

국민연금이 저축에 미치는 영향 연구: 미시자료 분석을 중심으로*

유경원** · 유승동***

본 논문에서는 최근 가계저축률의 변화를 살펴보고 공적저축 가입의 가계 사적저축에 미치는 영향을 실증분석하고 경제에 주는 시사점을 구하였다. 특히 본 논문에서는 기존 연구에서 다소 미흡하였던 불확실성의 효과를 감안한 공적연금 가입효과를 분석하고, 이를 두 가지 경로로 구분하여 직접적인 효과와 간접적인 효과로 식별하였다. 공적연금 가입의 직접적인 저축률에 미치는 효과와 공적연금 가입의 예비적 저축동기 상쇄효과의 합이 공적연금 가입에 따른 저축률 효과라 할 수 있다. 결국 이와 같은 공적저축의 사적저축 대체(구축)효과는 가계가 직면하는 불확실성의 크기에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 실증분석에서는 가계가 직면하는 소비 불확실성이 클수록 공적저축의 사적저축 대체(구축)효과는 나타날 가능성이 높지만, 소비 불확실성이 작으면 오히려 공적저축의 존재는 은퇴유발효과를 가져와 사적저축을 증대시키는 역할을 수행할 수 있음을 시사한다. 아울러 실증분석 결과에서 보듯이 공적연금 가입의 예비적 저축동기 상쇄효과는 일관되게 음(-)으로 통계적으로 유의하게 나타나 공적저축의 사회안전망 기능이 현재로서는 제대로 작동하고 있음을 시사하는 결과로 판단된다. 따라서 최근 저축률 상승에 있어 예비적 저축동기가 주요한 요인으로 작용할 가능성이 있으며, 공적연금제도의 불확실성의 확대도 이와 같은 저축동기를 배가시키는 요인으로 작용할 가능성을 본 연구결과는 시사한다.

핵심주제어: 국민연금, 사적저축, 불확실성, 대체관계, 예비적 저축
경제학문헌목록 주제분류: E21, H55, H31

I. 서론

고령화가 급속히 진행되고 있는 가운데 최근 대내외적인 불확실성들로 인해

* 본 연구 개선에 고견을 제공해 주신 익명의 심사위원 두 분과 국민연금연구원 성명기 박사님, 성균관대학교 이준상 교수님께 심심한 감사를 드립니다. 본 연구는 국민연금연구원 (2017)을 수정 및 보완하였습니다.

** 제1저자, 상명대학교 경제금융학부 부교수, 전화: (02) 2287-5039, E-mail: kwyoo@smu.ac.kr

*** 교신저자, 상명대학교 경제금융학부 조교수, 전화: (02) 781-7573, E-mail: peteryou@smu.ac.kr

논문투고일: 2017. 1. 25 수정일: 2017. 3. 2 게재확정일: 2017. 3. 15

6 국민연금이 저축에 미치는 영향 연구: 미시자료 분석을 중심으로

국민들 사이에 경제·사회적 불안감이 확산되고 있다. 기업 구조조정과 가계부채 문제 그리고 영국의 유럽연합 탈퇴, 미국의 예상치 못한 대선 결과 등 국내외 경제 불확실성으로 인해 최근 경제심리가 크게 위축된 가운데, 우리 국민 10명 가운데 7명은 노후에 대한 불안감을 느끼는 것으로 나타나고 있다.¹⁾ IMF에 따르면 노후불안과 취약한 복지체제로 인해 최근 문제 시 되고 있는 가계부채의 확대와 질적 악화가 발생했고, HSBC 설문조사에 따르면 우리나라의 경우 소득 대비 장기저축 비중은 아시아국가 중 상위권임에도 불구하고 은퇴준비에 대한 불안감은 아시아 최고수준인 것으로 조사되었다.²⁾

전 세계적으로 가계저축률의 하락기조가 나타나는 가운데 우리나라의 가계(개인)저축률은 최근 반등하는 모습을 보이고 있으며, 금융위기 전후 저축행태의 구조적 변화 가능성이 제기되고 있다. 전 세계적으로 소비자금융의 발달 등으로 가계의 순저축률은 하락하는 모습을 보였으나 글로벌 금융위기 이후 반등세를 나타내고 있다. 외환위기 이후 급락세를 보였던 우리나라의 가계저축률도 금융위기 이후 반등세로 전환하는 모습을 보이고 있다. 그러나 우리나라 가계저축률은 1990년대 초반에 비해서는 낮은 수준이며, 저축률의 소득계층 간 격차도 외환위기 전후 확대되는 모습에서 최근 축소되는 모습을 보이고 있다.

최근 가계 저축세가 반등하는 모습을 보이고 있는 저축률이 어떠한 요인에 의해서 향상되었는지를 파악하는 것이 필요하다. 무엇보다도 최근 우리 경제가 대내외적인 요인들로 인해 낮은 성장률을 시현하고 있어 내수회복의 필요성이 제기되고 있다. 따라서 이를 달성하기 위해서는 가계가 직면하는 불확실성과 가계부채의 증대가 최근 저축률의 반등과 어떤 관계에 있는지에 대한 파악이 필요하다. 한편, 우리나라의 경우 빠른 고령화의 진행으로 공적연금제도의 중요성이 제기되고 있으며 이에 따른 가계부문의 저축행태에 대한 영향 가능성이 제기되고 있다. 공적연금제도의 필요성과 더불어 공적연금의 사회적 비용에 대한 논의로서 공적연금이 사적저축을 대체하는가 여부가 학계의 중요 관심사였으며, 최근 들어서는 공적연금제도의 도입이 소득계층별로 상이한 유인을 제공하여 저축률 격차를 발생시키는 주요한 요인으로 제기되고 있다.

따라서 본 연구에서는 금융위기 전후 다른 모습을 보이고 있는 우리나라 가계

1) 30대는 10명 중 8명 이상이 노후를 걱정하고 있어 가장 사회적 활동이 활발한 연령층이 더 미래를 불안해 하는 것으로 나타났다. 국민들의 경제적 행복감을 저해하는 가장 큰 요인으로는 일자리 문제나 주택 문제를 제치고 '노후 준비에 대한 불안감'이 제기되고 있다.

2) 자세한 사항은 국민일보 기사(2015. 12. 10), 제18회 한경-HRI경제행복지수 조사 결과 기사(한국경제신문, 2016. 7. 13), 한국금융신문 기사(2010. 3. 21)를 참조하십시오.

의 저축행태를 분석한다. 최근의 경제여건 변화를 감안한 상황에서 공적저축(public saving)이 사적저축(private saving)에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 실증연구를 수행하여 가계저축 반등의 원인을 분석하고 향후 경제에 미치는 영향과 시사점을 제공하고자 한다. 그동안 공적저축의 사적저축 영향에 관한 많은 연구가 축적되어 왔으나 대체적으로 직접적인 대체요인과 그 영향을 단순하게 식별하고자 시도하고 있어 실증 결과가 혼재되어 나타나고 있다. 대체효과에 영향을 미칠 수 있는 요소들로 예비적 동기나 유산상속 등의 저축동기, 차입제약, 미래 연금제도 개혁에 대한 불확실성 등이 제기되고 있으나 이들을 종합적으로 고려하지 못하고 있다. 최근 가계가 직면하고 있는 불확실성과 가계부채 관련 상환 부담이 커지고 있는 상황에서 이에 대한 요인들을 명시적으로 감안한 실증분석은 기존 연구에서 상대적으로 미흡하였다. 특히 최근 국민연금 재정의 불확실성의 확대 그리고 가계부채 원리금 상환부담의 증대 등으로 인해 가계가 직면하고 있는 불확실성과 차입제약은 대체효과를 식별하는데 고려되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 가계의 저축행동이 국민연금과 관련된 이와 같은 다양한 요인들에 의해서 어떤 영향을 받는지를 실증분석을 수행함으로써 향후 빠른 고령화에 대비한 정도(精度) 높은 대응방안 마련의 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 다음 제Ⅱ절에서는 제Ⅰ절에서 제기된 기존 연구의 평가를 보다 엄밀하게 그리고 포괄적으로 수행하여 본 연구와의 차별성을 부각시키도록 한다. 제Ⅲ절에서는 가계저축의 현황을 살펴보고 기존 연구들 토대로 주요 특징들을 식별한다. 제Ⅳ절은 본 연구의 핵심 부분으로 거시자료 및 미시자료를 이용하여 가계저축과 공적저축의 관계를 분석한다. 특히 미시자료 분석을 통해 앞서 제기한 불확실성과 가계부채의 원리금 상환요인을 감안하여 공적저축과 사적저축의 대체관계를 실증분석하도록 한다. 마지막 제Ⅴ절에서는 주요 분석 결과를 요약하고 이와 같은 분석 결과의 시사점을 간략히 정리한다.

Ⅱ. 기존 연구의 개관

그동안 가계저축에 대한 다양한 연구들이 많이 축적되어 왔으나 국내 연구의 경우 대체적으로 금융위기 이전을 대상으로 한 연구들이었다. 금융위기 이전은 가계저축의 구조적인 하락 추세를 설명하는 논의가 대체적이었고, 최근의 가계저

8 국민연금이 저축에 미치는 영향 연구: 미시자료 분석을 중심으로

축 상승에 대한 연구는 미흡한 실정이다. 우리나라 가계의 저축에 대해서는 일반적으로 거시변수들을 이용하여 결정요인을 분석하고 있으나 본 연구에서는 공적저축(public saving)과 사적저축(private saving) 간 관계분석에 초점을 맞추고, 특히 그동안 다소 미흡하였던 국민연금 등 공적저축의 영향을 예비적 저축동기 관점에서 그리고 차입제약 관점에서 살펴보았다는 점에서 차별점이 있다. 기존 연구와 달리 본 연구에서는 국민연금 등 공적연금의 직접적인 사적저축의 영향에 주목하기보다는 최근의 예비적 저축동기의 중요성을 감안하여 간접적인 경로로서의 공적저축의 효과를 구분하여 살펴본다. 아울러 최근 가계부채의 중요성을 감안할 때 차입제약이 공적저축의 사적저축 효과에 영향을 미칠 수 있으므로 이를 명시적으로 고려하였다. 다음에서는 가계저축과 관련된 기존 논의들을 개관하고 이를 통해 본 연구의 차별점을 정리하기로 한다.

저축은 사적저축과 공적저축으로 구분할 수 있다. 공적저축의 일환으로 연금이 사적저축에 미치는 영향에 대한 연구는 다양한 방향으로 진행되고 있다. 항상 소득가설을 제안한 Friedman(1957)의 경우 공적저축인 연금이 강제저축의 성격을 강조하였다. 자발적 사적저축과 강제적 공적저축 사이에 대체효과에 대한 고민이 필요함을 부각한 것이다.³⁾ 만일 공적저축의 효용가치가 사적저축의 효용가치보다 높은 경우 전반적인 총저축은 감소할 수 있다는 것이다.⁴⁾ 공적연금의 관점에서는 강제저축 수단으로 가입자가 향유하게 되는 효용과 자발적인 사적저축으로 향유하게 되는 효용 사이의 차이가 총저축의 증감을 결정한다는 것이다. Feldstein(1974)은 가계가 공적연금의 혜택을 향유하는 경우 은퇴가 증가할 수 있으며, 동 유발은퇴(induced retirement)가 증가하는 경우 이를 대비하기 위하여 총저축은 증가할 수도 있다고 주장한다. 최근 Blau(2016)는 공적연금의 유형, 즉 확정급여형(defined benefit: DB) 연금과 확정기여형(defined contribution: DC) 연금에 따라 구축효과는 차별적일 수 있다는 것을 증명하였다.

우리나라에서 김상호(2007)는 한국노동패널 자료를 이용하여 공적연금의 가계저축에 대한 구축효과를 실증적으로 분석하였다. 자산 특히 순자산을 가계저축으

3) 강제저축의 관점에서 공적저축으로 발생하는 효용가치가 사적저축으로 발생하는 효용가치보다 상대적으로 낮은 경우 공적연금 가입자들은 보충적인 저축을 증가시킬 유인이 존재한다는 것이다.

4) Cagan(1965)의 경우 공적연금이 아닌 민간연금(private pension)에 가입한 사람들은 노후에 대한 관심이 높음으로 연금에 가입하지 않은 사람들과 비교하여 저축률이 높다고 주장한다. 그러나 강제적인 공적연금과 자발적인 민간연금 사이에는 연금가입을 가계가 선택할 수 있어, 우리나라의 공적연금 체계에 대한 시사점과 다소 거리가 존재할 수 있다.

로 정의하고, 가계가 보유하고 있는 연금자산에 대한 추정을 통하여 대체효과를 실증적으로 확인한 것이다. 김대철·김진영·이만우(2008)도 한국노동패널 자료를 이용하여 총자산에서 총부채를 제외한 순자산이 국민연금기대자산의 크기와 상관관계를 통하여 국민연금제도가 가계저축을 구축하고 있음을 확인하였다. 윤석명·오완근·신화연(2007)은 현재 운영하고 있는 국민연금은 공적저축으로 강제저축의 효과를 발생시킨다고 주장하였다.

남광희(2008)는 국민연금이 민간저축을 구축하는 효과가 존재하는 것을 수용한 상황에서, 국민연금제도의 변화에 따라 가계저축이 어떠한 영향을 받고 있는지를 분석하였다. 동 연구는 국민연금제도 도입에 따른 이슈와 제도변화에 따른 이슈는 서로 동일하지 않다고 강조하였다. 연금제도가 시행되는 상황에서 연금제도의 개선에 따른 저축의 추가적 구축효과는 제도의 도입으로 인한 구축효과와 비교하여 상대적으로 그 효과가 크지 않다는 점을 강조하였다. 아울러 기존 제도의 변경이란 관점에서 신규 제도도입의 효과와 다른 측면의 저축효과를 분석하였다. 자료의 제약과 더불어 남광희(2008)가 제시하는 제도도입 효과와 제도도입 이후 효과를 적절하게 반영하기 위한 것이라 볼 수 있다. 강성호·홍성호(2009)는 1998년에서 2008년 11년 동안의 도시가계조사 원시자료를 활용하여 우리나라에서 최근 부각되고 있는 고령화 효과로 인하여 총저축은 반드시 감소한다고 볼 수 없다고 주장하였다. 가계수준에서는 공적연금보다는 고령화가 저축을 결정하는 더욱 중요한 결정요인일 수 있다는 것이다. 고령화는 가계에게 미래에 대한 불확실성을 확대하지만, 공적연금의 경우 불확실성을 감소시키는 긍정적 영향을 유발할 수 있다는 점을 강조한다. 가계는 두 가지 유형의 불확실성에 따라 그 순효과를 비교분석하여 저축결정을 내린다는 것이다. 박무환(2009)은 OECD의 24개국과 비OECD 18개국에 대한 패널자료 분석을 통해 연금저축률과 국민저축률의 상관관계를 조사하였다. 1980년에서 2005년 자료를 이용하여 분석한 결과 연금제도의 형태에 따라 저축률에 미치는 영향은 구분될 수 있다는 것이다.⁵⁾

성명기·이준상(2016)은 거시적 접근법과 미시적 접근법을 동시에 활용하였다. 거시적으로는 연금기대자산이 확대될 경우 가계저축에 부정적인 영향을 미치며, 미시적으로 국민연금의 구축효과는 경제적 상황에 따라 달라질 수 있다는 분석

5) 공적연금은 국가의 총저축에 부분집합이므로 기존 연구들과 다소 차별적으로 연금저축률이 증가하는 경우 민간저축률이 증가할 수 있다는 실증 결과를 제시한다. 무엇보다도 강제적 적립방식의 연금제도 하에서는 연금저축률의 국민저축률 탄력성은 0.2~0.6에 이른다는 분석 결과를 제시하였다.

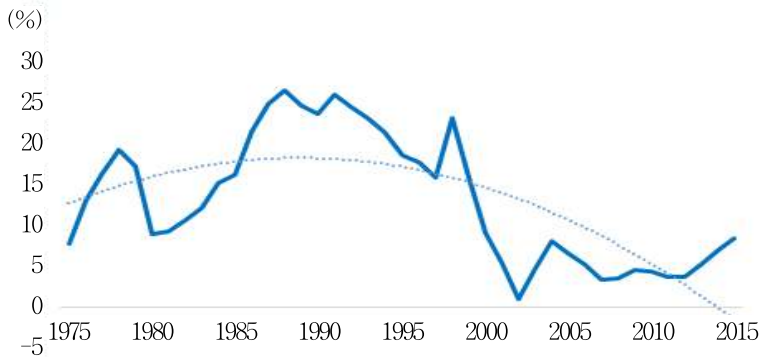
결과를 제시하였다. 아울러 금융제약이 높은 가계는 국민연금이 증가하는 경우 저축에 미치는 효과는 거의 없을 수 있지만, 가계소비를 줄일 수 있다는 시사점을 제시하였다.

Ⅲ. 가계저축과 공적저축 추이

1. 최근 가계저축의 주요 특징

개인순저축률의 추이를 보면 아래 <그림 1>에서 보는 바와 같이 1980년대 후반과 1990년대 초반 정점에 다다른 이후 하락하였다가 2008년 금융위기 이후 반등하는 모습을 보이고 있다. 2002년 신용카드 사태로 최저수준을 기록하였다가, 2003년 이후 개인순저축률이 일시적으로 소폭 반등하였다. 2005년에는 소비회복 등을 반영하여 개인저축률이 다시 하락하였고, 금융위기 이후 가계부채 조정 등에 따른 소비부진으로 반등하는 모습이다.

<그림 1> 개인순저축률의 추이

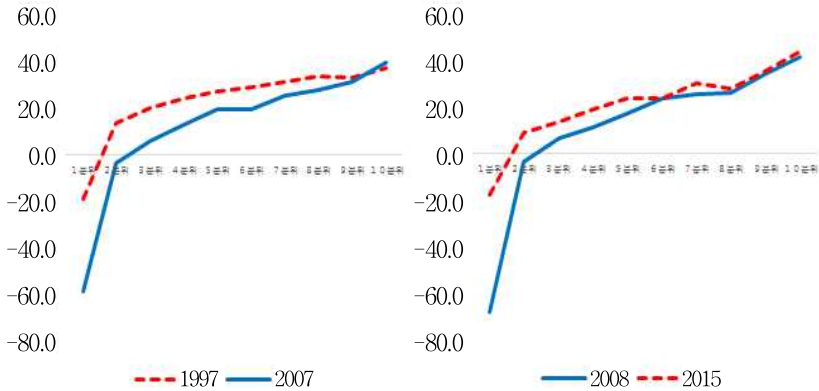


자료: 한국은행, ECOS.

대표적인 가계조사자료인 통계청의 「가계동향조사」(구 「도시가계조사」) 자료를 살펴보면 외환위기 이후 중·저소득층과 고소득층 간의 저축률 격차가 확대되었다. 그러나 2008년 금융위기 전후를 살펴보면 오히려 개선되었다. <그림 2>에서와 같이 가계저축률 격차의 변화는 고소득계층의 저축률은 큰 변화가 없는

가운데 상대적으로 중·저소득계층의 저축률 변화에 주로 기인한 것으로 보인다.

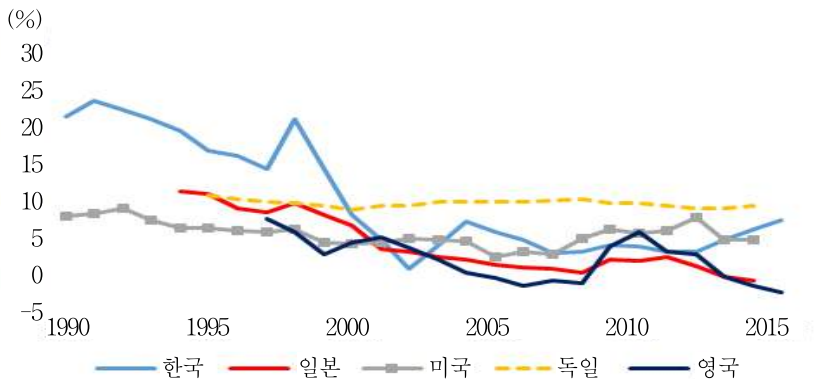
<그림 2> 외환·금융 위기 이후 소득계층별 저축률 격차



자료: 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

2012년 이전까지 가계저축률의 추세적 하락현상은 <그림 3>에서 보는 바와 같이 우리나라에만 국한된 현상이 아니며 미국, 일본 등 선진국에서도 공통적으로 나타나고 있는 현상이다. 가계저축률 하락의 원인으로서는 부(富)의 효과, 고령화의 진전과 금리하락 등이 지적되고 있다. 미국의 경우에는 주택가격 등 자산가격 상승이, 일본의 경우에는 고령 무직자 계층의 증가가 저축률 하락의 주요 원인으로 제기되었다.

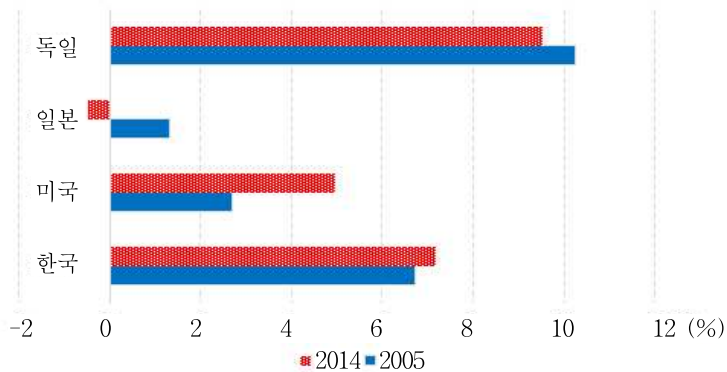
<그림 3> 주요국 가계순저축률¹⁾



주: 1) 영국은 개인저축률 기준.

우리나라 개인저축률의 급락과 반등은 미국과 유사하지만, 미국과 비교하면 보다 현격한 수준이다. 대부분의 나라들이 글로벌 금융위기 이후 디레버리징 과정을 거치면서 개인저축률이 상승하였다가 경제가 회복되면서 하락하는 모습이지만, 우리나라의 경우 최근 가계부채가 증대되는 가운데 가계저축률이 상승하고 있다.

<그림 4> 국가별 개인순저축률 추이



자료: OECD, Economic Outlook Database.

2. 공적저축과의 관계

공적연금의 확대로 공적저축이 사적저축을 구축하는 현상이 발생하여 개인저축률을 낮추는 요인으로 작용하였다. <그림 5>에서 보는 바와 같이 국민연금의 도입과 확대시기 등이 개인저축률의 하락 시점과 유사하며 국내 기존 연구 결과도 이와 같은 가능성을 시사하고 있다.⁶⁾

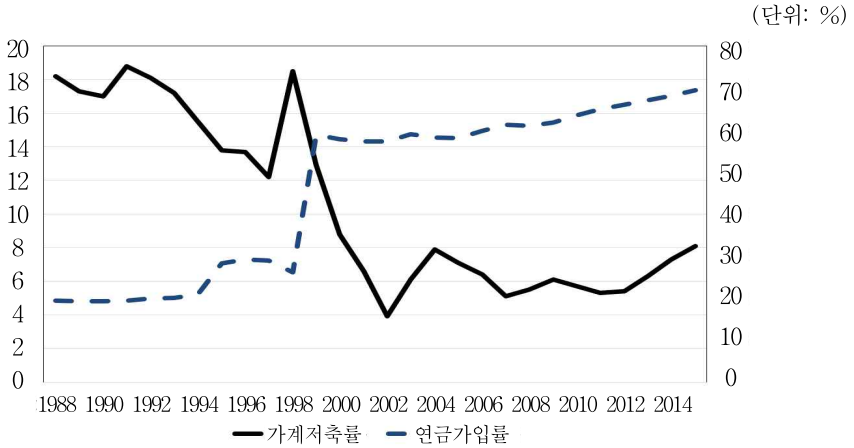
<그림 5>는 가계저축률과 연금가입률의 관계를 보여 주고 있다. 연금가입률은 통계청의 인구추계 가운데 20~59세 기준으로 추계인구, 즉 경제활동인구를 기준으로 국민연금에 가입자의 비율을 계산하였다.⁷⁾ 경제활동인구를 기준으로 국민연금의 가입자 비율은 국민연금제도가 도입된 1988년에는 19%에 불과하였다. 가계저축률은 2000년대 금융시장의 변화를 통하여 그리고 국민연금 가입률의 경

6) 임병인·강성호(2005)와 Ferguson Jr.(2004)를 참조하시오.

7) 국민연금의 가입은 18세부터 가능하다. 통계청의 추계인구의 경우 15~19세 기준으로 작성되어서 20세를 기준으로 계산하였다.

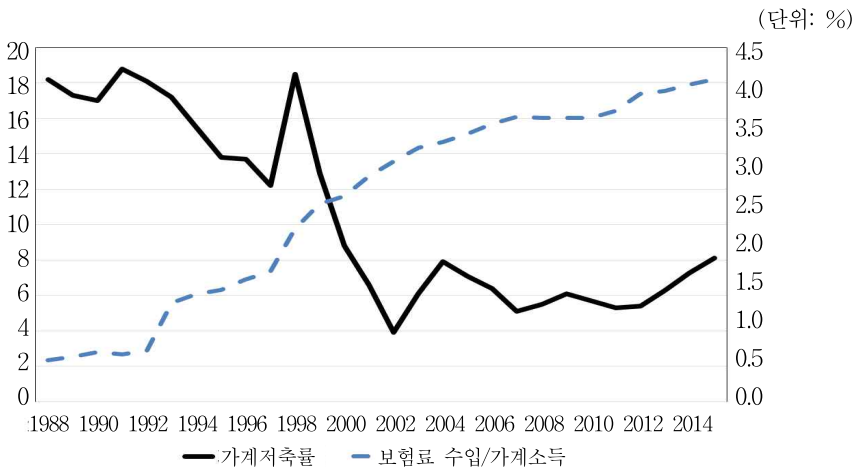
우 1998년 제도적인 변화로 인하여 1990년대와 2000년대가 구조적 변화를 맞이 했다는 것을 확인할 수 있다.

<그림 5> 공적연금 가입자 비율과 개인순저축률



주: 실선은 개인순저축률, 점선은 연금가입률임. 연금가입률의 경우 통계청의 20~60세의 추 계인구 기준 연금가입자의 비중을 계산하였음.
 자료: 한국은행, 국민연금, 통계청.

<그림 6> 명목가계소득 대비 보험료 수입



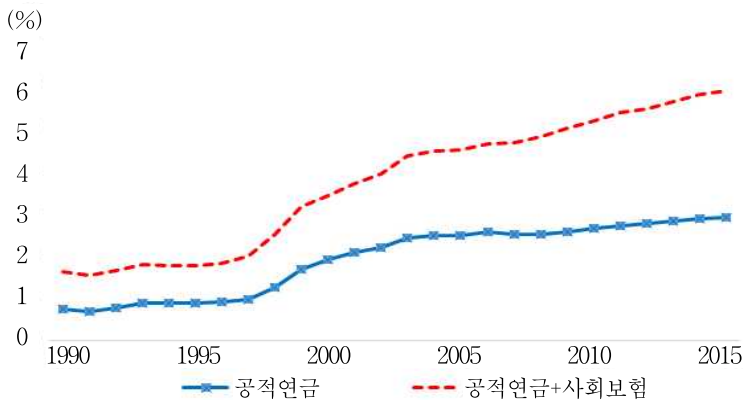
주: 실선은 가계저축률, 점선은 보험료수입/가계소득임.
 자료: 국민연금, 한국은행.

14 국민연금이 저축에 미치는 영향 연구: 미시자료 분석을 중심으로

<그림 6>에서는 가계저축률과 국민연금이 도입된 이후 명목 가계 총처분가능 소득(이하 명목가계소득) 대비 국민연금 보험료 수입의 비중을 보여 준다. 국민연금 도입 이후 명목가계소득 대비 보험료 수입은 지속적으로 상승하고 있는 추세이다. 1988년 도입 초기 국민연금 보험료 수입은 가계소득 대비 0.5%이었지만, 2000년 2.6%, 2010년 3.6% 그리고 2015년 4.1%로 증가하고 있다. 이와 함께 명목가계소득 대비 국민연금 적립액의 비중도 증가하고 있다.

아울러 1990년부터 외환위기 전후 공적연금과 사회보험(건강보험 및 실업보험 등이 포함) 지출의 소득 대비 비중 추이를 살펴보면, <그림 7>에서 보는 바와 같이 외환위기 전 기간(1990~1997) 평균이 2.4%에서 외환위기 이후 두 배 이상 증가한 것으로 나타난다.

<그림 7> 가구의 소득 대비 공적연금과 사회보험 지출 추이



자료: 통계청, KOSIS.

이와 같은 공적저축에 대한 부담과 함께 건강보험 등 비소비지출 확대가 가계의 저축여력을 감소시킬 수 있는 것으로 보인다. 일반적으로 공적연금은 사적저축을 대체할 수 있으며, 특히 공적연금의 경우 저소득계층의 저축유인이 고소득계층의 저축유인보다 약화되는 것으로 알려져 있다.

우리나라의 경우 고소득계층에 비해 저소득계층의 저축률이 낮은 것은 이와 같은 공적연금의 사적저축 대체효과가 소득계층별로 차이가 발생하는 데 기인하고 있는 것으로 보인다. 강성호·임병인(2005), 임경목·문형표(2003) 등 기존 연구 결과에 따르면 외환위기 이후 공적연금 납입부담이 증가함에 따라 국민연금

등 공적저축이 사적저축을 대체하는 것으로 나타나는데, 이러한 대체효과가 소득 계층별로 상이하게 발생할 가능성이 높다. 즉 고소득계층의 경우 공적연금으로는 노후소비가 불충분하다고 느낄 경우 공적연금의 사적저축 구축효과가 크지 않은 반면, 저소득계층의 경우 국민연금의 소득대체율이나 국민연금 납입금 대비 수익률이 상대적으로 높다고 기대할 경우 공적연금 지출로 인한 사적저축의 대체효과가 상대적으로 크게 나타나 저축률 격차를 발생시키는 요인으로 작용할 수 있다.

3. 거시자료 분석

(1) 자료 및 기초통계

본 절에서는 거시자료인 가계저축률의 결정요인에 대해 분석하였다.⁸⁾ 국민연금의 저축에 대한 영향에 대한 분석에 있어서 기존 연구와 본 연구는 국민연금의 측정변수 측면에서 차이가 존재한다. 강성호·홍성우(2009)는 실제 연금수령액을 기준으로, 성명기·이준상(2016)은 국민연금의 기대자산과 순기대자산을 추계하여 연금의 저축에 대한 영향을 분석하였다. 윤석명·오완근·신화연(2007)도 사회보장자산의 규모를 그리고 김상호(2007)도 연금자산을 추정하였다. 기존 문헌에서는 연금자산의 규모를 추정한 이후, 추정된 자산이 저축에 미치는 효과를 분석하고 있다. 본 연구에서는 기본적 원천자료를 기반으로 연금자산이 저축에 미치는 직접적 영향을 분석한다.

Keynes(1936) 이후 가계저축률을 결정하는 주요 요인으로 소득으로 제시되고 있다. 따라서 거시적 관점에서 소득은 일반 소득이 아닌, 한국은행의 가계총처분가능 소득을 이용하였으며 소비자물가지수를 활용하여 명목변수를 실질 가계총처분가능 소득으로 전환하였다. 소득이 증가하는 경우 저축률이 증가할 것으로 기대된다. 전술한 것처럼 소득이 증가한다는 것과 저축률이 증가한다는 가설은 상호 보완적일 수 있다. 자산가격의 상승률이 높은 경우 일반 가계는 저축보다 자산투자를 선호할 수 있다. 물론 동시에 자산가격이 상승하는 경우 부의 효과(wealth effect)가 민간 소비를 증대시키는 요인으로 작용할 수 있다.⁹⁾

8) 한국은행에서 가계 및 비영리 단체의 저축률로 공시되고 있는 가계저축률은 과거 송승주(2009)가 연구하였던 순수 가계 이외에 민간 비영리 단체를 포함하는 개인저축률과 유사하다.

9) 실증분석에서는 KB국민은행에서 발표하는 주택가격의 연간 명목상승률을 물가지수로 할인한 실질상승률을 활용한다. 자산가격 상승이 예상되는 경우 사람들은 저축보다는 실물투자를 선호할 것으로 예측된다. 그럼에도 불구하고 자산가격이 상승한 경우 미시적으로 경제

<표 1> 변수의 정의 및 출처

		변수		설명	출처
주요		저축률	sav	가계 및 비영리 단체 저축률(%)	한국은행
		연금 가입률	npss	$nps/npop*100$	
		가입자	nps	국민연금 가입자 수	국민연금
		경제활동인구	npop	20~59세 인구추계	통계청
변수		실질 연금보험료	lnpsrpm	$\ln(pm/p)$	
		보험료	pm	국민연금 보험료 수입(10억 원)	국민연금
		물가	p	소비자물가지수	한국은행
통계변수		실질 가처분소득	lrinc	$\ln(inc/p)$	
		가처분소득	inc	가계총처분가능 소득(십억 원)	한국은행
		실질 주택가격	rhp	$hp-inf$	
		주택가격	hp	주택가격상승률(%)	KB국민은행
		물가상승률	inf	p의 상승률(5)	
		실질금리	int	5년 만기 국민주택채권금리(%) - inf	한국은행
		고령인구 비중	old	인구추계 가운데 60세 이상 비중(%)	통계청
	가계대출 비중	hdebt	산업별 대출금 가운데 가계대출 비중	한국은행 및 You(2009)	

시장금리가 하락하는 경우 가계는 저축을 선호하지 않을 것으로 예상되므로 금리와 저축은 양의 상관관계가 존재할 것으로 기대된다. 1988년부터 시장의 금리를 보여 주는 통계자료는 한국은행 경제통계 시스템에서 국민주택채권(5년 만기) 이자율이 있으며, 물가지수를 활용하여 실질금리로 전환하였다. 고령화도 저축에 영향을 미칠 것으로 기대되며, 이를 반영하기 위하여 통계청의 인구추계에서 60세 이상 고령인구의 비중을 계산하였다. 소비자금융의 발달도 저축에 영향을 미칠 수 있다. 대출제약에 있었던 가계의 금융제약이 완화되는 등 소비자금융의 발달로 금융 접근성이 향상됨에 따라 내구재 구입, 주택마련 등을 목적으로 저축 저하를 야기할 수 있다. 가계의 금융 접근성을 측정하기 위하여 본 연구에서는 금융기관의 가계대출금의 비중을 계산하였다. 한국은행에서 금융기관의 산업별 대출금은 1998년부터 공시되고 있다. 과거 시계열을 활용하기 위하여 1992년부터 1997년까지의 산업별 대출금의 경우 You(2009)의 활용자료를 이용하였다. 자세한 변수의 정의와 출처는 <표 1>에서 확인할 수 있다.

국민연금이 도입된 1988년 이후 최근까지인 2015년 시계열 자료에 대한 요약 정보는 <표 3>에서 확인할 수 있다. 분석기간 동안 연간 가계저축률의 평균은

주체가 저축을 감소시킬 가능성도 배제할 수는 없다.

약 10.5%이며, 최대값은 18.8% 그리고 최소값은 3.9%이다. 20~59세 경제활동인구 가운데 국민연금의 경제활동인구(20~59세) 가운데 국민연금 가입률은 도입 초기에는 약 19.33%였다. 그리고 다음 해인 1989년 약 19.26%로 분석기간 동안 최저값을 기록하였다. 국민연금 가입범위의 확대로 국민연금 가입률은 분석기간 동안 지속적으로 증가하여 2015년 현재 약 69.5%가 국민연금에 가입하였다. 국민연금의 전체 보험료는 1988년 약 5,069억 원에서 증가하여 2015년 현재 36조 4,260억 원이다. 연간 가계가처분 소득의 평균은 459조 원이며, 평균 주택가격의 연간 상승률은 3.7% 그리고 평균 물가상승률은 4.06%였다. 5년 만기 국민주택기금채권의 평균 금리의 경우는 12.0%였으며, 2015년 현재 2.11%로 최저였다. 추계 인구 가운데 노인 비중은 평균 약 12.0%이며, 2015년 현재 약 18.5%로 최고였다. 산업별 대출금 가운데 가계대출이 차지하는 비중은 평균 39.3%이다. 참고로 <표 2>에서 명목변수들은 실증분석에서 실질변수로 전환하였다.

<표 2> 주요 변수의 요약 통계량

	저축률 (%)	연금가입률 (%)	연금보험료 (10억 원)	가처분소득 (10억 원)
평균	10.53	46.42	14,408	459,152
표준편차	5.23	19.80	11,444	237,832
최대	18.80	69.49	36,426	889,096
최소	3.90	19.26	507	95,880

	주택가격 (%)	물가상승률 (%)	실질금리 (%)	고령인구 비중(%)	가계대출 비중(%)
평균	3.7	4.06	8.27	12.03	39.3
표준편차	6.9	2.27	4.41	3.37	9.3
최대	21.0	9.33	16.46	18.50	49.7
최소	-12.4	0.70	2.11	7.24	22.2

(2) 실증분석 결과

실증분석에서는 국민연금이 도입된 1988년부터 가장 최근인 2015년까지의 연간 시계열 자료를 활용하였다. 시계열 자료의 경우 일반적으로 임의보행(random walk)에 근거하고 있다는 일반적 가정을 위반하는 경우가 존재한다. 따라서 일반적으로 시계열 자료의 안정성에 대한 분석을 실시하고, 불안정 시계열로 판명되

는 경우 시계열 자료의 차분 등을 통하여 안정적(stationary)인 실증분석을 진행한다. 안정성 점검을 위하여 Augmented Dickey-Fuller 검정을 수행한 결과 가계 저축률의 수준변수는 불안정적으로 그리고 차분한 가계저축률은 안정적인 변수로 확인되었다. 다른 변수들의 경우에도 동일한 분석을 진행하였다. 수준변수의 시계열 자료가 불안정적이라고 판명되더라도, 장기적 관점에서 경제시계열 자료가 체계적으로 동시에 움직일 수가 있다.¹⁰⁾

저축률의 경우 경제변수에 영향을 받을 수 있지만, 저축률은 다른 거시경제 변수에 영향을 미칠 수 있다. 송승주(2009)는 개인저축률이 경제성장에 영향을 미칠 수 있다고 주장한다. 따라서 기존 문헌에서 종속변수의 내생성을 적절하게 통제할 필요가 있음을 제시하고 있다. 저축률과 다른 거시 시계열 자료 간에는 공적분 관계가 존재하고 있으며, 저축률의 내생성 통제가 필요하다. 이에 따라 본 분석에서는 공적분 관계에서 변수의 내생성을 조정할 수 있는 비모수(non-parametric) 접근방식의 일환인 FMOLS(Fully Modified OLS)를 실증분석에서 활용하였다.¹¹⁾

실증분석 결과는 <표 3>에서 확인할 수 있다. 모형 1의 경우 기본모형으로 저축률에 대한 설명변수로 소득, 자산의 가격상승률 그리고 금리를 통제하였다. 사전에 기대한 바와 동일하게 소득이 증가하는 경우 저축률이 상승한 것을 확인할 수 있다. 자산가격의 상승률이 높은 경우 저축률은 하락하며, 금리가 상승하는 경우 저축률이 증가한다는 것을 확인할 수 있다. 모형 1은 가계의 소득이 1%가 상승하는 경우 저축률은 0.47%가 증가하였음을 확인할 수 있다. 주택가격이 1%가 상승하는 경우 저축률은 0.14%가 하락하며 금리가 1%가 상승하는 경우 저축률은 1.57%가 증가하였다. 그러나 자산가격의 상승이 소비를 증가시키고 저축을 하락시킬 수 있으므로, 주택가격의 시차변수를 활용하여 분석을 진행하였지만 통계적 유의성은 확보할 수 없었다.

10) 가계저축률과 같이 실증분석에서 사용할 시계열 자료가 I(1)으로 밝혀지더라도, 시계열 자료의 공적분(cointegration) 관계가 존재할 수도 있다. 실증모형에서 활용된 시계열 변수들 간의 공적분 관계가 존재하는 경우, 서로의 선형결합이 안정적인 시계열일 수 있으며 중장기적으로 경제변수들이 상호 안정적으로 움직일 수 있다는 것이다. 주요 모형에 대한 공적분 분석 결과는 요구 시 제공할 수 있다.

11) FMOLS는 Philips and Hansen(1990)에 의하여 개발되어 공적분이 존재하는 시계열 변수 간의 내생성을 통제할 수 있으며, 동시에 시계열자기상관에 대한 조정도 가능한 것으로 알려져 있다.

<표 3> 거시분석 결과(FMOLS)

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
실질 가처분소득	0.47*** (0.09)	1.85** (0.35)	2.54*** (0.38)	3.77*** (0.39)
실질 주택가격	-0.14** (0.05)	-0.01 (0.07)	-0.02 (0.06)	-0.13*** (0.39)
이자율	1.57*** (0.14)	0.30 (0.33)	0.15 (0.29)	-0.13 (0.21)
기간더미		-8.79*** (2.19)	-4.34* (2.32)	-4.87*** (1.30)
연금가입률			-0.15*** (0.05)	
실질 연금보험료				-3.96*** (0.65)
관측치	27	27	27	27
R ²	0.76	0.84	0.88	0.93

	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
실질 가처분소득	2.12*** (0.57)	3.48*** (0.43)	0.61 (0.95)	1.83* (0.89)
실질 주택가격	-0.00 (0.05)	-0.13*** (0.03)	-0.24*** (0.07)	-0.26*** (0.06)
이자율	0.32 (0.34)	0.00 (0.22)	0.79** (0.36)	0.55 (0.33)
기간더미	-3.57 (2.41)	-4.80*** (1.27)	-3.67* (1.90)	-5.21*** (1.64)
연금 가입률	-0.19*** (0.06)		-0.09* (0.05)	
실질 연금보험료		-4.35*** (0.69)		-4.04* (2.25)
고령인구 비중	0.32 (0.32)	0.25 (0.18)	0.28 (0.25)	0.40 (0.29)
가계부채 규모			0.12 (0.14)	0.19 (0.15)
관측치	27	27	23	23
R ²	0.88	0.93	0.89	0.90

주: 1) () 안은 standard error를 나타내며, 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

저축률의 추세에서 살펴본 바와 같이 저축률은 2000년대 들어 구조적 변화가 존재하고 있을 것으로 확인되었다. 따라서 모형 2에서는 2000년을 전후로 구분하는 더미변수를 도입하였다. 실증분석 결과 2000년을 기준으로 저축률이 하락하였으며, 이는 통계적으로 유의하였으며, 저축률의 구조적 변화를 확인할 수 있었다. 그러나 저축률의 구조적 변화를 고려할 경우 자산가격과 시장금리가 저축률에 미치는 영향에 대한 방향성은 유효하였지만, 통계적 유의성은 확보할 수 없었다.

다음에서는 국민연금이 저축률에 미치는 영향을 분석하였다. 국민연금을 측정하기 위하여 우선 경제활동인구 가운데 국민연금의 가입률을 고려하였다. 모형 3에서와 같이 국민연금의 가입률이 상승하는 경우 저축률이 하락하는 것으로 분석되었다. 그리고 다른 변수들의 부호와 통계적 유의성은 모형 2와 크게 다르지 않았다. 추가로 모형 4에서 국민연금에 대한 실질 연금보험료가 증가하는 경우 저축률은 하락하는 것으로 분석되었다. 따라서 본 연구에서 거시자료의 분석에서 핵심적인 가설인 국민연금의 가계저축 구축효과를 확인할 수 있었다. 기존 문헌에서 국민연금의 기대자산 추정 혹은 국민연금의 수혜액과 차별적으로 본 연구에서는 모형 3, 모형 4와 같이 각각 국민연금의 가입률 그리고 국민연금의 실질 보험료 납부액의 자료를 활용하여 국민연금의 가계저축률 구축효과를 실증적으로 확인하였다는 점에서 의의가 존재한다.

모형 5와 모형 6에서는 최근 논의가 활발하게 진행되고 있는 고령화 추세 그리고 모형 7과 모형 8에서는 소비자 금융시장의 발달 등을 나타내는 변수를 통제하여 실증분석을 진행하였다. 이들을 통제하더라도 국민연금의 가계저축에 대한 구축효과는 여전히 존재하고 있는 것으로 조사되었지만, 고령화 추세 그리고 소비자 금융시장의 발달을 나타내는 지표의 유의성은 확보할 수 없었다. 산업별 대출금 가운데 가계대출의 비중의 경우 1992년부터 시계열 자료가 존재하고 있어 전반적 계수의 유의성이 하락하는 추세를 확인할 수 있었다.¹²⁾

12) You(2009)에는 1990년대 초반 산업별 대출금 가운데 가계대출 비중과 관련된 통계가 존재하고 있지만 현재 한국은행에서는 이를 공표하고 있지 않다. 따라서 본 실증분석에서 가계대출의 발전 정도를 나타내는 지표의 경우 1990년대 자료의 적절성은 담보할 수 없는 상황이다.

IV. 가계저축에 관한 미시적 분석

1. 분석전략

표준적인 생애주기 모형에 따르면 공적연금은 개인저축을 대체(구축)하기 때문에 공적연금이 도입되면 개인저축이 감소하는 것으로 예측되지만 현실에서는 이와 같은 대체효과를 약화시키는 요인들이 존재한다. 공적연금의 대체(구축)효과를 상쇄하는 요소들로 크게 세 가지가 제기되는데 예비적 동기, 연금제도의 불확실성, 그리고 차입계약이다.

저축행동은 다양한 동기에 의해서 이루어지지만 앞서 제기한 바대로 최근의 불확실성에 대응한 저축, 즉 예비적 저축동기가 주요 동기로서 제기되고 있다. 공적저축이 은퇴 등 일반적인 동기를 갖는 사적저축을 대체하지만 예비적 동기 저축은 불확실성이 증대할 때 사적저축을 늘리는 역할을 수행한다. 따라서 예비적 동기를 고려하지 않을 경우 통상적으로 공적저축의 대체(구축)효과는 누락변수편의 오차에 직면하게 된다. 따라서 대체(구축)효과가 나타나지 않거나 크기가 매우 작은 형태로 나타나게 된다. 예비적 동기는 직접적으로 사적저축을 늘리는 역할을 하지만, 이와 동시에 공적저축이 존재할 경우 공적저축은 소득 내지 소비 불확실성에 대한 보험역할을 수행한다. 즉 공적저축의 사회안전망 기능은 또 다른 경로의 사적저축 대체효과를 가져올 수 있으며, 최근의 불확실성이 확대되고 이에 대한 저축이 늘어나고 있음을 감안할 때 저축행태 분석에 있어서 이와 같은 간접적인 대체(구축)효과를 추정에 반영할 필요가 있다. 연금수급의 불확실성이 커질수록 미래연금액(혹은 연금자산)의 가치는 감소하고 따라서 저축을 대체하는 효과는 감소하게 된다. 미래에 받을 공적 연금액이 불확실하게 되거나 공적 연금제도에 대한 신뢰가 떨어지게 되면 공적연금의 사적연금 대체(구축)효과는 감소하게 된다. 따라서 공적연금 자체만으로 분석할 경우 효과가 혼재될 가능성이 있으며, 공적연금의 직접적인 대체(구축)효과와 구분하여 불확실성과 연계된 공적연금의 효과를 분리해서 나타낼 필요가 있다.

아울러 공적저축의 존재는 은퇴유발 효과(retirement inducement effect)를 가져와 사적저축을 오히려 증대시키는 역할을 수행한다(Feldstein, 1976). 공적연금의 존재는 조기 은퇴를 가져올 가능성을 높이며 이 경우 은퇴에 대비한 저축기간이 짧아지게 되고, 이에 따라 일하는 동안 은퇴 대비 저축을 보다 많이 할 필

요성이 발생한다. 이로 인하여 공적연금 가입 여부는 혼재된 결과가 나타날 가능성이 제기되고 있다.

차입계약 여부 역시 공적저축의 사적저축 효과에 영향을 미칠 수 있다. 차입 계약에 직면할 경우 가구는 원하는 대로 차입을 할 수 없게 되므로 사적저축을 줄이고 싶어도 줄일 수 없게 되며 이와 같은 점이 고려되지 않을 경우 공적저축의 사적저축 대체(구축)효과는 제대로 식별되기 어렵다. 따라서 공적저축의 사적저축 효과를 살펴보기 위해서는 이와 같은 가능성들을 추정식에 반영해야 한다.

앞서 제기한 바대로 공적연금이 저축에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구가 활발하게 진행되었다. 그러나 이와 관련되어 일관된 결론을 도출하지 못하고 있는 것은 이와 같은 중요한 요소들을 추정식이나 추정방법에 있어 반영하지 못한 것에 기인한 측면이 있다.

2. 자료 및 분석방법

일반적으로 저축률 자료분석에 있어서 제일 먼저 직면하게 되는 문제는 저축의 정의 문제라 할 수 있다. 통상적으로 저축은 실현된 또는 미실현된 자본이득을 포함하는 부(富)의 변화(ΔW)로, 또는 자본이득을 제외한 소득과 소비지출의 차이($Y - C$)로 정의할 수 있으며 분석의 목적에 따라 사용하는 저축의 정의가 상이하다.

먼저 저축을 부(富)의 변화로 정의하는 것은 은퇴를 위한 저축의 적정성을 연구하는데 있어 적당하지만, 현실적으로 가계 보유자산을 완벽하게 파악하고 있는 자료를 구하는 것이 매우 어렵다. 또한 가계의 저축을 소득과 소비의 차이로 정의하는 것은 가계소득에 있어 자본소득이 작거나 또는 자본이득이 아예 예상치 못한 결과에 한해 적당하다고 할 것이다. 따라서 본 분석에서는 가계조사 자료상의 저축을 가계가 조사 시 밝힌 저축액으로 정의하고 이들 저축을 가계 총소득 대비 비율로 사용하였다.¹³⁾¹⁴⁾

13) 가계의 보유자산에 대한 만족할 수준의 정보가 입수 가능할 때 저축을 부(富)의 변화로 정의하는 것이 측정의 오차 문제에서 다른 개념보다 유리할 수 있다. 그러나 「재정패널조사」의 경우 자동차 등 실물자산에 대한 세부 정보가 충분하지 않아 부(富)의 변화에 따른 저축 정의는 본 연구에서 제외하였다.

14) 본 연구의 실증분석에서는 측정오차 및 자료의 이상치(outliers)가 상대적으로 작은 ②의 정의를 사용하여 얻은 결과를 보고하기로 한다. 한편, 저축을 소득과 소비의 차이로 정의하여도 ②의 결과와는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

한편 본 연구는 한국 조세재정연구원 「재정패널조사」의 1~7차 연도(2008~2014년) 자료를 사용하여 분석하였다. 본 자료의 경우 저축에 대한 정보가 4차 연도부터 사용 가능하고 공적연금 가입 여부¹⁵⁾를 5차 연도부터 파악하고 있어 실제적으로 5~7차 자료가 이용 가능하다.

본 절에서는 예비적 저축동기에 대한 고려를 위해 불확실성에 대한 가변수(proxy variable)를 가계의 소비 변동계수(coefficient of variation)로 설정하고 전체 분석기간(1~7차 연도)을 토대로 동 계수를 가구별로 추정하여 사용한다. 각 가구별로 7년간 소비의 평균과 표준편차를 구한 뒤 이를 이용하여 소비의 변동계수를 추정하여 이들 가구별 차이를 이용한다.¹⁶⁾¹⁷⁾

본 절의 분석모형이라 할 수 있는 추정식은 다음과 같이 두 가지로 구성되어 있다.

$$savr_{jt} = \alpha + \beta_1 Pension_{jt} + \beta_2 \sigma_j + \beta_3 (Pension_{jt} * \sigma_j) + Z_{jt} \gamma + LC_{jt} \lambda + Year_t \theta + e_{jt} \tag{1}$$

$$savr_{jt} = \alpha + \beta_1 P_Pension_{jt} + \beta_2 \sigma_j + \beta_3 (P_Pension_{jt} * \sigma_j) + Z_{jt} \gamma + LC_{jt} \lambda + Year_t \theta + e_{jt} \tag{2}$$

$$savr_{jt} = \alpha + \beta_1 N_Pension_{jt} + \beta_2 \sigma_j + \beta_3 (N_Pension_{jt} * \sigma_j) + Z_{jt} \gamma + LC_{jt} \lambda + Year_t \theta + e_{jt} \tag{3}$$

*savr*은 가구 *j*의 *t*기 저축률을 의미하며, *Pension*은 가구 *j*의 *t*기 공적연금 가입 여부를 나타낸다. 공적연금 가입은 크게 국민연금 가입(*N_Pension*)과 직역연금(공무원연금, 사학연금 등) 가입 여부(*P_Pension*)를 포괄하며, 식 (2)와 식 (3)에서는 이를 별도로 분리하여 두 공적연금 간의 차이가 있는지를 분석한다. 공적연금이 불확실성과의 관계를 통해 나타낼 수 있는 사전저축의 효과를 식별하기 위해 본 연구에서는 소비의 변동계수와 공적연금 가입 여부의 교차항(interaction

15) 국민연금 가입 여부와 납부예외자를 구분하여 분석하면 보다 의미 있는 연구 결과를 제시할 수도 있지만, 애석하게도 본 연구에서 이용하고 있는 재정패널조사는 이와 관련된 정보를 제공하지 못하고 있는 한계가 있다.

16) 소득변동계수도 구해서 사용할 수 있으나 보다 직접적인 소비수준의 변동이 불확실성에 보다 적합한 척도로 판단되어 사용하였다. 추가적으로 소득변동계수를 사용한 분석 결과에 있어서는 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

17) 예비적 저축 관련 실증연구에서 가장 논란이 되는 것이 불확실성에 대한 척도라 할 수 있으며 이에 대한 논의는 상당히 이루어져 있다. 일반적인 척도로서 사용되는 것이 소득 내지 소비의 표준편차 또는 주관적인 불확실성 척도 등이 있으며 이에 대한 보다 자세한 논의는 Giles and Yoo(2007)를 참조하기 바란다.

term)을 생성하여 통제한다. 벡터 Z 는 저축률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요소들을 반영하는 변수들로 크게 두 가지 그룹으로 구분할 수 있다. 가구주 연령, 연령의 제곱, 교육수준, 혼인 여부, 가구원 수 등과 같은 인구사회학적 변수들과 가구 소득, 부동산자산, 금융자산과 같은 경제적 변수들이다. LC 는 가구 j 의 t 기 차입제약을 반영하는 변수들로 가계부채 수준과 원리금 상환액을 반영하는데, 동 변수들의 경우 조사된 자료가 6차 이후라 이 경우 관측치의 손실이 발생한다.

본 절에서 기존 연구와의 차이점은, 첫째 불확실성에 대한 고려, 둘째 불확실성과 공적연금과의 관계를 감안, 셋째 공적연금을 구분하여 국민연금과 지역연금의 차이를 실증분석하고 있는 점이다.

기존 연구에서는 불확실성에 대한 고려 없이 직접적으로 공적연금의 사적저축 대체(구축)효과를 분석하고자 시도하거나, 사적저축의 대체(구축)효과를 식별하는데 있어서 공적연금의 사회안전망 기능을 고려하지 못하고 있으며, 별도로 국민연금과 지역연금의 효과 차이를 실증적으로 규명하지는 못하고 있다. 아울러 기존 연구의 경우 통상 횡단면 자료를 이용할 경우 먼저 기대연금자산을 추정하고 이 기대연금자산과 사적자산 간의 관계를 추정하고 있으나, 기대연금액 계산이 매우 복잡하여 측정오차가 발생할 가능성이 제기되어 왔다(Berheim and Levin, 1989).

한편 현재 연금제도가 지나치게 관대하다면 사람들은 현재의 연금제도가 계속 유지될 것이라고 생각하지 않고 연금보험료를 올리거나 연금수령액을 줄이는 방법으로 제도변화가 있을 것으로 생각할 것이다. 이 경우 객관적인 연금액과 주관적인 연금액의 차이는 더욱 벌어질 것이다. 따라서 주관적인 연금액 대신에 객관적인 연금액을 사용할 경우 연금이 저축에 미치는 영향을 과대평가할 가능성이 높다(Attanasio and Brugiavini, 2003).

기대연금 계산방법에 따라 실증연구 결과가 상이한 점도 이와 같은 기존 연구의 한계로 제기되고 있어서, 본 연구에서는 직접적인 추정 대신 단순히 가입 여부만으로 대체효과를 식별하고자 한다. 이와 같은 추정식 (1) 그리고 (2) 및 (3)을 이용하여 불확실성에 대한 고려가 없을 경우 단순히 공적연금 가입에 따른 사적저축 구축효과를 우선적으로 살펴본다. 그리고 그 다음으로 불확실성을 고려한 경우, 세 번째로 불확실성과 공적연금 가입의 교차항을 반영한 경우, 마지막으로 차입제약을 고려한 경우 4가지로 나누어 분석을 수행한다. 한편 소비 불확실성을 고려할 때 변동계수를 계산하여 사용하게 되므로 시점에 따라 소비 불확실성이 불변하는 것으로 가정한다. 이에 따라 Benchmark 추정기법은 Pooled OLS

를 사용하고 다음으로 패널분석 기법을 이용하여 추정한다. 패널분석 중 고정효과와 확률효과 모형을 사용하여 추정하고 Hausman 검정을 이용하여 적절한 추정방법을 선택한다. 패널분석 이용 시 시간불변 요인들이 모두 통제되므로 공적저축의 대체효과는 불확실을 고려한 효과, 즉 교차항을 통해서 추정한다.

3. 분석 결과

실증분석 결과, 기존 분석 결과에서와 같이 소득이 증가할수록 저축률은 증가하는 것으로 나타났으며 가구원 수의 증가는 저축률을 감소시키는 것으로 나타났다. 교육 정도가 높을수록 그리고 보유한 부동산자산 보유가 많을수록 저축률은 낮은 것으로 나타났다. 아울러 보유 금융자산이 많을수록 저축률은 높은 것으로 나타났다. 가구주의 성별과 연령은 통계적으로 유의하지 못한 결과를 나타낸 반면 가구주가 미혼일 경우 기혼에 비해 저축률이 높게 나타났다.

본 연구의 주된 관심인 공적연금의 가입 여부는 추정 결과 <표 4>의 (1)에서 보는 바와 같이 유의하지 않게 나타났다. 통상적으로 이와 같은 경우 대체관계 추정식에 있어 주요 변수라 할 수 있는 불확실성에 대한 고려가 없거나 유동성 제약이 통제되지 않아 그와 같은 결과가 나타날 가능성이 있다. 분석 결과 (2)열에서 보는 바와 같이 불확실성의 척도로 사용된 소비 변동계수가 클수록 저축률은 높은 것으로 나타나 예비적 저축동기가 유효한 것으로 나타나고 있다. 다만 통계적 유의도는 제한적인 것으로 나타났다. 이 경우에도 공적연금 가입은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

다음으로 공적연금의 직접적인 효과는 다양한 요인들로 인해 그 효과가 나타나지 않을 수 있는 반면, 사회안전망 효과가 보다 분명히 나타난다면 예비적 저축동기로 인한 저축률 증가효과를 감소시킬 수 있다. 교차항을 분석식에 넣고 분석한 결과 (3)열에서 보는 바와 같이 이와 같은 공적저축 가입의 예비적 저축동기 상쇄효과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 공적연금 가입의 순효과는 소비 불확실성 크기에 따라 (-)로 또는 (+)로 나타날 수 있는 것으로 보인다. 소비 불확실성이 상대적으로 클수록 공적연금 가입으로 인한 사적저축 대체효과는 커질 수 있는 것으로 보인다. 정리해 보면 공적연금 가입의 대체효과는 예비적 저축동기로 인해 가계가 직면하는 불확실성의 크기에 따라 달라질 수 있다. 이는 기존 연구에서 공적연금의 사적저축에 미치는 효과가 혼재되어 나타나는 것에 대한

<표 4> 저축률 실증분석 결과(Pooled OLS)

변수	1	2	3	4
ln(소득)	6.504*** (0.282)	6.472*** (0.284)	6.467*** (0.284)	4.226*** (1.170)
소비 불확실성	-	1.544* (0.884)	2.790* (1.092)	2.904 (3.445)
공적연금 가입	0.589 (0.403)	0.537 (0.403)	1.604*** (0.620)	3.520* (1.945)
(공적연금 가입) · (소비 불확실성)	-	-	-3.926** (1.839)	-10.585** (5.287)
가구원 수	-1.809*** (0.144)	-1.813*** (0.145)	-1.822*** (0.145)	-1.236*** (0.408)
연령	-0.054 (0.084)	-0.058 (0.084)	-0.054 (0.084)	0.349 (0.298)
(연령) ²	-0.0005 (0.000)	-0.0005 (0.000)	-0.0005 (0.000)	-0.004* (0.002)
성별	0.565 (0.440)	0.502 (0.443)	0.484 (0.443)	0.642 (1.683)
결혼 미혼	2.180* (1.155)	2.081* (1.160)	2.138* (1.156)	4.037 (3.393)
교육 정도	-0.674*** (0.122)	-0.680*** (0.122)	0.674*** (0.122)	-0.951** (0.415)
ln(부동산자산)	-0.993*** (0.175)	-0.953*** (0.176)	-0.952*** (0.176)	-1.199** (0.605)
ln(금융자산)	2.138*** (0.105)	2.136*** (0.105)	2.131*** (0.105)	1.863*** (0.359)
ln(금융부채)	-	-	-	-0.463 (0.494)
ln(부채상환액)	-	-	-	0.418 (0.384)

주: 1) () 안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위치차 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

<표 5> 공적연금 유형에 따른 효과 분석(Pooled OLS)

변수	5'	6'	7'	8'
ln(소득)	6.505*** (0.283)	6.503*** (0.283)	4.310*** (1.157)	4.161*** (1.160)
소비 불확실성	1.811** (0.901)	1.732* (0.987)	0.388 (2.775)	0.845 (2.978)
직역연금 가입	2.824** (1.199)	-	7.327** (3.416)	-
국민연금 가입	-	0.503 (0.663)	-	3.542 (2.357)
(직역연금)·(소비 불확실성)	-9.282** (4.314)	-	-23.472*** (8.925)	-
(국민연금)·(소비 불확실성)	-	-1.069 (2.187)	-	-9.938 (6.564)
가구원 수	-1.808*** (0.144)	-1.803*** (0.144)	-1.265*** (0.412)	-1.218*** (0.411)
연령	-0.063 (0.084)	-0.058 (0.085)	0.364 (0.297)	0.348 (0.299)
(연령) ²	-0.0005 (0.000)	-0.0006 (0.000)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)
성별	0.461 (0.442)	0.491 (0.443)	0.494 (1.687)	0.655 (1.698)
결혼 미혼	2.056* (1.159)	2.048* (1.160)	4.255 (3.411)	4.431 (3.408)
교육 정도	-0.684*** (0.123)	-0.675*** (0.122)	-0.893** (0.418)	-0.975** (0.415)
ln(부동산자산)	-0.941*** (0.177)	-0.950*** (0.176)	-1.238** (0.603)	-1.154* (0.605)
ln(금융자산)	2.130*** (0.105)	2.136*** (0.105)	1.903*** (0.358)	1.889*** (0.359)
ln(금융부채)	-	-	-0.475 (0.486)	-0.346 (0.494)
ln(부채상환액)	-	-	0.378 (0.385)	0.370 (0.384)

주: 1) () 안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

설명이 될 수도 있음을 시사하는 결과라 할 수 있다.¹⁸⁾ 한편 이와 같은 공적연금의 대체(구축)효과가 유동성 제약에 의해 달라질 수도 있으므로 (4)열에서는 이를 감안하여 분석하였으며, 자료 관측치 수의 제약으로 인해 통계적 유의도는 떨어졌지만 대체적으로 유사한 동일한 결과를 얻을 수 있었다.

다음으로 공적연금을 국민연금 가입자와 사학연금 등 직역연금 가입자로 구분하여 동일한 분석을 수행하여 보았다(<표 5> 참조). 우리나라의 경우 상대적으로 사학연금 등 직역연금의 노후보장 효과가 상대적으로 큰 것으로 인식되고 있으므로 대체(구축)효과는 이 경우보다 클 수 있을 것이다. 예상한 바대로 소득보장 기능이 보다 강화된 직역연금 가입의 저축률 대체효과가 보다 크게 나타나고 있다. 국민연금 가입의 경우만 별도로 분석할 경우 이와 같은 저축률 대체효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 국민연금의 경우 소비 불확실성의 효과를 제대로 상쇄시키지 못하고 있음을 시사하며, 현재와 같은 예비적 저축동기의 중요성을 감안할 때 향후 저축률의 상승이 공적연금제도의 불확실성이 개선되지 않는 한 지속될 수 있음을 시사한다.

다음으로 패널분석 기법을 적용하여 동일한 분석을 수행한 결과 이전과 유사한 결과를 얻었다(<표 6> 참조). 패널분석 기법을 적용할 경우 시간불변요소를 통제하는 과정에서 시간불변인 불확실성 변수가 사라지게 되지만 교차항은 시간에 따라 어느 정도 변동성을 갖게 되어 추정이 가능하다. 패널분석 결과는 <표 6>과 같이 고정효과 모형과 확률효과 모형 두 가지로 보고하고 있으나 Hausman 검정 결과 대체적으로 고정효과 모형이 적합한 것으로 나타났다. 3열의 결과에서 보듯이 공적연금 가입의 유의성은 작지만 양(+)으로 나타나고 있으나 불확실성을 감안한 공적연금 효과는 음(-)으로 통계적으로 유의하게 나타나 공적연금의 안정화 기능은 유효한 것으로 나타났다.¹⁹⁾

18) 교차항 결과를 해석하기 위해 통상적으로 소비 불확실성의 평균값과 1표준편차를 더하거나 빼준 값을 이용해서 실제로 추정해 보았다. 평균값을 대입할 경우 순효과는 0.5, 평균에서 1표준편차를 더한 소비 불확실성의 경우 -0.12로 나타나고 있으며, 이 경우 모두 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있다.

19) 소비 불확실성의 평균값을 대입하고 순효과를 추정할 경우 -0.055로 나타났으며 1표준편차가 작은 소비 불확실성 하에서 0.89로 나타나 대부분의 가게에서 공적연금 가입은 사적저축을 구축하는 것으로 나타났다.

<표 6> 패널분석 결과(FE/RE)

	Fixed Effect				Random Effect			
	1	2	3	4	1'	2'	3'	4'
ln(소득)	4.858*** (0.463)	4.858*** (0.463)	4.884*** (0.463)	0.502 (2.404)	6.179*** (0.282)	6.147*** (0.285)	6.146*** (0.285)	4.136*** (0.929)
소비 불확실성	-	-	-	-	-	1.945* (1.054)	3.443*** (1.209)	3.045 (3.483)
공적연금 가입	0.009 (0.483)	0.009 (0.483)	1.599* (0.833)	6.360 (4.135)	0.368 (0.387)	0.312 (0.388)	1.603** (0.640)	3.607* (2.038)
(공적연금가입) · (소비 불확실성)	-	-	-5.908** (2.523)	-13.789 (12.371)	-	-	-4.757** (1.876)	-10.902** (5.574)
가구원 수	-0.684* (0.363)	-0.684* (0.363)	-0.716** (3.633)	1.690 (1.660)	-1.660*** (0.166)	-1.669*** (0.167)	-1.683*** (0.167)	-1.110* (0.456)
연령	-	-	-	-	-0.042 (0.104)	-0.046 (0.105)	-0.042 (0.105)	0.323 (0.316)
(연령) ²	-	-	-	-	-0.0006 (0.000)	-0.0006 (0.000)	-0.0006 (0.000)	-0.004 (0.002)
성별	-	-	-	-	0.355 (0.540)	0.267 (0.542)	0.250 (0.542)	0.653 (1.795)
결혼 미혼	6.274 (4.463)	6.274 (4.463)	5.947 (4.463)	-	2.335** (1.162)	2.202* (1.163)	2.252* (1.163)	4.841 (3.832)
교육 정도	1.443 (2.365)	1.443 (2.365)	1.529 (2.364)	-26.192** (12.579)	-0.597*** (0.146)	-0.609*** (0.147)	-0.602*** (0.147)	-0.995** (0.448)
ln(부동산자산)	0.358 (0.420)	0.358 (0.420)	0.352 (0.420)	-2.285 (1.603)	-0.766*** (0.190)	-0.721*** (0.191)	-0.721*** (0.191)	-0.992* (0.551)
ln(금융자산)	1.403*** (0.154)	1.403*** (0.154)	1.402*** (0.154)	1.662** (0.780)	1.936*** (0.108)	1.933*** (0.108)	1.927*** (0.108)	1.930*** (0.377)
ln(금융부채)	-	-	-	0.285 (1.084)	-	-	-	-0.410 (0.496)
ln(부채상환액)	-	-	-	-0.337 (0.624)	-	-	-	0.344 (0.362)

공적연금 가입의 경우 내생성 우려가 있으므로 추가적으로 IV 기법을 적용하여 동일한 분석을 수행한 결과 이전과 유사한 결과를 얻었다.²⁰⁾ Pooled OLS에 IV 기법으로 추정하였고, 패널분석 기법에 추가적으로 IV 패널분석 기법을 적용하여 분석한 결과 대체적으로 공적연금 가입은 직접적으로 사적저축에 유의한 영향을 미치지 못하지만, 공적연금 가입이 예비적 저축을 상쇄시키는 것을 통한

20) 보다 자세한 결과는 부록의 <부표 2>~<부표 5>를 참조하십시오.

사적저축 대체(구축)효과는 유효하게 나타났다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 최근 우리나라 가계저축률의 변화를 살펴보고 공적저축 가입의 가계 사적저축에 미치는 영향을 실증분석하고 경제에 주는 시사점을 구하였다. 특히 본 연구에서는 기존 연구에서 다소 미흡하였던 불확실성의 효과를 감안한 공적연금 가입효과를 분석하였고, 이를 두 가지 경로로 구분하여 직접적인 효과와 간접적인 효과로 식별하였다. 공적연금 가입의 직접적인 저축률에 미치는 효과와 공적연금 가입의 예비적 저축동기 상쇄효과의 합이 공적연금 가입에 따른 저축률 효과라 할 수 있으며, 결국 이와 같은 공적저축의 사적저축 대체효과는 가계가 직면하는 불확실성의 크기에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 실증분석에서는 가계가 직면하는 소비 불확실성이 클수록 공적저축의 사적저축 대체효과는 나타날 가능성이 높지만, 소비 불확실성이 작으면 오히려 공적저축의 존재는 은퇴유발 효과를 가져와 사적저축을 증대시키는 역할을 수행할 수 있음을 시사한다. 본 연구의 실증분석 결과는 지금까지의 공적저축의 사적저축 대체효과에 대한 혼재된 기존 연구 결과에 대한 한 가지 설명으로 제시될 수 있을 것으로 보인다. 아울러 실증분석 결과에서 보듯이 공적연금 가입의 예비적 저축동기 상쇄효과는 일관되게 음(-)으로 통계적으로 유의하게 나타나 공적저축의 사회안전망 기능이 현재로서는 제대로 작동하고 있음을 시사하는 결과로 판단된다.²¹⁾

향후 다양한 위험에 대한 노출 확대와 불확실성의 증폭으로 인해 가계의 예비적 저축 동기는 보다 확대될 것으로 전망된다. 그리고 이로 인한 소비부문의 부정적인 영향을 축소하기 위해서는 국민연금 등 공적연금의 사회안전망 기능이 보다 강화될 필요가 있으며 사적 보험 등 보다 다양한 가계의 위험관리 및 자산형성 수단이 제공될 필요가 있다. 기존 연구 결과들은 보험 등 다양한 위험회피 기구(risk coping mechanism)에 대한 접근 가능성의 확대가 예비적 저축동기를

21) 최근 저축률 상승에 있어 예비적 저축동기가 주요한 요인으로 작용할 가능성이 있으며, 공적연금제도의 불확실성의 확대도 이와 같은 저축동기를 배가시키는 요인으로 작용할 가능성을 본 연구 결과는 시사한다. 우리나라의 경우 수출증가율의 정체와 가계부채의 상환부담 확대 등으로 인해 내수확대에 한계가 있음을 감안할 때 공적연금제도를 포함한 대내외적인 불확실성의 증폭으로 인해 최근 가계의 저축률이 상승하고 있으며 이러한 저축률 상승은 경기의 침체를 보다 강화시킬 가능성이 있다.

감소시키는 효과가 있다고 보고한 바 있다. 따라서 상대적으로 저축률이 낮은 저소득계층의 자산형성을 위해 금융자산 축적에 대한 인센티브 제공을 확대하고 이들의 위험관리 수단으로서 부담 가능하고(affordable) 다양한 보험상품 개발이 활발하게 이루어질 필요가 있다. 아울러 향후 빠른 고령화의 진전으로 인해 만성 질환, 장기요양 등에 대한 의료비 지출이 많을 것으로 예상되므로 이로 인한 불확실성 확대를 방지하기 위해 보다 다양한 노후건강보험 상품이 개발되어 보급될 필요가 있다.

부 록

<부표 1> 재정패널자료 요약통계량

변수	관측치	평균	표준편차
ln(저축)	11,688	4.078	0.919
저축률	19,005	12.318	13.853
ln(소득)	19,017	5.498	0.892
소비변동계수	18,870	0.28	0.16
연금 가입(Yes=1)	19,080	0.37	0.48
직역연금 가입(Yes=1)	19,080	0.037	0.189
국민연금 가입(Yes=1)	19,080	0.227	0.419
가구원 수	19,080	2.96	1.30
가구주 연령	18,480	55	15
(가구주 연령) ²	18,480	3,254.9	1,683.9
가구주 성별(남자=1, 여자=2)	18,480	1.184	0.388
미혼 여부(Yes=1)	19,080	0.056	0.231
가구주 교육 수준	18,410	4.35	1.59
ln(부동산자산)	11,453	9.531	1.017
ln(금융자산)	14,217	7.025	1.457
ln(금융부채)	2,961	7.793	1.202
ln(원리금상환)	1,698	5.484	1.570

<부표 2> 저축률 분석 결과(IV)

	1	2	3	4
ln(가구주 소득)	5.605*** (0.372)	5.541*** (0.375)	5.526*** (0.375)	3.179** (1.339)
소비 불확실성	-	1.671 (1.069)	3.480** (1.490)	5.747 (3.867)
연금가입 여부	0.140 (0.467)	-0.048 (0.467)	1.115 (0.710)	4.310** (2.027)
(연금가입 여부) · (소비 불확실성)	-	-	-4.270** (2.099)	-13.938** (5.542)
가구원 수	-1.899*** (0.163)	-1.894*** (0.163)	-1.900*** (0.163)	-1.348** (0.426)
가구주 나이	0.128 (0.107)	0.019 (0.106)	0.025 (0.106)	0.717* (0.371)
(가구주 나이) ²	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.008** (0.003)
가구주 성별	0.628 (0.598)	0.533 (0.603)	0.507 (0.604)	0.807 (1.963)
미혼 여부	2.328* (1.246)	2.265* (1.250)	2.331* (1.246)	3.046 (3.657)
가구주 교육 수준	-0.756*** (0.142)	-0.753*** (0.142)	-0.747*** (0.142)	-0.781* (0.466)
ln(부동산자산)	-0.685*** (0.212)	-0.635*** (0.213)	-0.630*** (0.213)	-1.570** (0.645)
ln(금융자산)	2.523*** (0.125)	2.524*** (0.125)	2.519*** (0.125)	2.041*** (0.386)
ln(금융부채)	-	-	-	-0.482 (0.527)
ln(원리금상환)	-	-	-	0.576 (0.410)

주: 1) () 안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

<부표 3> 저축률 분석 결과(Panel IV)

	1'	3'	4'
ln(가구주 소득)	4.286*** (0.592)	4.321*** (0.592)	0.292 (2.587)
소비 불확실성	-	-	-
연금가입 여부	-0.350 (0.560)	1.377 (0.896)	6.796 (4.245)
(연금가입 여부) · (소비 불확실성)	-	-6.447** (2.610)	-13.950 (12.720)
가구원 수	-0.967** (0.415)	-1.010** (0.415)	1.668 (1.795)
가구주 나이	-	-	-
(가구주 나이) ²	-	-	-
가구주 성별	-	-	-
미혼 여부	5.995 (4.477)	5.634 (4.477)	26.019** (12.897)
가구주 교육 수준	0.426 (2.558)	0.536 (2.557)	-
ln(부동산자산)	0.220 (0.494)	0.208 (0.494)	-2.751 (1.676)
ln(금융자산)	1.515*** (0.179)	1.515*** (0.179)	1.459* (0.875)
ln(금융부채)	-	-	0.259 (1.178)
ln(원리금상환)	-	-	-0.283 (0.687)

주: 1) () 안은 standard error를 나타내며, 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

<부표 4> 공적연금 유형별 효과 분석(IV)

	5	6	7	8
ln(가구주 소득)	5.523*** (0.372)	5.539*** (0.372)	3.319** (1.327)	3.080** (1.331)
소비 불확실성	2.034* (1.098)	1.965 (1.262)	1.814 (2.965)	2.718 (3.243)
직역연금 가입	2.683** (1.207)	-	7.874** (3.468)	-
국민연금 가입	-	0.164 (0.697)	-	4.400* (2.398)
(직역연금 가입) · (소비 불확실성)	-8.689** (4.316)	-	-25.214*** (9.047)	-
(국민연금 가입) · (소비 불확실성)	-	-1.129 (2.322)	-	-12.837* (6.722)
가구원 수	-1.899*** (0.163)	-1.895*** (0.163)	-1.381*** (0.435)	-1.307*** (0.431)
가구주 나이	0.021 (0.106)	-1.895 (0.163)	-1.381* (0.372)	0.696* (0.375)
(가구주 나이) ²	-0.002* (0.001)	0.017 (0.108)	-0.008 (0.003)	-0.008** (0.003)
가구주 성별	0.505 (0.603)	0.531 (0.603)	0.702 (1.962)	0.942 (1.984)
미혼 여부	2.304* (1.248)	2.258* (1.251)	3.402 (3.826)	3.648 (3.800)
가구주 교육 수준	-0.768*** (0.144)	-0.752*** (0.142)	-0.727 (0.471)	-0.821* (0.468)
ln(부동산자산)	-0.625*** (0.214)	-0.630*** (0.213)	-1.613** (0.644)	-1.487** (0.646)
ln(금융자산)	2.518*** (0.125)	2.524*** (0.125)	2.091*** (0.386)	2.071*** (0.386)
ln(금융부채)	-	-	-0.479 (0.517)	-0.327 (0.527)
ln(원리금상환)	-	-	0.520 (0.413)	0.519 (0.410)

주: 1) () 안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

<부표 5> 공적연금 유형별 효과분석(Panel IV)

	5'	6'	7'	8'
ln(가구주 소득)	4.264*** (0.591)	4.250*** (0.591)	-0.093 (2.568)	-0.869 (2.585)
소비 불확실성	-	-	-	-
직역연금 가입	1.043 (2.320)	-	11.907 (18.201)	-
국민연금 가입	-	2.199** (1.047)	-	13.532* (7.836)
(직역연금 가입) · (소비 불확실성)	-7.691 (8.624)	-	-50.816 (55.390)	-
(국민연금 가입) · (소비 불확실성)	-	-6.825** (3.322)	-	-70.682 (35.993)
가구원 수	-0.970** (0.415)	-1.011** (0.415)	1.720 (1.795)	1.998 (1.788)
가구주 나이	-	-	-	-
(가구주 나이) ²	-	-	-	-
가구주 성별	-	-	-	-
미혼 여부	5.814 (4.481)	5.855 (4.476)	16.307 (15.637)	27.323** (12.650)
가구주 교육 수준	0.531 (2.559)	0.501 (2.557)	-	-
ln(부동산자산)	0.236 (0.494)	0.216 (0.494)	-2.743 (1.685)	-2.910* (1.658)
ln(금융자산)	1.515*** (0.179)	1.520*** (0.179)	1.246 (0.876)	1.306 (0.866)
ln(금융부채)	-	-	0.521 (1.177)	0.337 (1.167)
ln(원리금상환)	-	-	-0.343 (0.689)	-0.268 (0.683)

주: 1) 위첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함.

2) 상수항 및 연도 더미는 5% 내에서 통계적으로 유의미함.

참고문헌

- 강성호 · 임병인, “공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근,” 『경제분석』 제11권 제2호, 2005, 135~160.
- 강성호 · 홍성호, “고령화 및 공적연금이 사적저축에 미치는 상호작용 효과,” 2009년 한국재정학회 추계학술대회 발표논문, 2009.
- 국민연금연구원, 『국민연금과 국민경제』, 2017.
- 김대철 · 김진영 · 이만우, “국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석,” 『경제분석』, 14(2), 한국은행 금융경제연구원, 2008, 1~37.
- 김상호, “연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석,” 『경제학연구』 제55집 제3호, 2007, 119~142.
- 남광희, “공적연금이 민간저축에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제22집, 2008, 29~51.
- 박무환, “연금기금의 자산축적이 국민저축에 미치는 영향,” 『한국경제학보』 제16집 제1호, 2009, 123~174.
- 성명기 · 이준상, 『국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향』, 국민연금연구원, 2016.
- 송승주, “개인저축률과 거시경제변수간 관계분석,” 『금융경제연구』, 한국은행 금융경제연구원, 2009.
- 윤석명 · 오완근 · 신화연, “국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과 분석,” 『한국경제의 분석』 제13집 제2호, 2007, 113~170.
- 임경묵 · 문형표, “공적연금이 가계저축에 미치는 영향,” 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(Ⅰ)』, 한국개발연구원, 2003.
- 임병인 · 강성호, “국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과,” 『보험개발연구』, 제16권 제3호, 2005.
- Attanasio, O. P. and A. Brugiavini, “Social Security and Households’ Saving,” *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 1075~1119.
- Bernheim, B. Douglas and Lawrence Levin, “Social Security and Personal Saving: An Analysis of Expectations,” *American Economic Review*, 79(2), 1989, 97~102.

- Blau, D. M., "Pensions, Household Saving, and Welfare: A Dynamic Analysis of Crowd Out," *Quantitative Economics*, 7(1), 2016, 193~224.
- Cagan, P., "The Effect of Pension Plans on Aggregate Savings," National Bureau of Economic Research, 1965.
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 82(5), 1974, 905~926.
- _____, "Social Security and Saving: the Extended Life Cycle Theory," *American Economic Review*, 66(2), 1976, 77~86.
- Ferguson Jr., R., "Questions and Reflections on the Personal Saving Rate," The Federal Reserve Board, 2004.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton Univ. Press, 1957.
- Giles, J. and K. Yoo, "Precautionary Behavior, Migrant Networks and Household Consumption Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data from Rural China," *Review of Economics and Statistics*, 89(3), August 2007.
- Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt, 1936.
- Phillips, P. C. B. and B. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, 99~125.
- You, S. D., *Housing Finance Mechanisms in the Republic of Korea*, UN-Habitat, 2009.

[Abstract]

A Micro-analysis of the Effects of Public Saving on Private Saving: Focusing on the National Pension Service

Kyeongwon Yoo* · Seung Dong You**

We study patterns of Korean households' financial strategies by analyzing the effects of public saving on private saving. In particular, we focus on a relationship between uncertainty that households face and their saving behaviors. There exist substitution effects between private saving and public saving and the effects can be divided into two separate effects: direct effects and indirect effects. The direct effects represent changes in private saving due to enforced public saving such as the National Pension Service, whereas the indirect effects represent changes in household precautionary saving due to reduced uncertainty through the enforced public saving. Our empirical evidence shows that the amount of a household's private saving can be a function of uncertainty. With higher(lower) degree of uncertainty, households are more likely to reduce(increase) private saving with public pensions. We suggest that statistically significant negative signs for the substitution effects imply that the enforced public saving plays a role of a social safety net.

Keywords: national pension service, private saving, uncertainty, substitution effect, precautionary saving

JEL Classification: E21, H55, H31

* First Author, Associate Professor, Faculty of Economics and Finance, Sangmyung University, Tel: +82-2-2287-5039, E-mail: kwyoo@smu.ac.kr

** Corresponding Author, Assistant Professor, Faculty of Economics and Finance, Sangmyung University, Tel: +82-2-781-7573, E-mail: peteryou@smu.ac.kr

