

사적연금과 저축률의 관계

정희수¹⁾* 정홍주²⁾**

- 국문초록 -

본 논문은 연금과 저축의 대체효과와 연금제도 변경에 따른 효과를 실증분석하였다. 대부분 기존 연구와 달리 사적연금 관점에서 일반저축과의 관계를 설명하는데 중점을 두고 있다. 최근 5년(2011년부터 2015년) 동안 한국노동패널(KLIPS) 자료를 이용하여 FGLS 기법으로 추정하였다. 주요 변수는 저축률, 공적연금 적립률, 사적연금 적립률 등과 같이 소득지표로 나눈 비율 변수와 인구통계학적 특성을 반영한 통제변수를 사용하였다. 사적연금의 일반저축에 대한 대체효과는 일정 부분 존재하는 것으로 나타났다. 자발적으로 적립하는 사적연금은 장기 저축 수단으로 인식되어 있기 때문에 일반저축이 사적연금으로 전환된 것이다. 이와 달리 공적연금과 일반저축의 관계는 상승효과를 보였다. 강제적으로 가입되는 공적연금은 소득에 비례하여 증가하기 때문에 저축보다 소비를 줄이려는 현상이 강하고 볼 수 있다. 특히, 공적연금은 대체효과보다 불신효과가 더 크게 작용한다. 금융제약의 존재 여부를 기준으로 살펴보면 사적연금은 금융제약의 존재와 상관없이 대체효과가 나타났다. 반면 공적연금은 금융제약이 존재하는 가구에서 대체효과를 보이고, 그렇지 않은 가구에서는 상승효과가 나타났다. 준(準)조세 성격을 가진 공적연금의 특성을 반영한 것이다. 소득계층별 기준으로 사적연금은 소득분위와 상관없이 대체효과가 존재하고 저소득 계층일수록 더 크게 나타났다. 소득 수준이 낮을수록 사적연금의 세제혜택에 대한 민감도가 높기 때문이다. 공적연금의 경우 저소득 계층에서 대체효과, 중소득 이상 계층에서 상승효과가 나타났으며, 이는 소득수준별 저축률의 차이가 확대된 원인이다. 부양가족 수 기준으로 1-2인 가구에서 사적연금의 저축에 대한 대체효과가 더 크게 나타난 반면, 공적연금은 더 큰 상승효과를 보였다. 부양가족이 적을수록 저축 또는 소비 여력이 발생하고 상속·증여 문제의 제약을 덜 받기 때문이다. 결론적으로 사적연금은 대체효과를 보이지만, 공적연금은 대체효과보다 불신효과가 더 크게 작용하였다.

핵심단어: 사적연금, 저축률, 대체효과, 상승효과

1) KEB하나은행 하나금융경영연구소 연구위원 (Tel.02-2002-2673, E-mail: heesoo_jung@hanafn.com)

2) 성균관대학교 경영학과 교수 (Tel.02-760-0480, E-mail: jungpro@skku.edu)

I. 서론

전 세계적으로 인구 고령화는 사회적 문제로 대두되고 있다. 선진국에서는 오랜 기간 진행되어 왔으나 신흥국가에서는 고령화 속도가 문제시 되고 있다. 65세 이상 인구 비중이 14% 이상을 차지하는 고령사회(aged society)에 진입하는데 프랑스는 115년, 스웨덴과 미국은 각각 85년, 73년이 소요되었다. 동북아시아 국가로 넘어오면서 중국 25년, 일본 24년, 한국 18년 등으로 상당히 단축되었다. 이러한 고령화 현상의 근본적인 원인은 인간 수명의 연장, 출산율 저하, 생산가능인구의 감소 등에서 찾을 수 있다.

이와 같이 사회적 환경이 빠르게 변하고 노후 생활에 대한 불안감이 커지면서 각 국가들은 국가에서 노후생활을 일정부분 보장해 주는 공적연금을 도입하였으며 여러 차례 개혁을 통해 안정화시키는 단계에 있다. 많은 국가에서 공적연금제도를 보완하기 위해 퇴직연금, 개인연금 등 다양한 사적연금제도를 운영하고 있다. 오랜 기간 동안 공적연금과 사적연금을 운영해 온 국가의 경우 연금운용 규모가 크게 증가하면서 자국 내 자본시장에 직·간접적으로 영향을 주고 있다. 국내에서도 연금시장이 빠르게 성장하면서 연금의 경제적 역할에 대한 중요성이 커지고 있다. 특히, 최근 들어 연금저축, 퇴직연금 등의 세제혜택, 공적연금의 낮은 소득대체율(income replacement rate) 등으로 사적연금에 대한 중요성이 확산되면서 연금시장이 지속적으로 성장하고 있다.

개인 관점에서 보면 합리적인 개인을 기준으로 현재와 미래의 소비-저축에 대한 의사결정 시 생애소득(life-cycle income)을 생애기간에 걸쳐 효율적으로 배분하려 할 것이다. 일반적으로 미래 소비를 위해 현재 소비를 줄이고 저축을 늘리게 되는데 저축의 일부가 연금으로 대체되는 것이다. 이때, 개인은 연금 적립을 위해 가처분소득 범위에서 소비를 줄일 것인가 저축을 줄일 것인가에 대한 문제에 직면하게 된다. 연금 적립의 재원이 소비인지 아니면 저축인지에 대한 근거는 이론적으로 증명하기 어렵고 실증분석으로만 가능하다. 강제 저축인 공적연금과 달리 사적연금은 자발적 저축이라는 관점에서 일반저축과 동일하지만, 이들 모두 장기간에 걸쳐 진행되는 연금자산으로 볼 수 있다. 공적연금과 사적연금의 특성이 서로 다르기 때문에 두 연금의 관계가 상호 보완 관계인지 또는 대체 관계에 있는지에 따라 저축에 미치는 영향도 달라진다. 결국 이러한 문제는 연금의 저축에 대한 구축효과(crowding-out effect)의 존재 여부와 함께 공적연금과 사적연금이 어떻게 다른가에 대한 문제로 귀결된다.³⁾ 장기 저축인 연금자산의 증가가 비연금자산(non-pension wealth)의 변화에 어떤 영향을 줄 것인가에 대한 관심이 커질 수밖에 없다.

한편, 연금제도는 고정된 것이 아니라 시대에 따라 변하기 마련이다. 선진국의 경우 연금시장이 급격하게 성장한 배경에는 반드시 연금개혁(pension reform)이 있었다. 연금개혁은 새로운 제도를 도입하거나 가입을 유도하기 위해 다양한 세제혜택을 부여하는 방식이 일반적이며, 공적연금과 사적연금에 대한 접근 방식도 다르다. 연금개혁 전후에 개인이 연금에 대해 어떤 반응을 보이는가를 설명하는 것이 중요하다. 이를 통해 연금제도를 새롭게 설계하거나 연금정책을 수립하는 기초자료로 활용될 수 있기 때문이다.

해외에서는 1970-1980년대, 국내에서는 1990-2000년대에 걸쳐 동 주제로 많은 논문이 발표되었으나, 최근 자료를 이용하여 분석한 연구는 많지 않다. 대부분 자료는 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS)을 대상으로 분석하였으나 최근에는 국민노후

3) 본 연구에서는 구축효과보다 대체효과로 표현하기로 한다.

보장패널조사(국민연금), 재정패널조사 등과 같이 분석할 수 있는 패널자료를 활용한 연구가 진행되고 있다.⁴⁾ 한국노동패널(KLIPS)도 1998년부터 2015년까지 장기간 축적된 자료이지만 최근 자료를 분석하기 위해 2011년부터 2015년까지로 대상 범위를 제한하였다.

1988년부터 도입된 국민연금 등 공적연금에 대한 연구는 많이 있었으나 개인연금, 퇴직연금 등 사적연금과 관련된 자료를 활용한 연구는 많지 않다. 그 동안 공적연금의 대체효과에 대한 연구가 주로 이루어진 점을 고려할 때 패널자료를 활용하여 사적연금의 대체효과를 분석하는 것도 새로운 시도일 것이다. 이와 함께 공적연금과 사적연금의 대체관계를 규명함으로써 연금개혁을 추진할 때 균형있는 정책을 수립하는데 기여할 수 있을 것이다.

II. 연금과 저축의 관계

1. 연금의 경제학적 역할

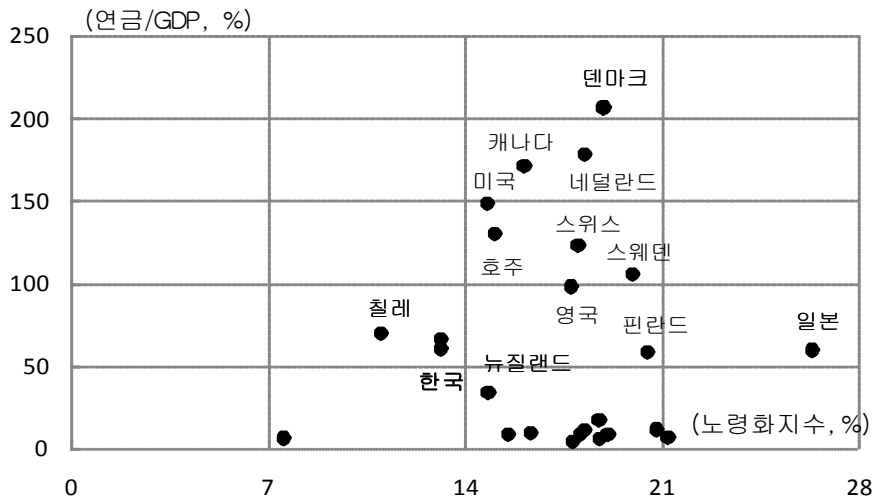
인구 고령화의 사회적 문제에 대해서는 수년 전부터 논의가 진행되어 왔으나 근본적인 대책은 마련하지 못하였다. 국내뿐만 아니라 연금제도가 정착된 선진국에서도 고령화 수준에 비해 연금자산의 축적은 큰 차이를 보였다. <그림1>에서 보는 바와 같이 대부분 국가들이 고령사회에 진입해 있으나 GDP 대비 연금자산 비중은 50%에서 200%까지 광범위하게 퍼져 있음을 알 수 있다. 특히, 선진국을 제외한 신흥국에서는 GDP 대비 연금자산 비중이 50% 미만 수준에 머물러 있다.

한국의 경우 고령사회 진입을 앞두고 있으나 GDP 대비 연금자산 비중은 60% 수준을 유지하고 있다. 연금 제도를 체계적으로 발전시키지 못한 국가들은 고령화가 상당히 진전되었음에도 불구하고 연금자산을 축적하지 못하였다. 연금제도는 인구 고령화의 대책 중 가장 중요하기 때문에 고령화 수준에 맞는 연금자산의 규모를 확보하는 것이 필요하다.

Barr and Diamond(2006)에 따르면 연금의 경제적 역할은 “소비의 평활화(consumption smoothing)”와 보험 기능(insurance)으로 요약할 수 있다. 일반적으로 기대 수명이 연장되면서 소득이 없는 은퇴 이후의 편안한 생활을 위해 현재 소비를 줄이고 저축하려는 성향이 강해진다. 특히, 저축 수단 중에서 만기가 긴 연금을 통해 강제적으로 현재 소비를 미래 소비로 전환시키는 효과가 커진다. 보험 관점에서 보면 종신연금(annuities)은 장수 위험(longevity risk)에 대한 불확실성을 줄이는 효과가 존재한다. 연금은 단기 저축을 장기 저축으로 전환시킨다는 점에서 자본시장의 발전에도 중요한 의미를 가진다. 운용 관점에서 연금자산의 증가는 시장 유동성(market liquidity) 증대, 시장 효율성(market efficiency), 금융 안정성(financial stability) 등을 도모한다. 이와 함께 시장통합(market integrity), 금융혁신(financial innovation), 개인 자산포트폴리오의 구성 변화 등을 유도해 각종 인프라 기반을 조성함으로써 간접적으로 자본시장의 발전에 기여한다. 연금의 특성에 따라 자산운용의 기준이 다르기 때문에 자본시장에 주는 영향도 달라질 수 있다. 공적연금의 경우 재정 건전성 등을 고려하여 비교적 안정적인 운용에 중점을 두는 반면, 사적연금은 수익률 제고를 위해 적극적으로 운용할 수도 있다. 이러한 운용방식의 차이는 주식, 채권 등과 같은 자본시장에 영향을 주게 된다.

4) 이외에도 2011년부터 조사된 가계금융·복지조사(통계청) 자료도 5년 정도 축적되어 있으나 연금정보에 대한 자료가 충분하지 않다는 단점이 있다.

<그림1> 주요국 노령화 지수와 연금 비중



주: 2015년 기준으로 노령화지수는 총인구 대비 65세 이상 인구 비중을 의미함.
 자료: OECD.Stat, World Bank Open Data

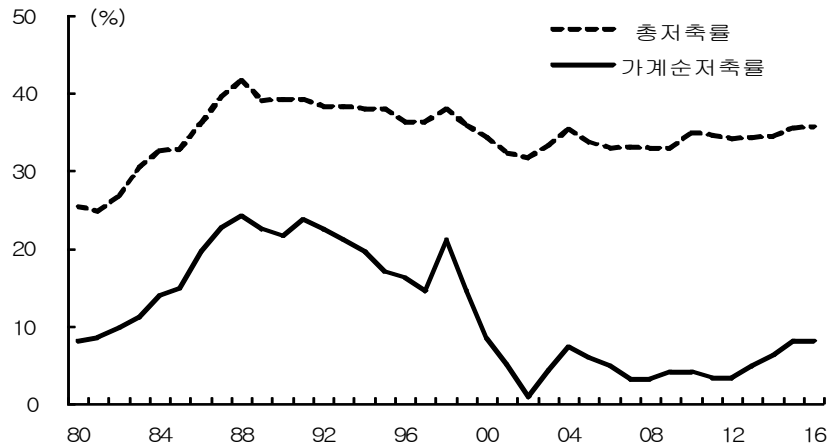
한편, <그림2>에서 총 저축률은 1988년 최고 수준에 도달한 이후 35% 전후의 안정적인 모습을 보인 반면, 가계 순저축률은 하락세를 지속하였다. 총 저축률과 가계 순저축률의 격차는 더욱 커져 1990년 17.6%p에서 2015년 27.7%p 까지 확대되었다. 1998년 외환위기 이후 가계 순저축률은 10%를 하회하였으며 2000년대 초반 카드대란 등으로 금융채무 불이행자가 372만명으로 급증하면서 가계 순저축률이 1.0% 수준까지 하락하였다. 2008년 금융위기를 겪으면서 잠재성장률과 한은 기준금리가 각각 3%대, 1.25%로 사상 최저치를 기록하는 등 저성장·저금리 현상이 장기화되면서 가계 저축률도 5% 이하로 낮아졌다. 이러한 현상은 주요 선진국에서도 동일하게 나타나고 있다. 고도 성장기에는 저축률이 높게 나타나지만, 경제가 일정 수준 이상으로 성숙단계에 진입할 경우 부(富)의 효과, 저성장·저금리 현상, 인구 고령화 등의 복합적인 요인이 작용한 것이다.

국내 가계저축률이 낮아진 원인을 보면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 고용형태의 변화에 따른 근로소득 증가율의 둔화와 자산가격의 상승이다. 외환위기 이후 노동시장의 유연성이 강조되면서 비정규직 비중이 높아져 근로소득의 증가율이 둔화되었다. 1990년에서 1997년 동안 평균 근로소득 증가율은 16.4%를 기록하였으나 1998년에서 2002년 동안에는 6.4% 증가에 그쳤다. 이와 함께 부동산 가격을 포함한 자산 가격의 상승도 저축률 하락을 견인하였다. 자산 가격의 상승은 장기적 관점에서 항상 소득의 증가로 인식되기 때문에 소비 증가로 연결될 수 있다. 또한 부동산 등 실물자산의 담보가치가 상승할 경우 차입소비를 유도하여 저축률을 낮추는 요인으로 작용하게 된다.

둘째, 정부의 저축 관련 정책 전환도 중요한 역할을 하였다. 외환위기 이후 저축을 장려하기 위한 자산형성 지원정책이 유동성 제약 완화로 전환되면서 가계의 금융 접근성이 확대되었기 때문이다. 대출을 통해 필요자금을 이용할 수 있기 때문에 가계 입장에서는 저축을 적극적으로 확대할 유인이 없어졌으며, 특히 저금리 환경 하에서는 더욱 심화되었다. 유동성 제약이 완화되면서 예비적 동기로서의 저축이 무의하게 되고, 이러한 유동성은 저축에서

부동산 등 실물투자로 이어져 저축률의 하락을 초래한 것이다. 차입규모가 커지면서 동시에 이자 상환부담이 확대되어 가계의 저축 여력이 약화되었다.

<그림2> 국내 총저축 및 가계순저축률 추이



주: 1) 총저축률=(총저축/국민총처분가능소득)×100

2) 가계 순저축률=[가계순저축/(가계순조정처분가능소득+연기금 가계순지분 증감)]×100

자료: 한국은행 경제통계시스템(ECOS)

셋째, 고령화에 따른 인구구조의 변화이다. 국내의 인구 고령화 현상은 OECD 국가에 비해 빠르게 진행되면서 저축률도 동반 하락하고 있다. 생애주기시설에서는 유년층과 노년층의 평균 소비성향이 높고 저축성향이 낮아지는 것으로 보고 있으나, 소비성향은 생애소득에 비례하여 변하기 때문에 노년층의 생애소득이 낮아지면 소비성향도 줄어들 수밖에 없다. 노년층의 소비성향은 은퇴 이후 소득 증가율이 하락하면서 소비여력이 축소된 것에 기인한다.

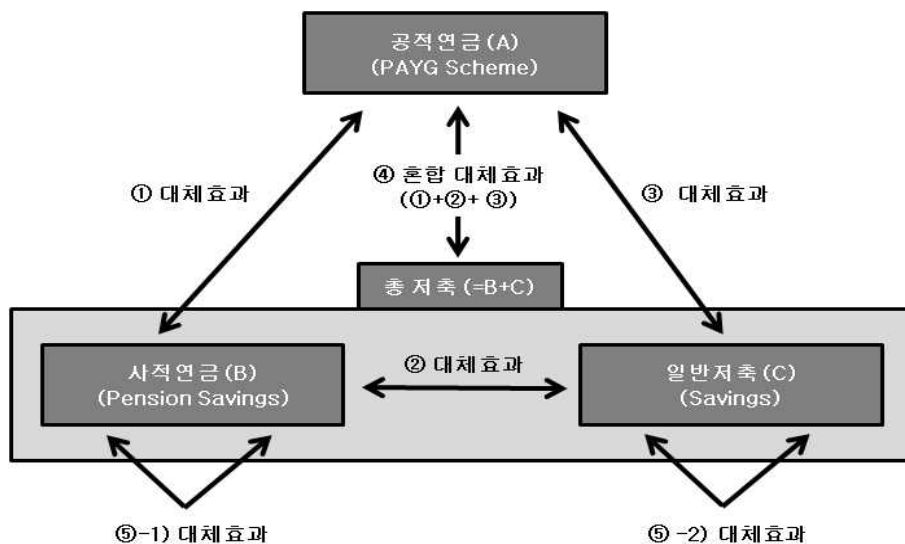
넷째, 국민연금, 퇴직연금 등과 같은 연금제도의 도입이다. 1988년 도입된 국민연금은 1999년부터 가입 대상자를 5인 미만의 도시 근로자로, 2006년부터는 전 사업장으로 확대되었으며, 연금저축(2001.1), 퇴직연금(2005.12) 등과 같은 새로운 연금제도를 도입한 것도 일반 저축을 감소시키는 요인으로 작용하였다. 국민연금 가입자 비중은 제도 변경으로 1998년 35.7%에서 1999년 80.1%로 급증하였다. 이는 가계의 사회부담금(social contributions) 비중을 3.5%에서 8.4%로 2배 이상 증가시켰으며, 사회부담금의 증가는 소비와 저축의 여력을 동시에 약화시키는 결과를 초래하였다.

끝으로 개인 자산포트폴리오의 구성이 변했기 때문이다. 금융시스템에 따라 국가별로 자산 구성비에 큰 차이를 보이지만, 연금·보험 등 계약성 저축(contractual savings)의 비중은 안정적으로 증가하고 있다. 대표적인 시장 중심 시스템을 보유한 미국의 경우 개인 금융자산에서 연금·보험이 차지하는 비중은 1950년 18.4%에서 2016년 9월 32.1%로 증가하였다. 영국과 호주의 경우 연금·보험 비중이 50%를 상회할 정도로 연금·보험 비중이 높은 가운데 최근까지도 증가세를 유지하고 있다. 대표적인 은행 중심 시스템으로 알려진 한국의 연금·보험 비중도 1980년 8%에서 2016년 9월 31.4%로 증가하였다. 금융시스템과 상관없이 대부분 국가에서 연금·보험 비중이 지속적으로 증가하는 추세에 있다. 연금의 중요성이 커지면서 개인 자산포트폴리오가 현금·예금 또는 투자 자산에서 연금·보험으로 빠르게 전환되고 있음을 알 수 있다.

2. 연금과 저축의 상호관계

일반적으로 저축은 소비되지 않고 남은 부분으로 정의되는데, 이 중에는 공적연금, 사적연금 등과 같이 직접 소비되지 않지만 가입 기간 동안 인출할 수 없는 성격의 저축을 포함하고 있다. 저축 재원을 공적연금(A), 사적연금(B), 일반저축(C) 등 3가지 유형으로 구분하여 상호 간 발생하는 대체효과에 대해 설명하기로 한다. <그림3>에서 보는 바와 같이 5가지 상호관계를 설정하였다.

<그림3> 저축(연금) 형태별 상호 관계



자료: Börsch-Supan.(2004) 제작성

첫째, 공적연금과 사적연금의 대체효과(①)이다. 중첩세대모형(overlapping generation model)에 기초한 소비 평활화 문제를 다루고 있는데, 부과형(PAYG) 방식의 경우 세대 간 소득재분배 효과가 크고 강제적 가입이라는 특성이 반영된다. 특히, 공적연금의 소득대체율이 낮아지는 경우 공적연금과 사적연금의 관계가 대체재라기보다 보완재적 성격이 강해진다.⁵⁾ 전승훈·임병인(2008)은 국민연금이 개인연금 적립에 영향을 주지 않으며, 개인연금 적립은 생애소득, 노후대비 저축 목적의 영향을 크게 받는다는 결론을 도출하였다.⁶⁾ 공적연금 자산을 줄이는 방식의 연금개혁이 사적연금의 증가로 연결되지 않음을 의미한다.

둘째, 사적연금과 일반저축의 대체효과(②)이다. 이는 생애주기가설에 입각한 소비 평활화 문제를 다루는 것으로 세제혜택을 받을 수 있는 사적연금의 장점 때문에 일반저축을 사적연금으로 전환하려는 유인이 생긴다는 것이다. 사적연금에 대한 세제혜택은 다른 조세지출과 달리 과세 이연효과를 동반하기 때문에 실질적으로 세수의 손실은 크지 않으며, 이러한 세제혜택은 계층 간 소득재분배 효과를 유도할 수도 있다. 과세 이연은 일반저축에 비해 상대

5) 김원식·김우철·김상봉·김재현(2016)

6) 전승훈·임병인(2008)은 국민노후보장패널 2005년 자료를 이용하여 국민연금이 개인연금에 미치는 효과를 분석하였으며, 순기대연금자산, 생애소득을 추정하여 변수로 추가한 Tobit모형을 사용하였다.

적으로 세후 수익률을 높이기 때문에 일명 소득효과(income effect)를 창출하게 된다. 결과적으로 세제혜택의 존재가 사적연금의 저축에 대한 대체효과를 강화시킨다고 볼 수 있다.

셋째, 공적연금과 일반저축의 대체효과(③)이다. 공적연금은 강제 가입되는 사회보험적 성격이 강하기 때문에 세제혜택이 주어지더라도 일반저축에 영향을 크게 주지 않는다. 물론 공적연금의 기능이 강한 경우 일반저축을 줄이고 공적연금을 확대할 가능성은 있으나, 현실적으로 재정 부담 등을 고려할 때 이러한 효과를 기대하기는 어렵다. 공적연금에 있어서도 과세 이연효과가 존재하기는 하나 사적연금에 비해 효과가 크지는 않을 것이다.

넷째, 공적연금과 총저축의 혼합 대체효과(=B+C, ④)이다.⁷⁾ 일반적으로 공적연금과 사적연금의 대체효과(①)는 사적연금과 일반저축의 대체효과(②)를 상쇄할 만큼 크지 않다. 공적연금의 소득대체율이 높지 않다면 혼합 대체효과를 통한 대체효과는 크지 않으며, 부과형(PAYG) 방식의 공적연금이 존재함으로써 개인의 저축률이 상승할 수도 있다. Horioka, Suzuki and Hatta(2007)는 일본 사례에서 총 저축률의 하락세가 이어지는 가운데 부과형(PAYG) 방식의 공적연금이 1960년 이후 태어난 세대의 저축률을 상승시켰다고 보았다. Sabelhaus(1997)도 성향이 비슷한 미국과 캐나다의 저축률에 차이가 나는 이유를 공적연금과 조세정책에서 찾았다. 즉, 캐나다의 공적연금은 미국에 비해 은퇴 이후 중소득 이하 계층의 소득 재분배에 초점을 맞추므로써 상대적으로 고소득 계층의 저축을 유도한 것으로 보았다. 앞서 살펴본 바와 같이 저축의 동기가 다양하고 단기적인 목적 달성을 추구하는 일반저축의 특성을 고려할 때 세제효과와 정도에 따라 대체효과의 크기는 달라진다.⁸⁾ 이때, 추가적인 연금 적립의 재원이 기존 저축인지 또는 소비인지에 따라서도 영향을 받게 된다.

끝으로 사적연금 내 또는 일반저축 간의 대체효과(⑤)이다. 사적연금은 신탁, 펀드, 보험 등 다양한 상품 형태로 운영되기 때문에 개인의 선호도를 반영하게 된다. 이때 상품의 특성 외에 사적연금으로서의 각종 혜택이 동일하게 적용되어야 한다. 최근에는 사적연금 상품 간 계좌이전을 허용함으로써 가입자의 편의를 제공하는 추세에 있다. 일반저축의 경우 장단기 저축의 목적에 따라 다양한 상품이 존재하기 때문에 상품 간 대체성이 매우 강하다. 결국 동일 성격의 상품 간에 대체되기 때문에 경제적 효과는 크지 않다고 볼 수 있다.

이러한 5가지 대체효과의 원인을 분석해 보면 결국 소득을 중심으로 이루어지고 있다. 소득이 증가하여 직접적으로 연금과 저축을 동시에 증가시킬 수 있고, 이때 연금이 증가하면서 가처분 소득을 줄여 오히려 일반저축이 감소하는 효과가 나타날 수 있다. 소득이 항상소득인지 또는 일시소득인지에 따라 달라질 수 있으나 공적연금은 항상소득과 연결될 가능성이 높지만, 사적연금은 반드시 그렇지 않을 수 있다. 공적연금은 강제적인 성격을 가지고 있기 때문에 여유 자금으로 적립할 수 없지만, 사적연금은 장기 저축의 개념으로 추가 적립으로 연결될 수도 있다. 합리적인 소비자라면 생애주기가설에 맞춰 연금의 특성에 따라 다른 반응을 보일 수 있다.

7) Börsch-Supan(2004)은 대체효과의 범위를 혼합 대체효과(③)로 한정하고 대체효과를 부과형(PAYG) 방식과 적립형 방식 간 문제로 인식하였다.

8) Wise(2001)는 혼합 대체효과를 높이기 위해서는 세제혜택 외에도 정부의 홍보 및 정확한 정보 제공, 투자자의 불확실성을 줄일 수 있도록 일관되고 투명한 자본시장 규제 등의 인센티브를 제공해야 한다고 제시하였다.

III. 기존 연구

1. 사적연금과 저축의 관계

기존연구는 <표1>과 같이 일반론적 관점과 사적연금제도의 신규 도입에 따른 영향으로 구분된다. 사적연금과 저축의 관계를 분석한 논문은 다음과 같다. 대부분 사적연금의 저축에 대한 대체효과가 존재하는 것으로 나타났지만, 일부에서는 일반저축을 확대하거나 영향을 주지 않는다는 결론도 도출되었다.

<표1> 기존 연구(I) : 사적연금과 일반저축의 관계

저자	자료	결과
Chang (2012)	-HRS -기간: 1992,1998,2004 -횡단면분석, 패널분석	-연금자산이 개인의 순자산뿐만 아니라 부동산을 제외한 순자산에 대해 대체효과가 존재 -공적연금보다 사적연금에서, DC형보다 DB형에서 대체효과가 더 큼
Cilasun and Tumen (2015)	-터키 SILC -기간: 2006-2012	-평균적으로 터키에서 사적연금의 민간 저축에 대한 대체효과가 존재 -교육수준과 연령층이 높을수록 대체효과가 큼.
Gustman and Steinmeier (1999)	-HRS -기간: 1992 (51-61세)	-연금 가입율이 높을수록, 연금자산 규모가 클수록 개인의 순자산을 확대 -저소득층에서 연금이 다른 자산을 대체하는 효과가 큼
MacGee and Zhou (2013)	-PSID -기간: 1999-2005 (63세-67세)	-DB형 연금자산이 생애소득과 순자산 간 상관계수를 낮추고 은퇴시점에 순자산의 불균등을 높임 -소득수준이 높을수록 생애소득과 순자산 간 상관계수가 높음
Gale and Scholz (1994)	-SFC -기간: 1983-1986	-IRA의 한도 증액과 소득공제 대상 범위 축소 등의 세제개혁은 고소득 계층의 연금자산 적립을 위축. -한도확대의 경우 59세 이상 고령층에서 IRA는 일반저축에 대한 대체효과가 큰 것으로 나타났고, 1986년 IRA의 세제개혁은 고소득 계층의 연금 적립을 위축
Aguila (2011)	-멕시코 MNIES -기간: 1992-1998 -민간부문 근로자, 공공부문 근로자	-저소득 계층의 소비지출이 6.6% 증가하였으나, 저축률의 경우 통계적으로 유의하지 않음 -비모수적 기법에 따른 분석 결과 저소득 계층의 소비지출이 10.4% 증가한 반면, 저축률은 8.44% 하락 (고연령층 20.4% 하락)
Venti and Wise (1990)	-CES(Quarterly) -기간: 1980.1Q-1985.1Q	-IRA 적립액은 기존 일반저축에서 전환된 것이 아니라 소비감소와 절세부문에서 각각 2/3, 1/3 정도 전환 -비유동적 성격을 가진 저축에 대한 대체효과는 존재

Chang(2012)은 1992년, 1998년, 2004년 등 3주기 동안 62-69세에 해당하는 1,501명을 대상으로 한 HRS 자료를 이용하여 저축에 대한 대체효과를 분석하였다. 이 연구에서는 1992년 자료를 이용한 횡단면 자료와 1992년, 1998년, 2004년 등 3주기 동안의 패널 자료로 구분하여 합동 OLS 기법, FE모형, RE모형 등을 이용하였다. 종속변수는 순자산과 부동산을 제외한 순자산(non-housing net wealth)으로 분류하였으며, 독립변수는 전체 연금자산, 사적연금

(=DB형+DC형)과 사회보장자산(SSW), DB형 연금자산, DC형 연금자산, 사회보장자산(SSW) 등을 각각 이용하였다. 분석 I에서 전체 연금자산은 순자산 및 부동산을 제외한 순자산에 대해 대체효과가 있는 것으로 나타났다. 사적연금의 대체효과는 순자산(부동산 제외한 순자산) 기준으로 0.31(0.35) 정도인 반면, 사회보장자산(SSW)은 통계적으로 유의하지 않았다. 사적연금 중에서도 DB형 연금에서 순자산(부동산 제외한 순자산) 기준으로 0.38(0.43) 정도의 대체효과가 존재한 반면, DC형 연금은 통계적으로 유의하지 않았다. 부동산을 제외한 순자산에서 대체효과가 더 크게 나타났다. 한편, 정상적인 은퇴 시점을 기준으로 연령에 따라 구분하여 분석한 결과 정상 은퇴 시점 이하 연령층의 경우 1.17 정도의 대체효과가 존재하고, 그 이상 연령층은 0.75로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 학력 기준으로 보면 전문대(college) 이상 학력을 가진 그룹의 대체효과가 1.38 정도로 높게 나타났으며, 이는 연령층에 상관없이 동일한 결과를 보였다. 결론적으로 연금의 저축에 대한 대체효과는 공적연금보다 사적연금에서 유도된다는 사실을 보여주었다.

Cilasun and Tumen(2015)은 2006년에서 2012년 동안 터키의 SILC(Turkish Income and Living Conditions Survey)를 대상으로 도구변수(IV)를 이용하여 분석하였다. 사적연금에 가입하기 위해서는 개인의 금융 접근성이 중요하다는 점을 고려하여 거주 지역의 영업점 수를 도구변수에 포함한 점이 특이하다. 분석 결과로 터키에서 사적연금이 일반저축에 대해 0.76에서 0.83 정도의 대체효과가 있는 것으로 나타났다. 또한, 교육 정도(고졸 이상)와 연령(40세 이상)에 따른 영향도 분석하였는데, 교육수준이 높을수록 그리고 연령대가 높을수록 대체효과가 더 크게 나타났다. 금융에 대한 지식수준이 높아지고 노후 준비 시기가 다가올수록 연금에 대한 수요가 높아지기 때문이다. 전체 자산 규모가 커질수록 사적연금이 일반저축의 증가를 억제하는 경향이 있음을 발견하였다.

Gustman and Steinmeier(1998)는 1992년 기준으로 51-61세 개인을 포함한 HRS자료를 이용하여 종속변수는 순자산으로 하고 연금 가입율(pension coverage), 연금자산을 설명변수로 선정하여 OLS 기법으로 분석하였다. 연금 가입율이 높을수록 보유 연금자산이 클수록 개인의 순자산이 증가하는 것으로 나타났다. 추가적으로 종속변수를 총자산, 순자산(=총자산-연금자산), 총자산/생애소득 등의 다양한 개념을 사용하고, 표본대상도 상위 50%를 기준으로 고소득 계층과 저소득 계층으로 구분하여 분석하였다. 전반적으로 연금 자산은 개인의 총자산을 증가시키는 것으로 나타났으며, 연금의 대체효과는 제한적이라는 결론을 도출하였다. 다만, 저소득 계층이 고소득 계층에 비해 다른 자산과의 대체효과가 크다고 제시하였다.⁹⁾

MacGee and Zhou(2013)는 1999년에서 2005년 동안 63세 이상 고연령층을 대상으로 한 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용하였다. 생애소득, 순자산, 총 사적연금자산(=순자산+DB형 연금자산), DB형 연금자산 등 4가지 변수를 이용하여 상관계수로 분석하였다. 총 사적연금 자산과 생애소득의 상관계수는 0.70인 반면, DB형 연금자산의 경우 0.37에 불과하다. DB형 연금을 포함한 생애주기가설을 가정하면 생애소득과 순자산 간 상관관계가 그렇지 않은 경우에 비해 약할 뿐만 아니라 은퇴 시점에 순자산의 불균등이 높아지도록 유도한다고 보았다. 소득 상위 50% 이상 계층과 50% 이하 계층의 상관계수가 각각 0.76, 0.18을 기록해 소득 수준이 높을수록 총 사적연금자산과 상관관계가 높게 나타났다. 결국 DB형 연금은 생애소득의 증가와 연관성이 높지 않음을 알 수 있다. 사적연금이 세제혜택, 인플레이션 등을 통해 은퇴시점에 순자산의 증가를 상쇄시키는 효과가 있지만, 사회보장자산(SSW)에 비해 재분배 효과는 크지 않은 것으로 설명하였다.

9) Bernheim and Scholz(1993) 논문과 동일한 결과가 도출되었다.

둘째, 사적연금제도의 신규 도입에 따른 영향을 분석한 연구도 다수 존재한다. 특히, 미국의 IRA제도 도입을 전후하여 다양한 연구가 진행되었으며, 국내에서도 1994년 도입된 개인연금저축 도입을 분석한 전영준·한도숙(2000)의 연구가 있다.

Gale and Scholz(1994)는 미국의 대표적인 사적연금인 IRA 제도가 도입되면서 저축에 미치는 영향을 분석하였다. 1983년에서 1986년 동안 SCF(Survey of Consumer Finances) 자료를 대상으로 OLS 기법을 통해 분석하였다. IRA를 보유한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 평균 소득이나 금융자산의 규모가 더 크게 나타났다. IRA의 한도 증액과 소득공제 대상 범위 축소 등의 세제개혁은 고소득 계층의 연금자산 적립을 위축시키는 결과를 초래하는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ IRA의 한도를 증가시켰음에도 불구하고 저축에 미친 영향은 거의 없었으며, 다만 59세 이상 고연령층에서 IRA는 일반저축에 대한 대체효과가 큰 것으로 나타났다. 1986년에 단행된 IRA의 세제개혁은 고소득 계층의 연금 적립을 위축시킨 것으로 나타났다. 민감도 분석을 보면 기존 연구에 비해 저축에 대한 영향력이 약한 것으로 나타났으나, 감세혜택이 전액 유지되는 경우 59세 이하 연령층에서 IRA 적립액 증가분의 35%를 신규로 유치하는 것으로 보았다. 세제혜택의 존재는 IRA 적립규모 확대와 함께 총저축을 증대시킨다는 결론을 도출하였다.

Aguila(2012)는 1992년에서 1998년 동안 MNIES(Mexican National Income and Expenditure Survey) 자료를 이용하여 DID 기법을 통해 연금개혁 전후의 효과를 분석하였다.¹¹⁾ 처리그룹(TG)은 PRA로 전환되는 민간부문 임금근로자로 정의하고, 통제그룹(CG)은 부과형(PAYG) 방식을 그대로 적용받는 공공부문 임금근로자로 구분하였다. 주요 변수는 저축률과 소비지출액을 사용하였으며 소득계층별, 연령별 특성을 기준으로 영향력의 차이를 비교하였다. 저소득 계층의 소비지출이 6.6% 증가하였으며, 특히 젊은 층에서는 8.0%나 증가하였다. 저축률에 대해서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 추가적으로 비모수적(non-parametric) 기법을 통해 분석한 결과에 따르면 저소득 계층에서 소비지출이 10.4% 증가한 반면, 저축률은 8.44% 하락하였으며, 특히 고연령층의 저축률은 20.4%나 하락하였다. 1992년과 1996년, 1994년과 1996년을 비교한 결과 공표효과(announcement effect)는 없는 것으로 나타났다. 최소 가입기간을 15년으로 확대하면서 잦은 실업상태에 놓이거나 비정규직 근로자 등과 같은 저소득 계층에게 더 큰 영향을 준 것으로 보았다. 결론적으로 PRA 도입 이후 저소득 계층의 연금자산이 증가하면서 일반저축이 줄고 소비지출이 증가하였다.

Venti and Wise(1990)는 1980년 1/4분기에서 1985년 1/4분기 기간 동안의 CES(Consumer Expenditure Surveys)를 대상으로 IRA 제도 도입의 영향을 분석하였다. 세제 혜택과 연금수령 시 비과세 혜택 등을 통한 IRA의 경제적 효과를 도출하였다. 이러한 세제혜택을 부여하는 이유는 비유동적 성격이 강한 IRA의 특성 때문으로 보았다. 분석 결과에 따르면 IRA 적립액은 일반저축에서 전환된 것이 아니라 소비 감소와 절세 부문에서 각각 65.1%, 31.2% 정도 전환된 것으로 나타났다. 일반저축에서 전환된 비중은 3.7%에 불과하였다. 사적연금과 유사한 비유동적 성격을 가진 일반저축에 대한 대체효과가 존재하는 것으로 보았다. 결국 IRA의 적극적인 홍보를 통해 일반저축의 감소 없이 연금자산을 확대할 수 있다는 결론을 도출하였다.

10) 총소득 5만 달러 이상인 기혼자 및 3.5만 달러 이상인 독신자의 소득공제를 폐지하였다.

11) 1997년에 멕시코 정부는 부과형(PAYG) 방식의 연금제도를 개인퇴직계좌(personal retirement account: 이하 PRA)로 전환하였다.

2. 공적연금과 저축의 관계

공적연금과 저축의 관계를 분석한 연구는 <표2>와 같이 일반론적인 관점, 소득 관점, 소비 관점 등 3가지 유형으로 구분할 수 있으며, 대표적인 연구 몇 가지를 소개한다.

<표2> 기존 연구(Ⅱ) : 공적연금과 일반저축의 관계

저자	자료	결과
Gale (1998)	-SFC -대상: 1983 (40-64세)	-공적연금의 순자산에 대한 대체효과는 0.77(은퇴 연령층 0.823) 정도로 나타남 -연금의 대상 범위가 확대되면 일반저축이 증가하고 부(富)의 불평등이 완화될 가능성이 높다는 의견을 제시
Khitatrakun, Kitamura and Scholz (2000)	-HRS -대상:1992 (51-61세)	-보유 순자산 규모가 클수록 학력수준이 높을수록 DB형 연금자산과 사회보장자산(SSW)의 대체효과가 큼 -DC형 연금자산은 유의하지 않게 나타났는데, 이는 투자의사결정에 대한 인식 보유, 수익률의 불확성에 따른 예비적 저축 수요 증가 등을 원인으로 제시
장원진·송헌재 (2016)	-KLIPS -기간: 2007-2013/2012-2014	-국민연금과 특수직역연금이 저축에 미치는 영향을 분석한 결과 통계적으로 유의하지 않음 -이는 공적연금의 대체효과와 인지효과가 상쇄되면서 나타난 현상으로 해석
유경원·조은아 (2006)	-도시가계조사 -기간: 1998-2002 (902가구)	-소득계층별로 저축률의 차이가 발생하는 원인으로 국민연금의 일반저축에 대한 대체효과로 설명 -저소득계층의 경우 국민연금의 소득대체율, 연금 수익률에 민감하기 때문에 대체효과가 큼
Engelhart and Kumar (2011)	-HRS -대상: 1992 (51-61세)	-연금자산의 증가로 일반 자산이 53-67% 감소 -비연금순자산 비중이 높은 계층, 고소득 계층, 교육수준이 높은 계층에서 대체효과가 더 큼 -저소득 계층 대비 고소득 계층의 대체효과가 크기 때문에 연금정책의 효과는 기대보다 작을 수밖에 없음
성명기·이준상 (2015)	-KLIPS -기간: 2006-2011	-국민연금부담률이 저축률을 하락시키고 소비율을 증가시키는 것으로 나타났으며, 소득 1분위를 제외하고 5분위에서 가장 높음 -금융부담이 적은 가구에서 대체효과가 존재할 뿐만 아니라 소비율도 상승
강성호·임병인 (2005)	-도시가계조사 -기간: 1998-2002 (902가구)	-공적연금의 일반저축에 대한 대체효과가 존재 -직업의 안정성, 정부의 지급보장 등으로 공무원 가구의 대체효과가 비공무원 가구에 비해 작게 나타남 -적자가구의 대체효과가 흑자가구에 비해 크게 나타났는데 공적연금으로 노후대비가 어렵기 때문에 일반저축을 확대할 유인이 큼 (소득변동성이 클 경우 공적연금에 대한 의존도가 높음.)

Gale(1998)은 1983년의 SCF(Survey of Consumer Finance) 자료를 이용하여 40-64세 연령층 638명을 대상으로 최소절대편차(Least Absolute Deviation: LAD) 기법을 이용한 회귀분석과 Robust 회귀분석을 실시하였다. 특히, 개인 연령변수를 반영한 “Q-Factor”라는 조정계수를 통해 연금자산을 분석하였다. 분석 결과 사회보장자산(SSW)의 비연금자산에 대한 대체

효과는 0.770 정도로 나타났으며, 은퇴 연령층을 대상으로 한 경우 0.823으로 더 크게 나타났다. Robust 회귀분석의 결과는 각각 0.334, 0.393 정도의 대체효과를 보였다. 공적연금이 일반저축을 부분적으로 감소시킨다는 결론을 도출하였다. 사회보장자산(SSW)과 비연금자산의 대체효과는 개인별 생애주기의 차이에서 발생하며 연령에 따라 사회보장자산(SSW)이 조정되어야 한다고 주장하였다. 또한 연금의 대상 범위가 확대되면 일반저축이 증가할 수 있고 부(富)의 불평등을 완화할 수 있다고 보았다.

Khitatrakun, Kitamura and Scholz(2000)는 1992년 미국의 HRS(Health and Retirement Study)의 자료를 이용하여 자산분위별(50%, 70%, 90%)로 분위회귀분석(Quantile Regression: QR)을 실시하였다.¹²⁾ 사회보장자산(SSW)의 분위별 회귀계수를 보면 50분위 -0.23에서 90분위 -2.64로 나타나고, DB형 연금자산의 경우 50분위 -0.19에서 90분위 -0.98로 나타났다. DC형 연금자산도 자산분위가 커질수록 대체효과가 크게 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 고학력 계층에서는 대체효과가 존재하는 반면, 저학력 계층에서는 대체효과가 없는 것으로 나타났다. 결과적으로 보유 순자산이 클수록 학력수준이 높을수록 DC형 연금자산보다 DB형 연금자산과 사회보장자산(SSW)의 대체효과가 크다는 결과를 도출하였다. 본인이 직접 투자의사결정을 해야 하는 DC형 연금자산을 선택할 정도면 저축의 필요성과 지식을 보유할 가능성이 높기 때문에 대체효과가 크지 않다고 설명하였다. 또한 DC형 연금자산의 수익률에 대한 불확실성으로 예비적 저축을 확대하려는 경향이 있는 것으로 보았다.

장원진·송헌재(2016)는 2007년에서 2013년 동안 한국노동패널(KLIPS) 자료를 대상으로 합동 OLS(Pooled OLS) 기법과 FE모형을 이용하여 국민연금과 특수직역연금이 저축에 미치는 영향을 분석하였다. 임금함수를 기반으로 생애소득을 추정하고 연금가입기간 등을 고려하여 기대연금자산을 각각 산출하였다. 이때, 2007년부터 2011년까지 자료를 활용하여 2012년도 기대연금자산을 추정하는 방식(2013년도 기대연금자산은 2007년부터 2012년까지 자료를 이용하여 추정)으로 2012년에서 2014년까지 3개년 패널 자료를 구축하여 분석하였다. 결과적으로 두 공적연금의 기대순연금자산이 저축에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 국민연금의 순기대연금자산이 저축에 미치는 영향은 대체효과와 인지효과에 따라 결정되는 것으로 보았다. 국민연금의 경우 소득대체율이 낮아지면서 젊은층은 고연령층에 비해 저축에 대한 대체효과가 작을 수밖에 없으며, 국민연금의 수급율이 17.8%에 불과하기 때문에 대부분 국민들이 자산으로 인식하지 못한 것에서 원인을 찾았다. 반면, 2009년 시행된 특수직역연금의 개혁으로 자산 대체효과는 감소하고 인지효과가 커지면서 두 효과가 상쇄된 결과로 보았다. 공적연금의 대체효과를 강화하는 정책보다 연금제정의 건전성을 도모하고 사회 후생을 극대화할 수 있도록 사적연금을 강화하는 정책이 필요하다고 제시하였다.

연금자산에 대한 선호도가 소득수준에 따라 다르다는 가정 하에 연금자산과 저축의 관계를 분석한 연구는 다음과 같다. 일반적으로 소득수준이 낮을수록 대체효과가 크다는 결론이 도출되었다.

유경원·조은아(2006)는 1998년에서 2002년 동안 도시가계조사 자료를 대상으로 분위회귀분석(QR)과 FE모형을 이용하여 소득 수준이 낮을수록 국민연금의 대체효과가 상대적으로 크다는 결과를 도출하였다. 다른 연구와 달리 저축이나 비연금자산을 사용하지 않고 소득 대비 소비지출과 연금적립액의 관계를 분석하였다. 소득계층별 국민연금이 가계 소비에 미치

12) 이 논문에 앞서 Gustman and Steinmeier(1998)가 동일한 자료를 이용하여 분석하였으나 유의한 결과를 도출하지 못하였다. 두 논문의 차이점은 총생애자산(total lifetime wealth), 미래인적자산(future human capital wealth) 등을 통제변수로 추가한 것에 있다.

는 영향을 추정한 회귀계수를 보면 소득 1분위 14.21, 3분위 5.66, 5분위 4.38 등으로 나타났다. 소득수준이 낮아질수록 가계 소비율이 축소되었는데, 이는 일반저축의 증가를 의미한다. 따라서 저소득 계층에 비해 고소득 계층에서 대체효과가 낮은 것으로 보았으며, 그 원인을 고소득 계층에서 연금의 소득대체율이 낮기 때문에 저축을 확대할 유인이 크지 않다는 점에서 찾았다. 일반적으로 고소득 계층에 비해 저소득 계층의 저축률이 낮게 나타나는데, 저소득 계층의 경우 국민연금의 소득대체율과 연금 수익률에 민감하기 때문에 대체효과가 크게 나타나는 것으로 보았다.¹³⁾

Engelhart and Kumar(2011)는 미국의 1992년 HRS 자료를 이용하여 연금자산과 비연금자산의 관계를 분석하였다. 분석 방법은 OLS 기법, 도구변수(Instrumental variable: IV) 기법, 분위회귀(QR), 도구변수-분위회귀분석(IVQR)을 사용하였다. 분석 결과에 따르면 연금자산의 증가는 비연금자산을 1달러당 53-67센트 감소시키는 것으로 나타나 기존 연구(1달러당 40-83센트)와 유사한 수준의 대체효과가 존재함을 보였다. 또한 비연금순자산 비중이 높은 계층, 고소득 계층, 교육수준이 높은 계층에서 대체효과가 더 큰 것으로 나타났다. 연금자산을 확대하는 정책은 가구의 자산과 은퇴소득을 전반적으로 증가시키는 효과가 있지만, 그 영향력이 상대적으로 큰 고소득 또는 자산가 계층보다 저소득 계층에서 더 높기 때문에 총 효과는 작을 수밖에 없다고 설명하였다. 따라서 공적연금 또는 사적연금의 자동가입을 유도하는 정책은 비연금자산의 대체효과를 줄이면서 가구의 자산을 증대시킬 수 있는 방법으로 제시하였다.

성명기·이준상(2015)는 2006년에서 2011년까지 한국노동패널(KLIPS) 10-15차년도 자료를 이용하여 국민연금부담률이 저축률과 소비율에 미치는 영향을 분석하였다. 동태적 패널분석을 위해 시스템 GMM(Generalized Method of Moments) 기법으로 분석하였다. 전체 자료를 분석한 결과 국민연금부담률은 저축률을 하락시킴과 동시에 소비율을 높이는 것으로 나타났으며, 특히 소득 1분위 가구에서 가장 높게 나타났다. 국민연금의 제도적 수급구조가 100%를 초과하기 때문으로 보았다. 총부채상환비율(Debt to Income: DTI)과 담보인정비율(Loan to value ratio: LTV)을 통해 금융제약 여부에 따라 분석한 결과 금융제약부담이 적은 가구(DTI 25%, LTV 50%)에서 국민연금부담률이 저축률을 하락시키고 소비율을 높이는 것으로 나타났다. 금융제약부담이 큰 가구는 통계적으로 유의하지 않았다. 전체 표본을 대상으로 한 결과와 동일하게 소득 1분위에서 가장 크며, 특이한 점은 금융제약이 큰 소득 3-4분위 가구는 정반대의 결과가 도출되어 중소득 계층은 소비를 줄이고 일반저축을 늘릴 가능성이 높은 것으로 보았다.

저축 관점보다 소비 관점에서 대체효과를 분석한 연구는 강성호·임병인(2005) 등이 있다. 강성호·임병인(2005)은 1998년에서 2002년 동안 도시가계조사 자료를 이용하여 총 902 가구에 대해 가구특성(공무원 가구 여부, 가구 흑자 여부)에 따른 대체효과를 분석하였다. 기본 모형은 FE모형으로 추정하였다. 저축률과 공적연금 보험료 비율을 중심으로 분석함으로써 기대연금자산의 추정에 따른 오류를 최소화하였다.¹⁴⁾ 전체 가구를 대상으로 분석한 결과 공적연금의 일반저축에 대한 대체효과가 3.35 정도로 나타났으며, 비공무원 가구에서 공

13) 소득계층별 저축률 변화의 원인을 항상소득가설, 예비적 저축동기 가설, 부채상환부담 증가, 사회보장제도 등 4가지로 구분하여 각 원인과 저축률의 관계를 분석하였다.

14) 기존 연구가 연금자산과 소비의 관계를 규명하는데 반해, 저축률을 직접 변수로 사용하였다. 이와 같이 저축률을 독립변수로 이용한 연구로 Dicks-Mireaux and King(1982), Hubbard(1986), Attanasio and Rohwedder(2001) 등이 대표적이다. 저축액이 아닌 저축률을 사용하였기 때문에 기존 연구에서 발표된 회귀계수를 직접 비교하기 어렵다는 한계가 있다.

무원 가구보다 대체효과가 크다는 결과를 도출하였다. 공무원 가구의 경우 직업의 안정성, 정부의 지급보장 등의 영향으로 자산대체효과가 크지 않다는 점에 주목하였다. 2001년부터 공무원연금의 적자를 세금으로 지원하고 연금수급개시 연령이 국민연금보다 낮다는 특성을 반영한 것도 영향을 주었다. 일반적으로 대체효과가 은퇴효과(일반저축 증대효과)보다 더 크다고 주장하였다. 한편, 가구의 경제적 특성인 가계수지의 흑자 여부를 기준으로 대체효과를 분석하였는데, 5년 연속 흑자가구와 적자가구의 대체효과는 각각 1.82, 1.61 정도로 나타나 적자가구의 대체효과가 작다는 결론을 도출하였다. 지출여력이 부족한 적자가구의 경우 공적연금으로 노후대비가 어렵기 때문에 일반저축을 확대할 유인이 더 크기 때문이다. 특이한 점은 5년 동안 흑자 또는 적자의 변동이 있는 가구(2,635가구)의 대체효과는 4.24 정도로 5년 연속 흑자 또는 적자가구에 비해 대체효과가 크게 나타났다. 소득이 불안정한 가구의 경우 공적연금에 대한 의존도가 높아 일반저축을 현재 소비로 전환시키는 경향을 가진 것으로 보았다.

IV. 실증분석

일반적으로 연금자산과 저축의 관계를 분석하는 방법으로 일정 기간 납부한 연금 적립률과 저축률을 분석하는 방법과 생애소득 및 기대연금자산을 추정하여 패널자료를 분석하는 방법으로 구분된다. 전자의 경우 저축률을 계산할 때 연간 소득에서 소비를 차감한 개념을 사용하고 설명변수로 연금적립액을 직접 사용하는 것이다. 후자의 경우 기대연금액의 산정 방식이 복잡하고 물가상승률, 수익률 등과 같은 기본 가정이 많기 때문에 측정 오류(measurement error)가 발생할 수 있다. 이러한 분석은 자료의 특성과 추정 방식에 따라 결과가 다르게 나타나는 경향이 있다. 본 연구에서는 금액 변수를 소득으로 나눈 비율 변수로 전환한 연금 적립률을 이용한 모형을 설정하여 분석하기로 한다.¹⁵⁾

1. 기본 모형 및 추정 방식

본 모형에서는 저축률을 직접 모형에 포함시켜 연금자산과의 관계를 추정하고자 한다. 기대연금액 산정과 관련된 기본 가정의 불완전성을 해소하기 위해 단기적 관점에서 매월 발생하는 저축액과 연금적립액을 사용하였다. 일반적으로 저축은 현재 소득에서 소비를 차감하고 남은 부분으로 인식하고 있으나, 불확실한 미래를 대비한다면 정해진 계획에 따라 저축을 먼저하고 남은 부분을 소비하게 된다. 따라서 개인이 생애소득이나 기대연금자산 등을 고려하여 저축에 대한 의사결정을 하기에는 현실적인 한계가 있다. 저축률과 연금적립액을 포함한 모형은 이러한 현실적인 가정을 반영하는데 의미가 있다.

저축률과 연금 적립률을 포함하는 정태적 패널모형은 식 1)과 같다.¹⁶⁾

15) 본 연구에서는 장기 저축과 유사하고 자발적인 성격을 가진 사적연금과 일반저축의 관계를 분석하는데 목적을 두기 때문에 연금 적립률과 저축률을 주요 변수로 사용한다.

16) 동 모형은 강성호·임병인(2005)에서 제시한 수식을 통해 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} S &= Y - C = Y - (C^C + C^{NC}) = Y - C^C - S^{PF} - t - si \\ &= Y - S^{PF} - (C^C + t + si) = Y - S^{PF} - C' \end{aligned}$$

이를 정리하면 $S + S^{PF} = Y - C' = S(Y)$ 로 표현할 수 있다. 이때, 저축(S)에 포함된 사적연금을 분리

$$s_{i,t} = \alpha + \beta Y + \gamma s_{i,t}^{PF} + \delta Z_{i,t} + f_i + d_t + \epsilon_{i,t} \quad 1)$$

($s_{i,t}$: 연금적립액을 제외한 저축률, Y : 가구소득, $s_{i,t}^{PF}$: 연금 적립률, $Z_{i,t}$: 인구통계학적 요소의 벡터)

식 1)에서 i 는 개별 가구($i=1,2,\dots,N$), t 는 연도($t=1,2,\dots,T$)를 의미하며 f_i 는 i 가구의 특성을 반영한 비관측 효과(unobserved specific effect), d_t 는 시간에 따라 변하는 효과(time-specific effect), $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다. $\epsilon_{i,t}$ 는 가구 간 상관관계를 가지지 않으며, 자기상관이 존재하지 않는 $Cov(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{i,t-1}) = 0$ 조건을 가정한다.

일반적으로 추정방식은 비관측 효과(f_i)의 가정에 따라 고정효과(fixed effect: 이하 FE) 모형과 확률효과(random effect: 이하 RE) 모형으로 추정하게 된다. 즉, FE모형은 f_i 를 추정 모수로 보는 반면, RE모형은 f_i 를 확률변수로 보는 것이다. 본 연구에서는 Hausman 검정을 통해 모형을 결정하였다. Hausman 검정은 $Cov(PF_{i,t}, f_i) = 0$ 의 성립여부에 따라 FE모형과 RE모형의 추정치 간 체계적 차이를 분석하는 것으로 동 가정을 만족하지 못하면 일치 추정량이 될 수 없다. 다시 말해서 Hausman 검정에서 귀무가설($H_0: Cov(PF_{i,t}, f_i) = 0$)이 기각되면 f_i 가 제거되기 때문에 FE모형의 추정치가 일치 추정량이 된다.

이와 함께 패널 모형에서 일치 추정량이 되기 위해서는 식 1)의 오차항($\epsilon_{i,t}$) 간 자기상관(autocorrelation)이 존재하지 않아야 하고 패널 개체 간 모든 i 에 대해 동분산성(homoskedasticity)이 충족되어야 한다. 일반적으로 시계열 자료에서는 자기상관의 문제가 발생하고 횡단면 자료에서는 이분산성(heteroskedasticity)이 발견될 가능성이 높다. 이 두 가지 특성을 모두 가지고 있는 패널 자료를 분석할 때 이에 대한 검정이 필요한 이유이다. 본 연구에서는 패널 내 자기상관의 존재 여부는 Wooldridge 검정을 실시하고, 패널 간 이분산성의 존재 여부를 판단하기 위해 Wald 검정을 실시하였다. 이러한 기본적인 검정 결과에 따라 추정 방식을 선정하였다. 패널 자료의 특성 상 이분산성이 존재할 가능성이 높기 때문에 이분산성이 존재할 경우에는 패널 간 이분산성을 가정한 FGLS(Feasible Generalized Least Squares) 추정 기법을 이용하고, 추가적으로 FE모형(또는 RE모형) 추정을 병행하였다.¹⁷⁾

하면 $S' + S^{Private PF} + S^{Public PF} = Y - C' = S(Y)$ 로 정리할 수 있으며, 양변을 소득(Y)로 나누면 다음과 같이 저축률과 연금자산은 음(陰)의 관계에 있음을 알 수 있다.

$$\frac{S'}{Y} + \frac{S^{Private PF}}{Y} + \frac{S^{Public PF}}{Y} = \frac{S(Y)}{Y} \quad s' = s(Y) - (s^{Private PF} + s^{Public PF})$$

(S : 저축, Y : 소득, C : 소비, C^C : 소비지출, C^{NC} : 비소비지출, S^{PF} : 연금적립액, t : 세금, si : 사회보험료, C' : 연금적립액을 제외한 지출, S' : 사적연금 적립액을 제외한 저축, $S^{Private PF}$: 사적연금 적립액, $S^{Public PF}$: 공적연금보험료)

17) FGLS 기법은 실제 분산(σ_i^2)을 알지 못하는 경우 오차항의 분산을 별도로 추정하여 개별 관측치를 추정된 표준오차로 나눈 변수를 이용하여 OLS 기법으로 추정하는 방식으로 FGLS 추정치는 OLS 추정치보다 점근적으로(asymptotically) 효율적인 추정량이 된다. 한편, GLS(Generalized Least Squares) 기법과의 차이점은 분산의 가정에 있다. 자세한 내용은 Greene(2008)을 참고하면 된다.(pp.154-158)

2. 변수 설명

실증분석에 사용된 변수는 <표3>과 같다.¹⁸⁾ 첫째, 종속변수는 저축액을 총소득으로 나눈 저축률($s_{i,t}$)을 사용하였다. 이때, 저축액은 개인연금 적립액을 제외하였으며, 총소득은 근로소득과 기타소득을 합한 수치이다.¹⁹⁾ 월 소득과 저축액을 기준으로 산출하였다.

<표3> 주요 변수에 대한 설명

변수		의미	산식
종속변수	$s_{i,t}$	연금적립액을 제외한 저축률	저축액 / 총소득
설명변수	$s^{Public PF}$	공적연금 적립률	국민연금 월 적립액 / 총소득
	$s^{Private PF}$	사적연금 적립률	개인연금 월 적립액 / 총소득
	Y	근로소득	ln(근로소득)
통제변수	age	가구주의 나이	가구주 만 나이
	edu	가구주 교육수준	가구주 교육연수 (0-22년)
	$family$	가구원 수	가구 구성원 수
	$home$	주택보유 여부	주택보유=1, 주택미보유=0
	$repay$	상환부담률	월 원금상환액 / 총소득

주: 가구주 교육수준은 초중고(12년), 대학교(4년), 대학원(=2+4년)을 반영하여 최대 22년으로 제한함.

둘째, 주요 설명변수는 연금 적립률(s^{PF})과 근로소득(Y)을 사용하였다. 연금 적립률은 국민연금과 개인연금 적립액을 총소득으로 각각 나눈 값이며, 공적연금과 사적연금의 효과를 별도로 분석하기 위해 공적연금 적립률($s^{Public PF}$)과 사적연금 적립률($s^{Private PF}$)로 표시하였다. 즉, 매월 소득에서 적립되는 연금자산의 비중을 의미한다. 소득변수는 항상소득 개념으로 매월 정기적인 수입을 의미하는 근로소득으로 선정하고 자연로그를 취하였다.

셋째, 통제변수는 기존 연구에서 주로 사용되는 가구 특성을 반영한 인구통계학적인 요소를 사용하였다. 가구주의 연령(age), 교육수준(edu), 가구원 수($family$), 주택보유 여부($home$), 상환부담률($repay$) 등이다. 일반적으로 연령의 경우 연령변수와 함께 연령의 제곱(age^2)변수를 주로 사용하는데 본 연구에서도 이를 반영하였다. 교육수준이 높을수록 고소득 직장을 가질 가능성이 높고 이는 저축률에도 영향을 줄 수 있다. 가구원 수가 많은 경우 가구의 소비지출 규모가 커져 저축에 영향을 주게 된다. 저축의 목적이 주택 구입에 있

18) 주요 변수는 수준 변수가 아닌 비율 변수를 사용하였다. 변수 선택 기준은 분석의 목적에 따라 달라지는데 본 연구는 대체효과의 존재 여부에 중점을 두고 있기 때문에 비율 변수를 선택하였다. 앞에서 언급한 바와 같이 기대순연금자산 등을 산출할 때 측정의 오류 문제가 가장 큰 걸림돌로 작용한다. 기존 연구를 보더라도 수준 변수와 비율 변수를 사용한 빈도가 비슷하게 작성되었다. 수준 변수로 작성된 논문은 김대철·김진영·이만우(2008), 김상호(2007), 전승훈(2012), Gale(1998), Gustman and Steinmeier(1998), Engelhart and Kumar(2011), Lachowaska and Myck(2015) 등이 있으며, 비율 변수로 작성된 논문은 강성호·임병인(2005), 홍민기(2009), 차은형·김수현(2013), 성명기·이준상(2015), Yang(2016) 등이 있다.

19) 한국노동패널(KLIPS) 자료에서 국민연금은 비소비지출 항목으로 분류되고, 개인연금은 저축 항목에 포함되어 있다. 저축항목은 예·적금, 보장성 보험, 종신보험, 저축성 보험, 적립식 펀드, 갯돈 불입금 등을 포함한다.

는 경우가 많기 때문에 주택보유 여부도 저축을 결정하는 중요한 요인으로 볼 수 있다. 최근 저금리 기조가 장기화되면서 대출 수요 증가에 따른 가계의 원금 상환부담도 저축률의 변화에 영향을 주기 때문에 통제변수로 추가하였다.

3. 분석 기간 및 대상

기본적으로 분석 자료는 한국노동패널(KLIPS)를 활용하였으며, 분석 기간은 2011년부터 2015년으로 설정하였다. 2008년 금융위기 이후 가계의 저축형태가 크게 변한 점과 금리 하락기를 반영하기 위해 최근 5개년으로 대상 기간을 제한하였다. 우선 금융위기 이후 안전자산 선호현상이 강해지면서 가계 자산 중 예·적금, 보험·연금의 비중이 커진 점을 반영하였는데, 이때 금융위기의 충격에 따른 영향을 완화시키기 위해 위기 2년 후를 분석 시점으로 선정하였다. 다음으로 금융위기 이후 기준금리의 변동 추이를 보면 금리 하락기(2008.8-2009.2)와 금리 상승기(2010.7-2011.6)를 거쳐 다시 금리 하락세가 지속되었다. 일반적으로 저축률이 금리에 민감하기 때문에 분석 기간 중 금리의 추세적 변동에 대한 일관성을 유지하기 위해 2011년을 분석 기간으로 선정하였다.²⁰⁾

본 연구에서 분석 대상을 선별할 때 적용한 기본 가정은 다음과 같다. 첫째, 분석 단위는 가구원이 아닌 가구 기준으로 선정하였다. 한국노동패널(KLIPS)의 경우 소득정보는 개인 기준으로 산정이 가능하지만 자산 및 소비 정보는 가구 단위로 측정되기 때문이다. 둘째, 실증분석을 위해 이용 가능한 정보를 가진 표본을 추출하였다. 국민연금 적립액, 가구원 정보, 소득 및 저축액 등의 정보가 존재하는 가구로 제한하였다. 기본적으로 근로 소득자를 대상으로 하고 부정확한 정보는 분석 대상에서 제외하였다. 셋째, 분석 목적에 맞춰 흑자 가구와 연령 제한을 두었다. 총소득의 범위를 벗어나는 차입소비(총소비>총소득)가 있는 경우를 분석대상에서 제외하고 연령 대상은 30세에서 59세로 제한하였다. 이는 가구 구성의 기본인 결혼 적령기와 국민연금 수급 연령이 만 60세인 점을 고려한 것이다. 넷째, 표본 수의 손실을 방지하기 위해 불균형패널(unbalanced panel data)을 기본으로 분석하고 보조적으로 균형패널(balanced panel data)을 활용하였다. 불균형패널의 분석대상은 3,495가구에 표본 수는 9,648개이고, 균형패널 분석대상은 509가구에 표본 수는 2,545개이다.²¹⁾

분석에 사용된 변수로 전환하기 전 원자료의 기초 통계는 <표4>와 같다. 분석기간 동안 저축의 증가율이 총소득과 근로소득의 증가율에 비해 높게 나타났다. 변수별로 5개년 CAGR(Compound Annual Growth Rate)을 살펴보면 총소득의 증가율이 2.9%인데 반해, 저축액은 4.0%, 국민연금과 개인연금의 증가율이 각각 3.4%, 3.9%로 나타났다. 원리금 상환액도 2014년까지는 지속적으로 증가한 것으로 나타났으나 저축보다는 소비에 영향을 더 크게 준 것으로 볼 수 있다. 개인연금 적립 비중을 보면 연도별 편차가 있으나 2013년과 2014년에 17%대로 가장 높았다.

한편, 그룹 간 비교를 위해 다음과 같이 3가지 기준을 선정하였다. 첫째, 금융제약의 존재이다. 부채가 있는 경우 원금 상환부담이 커지면서 가구 저축에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 따라서 비교 그룹은 부채를 보유한 그룹과 부채를 보유하지 않은 그룹으로 구분하였다.

20) 기준금리는 2008년 8월 5.25%를 고점으로 2009년 2월 2.00%까지 하락한 이후 2011년 6월 3.25%까지 상승하였으며, 이후 2016년 6월 1.25%로 하락하였다.

21) 분석에 필요한 기본 가정을 만족하는 가구 수는 1,801가구(2011), 1,914가구(2012), 2,010가구(2013), 2,119가구(2014), 1,804가구(2015) 등이다.

둘째, 소득 차이에 따른 영향을 비교하기 위해 소득 5분위별로 구분하였다. 소득분위별 분류 기준은 1분위 300만원 이하, 2분위 300-380만원, 3분위 380-484만원, 4분위 484-620만원, 5분위 620만원 이상 등이다.²²⁾ 셋째, 부양가족의 수이다. 부양가족이 많은 경우 저축, 소비 등 가계의 경제활동에 제약이 커질 수 있기 때문에 이러한 영향을 살펴보기 위해 1-2인 가구와 3인 이상 가구로 구분하였다.

<표4> 주요 변수의 연도별 기초 통계

(단위: 만원, 세, %)

		2011년	2012년	2013년	2014년	2015년
총소득		456.0	471.8	481.6	485.6	511.0
근로소득		444.9	456.6	467.7	470.7	495.5
저축액		87.8	92.8	96.5	99.1	102.6
국민연금 적립액		15.4	15.8	16.8	17.3	17.6
개인연금 적립액		36.2	39.6	40.1	38.8	42.2
원금 상환액		57.7	60.1	61.3	69.1	58.2
금융자산		2,922.4	3,035.8	3,023.7	3,568.8	3,947.3
실물자산		22,823.0	23,223.5	23,646.8	22,065.2	23,650.3
부채		8921.2	10,168.5	11,192.8	9,904.4	9,565.9
연령별 비중	30-39	39.1	39.1	37.7	34.7	29.3
	40-49	31.5	30.9	32.4	33.9	36.4
	50-59	29.4	30.0	29.9	31.4	34.3
가구원수 비중	1-2인	20.0	20.7	19.9	22.0	17.6
	3인 이상	80.0	79.3	80.1	78.0	82.4
주택보유 비중		61.0	59.7	59.5	60.6	62.0
남성 비중		77.4	74.8	73.4	72.1	73.9
개인연금 적립 비중		16.5	15.5	17.4	17.2	15.5
표본 수		1,801	1,914	2,010	2,119	1,804

주: 연도별 평균을 의미하고, 비중 수치는 표본 수 대비 비중을 의미함.

4. 추정 결과

1) 기술적 분석

실증분석에 앞서 주요 변수의 기초 통계량은 <표 3>과 같다. 분석 대상의 평균 저축률은 18.4%이고 공적연금과 사적연금의 평균 적립률은 각각 3.64%, 1.08%이다. 사적연금에 비해 공적연금의 비중이 높다. 개인연금 중심의 사적연금은 자발적으로 가입하는 반면, 공적연금

22) 균형패널의 경우 소득 1분위 322만원 이하, 2분위 320-410만원, 3분위 410-520만원, 4분위 520-720만원, 5분위 720만원 이상 등이다.

은 강제적 가입의 성격이 강하기 때문이다. 원금 상환부담률의 평균은 5.63% 수준으로 높지 않다. 한편, 인구통계학적 특성을 보면 평균 연령은 44세이고 가구의 평균 가족 수는 3.37명이며, 자가 주택 보유비중은 60%에 이른다.

연도별 평균과 표준편차를 보면 소득의 증가와 함께 저축률, 공적연금의 적립률은 상승하였으나, 사적연금의 적립률은 낮은 수준이다. 대부분 변수들이 2015년에 하락세로 전환되었으며 사적연금의 하락폭이 다른 변수에 비해 크게 나타났다. 자발적으로 가입하는 사적연금이 소득 변화에 더 민감하다는 사실을 알 수 있다. 분석 대상의 연령은 지속적으로 늘어나는 가운데 평균 교육 수준은 13.5-13.8년(고졸) 정도로 큰 변화가 없다.

<표5> 주요 변수의 기초 통계량

	평균	표준오차	최소값	최대값	표본 수
$s_{i,t}$	18.40	11.42	0.00	80.00	9,648
$s^{Public PF}$	3.64	1.61	0.00	42.10	9,648
$s^{Private PF}$	1.08	3.04	0.10	47.15	9,648
Y	6.02	0.48	3.91	8.70	9,648
$repay$	5.63	30.70	0.00	2777.77	9,648
age	44.00	8.41	30.00	59.00	9,648
age^2	2007.09	753.59	900.00	3,481.00	9,648
edu	13.66	2.79	0.00	22.00	9,648
$family$	3.37	1.11	1.00	10.00	9,648
$home$	0.60	0.49	0.00	22.00	9,648

2) 추정 결과

모형 설정을 위한 Hausman 검정에서 귀무가설이 기각됨에 따라 FE모형이 적합한 것으로 선정하였다. 자기상관 및 이분산의 존재 여부를 판단하는 Wooldridge 검정과 Wald 검정에서도 귀무가설이 기각되면서 자기상관과 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. 최종적으로 분석 모형은 1계 자기상관을 가진 FE모형(FE with AR(1))과 이분산성을 고려한 FGLS 기법으로 추정하였다.

앞에서 설명한 FE모형과 FGLS 기법을 이용하여 전체 표본을 대상으로 추정한 결과는 <표6>과 같다. 본 연구는 공적연금과 사적연금의 영향에 대한 차이의 존재 여부를 검정하는 것을 목적으로 하기 때문에 공적연금과 사적연금으로 구분하여 설명하기로 한다. 우선 공적연금이 저축률에 미치는 영향을 보면 두 모형에서 일관된 결과가 도출되지 않았다. FE모형은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, FGLS 추정은 예상과 달리 양(陽)의 부호를 보였다. 공적연금이 강제적 성향을 가지고 있을 뿐만 아니라 소득에 비례하여 증가하기 때문에 저축보다 소비를 줄이는 현상이 강하다. 즉, 공적연금의 자산 대체효과보다 공적연금에 대한 불신 등으로 은퇴 이후를 대비하여 오히려 저축을 증대시키려는 효과가 더 크다. 이러한 현상을 공적연금에 대한 불신효과(anti-trust effect)로 볼 수 있다.²³⁾

23) Barr and Diamond(2006)에 따르면 적립형 방식은 금융자산의 축적에 기초한 반면, 부과형(PAYG) 방식은 약속(promises)에 기초하는 것으로 보았다. 결국 공적연금은 신뢰가 중요하다는 것을 의미한다.

<표6> 연금을 이용한 모형의 추정 결과 (1) : 전체 표본

	FE with AR(1)		FGLS	
	① 모형	② 모형	① 모형	② 모형
Y	0.5572 (0.460)	0.7453 (0.297)	3.4499* (0.000)	3.3804* (0.000)
$repay$	-0.0854* (0.000)	-0.0839* (0.000)	-0.1338* (0.000)	-0.1228* (0.000)
$s^{Public PF}$	-0.0998 (0.428)		0.1389* (0.000)	
$s^{Private PF}$		-0.4696* (0.000)		-0.3021* (0.000)
age	0.9109*** (0.056)	0.8753*** (0.061)	-1.4060* (0.000)	-1.5579* (0.000)
age^2	-0.0057 (0.324)	-0.0058 (0.311)	0.0145* (0.000)	0.0162* (0.000)
edu	-0.5420 (0.424)	-0.5394 (0.421)	-0.0717** (0.013)	-0.0435 (0.170)
$family$	-1.3828* (0.009)	-1.3927* (0.000)	-2.3397* (0.000)	-2.3937* (0.000)
$home$	-0.9819 (0.193)	-1.0778 (0.149)	-0.0538 (0.704)	-0.2337 (0.141)
$Constant$	-0.0085 (0.996)	0.8365 (0.665)	38.7047* (0.000)	42.8035* (0.000)
관측치 수	6,153	6,153	8,785	8,785
패널 수	2,632	2,632	2,632	2,632
$Wald\chi^2$			2,212.37*	1,950.98*
F-value	13.16*	22.46*		
R^2	0.0291	0.0487		
Hausman 검정	88.79* (0.000)	88.79* (0.000)		
Wooldridge 검정	44.70* (0.000)	44.70* (0.000)		
Wald 검정	7.2e+31* (0.000)	7.2e+31* (0.000)		

주: 1) ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

2) Wooldridge 검정의 귀무가설(H0)은 “No first order autocorrelation”이고, Wald 검정의 귀무가설(H0)은 “ $\sigma_i^2 = \sigma^2$ for all i ”이다.

3) ① 모형 : 공적연금 변수 포함, ② 모형 : 사적연금 변수 포함

한편, 사적연금의 경우 두 모형에서 저축률에 대한 대체효과가 있는 것으로 나타났다. FE 모형과 FGLS 추정의 회귀계수가 각각 -0.4696, -0.3021로 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 자발적으로 적립하는 사적연금은 저축의 일부를 재원으로 활용하기 때문에 대체효과가 크게 나타나는 것이다. 근로소득(Y)과 상환부담률($repay$)은 각각 양(陽)의 부호와 음(陰)의 부호를 보여 이론적인 내용과 동일한 결과가 도출되었다.²⁴⁾

가구 특성을 보면 연령의 경우 연령(age)과 연령의 제곱(age^2)에 대한 회귀계수가 두 모형에서 다르게 나타났다. 이론적으로 보면 낮은 연령층에서 저축률이 증가하다가 연령층이 높아질수록 저축률이 하락하는 역 U자형 패턴을 보이는 것이 일반적이다. FE모형에서 연령

24) 균형패널자료를 이용하여 분석한 결과도 <표6>에서 보여준 불균형패널자료의 결과와 다르지 않았다. 공적연금은 FE모형과 FGLS 추정 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, 사적연금은 두 모형에서 통계적으로 유의한 음(陰)의 부호를 보였다.

변수는 통계적으로 유의한 음(陰)의 부호를 보였으나, 연령의 제곱변수는 통계적으로 유의하지 않은 양(陽)의 부호를 보였다. FGLS 추정에서는 두 변수 모두 통계적으로 유의하지만 부호의 방향은 반대로 나타났다. 가구 구성원 수(*family*)가 많을수록 소득에서 차지하는 소비 비중이 높아지기 때문에 저축률이 낮아진다는 결과가 도출되었다. 교육 수준이나 주택 보유 여부는 저축률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 금융제약의 존재 여부와 소득분위별 그룹에 따른 차이를 살펴보기로 한다.²⁵⁾ 우선 금융제약의 존재 여부에 따라 2개 그룹으로 구분하여 분석한 결과는 <표7>과 같다.

<표7> 연금을 이용한 모형의 추정 결과 (2) : 금융제약 여부

	FE with AR(1)		FGLS	
	① 모형	② 모형	① 모형	② 모형
<i>Y</i>	0.6894 (0.360)	0.7454 (0.297)	3.0427* (0.000)	3.5997* (0.000)
<i>repay</i>	-0.0685* (0.000)	-0.0845* (0.000)	-0.0855* (0.000)	-0.1316* (0.000)
$s^{PublicPF} \times D1$	-0.2820** (0.034)		-0.0983* (0.008)	
$s^{PrivatePF} \times D1$		-0.4399* (0.000)		-0.2878* (0.000)
$s^{PublicPF} \times D2$	0.1462 (0.291)		0.4182* (0.000)	
$s^{PrivatePF} \times D2$		-0.5108* (0.000)		-0.2901* (0.000)
<i>age</i>	0.9189*** (0.053)	0.8720*** (0.062)	-1.5503* (0.000)	-1.5873* (0.000)
<i>age</i> ²	-0.0059 (0.307)	-0.0057 (0.318)	0.0162* (0.000)	0.0165* (0.000)
<i>edu</i>	-0.6154 (0.363)	-0.5369 (0.424)	-0.0499 (0.130)	-0.0461 (0.120)
<i>family</i>	-1.3632* (0.010)	-1.3016* (0.008)	-2.0304* (0.000)	-2.4352* (0.000)
<i>home</i>	-0.7986 (0.289)	-1.0887 (0.145)	-0.1988 (0.199)	-0.2629*** (0.084)
<i>Constant</i>	-0.0714 (0.971)	0.8050 (0.676)	42.3939* (0.000)	42.4309* (0.000)
관측치 수	6,153	6,153	8,785	8,785
패널 수	2,632	2,632	2,632	2,632
Wald χ^2			2,400.58*	2,242.25*
F-value	13.71*	20.02*		
<i>R</i> ²	0.0340	0.0488		
Hausman 검정	75.23* (0.000)	93.74* (0.000)		
Wooldridge 검정	44.15* (0.000)	45.02* (0.000)		
Wald 검정	8.7e+31* (0.000)	7.0e+31* (0.000)		

주: 1) ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

2) Wooldridge 검정의 귀무가설(H0)은 “No first order autocorrelation”이고, Wald 검정의 귀무가설(H0)은 “ $\sigma_i^2 = \sigma^2$ for all i ”이다.

3) ① 모형 : 공적연금 변수 포함, ② 모형 : 사적연금 변수 포함

4) D1 : 금융제약 존재 = 1, 미존재 = 0, D2 : 금융제약 미존재 = 1, 존재 = 0

25) Husman 검정, Wooldridge 검정, Wald 검정 등을 실시한 결과에 따라 최종 모형은 전체 표본을 대상으로 한 모형과 동일하게 1계 자기상관을 가진 FE모형과 이분산성을 고려한 FGLS 추정으로 설정하였다.

부채를 보유한 가구와 부채를 보유하지 않은 가구로 구분하고 그룹별로 추정하지 않고 더미변수를 사용하여 분석하였다. 공적연금의 경우 금융제약이 존재하는 가구에서는 통계적으로 유의한 음(陰)의 부호를 보인 반면, 금융제약이 존재하지 않은 가구는 양(陽)의 부호를 보였다. FGLS 추정에 따르면 금융제약이 존재하는 가구의 회귀계수는 -0.0983 으로 낮게 형성된 반면, 금융제약이 존재하지 않은 가구는 0.4182 로 절대값이 상대적으로 높게 나타났다. 부채를 보유한 가구의 경우 상환부담이 크기 때문에 공적연금이 증가하면 저축을 줄일 수밖에 없다는 현실을 반영한 결과이다. 이와 반대로 금융제약이 존재하지 않은 가구의 경우 소득 증가분이 연금과 일반저축을 동시에 증가시킬 가능성이 높기 때문에 양(陽)의 부호로 나타난 것으로 해석할 수 있다. 사적연금의 경우 금융제약의 존재 여부와 상관없이 저축에 대한 대체효과가 존재하는 것으로 나타났다. FGLS 추정에 따른 회귀계수는 각각 -0.2878 , -0.2901 로 비슷한 수준이다. 근로소득(Y)과 상환부담률($repay$)은 각각 양(陽)의 부호와 음(陰)의 부호를 보였다. 사적연금이 공적연금보다 저축에 대한 대체효과가 더 크다.

한편, 소득분위별 가구 그룹에 따른 분석 결과는 <표8>과 같다. 소득분위는 더미변수로 모형에 반영하였으며, 전반적으로 소득분위에 상관없이 대체효과를 가지는 것으로 나타났다. 다만 소득분위가 낮을수록 대체효과가 더 크다는 특징을 보였다. 공적연금의 경우 FE모형에서 통계적으로 유의하지 못한 결과가 도출되고 FGLS 추정에서는 소득 3분위 이상에서 양(陽)의 부호로 나타나는 등 일관된 결과가 도출되지 않았다. 이는 소득분위별로 대체효과가 존재하고 정도의 차이가 있을 뿐이라는 기존 연구와 다른 결과이다. 공적연금의 소득대체율이 낮고 납입 한도가 설정되어 있기 때문에 연금 외에 다른 일반저축 수단을 적극적으로 활용한다고 볼 수 있다. 소득이 높을수록 공적연금에 대한 의존도가 낮아지고, 소득수준이 낮은 경우 노후 생활자금으로서 공적연금에 대한 절대적인 의존도가 높아지는 것이다. 김대철·김진영·이만우(2008)는 고소득층일수록 일반저축에 대한 국민연금의 대체효과가 저소득층에 비해 작게 나타나 외환위기 이후 소득계층별로 저축률의 차이가 발생하는 원인으로 지적하였다.

사적연금은 소득분위와 상관없이 일관되게 음(陰)의 부호를 보인 가운데 소득 수준이 낮은 가구에서 대체효과가 상대적으로 크게 나타났다. FGLS 추정에 따른 회귀계수를 보면 소득 1분위 -0.3824 에서 소득 5분위 -0.1213 으로 소득 분위가 높아질수록 대체효과가 점차 낮아지는 경향을 보였다. 사적연금은 적립액 내에서 일정 기간 분할하여 지급받기 때문에 장기 저축이라는 인식이 강해 단기 저축이 연금으로 대체되는 효과가 큰 것으로 해석할 수 있다. 이 과정에서 연금의 저축에 대한 대체효과가 나타나게 된다. 기본적으로 저소득 가구의 경우 저축 여력이 크지 않은 가운데 세제 혜택을 받기 위한 노력은 고소득 가구에 비해 훨씬 강하기 때문에 대체효과가 상대적으로 크다. 저소득 가구는 소득의 절대규모가 작아 소득이 증가하더라도 연금 적립으로 연결되지 않고 소비로 이어질 가능성이 높다.

<표8> 연금을 이용한 모형의 추정 결과 (3) : 소득분위별

	FE with AR(1)		FGLS	
	$s^{Public PF}$	$s^{Private PF}$	$s^{Public PF}$	$s^{Private PF}$
Y	0.1911 (0.832)	0.6704 (0.354)	1.5816* (0.000)	3.7465* (0.000)
$repay$	-0.0847* (0.000)	-0.0834* (0.000)	-1.1142* (0.000)	-0.1472* (0.000)
$D1$ (1분 위)	-0.2088 (0.222)	-0.6853* (0.000)	-0.1794* (0.001)	-0.3824* (0.000)
$D2$ (2분 위)	-0.2520 (0.124)	-0.5119* (0.000)	-0.0374 (0.513)	-0.4601* (0.000)
$D3$ (3분 위)	0.0032 (0.983)	-0.3761* (0.001)	0.1018** (0.046)	-0.2982* (0.000)
$D4$ (4분 위)	0.0241 (0.873)	-0.3109* (0.005)	0.2839* (0.000)	-0.1725* (0.001)
$D5$ (5분 위)	-0.0905 (0.638)	-0.4637* (0.000)	0.2792* (0.000)	-0.1213* (0.004)
age	1.0075** (0.040)	0.9013*** (0.055)	-1.6896* (0.000)	-0.1620* (0.000)
age^2	-0.0068 (0.252)	-0.0060 (0.289)	0.0178* (0.000)	0.0169* (0.000)
edu	-0.5170 (0.446)	-0.5548 (0.408)	-0.0497 (0.133)	-0.0567** (0.031)
$family$	-1.4137* (0.008)	-1.3750* (0.009)	-2.2545* (0.000)	-2.5038* (0.000)
$home$	-0.9554 (0.205)	-1.0743 (0.150)	-0.3673 (0.025)	-0.3723* (0.008)
$Constant$	-0.1084 (0.955)	0.8462 (0.661)	55.2971* (0.000)	42.8527* (0.000)
관측치 수	6,153	6,153	8,785	8,785
패널 수	2,632	2,632	2,632	2,632
$Wald\chi^2$			1,576.56*	2,991.45*
F-value	13.71*	15.50*		
R^2	0.0340	0.0504		
Hausman 검정	70.78* (0.000)	90.70* (0.000)		
Wooldridge 검정	43.71* (0.000)	45.00* (0.000)		
Wald 검정	4.8e+07* (0.000)	8.6e+30* (0.000)		

주: 1) ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

2) Wooldridge 검정의 귀무가설(H0)은 “No first order autocorrelation”이고, Wald 검정의 귀무가설(H0)은 “ $\sigma_i^2 = \sigma^2$ for all i ”이다.

3) D1 : 1분위=1, 나머지=0, D2 : 2분위=1, 나머지=0, D3 : 3분위=1, 나머지=0, D4 : 4분위=1, 나머지=0, D5 : 5분위=1, 나머지=0

끝으로 가구 특성 중 부양가족 수에 따른 영향을 추가적으로 살펴본 결과는 <표9>와 같다. 부양가족의 존재 여부는 저축에 대한 의사결정에 있어 중요한 요소이다. <표9>에서 본 바와 같이 부양가족 수가 많을수록 저축에 대한 대체효과가 존재함을 알 수 있으며, 이는 공적연금과 사적연금에 큰 차이를 보이지 않았다. 그러나 부양가족이 많은 경우 저축이나 연금을 적립할 여력이 크지 않기 때문에 영향력의 차이가 존재할 수 있다는 점을 고려하여 1-2인 가구와 3인 이상 가구로 구분하여 차이를 살펴보았다.

공적연금의 경우 회귀계수가 양(陽)의 부호를 보인 가운데 1-2인 가구에서 저축을 더 증

가시키는 것으로 나타났다. FGLS 추정에서 1-2인 가구와 3인 이상 가구의 회귀계수는 각각 0.9293, 0.0859로 큰 차이를 보였다. 부양가족이 적은 경우 공적연금의 소득대체율 하락에 대비하여 일반저축을 동시에 증가시킬 유인이 존재한다. 사적연금의 경우 공적연금과 달리 회귀계수가 음(陰)의 부호를 보여 저축에 대한 대체효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 3인 이상 가구보다 1-2인 가구에서 대체효과가 더 큰 편이다. FGLS 추정에서 1-2인 가구와 3인 이상 가구의 회귀계수는 각각 -1.7882, -0.3136으로 차이가 존재한다. 1-2인 가구는 상속·증여 문제의 제약을 받지 않기 때문에 일반저축에서 사적연금으로의 대체효과가 3인 이상 가구보다 클 수밖에 없다.²⁶⁾

<표9> 연금을 이용한 모형의 추정 결과 (4) : 부양가족 수

	FE with AR(1)		FGLS	
	① 모형	② 모형	① 모형	② 모형
$s^{Public PF} \times D8$	-0.0306 (0.883)		0.9293* (0.000)	
$s^{Private PF} \times D8$		-0.6591* (0.000)		-1.7882* (0.001)
$s^{Public PF} \times D9$	-0.1070 (0.420)		0.0859* (0.000)	
$s^{Private PF} \times D9$		-0.4243* (0.000)		-0.3136* (0.000)

주: 1) ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

2) ① 모형 : 공적연금 변수 포함, ② 모형 : 사적연금 변수 포함

3) D8 : 1-2인 가구 = 1, 3인 이상 가구 = 0, D9 : 1-2인 가구 = 0, 3인 이상 가구 = 1

결론적으로 연금의 저축에 대한 대체효과가 존재함을 확인하였으나, 공적연금은 금융제약이 없는 경우와 소득 3분위 이상의 고소득 계층에서 양(陽)의 관계를 보였다. 부채가 없거나 고소득 계층에서는 공적연금의 적립액이 증가하더라도 일반저축률은 오히려 상승하는 것으로 나타났다. 반면, 사적연금의 저축에 대한 대체효과는 일관성을 가지고 나타났다. 결국 공적연금과 일반저축은 일부에서 상승효과(increase effect)가 큰 반면, 사적연금과 일반저축의 대체효과가 크다는 것을 재확인하였다.

IV. 결 론

본 연구에서는 다수의 기존 연구와 달리 연금의 저축에 대한 대체효과가 일부 존재하지 않는 것으로 나타났다. 특히, 공적연금과 사적연금 간에 상반된 결과가 도출되었으며 이를 정리하면 다음과 같다.

우선 강제적 성향을 가진 공적연금은 저축률을 하락시키기보다 오히려 저축률을 높이는 것으로 나타났다. 즉, 공적연금의 저축에 대한 대체효과보다 상승효과가 더 크게 작용하였다. 공적연금의 소득대체율이 낮아 은퇴 이후 생활을 대비하기 위해 저축 증대를 유도하는 효과가 크기 때문이다. 공적연금에 대한 불신효과가 존재한다고 볼 수 있다. 반면, 사적연금은 공적연금과 달리 저축의 일부라는 인식이 강하기 때문에 저축에 대한 대체효과가 일관되게 존재하였다. 사적연금은 저축 수단이자 노후생활을 위한 연금이라는 이중적인 특성을 가

26) Browning and Lusardi(1996)이 제시한 저축의 동기 중에 상속증여 동기를 고려할 때 자발적 성격이 강한 사적연금에서 더 확실하게 나타난다고 볼 수 있다.

지고 있어 단기 저축을 줄이고 장기 저축을 선호하는 현상을 유도한다.

둘째, 전체적으로 금융제약을 보유한 가구는 대체효과가 존재하는 반면, 그렇지 않은 가구는 일관된 결론이 도출되지 않았다. 공적연금의 경우 금융제약을 가진 가구에서는 명확하게 저축률을 감소시키는 반면, 그렇지 않은 가구는 오히려 저축율을 높이는 것으로 나타났다. 부채 상환부담이 큰 가구에서는 준(準)조세 성격의 공적연금이 증가하면 저축을 줄이기 마련이다. 금융제약이 존재하지 않은 가구에서는 소득 증가분을 통해 연금과 일반저축이 동시에 증가할 가능성이 높다. 사적연금의 경우 금융제약과 상관없이 일관된 대체효과를 보이고 있는데, 사적연금의 재원이 일반저축에서 대체되는 것임을 간접적으로 보여준다.

셋째, 모든 소득분위에서 대체효과가 존재하는 것으로 나타나고 소득분위가 낮을수록 대체효과가 더 크다. 특이한 점은 공적연금의 경우 소득 3분위 이상에서 저축률을 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 소득 수준이 높을수록 공적연금과 함께 다른 일반저축 수단을 적극적으로 활용한다는 것이다. 최근 소득분위별로 저축률의 차이가 점차 확대되고 있는데 공적연금의 존재가 한 원인으로 작용한 것이다. 사적연금의 경우 소득 수준이 낮은 가구에서 대체효과가 크게 나타났는데, 소득수준이 낮은 가구에서 사적연금의 세제혜택에 대한 민감도가 높기 때문이다.

넷째, 공적연금의 경우 1-2인 가구에서 공적연금의 소득대체율 하락에 대비하여 일반저축을 동시에 증가시킬 유인이 존재하기 때문에 상승효과가 나타났다. 반면 사적연금의 경우 저축에 대한 대체효과가 존재하는데 1-2인 가구가 3인 이상 가구에 비해 상속·증여 문제의 제약을 적게 받기 때문에 대체효과가 더 크다.

공적연금의 경우 금융제약이 없는 가구, 중소득 이상 계층에서 상승효과가 나타났는데, 이는 공적연금에 대한 불신 등으로 일반저축이 증가하는 불신효과가 대체효과보다 더 크기 때문에 나타난 현상이다.

<참고문헌>

- 김경수, 유경원 (2014). 고령화가 가계부문 금융행태에 미치는 영향: OECD국가패널을 이용한 분석 (KIF Working Paper 14-09). 서울: 한국금융연구원.
- 성명기, 이준상 (2015). 국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향 연구 (연구보고서 2015-04). 전북: 국민연금연구원.
- 송승주 (2009). 개인저축률과 거시경제변수 간 관계분석 (금융경제연구 제377호). 서울: 한국은행.
- 유경원, 조은아 (2006). 소득계층별 가계저축률 격차 확대의 원인 분석 (금융경제연구 제266호). 서울: 한국은행.
- 이석호, 임형준 (2013). 연금저축 활성화 방안 (용역보고서). 서울: 한국금융연구원.
- 홍민기 (2009). 국민연금이 노동공급과 저축에 미치는 영향 (연구보고서 2009-06). 세종: 한국노동연구원.
- 강성호, 임병인 (2005). 공적연금의 민간저축 대체효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근, 한국은행 경제분석, 11(2), 135-163.
- 김원식, 김우철, 김상봉, 김재현 (2016). 우리나라 사적연금세제의 정책방향. 재정학연구, 9(4), 33-58.
- 장원진, 송헌재 (2016). 특수직역연금과 국민연금 기대자산이 가구저축에 미치는 영향. 한국은행 경제분석, 22(3), 33-69.
- 전승훈, 임병인 (2008). 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책 시사점. 보험개발연구, 19(3), 83-117.
- 차은영, 김수현 (2013). 공적연금이 가계저축에 미치는 효과. 여성경제연구, 10(2), 185-208.
- Bodie, Z., Shoven, J. B. and Wise, D. A. (1987). Introduction to "Issues in pension economics". In *Issues in Pension Economics* (pp. 1-12). University of Chicago Press.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*. 6th edition. New York University, Pearson Prentice Hall.
- Attanasio, O. P. and Rohwedder, S. (2001). *Pension wealth and household saving: evidence from pension reforms in the UK* (No. 01/21). IFS Working Papers, Institute for Fiscal Studies (IFS).
- Bailliu, J. N. and Reisen, H. (1997). *Do funded pensions contribute to higher aggregate savings? A cross-country analysis* (No. 130). OECD Working Paper, OECD.
- Börsch-Supan, A. (2004). *Mind the gap: the effectiveness of incentives to boost retirement saving in Europe* (No. 7-27). Rationalitätskonzepte, Entscheidung -verhalten und ökonomische Modellierung.
- Chang, Fei-Chien (2012). *Pensions and household savings in the United States* (Unpublished doctoral dissertation). University of Washington.
- Cilasun, S. M. and Tumen, S. (2015). *Do private pensions increase aggregate household savings? Evidence from Turkey*. ERF Workshop in Tunis, the Central Bank of the Republic of Turkey.
- Dicks-Mireaux, L. and King, M. A. (1982). *Portfolio composition and pension wealth: an*

- econometric study* (No. 903). NBER Working Paper, NBER.
- Feldstein, M. (1980). *Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation: A correction and update* (No. 579). NBER Working Paper, NBER.
- Feldstein, M. (1995). *Social security and saving: New time series evidence* (No. 5054). NBER Working Paper, NBER.
- Gustman, A. L. and Steinmeier, T. S. (1998). *Effects of pensions on savings: Analysis with data from the health and retirement study* (No. 6681). NBER Working Paper, NBER.
- Horioka, C. Y., Suzuki, W. and Hatta, T. (2007). *Aging, saving and public pensions in Japan* (No. 13272). NBER Working Paper, NBER.
- Khitatrakun, S., Kitamura, Y. and Scholz, J. K. (2000). *Pensions and wealth: new evidence from the health and retirement study*. Unpublished manuscript, University of Wisconsin–Madison.
- MacGee, J. and Zhou, J. (2013). *Private pensions, retirement wealth and lifetime earnings*, EPRI Working Paper.
- Yang, T. T. (2016). *The effect of workplace pensions on household saving: evidence from a natural experiment in Taiwan* (No. 16–A013). Institute of Economics, Academia Sinica.
- Aguila, E. (2011). Personal Retirement Accounts and Saving. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(4), 1–24.
- Barr, N. and Diamond, P. (2006). The economics of pensions. *Oxford Review of Economic Policy*, 22(1), 15–39.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996). Household Saving: Micro Theories and Micro Facts. *Journal of Economic Literature*, 34, 1797–1855.
- Engelhardt, G. V. and Kumar, A. (2011). Pensions and Household Wealth Accumulation. *Journal of Human Resources*, 46(1), 203–236.
- Gale, W. G. (1998). The Effects of Pensions on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence. *The Journal of Political Economy*, 106(4), 706–723.
- Gale, W. G. and Scholz, J. K. (1994). IRAs and household saving. *The American Economic Review*, 84(5), 1233–1260.
- Hubbard, R. G. (1986). Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(2), 167–178.
- Sabelhaus, J. (1997). Public Policy and Saving in the United States and Canada. *The Canadian Journal of Economics*, 30(2), 253–275.
- Venti, S. F. and Wise, D. A. (1990). Have IRAs Increased U.S. Saving?: Evidence From Consumer Expenditure Surveys. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 661–698.
- Wise, D. A. (2001). United States: support in retirement: where we are and where we are going. *Pension Reform in Six Countries. What Can We Learn from Each Other*, 111–139.