수 선택에 따라 다소 차이가 존재하지만 각 변수들의 추정계수의 부호는 예상과 일치하였으며 통계적 유의성은 양호하게 나타났다. t시점의 가계소비지출 변동은 전기에서의 균형치와 실제치 차이의 대부분이 금기에 빠르게 반영되는 것으로 보인다. 다만 전기 불균형의 변동이 금기에 반영되는 것을 반영하는 내생시차변수는 대체로 유의하지 않았다. 설명변수들 중에서 실질처분가능소득 변동률은 양의 방향으로 가계소비지출 변동에 대하여 0.6~0.9의 추정치로 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 자산 중 실질 주택자산은 선택한 모형에 따라 0.13~0.24의 양의 계수로 나타나 주택자산 가치의 상승이 가계소비지출에 긍정적 영향을 주는 것으로 설명된다. 관심을 갖는 국민연금 순기대자산의 경우 0.01~0.04의 계수로 통계적으로 유의하여 연금기대자산의 확대가 가계지출을 확대하는 역할을 하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 반면 국민연금 실질기여금은 -0.16~-0.22의 추정치로 나타나 기여금 확대가 가계지출을 위축시키는 것으로 보인다. 그 외 시장 실질금리의 경우 통계적으로 유의한 경우만을 보면 -0.67의 음으로 나타나 금리 상승 시 가계들은 현재 소비를 감소시키고 미래 소비를 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 경상 처분가능소득대비 가계부채 비율의 경우 0.42~0.55의 양의 계수로 나타나 가계부채가 유동성제약으로 소비를 억제하는 역할보다 소비를 위하여 유동성을 확대하는 역할을 하였음을 시사하였다.

〈표 Ⅳ-6〉 가계소비 오차수정모형 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식
ec(-1)	-1.11 (-2.82)	-0.93 (-2.72)	-1.11 (-3.28)	-1.13 (-4.37)	-1.05 (-3.17)	-1.24 (-4.29)
dlhcp(-1)	0.10 (0.86)	0.09 (0.97)	0.11 (1.18)	0.06 (0.86)	0.10 (0.80)	0.08 (1.06)
dlydr	0.68 (4.64)	0.90 (6.89)	0.86 (6.89)	0.62 (7.00)	0.61 (1.96)	0.61 (6.44)
dlrhw	0.24 (3.01)	0.19 (2.45)	0.19 (2.75)	0.13 (3.40)	0.18 (3.24)	0.14 (3.45)
dlnpa	0.01 (1.04)	0.02 (2.06)	0.02 (2.38)	0.04 (6.48)	0.03 (3.49)	0.03 (5.87)
dlscr	-	-0.16 (-2.97)	-0.18 (-3.28)	-0.22 (-6.15)	-	-0.18 (-5.23)
dlrr	-	-	-0.28 (-0.90)	-0.67 (-3.38)	-	-
dlhdy	-	-	-	0.42 (7.16)	0.55 (5.67)	0.45 (7.09)
$\overline{R}^2$ D.W.	0.85 1.54	0.89 1.70	0.90 1.58	0.96 1.54	0.92 1.43	0.96 1.80

주: ec(-1)은 전기 오차수정항임

(2) 가계저축

가계소비지출에 이어 가계저축에 대하여 실질 처분가능소득(ydr), 실질 주택자산(rhw), 국민연금 기대자산(pa)과 순기대자산(npa), 실질 국민연금기여금(scr), 가계부채부담(hdy, 가계부채/경상 처분가능소득 비율), 실질금리(rr) 그리고 인구구조 변화를 반영하는 고령화지수(old) 등을 선택적으로 사용하여 설명하였다. 여기서 변수명에서 *l*은 자연대수를 취하였음을 의미한다.

가계저축에 대한 공적분회귀식을 추정한 결과 대체적으로 부호가 당초 예상과 일치하며 통계적 유의도도 높게 나타났다. 실질 가처분소득의 경우 추정계수가 2~4.6의 양이며 통계적으로 유의하였다. 실질주택자산의 경우 추정계수가 음이거나 통계적으로 유의하지 않게 나타났는데 가계저축에 대하여 부정적이거나 관련성이 낮아 보인다. 국민연금 기대자산의 경우 추정계수가 2이상의 음으로 나타났고, 국민연금 순기대자산의 경우도 -0.2의 음으로 나타나 결국 연금기대자산의 확대가 소비를 확대시키는 반면 가계저축을 구축하고 있음을 시사하였다. 또한 실질 연금기여금의 경우 통계적으로 유의도는 낮으나 음으로 나타나 이의 확대가 가계소비와 가계저축 양 측면에 부정적 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 그 외 실질금리의 경우 양의 계수로 나타나 금리 상승 시 현재 소비를 줄이고 미래 소비인 저축을 늘리는 것으로 나타났다. 가계부채의 처분가능소득대비 비율은 대체적으로 통계적으로 유의한 음으로 나타나 가계는 가계부채 변동에 따라 저축을 반대방향으로 선택하고 있음을 시사하였다. 마지막으로 고령화비율 양으로 나타나 평균 수명이 연장되는 환경에서 가계저축이 확대되는 방향으로 영향을 주고 있는 것으로 보인다.

〈표 Ⅳ-7〉 가계저축 공적분식 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식	(7)식
상수항	14.77 (3.61)	20.04 (2.50)	-3.19 (-0.35)	-5.61 (-0.42)	-6.36 (-0.45)	-1.04 (-0.12)	5.68 (0.63)
lydr	2.99 (3.39)	2.05 (2.12)	4.24 (3.46)	2.41 (2.17)	2.66 (1.93)	4.60 (3.95)	3.87 (3.47)
lrhw	-1.05 (-2.49)	-1.07 (-2.21)	-0.15 (-0.27)	-0.44 (-0.54)	-0.50 (-0.58)	-0.29 (-0.52)	-0.31 (-0.61)
lpa	-2.25 (-3.41)	-1.92 (-2.73)	-2.35 (-3.18)	-	-	-2.67 (-4.06)	-2.57 (-3.81)
lnpa	-	-	-	-0.20 (-2.11)	-0.17 (-1.28)	-	-
lrr	-	5.16 (1.69)	2.73 (0.95)	6.18 (1.55)	5.21 (1.03)	-	4.72 (1.74)
lhdy	-	-	-2.13 (-1.80)	-2.01 (-1.27)	-2.06 (-1.25)	-2.31 (-1.98)	-2.85 (-2.57)
lold	-	1.22 (1.69)	-	-	-0.22 (-0.33)	-	1.70 (2.41)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.80 1.29	0.89 1.31	0.91 1.33	0.92 1.35	0.62 1.35	0.92 1.28	0.92 1.60

가계저축 공적분회귀식에 대한 공적분 존재여부에 대한 검정을 실시하였다. 검정방법은 앞에 가계소비식에서 적용한 바와 같이 Dickey-Fuller와 Phillips-Perron 방법을 사용하였으며 상수항을 포함하였다. 검정결과 (4)식에서 검정방법에 따라 결과가 상이하지만 그 외 회귀식의 경우에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-8〉 가계저축 공적분검정 결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식	(7)식
ADF	-4.95**	-4.84**	-3.67**	-2.85	-3.48*	-3.87**	-3.79*
Phillips-Perron	-3.66*	-4.30**	-3.72**	-3.23*	-3.96**	-3.63*	-4.72**

주 : 1) 임계치는 ADF검정 시 -3.72(1%), -2.97(5%), -2.63(10%)이며, Phillips-Perron 검정시 -3.70(1%), -2.97(5%), -2.62(10%)임
2) **와 * 표시는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 의미함

오차수정모형을 추정한 결과 오차수정항과 실질 처분가능소득, 국민연금 기대자산, 가계부채/경상GDP 비율 변수들의 추정계수들은 일관성 있게 예상과 같은 부호로 나타났고 통계적 유의도가 높았지만, 주택자산과 실질금리 변수 등은 설명변수 선택에 따라 다소 차이가 존재하였다.

먼저 오차수정항은 모두 음이며 통계적으로 유의하여 전기에서의 균형치와 실제치 차이가 금기에 빠르게 반영되는 것으로 보인다. 내생시차변수는 0.22~0.52 정도로 나왔다. 설명변수들 중 실질 처분가능소득 변동률은 양의 방향으로 가계저축 변동에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 자산 중 실질 주택자산은 선택한 모형에 따라 -0.7~-1.5로 상이하지만 음의 계수로 나타나 저축에 부정적 영향을 주는 것으로 해석된다. 국민연금 기대자산의 경우 통계적으로 유의한 것만 살펴보면 -1.7~-2.1의 음의 계수로 나타났고, 국민연금 순기대자산의 경우 -0.2 내외의 음의 계수로 나타나 연금기대자산의 확대가 가계저축을 구축하고 있음을 시사하였다. 반면 국민연금 실질기여금은 양으로 나타나 저축에 긍정적 방향으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 그 외 시장 실질금리의 경우 모형들에서 유의한 경우가 많지 않으나 대체적으로 양으로 나타나 금리 상승 시 가계들은 현재 소비를 감소시키고 저축을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 경상 처분가능소득대비 가계부채 비율의 경우 -3.2~-3.7의 음의 계수로 유의하게 나타나 가계부채가 저축에는 부정적 영향을 주고 있음을 시사하였다. 마지막으로 인구구조변수인 고령화비율이 확대되는 경우 가계저축을 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-9〉 가계저축 오차수정모형 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식	(7)식
ec(-1)	-1.03 (-4.72)	-1.31 (-5.42)	-1.03 (-4.96)	-1.19 (-3.58)	-1.46 (-5.49)	-0.95 (-4.77)	-1.20 (-4.87)
dlsrh(-1)	0.40 (2.05)	0.58 (3.03)	0.33 (1.77)	0.35 (1.36)	0.52 (2.55)	0.22 (1.24)	0.37 (2.16)
dlydr	0.76 (0.71)	0.64 (0.57)	3.58 (3.08)	2.34 (1.82)	1.91 (1.81)	3.82 (3.30)	3.08 (2.78)
dlrhw	-1.49 (-2.83)	-1.51 (-3.00)	-0.76 (-1.82)	-1.51 (-2.41)	-1.34 (-2.75)	-0.92 (-2.23)	-0.70 (-1.82)
dlpa	-0.46 (-0.58)	-0.61 (-0.84)	-1.72 (-2.35)	-	-	-1.78 (-2.41)	-2.12 (-3.12)
dlnpa	-	-	-	-0.18 (-1.79)	-0.25 (-3.18)	-	-
dlscr	-	-	-	-	0.97 (2.49)	-	-
dlrr	-	1.27 (0.60)	0.12 (0.06)	3.92 (1.18)	6.74 (2.49)	-	2.31 (1.30)
dlhdy	-	-	-3.25 (-4.58)	-3.27 (-3.59)	-3.57 (-5.01)	-3.47 (-4.81)	-3.72 (-5.67)
dlold	-	0.81 (0.62)	-	-	-	-	2.76 (2.53)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.54 1.88	0.59 1.90	0.64 1.74	0.57 1.71	0.75 1.91	0.63 1.72	0.72 1.56

주: ec(-1)은 전기 오차수정항임

(3) 총저축

앞에서 국민연금 기대자산이 가계저축에 대하여 음으로 추정되어 기대연금자산 확대가 가계의 자발적 저축을 구축하는 것으로 나타났다. 여기에서는 기대연금자산의 총저축에 대한 영향을 분석하고자 한다. 우리나라와 같은 적립방식 연금제도(funded system)[14]에서는 자발적 저축이 강제저축을 대체하는 효과가 발생하여 가계저축은 감소하지만 자발적 저

14) 우리나라는 엄밀하게 부분적립방식(partial funded system)이다.

축과 강제저축의 합인 총저축은 변하지 않을 수 있다. 그러나 자발적 저축과 강제적 저축 간에 완전 대체관계가 성립하지 않는 경우 연금자산의 증가분만큼 자발적 저축이 변화하지 않아서 연금제도로 인하여 총저축이 증가하거나 감소할 수 있다. 또한 연금제도가 개인의 노후생활보장에 대한 인식을 개선하는 경우 자발적 저축의 감소액이 연금기여금의 납부액보다 작아서 총저축이 증가할 수 있으며, 반대로 연금제도 인하여 청장년층은 퇴직 후 부가 증가하므로 자발적 저축이 연금기여금 이상으로 축소되어 총저축이 감소할 수 있다.

총저축에 대하여 실질 처분가능소득(ydr), 실질 주택자산(rhw), 국민연금 순기대자산(npa), 실질 국민연금기여금(scr), 가계부채부담(hdy, 가계부채/경상 처분가능소득 비율), 실질금리(rr) 그리고 인구구조 변화를 반영하는 총부양비율(dr)[15] 등을 사용하여 설명하였다. 여기서 변수명에서 *l*은 자연대수를 취하였음을 의미한다.

총저축에 대한 공적분회귀식을 추정한 결과 대체적으로 부호가 당초 예상과 일치하며 통계적 유의도도 높게 나타났다. 실질 가처분소득의 경우 추정계수가 1.3~1.6의 양이며 통계적으로 유의하여 소득 증가 시 총저축도 그 이상 확대되는 것으로 해석된다. 국민연금 기대자산의 경우 추정계수가 -0.16~-0.26의 음으로 나타나 결국 국민연금 기대자산의 확대가 전체 저축을 구축하고 있음을 시사하였다. 실질 금리의 경우 양의 계수로 나타나 금리 상승 시 현재 소비를 줄이고 미래 소비(저축)을 늘리는 것으로 보인다. 가계부채의 처분가능소득대비 비율은 대체적으로 통계적으로 유의한 음으로 나타나 가계는 가계부채 변동에 따라 저축을 반대방향으로 선택하고 있음을 보여주었다. 마지막으로 인구구조변수인 총부양비율 확대는 총저축에 부정적 영향을 주고 있는 것으로 나타났다.

15) 총부양비율은 생산가능인구대비 유년인구와 노년인구 합의 비율임

〈표 Ⅳ-10〉 총저축 공적분식 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식
상수항	-2.73 (-2.55)	-4.67 (-3.52)	3.47 (1.68)
lydr	1.29 (10.57)	1.58 (9.04)	1.41 (10.24)
lnpa	-0.16 (-3.59)	-0.21 (-4.46)	-0.26 (-6.14)
lrr	0.78 (1.73)	0.75 (1.79)	-
lhdy	-	-0.31 (-2.20)	-0.29 (-2.49)
ldr	-	-	-1.42 (-3.86)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.99 1.32	0.99 1.15	0.99 1.15

총저축 회귀식에서 공적분 존재여부에 대한 검정을 실시하였다. 검정은 앞에서와 같이 Dickey-Fuller와 Phillips-Perron 방법을 사용하였으며 상수항을 포함하였다. 검정결과 모든 회귀식에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-11〉 총저축 공적분검정 결과

	(1)식	(2)식	(3)식
ADF	-4.42**	-4.55**	-4.74**
Phillips-Perron	-3.65*	-3.51*	-3.42*

주 : 1) 임계치는 ADF검정 시 -3.72(1%), -2.97(5%), -2.63(10%)이며, Phillips-Perron 검정시 -3.70(1%), -2.97(5%), -2.62(10%)임
2) **와 * 표시는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 의미함

총저축에 대한 공적분회귀식에서의 오차항을 사용하여 오차수정모형을 구축하였다. 추정 결과 오차수정항과 실질 처분가능소득, 국민연금 기대자산, 가계부채/경상GDP 비율, 총부양비율 변수들의 추정계수들은 대체적으로 일관성 있게 예상과 같은 부호로 나타나고 통계적 유의도가 높았다.

먼저 오차수정항은 모두 -0.6~-0.8의 음이며 통계적으로 유의하게 나타났다. 내생시차변수는 모두 통계적으로 유의하지는 않았다. 설명변수들 중 실질 처분가능소득 변동률은 1.0~1.5의 양의 방향으로 총저축 변동에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 국민연금 기대자산의 경우 통계적으로 유의한 (2)식과 (3)식을 살펴보면 -0.15~-0.23의 음의 계수로 나타나 연금기대자산의 확대가 총저축을 구축하고 있음을 시사하였다. 그 외 시장 실질금리의 경우 대체적으로 양으로 나타나 금리 상승시 가계들은 현재 소비를 줄이고 미래 소비를 증가시키는 것으로 해석된다. 경상 처분가능소득대비 가계부채 비율의 경우 -0.6~-0.7의 음의 계수로 유의하게 나타나 가계부채 부담이 저축에는 부정적 영향을 주고 있음을 시사하였다. 마지막으로 인구구조변수에서 총부양비율은 총저축에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-12〉 총저축 오차수정모형 추정결과

	(1)식	(2)식	(3)식
ec(-1)	-0.59 (-2.94)	-0.82 (-4.92)	-0.81 (-4.70)
dlts(-1)	0.02 (0.16)	0.11 (1.36)	0.09 (1.12)
dlydr	1.00 (5.05)	1.51 (10.07)	1.44 (11.07)
dlnpa	-0.07 (-0.89)	-0.15 (-2.67)	-0.23 (-4.01)
dlrr	0.13 (0.31)	0.51 (1.81)	-
dlhdy	-	-0.67 (-6.80)	-0.60 (-7.11)
dldr	-	-	-1.43 (-2.75)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.44 1.55	0.76 1.28	0.80 1.13

주: ec(-1)은 전기 오차수정항임

3. 분기자료 실증분석

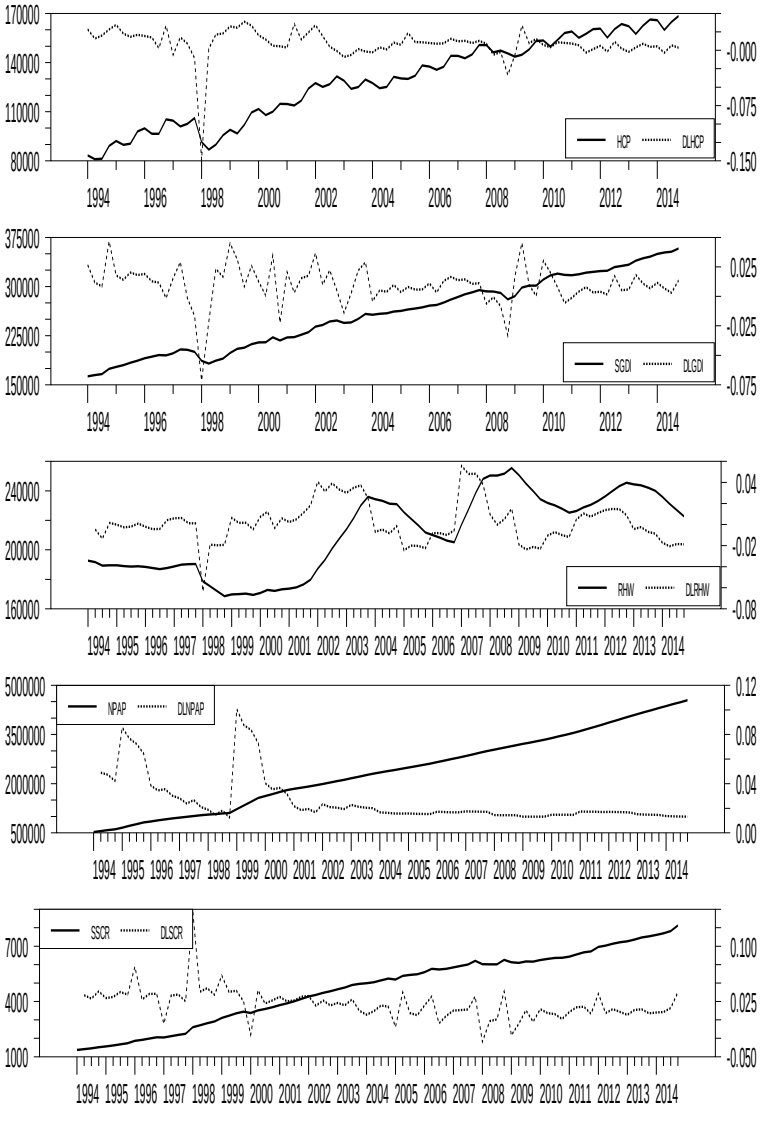
앞에서는 연간 시계열자료를 이용하여 가계소비와 가계저축에 대한 실증분석을 하였다. 연간자료를 사용하는 경우 계량방법상 다양한 분석을 하기 곤란한 한계가 있으므로 본 절에서는 분기자료를 이용하여 실증분석을 하고자 한다.

가계소비지출(hcp)에 대하여 가계소득은 국내총소득(gdi), 실질 가계주택자산, 실질 국민연금 순자산 그리고 실질 국민연금기여금(scr)으로 설명하였다. 가계주택자산과 국민연금 순자산은 연간자료를 분기자료로 interporation하였다. 모든 자료들은 계절성을 제거하였으며, 분석기간은 1994년 1/4분기에서 2014년 4/4분기까지이다.

다음의 그림은 가계소비지출(hcp), 국내총소득(gdi), 실질 가계주택자산, 실질 국민연금 순자산 그리고 실질 국민연금기여금(scr)의 추이를 살

펴보기 위하여 그린 것이다. 각 변수들은 과거 높은 증가율에서 전반적으로 하향세를 보이고 있음을 알 수 있다.

〈그림 Ⅳ-3〉 주요 변수들의 추이



가. 단위근 검정

본 분석에서 사용되는 분기별 시계열자료인 실질 가계소비지출(hcp)와 가계저축(hs), 국내총소득(gdi), 실질 가계주택자산(rhw), 실질 국민연금 순자산(npap) 그리고 실질 국민연금기여금(scr)에 대하여 단위근검정을 실시하였다. 검정은 앞에서 사용한 방법과 동일하다.

먼저 수준변수에 대한 검정결과 상수항이 포함된 경우에서 실질 국민연금 순자산(npap) 그리고 실질 국민연금기여금(scr)의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있으나 상수항과 추세치가 포함된 경우에는 모든 변수들에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다.

다음으로 변수를 1차 차분한 시계열에 대하여 단위근검정을 실시한 결과 모든 변수들에서 ADF검정과 Phillips-Perron 검정 모두 단위근이 존재하지 않는다고 나타났다. 따라서 전체적으로 본 분석에서 사용되는 전체 변수들은 단위근이 1개인 시계열인 것으로 판단된다.

〈표 Ⅳ-13〉 단위근 검정(수준변수)

		Agumented Dickey-Fuller 검정		Phillips-Perron 검정	
		C	C, T	C	C, T
lhcp		-1.67(1)	-2.94(1)	-1.78(2)	-2.63(2)
lhs		-1.81(0)	-1.73(0)	-1.97(3)	-1.96(3)
lgdi		-1.14(1)	-3.06(1)	-1.23(1)	-3.04(1)
lrhw		-1.85(1)	-2.74(1)	-1.33(1)	-2.14(1)
lnpap		-2.83(1)	-2.51(1)	-4.95(5)	-2.53(5)
lscr		-5.23(0)	-1.89(0)	-5.09(3)	-1.86(3)
임	1%	-3.51	-4.07	-3.51	-4.07
계	5%	-2.90	-3.47	-2.90	-3.47
치	10%	-2.59	-3.16	-2.59	-3.16

주 : 1) C와 T는 검정추정식에서 각각 상수항과 추세치의 포함여부를 의미함.
2) 변수명에서 hcp는 실질 가계소비지출, hs는 실질 가계저축, gdi는 실질 국내총소득, rhw는 실질 주택자산, npap는 국민연금 순기대자산, scr은 국민연금 실질 기여금이며, 변수명 앞의 l은 로그치를 의미함.
3) 각 통계량은 t-통계량이며, ( )안의 수치는 ADF의 경우 SIC(Schwartz Information Criterion)를 사용한 시차수, Phillips-Perron의 경우 Bartlett Kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임

〈표 Ⅳ-14〉 단위근 검정(차분변수)

		Agumented Dickey-Fuller 검정		Phillips-Perron 검정	
		C	C, T	C	C, T
dlhcp		-6.71(0)	-6.76(0)	-6.71(1)	-6.79(1)
dlhs		-8.59(0)	-8.58(0)	-8.59(2)	-8.58(1)
dlgdi		-6.73(0)	-6.74(0)	-6.68(3)	-6.69(3)
dlrhw		-3.50(0)	-3.48(0)	-3.59(3)	-3.57(3)
dlnpap		-3.00(0)	-3.73(0)	-2.99(1)	-3.90(2)
dlscr		-4.18(1)	-8.81(0)	-7.61(5)	-8.85(3)
임	1%	-3.51	-4.07	-3.51	-4.07
계	5%	-2.90	-3.47	-2.90	-3.47
치	10%	-2.59	-3.16	-2.59	-3.16

주 : 1) C와 T는 검정추정식에서 각각 상수와 추세치의 포함여부를 의미함.
2) 변수명 앞의 dl은 로그차분 연산자를 의미함.
3) 각 통계량은 t-통계량이며, ( )안의 수치는 ADF의 경우 SIC를 사용한 시차수, Phillips-Perron의 경우 Newey-West의 Band width임

나. 가계소비식

1) 공적분검정

가계소비지출식에 대하여 Johansen 공적분 검정법을 사용하고자한다. 이를 위하여 변수들을 선정한 다음 적정한 시차를 정하는 것이 필요하다. 통상 적정시차 검토를 위하여 우도비검정(likelihood ratio test), AIC (Akaike information Criteria)와 SBC(Schwarz Bayesian Criteria)의 기준을 사용하여 판단할 수 있다.

이들 정보기준의 계산은 다음과 같다. 우도비검정은 최대치의 시차 수에서 출발하여 시차 l에 대한 추정치들이 결합적으로(jointly) 0이라는 가설을 검정하는 방법이며, χ^2통계량을 사용한다.

$$LR = (T-m)\,[\log|\Omega_{l-1}| - \log|\Omega_l|] \sim \chi^2(k^2)$$

여기서 m은 대립하는 방정식들당 파라메터의 갯수이다.

한편 AIC와 SBC 검정은 다음의 수식을 이용한다.

$$AIC = -2l/T + 2n/T$$

$$SBC = -2l/T + nlogT/T$$

여기서 l은 다변량 정규(가우시안)분포(multivariate normal (Gaussian) distribution)를 가정함에 따라 구해지는 우도비값(log likelihood value)이다.

$$l = -\frac{T}{2}[k(1+\log 2\pi) + \log|\hat{\Omega}|]$$

여기서 $|\hat{\Omega}|$은 잔차 공분산(residual covariance)의 determinant이다.

$$|\hat{\Omega}| = det\left(\frac{1}{T-p}\sum_t \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t'\right)$$

또한 n은 VAR에서 추정된 파레메터의 수이다. 즉, $n = k(d+pk)$ 그리고 p는 VAR모형에서 방정식당 파라메터 개수이다.

적정 시차 수를 검토한 결과 AIC 통계량에서는 적정시차가 4로 나타난 반면 SBC 통계량에서는 1로 나타났다. 통상 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않으며 시차를 큰 값으로 판단하는 경우가 있으므로 SBC의 판단에 따라 적정시차를 1로 정하였다.

〈표 Ⅳ-15〉 VAR 모형 적정시차 판별

검정법	시차수				
	1	2	3	4	5
AIC	-21.36	-21.39	-21.29	-22.39	-22.28
SBC	-20.52	-20.06	-19.47	-20.06	-19.44

주 : 상수항을 포함한 VAR 모형에서 계산된 것임

가계소비지출식에 대하여 Johansen 검정을 실시하였다. 이 검정법은 공적분되어 있는 방정식의 개수를 결정할 수 있으며 그 수가 공적분 계수(cointergration rank)가 된다. 만일 N개의 내생변수로 구성된 방정식 체계에서 N개의 공적분방정식이 있다면 실제 어떠한 시계열도 적분계열이라고 볼 수 없으며, VAR은 수준변수만으로 구성된다. N개의 방정식으로 구성된 체계에서 모든 시계열이 1차 차분된 상태라면 선형독립인 공적분 벡터의 수는 많아야 N-1개 존재할 수 있다.

가장 제약이 많은 모형은 체계 내에 공적분이 하나도 없는 경우이다. 이 모형은 1차 차분변수들로 구성된 VAR이 되며 파라메터 수가 최소화된 체계라고 할 수 있다. 그 이유는 공적분 방정식이 추가적으로 생길 때 마다 공적분관계에 있는 수준변수들을 연결시키는 파라메터들이 필요하기 때문이다. Johansen 검정법은 이 원리를 이용하여 추가된 공적분 방정식에 대하여 우도비(likelihood ratio)를 계산하는 방식을 취하고 있다. Johansen 검정법에서 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설은 처음 r 개를 제외한 N-r 개의 특성근 γ_i가 점근적으로 0이라는 가설과 동등하다. 즉 $\gamma_i = 0 (i = r+1, \cdots, N)$이라고 말할 수 있다.

따라서 아무런 제약이 없는 귀무가설하의 모형과 공적분제약이 있는 대립가설하의 모형으로부터 우도비 검정통계량을 구할 수 있으며 trace 통계량이라고 한다. 이는 $-T\sum \ln(1-\gamma_i)$으로 계산되며 $i = r+1 \sim N$이다. trace 통계량은 비표준적인 χ^2분포를 갖고 있으므로 시뮬레이션을 통하여 구한 검정표를 사용하게 된다.

가계소비지출, 실질 국내총소득, 실질 주택자산, 국민연금 순기대자산 등 4변수 간에 공적분관계가 존재하는 지의 여부를 검정하였다. 자료에서는 선형의 확정적 추세(linear deterministic trend)가 존재하며 공적분식에서는 상수항이 있으나 추세치가 없는 모형을 가정하였다. 시차를 1로 하였을 경우 trace 검정은 $h_0 : rank = r$을 $h_1 : rank = 1$에 대하여 검정하며, Maximum eigenvalue 검정은 $h_0 : rank = r$을

$h_1 : rank = r+1$에 대하여 검정한다.

우도비통계량이 $r_{trace}(r)$로 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r보다 작거나 같은 경우 $\gamma_{trace(0)}$,=96.94, $\gamma_{trace(1)}$=53.35로 나타나 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있다. 또한 Maximum eigenvalue 검정 역시 그러하였다. 따라서 가계소비지출, 실질 국내총소득, 실질 주택자산, 국민연금 순기대자산 등 4변수 간에 공적분관계가 2개 존재하는 것으로 판단된다.

〈표 Ⅳ-16〉 공적분검정 결과

공적분 최대 개수	특성근	trace 통계량	임계치(5%)	maximun eigenvalue	임계치(5%)
r=0	0.412	96.94*	69.82	43.58*	33.88
r≤1	0.309	53.35*	47.86	30.34*	27.58
r≤2	0.172	23.01	29.80	15.43	21.13

주 : 1) 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 의미함
2) 임계치는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

2) 장기 소비식 추정

가계소비지출식에 대하여 공적분관계의 존재는 설명변수의 내생성 등에 관계없이 장기 식의 계수가 일관되게(consistent) 추정될 수 있음을 의미하며 일반 최소자승법(OLS) 등의 간단한 추정방법을 사용할 수 있다. 그러나 일반 최소자승법에 의하여 추정된 표준오차(standard error)는 설명변수의 내생성 등에 의하여 영향을 받으므로 검정 등을 포함한 추론(inference)에는 주의가 요구된다. 이 문제에 대하여 본 연구에서는 fully modified least squares 방법으로 장기 소비지출식을 추정하며 한편으로 기간을 구분하여 살펴보았다.

장기 가계소비지출식을 먼저 전체기간에 대하여 추정한 결과 대체적으

로 각 변수들은 추정계수 부호가 당초 예상과 일치하였으며 통계적으로도 유의하였다. 소득변수인 국내총소득은 소비에 대하여 탄력성이 0.56으로 추정되어, 소득이 1% 증가할 때 가계소비가 0.6% 증가하는 것으로 나타났다. 자산변수에서 실질 주택자산의 경우 0.07 그리고 국민연금 순기대자산의 경우 0.28로 나타나 각각 가계소비지출에 대하여 양의 방향으로 영향을 미치고 있음을 보여 주었다. 반면 실질 국민연금 기여금은 -0.19로 나타나 연금 기여금이 가계소비에 부정적 영향을 미치고 있는 것으로 보인다.

기간을 2004년 4/4분기를 기준으로 전후반기로 구분하여 분석한 결과 국내총소득은 소비에 대한 탄력성이 각각 1.24와 0.72으로 나타나 탄력성이 낮아졌다. 자산변수에서 실질 주택자산의 경우 각각 -0.14와 0.09로 나타나 기간별 영향의 방향이 변화하였음을 보여주었다. 국민연금 순기대자산의 경우 각각 0.12와 0.09의 양으로 나타났지만 통계적 유의성은 다소 낮았다. 반면 실질 국민연금 기여금은 각각 -0.20과 -0.13으로 나타나 국민연금 기여금의 가계소비지출에 대한 부정적 영향의 정도가 완화되고 있음을 보여주었다.

〈표 Ⅳ-17〉 장기 가계소비식 추정

	상수항	lgdi	lrhw	lnpap	lscr	$\overline{R}^2$
전체 기간	1.45 (3.55)	0.56 (6.33)	0.07 (1.74)	0.28 (3.93)	-0.19 (-3.33)	0.99
1994:1~2004:4	-1.95 (-2.71)	1.24 (7.80)	-0.14 (-2.51)	0.12 (1.40)	-0.20 (-3.44)	0.99
2005:1~2014:4	1.57 (2.70)	0.72 (8.65)	0.09 (3.67)	0.09 (1.53)	-0.13 (-2.34)	0.98

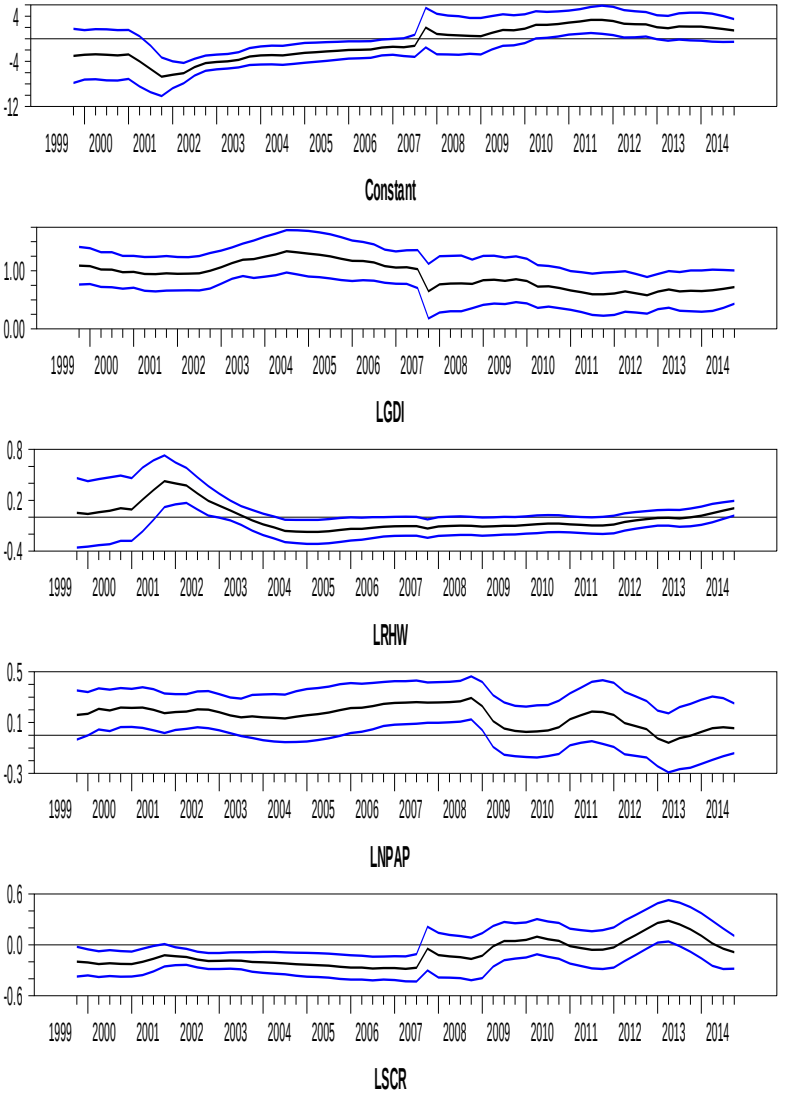
한편 가계소비지출식에서 각 변수들의 탄력성이 구간에 따라 어떻게 변화하고 있는가를 분석하였다. 이를 위하여 10년의 이동표본구간을 초

기부터 이동하면서 장기소비식을 추정하고 각 추정계수의 변화를 살펴보았다. 즉 rolling regression with 10 year moving width이다.

분석결과 국내총소득(lgdi)의 경우 추정계수가 초기에는 1에 가까웠지만 2000년대 후반에는 0.7 수준으로 하락하는 것으로 나타났다. 자산변수 중에서 실질 주택자산(lrhw)의 경우 초기에 0.2 수준에서 2000년대 중반 소폭의 음수를 기록하였다가 2010년대 들어와 0.1 수준의 수치를 보여주었다. 그리고 국민연금 순기대자산(lnpap)은 2000년대 중반까지 0.2를 상회하였다가 최근들어와 0.1 수준으로 낮아지는 모습이다. 마지막으로 국민연금 기여금(lscr)은 2000년대 중반 -0.2 내외를 보였다가 2010년 초반 소폭의 양수로 전환되었다가 최근에는 다시 음수로 반전되는 것으로 나타났다.

다음의 그림은 각 변수들의 추정계수와 이의 2 표준오차(2 standard error) 범위의 신뢰구간(confidence interval)을 나타낸 것이다.

〈그림 Ⅳ-4〉 가계소비식 추정계수 변화 추이



3) 단기 가계소비식 추정

가계소비의 장기균형으로의 조정과정을 묘사하는 단기에서 소득과 자산 등의 변수가 가계소비지출에 대한 영향을 살펴보고자 오차수정모형(ECM)을 추정하였다. 이 또한 기간을 전체와 두 구간으로 구분하여 추정하였다.

먼저 전체 기간에 대한 분석 결과 소득증가율의 추정치가 0.6으로 나타났다. 자산변수 중에서 주택자산은 0.31의 양으로 나타나 주택자산가치 변화가 소비에 미치는 영향이 장기식에 비하여 상대적으로 높아진 반면, 국민연금 순기대자산은 0.28로 동일한 추정계수로 나타났다. 또한 실질 국민연금 기여금도 -0.29로 장기 식에 비하여 다소 높아졌다. 한편 오차수정항은 통계적으로 유의하면서 -0.33으로 나타나 소득 또는 자산의 충격으로 인한 일시적인 불균형(transitory disequilibrium)이 발생하는 경우 비교적 완만한 속도로 조정되는 것으로 보인다.

기간을 전기와 후기로 구분하여 추정한 결과 소득증가율의 추정치가 각각 0.84와 0.49로 전기가 상대적으로 높게 나타났다. 주택자산은 각각 0.43과 0.15, 국민연금 순기대자산도 각각 0.20과 0.16으로 나타나 전기가 상대적으로 높게 추정되었다. 또한 실질 국민연금 기여금도 각각 -0.23과 -0.13으로 나타났다. 한편 오차수정항은 통계적으로 유의하면서 각각 -0.61과 -0.40으로 소득 또는 자산의 충격으로 인한 일시적인 불균형의 조정속도가 전기에서 상대적으로 빠르게 이루어지고 있음을 의미하였다.

〈표 Ⅳ-18〉 단기 가계소비식 추정

	ec(-1)	dlhcp(-1)	dlgdi	dlrhw	dlnpap	dlscr	$\overline{R}^2$
전기간	-0.33 (-3.95)	0.09 (1.20)	0.60 (6.08)	0.32 (3.44)	0.28 (3.49)	-0.29 (-4.32)	0.66
1994:1~2004:4	-0.61 (-4.01)	-0.02 (-0.20)	0.84 (5.71)	0.43 (2.82)	0.20 (1.76)	-0.23 (-2.34)	0.74
2005:1~2014:4	-0.40 (-3.84)	0.24 (2.33)	0.49 (5.68)	0.15 (2.21)	0.16 (1.55)	-0.13 (-1.83)	0.62

주 : ec(-1)은 장기식에서의 오차항을 의미함

다. 가계저축식

1) 공적분검정

가계소비식과 동일하게 가계저축식에 대하여도 Johansen 공적분검정을 실시하였다. 먼저 변수들을 선정한 다음 적정한 시차를 정하기 위하여 AIC와 SBC 검정을 실시하였다.

적정 시차 수를 검토한 결과 AIC 통계량에서는 적정시차가 4로 나타난 반면 SBC 통계량에서는 1로 나타났다. 이 결과는 앞서 검토한 소비지출식의 경우와 동일한데 통상 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않으며 시차를 큰 값으로 판단하는 경우가 있으므로 SBC의 결과에 따라 적정시차수를 1로 정하였다.

〈표 Ⅳ-19〉 가계저축 VAR 모형의 적정시차 판별

검정법	시차수				
	1	2	3	4	5
AIC	-20.18	-19.94	-20.12	-20.30	-20.18
SBC	-19.36	-18.64	-18.34	-18.02	-17.40

주 : 상수항을 포함한 VAR 모형에서 계산된 것임

가계저축식에서 실질 가계저축, 실질 국내총소득, 국민연금 순기대자산, 실질 금리 등 4변수 간에 공적분관계가 존재하는 지의 여부를 Johansen 검정으로 검토하였다. 자료에서는 선형의 확정적 추세(linear deterministic trend)가 존재하며 공적분식에서는 상수항이 있으나 추세치가 없는 모형을 가정하였다.

우도비통계량이 $r_{trace}(r)$로 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r보다 작거나 같은 경우 $\gamma_{trace(0)}$,=59.34로 나타나 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있다. 또한 Maximum eigenvalue 검정 역시 그러하였다. 따라서 가계저축, 실질 국내총소득, 국민연금 순기대자산, 실질금리 등 4변수 간에 공적분관계가 1개 존재하는 것으로 판단된다.

〈표 Ⅳ-20〉 가계저축 공적분검정 결과

공적분 최대 개수	특성근	trace 통계량	임계치(5%)	maximun eigenvalue	임계치(5%)
r=0	0.350	59.34*	47.86	34.91*	27.58
r≤1	0.170	24.42	29.80	15.08	21.13
r≤2	0.105	9.34	15.49	8.98	14.26

주 : 1) 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 의미함
2) 임계치는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

2) 장기 가계저축식 추정

장기 가계저축식의 경우에도 가계소비지출식과 동일하게 fully modified least squares 방법으로 추정하였다.

장기 가계저축식을 추정한 결과 다음 표에서 (1)식을 토대로 설명하면 소득변수인 실질 국내총소득은 저축에 대하여 탄력성이 2.14로 나타나 소득 변화에 대하여 상당히 민감하게 양의 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. 국민연금 순기대자산의 경우 -0.68의 음으로 기대 연금자산의

확대가 가계저축을 구축하는 것으로 해석될 수 있겠다. 한편 실질금리의 경우 5.15의 계수로 추정되어 가계저축은 실질금리 변화에 대하여 양의 방향으로 민감하게 움직이는 것으로 나타났다.

한편 가계자산 중에서 실질 주택자산은 가계저축에 대하여 음의 계수로 추정되었지만 모형에 따라 유의적으로 나타나지 않았다. 그 외 실질 국민연금 기여금과 가계부채의 처분가능소득 비율도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-21〉 장기 가계저축식 추정

	(1)식	(2)식	(3)식
상수항	-7.13 (-1.36)	-2.01 (-0.52)	3.22 (0.69)
lgdi	2.14 (3.07)	1.71 (2.74)	2.50 (3.44)
lrhw	-	-0.13 (-0.36)	-0.92 (-2.88)
lnpap	-0.68 (-2.49)	-0.55 (-2.53)	-1.04 (-2.04)
lscr	-	-	0.17 (0.39)
lhdy	-	-	0.11 (0.25)
lrr	5.15 (2.50)	3.73 (2.42)	-
$\overline{R}^2$	0.37	0.32	0.27

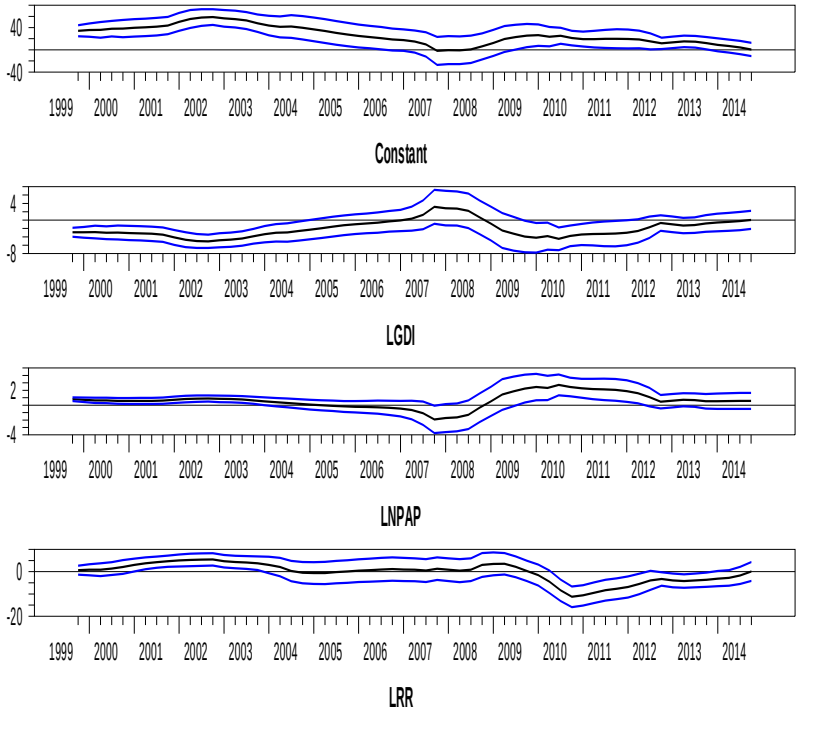
가계저축식에서 비교적 안정적으로 나타난 (1)식에 대하여 각 변수들의 탄력성이 구간에 따라 어떻게 변화하고 있는가를 검토하였다. 이는 앞에서의 장기소비식과 동일하게 10년의 이동표본구간을 이동하면서 각 추정계수의 변화를 살펴보았다.

분석결과 국내총소득(lgdi)의 경우 추정계수의 변화가 큰 편인데 분석

초기에는 음수이었으나 2000년대 중반 양수로 커졌다가 2000년대 후반 음으로 낮아졌으나 최근 들어와 높아지는 모습이다. 국민연금 순기대자산(lnpap)은 2000년대 중반까지 0.5를 상회하였으나 이후 소폭 낮아졌다가 2000년대 후반이후 1~2 수준으로 나타났다. 실질금리(lrr)의 경우 2000년대 중반까지 양수를 보이다 2000년대 후반 음수로 낮아졌다가 그 이후 최근까지 높아지는 추이를 보이는 모습이다.

다음의 그림은 장기 가계저축식에서 각 변수들의 추정계수와 이의 2 표준오차 범위의 신뢰구간(confidence interval)을 나타낸 것이다.

〈그림 Ⅳ-5〉 저축식 추정계수 변화 추이



3) 단기 가계저축식 추정

가계저축의 장기균형으로의 조정과정을 묘사하는 단기에서 소득, 국민연금 순기대자산 그리고 실질금리 등의 설명변수가 가계저축에 대한 영향을 살펴보고자 오차수정모형(ECM)을 추정하였다.

분석 결과 소득증가율(dlgdi)의 추정치는 0.64로 나타나 장기에서의 추정치보다 상대적으로 낮은 모습이다. 국민연금 순기대자산(dlnpap)의 경우 0.12로써 단기적으로 순기대자산이 증가하는 경우 가계저축이 증가하는 것으로 보이지만 이의 통계적 유의도가 다소 낮게 나타났다. 실질금리(dlrr)는 0.73으로 나타나 장기식에서와 같이 금리변화와 저축변화가 같은 방향으로 움직인다는 것을 시사해주었다. 한편 오차수정항은 통계적으로 유의하면서 -0.05로 나타나 소득 또는 자산의 충격으로 인한 일시적인 불균형(transitory disequilibrium)이 발생하는 경우 상당히 완만한 속도로 조정되는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-22〉 단기 가계저축식 추정

	ec(-1)	dlhs(-1)	dlgdi	dlnpap	dlrr	$\overline{R}^2$/D.W.
가계저축	-0.05 (-2.80)	-0.02 (-0.75)	0.64 (3.91)	0.12 (1.30)	0.73 (3.04)	0.40 2.04

주 : ec(-1)은 장기식에서의 오차항을 의미함

라. 총저축식

1) 장기 총저축식 추정

장기 총저축식의 경우에도 앞에서의 분석들과 동일하게 fully modified least squares 방법으로 추정하였다.

장기 총저축식을 추정한 결과 다음 표의 (2)식을 토대로 설명하면 실질 국내총소득은 저축에 대하여 탄력성이 1.55 수준으로 소득 변화에 대하여 양의 방향으로 민감하게 움직이는 것으로 보인다. 국민연금 순기

대자산의 경우 -0.13의 음으로 나타나 기대자산의 확대가 가계저축뿐 아니라 총저축도 구축하는 것으로 해석될 수 있겠다. 이의 의미를 살펴보면 국민연금제도 인하여 청장년층은 퇴직 후 부가 증가하므로 자발적 저축이 연금기여금 이상으로 축소되어 총저축이 감소한다는 것을 시사한다. 현실적으로 국민연금제도는 부분적립방식이면서도 확정급여형(DB)이므로 가입자가 자신이 미래에 얼마나 받는다는 것을 알고 있으며, 또 불입하는 기여금대비 받게 되는 급여액이 최소 1배 이상이므로 합리적 경제주체라면 강제적인 연금기여금보다 자발적인 저축을 감소시켜도 미래소득을 일정 수준으로 유지할 수 있다고 판단하는 것으로 보인다. 한편 실질금리의 경우 0.56의 계수로 추정되어 총저축은 실질금리 변화에 대하여 양의 방향으로 반응하는 것으로 나타났다.

한편 실질 국민연금 기여금과 가계부채의 처분가능소득 비율은 각각 양과 음으로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않았으며, 가계자산 중에서 실질 주택자산도 유의하지 않았다.

〈표 Ⅳ-23〉 장기 총저축식 추정

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식
상수항	-5.43 (-6.56)	-5.99 (-7.03)	-5.80 (-7.10)	-6.33 (-7.16)
lgdi	1.51 (13.13)	1.55 (13.62)	1.54 (12.84)	1.64 (11.29)
lnpap	-0.14 (-3.25)	-0.13 (-3.00)	-0.13 (-3.83)	-0.26 (-1.94)
lrr	-	0.56 (1.66)	0.44 (1.69)	0.66 (1.92)
lscr	-	-	-	0.12 (1.01)
lhdy	-	-	-0.02 (-0.23)	-
$\overline{R}^2$/D.W.	0.97/0.45	0.97/0.46	0.97/0.46	0.97/0.46

2) 공적분검정

앞에서 추정된 총저축회귀식에 대하여 Augmented Dickey Fuller 검정과 Phillips-Perron 방법으로 공적분 검정을 하였다. 공적분식에서는 상수항이 있으나 추세치가 없는 모형을 가정하였다.

공적분 검정결과 4회귀식 모두 변수들 간의 장기적 균형관계인 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅳ-24〉 총저축 공적분검정 결과

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식
ADF	-3.55**	-3.59**	-3.42*	-3.61**
Phillips-Perron	-3.38*	-3.43*	-3.36*	-3.43*

주 : 1) 임계치는 -3.51(1%), -2.90(5%), -2.59(10%)임
2) **와 * 표시는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 의미함

3) 단기 총저축식 추정

총저축의 장기균형으로의 조정과정을 묘사하는 단기에서 소득, 국민연금 순기대자산 그리고 실질금리 등의 설명변수가 총저축에 미치는 영향을 오차수정모형(ECM)으로 분석하였다.

실증분석 결과 각 추정식들에서 소득증가율(dlgdi)의 추정치는 0.5내외로 나타났다. 국민연금 순기대자산(dlnpap)의 경우 0.2 내외로 나타나 순기대자산이 증가하는 경우 단기적으로는 총저축이 증가하는 방향으로 영향을 주는 것으로 해석된다. 실질금리(dlrr)는 0.6~0.7 수준으로 장기에서와 같이 저축변화는 금리변화와 같은 방향으로 움직인다는 것을 시사해주었다. 한편 오차수정항은 통계적으로 유의하면서 -0.3 내외로 나타나 소득 또는 자산의 충격으로 인한 일시적인 불균형이 발생하는 경우 완만한 속도로 조정되는 것으로 보인다.

〈표 Ⅳ-25〉 단기 총저축식 추정

	(1)식	(2)식	(3)식	(4)식
ec(-1)	-0.28 (-4.79)	-0.26 (-4.39)	-0.36 (-6.50)	-0.26 (-4.47)
dlts(-1)	0.02 (0.18)	0.02 (0.20)	0.08 (0.98)	0.03 (0.27)
dlgdi	0.45 (2.74)	0.53 (3.38)	0.43 (3.06)	0.64 (3.95)
dlnpap	0.21 (2.00)	0.15 (1.50)	0.24 (2.71)	-0.05 (-0.33)
dlrr	-	0.61 (2.65)	0.45 (2.21)	0.68 (2.97)
dlscr	-	-	-	0.23 (2.05)
dlhdy	-	-	-0.55 (-4.74)	-
$\overline{R}^2$/D.W.	0.42/2.00	0.47/2.03	0.59/2.02	0.50/2.00

주 : ec(-1)은 장기식에서의 오차항을 의미함

Ⅴ. 미시경제적 분석

1. 도입

국민연금은 가계의 노동시장에서의 은퇴 후 발생하는 소득저하에 대처하기 위한 중요한 사회보험중 하나이다. 사회보험으로 가계는 준조세의 성격을 갖는 국민연금 보험료를 납부하고 은퇴연령이 지난 후 혜택을 받는다. 국민연금은 노동을 공급하는 가계의 예산제약식에는 수입에 부(-)의 효과를 주고, 은퇴 가계에는 수입에 양(+)의 효과를 나타냄으로서 가계의 소비 및 저축에 영향을 미치게 된다.

본 장에서는 동적패널모형을 이용하여 공적연금 불입액이 가계의 금융제약 정도에 따라 소비와 저축에 미치는 영향이 상이함을 분석하였다. 특히, 가계의 금융제약 정도를 담보인정비율(LTV)과 총부채상환비율(DTI)을 기준으로 구분하여 상대적으로 금융제약이 높은 가계와 낮은 가계의 두 그룹 간에 소비와 저축에 대한 상이한 영향을 분석하였다. 이는 최근 우리 경제에서 가계부채가 증가함에 따라 준조세 성격의 공적연금 불입액에 대한 부담이 가계지출, 즉, 소비와 저축에 어떠한 영향을 미치는 지에 대하여 살펴보기 위함이다.

본 장에서는 기존의 연구들과 달리 동적패널모형을 이용하여 공적연금 불입액이 가계의 소비와 저축에 미치는 영향은 가계가 직면하는 금융제약정도에 따라 다르다는 것을 분석한다는 점에서 차별성이 있다. 금융제약이 상대적으로 낮은 가계의 경우, 가계 저축은 연금부담이 늘어나면서 구축되어 저축률이 낮아지는 반면, 금융제약이 높은 가계의 경우에는 연금부담의 저축에 대한 구축정도는 상대적으로 낮아진다. 가계 소비의 경우, 상대적으로 높은 금융제약이 있는 가계에 대해서는 공적연금의 부담이 가계소비를 위축시킬 수 있는 가능성을 보였다. 이는 금융제약이 큰

가계에게 있어서는 연금부담이 가계소비지출에 부담으로 작용한다는 것을 시사한다.

부분적립방식의 공적연금제도를 채택하고 있는 우리나라의 경우에는 공적연금의 수익비에 따라 가계의 소비에 영향을 미칠 수 있는데, 완전적립방식과 달리 수익비가 1을 초과할 경우, 이는 공적연금의 내부수익률이 시장이자율을 상회하는 것을 의미하며 이 경우 공적연금이 가계의 생애주기자산을 높이는 영향을 미칠 수 있다. 이렇게 공적연금이 가계의 저축과 소비에 미치는 영향은 연금의 수급부담구조에 따라 달라질 수 있다. 이와 관련한 선행연구로는 김순옥 외(2008)와 신화연(2012) 등이 있으며, 이들 연구에서 현재 국민연금의 수익비는 1을 크게 상회하는 것으로 나타났다. 국민연금의 수익비는 현가화된 보험료의 총합을 현가화된 연금급여액으로 나눈 값으로서 이 값이 1보다 크다는 것은 국민연금의 내부수익률이 저축의 시장이자율보다 높다는 것을 의미하며 동시에 국민연금 납부가 생애총소득을 증가시킴으로서 가계의 소비를 증가시키고 저축을 구축시킬 가능성이 있다는 것을 시사한다. 이는 윤석명 외(2008)의 국민연금이 소비에 대한 분석결과와 일관적인 모습이다.

특히, 김순옥 외(2008)에서의 소득계층별 분석결과인 〈표 Ⅴ-1〉를 보면, 1970년 출생인 독신 남성의 경우에 고소득층에서 국민연금의 수익비가 1.49배, 저소득 계층에서는 2.95배로 전소득 계층에서 수익비가 모두 1을 크게 상회할 뿐 아니라 저소득계층의 수익비가 고소득 계층보다 2배 이상 큰 것을 볼 수 있는데 이는 국민연금 혜택의 재분배기능에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 또한 상대적으로 출생이 늦은 1980년 출생인 고소득층과 저소득층의 수익비는 각각 1.40배와 2.66배로 출생시기에 따라 다소 차이는 있지만 여전히 수익비의 값이 1보다 큰 것으로 나타난다.

〈표 Ⅴ-1〉 소득계층별 수익비 (남성)

출생시기	저소득계층	평균 소득계층	고소득계층	최고 소득계층
1970	2.95	1.99	1.67	1.49
1975	2.77	1.89	1.59	1.43
1980	2.66	1.81	1.53	1.4

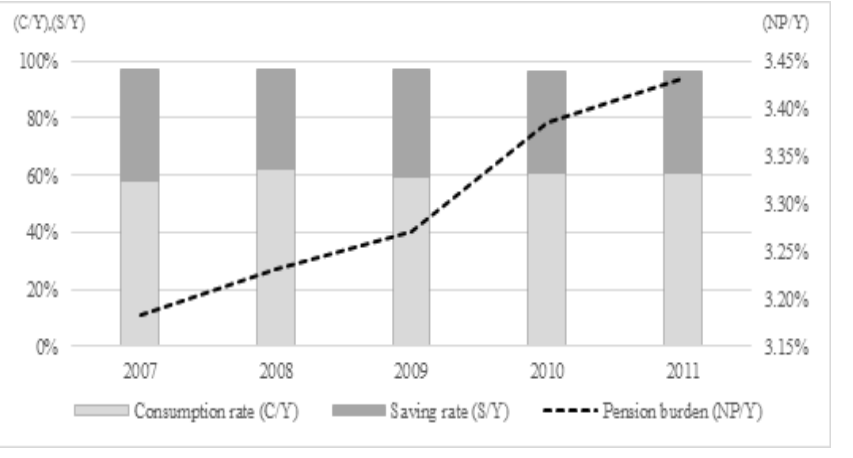
주: 김순옥 외(2008)의 계산을 이용

2. 국민연금의 성격과 특성

1988년부터 시행된 국민연금은 사회보장제도의 일환으로 일반근로자를 대상으로 하는 공적연금이다. 국민연금의 가입자는 해마다 증가하고 있으며 2014년 현재 2천100만명을 넘고 있다. 이와 더불어, 연금수급자의 수도 증가하고 있으며, 이에 따라 현재의 연금제도를 유지하기 위해 소득대체율에 대한 조정도 주기적으로 이루어지고 있다. 국민연금은 강제적 저축의 성격을 가지고 있으며, 소득재분배 효과를 갖고 있다. 이러한 국민연금의 성격은 가계의 저축과 소비에 영향을 줄 수 있다.

〈그림 Ⅴ-1〉은 2007년부터 2011년까지 연도별 가계의 지출을 나타내고 있다. 가계의 연금부담비율이 5년 사이 3.18%에서 3.43%로 약 0.25%p 증가한 것을 알 수 있다. 이에 비해 가계의 저축은 3%p 감소하였으며, 소비는 3%p 증가한 것으로 보인다. 이와 관련해 Feldstein(1974) 이후 국내외에서 많은 연구가 이루어져 왔으며, 공적연금으로 인해 개인의 저축이 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 소비의 경우에는 상대적으로 연구의 수도 부족하고, 아직 명확한 결론이 나타나 있지 않다.

〈그림 Ⅴ-1〉 연도별 가계지출과 연금부담비율



주: 한국노동패널자료(KLIPS)를 이용하여 저자 계산

국민연금이 소비에 미치는 영향을 분석하는 것은 저축에 비해 좀 더 복잡해 보인다. 저축의 경우 국민연금납입액 자체가 저축에 직접적인 영향을 줄 수 있는데 반해, 소비의 경우 국민연금불입액이 아닌 생애연금자산[16]에 영향을 받기 때문이다. 그러나 생애연금자산을 계산하는 과정이 복잡하고 정확성에 대한 문제가 여전히 존재한다.

또한 소비에 대한 영향은 가계의 소득과 재정상태에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어, 저소득층의 경우에 국민연금의 소득재분배 효과로 인하여 납부한 연금기여금에 비해 상대적으로 많은 연금급여 혜택을 예상한다면, 고소득층보다 현재의 소비가 증가할 수 있다. 반면 가계가 빚으로 인해 대출에 제약을 받는 경우 원하는 만큼 소비를 증가시키지 못할 수도 있다.

이러한 점들을 고려하여, 본 장에서는 생애주기모형을 기반으로 하여 국민연금이 저축과 소비에 미치는 영향을 소득분위별로 가계의 재정상황

16) 이에 대하여 다양한 용어들이 사용되고 있는데 생애연금자산, 사회보장자산, 사회보장부, 기대연금자산 등은 동일한 개념임

을 고려해 분석하고자 한다. 가계의 재정상태에 대한 판단기준으로는 담보인정비율(LTV)과 부채상환비율(DTI)을 사용한다.

국민연금의 혜택은 소득관련 요소들과 소득재분배 요소들에 의해 결정된다. 다시 말해, 가입자가 납부하는 연금보험료는 연금혜택의 결정요소가 아니다. 이러한 점이 국민연금에 대한 영향을 분석하는 데 있어 연금납입액 대신 생애연금자산을 사용하는 이유들 중 하나가 될 수 있다. 그러나 앞서 설명했듯이 가계의 생애연금자산을 계산하는 과정이 다소 복잡하고 현재 통일된 방법이 존재하지 않는다. 특히, 미래에 가계의 소득과 연금혜택기간을 정확히 파악하는 일은 여전히 어려운 것이 사실이다.

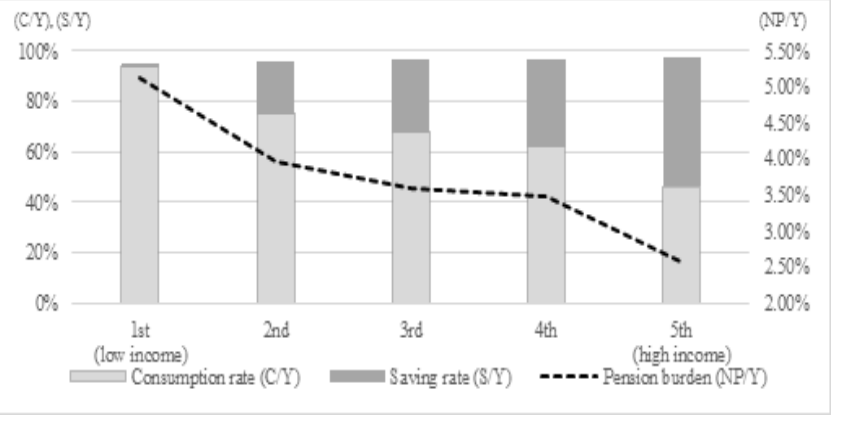
직접적립방식의 연금과는 다르게 본인의 연금납입액 외에도 다른 요소를 통해서 연금혜택이 산정되어지지만, 가계는 연금납입액과 비례하는 생애연금자산을 통해 개인저축으로부터 얻어질 수익과 연금혜택과의 비교가 가능할 것이다. 또한 국민연금납입액과 비례하여 연금혜택의 자산효과를 파악할 수 있다는 점은 생애주기모형을 바탕으로 가계지출에 대한 국민연금의 효과 분석이 가능하다는 것을 의미한다. 이러한 점을 고려하여 여기에서는 생애연금자산 대신에 연금부담비율을 설명변수로 사용하고자 한다. 그리고 시스템GMM을 이용한 동적패널모형을 통해 생애연금자산을 변수로 사용하지 않는 데서 발생할 수 있는 내생성의 문제를 최소화하고자 한다.

국민연금을 불입하는데 있어서 기준소득월액의 상한과 하한이 존재한다는 점과 고소득층으로 갈수록 총소득내에 근로소득 이외의 소득이 더 많다는 점을 고려한다면, 준조세로서의 연금부담률은 저소득층으로 갈수록 높아져 누진적인 성격을 갖는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

〈그림 Ⅴ-2〉는 소득분위별 가계지출을 나타내고 있다. 연금부담률의 경우 1분위에서 5분위로 갈수록 낮아지는 추이를 볼 수 있다. 1분위의 연금부담률은 5퍼센트를 상회하는데 반해 5분위의 부담률은 약 2.5퍼센트를 차지하고 있다. 가계의 소득에서 소비와 저축이 차지하는 비율과

더불어 연금부담률이 소득분위별로 차이를 보이고 있기 때문에 국민연금이 주는 효과도 소득분위에 따라 다를 것으로 예상해 볼 수 있다.

〈그림 Ⅴ-2〉 소득분위별 가계지출과 연금부담비율



주: 한국노동패널자료(KLIPS)를 이용하여 저자 계산

3. 간단한 생애주기 모형

간단한 생애주기 모형을 살펴봄으로써 공적연금이 가계의 저축과 소비에 미치는 영향을 검토해 볼 수 있다. 먼저, 가계는 3기간을 살며, 1기와 2기에서 발생하는 근로소득으로 일정부분은 공적연금 보험료를 납부하고, 나머지 소득을 가지고 소비와 저축을 하고 3기에는 은퇴 후에 저축과 연금급여를 가지고 소비를 한다고 가정하자.

각 가계의 기별 예산제약식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_1 + S_1 = (1-\tau)\, Y_1,$$

$$C_2 + S_2 = (1-\tau)\, Y_2 + (1+r) S_1,$$

$$C_3 = (1+g)^2 \tau\, Y_1 + (1+g)\, \tau\, Y_2 + (1+r) S_2,$$

여기서 τ는 공적연금의 보험료율, g는 연금의 내부수익률, r은 저축의 시장이자율이라고 하자. 모형에서는 완전적립방식의 형태로 공적연금이 소개된 듯 보이나, 연금의 내부수익률이 시장이자율과 다를 수 있다는 가정을 함으로써 간단한 3기간 생애주기 모형에서도 부분적립방식을 논의하고자 한다.

생애예산제약식을 도출하면 다음과 같다.

$$C_1+\frac{C_2}{1+r}+\frac{C_3}{(1+r)^2}=Y_1+\frac{Y_2}{1+r}+\left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right)^2-1\right]\tau Y_1+\left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right)-1\right]\frac{\tau Y_2}{1+r}$$

모형내 가계는 위에서 도출한 생애예산제약하에서 3기간동안의 생애효용, $U(C_1)+\beta U(C_2)+\beta^2 U(C_3)$을 극대화한다고 하면, 다음과 같은 최적해를 구할 수 있다.

$$C_1^*=\frac{1}{1+\beta+\beta^2}WE,$$

$$C_2^*=\frac{\beta(1+r)}{1+\beta+\beta^2}WE,$$

$$C_3^*=\frac{\beta^2(1+r)^2}{1+\beta+\beta^2}WE,$$

여기서, $WE\equiv Y_1+\frac{Y_2}{1+r}+\left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right)^2-1\right]\tau Y_1+\left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right)-1\right]\frac{\tau Y_2}{1+r}$이며 생애총소득을 의미한다. 결과적으로 가계의 소비는 생애총소득과 양의 상관관계를 갖는다. 즉, 생애총소득이 증가하면 소비도 증가한다. 그러나 저축은 소비와 연금보험료에 대해 음의 관계를 갖고 있어 소비의 증가에 따라 저축은 감소한다. 가계의 예산제약식에서 생애총소득에 영향을 미칠 수 있는 요소로는 외생적으로 주어지는 저축에서의 시장이자율 r과

연금의 내부수익률 g이다. 가계는 두 이자율의 크기에 따라 저축과 소비를 결정하게 된다.

먼저, 가계의 저축 시장이자율 r과 공적연금의 내부수익률 g가 같은 경우를 상정해볼 수 있다. 이 경우 가계의 생애총소득은 근로소득에 의해서만 결정되어, 연금은 생애총소득에 아무런 영향을 주지 않는다.[17] 즉,

$$WE_{g=r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1+r}$$

그 결과 연금납입액은 가계의 소비에 아무런 영향을 주지 않으며, 저축을 구축시킨다.

반면, 가계의 저축 시장이자율 r과 공적연금의 내부수익률 g가 다른 경우를 생각해 볼 수 있는데, 연금의 내부수익률이 시장이자률보다 크다고 가정하면, 연금불입으로 인해 가계의 생애총소득이 증가하는 효과가 있다.

$$WE_{g>r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} + \left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right)^2 - 1\right]\tau Y_1 + \left[\left(\frac{1+g}{1+r}\right) - 1\right]\frac{\tau Y_2}{1+r} > WE$$

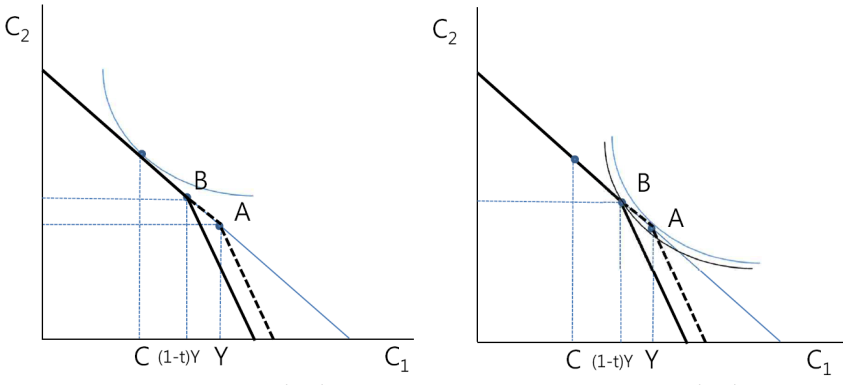
결과적으로 생애총소득이 증가하게 되어, 가계의 소비를 증가시키며, 저축을 구축하게 된다.

다음으로는 생애주기모형에서 부채(debt)를 갖는 경우를 생각해 볼 수 있다. 공적연금의 가계지출에 대한 영향은 가계의 금융부담 혹은 금융제약에 따라 달라질 수 있다. 연금불입을 통해서는 양의 저축을 하는 반면 가계의 저축은 음의 값을 갖으며 부채를 갖을 수 있다. 다음 그림에서는 부채를 갖는 가계의 기간 간 예산제약식 하에서의 최적화 문제를 보

17) Feldstein(2002) 참고

여주고 있다.

〈그림 Ⅴ-3〉 예산제약하의 최적화



〈그림 Ⅴ-3〉에서는 금융제약이 없는 가계와 존재하는 가계의 최적해를 보여주고 있다. 특히, 저축이자율과 대출이자율이 다를 경우 기간 간 예산제약식은 소득점을 기준으로 꺾이는 모습을 갖게 되며, 공적연금이 없는 경우 소득점은 A이며, 공적연금이 발생하는 경우, 소득점은 B점으로 이동하게 된다. 소득점이 A에서 B로 이동하게 되는 경우 금융제약이 없는 가계에는 최적 소비에 영향을 미치지 않으나, 금융제약이 존재하는 가계에는 공적연금 불입이 소비를 구축하여 가계의 효용을 저하시킬 수 있음을 보이고 있다.

4. 분석 방법 및 결과

가. 자료

본 장에서의 미시자료 분석은 한국노동패널자료[18] 중 10차에서 15차 자료를 이용하였고, 이들 자료의 해당기간은 2006년부터 2011년까지이다. 가능한 많은 관측치를 사용하기 위해 김대철 외(2008)에서와 같이 불균형패널자료를 사용하였다. 모든 명목변수들은 통계청의 생활물가지수(2010=100)를 사용하여 실질화하였고, 가계의 소득은 세금과 건강의료보험료를 제한 가처분소득이며, 한국노동패널자료내에서 모든 설문문항에 답변한 가계, 소득이 존재하며 양(+)의 소비를 하는 가계, 그리고 국민연금에 가입하여 연금보험료를 납부하는 가계를 분석의 대상으로 한다.

〈표 V-2〉는 해당 자료의 소득 5분위별 기초통계량을 보이고 있다. 소득과 소비, 저축 모두 상위분위로 가면서 높아짐을 볼 수 있다. 특히, 비금융자산과 부채 역시 소득분위에 따라 증가하는데, 비금융자산의 증가분이 부채의 증가보다 큰 것으로 미루어 비금융자산대비 부채는 낮아지는 것을 알 수 있다.

18) 한국노동패널자료는 11차 자료부터 국민연금불입액과 건강의료보험납부액이 분리되어 조사되었다. 국민연금과 건강의료보험이 합산된 공적 연금지출이 아닌 국민연금 자체에 대한 분석을 위해 10차 이후 자료부터 사용하였다. 단, 설문지 안에서 가계의 특성을 나타내는 변수들이 설문조사 당시에 해당하는 자료인데 반해 가계의 소득과 지출(국민연금 불입액 포함) 계정의 경우, 전년도에 자료인 점을 감안하여, 가계의 특성을 나타내는 변수들에 한하여 10차 자료를 포함한다.

〈표 Ⅴ-2〉 소득 5분위별 기초통계량

단위(천원)

	소득5분위				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
총소득	1,796.4	3,031.3	4,039.4	5,351.2	9,899.8
임금소득 (LY)	1,695.2	2,893.7	3,852.5	5,076.3	8,364.7
소비 (C)	1,675.9	2,273.7	2,725.7	3,305.4	4,556.4
저축 (S)	28.8	637.5	1,168.5	1,860.2	5,088.8
연금불입액 (NP)	91.8	120.1	145.2	185.5	254.5
주택보유여부	0.44	0.55	0.64	0.68	0.73
가구주의 나이	45.17	45.72	46.59	47.24	48.11
가구주의 성별	0.73	0.86	0.89	0.93	0.95
가구주 교육수준	3.15	3.33	3.43	3.70	4.02
가구원의 수	2.55	3.16	3.51	3.67	3.87
가구내 근로자수	1.20	1.44	1.65	1.78	1.88
18세미만 자녀수	0.32	0.46	0.53	0.55	0.55
비금융자산	1,777.0	2,991.1	4,164.7	8,693.2	17,562.7
부채	1,774.7	2,813.8	3,635.4	5,065.6	9,884.4
채무상환액	121.0	192.8	234.9	347.7	605.6
관측치	2,398	2,618	2,474	2,390	2,302

자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

분석대상 가계의 금융제약에 따른 부담은 담보인정비율(LTV)과 부채상환비율(DTI)을 통해 살펴볼 수 있다. 담보인정비율(LTV)은 가계의 담보가치 대비 금융부채의 비율, 총부채상환비율(DTI)은 금융부채에 대한 원리금 상환액이 가계의 소득에서 차지하는 비율을 의미한다. 담보인정비율(LTV)은 자료 내 비금융자산 대비 가계부채의 비율로, 부채상환비율(DTI)은 가계소득 대비 채무상환금액의 비율로 각각 계산하였다. 〈표 Ⅴ-3〉는 소득 5분위별로 계산된 LTV와 DTI의 값을 보이고 있다. 소득 1분위의 경우 LTV 값이 99.9퍼센트로 총부채가 비금융자산과 거의 비슷

한 수준을 보이고 있다. 반면, 소득분위가 높아질수록 LTV는 낮아지고 있다. 비록 가계부채의 크기는 소득5분위로 갈수록 높아졌지만, 부채에 대한 부담은 반대로 저소득층으로 갈수록 크다는 사실을 알 수 있다. 부채상환비율의 경우에는 3분위가 5.8%로 가장 낮으며, 1분위에서 6.7퍼센트로 제일 높지만 전체적으로 7퍼센트 이하에서 비슷한 수준을 보이고 있다.

〈표 V-3〉 소득 5분위별 LTV와 DTI

	소득 5분위				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
LTV	99.9%	94.1%	87.3%	58.3%	56.3%
DTI	6.7%	6.4%	5.8%	6.5%	6.1%

자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

참고로, 〈표 V-4〉와 〈표 V-5〉는 분석대상 자료에 대한 연도별 기초통계량과 LTV 및 DTI 값을 제시하고 있다.

〈표 Ⅴ-4〉 연도별 기초통계량

	2007	2008	2009	2010	2011
총소득	5,057.4	4,736.5	4,827.7	4,825.8	4,705.1
임금소득 (LY)	4,512.9	4,287.2	4,355.1	4,421.0	4,323.4
소비 (C)	2,920.8	2,955.3	2,869.1	2,930.6	2,870.6
저축 (S)	1,975.6	1,628.2	1,800.7	1,731.8	1,673.1
연금불입액 (NP)	161.0	153.1	157.9	163.4	161.4
주택보유여부	0.63	0.62	0.60	0.61	0.60
가구주의 나이	46.39	46.57	46.31	46.64	46.89
가구주의 성별 (남자:1, 여자:0)	0.89	0.88	0.88	0.86	0.85
가구주 교육수준	3.41	3.46	3.54	3.60	3.62
가구원의 수	3.45	3.38	3.33	3.33	3.28
가구내 근로자 수	1.61	1.61	1.58	1.58	1.58
18세미만 자녀수	0.50	0.49	0.49	0.48	0.44
비금융자산	7,697.1	6,996.0	8,266.8	6,740.4	5,729.7
부채	4,991.7	4,276.4	4,770.7	4,658.2	4,508.0
채무상환액	304.3	303.2	288.5	318.6	288.3
관측치	2,299	2,346	2,377	2,558	2,602

주: 교육수준은 초등학교이하: 0, 초등학교:1, 중학교: 2,고등학교: 3, 전문대학: 4, 대학교: 5, 석사: 6, 박사: 7
자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

〈표 Ⅴ-5〉 연도별 LTV와 DTI

	2007	2008	2009	2010	2011
LTV	64.9%	61.1%	57.7%	69.1%	78.7%
DTI	6.0%	6.4%	6.0%	6.6%	6.1%

자료: 한국노동패널자료 (KLIPS)

나. 분석모형

본 연구에서는 먼저 국민연금 납입 부담이 소득분위별 가계의 저축과 소비에 미치는 영향을 살펴보고, 이러한 소득분위별 영향이 가계의 금융제약부담의 정도에 따라 어떻게 다른지를 살펴볼 것이다.

1) 소득분위별 영향

우선 다음의 회귀식 (1)을 이용하여 소득분위별 영향을 살펴보고자 한다.

$$Y_{it} = \omega Y_{it-1} + \beta X_{it} + \left[\delta + \sum_{j=2}^{5} \gamma_j D_{it}^{j}\right] PB_{it} + \left[\alpha + \sum_{j=2}^{5} \rho_j D_{it}^{j}\right] + \sum_{t=1}^{4} \mu D_t + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 Y_{it}는 종속변수, X_{it}는 가계특성 변수, PB_{it}는 연금부담률, D_{it}^{j}는 소득분위 더미변수, D_t는 년도 더미변수이며, 통제변수로 전기의 종속변수를 사용하기 위해 시스템GMM 추정을 이용한 동적패널모형을 사용한다. 자료 내에서 오차항이 1계 자기상관이 있는데 반해 2계 자기상관은 없는 것으로 나타났기 때문에 시스템GMM 추정을 통해 연금부담율을 변수로 사용하는 데서 발생하는 내생성의 문제를 효과적으로 통제할 수 있다.

종속변수(Y_{it})에는 저축률과 소비율을 각각 사용한다. 또한 통제변수로서 가계의 특성을 나타내는 변수들로 가구주의 나이, 성별, 교육수준, 주택소유여부, 가구원수, 근로원수 및 만18세 미만 자녀의 수가 사용되며, 연도별 더미도 포함된다. 여기에 소득분위별로 국민연금의 효과를 살펴보기 위해 1분위를 기준으로 2분위부터 5분위까지 소득분위별 더미를 설명변수인 연금부담율과 상수항에 각각 포함한다.

따라서 계수 δ는 1분위에서 국민연금의 효과를 나타내고, γ_j는 각 분위별로 1분위와의 한계적 차이를 나타낸다. 또한, α는 상수항으로서 1

분위에 해당되는 값을 나타내고, 마찬가지로 ρ_j는 각 분위별로 1분위 상수항과의 차이를 나타낸다.

본 연구에서 시스템GMM 추정을 선택한 이유는 추정식이 동적패널모형을 사용하고 있으며, 고정효과모형에서 오차항과 설명변수와의 상관관계가 높게 나타남에 따라 내생성의 문제가 여전히 남아 있는 것으로 보였기 때문이다. 더구나 자료가 설문자료로서 추가적인 변수들의 선택에 제한이 있기 때문에 설명변수들의 차분방정식과 레벨방정식을 이용해 도구변수로 사용하는 시스템GMM을 선택하였다. 특히, 앞에서 설명하였듯이 오차항이 1계 자기상관을 보이지만 2계 자기상관이 없는 것으로 나타났기 때문에 차분방정식과 레벨방정식으로 도구변수를 만드는 시스템GMM 추정을 이용하여 가구의 관찰되지 않은 오차항의 값을 최소화하려 한다. 또한, 결과의 적합성을 Sargan 검정과 Hansen 검정을 이용해서 마지막으로 판별하였다.

① 가계 저축률에 대한 영향

〈표 Ⅴ-6〉에는 오차항의 1계 자기상관을 가정한 pooled GEE, 이분산을 가정한 고정효과모형 그리고 시스템GMM의 추정결과이다. pooled GEE와 고정효과모형은 본 연구가 동적패널모형으로서 시스템GMM의 결과에 초점을 두고 있음에도 비교를 위하여 함께 정리하였다.

Hausman-검정 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 보이나 오차항과 설명변수간의 상관관계가 높게 나타나기 때문에 여전히 내생성의 문제를 가지고 있는 것으로 보인다. 한편, F-검정 결과 pooled OLS는 적합하지 않은 것으로 나타났다. 대신에 오차항의 AR(1)을 가정한 pooled GEE를 이용해 연도를 구별하지 않은 결과와 시스템GMM과의 차이를 보려고 한다.

〈표 Ⅴ-6〉에서 시스템GMM의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 연금부담률이 가계의 저축률을 통계적으로 유의미하게 구축하는 것으로 나타난다. 특히, 소득 1분위에서의 구축효과가 가장 크게 나타났는데, 연금

부담률이 1퍼센트 증가할 때 저축률이 21퍼센트 감소하는 것으로 나타났다. 1분위와의 구축효과 차이는 2분위가 18.9퍼센트로 가장 크며, 2분위에 5분위로 갈수록 차이가 점차 줄어드는 것으로 나타나 소득수준이 높을수록 구축효과가 작아지는 것을 볼 수 있다.

이와 더불어 가구의 특성 변수들 중에서는 가구원의 수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 가구원의 수가 한 사람 늘어날 때 저축률은 10퍼센트 감소하는 것으로 나타났다.

② 가계 소비율에 대한 영향

〈표 V-7〉은 국민연금부담률이 가계의 소비율에 미친 영향을 나타낸 것이다. 먼저 가계의 특성 중에서는 가구주의 교육수준이 1단계 높아질수록 소비율이 7.9퍼센트 증가하며, 주택을 소유한 경우와 근로원수가 한 명 증가한 경우에 각각 9.2퍼센트와 11.5퍼센트 증가한 것을 볼 수 있다. 무엇보다 국민연금부담률이 전체 소득분위에서 소비율을 증가시키는 것을 알 수 있다. 이는 앞에서 언급하였듯이, 국민연금의 수급체계가 완전적립방식도, 완전부과방식도 아닌 체계에서 수익비를 통해 나타나는 내부수익률이 시장이자률을 상회하는데서 기인하는 것으로 판단된다. 또한, 수급체계의 특성상 재분배기능을 가지고 있는 현 국민연금 수급구조로 인하여 소득 1분위에서 가장 많이 증가하는 것으로 보이며, 1분위와의 차이는 재분배기능이 적어지면서 2분위에서 5분위로 갈수록 줄어드는 모습이다.

③ 소결 : 소득분위별 영향

가계의 금융부담에 따른 소득분위별 국민연금부담이 가계 저축과 소비에 미치는 영향을 살펴보기 전에 소득분위별 영향을 살펴보았다. 이러한 소득분위별 영향은 소득1분위에서의 영향에서 각 분위에 대한 추가적인 한계효과를 감안하여 계산을 하여야 하는데, 〈표 V-8〉에서 국민연금부담률이 소득분위별로 저축과 소비에 미치는 영향을 정리하였다.

분석결과 국민연금부담은 기존의 연구들과 마찬가지로 가계저축을 구축하는 것을 볼 수 있다. 특히, 이러한 구축효과는 소득1분위에서 가장 크게 나타났다. 〈표 Ⅴ-8〉에서 국민연금부담률이 1퍼센트 증가할 때 저축의 경우 소득2분위에서 2.1퍼센트 감소시키며, 소비의 경우 1.22퍼센트 증가시킨다. 특히, 1분위에서 소비가 가장 크게 늘어났다. 생애주기이론에서 연금이 생애총자산을 증가시키는 경우, 저축은 연금부담에 따라 구축됨에도 불구하고 소비는 증가되는 것과 일관되는 모습이다. 이는 국민연금이 제도적 수급구조에서 기인하여 수익비가 1을 초과하기 때문으로 사료된다.

〈표 Ⅴ-6〉 소득분위별 국민연금이 저축율에 미치는 영향

종속변수		저축률		
독립변수		Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
저축률 (-1)	ω			0.00297
				(0.0411)
LTV	β_1	0.000665	-0.000194	-0.000440
		(0.000609)	(0.000559)	(0.00117)
나이^2	β_2	0.000224**	0.000808***	0.000297
		(0.0000903)	(0.00017)	(0.000260)
나이	β_3	-0.0251***	-0.0970***	-0.0289
		(0.00901)	(0.0196)	(0.0277)
성별	β_4	-0.0680**	0.0953	0.0385
		(0.0339)	(0.0874)	(0.100)
교육수준	β_5	-0.0195**	-0.0324	-0.0224
		(0.00768)	(0.0544)	(0.0329)
주택소유여부	β_6	-0.0191	0.0640***	0.0215
		(0.0183)	(0.0222)	(0.0363)
가구원수	β_7	-0.0763***	-0.016	-0.105***
		(0.0106)	(0.021)	(0.0339)
근로원수	β_8	0.0373***	0.0303**	0.0323
		(0.0128)	(0.0149)	(0.0228)
만18세미만	β_9	-0.0699***	-0.0182	-0.0618
자녀수		(0.0195)	(0.0301)	(0.0377)

소득분위별 연금부담률	δ	-16.01***	-17.36***	-21.00***
		(1.44)	(1.727)	(1.615)
	γ_2	11.84***	14.19***	18.87***
		(1.93)	(1.885)	(2.191)
	γ_3	13.79***	15.19***	18.55***
		(1.629)	(1.909)	(1.827)
	γ_4	13.72***	15.01***	17.09***
		(1.561)	(1.871)	(1.992)
	γ_5	11.36***	12.79***	16.89***
		(1.986)	(2.136)	(2.003)
소득분위별 상수항	α	1.656***	3.422***	1.892**
		(0.233)	(0.74)	(0.804)
	ρ_2	-0.317***	-0.447***	-0.666***
		(0.0894)	(0.113)	(0.121)
	ρ_3	-0.243***	-0.322***	-0.416***
		(0.0839)	(0.121)	(0.116)
	ρ_4	-0.152**	-0.172	-0.264**
		(0.0757)	(0.116)	(0.119)
	ρ_5	0.0655	0.0467	-0.0887
		(0.0825)	(0.116)	(0.121)
year1(=2007)	μ_1	0.0178	-0.0387	(omitted)
		(0.0216)	(0.0319)	
year2(=2008)	μ_2	-0.0284	-0.0823***	-0.0238
		(0.0206)	(0.0253)	(0.0265)
year3(=2009)	μ_3	-0.012	-0.0312	0.000515
		(0.0197)	(0.0216)	(0.0211)
year4(=2010)	μ_4	-0.0277	-0.0271	-0.0258
		(0.0199)	(0.018)	(0.0198)
가구수		613	1,476	1,090
관측치수		1,990	3,352	2,205

주: ( )안은 Robust standard errors임, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 Ⅴ-7〉 소득분위별 국민연금이 가계 소비율에 미치는 영향

종속변수		저축률		
독립변수		Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
저축률 (-1)	ω			0.0325
				(0.0475)
LTV	β_1	-0.000665	0.000194	-0.000814
		(0.000609)	(0.000559)	(0.00105)
나이^2	β_2	-0.000224**	-0.000808***	5.58E-05
		(0.0000903)	(0.00017)	(0.000108)
나이	β_3	0.0251***	0.0970***	-0.00321
		(0.00901)	(0.0196)	(0.0104)
성별	β_4	0.0680**	-0.0953	-0.012
		(0.0339)	(0.0874)	(0.0406)
교육수준	β_5	0.0195**	0.0324	0.0792***
		(0.00768)	(0.0544)	(0.021)
주택소유여부	β_6	0.0191	-0.0640***	0.0922**
		(0.0183)	(0.0222)	(0.0403)
가구원수	β_7	0.0763***	0.016	0.115***
		(0.0106)	(0.021)	(0.0197)
근로원수	β_8	-0.0373***	-0.0303**	0.0429
		(0.0128)	(0.0149)	(0.0283)
만18세미만 자녀수	β_9	0.0699***	0.0182	0.0291
		(0.0195)	(0.0301)	(0.026)
소득분위별 연금부담률	δ	15.01***	16.36***	15.39***
		(1.44)	(1.727)	(2.93)
	γ_2	-11.84***	-14.19***	-14.17***
		(1.93)	(1.885)	(3.404)
	γ_3	-13.79***	-15.19***	-13.76***
		(1.629)	(1.909)	(3.16)
	γ_4	-13.72***	-15.01***	-12.63***
		(1.561)	(1.871)	(3.151)
	γ_5	-11.36***	-12.79***	-11.77***
		(1.986)	(2.136)	(3.509)

소득분위별 상수항	α	-0.656***	-2.422***	-0.201
		(0.233)	(0.74)	(0.282)
	ρ_2	0.317***	0.447***	0.253
		(0.0894)	(0.113)	(0.268)
	ρ_3	0.243***	0.322***	-0.00862
		(0.0839)	(0.121)	(0.274)
	ρ_4	0.152**	0.172	-0.18
		(0.0757)	(0.116)	(0.282)
	ρ_5	-0.0655	-0.0467	-0.367
		(0.0825)	(0.116)	(0.284)
year1(=2007)	μ_1	-0.0178	0.0387	(omitted)
		(0.0216)	(0.0319)	
year2(=2008)	μ_2	0.0284	0.0823***	-0.0535
		(0.0206)	(0.0253)	(0.0504)
year3(=2009)	μ_3	0.012	0.0312	-0.00322
		(0.0197)	(0.0216)	(0.0171)
year4(=2010)	μ_4	0.0277	0.0271	-0.00386
		(0.0199)	(0.018)	(0.0251)
가구수		613	1,476	1,090
관측치수		1,990	3,352	2,205

주: ( )안은 Robust standard errors임, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 Ⅴ-8〉 소득분위별 국민연금부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향

	분위	계수	저축률	소비율
소득분위별 연금부담률	1분위	δ	-21.00***	15.38***
	2분위	$\delta+\gamma_2$	-2.13***	1.24***
	3분위	$\delta+\gamma_3$	-2.45***	1.62***
	4분위	$\delta+\gamma_4$	-3.91***	2.74***
	5분위	$\delta+\gamma_5$	-4.11***	3.61***

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 금융제약에 따른 소득분위별 영향

국민연금이 전체 소득분위에서 생애총소득을 증가시키고 있는 것으로 보이지만, 이와 같은 국민연금의 부의 효과는 생애주기 모형에서 살펴본 바와 같이 가계의 재정상황에 따라 달라질 수 있다. 특히, 가계가 부채가 있는 경우 부의 효과는 줄어들 수 있으며, 대출금리가 연금금리보다 높고, 대출에 제약이 있는 경우 그 효과는 생애총소득을 감소시킬 수도 있다.

앞에서 살펴본 회귀식 (1)에 금융제약 부담을 포함하여 다음의 회귀식 (2)를 상정하여 금융제약에 따른 소득분위별 영향을 세부적으로 살펴보고자 한다.

$$Y_{it} = \omega Y_{it-1} + \beta X_{it} + \left[\delta + \sum_{j=2}^{5} \gamma_j D_{it}^{j} + \left[\sigma + \sum_{j=2}^{5} \varphi_j D_{it}^{j}\right] C_{it}\right] PB_{it}$$
$$+ \left[\alpha + \sum_{j=2}^{5} \rho_j D_{it}^{j} + \left[\lambda + \sum_{j=2}^{5} \eta_j D_{it}^{j}\right] C_{it}\right] + \sum_{t=1}^{4} \mu D_t + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 회귀식 (1)과 동일하게 Y_{it}는 종속변수, X_{it}는 가계특성 변수, PB_{it}는 연금부담률, D_{it}^{j}는 소득분위 더미변수, D_t는 년도 더미변수이며, 통제변수로 전기의 종속변수를 사용하기 위해 시스템GMM 추정을 이용한 동적패널모형을 사용한다. 추가적으로, 가계의 재정상황을 반영하여 금융제약이 높은 가구와 낮은 가구로 나누기 위해 LTV와 DTI 비율을 이용하여 더미변수 C_{it}를 추가하였다. 가계의 LTV와 DTI의 값이 기준치보다 높은 경우 금융제약이 있는 가계로, 낮은 경우 금융제약이 없는 가계로 더미변수화 하였다. 예를 들어, 금융제약이 있는 가구를 나누는 기준치를 LTV 50%와 DTI 25%로 정하였다는 것은 가계의 LTV비율이 50%가 넘는 가구 중에 DTI가 25% 이상이면 금융제약부담이 있는 가구에 속한다고 설정하는 것이다.

〈표 V-9〉에서는 LTV와 DTI 기준으로 나누어진 금융제약이 상대적으로 낮은 가계의 관측치수와 자료 내에서의 비중을 보여준다. 가계의 DTI가 25%이상이며 LTV가 50%이상인 가구는 자료 내에서 11,580 가구이고, 비중으로는 95.06%를 차지한다. DTI기준을 고정하고 LTV 기준을 변동하여 보면 LTV기준을 높이면 금융제약이 상대적으로 낮은 가계의 수와 비중이 높아지는 것을 볼 수 있다.

〈표 V-9〉 금융제약부담 기준에 따른 가계 비중

기준	DTI 25%, LTV 30%	DTI 25%, LTV 50%	DTI 25%, LTV 70%
금융제약이 낮은 가계	11,530 (94.65)	11,580 (95.06)	11.614 (95.34)
금융제약이 높은 가계	652 (5.35)	602 (4.94)	568 (4.66)

주: 단위는 관측치 (비율%)

새로 고려되는 금융제약 더비변수 C_{it}를 포함함으로서 새로운 계수 σ, ϕ_j, λ와 η_j가 생겼다. 계수 σ는 금융제약이 있는 1분위 가계가 금융제약이 없는 1분위 가계와 국민연금으로 인해 발생하는 저축률(또는 소비율)의 차이를 나타낸다. 그리고 ϕ_j는 제약이 있는 가계들 중 각 분위의 가계들과 1분위 가계와의 영향 차이(marginal effect)를 나타낸다. 그리고 나머지 계수 λ와 η_j는 상수항의 차이로서 같은 방식으로 해석할 수 있다.

참고로 계수 δ는 이전 모형에서와 달리 국민연금이 금융제약이 없는 1분위 가계의 저축률(또는 소비율)에 미치는 영향이며, 마찬가지로 γ_j는 각 소득분위와 1분위와의 차이는 동일하지만 금융제약이 없는 가구에 대한 효과로 한정된다.

① 가계 저축률에 대한 영향

금융제약이 있는 가계를 나누는 기준을 LTV 50퍼센트와 DTI 25퍼센트로 설정하고 금융제약에 따른 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률에 미치는 영향을 살펴보았다. 〈표 Ⅴ-10〉과 〈표 Ⅴ-11〉에서는 이에 대한 분석결과를 보이고 있다.

〈표 Ⅴ-10〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이 가계 저축률에 미치는 영향 (가계 특성변수)

종속변수	저축률		
독립변수	Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
저축률 (-1)			0.0379
			(0.0301)
LTV	0.000945	-0.000376	7.66E-05
	(0.000621)	(0.000645)	(0.00101)
나이^2	0.000226**	0.000821***	0.000329
	(0.0000895)	(0.000173)	(0.000214)
나이	-0.0256***	-0.0986***	-0.0321
	(0.00896)	(0.0198)	(0.0224)
성별	-0.0670**	0.113	0.0479
	(0.0331)	(0.0889)	(0.0706)
교육수준	-0.0179**	-0.0367	0.00156
	(0.00788)	(0.054)	(0.0241)
주택소유여부	-0.0154	0.0687***	0.0102
	(0.0186)	(0.0234)	(0.0367)
가구원수	-0.0733***	-0.0153	-0.0684***
	(0.01)	(0.0198)	(0.0247)
근로원수	0.0380***	0.0339**	0.0424**
	(0.0128)	(0.0137)	(0.021)
만18세미만 자녀수	-0.0620***	-0.0129	-0.0969***
	(0.0189)	(0.0311)	(0.0375)
가구수	613	1,476	1,090
관측치수	1,990	3,352	2,205

가구의 특성 변수들 중에서는 〈표 V-10〉에서 보는 바와 같이 시스템 GMM의 경우, 식(1)의 결과와 동일하게 가구원의 수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 추가적으로 만18세미만 자녀수와 근로원수도 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구원의 수가 한 사람 늘어날 때 저축률은 약 7퍼센트 감소하며, 만 18세 미만 자녀가 한 사람이 늘어날 때는 9.5퍼센트 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 근로원수가 한 사람 늘어날 때는 저축률이 4.2퍼센트 늘어나는 것을 볼 수 있다.

앞서 살펴보았던 국민연금부담의 저축률에 대한 구축효과는 금융제약부담이 상대적으로 낮은 가계에서 비롯된 것을 알 수 있다. 〈표 V-11〉에서 국민연금 부담률이 가계저축률에 금융제약에 따라 다르게 영향을 미치는 것을 보이고 있다. 제약이 없는 가계의 경우, Pooled GEE, 고정효과, 시스템 GMM모형 모두가 전체 소득분위에서 저축이 감소하는 것을 보여주고 있다. 그러나 금융제약 하에 있는 가계에 대해서는 Pooled GEE와 고정효과모형에서는 국민연금 부담률이 저축률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고, 시스템 GMM모형의 경우에는 금융제약하의 가계의 경우에는 제약이 상대적으로 낮은 가계와 비교하면 구축효과가 다르게 보인다. 제약이 있는 가계들 중 1분위에서는 구축효과가 있는 것으로 나타났지만, 3분위와 4분위의 경우는 오히려 저축이 증가하는 것으로 나타났고 전체적으로 통계적 유의도가 떨어지는 것을 발견할 수 있다.

〈표 Ⅴ-11〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이 가계 저축률에 미치는 영향 (계속)

종속변수			저축률		
독립변수			Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
국민연금 부담률	δ		-15.27***	-17.12***	-20.06***
			(1.059)	(1.813)	(1.084)
	γ_2		10.74***	13.51***	17.05***
			(1.761)	(1.954)	(1.723)
	γ_3		12.71***	14.60***	16.12***
			(1.222)	(1.971)	(1.384)
	γ_4		13.02***	14.71***	15.33***
			(1.201)	(1.934)	(1.388)
	γ_5		10.65***	12.54***	16.38***
			(1.731)	(2.193)	(1.601)
국민연금 부담률 (금융제약하의 가계)	σ		-11.46	-4.137	-11.87*
			(14.15)	(6.745)	(7.134)
	ϕ_2		16.28	10.1	11.62
			(14.49)	(7.89)	(8.791)
	ϕ_3		14.28	6.383	16.19**
			(14.16)	(6.817)	(7.368)
	ϕ_4		11.31	6.039	17.94**
			(14.26)	(6.99)	(8.532)
	ϕ_5		10.97	3.747	1.309
			(14.5)	(7.109)	(7.665)
상수항	α	1	1.678***	3.490***	1.841***
			(0.223)	(0.725)	(0.6)
	ρ_2		-0.327***	-0.463***	-0.674***
			(0.08)	(0.114)	(0.114)
	ρ_3		-0.258***	-0.348***	-0.444***
			(0.0636)	(0.119)	(0.109)
	ρ_4		-0.182***	-0.211*	-0.356***
			(0.0632)	(0.116)	(0.114)
	ρ_5		0.0368	0.00602	-0.244**
			(0.0693)	(0.115)	(0.117)

상수항 (금융제약하의 가계)	λ	0.188	-0.0433	0.0737
		(0.915)	(0.393)	(0.451)
	η_2	-0.4	-0.223	-0.167
		(0.924)	(0.446)	(0.533)
	η_3	-0.351	-0.0369	-0.275
		(0.918)	(0.419)	(0.516)
	η_4	-0.244	-0.0446	-0.411
		(0.926)	(0.404)	(0.483)
	η_5	-0.262	0.00662	0.12
		(0.919)	(0.397)	(0.457)
year1(=2007)	μ_1	0.0165	-0.0355	(omitted)
		(0.0211)	(0.0314)	
year2(=2008)	μ_2	-0.0311	-0.0824***	-0.0261
		(0.0199)	(0.0247)	(0.0215)
year3(=2009)	μ_3	-0.019	-0.0318	0.00794
		(0.019)	(0.0211)	(0.0191)
year4(=2010)	μ_4	-0.0279	-0.0266	-0.0268
		(0.0171)	(0.017)	(0.0172)
가구수		613	1,476	1,090
관측치수		1,990	3,352	2,205

〈표 V-11〉은 임의로 설정된 기준(LTV 50%이상, DTI 25%이상)에 의해 전체 분석대상 가계를 상대적으로 금융제약부담이 높은 가계와 낮은 가계 등 두 그룹으로 나누어 이 두 그룹에 대한 저축률에 미치는 상이한 영향을 살펴본 것이다. 결과는 금융제약이 상대적으로 낮은 가계에 대해서는 고려했던 3개의 모형 모두 국민연금 부담이 저축률을 구축하는 것으로 나타났지만, 금융제약 부담이 상대적으로 높은 가계에 대해서는 구축이 유의미하지 않거나 통계적 유의도가 낮은 것을 발견할 수 있었다. 다음 절에서는 설정한 임의의 기준을 바꿔봄으로써 강건성 검토(Robustness check)를 할 것이다.

② 가계 소비율에 대한 영향

저축률에 대한 분석과 마찬가지로 금융제약이 있는 가계를 나누는 기준을 LTV 50퍼센트와 DTI 25퍼센트로 설정하고 금융제약에 따른 소득분위별 국민연금 부담률이 소비율에 미치는 영향을 살펴보았다. 다음의 〈표 Ⅴ-12〉과 〈표 Ⅴ-13〉에서는 이에 대한 분석결과를 보이고 있다.

〈표 Ⅴ-12〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이 가계 소비율에 미치는 영향 (가계 특성변수)

종속변수	저축률		
독립변수	Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
소비율(-1)			0.0609*
			(0.0321)
LTV	-0.000945	0.000376	-0.00154*
	(0.000621)	(0.000645)	(0.00089)
나이^2	-0.000226**	-0.000821***	3.02E-05
	(0.0000895)	(0.000173)	(0.000109)
나이	0.0256***	0.0986***	-0.00104
	(0.00896)	(0.0198)	(0.0104)
성별	0.0670**	-0.113	-0.0107
	(0.0331)	(0.0889)	(0.0398)
교육수준	0.0179**	0.0367	0.0595***
	(0.00788)	(0.054)	(0.0169)
주택소유여부	0.0154	-0.0687***	0.0819**
	(0.0186)	(0.0234)	(0.0359)
가구원수	0.0733***	0.0153	0.0984***
	(0.01)	(0.0198)	(0.0177)
근로원수	-0.0380***	-0.0339**	0.022
	(0.0128)	(0.0137)	(0.0238)
만18세미만 자녀수	0.0620***	0.0129	0.0284
	(0.0189)	(0.0311)	(0.025)
가구수	613	1,476	1,090
관측치수	1,990	3,352	2,205

가구의 특성 변수들 중에서는 〈표 V-12〉에서 보는 바와 같이 시스템 GMM의 경우, 식(1)의 결과와 동일하게 교육수준, 주택소유여부 그리고 가구원수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 교육수준이 높을수록 주택을 소유한 가계일수록 그리고 가구원수가 많을수록 가계의 소비율이 높은 것으로 나타났다. 식 (2)에서는 추가적으로 LTV수준도 통계적으로 유의한 영향을 미치며 가계의 LTV가 높을수록 소비율이 낮은 것으로 나타났다. 이는 가계의 부채부담이 가계소비의 위축요인으로 작용한다는 함의를 내포하고 있는 것으로 사료된다. 주택을 소유한 가계의 소비율이 평균 8.2% 높고, 가구원수가 한 사람이 늘어날 때는 9.9퍼센트 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅴ-13〉 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금이 가계 소비율에 미치는 영향 (계속)

종속변수			소비율		
독립변수			Pooled GEE	Fixed Effects	System GMM
국민연금 부담률	δ		14.27***	16.12***	14.58***
			(1.059)	(1.813)	(2.7)
	γ_2		-10.74***	-13.51***	-12.74***
			(1.761)	(1.954)	(2.945)
	γ_3		-12.71***	-14.60***	-11.55***
			(1.222)	(1.971)	(2.951)
	γ_4		-13.02***	-14.71***	-11.14***
			(1.201)	(1.934)	(2.866)
	γ_5		-10.65***	-12.54***	-11.48***
			(1.731)	(2.193)	(3.111)
국민연금 부담률 (금융제약이 높은 가계)	σ		11.46	4.137	15.59**
			(14.15)	(6.745)	(7.679)
	ϕ_2		-16.28	-10.1	-13.24
			(14.49)	(7.89)	(9.228)
	ϕ_3		-14.28	-6.383	-19.03**
			(14.16)	(6.817)	(7.946)
	ϕ_4		-11.31	-6.039	-19.16**
			(14.26)	(6.99)	(8.697)
	ϕ_5		-10.97	-3.747	-5.221
			(14.5)	(7.109)	(8.461)
상수항	α	1	-0.678***	-2.490***	-0.247
			(0.223)	(0.725)	(0.268)
	ρ_2		0.327***	0.463***	0.315
			(0.08)	(0.114)	(0.21)
	ρ_3		0.258***	0.348***	0.0719
			(0.0636)	(0.119)	(0.212)
	ρ_4		0.182***	0.211*	-0.0211
			(0.0632)	(0.116)	(0.215)
	ρ_5		-0.0368	-0.00602	-0.146
			(0.0693)	(0.115)	(0.215)

상수항 (금융제약이 높은 가계)	λ	-0.188	0.0433	-0.399
		(0.915)	(0.393)	(0.498)
	η_2	0.4	0.223	0.365
		(0.924)	(0.446)	(0.577)
	η_3	0.351	0.0369	0.535
		(0.918)	(0.419)	(0.565)
	η_4	0.244	0.0446	0.597
		(0.926)	(0.404)	(0.507)
	η_5	0.262	-0.00662	0.195
		(0.919)	(0.397)	(0.513)
year1(=2007)	μ_1	-0.0165	0.0355	(omitted)
		(0.0211)	(0.0314)	
year2(=2008)	μ_2	0.0311	0.0824***	-0.0356
		(0.0199)	(0.0247)	(0.0463)
year3(=2009)	μ_3	0.019	0.0318	-0.00411
		(0.019)	(0.0211)	(0.0162)
year4(=2010)	μ_4	0.0279	0.0266	-0.00136
		(0.0171)	(0.017)	(0.0232)
가구수		613	1,476	1,090
관측치수		1,990	3,352	2,205

회귀식 (1)에서 살펴보았던 국민연금부담의 소비율에 대한 양(+)의 효과는 금융제약부담이 상대적으로 낮은 가계에서 비롯된 것을 알 수 있다. 〈표 V-13〉에서 국민연금 부담률이 가계소비율에 금융제약부담 정도에 따라 다른 영향을 갖는 것을 볼 수 있다. 금융제약이 낮은 가계의 경우, Pooled GEE, 고정효과, 시스템 GMM모형 모두 전체 소득분위에서 소비가 증가하는 것을 볼 수 있다. 반면 금융제약이 높은 가계에 대해서 Pooled GEE와 고정효과모형에서는 국민연금 부담률이 소비율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고, 시스템 GMM모형에서는 금융제약하의 가계의 경우는 금융제약이 낮은 가계와 비교하여 증가 효과는 국민연금의 재분배효과에 기인하여 1분위에만 유의미하게 존재하는 반면, 그 외 제약이 있는 가계들에서는 통계적으로 무의미하거나 3분위

와 4분위의 경우 국민연금의 부담이 소비를 위축하는 것으로 나타났다.

③ 소결 : 금융제약정도에 따른 소득분위별 영향

가계의 금융부담에 따른 소득분위별 국민연금부담이 가계 저축과 소비에 미치는 영향을 살펴보았다. 이러한 소득분위별 영향은 소득1분위에서의 영향에서 각 분위에 대한 추가적인 한계효과를 감안하여 계산을 하여야 하는데, 〈표 Ⅴ-14〉에서 국민연금부담률이 금융제약 정도에 따른 소득분위별 저축과 소비에 미치는 영향을 보여주고 있다.

〈표 Ⅴ-14〉 금융제약정도에 따른 소득분위별 국민연금 부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향

소득분위별 연금부담률	분위	계수	저축률	소비율
금융제약이 낮은 가계 (LTV≤50%, DTI≤25%)	1분위	δ	-20.06***	14.58***
	2분위	$\delta+\gamma_2$	-3.01***	1.84***
	3분위	$\delta+\gamma_3$	-3.94***	3.03***
	4분위	$\delta+\gamma_4$	-4.73***	3.44***
	5분위	$\delta+\gamma_5$	-3.68***	3.1***
금융제약이 높은 가계 (LTV>50%, DTI>25%)	1분위	$\delta+\sigma$	-31.93*	30.17**
	2분위	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-3.26	4.19
	3분위	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	0.38**	-0.41**
	4분위	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	1.34**	-0.13**
	5분위	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	-14.241	13.469

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

국민연금부담은 기존의 연구들과 마찬가지로 가계저축을 구축하는 것을 볼 수 있다. 특히, 이러한 구축효과는 재분배기능을 갖는 국민연금의 수급구조의 영향을 가장 많이 받는 것으로 사료되는 소득분위인 1분위에서 가장 크게 나타났고, 소비율에 대한 영향도 가장 크게 나타났다.

〈표 V-14〉에서는 이러한 저축에 대한 구축효과와 소비에 대한 양(+)의 효과는 금융제약이 상대적으로 낮은 가계에서 기인된 것임을 보이고 있다. 금융제약 부담이 상대적으로 큰 가계의 경우에는 소득1분위를 제외하고는 오히려 국민연금부담이 소비를 제약할 가능성을 시사한다고 볼 수 있을 것이다.

5. 강건성 검토 (Robustness check)

앞 절에서 가계의 금융제약부담에 따른 소득분위별 국민연금의 가계저축과 소비에 대한 영향을 살펴보았다. 분석에서는 금융제약부담의 기준으로 각 가계의 LTV와 DTI값을 임의로 설정(LTV〉50%, DTI〉25%)하여 분석 대상의 가계를 두 그룹으로 나누고, 이에 따라 상대적으로 금융부채 부담이 많은 가계와 부담이 적은 가계에 대한 상이한 영향을 나누어 살펴보았다. 이번 절에서는 금융제약부담에 대한 임의의 기준값을 변화시키면서 이에 따른 분석결과의 함의를 살펴보고자 한다.

가. 저축율에 대한 영향

DTI비율은 기존 분석과 같이 25%로 고정시켜놓고, LTV비율의 기준을 변화시킴으로서 가계를 두 그룹으로 나누는 금융부담의 기준을 바꾸며 분석결과를 비교하였다. 〈표 V-15〉를 보면 소득분위별로 금융제약이 상대적으로 큰 가계와 적은 가계의 차이가 DTI 기준값이 변화함에 따라 어떻게 달라지는 가를 보이고 있다.

앞 절에서의 분석은 DTI가 25%이상, LTV가 50%이상을 기준(CASE II)으로 가계를 금융제약이 많은 그룹으로 나누어 분석하였다. 〈표 V-15〉에서 CASE I은 DTI기준은 고정시키고 LTV기준을 내려 DTI 25%이상과 LTV 30%이상인 가계를 제약이 있는 가계로 구분하였다. 이를 CASE II와 비교하여보면 CASE II의 기준으로 제약이 없는 가계들이 이

제 제약이 있는 그룹으로 포함되었음을 의미하며, 금융부담이 많은 그룹의 평균적 금융부담이 낮아짐을 의미한다. CASE I의 결과에서 볼 수 있듯이 금융부담이 낮은 가계들이 포함됨으로써 CASE II에 비해 저축의 구축효과가 나타나는 것을 볼 수 있다.

CASE III의 경우, 이전 CASE II에 비해 더욱 금융부담이 많은 가계들만을 포함함으로써 금융제약이 높은 가계 그룹에서 CASE II에서처럼 구축효과가 통계적 유의성을 갖지 못하는 것을 볼 수 있다.

〈표 Ⅴ-15〉 강건성 검증: 국민연금 부담률의 저축률 영향

DTI 25	계수	CASE I (LTV 30)	CASE II (LTV 50)	CASE III (LTV 70)
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 낮은 가계)	δ	-19.55***	-20.06***	-19.95***
	$\delta+\gamma_2$	-2.70***	-2.93***	-2.51***
	$\delta+\gamma_3$	-3.98***	-4.16***	-4.31***
	$\delta+\gamma_4$	-3.73***	-4.74***	-4.84***
	$\delta+\gamma_5$	-3.18***	-3.69***	-3.68***
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 높은 가계)	$\delta+\sigma$	-30.42*	-31.93*	-31.85*
	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-0.07	-3.18	-3.47
	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	-1.02**	0.36**	0.33**
	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	-4.53*	1.32**	3.29**
	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	-9.83	-14.25	-16.45
AR(1)		0.000	0.000	0.000
AR(2)		0.430	0.419	0.378
Sargan test		0.000	0.000	0.000
Hansen test		0.958	0.981	0.992
Number of IV		320	314	313
Number of households		1,090	1,090	1,090
Number of observations		2,205	2,205	2,205

나. 소비율에 대한 영향

국민연금부담의 가계 소비율에 대한 영향에 대해서도 저축률에서와 같이 강건성 여부를 확인할 수 있다. 〈표 V-16〉에서 CASE II는 앞서 수행한 분석결과의 경우이고, CASE I은 LTV기준을 낮춘 경우, CASE III은 LTV기준을 높인 경우의 분석결과이다. 금융부담의 기준을 높일 경우, 금융제약이 높은 가계 그룹에는 부채부담이 더 큰 가계만을 포함시키는 것을 의미하며, CASE III의 결과를 보듯이 국민연금 불입은 부채부담이 더 큰 가계에게는 소비를 위축시킬 수 있음을 보이고 있다. 그러나, 금융부담의 기준을 낮추어서 두 그룹으로 나누어 분석을 수행할 경우(CASE I), 금융제약이 높은 가계 그룹에 부채부담이 낮은 가계들도 포함이 되면서 소비에 대한 부의 효과가 사라지는 것을 볼 수 있다.

〈표 V-16〉 강건성 검증: 국민연금 부담률의 소비율 영향

DTI 25	계수	CASE I (LTV 30)	CASE II (LTV 50)	CASE III (LTV 70)
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 낮은 가계)	δ	14.05***	14.58***	14.66***
	$\delta+\gamma_2$	1.45***	1.74***	1.56***
	$\delta+\gamma_3$	3.39***	3.28***	3.52***
	$\delta+\gamma_4$	2.43***	3.48***	3.59***
	$\delta+\gamma_5$	2.31***	3.1***	3.08***
소득분위별 연금부담률 (금융제약이 높은 가계)	$\delta+\sigma$	29.48**	30.16**	30.07**
	$\delta+\gamma_2+\sigma+\phi_2$	-0.02*	4.10	3.82
	$\delta+\gamma_3+\sigma+\phi_3$	0.61***	-0.38**	-0.34**
	$\delta+\gamma_4+\sigma+\phi_4$	5.88*	-0.04**	0.09**
	$\delta+\gamma_5+\sigma+\phi_5$	9.00	13.54	17.39
AR(1)		0.000	0.000	0.000
AR(2)		0.204	0.153	0.121
Sargan test		0.000	0.000	0.000
Hansen test		0.951	0.947	0.988
Number of IV		320	314	313
Number of households		1,090	1,090	1,090
Number of observations		2,205	2,205	2,205

Ⅵ. 요약 및 시사점

국민연금제도는 가계가 노동시장에서 은퇴 후 발생하는 소득저하에 대처하는 사회보험으로써 중요한 역할을 담당하고 있다. 가계는 국민연금 보험료를 납부하고 은퇴연령이 지난 후 급여혜택을 받는다. 따라서 국민연금은 노동을 공급하는 가계의 예산제약식에는 수입에 부(-)의 효과를 주고, 은퇴 가계에는 수입에 양(+)의 효과를 나타냄으로서 가계의 소비 및 저축에 영향을 미치게 된다.

본 연구에서는 국민연금이 가계의 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 구분하고, 이를 거시자료와 미시자료를 이용하여 실증 분석하였다. 통상 기존 연구에서 공적연금이 저축을 구축하는지 여부를 소득과 공적연금을 포함하는 소비함수를 추정하고 이 결과를 토대로 저축에 대한 영향을 간접적으로 분석하는 방식을 택하고 있다. 이는 저축의 인정범위를 어느 정도로 잡느냐에 대한 이견이 존재하므로 저축이 소득에서 소비를 제외한 부분이라는 항등관계에 기초하여 저축대신 소비를 분석대상으로 삼고 접근하였기 때문이었다. 그러나 현실적으로 가계의 소비와 저축의 추이를 살펴보면 서로 동전의 양면이 아니라 동행하거나 연관성이 낮아 보이기도 한다. 이러한 배경에서 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향을 따로 검토하는 것이 바람직하다고 판단하였다. 또한 거시자료와 미시자료를 동시에 분석하는 것은 시계열이 갖는 추세에 대한 정보와 미시자료가 갖고 있는 구조에 대한 정보 등 각 자료의 장점을 상호보완적으로 이용하여 이 주제에 대하여 엄밀한 분석을 하기 위함이다.

거시자료 실증분석에서 거시경제변수에서는 가계 처분가능소득, 실질주택자산가치, 실질금리, 가계부채의 처분가능소득대비 비율, 국민연금변수에서는 기대연금자산, 인구구조변수에서는 고령화비율 등이 포함되었다. 계량방법으로 장기 공적분회귀식과 오차수정모형을 사용하여 실증분

석하였다. 먼저 가계소비식에 대하여 실질 처분가능소득과 실질주택자산의 경우 양의 계수로 나타나 가계 소득 및 주택자산 증가가 소비지출에 긍정적 영향을 주며, 국민연금 순기대자산의 경우도 양으로 나타나 이의 증가가 소비지출을 확대시키는 역할을 하는 것으로 해석된다. 반면 실질연금기여금의 경우 음으로 나타나 이의 확대가 소비지출에 부정적 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 그 외 실질금리의 경우 경제이론에서와 같이 음으로 나타났으며, 한편 가계부채의 처분가능소득대비 비율은 양으로 나타나 가계부채가 소비를 억제하는 역할을 하기 보다 소비를 위한 유동성 확대 역할을 하고 있음을 시사하였다.

다음으로 가계저축식에 대하여 분석한 결과 실질 가처분소득의 경우 추정계수가 양으로 나타나 결국 소비와 저축에 대하여 모두 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 실질주택자산의 경우 추정계수가 음으로 가계저축에 대하여 부정적으로 나타났다. 국민연금 기대자산의 경우 음으로 나타나 결국 이의 확대가 소비를 확대시키는 반면 가계저축을 구축하고 있는 것으로 해석된다. 또한 실질 연금기여금의 경우 음으로 나타나 이의 확대가 가계소비와 가계저축 양 측면에 부정적 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 그 외 실질금리의 경우 양의 계수로 나타나 금리 상승 시 현재소비를 줄이고 미래 소비인 저축을 늘리는 것으로 보인다. 가계부채의 처분가능소득대비 비율은 음으로 나타나 가계는 가계부채 변동에 따라 저축을 반대방향으로 선택하고 있음을 시사하였다. 마지막으로 고령화비율은 확대가 가계저축에 긍정적 영향을 주고 있는 것으로 나타났다.

세 번째로 총저축식에 대하여 분석한 결과 국민연금 기대자산의 추정계수가 음으로 나타나 총저축 역시 구축하고 있는 것으로 보인다. 이는 국민연금제도 인하여 청장년층은 퇴직 후 부가 증가하므로 자발적 저축이 연금기여금 이상으로 축소되어 총저축이 감소한다는 것을 시사한다. 현실적으로 현재 국민연금제도는 확정급여형(DB)이므로 가입자가 자신

이 미래에 얼마나 받는다는 것을 알고 있으며, 또 납입하는 기여금대비 받게 되는 급여액이 최소 1배 이상이므로 합리적 경제주체라면 강제적인 연금기여금보다 자발적인 저축을 그 이상 감소시켜도 미래 소득을 일정 수준으로 유지할 수 있다는 판단을 하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편 미시자료인 노동패널을 사용하여 동적패널모형을 추정함으로써 국민연금 불입액이 가계의 소비와 저축에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 국민연금부담의 소득분위별 영향을 살펴본 결과 국민연금부담이 가계저축을 구축하며 특히, 구축효과가 저소득분위에서 크게 나타났다. 국민연금부담률이 1퍼센트 증가할 때 저축은 소득2분위에서 2.1퍼센트 감소하며, 소비는 1.22퍼센트 증가하며, 특히, 1분위에서 소비가 가장 크게 늘어났다. 생애주기이론에서 연금이 생애총자산을 증가시키는 경우, 저축은 연금부담에 따라 구축됨에도 불구하고 소비는 증가되는 것과 일관되는 모습이다. 이는 국민연금이 제도적 수급구조에서 기인하여 수익비가 1을 초과하기 때문으로 사료된다.

다음으로 가계 저축에 대하여 금융제약이 상대적으로 낮은 가계의 경우 연금부담이 늘어나면서 가계저축이 구축되어 저축률이 낮아지는 반면, 금융제약이 높은 가계의 경우에는 연금부담의 저축에 대한 구축정도는 상대적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국민연금이 가계저축을 구축한다는 기존의 많은 연구들을 지지하는 것이지만, 가계저축에 대한 구축효과가 상대적으로 금융부담이 적은 가계에 대한 영향에서 주로 기인하는 것으로 파악되었다는 점에서 차이가 있다. 금융부담이 많은 가계의 경우, 분위별로 다르지만 국민연금의 저축에 대한 구축효과는 통계적으로 무의미한 것으로 나타났다.

마지막으로 가계 소비의 경우 금융제약이 상대적으로 높은 가계에 대해서는 공적연금의 부담이 가계소비를 위축시킬 수 있는 가능성을 보였다. 이는 금융제약이 큰 가계에게 있어서 연금부담이 가계소비지출에 부

담으로 작용한다는 것을 시사한다. 이 역시 국민연금의 수급구조에 의해 수익비가 1보다 상당히 높고, 연금의 수혜 구조상 저소득 가계에 대한 재분배기능을 가지고 있기 때문이라고 판단된다. 특히 재분배효과를 많이 받는 소득 1분위에서 가장 크게 나타났다. 이 또한 기존의 많은 연구 결과와 비슷하지만 본 연구에서는 이러한 증가효과도 금융제약이 상대적으로 낮은 가계를 중심으로 나타남을 보였고, 금융부담이 큰 가계의 경우에는 반대로 수급구조에 의한 수익비가 1을 초과함에도 불구하고 국민연금의 부담이 오히려 일부 소득분위에서 소비를 위축시킬 수 있음을 확인하였다.

본 연구의 의의는 다음의 몇 가지로 정리할 수 있겠다.

첫째, 국민연금이 소비와 저축에 대한 영향을 엄밀하게 실증분석하였다. 이를 위하여 소비와 저축을 어느 한 부문만이 아니라 함께 고려하였으며, 이를 거시적 및 미시적 자료를 갖고 분석하였다. 또한 가계의 결정변수인 가계 소비와 가계 저축을 분석대상으로 삼았다. 이러한 접근법은 기존 연구들과 차별화되는 부분이다. 그 결과 소득이 가계 소비와 저축에 대하여 동시에 양의 방향으로 영향을 주는 중요한 변수임을 확인할 수 있었다. 따라서 성장률 유지가 중요하며 노동과 자본의 확대에 의한 양적 성장의 한계에 직면한 우리 경제에서 질적인 생산성 제고의 중요성이 더욱 중요해지고 있다고 판단된다. 한편 국민연금에서 기대연금자산이 가계저축을 구축하는 반면 소비를 제고시키는 효과를 갖고 있으며 이는 국민연금제도 구조에 따라 암묵적으로 가계가 국민연금 기여금보다 미래 급여혜택이 많음을 인식하는 요인에서 비롯된다는 점을 확인할 수 있었다. 그리고 이는 경제전체적으로 가계저축률을 하락시키는 요인 중의 하나로 파악되었다. 따라서 향후 기대연금자산이 확대 추세를 보일 것이므로 가계소비를 유지하는데 도움이 되는 반면 가계저축 저하로 투자에는 부정적 영향을 미치며, 이에 따라 국내총생산 지출구조가 소비중심으로 심화되고 저성장세를 보일 것으로 예상된다. 둘째, 본 연

구에서는 소비와 저축을 따로 구분하여 분석한 결과 행태구조가 다소 다를 수 있음을 알 수 있었으며, 거시자료와 미시자료를 따로 사용하는 경우에도 국민연금의 소비와 저축에 대한 영향의 방향은 일관되지만 세부 내용에서는 다소 차이가 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이는 공적연금의 소비와 저축에 대한 영향에 관한 연구를 할 때 본 연구에서와 같이 보다 포괄적인 연구가 필요하다는 의미로 해석될 수 있겠다. 내용상 상이함에 대하여는 향후 추가적인 연구가 필요하다고 판단된다. 셋째, 가계부채에 대하여 거시자료 분석에서는 과거로부터의 추이를 반영하므로 소비와 저축에 대한 심각성을 파악하기 어려우나 최근 자료를 바탕에 둔 미시자료 분석 결과를 토대로 살펴볼 때 국가 전체적으로 가계부채가 증가하고 이의 증가율 또한 국민총생산을 능가하는 우리경제의 현 상황에서 준조세의 성격을 갖는 국민연금이 경제내의 가계 지출구조에 미치는 영향에 대한 중요한 함의를 제공한다는 의의를 갖는다. 가계부채가 증가하면서 금융제약 부담 하에 있는 가계의 수가 늘어나는 경우와 각 가계의 금융부담 정도가 상승하는 경우, 내수증진의 정부정책은 국민연금부담이 경제 내 가계 소비에 대한 영향으로 인해 한계를 가질 가능성을 시사한다. 또한, 가계부채의 정도를 관리 및 감독하는 정부의 역할이 금융부문에서의 안정성을 높이는 것 뿐 아니라 실물경제에 대한 영향이 있음을 간과할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

강성호·임병인, “공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근”, 한국은행『경제분석』제11집 제2호, pp. 135~163, 2005.

김대철·김진영·이만우, “국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석”, 한국은행『경제분석』제14집 제2호, pp. 1~37, 2008

김상호, “연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석”, 한국경제학회『경제학연구』제55집 제3호, pp. 119~142, 2007.

김영일,『자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석』, 정책연구시리즈 2009-08, 한국개발연구원, 2009.

유재원·유병하, “한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석,” 한국경제연구학회『한국경제연구』, 제32집 제4호, pp. 5~44, 2014.

윤석명·오완근·신화연, “국민연금의 사회보장자산(SSW)추정 및 민간부문 저축에 대한 효과분석,”『한국경제의 분석』, 제13집 제2호, pp. 113~170, 2007.

이만우·김진영·김대철, “국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과- 남성가구주 임금근로자의 노동시간을 중심으로: 국민연금 기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과”, 한국재정학회『재정학연구』제1집 제1회, pp. 143~186, 2008.

임경묵·문형표, “공적연금이 가계저축에 미치는 영향”,『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(Ⅰ)』, 연구보고서 2003-06, 한국개발연구원, 2003.

전승훈·강성호·임병인, “선형패널자료 분석방법에 관한 비교연구”, 통계청『통계연구』제9권 제2호, pp. 1~24, 2004.

차은영·김수현 “공적연금이 가계저축에 미치는 효과”,『여성경제연구』제10집 제2호, pp. 185~208, 2013.

Abel, Andrew B., "Asset Prices Under Habit Formation and Catching up with the Joneses," *The American Economic Review*, Vol.80, 1990.

Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *The American Economic Review*, No.53, pp. 55～84, 1963.

Attanasio, Orazio P., and Agar Brugiavini. "Social security and households' saving", *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 1075～1119, 2003.

Aydede H. Yigit, "Savings and Social Security Wealth: A Case of Turkey," 4-7 2007, Middle East Economic Association Annual Meeting, 2007.

Bailliu Jeanine and Helmut Reisen, "Do Funded Pensions Contribute to Higher Aggregate Savings? A Cross-Country Analysis", *OECD WP 130*, 1997.

Barro J. Robert and Glenn M. Macdonald, "Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section", *Journal of Public Economics* 11, pp. 279～289, 1979.

Box, George and Gwilym Jenkins, *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, 1976, Holden Day.

Bernheim B. Douglas and Lawrence Levin, "Social Security and Personal Saving", *The American Economic Review,* Vo.79(2), pp. 79～102, 1989.

Bloom David E., David Canning, Richard K. Mansfield, and Michael Moore, "Demographic change, social security systems, and savings" *Journal of Monetary Economics* 54, pp. 92～114, 2007.

Callen Tim and Christian Thimann, "Empirical Determinants of Household Saving: Evidence from OECD Countries", *IMF WP 97/181*, 1997.

Campbell, John Y., "Understanding Risk and Return", *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 1996.

Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", NBER WP No.2924, 1989.

Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption", *Journal of Business and Economic Statistics,* Vol.8, 1990.

Cigno Alessandro and Furio C. Rosati, "Rise and fall of the Japanese saving rate: the role of social security and intra-family transfer", *Japan and the World Economy* 9, pp. 81～92, 1997.

Creedy John, Norman Gemmell, and Grant Scobie, "Pensions, savings and housing: A life-cycle framework with policy simulations", *Economic Modelling* 46, pp. 346～357, 2015.

Diamond, Peter A., and Jerry A. Hausman. "Individual retirement and savings behavior." *Journal of Public Economics* 23(1) pp. 81～114. 1984.

Dicks-Mireaux, Louis, and Mervyn A. King, “Portfolio Composition and Pension Wealth: An Econometric Study”, No. 0903. *National Bureau of Economic Research*, 1982.

Eisner Robert, “Social Security, Saving, and Macroeconoomics,” *Journal of Macroeconomics*, 5(1), pp.1～19, 1983.

Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, 2004, Wiley.

Evans Paul, “The Effects of Social Security: Evidence for Seventeen Countries,” Working Paper, Ohio State University, 2003.

Feldstein, Martin. "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation." *The journal of political economy*, Vol. 82(5), pp. 905～926, 1974.

_____, "Social Security and Saving: New Time Series Evidence“, *NBER WP. No. 5054,* 1995.

_____ and Anthony Pellechio. "Social Security and Household Accumulation: New Microeconometric Evidence", *Review of Economics and Statistics* Vol. 61(3), 1979.

_____ and Jeffrey B. Liebman. "Social Security" *Handbook of public economics* 4, pp. 2245～2324, 2002.

Granger, Clive and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics,“ *Journal of Econometrics,* Vol. 2, pp. 111～120. 1974.

Hall, Robert E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy,* Vol. 86, 1978.

Hamaaki Junya, "The Pension System and Household Consumption and Saving Behavior," *Public Policy Review,* 9(4) pp. 687～716, 2013.

Hubbard, R. Glenn, "Pension wealth and individual saving: Some new evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 167～178, 1986.

Ismail Aisha and Kashif Rashid, "Determinants of household saving: Cointegrated evidence from Pakistan(1975-2011)", *Economic Modelling* 32, pp. 524～531, 2013.

Kim, M. H., “The Determinants of Personal Saving in the U.S.”, *The Journal of Applied Business Research,“ Vol.26(5), pp.35 ～43*, 2010.

Kotlikoff, Laurence J. "Testing the theory of social security and life cycle accumulation", *The American Economic Review*, pp. 396～410, 1979.

Leimer Dean R., and Selig D. Lesnoy, "Social Security and Private Saving: New Time Series Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 90(3), pp. 606～629, 1982.

Lesnoy, Selig D., and Dean R. Leimer, "Social Security and Private Saving: Theory and Historical Evidence", *Social Security Bulletin*, Vol. 48(1), pp. 14～30, 1985.

_____ and John C. Hambor, "Social Security, Saving, and Capital Formation", *Social Security Bulletin*, pp. 3～14, 1975.

Pfau, Wade Donald, "The Effects of Social Security on Private Savings: A Reappraisal of the Time Series Evidence," MPRA paper No.19032, Muenchen University, 2009.

Rossi Nicola, "National saving and social security in Italy", *Ricerche Economiche*, 49 pp. 329～356, 1995.

Wakabayashi Midori, "Retirement Saving in Japan: with Emphasis on the Impact of Social Security and Retirement Payments", *Journal of the Japanese and International Economies* 15, pp. 131～159, 2001.

국민연금연구원 발간보고서 목록

2014년도

연구보고서 2014-01	가입기간별 기초율을 적용한 국민연금 장기재정전망(Ⅱ)	박성민	2014.12
연구보고서 2014-02	공적연금 가입자 추계 방법 연구	박주완, 한정림	2014.12
연구보고서 2014-03	국민연금 이력자료에 의한 계층별 특성치의 통계적 추정	최기홍, 신승희	2014.12
연구보고서 2014-04	국민연금제도변수 중기 전망 연구	성명기, 최장훈	2014.12
연구보고서 2014-05	국민연금과 거시경제 모의실험모형 연구	성명기	2014.12
연구보고서 2014-06	국민연금 포트폴리오의 최적공분산 추정에 관한 연구	최영민	2014.12
연구보고서 2014-07	경제적불평등과 노후최저보장제도의 관계 및 시사점 -OECD국가를중심으로	이상붕, 서대석	2015.3
연구보고서 2014-09	국민연금의 재정평가 지표에 대한 비교연구	최기홍, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-10	남부유럽 연금개혁 연구	권혁창, 정창률 외	2015.3
연구보고서 2014-11	독거노인의 생애노동이력과 이전소득 효과 연구	송현주, 성혜영 외	2015.3
연구보고서 2014-12	부도위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략에 관한연구	강대일, 조재호 외	2015.3
연구보고서 2014-13	고연령 사망률 추정과 미래 사망률 전망방식 개선에 관한 연구	최장훈, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-14	시간변동성 성과평가지표를 이용한 국민연금기금의 성과평가에 관한 연구	정문경, 황정욱 외	2015.3

연구보고서 2014-15	우리나라 다층노후소득보장체계의 연금소득 추정	한정림, 박주완	2015.3
연구보고서 2014-16	유족연금 및 중복급여 산출방법 개선방안	신경혜, 신승희	2015.3
연구보고서 2014-17	환경, 사회, 지배구조요인(ESG)을 이용한 투자 전략에 관한 연구	손경우, 주상철	2015.3
정책보고서 2014-01	국민연금 국내부동산 벤치마크 사용자지수 산출에 관한 연구	노상윤, 민성훈 외	2014.12
정책보고서 2014-02	국민연금기금의 액티브 외화관리전략에 관한 연구	주상철, 손경우	2014.12
정책보고서 2014-03	공적연기금 리스크 관리체계의 국제비교	최영민, 박태영 외	2014.12
정책보고서 2014-04	국민연금 국내 인프라투자 벤치마크 지수 개선방안 연구	노상윤, 유승동 외	2014.12
정책보고서 2014-05	정년연장이 국민연금제도에 미치는 영향에 관한 연구	김헌수, 김원식 외	2015.3
정책보고서 2014-06	2013년 국민연금 기금운용 성과평가 (공개)	강대일, 정문경 외	2015.3
정책보고서 2014-08	국민연금기금운용지침개선방안	박태영, 이정화	2015.3
정책보고서 2014-09	국민연금사각지대 완화를 위한 지역가입자 관리개선방안연구	정인영, 김경아 외	2015.3
정책보고서 2014-10	노인기초보장제도와 국민연금 간 역할분담관계에 관한연구	이용하, 최옥금 외	2015.3
정책보고서 2014-11	단시간 근로자 실태와 국민연금 적용방안	최옥금, 조영은	2015.3
정책보고서 2014-12	연금교육 활성화를 통한 노후준비 수준 제고 방안	성혜영, 송현주 외	2015.3
정책보고서 2014-13	우리나라 노년층의 노후소득격차 발생요인 분석과 지원방안연구	김경아, 김헌수 외	2015.3

정책보고서 2014-14	우리나라 중·고령자들의 노동시장 특성과 국민연금제도 가입확대방안	유호선, 박주완 외	2015.3
조사보고서 2014-01	유족연금제도의 국제비교 연구	유호선, 김경아 외	2015.3
조사보고서 2014-02	장애인 소득보장체계의 국제비교연구	이용하, 정인영 외	2015.3
조사보고서 2014-03	중·고령자의 경제생활 및 노후준비실태 -제5차(2013년도)국민노후보장패널(KReIS)분석보고서-	송현주, 이은영 외	2015.3
용역보고서 2014-01	최적사회보장과 창조경제 -국민연금기금의 효율적 투자방안을 중심으로	임양택	2014.12
용역보고서 2014-02	1.독일연금통합의 전개과정 평가(고려대학교 산학협력단) 2.북한사회보장과 연금제도 운영실태 분석(신한대학교산학협력단)	김원섭 이철수 외	2015.3
용역보고서 2014-03	국민연금 사각지대 개선방안 연구 (인제대학교 산학협력단, 충북대학교 산학협력단)	김재진, 이정우 외	2015.3
용역보고서 2014-04	반납·추납 보험료 대여사업 사업타당성 분석 및 수요도 조사(대구대학교 산학협력단)	전승훈	2015.3
용역보고서 2014-05	일반국민과 공무원의 노후보장체계 국제비교 연구	김상호, 배준호 외	2015.6
연차보고서 2014-01	2015년 국민연금기금의 자산배분 -ALM분석을 중심으로(비공개)	기금정책팀	2014.12
프로젝트 2014-01	OECD 주요 국가의 기초보장 급여적정성 평가방법	이용하, 최옥금 외	2015.3

2013년도

연구보고서 2013-01	소득계층별 국민연금 수급부담구조 분석	최기홍 한정림	2013.12
연구보고서 2013-02	주요 거시경제변수 동태적 전망모형 개발	성명기 박무환	2013.12

연구보고서 2013-03	고령화가 자산가격에 미치는 영향과 장기전망 연구	성명기	2013.12
연구보고서 2013-04	OECD 주요 국가들의 연금개혁의 효과성 연구	권혁창	2013.12
연구보고서 2013-05	시장구조에 따른 자산군 분류체계에 관한 연구	강대일 황정욱	2013.12
연구보고서 2013-06	국민연금 해외주식 포트폴리오의 변동성 활용에 관한 연구	최영민 주상철	2013.12
연구보고서 2013-07	가입기간별 기초율을 적용한 국민연금 장기재정전망(Ⅰ)	박성민 신승희	2013.12
연구보고서 2013-08	중고령자의 은퇴와 조기 수급률에 관한 연구	신경혜 권혁진 신승희	2013.12
연구보고서 2013-09	국민연금 재정화 정책의 세대별 생애효과 분석	최기홍 김형수	2013.12
연구보고서 2013-10	국민연금 가입자의 가입이력과 급여수준 분석	우해봉 한정림	2013.12
연구보고서 2013-11	국민연금 국내주식 위탁운용규모와 수익에 관한 연구	정문경 박영규	2013.12
연구보고서 2013-13	우리나라 가구의 자산보유 실태와 자산형성 요인 분석	김헌수 김경아	2013.12
연구보고서 2013-14	베이비부머세대의노후소득보장실태 및 지원방안 연구	김경아 김헌수	2013.12
연구보고서 2013-15	자동조정장치에 의한 급여 결정방식에 관한 연구	최장훈 신승희	2013.12
정책보고서 2013-01	국민연금 보완제도로서 개인연금의 역할 정립 및 발전방향에 관한 연구	이용하	2013.12
정책보고서 2013-02	국민연금 사회보험료 지원의 합리적 운영방안 연구	최옥금	2013.12
정책보고서 2013-03	연금개혁을 위한 사회적 합의 과정에 관한 연구	유호선	2013.12

정책보고서 2013-04	국민연금 국내부동산 벤치마크 지수개발에 관한 연구(Ⅰ)	노상윤 태엄철	2013.12
정책보고서 2013-05	국민연금 국내 채권투자방식에 대한 정책대안 연구 -미국 OASDI 사례 중심으로	박태영 김영은	2013.12
정책보고서 2013-06	국민연금기금의 환위험 관리 개선방안	주상철 최영민	2013.12
정책보고서 2013-07	시장영향력을 고려한 기금운용방안 -주주권 행사를 중심으로-	김순호 김영은	2013.12
정책보고서 2013-09	국민연금법과 장애인복지법의 장애개념 및 장애판정체계 비교 연구	정인영 윤상용	2013.12
정책보고서 2013-10	공공영역 노후설계 서비스의 역할과 기능	성혜영	2013.12
조사보고서 2013-01	우리나라 중·고령자의 성공적 노후와 노인관련제도에 대한 인지 및 이용실태 -제4차(2012년도) 국민노후보장패널부가조사 기초분석 보고서 -	송현주 이은영 외	2013.12
용역보고서 2013-01	대위권 행사시 일시금 환산제도 도입방안 연구	전주대 산학협력단	2013.12
용역보고서 2013-02	신규복지사업 수익성분석에 대한 연구	한국비용 편익분석 연구원	2013.12
연차보고서 2013-02	국민연금 중기재정전망(2014 ~ 2018)	박성민 신경혜 외	2013.12
Working Paper 2013-01	소규모 개방경제 DSGE모형을 이용한 통화정책의 거시경제 파급효과 분석	박무환	2013.12
Working Paper 2013-03	R 프로그램을 이용한 기금운용분석Ⅰ - 국민연금 국내주식 위탁펀드의 현금유입이 펀드의 운용행태에 미치는 영향 분석	정문경	2013.12
Working Paper 2013-04	동아시아 국가의 연금제도 비교	성혜영	2013.12

Working Paper 2013-05	국민연금 자산이 노후소득에 미치는 영향 분석과 한국인의 은퇴준비정도 추정	김헌수 최기홍	2013.12
프로젝트 2013-01	주요 국외패널 비교연구와 국민노후보장패널에 주는 시사점	김헌수	2013.12
프로젝트 2013-02	국민노후보장패널조사(KReIS) 발전방안 연구	송현주	2013.12
프로젝트 2013-03	해외(미국, 일본) 재정추계 비교 연구	최장훈	2013.12
연구자료 2013-01	2013년 상반기 국민연금 기금운용 성과평가 보고서	황정욱 태엄철	2013.12

2012년도

연구보고서 2012-01	국민연금의 세대간 회계 : 방법론 및 모형개발	최기홍, 전영준 외	2012.12
연구보고서 2012-02	국민연금기금의 동태적 자산배분에 대한 연구	박태영	2012.12
연구보고서 2012-03	국민연금 국내주식 위탁운용의 성과평가에 관한 연구	정문경 외	2012.12
연구보고서 2012-04	패널회귀모형을 이용한 총요소생산성 추정 및 전망	박무환, 최기홍 외	2012.12
연구보고서 2012-05	가입자 소득분포의 재정추계 적용방안 연구	박성민, 신승희	2012.12
연구보고서 2012-06	국민연금 재정의 민감도분석 및 시뮬레이션	신경혜, 박무환 외	2012.12
연구보고서 2012-07	개방경제 DSGE모형을 이용한 GDP갭 추정 및 전망	박무환, 유병학 외	2012.12
연구보고서 2012-08	노후소득보장제도 유형별 연금제도 개혁 특성 - 유럽연합 국가를 중심으로	유호선, 이지은	2012.12

연구보고서 2012-09	국민연금 대체투자 벤치마크의 프리미엄 설정에 관한 연구	노상윤, 황정욱	2012.12
연구보고서 2012-10	OECD국가의 노후최저소득보장 제도운영 현황과 시사점	우해봉	2012.12
연구보고서 2012-12	2012년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서	강대일, 황정욱	2012.12
정책보고서 2012-02	연금과세에 따른 실질 연금소득보장과 소득재분배 효과 분석	강성호, 권혁진 외	2012.12
정책보고서 2012-03	국민연금기금의 헤지펀드 투자 운용방안	주상철	2012.12
정책보고서 2012-04	국민연금 지급개시연령 상향조정방안 연구	이용하, 김원섭 외	2012.12
정책보고서 2012-05	국민연금의 임의가입·임의계속가입제도 운영방안 연구	최옥금, 이지은	2012.12
정책보고서 2012-06	취약 근로계층의 다층노후소득보장체계에 관한 연구 - 국민연금을 중심으로	김경아, 한정림 외	2012.12
정책보고서 2012-08	중고령자 조기은퇴 요인과 조기 노령연금제도 개선 방안연구	김헌수	2012.12
정책보고서 2012-09	국민연금 실물투자의 의의와 운용방안	김영은, 박성준	2012.12
조사보고서 2012-01	최근 운용환경 변화에 따른 해외주요연기금의 정책대응사례와 시사점	주상철, 김영은	2012.12
조사보고서 2012-02	제4차(2011년도)우리나라중·고령자의 경제생활 및 노후준비실태 -국민노후보장패널조사(KReIS)분석보고서-	권혁창, 송현주 외	2012.12
조사보고서 2012-03	해외 주요 연기금의 기금규모 및 운용현황	김영은	2012.12
용역보고서 2012-01	한국에 적합한 기부연금 도입방안	신기철, 이창수 외	2012.10
용역보고서 2012-02	장애인지원센터, 지방자치단체, 서비스제공기관과의 역할정립 및 연계방안 연구	이준우, 정지웅 외	2012.11

용역보고서 2012-03	해외 공·사연금제도	국민연금 연구원	2012.12
용역보고서 2012-04	국민연금기금이 국민경제 및 자본시장에 미치는 영향에 따른 장기기금운용방향	시장경제 연구원	2012.12
용역보고서 2012-06	SRI펀드의 사회책임요소 분석	숙명여대	2012.12
용역보고서 2012-07	산재보상과 보험과 국민연금의 중복 조정합리화 방안	공주대	2012.12
연차보고서 2012-01	2011년 국민연금 기금운용 성과평가	정문경, 노상윤 외	2012.10
연차보고서 2012-03	국민연금 중기 재정전망(2013-2017)	박성민, 신경혜 외	2012.12
정책자료 2012-01	국민연금 재정추계 수행조직 체계의 발전방안 연구	최장훈, 김헌수	2012.12
정책자료 2012-02	연금부채 산출방법 비교검토	최장훈	2012.12
working paper 2012-01	ALM을 사용한 국민연금 기금운용 통합관리 타당성 조사	강대일	2012.12
working paper 2012-02	물가·임금·금리 중기 예측 모형개발연구	성명기	2012.12
working paper 2012-03	다층 노후소득보장연구 -연금연구회 소공부모임 연구결과-	김경아, 권혁창	2012.12
프로젝트 2012-01	국민연금 장기재정추계모형2011	재정추계 분석실	2012.4

저자 약력

• **성 명 기**

서울시립대학교 경제학과
서울시립대학교 경제학석사
연세대학교 경제학박사
한국개발연구원 거시경제팀 전문연구원
국회예산정책처 경제분석실 경제분석관/과장
현 국민연금연구원 연구위원

〈주요 연구실적〉

- "실질금리, 부동산가격과 통화정책", 『KDI정책연구』, 2004(공저)
- "상대가격변동성, 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계", 『한국경제학보』, 2006(공저)
- "인구구조변화를 고려한 연간 거시재정모형 구축 연구", 『한국경제연구』, 2009
- "공급충격과 필립스곡선", 『한국경제의분석』, 2009(공저)
- 『2012~2060년 장기 재정전망 및 분석』, 국회예산처, 2012(공저)
- 『물가 · 임금 · 금리 중기 예측모형 개발연구』, 국민연금연구원, 2012
- 『주요 거시경제변수 동태적 전망모형 개발』, 연구보고서 2013-02, 국민연금연구원, 2013(공저)
- 『고령화가 자산가격에 미치는 영향과 장기 전망 연구』, 연구보고서 2013-03, 국민연금연구원, 2013(공저)
- 『국민연금 제도변수 중기 전망 연구』, 연구보고서 2014-04, 국민연금연구원, 2014(공저)
- 『국민연금과 거시경제 모의실험모형 연구』, 연구보고서 2014-05, 국민연금연구원, 2014

• **이 준 상**

성균관대학교 경제학과
UCLA 경제학석사 및 박사
한국개발연구원 부연구위원
현 성균관대학교 경제학과 교수

〈주요 연구실적〉

- "불완전 금융계약하에서의 자본투자의 외부성에 관한 연구", 『한국개발연구』, 2012(공저)
- "재정정책의 경기대응에 대한 평가", 『재정학연구』, 제6권 4호, 한국재정학회, 2013(공저)
- "일반균형모형을 이용한 한국경제의 성장분석", 『한국경제연구』, 제31권 3호, 한국경제연구학회, 2013.
- Revisiting the US tax sbusidy on private health insurance: is it still necessary?, Asian Meeting of Econometric Society, 2013.
- Not All Oil Prices Shocks Are Alike: A Neoclassical Perspective, National Graduate Institute for Policy Studies, 2013.

연구보고서 2015-04
국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향 연구

2016년 3월 인쇄
2016년 3월 발행

발행인 : 문 형 표
편집인 : 김 성 숙
발행처 : 국민연금공단
국민연금연구원
전북 전주시 덕진구 기지로 180(만성동)
TEL : 063-713-6780 / FAX : 063-715-6564

ISBN 978-89-6338-297-5