



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학 석사 학위논문

포트폴리오 선택과 관련한
자영업자의 국민연금 기여회피

2016년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

김 경 선

포트폴리오 선택과 관련한 자영업자의 국민연금 기여회피

지도교수 김 봉 근

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2015년 10월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
김 경 선

김경선의 석사 학위논문을 인준함
2015년 12월

위 원 장 이 철 인 (인)

부위원장 김 봉 근 (인)

위 원 최 승 주 (인)

국 문 초 록

본 논문은 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하는 경향이 있음을 패널분석을 통해 확인하고, 이와 같은 결과를 가져온 원인을 설명하고자 하였다. 본 논문은 효용극대화 모델로 고소득 자영업자의 국민연금 보험료 회피 유인을 설명하였으며, 이를 DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion)의 이론으로 뒷받침하였다.

본 연구의 회귀식에서 관심변수인 ‘교호향’은 로그순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항이다. 실증연구 결과 교호향은 종속 변수인 국민연금 납입여부와 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 실증결과는 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향이 있음을 보여준다.

자영업자는 국민연금의 가입과 탈퇴가 자유롭기 때문에 수익률이 낮은 국민연금에서 이탈할 여지가 있다. 개인은 자산수준과 이에 따라 달라지는 위험회피 성향을 종합하여 효용을 극대화하는 최적 포트폴리오를 선택한다. 특히 고소득 자영업자는 자산수준이 높고 위험회피 성향이 작으므로 국민연금 기여금을 회피하고 개인연금을 선택할 유인이 있다.

주요어 : 자영업자, 국민연금 기여회피, 효용극대화, 위험기피성,
DARA, 포트폴리오 선택

학 번 : 2014-20172

목 차

I. 서론	1
II. 연구배경	4
1. 국민연금 제도	4
1) 국민연금의 목적	4
2) 국민연금의 운영	4
3) 국민연금 강제가입의 필요성	5
2. 자영업자의 국민연금 미납	6
1) 국민연금 미납의 이유	6
2) 국민연금 미납의 패널티	6
3) 자영업자의 국민연금 미납의 문제점	7
3. 국민연금과 개인연금	7
4. 자산수준이 높은 자영업자의 국민연금 기여회피	10
III. 연구방법	12
1. 분석자료 및 연구대상	12
2. 변수 요인	13
3. 통계적 분석	18
IV. 연구결과	19
1. 2014년 횡단면 분석	19
1) 로짓 회귀분석과 프로빗 회귀분석	19
2) 회귀계수의 해석	20
2. 4차년도(2009)-9차년도(2014) 6개년 패널 분석	22

1) 패널 프로빗 RE과 패널 프로빗 PA 분석	22
2) 회귀계수의 해석	24
V. 모형 및 이론	26
1. 모형	26
1) 가정	27
2) 효용극대화 모형	28
2. 이론	30
1) Decreasing Absolute Risk Aversion(DARA)	30
2) 자산수준과 포트폴리오 선택	31
VI. 결론	33
1. 한계점	33
2. 결론 및 고찰	33
 참고문헌	 35
부록	37
1. 2015년 상반기 5개 보험회사 변액연금 상품의 포트폴리오와 수익률	37
2. 효용극대화 모형	41
Abstract	43

표 목 차

[표 1] 변수 측정	13
[표 2] 2014년 횡단면 분석 기초통계량	15
[표 3] 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 횡단면 분석 기초통계량	16
[표 4] 6개년 원자료 패널데이터 기초통계량	17
[표 5] 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널데이터의 기초통계량	17
[표 6] 2014년 패널 원자료를 이용한 로짓 분석(1) · 프로빗 분석(2) 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료의 로짓 분석(3) · 프로빗 분석(4) 결과 ..	20
[표 7] 2014년 횡단면 분석 회귀계수의 해석	22
[표 8] 원자료를 이용한 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4) 분석 결과	24
[표 9] 6개년 패널분석 회귀계수의 해석	25

그 립 목 차

[그림 1] 2009년부터 2014년까지의 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율	10
[그림 2] 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율	11
[그림 3] 본 연구의 모형을 일반화한 분석틀	27

I. 서론

본 논문은 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하는 경향이 있음을 패널분석을 통해 확인하고, 이와 같은 결과를 가져온 원인을 효용극대화 모델로 설명하고자 하였다. 자영업자는 수익률에 차이가 나는 연금 상품의 가입을 결정할 때, 자신의 자산수준과 이에 따라 달라지는 위험회피 성향을 종합하여 효용을 극대화하는 연금 포트폴리오를 선택한다. 특히 고소득 자영업자는 자산수준이 높고 위험회피 성향이 작으므로 국민연금 기여금을 회피하고 개인연금을 선택할 유인이 있다. 본 논문은 고소득 자영업자의 국민연금 보험료 회피 유인을 효용극대화 모델로 설명하고, 이를 DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion)의 이론으로 뒷받침하였다.

선행연구에서는 자영업자의 연금 가입결정에 영향을 미치는 요인으로 차입제약 효과와 시간선호도 효과를 들고 있다. 홍민기(2009)는 자영업자의 연금 가입결정에 영향을 주는 가장 중요한 요인으로 차입제약을 꼽았다. 차입제약 여부에 따라 연금 보험료 납부로 인한 현재 효용의 감소와 미래 효용증가분의 차이가 달라진다. 차입제약이 있는 경우에는 납부한 보험료만큼 가처분 소득이 감소하기 때문이다. 이에 따라 차입제약이 있는 개인은 효용을 극대화하기 위해 연금제도에서 이탈할 유인이 있다. 한편 김상진(2009)은 자영업자의 연령이 증가함에 따라 연금보험료 납부 확률이 증가하는 효과 즉, 시간선호도 효과가 존재함을 보여주었다. 시간선호란 보험가입과 같은 불확실한 소비지출의 경우 젊은 사람들은 나이가 든 사람에 비해 보험지출을 기피한다는 것이다.¹⁾ 이 외에도 다른 선행연구에서는 연금보험 가입결정 요인을 여러 가지로 열거하고 있다. 김성숙·강성호(2004)는 국민연금 보험료 체납의 주요 원인은 보험료 부담과 제도 불신이라고 지적하였고, Bailey. C. & J. Turner(1997)는 자영업자

1) Fredrick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. (2002), "Time discounting and time preference: a critical review"

들의 기여회피 요인으로 13가지²⁾를 언급하고 있다.

본 연구는 여러 요인들 중에서 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금의 낮은 수익률로 인해 국민연금에서 이탈할 유인이 있다는 점에 집중하였다. 패널분석을 통해 이와 같은 경향성을 실증적으로 확인한 후, 그 원인을 경제학적 모형을 통해 설명해보고자 하였다. 즉, 자산수준이 높은 자영업자가 개인의 효용극대화를 위해 국민연금을 개인연금으로 대체하여 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택할 유인이 있다는 것을 밝히고자 하였다.

국민연금은 임금근로자에 대해 소득비례로 정확한 액수의 연금 보험료를 강제 징수하는데 반해, 자영업자의 경우 사실상 국민연금의 임의적 가입과 탈퇴를 허용하고 있다. 따라서 국민연금 가입대상 중 연금제도에서 이탈이 가능한 자영업자에 한정하여 국민연금 기여회피 유인을 분석하였고, 그 중에서도 데이터에서 현실적으로 포착 가능한 국민연금 미납과 미가입인 경우만을 분석대상으로 삼았다.

회귀식에는 선행연구에서 연구된 연령, 교육수준, 소득수준 등의 통제변수에 더하여 개인연금 가입여부와 ‘교호항’을 추가하였다. 교호항은 로그순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항이다. 실증연구 결과 교호항은 종속 변수인 국민연금 납입여부와 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자들을 살펴보면 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

국민연금이 대체로 안전 자산에 투자하여 수익을 내는데 반해, 개인연금은 상품별 위험자산의 투자한도가 높고 자유롭게 투자 포트폴리오를 구성할 수 있다. 이에 따라 개인연금은 국민연금보다 큰 수익을 낼 수 있고, 대신 그만큼 리스크를 가질 수 있다. 위험기피성과 효용극대화 이론에 따르면 상대적 위험선호자인 개인은 위험기피자에 비해 높은 비율의 위험자산을 포트폴리오로 가진다. 자산수준이 높은 개인일수록 위험

2) 근시안적 생각(myopia), 높은 보험료율, 가난, 일시적 곤궁, 낮은 할인율(discounted value), 낮은 수익률(rate of return), 인플레이션, 성실 납부비용, 느슨한 행정, 낮은 준법정신, 회피를 용인하는 관행, 불법취업 등을 열거하고 있다.

기피성향이 작아지는 DARA의 경우, 자산수준이 높은 자영업자는 개인 연금을 더 선호하여 국민연금을 개인연금으로 대체할 유인이 있다.

이처럼 고소득 자영업자가 국민연금에서 이탈하려는 유인을 가진다면 국민연금 재정에 높은 기여를 하는 개인이 빠져나가므로 장기적으로 국민연금 제도를 유지하는 데에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 또한 국민연금이 가진 세대 내 소득재분배 기능이 약화될 수 있고 성실 납입자와의 형평성 문제도 발생한다. 따라서 고소득 자영업자의 국민연금 이탈은 국민연금의 목적인 국민의 생활안정과 복지증진을 이루는 데 걸림돌이 된다.

Ⅱ. 연구 배경

1. 국민연금 제도

1) 국민연금의 목적

국민연금법 제1조에 의거하면, 국민연금의 목적은 국민의 노령, 장애 또는 사망에 대하여 연금급여를 실시함으로써 국민의 생활 안정과 복지 증진에 이바지하기 위함이다.³⁾ 많은 사람들이 제대로 된 노후계획이 마련되지 않은 채 퇴직을 하고, 은퇴 후 심각한 수준의 재정 문제에 직면하고 있다. 이에 국가가 사회보장제도의 형태로 국민연금을 강제하여 국민의 노후소득보장을 실현하고 안정적인 소비수준을 유지할 수 있도록 하려는 것이다.

국민연금은 저소득 가입자의 소득대체율이 고소득 가입자의 소득대체율보다 높다. 또한 시행 초기에 “저부담·고급여” 체계로 시작하였기 때문에 불가피하게 미래세대로 부담전가가 이루어지고 있다. 즉, 국민연금은 고소득층에서 저소득층으로 소득이 재분배되는 세대 내 소득재분배와 미래세대가 현재의 노인세대를 지원하는 세대 간 소득재분배 기능을 모두 내포한다. 본 연구는 세대 내 소득재분배에 초점을 맞추어 국민연금 기여회피에 대해서 논할 것이다.

2) 국민연금의 운영

국민연금은 국내에 거주하는 국민으로서 18세 이상 60세 미만인 자가 가입대상이 된다.⁴⁾ 이때 국민연금법 제13조에 따라 65세가 될 때까지는 임의계속가입자가 될 수 있으므로⁵⁾ 실증연구에서 연구대상은 65세 이하

3) 국민연금법 제1장 총칙 제1조(목적)

4) 국민연금법 제2장 국민연금가입자 제6조(가입대상)

5) 국민연금법 제2장 국민연금가입자 제13조(임의계속가입자)

로 한정하였다. 국민연금은 기본적으로 강제가입을 채택하고 있으나 임금근로자 위주로 설계되어 있어 자영업자에게 적용하여 관리하는 데에 문제점이 있다. 국민연금은 가입자에게 연금 보험료를 부과하고 수급권자에 대하여 급여를 결정하고 지급한다. 기여금의 액수는 소득에 기초하여 소득의 9%로 결정된다. 이때 임금근로자는 소득의 4.5%를 부담하고 나머지 4.5%는 고용자가 부담하며, 자영업자의 경우는 9%를 혼자서 부담하게 된다. 이처럼 기여금의 액수는 소득비례로 산정하기 때문에 효용을 극대화하는 과정에서 자영업자가 기여금을 회피할 유인이 존재한다.

본 연구에서 자영업자만을 대상으로 분석을 진행하는 이유는 임금근로자들은 소득의 4.5%가 연금 보험료로 원천 징수되어 기여금 회피의 여지가 없기 때문이다. 따라서 소득의 포착이 어렵고 제도에서 비교적 자유로운 자영업자만을 대상으로 이론과 실증분석을 진행하였다.

3) 국민연금 강제가입의 필요성

적절하지 못한 재정 계획과 정보 부족에서 기인하는 비합리적 소비, 임금 수준에 비해 높은 집값 등의 이유로 많은 국민이 제대로 된 노후계획 없이 은퇴하고 있다. 연금 사각지대에 놓인 국민들의 노후빈곤 또한 심각한 사회문제로 자리 잡았다.⁶⁾ 특히 고용노동자에 비해 자영업자의 경우 상대적으로 제도에서 벗어나 있어 기여회피의 여지가 높고, 이들이 노후빈곤층으로 몰락한다면 확대된 노령 빈곤계층을 구제하기 위한 비용이 추가로 요구된다.

또한 연기금은 국민연금의 가입대상이 되는 국민전체에 대해 기여금을 받아 재정을 적립하는 것을 전제로 하는데, 제도의 강제성이 약한 자영업자가 임의로 국민연금에서 탈퇴하게 되면 애초에 연기금이 기대한 재정 적립이 불가능해진다. 특히 고소득 가입자에 해당하는 자영업자의 이탈은 국민연금의 소득재분배 기능을 약화시키는 결과를 초래한다.

6) 우리나라는 OECD 국가 중 가장 높은 노인빈곤율과 노인자살률을 보인다.

2. 자영업자의 국민연금 미납

1) 국민연금 미납의 이유

Bailey. C. & J. Tuner(1997)는 자영업자들의 국민연금 기여회피 요인으로 기대효용이론에 따른 효용극대화, 국민연금의 낮은 수익률, 높은 보험료율, 경제적 부담에 의한 기여회피, 성실 납부비용, 느슨한 행정, 낮은 준법정신, 제도에 대한 불신과 불만 등을 언급했다.⁷⁾ 자영업자는 국민연금을 미납할 인센티브가 비용보다 크다고 판단하는 경우 국민연금에서 이탈할 수 있다.

국민연금의 기여회피는 실제소득에 비해 소득을 축소 신고하는 것, 실제소득이 있음에도 소득이 없는 것으로 신고하는 것, 또는 기여를 적기에 하지 않는 등으로 이루어지게 된다.⁸⁾ 이러한 기여회피는 정확한 파악이 어려운데, 그 근본적인 이유는 자영업자의 실제소득을 알 수 없기 때문이다. 자영업자 본인이 신고한 액수가 소득으로 잡히는 것이기 때문에 소득 축소신고는 현실적으로 포착하기가 어렵다. 이에 따라 본 연구에서 기여회피는 국민연금 미가입과 미납입으로 국한하였다. 이는 보다 정확한 실증분석을 어렵게 만드는 한계점이기도 하다.

2) 국민연금 미납의 패널티

국민연금법 제97조에 따르면, 건강보험공단은 연금 보험료의 납부 의무자가 납부 기한까지 연금 보험료를 내지 않았을 경우 연체금을 부과할 수 있다. 연체금은 첫째 달에 최대 3%가 부과되고 총 7개월 동안 부과되어 최대 9%의 연체금이 부과될 수 있다.⁹⁾ 연체금은 연체된 달을 기준으로 3년이 경과하면 소멸되어 사라진다.¹⁰⁾

국민연금 미납 시 패널티로 연체금이 부과되지만, 국민연금에서 탈퇴하

7) Bailey. C. & J. Turner (1997), "Contribution Evasion and Social Security: Causes & Remedies"

8) 권문일 (1999), 자영업자와 사회보장

9) 국민연금법 제5장 비용 부담 및 연금보험료 징수 등 제97조(연체금)

10) 국민연금법 제8장 보칙 제115조(시효)

는 것이 효용극대화에 부합하는 경우 자영업자는 연체금을 내지 않고 3년이 지나 소멸시킬 수 있다. 또한 기여회피는 일반적으로 소득 축소 신고에 따른 기여탈루의 비중이 매우 높을 것이지만 이는 포착이 어렵고, 따라서 패널티 부과 자체가 어렵다. 사실상 자영업자는 패널티를 감내하거나 또는 패널티 적용을 받지 않음으로써 국민연금의 가입과 탈퇴를 자유롭게 선택하는 셈이다.

3) 자영업자의 국민연금 미납의 문제점

본 연구는 자산수준에 따른 포트폴리오 선택과 관련하여 자영업자의 국민연금 기여회피 유인이 존재하는지를 살펴보고자 하였다. 고소득·고자산 자영업자의 국민연금 이탈 유인이 상대적으로 크다는 것을 확인하는 것이 본 논문의 핵심이다. 따라서 본 연구의 함의는 기여회피한 자영업자의 빈곤문제보다는 고소득 자영업자의 제도 탈퇴에 따른 소득재분배 기능의 약화에 중점을 두게 된다.

고소득 가입자에 해당하는 자영업자가 임의로 국민연금에서 탈퇴하게 되면 국민연금의 역할인 소득재분배 기능이 약화될 수밖에 없다. 또 기여회피한 자영업자가 노후대비를 충분히 계획하지 못한 경우 노후빈곤층의 확대가능성이 존재한다. 이때 빈곤해소를 위한 사회적 비용은 국가가 세금의 형태로 충당하게 되므로 모든 국민에게 그 비용이 전가되고 성실납입자와의 형평성에 위배된다.

3. 국민연금과 개인연금

국민연금(NSP, National Pension Service)과 개인연금(Private Pension)은 서로 보완하는 관계를 갖는다. 2009년에서 2014년의 6개년 복지패널 데이터를 이용한 자영업자의 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.1796이다. 2009년부터 2014년까지 각 년도 별 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.1448-0.1983으로 모든 경우에서 양의 상관계수를 갖는다. 한편, 2009년에서 2014년의 6개년 복지패널

데이터를 이용한 임금근로자의 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.2743이다. 또한 2009년부터 2014년까지 각 년도 별 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.2611-0.2955으로 모든 경우에서 양의 상관계수를 갖는다. 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 임금근로자가 자영업자에 비해 조금 높는데, 이는 국민연금 가입이 임금근로자의 경우 더 강제성을 갖기 때문이다. 복지패널에 따르면 개인은 근로 형태와 관계없이 국민연금과 개인연금을 모두 갖는 경향을 보인다. 실제로 전문가들은 노후소득보장제도를 다층구조로 가져갈 것을 제안하는데, 국민연금(1층)과 개인연금(2, 3층)을 함께 가지고 노후 대비할 것을 추천한다.¹¹⁾ 이러한 관점에서 이 둘은 양의 상관관계를 가지는 보완관계라고 볼 수 있다.

이제 국민연금과 개인연금의 가격을 고려하여 대체재와 보완재 여부를 생각해보자. 기여금(Premium) 대비 급여수준(Benefit)을 연금의 가격으로 본다면, 일반적으로 개인연금의 가격이 싸다고 할 수 있다. 현행 공적 연금(국민연금)은 “저부담·고급여” 체제로 시작되었기 때문에 근본적으로 재정고갈 문제를 내포하고 있고, 부과방식에 따라 후세대로의 부담 전가는 필연적이다. 또한 국민연금은 소득재분배 기능이 내제되어 있으므로 특히 미래에 연금을 수급하는 현세대 고소득 계층에게 국민연금보다는 개인연금이 가격이 싸다.

국민연금 관리공단에서 가장 최근 발표한 2014년 상반기 국민연금 기금 운용 성과평가에 따르면 채권평가손익이 반영된 시가 평잔수익률은 2.28%로 나타났고, 채권평가손익이 반영되지 않은 장부가 평잔수익률은 1.60%이다.¹²⁾ 반면 변액연금과 같은 형태의 개인연금은 가입자가 원하는 대로 포트폴리오를 만들 수 있고 고수익을 낼 가능성이 있다. 예를 들어 한화생명, 삼성, 교보, 신한, 미래에셋 5개 보험회사의 변액연금 상품을 살펴보자. 한화 V플러스 변액연금보험, 삼성 스마트 Top 변액연금보험 1.3(무), 더 드림 무배당 교보변액연금보험Ⅱ, 미래설계 참신한 브릿지 변

11) World Bank (1994) “Averting the old age crisis”

12) 황정욱, 태엄철 (2015), 2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서, 국민연금 관리공단

액연금보험Ⅱ 그리고 파워스텝업 변액연금보험Ⅱ(무)1504의 변액연금 포트폴리오와 수익률¹³⁾을 살펴보면 낮게는 -38.58%에서 높게는 112.73%까지 다양한 수익률을 보인다. 각 상품별로 살펴보면 대체로 비슷한 수익률을 보이고 있으며 평균적으로 6-7%대 정도의 수익을 낸다고 할 수 있다. 물론 연금의 특성 상 안정성을 가질 필요가 있으므로 어느 정도 제한이 있지만¹⁴⁾ 국민연금과 비교하면 변액연금이 더 높은 수익률 수준을 보이고 있다. 그러나 변액연금의 변동성이 더 크므로 개인연금이 국민연금보다 리스크를 더 가진다.

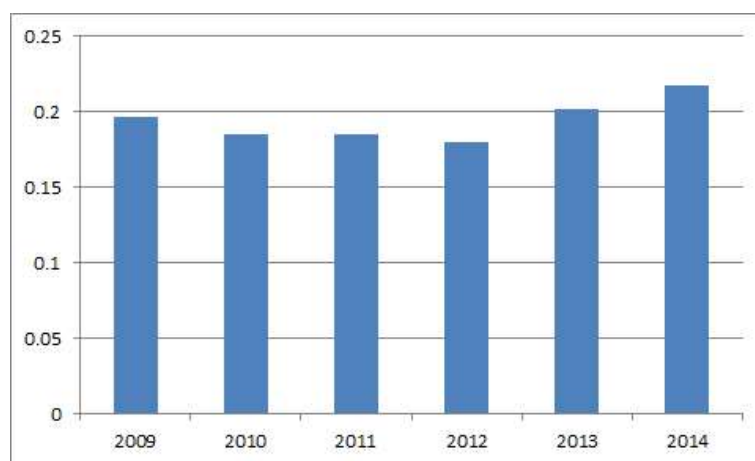
이때 수익성이 높은 개인연금이 그만큼 리스크를 더 갖는다 하더라도 개인연금의 가격이 더 싸다고 가정하는 데에 무리가 없다. 그러나 국민연금은 기본적으로 강제가입을 상정하므로 이 둘은 보완재의 성격을 보일 수 있다. 만약 국민연금이 강제가 아니고, 개인이 자유롭게 재화(연금)를 선택할 수 있는 상황을 상상해보면, 국민연금과 개인연금은 대체재의 성격을 가질 것이라는 예상도 가능하다. 따라서 본 논문에서는 국민연금과 개인연금이 노후소득 보장의 목적에 따라 서로 보완하는 역할을 하지만 이 둘은 대체재의 성격을 갖는다고 보았다.

국민연금과 개인연금이 대체재 관계라면 연금보험의 선택이 자유로운 개인은 자신의 효용극대화에 부합하는 재화를 선택할 것이다. 즉, 가격이 비싼 국민연금 대신 개인연금을 선택할 유인이 있다. 실제로 2009년부터 2014년까지의 패널데이터를 보면 국민연금은 미납하면서 개인연금은 가지고 있는 자영업자의 비율이 꾸준히 높다. 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율은 각 년도 별로 18.0%-21.8%이고, 6개년 패널데이터를 사용하여 구한 비율은 19.4%이다. 국민연금과 개인연금이 서로를 보완하는 관계이고 국민연금이 상대적으로 강제성을 가짐에도 불구하고, 국민연금 미납자 대비 국민연금을 미납하면서 개인연금을 갖는 개인의 비율이 대략 20%가 된다는 것은 일

13) 부록 참조 pp.28-30, <http://cafe.naver.com/teammemory/18919>

14) 퇴직연금펀드는 DB, DC, IRP형 모두 개별 상품별 위험자산의 투자한도가 70%이다(이전에는 투자한도가 40%였지만 2015년 7월 70%로 확대되었다). 퇴직연금에 담을 수 없는 금지 상품은 비상장 주식, 파생형 펀드, 마이너스 수익률 40%를 넘는 파생결합증권(ELS), 투자 부적격 등급 채권 등이다.

반적인 결과라고 볼 수 없다. 따라서 본 연구는 개인이 효용극대화를 위해 국민연금에서 이탈하는 유인을 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부를 활용하여 측정해 보고자 한다. 아래 그래프는 2009년부터 2014년까지의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율을 나타낸 막대그래프이다.

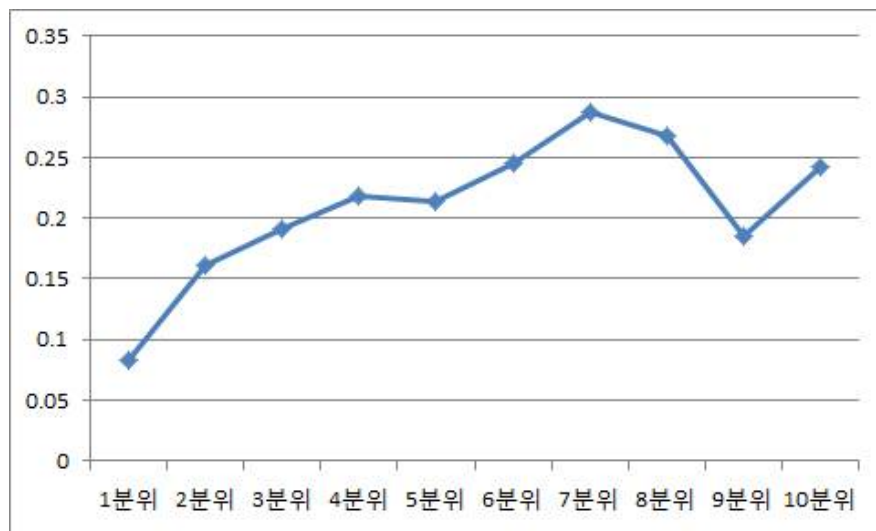


[그림 1] 2009년부터 2014년까지의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율

4. 자산수준이 높은 자영업자의 국민연금 기여회피

본 연구는 자영업자 중에서도 특히 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하려는 경향성이 크다는 점에 초점을 맞추었다. 한국복지패널 4-9차년도 자료를 이용하여 6개년 패널데이터 상의 자영업자를 자산수준에 따라 로그순자산 10분위로 나누었다. 그리고 각 분위 별로 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 비율의 차이를 살펴보았다. 아래 그래프는 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금에는 가입한 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율을 나타낸 꺾은 선 그래프이다. 그래프를 살펴보면 자산수준이 높아짐에 따라 국민연금 미납 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금에는 가입

한 자영업자의 비율이 높아지는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이에 따라 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금에서 이탈할 유인을 가질 것이라는 추측이 가능하다. 다음 섹션에서는 한국복지패널 2014년 횡단면 분석과 4-9차년도 6개년 패널 분석을 통해 이를 자세히 살펴보고 회귀분석 결과를 확인하였다.



[그림 2] 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 조사한 한국복지패널의 4-9차년도 자료를 이용하였다. 연구대상은 2009년부터 2014년까지 6개년동안 주된 경제활동 참여 상태 혹은 경제활동 참여 상태(12월 31일 기준) 항목을 자영업자라고 응답한 개인이다. 회귀식에서 종속변수는 국민연금 미납여부이므로 국민연금 수급자는 제외하고 임의계속가입자로서 기여금 납입이 가능한 65세까지를 분석대상으로 삼았다. 이는 10,440 관측수(Observation)로 1,740명에 해당한다.

다만, 특히 자산수준 하위 계층에 속하는 개인 중 자산수준이 낮음에도 불구하고 국민연금을 미납하고 개인연금을 가지는 경우가 많았다. 이러한 경우 개인연금의 크기가 작을 것으로 예상되지만, 복지패널 상에서는 개인연금의 액수를 알 수 없으므로 이들은 국민연금과 개인연금 납입 여부를 결정하는 데 있어서 다소 무작위적인 선택을 하는 것으로 비춰졌다. 한편 한국복지패널은 응답자 중 소득수준이 낮은 개인의 비율이 상대적으로 높은 패널자료로써, 복지패널의 자산수준 하위 5%는 통계청 자료로는 더 낮은 자산수준에 속하는 개인에 해당한다. 따라서 복지패널의 자산수준 하위 20분위는 극단치에 가깝다고 할 수 있다. 이러한 특성을 고려하면, 자산수준에 따라 개인의 포트폴리오 선택이 DARA를 나타냄을 보이하고자 하는 연구 목표에 따라 자산수준 하위 20분위를 제외한 결과를 추가적으로 확인하는 것이 의미가 있다고 판단하였다. 따라서 로그순자산 하위 20분위에 해당하는 214 관측수를 제외한 10,226 관측수를 최종 분석대상으로 한 회귀분석을 추가하여, 두 경우를 모두 보고하였다. 실증분석 결과 두 경우 모두에서 같은 방향성을 가지는 결과가 도출되었으나, 자산수준 하위 5%를 제외한 패널을 이용한 실증결과에서 개선된

p-value를 얻었다.

2. 변수 요인

실증분석에서의 회귀식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{nsp} = & \beta_0 + \beta_1 \text{men} + \beta_2 \text{age} + \beta_3 \text{edu} + \beta_4 \text{marital} + \beta_5 \text{metro} \\ & + \beta_6 \text{num_fm} + \beta_7 \text{size_business} + \beta_8 \text{inc} + \beta_9 \ln_debt \\ & + \beta_{10} \ln_net_wealth + \beta_{11} \text{prvate_pension} + \beta_{12} \text{교호항} \end{aligned} \quad (8)$$

[표 1] 변수 측정

변수	측정
국민연금 가입여부(종속변수)	국민연금 납부=1, 미가입 또는 미납입=0
성별	남자=1, 여자=0
나이	46-65세=1, 20-45세=0
교육수준	대졸이상=1, 고졸이하=0
결혼상태	유배우=1, 그 외=0
거주지역	군 또는 도농복합군=1, 도시=0
가구원수	가구원수(1-9)
사업장규모	사업장규모 5명 이상=1, 4명 이하=0
소득	가처분소득
로그부채	log(연간가구총부채)
로그순자산	log(연간가구순자산)
개인연금 가입여부	개인연금 가입=1, 미가입 또는 모름=0
교호항(관심변수)	개인연금 가입여부*로그순자산

종속 변수는 국민연금 가입여부(nps)로써 국민연금을 납부하고 있으면 1, 미가입 또는 미납입의 경우 0의 값을 갖는 이분변수(dichotomous variable)이다.

관심이 되는 독립변수는 로그순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항인 ‘교호항’이다. 교호항은 개인연금에 가입한 개인이 로그순자산 수준에 따라 종속변수인 국민연금 가입에 미치는 영향을 보여주는 변수이다. 만약 회귀분석 결과 교호항의 계수가 음의 값을 가진다면, 개인연금을 가진 자영업자의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석이 가능하다. 6년의 패널기간동안 개인의 자산수준 변화는 별로 없기 때문에 독립변수의 음의 계수에 대한 해석은 그룹 간 비교(between)로 보는 것이 더 적절하다(estimated using cross-sectional in the panel data). 즉, 순자산 수준이 높아짐에 따라 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석보다는 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인에 비해 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석이 더 적절하다.

통제변수로는 성별(men), 나이(age), 교육수준(edu), 결혼상태(marital), 가구원수(num_fm), 거주지역(metro), 소득(inc), 로그부채(ln_debt), 로그순자산(ln_net_wealth) 그리고 개인연금 가입여부(private_pension)를 포함하였다. 나이는 20-45세인 경우 0, 46-65세의 경우 1을 갖는 더미변수이다. 이러한 기준으로 나이를 나눈 이유는 45세가 국민연금 완전수급을 위해 연금보험료 납부를 반드시 시작해야만 하는 연령이기 때문이다.¹⁵⁾ 또한 65세까지 임의계속가입자로서 기여금 납입이 가능하므로 65세까지를 분석대상으로 삼았다. 결혼상태는 배우자가 있는 경우 1, 미혼/이혼/별거/사별인 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 소득은 가처분소득을 나타내는 변수이며, 로그부채는 log(연간가구총부채)를 나타내고 로그순자산은 log(연간가구순자산)을 나타낸다. 이때 연간가구순자산은 연간가

15) 국민연금법 제61조(노령연금 수급권자)

① 가입기간이 10년 이상인 가입자 또는 가입자였던 자에 대하여는 60세(특수직 종근로자는 55세)가 된 때부터 그가 생존하는 동안 노령연금을 지급한다. <개정 2011.12.31.>

② 가입기간이 10년 이상인 가입자 또는 가입자였던 자로서 55세 이상인 자가 대통령령으로 정하는 소득이 있는 업무에 종사하지 아니하는 경우 본인이 희망하면 제1항에도 불구하고 60세가 되기 전이라도 본인이 청구한 때부터 그가 생존하는 동안 일정한 금액의 연금(이하 “조기노령연금”이라 한다)을 받을 수 있다.

구총자산에서 연간가구총부채를 차감한 값이다.

[표 2]는 9차년도(2014) 원자료 패널자료의 횡단면분석 기초통계량을 나타낸 것이다. [표 3]은 로그순자산 하위 5%를 제외한 9차년도(2014) 패널자료의 횡단면분석 기초통계량을 나타낸 것이다. 총 845명의 설문 응답자 중 34명의 응답자가 제외되어 811명이 대상이 된다.

[표 2] 2014년 원자료 횡단면 분석 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	845	0.473	0.500	0	1
성별	845	0.886	0.318	0	1
나이	845	0.793	0.405	0	1
교육수준	845	0.220	0.415	0	1
결혼상태	845	0.820	0.384	0	1
거주지역	845	0.285	0.452	0	1
가구원수	845	3.245	1.237	1	8
사업장규모	822	0.125	0.331	0	1
소득	845	4561.543	2993.938	-14867	36151.2
로그부채	511	8.021	1.600	2.70805	16.811
로그순자산	666	8.840	1.614	2.302585	13.073
개인연금 가입여부	845	0.293	0.456	0	1
교호항	666	2.866	4.348	0	12.055

[표 3] 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 횡단면 분석 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	811	0.477	0.500	0	1
성별	811	0.888	0.316	0	1
나이	811	0.793	0.406	0	1
교육수준	811	0.223	0.417	0	1
결혼상태	811	0.826	0.379	0	1
거주지역	811	0.285	0.452	0	1
가구원수	811	3.253	1.226	1	8
사업장규모	789	0.125	0.331	0	1
소득	811	4593.19	2804.699	-14867	18500
로그부채	493	8.054	1.601	2.708	16.811
로그순자산	632	9.050	1.352	5.991	13.073
개인연금 가입여부	811	0.303	0.460	0	1
교호항	632	3.006	4.412	0	12.055

[표 4]는 4-9차년도 6개년 원자료 패널데이터의 패널분석 기초통계량을 나타낸 것이다. [표 5]은 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널데이터의 기초통계량을 나타낸 것이다. 이때 10,440 관측수 중 214 관측수를 제외한 10,226 관측수가 분석 대상이 된다.

[표 4] 6개년 원자료 패널데이터 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	5338	0.458	0.498	0	1
성별	5338	0.896	0.305	0	1
나이	5338	0.758	0.428	0	1
교육수준	5338	0.210	0.407	0	1
결혼상태	5338	0.827	0.379	0	1
거주지역	5338	0.313	0.464	0	1
가구원수	5338	3.300	1.252	1	9
사업장규모	5189	0.125	0.331	0	1
소득	5338	4177.828	2956.375	-24292	61632
로그부채	3388	7.825	1.596	0	16.811
로그순자산	4120	8.809	1.682	0	14.520
개인연금 가입여부	5338	0.267	0.443	0	1
교호항	4120	2.606	4.185	0	13.532

[표 5] 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널데이터의 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	5124	0.464	0.499	0	1
성별	5124	0.900	0.301	0	1
나이	5124	0.758	0.428	0	1
교육수준	5124	0.212	0.409	0	1
결혼상태	5124	0.835	0.371	0	1
거주지역	5124	0.313	0.464	0	1
가구원수	5124	3.320	1.244	1	9
사업장규모	4981	0.128	0.334	0	1
소득	5124	4244.423	2941.069	-24292	61632
로그부채	3304	7.850	1.588	0	16.811
로그순자산	3906	9.034	1.400	5.730	14.520
개인연금 가입여부	5124	0.275	0.446	0	1
교호항	3906	2.725	4.253	0	13.532

3. 통계적 분석

본 연구에서는 2014년 횡단면분석과 2009년부터 2014년까지 6개년 패널자료를 이용한 패널분석을 실시하였다. 회귀식에서 종속변수(nps)는 더미변수이므로 비선형 회귀분석인 프로빗과 로짓 회귀분석을 실시하였다. 패널분석으로는 패널 로짓과 패널 프로빗을 수행하였다.

패널 로짓 분석의 고정요인(fixed effect)과 임의요인(random effect)은 하우스만테스트(hausman test) 결과 둘 간의 유의미한 차이가 없는 것으로 확인되었다. 국민연금을 미납할 확률과 관련하여 설문응답자 개인의 고유특성이 의미 있는 결정요인은 아닐 것이라고 생각되어 그룹 간 비교(이때 그룹은 분석대상 개인의 6개년 설문을 의미함-longitudinal data)나 임의요인(random effect) 분석이 더 적절하다고 판단하였다. 따라서 패널분석에서는 패널 프로빗 회귀분석 결과를 보고하였다.

패널 프로빗 분석에서는 임의요인 분석과 더불어 Population Averaged Model(PA)을 사용하였다. 이때 PA에서 그룹의 평균이란 설문대상 개인의 6개년 평균을 의미하며(the averaging is for individuals over time), 이는 위계적(hierarchical) 군집의 경우가 아니므로 분석결과가 더 설득력을 가진다고 판단하였다.

IV. 연구결과

1. 2014년 횡단면 분석

1) 로짓 회귀분석과 프로빗 회귀분석

① 2014년 패널 원자료를 이용한 횡단면 분석

[표 6]의 로짓 분석(1)과 프로빗 분석(2) 결과를 보면, 독립변수 중 5% 유의수준에서 나이, 개인연금, 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 로짓 분석 결과로는 나이($p=0.026$), 개인연금($p=0.009$), 교호항($p=0.025$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미치고, 프로빗 분석 결과로는 나이($p=0.026$), 개인연금($p=0.008$), 교호항($p=0.023$)이 영향을 미친다.

② 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료를 이용한 횡단면 분석

[표 6]의 로짓 분석(3)과 프로빗 분석(4) 결과를 보면, 독립변수 중 5% 유의수준에서 나이, 개인연금, 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 로짓 분석 결과로는 나이($p=0.017$), 개인연금($p=0.007$), 교호항($p=0.022$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미치고, 프로빗 분석 결과로는 나이($p=0.017$), 개인연금($p=0.007$), 교호항($p=0.021$)이 영향을 미친다. 유의한 변수들은 로그순자산 하위 5%를 제외하였을 경우 원자료를 이용한 횡단면 분석의 결과보다 조금 개선된 p-value를 얻는다.

16) p는 p값을 의미한다.

[표 6] 2014년 패널 원자료를 이용한 로짓 분석(1) · 프로빗 분석(2) 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료의 로짓 분석(3) · 프로빗 분석(4) 결과

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값
성별	0.217	(0.38)	0.132	(0.38)	0.145	(0.24)	0.088	(0.24)
나이	0.759*	(2.22)	0.462*	(2.23)	0.816*	(2.31)	0.495*	(2.32)
교육수준	0.332	(1.19)	0.207	(1.21)	0.361	(1.25)	0.225	(1.27)
결혼상태	0.397	(0.85)	0.246	(0.85)	0.429	(0.88)	0.264	(0.87)
거주지역	-0.132	(-0.49)	-0.084	(-0.51)	-0.098	(-0.36)	-0.062	(-0.37)
가구원수	0.037	(0.32)	0.023	(0.31)	-0.043	(-0.35)	-0.027	(-0.36)
사업장규모	-0.071	(-0.21)	-0.044	(-0.21)	-0.258	(-0.73)	-0.157	(-0.73)
소득	3.32e-5	(0.73)	2.01e-5	(0.72)	3.72e-5	(0.81)	2.32e-5	(0.82)
로그부채	0.026	(0.34)	0.016	(0.34)	0.025	(0.31)	0.014	(0.29)
로그순자산	0.110	(1.28)	0.070	(1.32)	0.139	(1.25)	0.089	(1.30)
개인연금	4.437**	(2.60)	2.732**	(2.65)	4.767**	(2.58)	2.941**	(2.62)
교호항	-0.404*	(-2.24)	-0.249*	(-2.28)	-0.433*	(-2.23)	-0.268*	(-2.25)
상수	-2.756**	(-2.81)	-1.713**	(-2.86)	-2.809*	(-2.49)	-1.738*	(-2.52)

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 회귀계수의 해석

본 연구에서는 로짓과 프로빗 회귀분석을 수행하였으므로 dy/dx 에 해당하는 계수를 확인하여야 한다. [표 7]은 margins의 계수 값을 정리한 표이다. 계수의 부호가 양이면 해당 변수의 증가는 기여를 회피할 확률을 낮추고, 계수의 부호가 음이면 해당 변수의 증가는 기여회피의 확률을 높인다고 해석할 수 있다. dy/dx 의 계수 값에 대한 해석은 해당 변수가 한 단위 증가함에 따라 $100 * \beta_i$ 퍼센트만큼 국민연금을 미납할 확률이 낮아/높아진다는 것이다.

[표 7]의 결과를 보면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

로그부채의 경우 계수의 부호가 양으로 추정되어 로그순자산의 계수 부호와 상충되는 결과를 나타냈다. 그러나 일반적으로 자산이 높은 가구는

레버리지 투자로 인해 부채도 큰 특성을 갖는다. 또한 복지패널 데이터상의 로그부채와 로그순자산은 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이에 따라 순자산이 높을수록 국민연금을 미납할 확률이 낮은 것으로 해석하는 것이 적절하다.

다만 가족 구성원 수와 사업장 규모는 예상과 반대되는 부호의 계수 값을 얻었으나 p값이 크게 도출되므로 유의한 결과가 아니다. 후술하겠지만 패널분석 결과에서는 가구원수($p < 0.01$)와 사업장규모($p = 0.0000$)가 작을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 유의하게 추정되었다.

관심변수인 교호항은 음의 계수를 가지므로 교호항이 한 단위 증가할수록 기여회피 확률이 높아진다고 말할 수 있다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자들의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

관심변수 교호항의 margins 계수와 관련하여 원자료를 이용한 횡단면 분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 자료를 이용한 횡단면 분석을 비교해 보면, 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 교호항 margins의 절대값이 조금 커졌다. 로그순자산 하위 5%를 제외한 집단에서 순자산 수준이 높은 개인일수록 좀 더 높은 확률로 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택하는 경향성을 보인다.

[표 7] 2014년 횡단면 분석 회귀계수의 해석

	(1)	Delta-	(2)	Delta-	(3)	Delta-	(4)	Delta-
	dy/dx	method	dy/dx	method	dy/dx	method	dy/dx	method
		Std.		Std.		Std.		Std.
		Err.		Err.		Err.		Err.
성별	0.050	0.131	0.049	0.131	0.033	0.138	0.033	0.138
나이	0.174	0.076	0.172	0.075	0.187	0.078	0.184	0.077
교육수준	0.076	0.063	0.077	0.063	0.083	0.065	0.083	0.065
결혼상태	0.091	0.106	0.091	0.107	0.098	0.111	0.098	0.112
거주지역	-0.030	0.061	-0.031	0.061	-0.022	0.062	-0.023	0.062
가구원수	0.008	0.027	0.008	0.027	-0.010	0.028	-0.010	0.028
사업장규모	-0.016	0.078	-0.016	0.078	-0.059	0.081	-0.058	0.080
소득	7.60e-6	1.04e-5	7.46e-6	1.03e-5	8.51e-6	1.05e-5	8.60e-6	1.04e-5
로그부채	0.006	0.017	0.006	0.017	0.006	0.018	0.005	0.018
로그순자산	0.025	0.020	0.026	0.020	0.032	0.025	0.033	0.025
개인연금	1.016	0.375	1.015	0.370	1.089	0.405	1.092	0.403
교호항	-0.093	0.040	-0.093	0.040	-0.099	0.043	-0.100	0.043

2. 4차년도(2009)-9차년도(2014) 6개년 패널 분석

1) 패널 프로빗 RE과 패널 프로빗 PA 분석

① 6개년 패널 원자료를 이용한 패널분석

[표 9]의 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과를 보면 독립변수 중 5% 유의수준에서 가구원수, 사업장규모, 개인연금이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 패널 프로빗 RE 분석 결과로는 가구원수(p=0.003)와 사업장규모(p=0.0000)가, 패널 프로빗 PA 분석 결과로는 가구원수(p=0.002), 사업장규모(p=0.0000), 개인연금(p=0.049)이 기여 회피할 확률에 영향을 미친다.

② 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널자료를 이용한 패널분석

[표 9]의 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4)의 분석 결과를 보면 독립변수 중 5% 유의수준에서 가구원수, 사업장규모, 로그부채, 개인연

금 그리고 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 패널 프로빗 RE 분석 결과로는 가구원수($p=0.007$), 사업장규모($p=0.0000$), 로그부채($p=0.037$), 개인연금($p=0.018$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미친다. 패널 프로빗 PA 분석 결과로는 가구원수($p=0.005$), 사업장규모($p=0.0000$), 로그부채($p=0.046$), 개인연금($p=0.008$), 교호항($p=0.04$)이 국민연금을 기여 회피할 확률에 영향을 미친다.

원자료를 이용한 패널분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널분석을 비교해 보면 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 유의한 독립변수의 수가 많아지고, 특히 관심변수인 교호항이 개선된 p -value를 얻는다. 이는 순자산 수준이 매우 낮은 개인은 국민연금과 개인연금 납입 여부를 결정하는 데 있어서 다소 무작위적인 선택을 하였기에 그러하다. 순자산 수준이 매우 낮은 개인의 경우 국민연금과 개인연금을 모두 미납하거나 미가입하는 행태가 예상되지만 복지패널 상에서 순자산 수준이 낮은 개인 중 국민연금을 미납하면서 개인연금은 가지고 있는 경우가 상당 수 있었다. 다만 이러한 경우에는 개인연금의 규모가 작을 것이라는 추측이 가능하다. 만약 개인연금의 규모 정보가 있었다면 이러한 문제점이 개선된 실증분석 결과를 얻을 수 있을 것이다. 즉, 순자산 수준이 매우 낮은 개인이라면 국민연금과 개인연금을 모두 갖지 못하거나, 가입이 상대적으로 강제적인 국민연금만을 가지고 있거나, 국민연금 없이 개인연금만 가지더라도 개인연금의 규모가 작았을 것이다. 또한 국민연금과 개인연금을 모두 갖고 있더라도 개인연금은 작은 액수를 갖고 있었을 가능성이 있다.

[표 8] 원자료를 이용한 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4) 분석 결과

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값
성별	0.361	(0.88)	0.123	(0.76)	0.332	(0.77)	0.105	(0.62)
나이	0.186	(0.91)	0.070	(0.91)	0.171	(0.82)	0.064	(0.82)
교육수준	0.407	(1.74)	0.161	(1.76)	0.385	(1.61)	0.154	(1.65)
결혼상태	0.268	(0.86)	0.115	(0.93)	0.214	(0.66)	0.095	(0.73)
거주지역	-0.101	(-0.48)	-0.039	(-0.49)	-0.067	(-0.31)	-0.028	(-0.34)
가구원수	0.231**	(3.00)	0.092**	(3.11)	0.209**	(2.68)	0.084**	(2.80)
사업장규모	0.865***	(3.61)	0.342***	(3.80)	0.886***	(3.63)	0.353***	(3.85)
소득	2.36e-5	(0.96)	8.26e-6	(0.89)	2.90e-5	(1.15)	9.88e-6	(1.06)
로그부채	0.077	(1.95)	0.029	(1.87)	0.085*	(2.09)	0.031*	(1.99)
로그순자산	0.038	(0.78)	0.014	(0.73)	0.077	(1.27)	0.033	(1.40)
개인연금	1.485	(1.84)	0.589*	(1.96)	2.140*	(2.37)	0.911**	(2.65)
교호항	-0.108	(-1.24)	-0.042	(-1.31)	-0.176	(-1.81)	-0.075*	(-2.05)
상수	-2.957***	(-4.62)	-1.131***	(-4.65)	-3.244***	(-4.45)	-1.268***	(-4.60)

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

2) 회귀계수의 해석

2014년 횡단면 분석의 로짓과 프로빗 회귀분석에서와 마찬가지로 패널 프로빗 분석은 dy/dx 에 해당하는 계수를 확인하여야 한다. [표 9]는 margins의 계수 값을 정리한 표이다.

회귀분석 결과에 따르면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 가족 구성원 수가 적을수록, 사업장 규모가 작을수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

관심 변수인 교호항의 경우 횡단면 분석에서와 마찬가지로 부호가 음의 값을 가진다. 즉, 교호항이 한 단위 증가할수록 국민연금을 미납할 확률이 높아진다. 다시 말해 개인연금을 가진(private_pension==1) 자영업자의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

관심변수 교호항의 margins 계수와 관련하여 원자료를 이용한 패널분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널분석을 비교해 보면 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 교호항 margins의 절대값이 커진다. 로그순자산 하위 5%를 제외한 집단에서 순자산 수준이 높은 개인일수록 좀 더 높은 확률로 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택하는 경향성을 보인다.

[표 9] 6개년 패널분석 회귀계수의 해석

	(1)	Delta- method	(2)	Delta- method	(3)	Delta- method	(4)	Delta- method
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
성별	0.361	0.412	0.047	0.062	0.332	0.431	0.040	0.065
나이	0.186	0.205	0.027	0.030	0.171	0.209	0.025	0.030
교육수준	0.407	0.235	0.062	0.035	0.385	0.238	0.059	0.036
결혼상태	0.268	0.312	0.044	0.048	0.214	0.325	0.037	0.050
거주지역	-0.101	0.210	-0.015	0.031	-0.067	0.213	-0.011	0.032
가구원수	0.231	0.077	0.035	0.011	0.209	0.078	0.032	0.011
사업장규모	0.865	0.240	0.132	0.034	0.886	0.244	0.136	0.035
소득	2.36e-5	2.46e-5	3.18e-6	3.57e-6	2.9e-5	2.53e-5	3.80e-6	3.60e-6
로그부채	0.077	0.039	0.011	0.006	0.085	0.041	0.012	0.006
로그순자산	0.038	0.048	0.005	0.007	0.076	0.060	0.012	0.009
개인연금	1.485	0.807	0.227	0.115	2.140	0.902	0.351	0.132
교호항	-0.108	0.088	-0.016	0.012	-0.176	0.097	-0.029	0.014

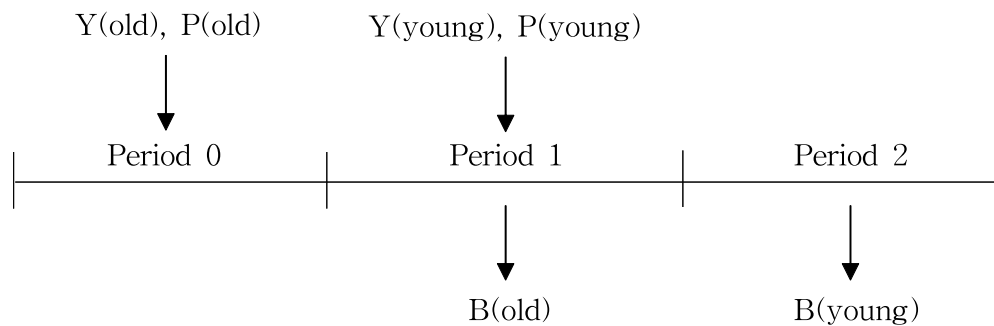
V. 모형 및 이론

실증결과에 따르면 개인연금을 가진 자영업자의 경우, 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다. 보통 포트폴리오 구성을 다양하게 가져가는 것이 위험 분산의 측면에서 효율적이라고 본다. 그러나 자영업자는 자산 수준에 따라 연금 포트폴리오를 오히려 획일적으로 선택하는 경향 즉, 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향성을 보였다. 이와 같은 현상은 국민연금의 낮은 수익률과 국민연금 제도에 대한 불신을 그 원인으로 들 수 있다. 국민연금은 상대적으로 수익률이 낮고 안정적인데 반해, 개인연금은 리스크를 가지는 대신 수익률이 높은 특성을 가진다. 본 논문은 국민연금의 낮은 수익률에 초점을 맞추어 자영업자의 연금 포트폴리오 선택을 설명하고자 하였다. 본 섹션에서는 고소득 자영업자의 국민연금 기여회피 유인을 효용극대화 모델로 설명하고, 이를 DARA의 이론으로 뒷받침 하였다.

1. 모형

노인세대와 젊은 세대가 공존하는 일반적인 3기간 모델을 생각해보자. 개인은 소득 Y 가 있는 동안 보험료 P 를 납입하고 은퇴 후 연금 B 를 수급 받는다. 모델에 따라 0기에 노인세대(old generation)가 보험료를 내고 1기에 국민연금을 수급한다. 1기에 젊은 세대(young generation)가 보험료를 내고, 2기에 연금수급을 받는다. 이때 국민연금의 급여 산정식은 노인세대와 젊은 세대가 서로 다르다는 문제가 있다. 국민연금은 시행 초기에 “저부담·고급여” 체계로 시작하였기 때문에 재정고갈 문제가 구조적으로 존재하며, 이에 따라 미래세대로 부담전가가 이루어지도록 부담금은 늘리고 급여는 낮추는 방향으로 급여 산정식의 변화가 이루어져 왔다. 이러한 세대 간 소득재분배를 고려하면 젊은 세대는 국민연금

에서 이탈할 유인이 더 커진다. 본 연구에서는 이 부분을 무시하고 보험료 납입과 연금 수급의 2기간 모델로 단순화한 모델을 풀고자 한다. 세대 내 소득재분배를 무시하더라도 보험료 납입기에 해당하는 개인은 소득이 높아짐에 따라 국민연금에서 이탈하고자 하는 유인을 가질 수 있다.



Y : Income(소득)

P : Premium(보험료)

B : Benefit(국민연금)

[그림 3] 본 연구의 모형을 일반화한 분석틀

1) 가정

- ① 세대 간 소득재분배는 무시하여, 제도의 수혜자인 현재의 노인세대는 제외하고 젊은 세대만을 고려대상으로 한다. 한 세대만을 고려하므로 납입기간과 수급기간의 2기간 모델로 단순화할 수 있다.
- ② 차입제약이 없는 것으로 가정한다(No debt). 차입 이자율이 연금 수익률보다 높다고 가정하면 유동성 제약이 있을 경우, Y(income)와 D(debt)의 크기에 따라 국민연금 기여회피의 유인이 있을 수 있다. 모델의 단순화를 위해 차입제약이 없는 상황을 상정하였다.
- ③ 소득재분배 효과는 무시한다. 국민연금은 저소득 가입자의 소득대체율이 더 높다. 그러나 저소득 가입자는 기여가 낮고 기대수명이 상대적

으로 짧아 소득재분배 기능의 효과가 미미하다고 보고, 이러한 효과는 고려하지 않는다.

④ 선택 가능한 자산은 안전자산에 속하는 국민연금과 위험자산에 속하는 개인연금뿐이다.

⑤ 자영업자의 국민연금 미납에 따른 패널티(연체금)는 고려하지 않는다.

⑥ 개인은 죽기 전에 모든 자산을 소비한다.

2) 효용극대화 모형

$$U(C) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) \quad \text{where } U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad 1 \neq \gamma > 0, \quad 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 \leq (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r_1)S]$$

where C=consumption, Y=income, N=premium of NPS,

S=saving(private pension), r=interest rate of NPS,

r_1 =interest rate of saving(private pension) in state 1,

r_2 =interest rate of saving(private pension) in state 2,

p=probability that state 1 occurs, 1-p=probability that state 2 occurs

위와 같은 효용함수를 설정한 이유는 이것이 가장 일반적으로 쓰이는 효용함수이며 오목성(concavity)을 만족하기 때문이다. 효용함수에서 γ 는 위험기피성을 나타내는 모수이다. γ 가 클수록 위험기피성향이 크며, 더 오목한 효용함수를 갖는다.

모텔에서 안전자산인 국민연금은 채권수익률 정도를 수익률로 가진다. 따라서 국민연금의 수익률은 state에 의존하지 않고 언제나 r 이라고 보았다. 한편 위험자산인 개인연금은 state에 따라 다른 수익률을 가진다. 이때 state 1은 경기가 나빠 위험자산의 수익률이 낮은 경우로, state 1에서의 개인연금 수익률은 국민연금 수익률보다 낮으며($r_1 < r$), state 2는 경기가 좋아 개인연금의 수익률이 국민연금의 수익률보다 높은 경우로 정의한다($r_2 > r$). 따라서 $r_1 < r < r_2$ 를 만족한다. 기대수익률의 관

점에서 개인연금의 기대수익률을 r' 이라 하자($p \cdot r_1 + (1-p) \cdot r_2 = r'$). 국민 연금의 수익률은 타 금융자산에 대한 수익률보다 낮다고 가정하므로 기대수익률은 $r < r'$ 이다. 개인마다 또한 자산수준에 따라 상대적으로 위험 기피 정도가 다르더라도 기본적으로 위험기피자인 개인을 상정했을 때 $r < r'$ 을 만족하지 않는다면 아무도 개인연금을 선택하지 않을 것이기 때문에 이 가정이 필요하다.

차입제약이 없다(No debt)는 가정에 따라 $S \geq 0$ 로 본다. 만약 강제로 국민연금에 편입되어 보험료 N 을 징수당하면 그만큼 개인연금 S 의 선택에 제약을 받는다.

이제 모형의 가정에 따라 2기간의 효용극대화 문제를 생각해보자.

$$U(C_t) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) = U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (2)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 = (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r(.))S]$$

$$C_0 = Y - N - S > 0, \quad C_1 = (1+r)N + (1+r(.))S > 0 \text{ 을 만족한다.}$$

다음으로 두 가지 그룹의 사람들을 고려해보자.

① 임금근로자 : 소득의 4.5%가 국민연금 기여금으로 원천 징수된다 ($N=0.045 \cdot Y$).

② 자영업자 : 국민연금 기여금($N=x \cdot Y$)에서 x 를 0 또는 9% 중에서 양자택일한다. 즉, 자영업자는 국민연금 미납 여부를 결정할 수 있는 모델이다.

개인연금의 경우 state에 따라 수익률이 달라지므로 2기간의 효용극대화 문제는 기대효용극대화 문제를 푸는 것과 같다.

$$\text{Max EU}(C) \Leftrightarrow \quad (3)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} \left[\frac{(Y - N - S)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)N + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)N + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \Leftrightarrow \\ & \text{Max} \left[\frac{[(1-x)Y - S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \end{aligned}$$

개인연금 S 에 대하여 1계조건(First Order Condition, FOC)을 풀면 최적 S 를 얻는다. (4)

$$0 = -[(1-x)Y - S]^{-\gamma} + \beta p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}$$

(4)식을 만족하는 최적 S 에 대해서 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 부호가 양(positive)임을 보이

고자 한다. 먼저 (4)에 \log 를 취해서 다음과 같이 정리하였다. (5)

$$-\gamma \ln[(1-x)Y-S] = \ln \beta + \ln [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}]$$

(5)식을 Y 에 대해서 미분하여 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 식으로 정리하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\partial S}{\partial Y} > 0^{17)} \quad (6)$$

이때 x 의 선택은 0과 0.09 중에서 0을 선택할 경우 S 의 크기가 커진다. 따라서 (6)의 결과($\frac{\partial S}{\partial Y} > 0$)에 따라 자산(소득)수준이 높아질수록 국민연금에서 이탈할 유인 즉, $x=0$ 이 되는 선택을 할 유인이 있다.

또한 위험기피성을 나타내는 모수 γ 의 크기에 따라 위험자산인 개인연금 S 의 선택이 달라진다. 개인은 위험기피성이 작을수록 위험자산을 선호하는 경향을 가진다. 즉, γ 가 작을수록 위험자산인 개인연금에 대한 수요가 커진다. 만약 자산수준이 높아질수록 위험기피성이 작아진다면, 고소득 자영업자는 개인연금에 대한 수요가 크므로 $x=0$ 이 되는 선택을 통해 국민연금에서 이탈할 유인이 있다. 이는 (6)의 결과와도 일치하는 설명이다. 이러한 경우는 DARA일 때 가능하다.

2. 이론

1) Decreasing Absolute Risk Aversion(DARA)

DARA는 안전자산과 위험자산의 최적 자산배분에 대한 이론적 배경을 제공한다. 일반적으로 CARA(Constant Absolute Risk Aversion)나 IARA(Increasing Absolute Risk Aversion)보다 DARA가 현실설명력이 높다. DARA에 따르면 자산수준이 높은 개인일수록 위험선호자의 특성을 보이며 위험자산에 대한 수요가 높다. 이때 위험자산은 정상재라고

17) 부록 참조 pp.31

가정함이 자연스럽다.

앞서 국민연금보다 개인연금의 가격이 더 싸다는 것을 언급했다. DARA에 따르면, 리스크 대비 수익에 따라 적정하게 연금의 가격이 책정되었다고 하더라도, 자산수준이 높은 개인이 개인연금을 더 선호한다는 것을 주장할 수 있다. 연기금은 상대적으로 개인연금보다 더 안정성을 추구하는 경향을 보인다. 반면 개인연금의 경우 위험자산의 투자한도는 70%이고, 그 한도 내에서 개인연금 가입자는 자유롭게 투자전략을 짤 수 있다. 따라서 개인이 상대적으로 위험선호자라면 국민연금보다 개인연금을 더 선호하는 경향이 있다.

위험기피성향(risk aversion)의 척도 중 하나인 절대위험기피도(ARA, Absolute Risk Aversion)는 다음과 같이 정의된다.

$$R_A = -\frac{U''(C_t)}{U'(C_t)} = \gamma \times C_t^{-1} \quad (7)$$

개인은 위험기피성이 작을수록 즉, γ 의 크기가 작을수록 위험자산을 선호하는데, 자산수준이 높아질수록 위험기피성이 작아진다면 안전자산인 국민연금을 위험자산인 개인연금으로 대체하여 더 위험한 포트폴리오를 선택할 유인이 커진다.

순자산이 커질수록 개인은 국민연금이든 개인연금이든 보험(연금)을 갖고 있을 확률이 높다. 또한 국민연금과 개인연금은 양의 상관관계를 가지고 있으므로 일반적으로 국민연금 가입자는 국민연금과 개인연금을 모두 포함하는 포트폴리오를 가지고 있다. 이때 DARA에 의거하여 순자산이 커짐에 따라 개인은 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향성을 보일 수 있다. 상대적으로 안전자산인 국민연금이 포함된 포트폴리오보다 위험자산인 개인연금만을 갖는 포트폴리오가 위험선호자에게 더 매력적이기 때문이다.

2) 자산수준과 포트폴리오 선택

더 부유한 가정이 더 높은 비율의 재산을 위험자산에 투자한다는 것이 DARA이다. 다양한 실증연구에서 DARA는 일반적인 현상으로 여겨진다. Joel Peress는 2004년 그의 논문에서 DARA의 이유를 설명했다.¹⁸⁾

부유한 개인은 투자자산에 대해서 정보(information)를 구매할 수 있는 능력이 있는데, 이때 정보는 더 높은 수익률을 보장한다. 정보의 가격보다 정보를 가졌을 때의 투자수익률이 더 높기 때문에 부유한 개인은 더 위험한 자산에 투자할 수 있고, 이런 특성이 DARA로 표현된다.

필자는 실증분석에서 정보(information)를 고려하지 않았다. 다만 본 연구의 이론적 근거인 DARA의 정당성은 Joel Peress의 논문으로 뒷받침할 수 있다.

18) Joel Peress (2004) "Wealth, Information Acquisition, and Portfolio Choice"

VI. 결론

1. 한계점

본 연구에서 활용한 한국복지패널은 설문에 대해 미응답한 개인의 비율이 높았고 거짓으로 응답한 개인도 상당수 있을 것이므로, 이에 따라 분석의 유의성이 낮아졌을 가능성이 있다. 또한 설문자료에는 개인연금의 액수나 규모에 대한 정보가 없어서 정확한 분석이 어려웠다. 한국복지패널이 상대적으로 저소득 개인의 비율이 높은 복지패널자료에 해당한다는 점도 염두에 두어야 한다.

본 연구의 목적에 부합하는 종속변수는 실제 자영업자의 국민연금 기여회피에 해당한다. 그러나 자영업자의 실제 소득은 관측이 불가능하므로 국민연금 미가입·미납입에 한정된 종속변수에 대해서만 회귀분석이 가능하다. 현실적으로 자영업자의 국민연금 기여회피가 소득 축소 신고를 통해 이루어진다는 점에 미루어, 소득 축소 신고를 포착하여 연구에 반영할 수 있다면 개선된 실증분석 결과를 얻을 수 있을 것이다.

2. 결론 및 고찰

한국복지패널을 이용한 실증분석 결과에 따르면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 가족 구성원 수가 적을수록, 사업장 규모가 작을수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

회귀식에서 관심변수였던 교호항은 계수의 부호가 음의 값으로 나타났다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자의 경우, 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다. 따라서 자산수준이 높은 자영업자는 국민연금을 개인연금으로 대체하여 개

인연금만을 가지는 연금 포트폴리오를 구성할 가능성이 있다.

본 논문은 이와 같이 고소득 자영업자가 최적의 연금 상품 포트폴리오를 선택하는 과정을 효용극대화 모델과 DARA의 이론으로 설명하였다. 효용극대화 모델에 따르면 자영업자는 자산(소득)이 높아질수록 개인연금에 대한 수요가 증가하여 국민연금의 연금 보험료를 회피할 유인이 있다. 또한 개인의 효용함수에서 위험기피성향이 작아지면 위험자산을 선호하게 되어 국민연금을 개인연금으로 대체할 유인이 존재한다.

DARA에 의하면 개인은 자산수준이 높아질수록 위험회피 성향이 작아지고 상대적으로 더 위험한 투자 포트폴리오를 선택한다. 이때 위험자산에 대한 투자가 자유로운 개인연금은 안정적인 자산 위주로 투자하는 국민연금보다 위험한 노후보장보험에 해당한다. 따라서 자산수준이 높은 개인은 효용극대화를 위해 국민연금과 개인연금을 모두 포함하는 포트폴리오에서 개인연금만을 포함하는 포트폴리오로 넘어가는 경향성을 가진다.

이처럼 고소득 자영업자가 국민연금에서 이탈하려는 유인을 가진다면 국민연금 제정에 높은 기여를 하는 개인이 빠져나가므로 장기적으로 국민연금 제도를 유지하는 데에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 또한 국민연금이 가진 세대 내 소득재분배 기능이 약화될 수 있고 성실 납입자와의 형평성 문제도 발생한다. 한편, 자산수준이 높은 개인에게 초점을 맞춘 본 연구에서는 강조하지 않았으나 기여회피한 자영업자가 노후대비를 충분히 계획하지 못한 경우 노후빈곤층으로 전락할 가능성이 있다.

현실에서는 자영업자들이 소득 축소 신고를 통해 기여회피를 하는 것이 일반적이므로 사실상 본 연구의 실증분석 결과보다 더 많은 개인이 국민연금에서 이탈하고 있다고 보아야 한다. 이런 상황에서 국민연금이 본래의 목적을 달성하기 위해서는 국민연금 가입에 강제성을 부여하는 제도적인 개선이 필요하다. 한편 가입이 강제되더라도 자영업자는 소득을 축소 신고함으로써 국민연금 기여금을 낮추는 기여회피가 가능하다. 따라서 가입의 강제성과 더불어 국민연금 기여 순응도를 높이는 정책 개발이 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

- Bailey. C. & J. Turner (1997), “Contribution Evasion and Social Security: Causes & Remedies”, International Labour Offices
- Fredrick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. (2002), “Time discounting and time preference: a critical review”, Journal of Economic Literature, vol. XI, pp.351-451
- Jackson. B & V. Milliron (1986), “Tax compliance Research: Findings, Problems, and Prospects”, Journal of Accounting Literature, vol. 5, pp.125-165
- Joel Peress (2004), “Wealth, Information Acquisition, and Portfolio Choice”, Review of Financial Studies, vol. 17, issue 3, pp.879-914
- World Bank (1994), “Averting the old age crisis”, World Bank
- 김상진 (2009), 자영업자의 국민연금 기여회피 결정요인, 사회보장연구 제25권 제2호, pp.1-28
- 김성숙, 강성호 (2004), 국민연금 지역가입자의 수용성 제고방안(납부예외, 체납개선을 중심으로), 정책보고서 2004-10, 국민연금연구센터

김창오 (2014), 자영업으로 이행 이후 연금보험료 납부에 걸리는 시간,
2014 사회정책연합 공동학술대회 : 한국사회의 사회안전망을 점검한다, pp.661-679

홍민기 (2009), 자영업자의 국민연금 가입 분석, 한국노동연구원,
pp.143-164

황정욱, 태엄철 (2015), 2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서, 국민연금 관리공단

부록

1. 2015년 상반기 5개 보험회사 변액연금 상품의 포트폴리오와 수익률

1) 한화생명 V플러스 변액연금보험(무)

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	펀드수익률		
					직전 1년	직전 3년	직전 5년
한화	한화생명 V플러스 변액연금 보험(무)	5대그룹주식형Ⅱ	국내투자-주식형	5.5	2.78	-2.59	
		BRICs주식형Ⅱ	국내투자-주식형	25.5	40.89	30.7	
		가치주식형Ⅱ	국내투자-주식형	6.88	4	0.94	
		글로벌주식형Ⅱ	국내투자-주식형	6.12	7.89		
		글로벌채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.07	3.11		
		배당주식형Ⅱ	국내투자-주식형	8.67	15.3	17.55	
		성장주식형Ⅱ	국내투자-주식형	8.98	13.26	8.12	
		이머징주식형Ⅱ	국내투자-주식형	4.14	7.28		
		이머징채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.16	5.38		
		인덱스주식형Ⅱ	국내투자-주식형	7	4.87	2.67	
		채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.77	5.65	13.58	24.25

2) 삼성 스마트 Top 변액연금보험1.3(무)

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	펀드수익률			
				직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
삼성	삼성생명 스마트 Top 변액연 금보험 1.3 (무)	그로스주식형	국내투자-주식형	7.43	3.61	4.01	10.26
		단기채권형	국내투자-채권형	0.96	2.17	7.32	12.96
		더블유인덱스주식형	국내투자-주식형	6.43	8.14	42.99	52.57
		미국블루칩인덱스주식형	국내투자-주식형	5.62	12.53		
		배당주주식형	국내투자-주식형	4.92	4.83	17.4	33.94
		삼성그룹주식형	국내투자-주식형	0.34	-1.47	-12.76	6.52
		업종대표알파형	국내투자-주식형	8.32	13.12		
		업종대표주식형	국내투자-주식형	6.92	6.45	12.07	
		인덱스주식형	국내투자-주식형	7.3	5.55	1.76	15.86
		일반주식형	국내투자-주식형	6.35	6.76	12.49	25.96
	채권형	국내투자-채권형	1.79	5.63	13.62	24.67	
	케이인덱스주식형	국내투자-주식형	7.32	5.13	2.6	19.2	

3) 더 드림 무배당 교보변액연금보험Ⅱ

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	펀드수익률			
				직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
교보	더 드림 무배당 교보변액 연금보험 Ⅱ	가치주식형	국내투자-주식형	6.86	5.01		
		글로벌주식형	해외투자-주식형	10.14			
		글로벌채권형	해외투자-채권형				
		단기채권형	국내투자-채권형	1.01	2.31	7.41	13.22
		성장주식형	국내투자-주식형	10.34	6.01		
		인덱스주식형	국내투자-주식형	7.56	4.88	3.61	
		일반주식형	국내투자-주식형	6.03	2.47	4.96	
		채권형	국내투자-채권형	1.78	5.76	14.25	26.12

4) 미래설계 참신한 브릿지 변액연금보험Ⅱ

상품 정보		펀드 정보					
보험 사명	상품 명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	펀드수익률		
				직전 1년	직전 3년	직전 5년	
신한	(무)미 래설계 참신한 브릿지 변액연 금보험 Ⅱ	S라인 자산배분형50					
		Tops SRI혼합형	국내투자-주식혼합형	3.78	4.69	6.41	20.28
		Tops 채권형	국내투자-채권형	1.84	5.51	13.16	24.31
		Tops 펀더멘탈인덱스형	국내투자-주식형	7.11	5.21	3.03	13.11
		Tops 프리미엄주식형	국내투자-주식형	8.38	9.25	5.91	21.23
		가치배당주식형	국내투자-주식형	8.92			
		글로벌 다이나믹 채권형	해외투자-채권형	1.67	5.07		
		인차이나코펜주식형	국내외투자-주식형	14.04	22.79	41.94	41.67

5) 파워스텝업 변액연금보험Ⅱ(무)1504

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품 명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
미래 에셋	파워 스텝 업 변액 연금 보험 Ⅱ (무) 1504	MMF형	국내투자-채권형	0.9	2.05		
		가치주식형	국내투자-주식형	11.84	8.61		
		국내채권형	국내투자-채권형	1.75	4.91	12.06	
		글로벌 MVP 30	해외투자-채권혼합형	3.62			
		글로벌 MVP 50	해외투자-주식혼합형				
		글로벌마켓주식형	해외투자-주식형	7.26	11.96	15.83	
		글로벌멀티전략형	해외투자-주식형	5.66	10.36		
		글로벌인컴형	해외투자-주식혼합형	1.86	5.21		
		글로벌채권매크로전략형	해외투자-채권형	-0.05	3.21		
		글로벌채권토탈리턴형	해외투자-채권형	2.76	5.6		
		글로벌커머디티주식형	해외투자-채권형	1.96	5.28	15.88	
		글로벌커머디티주식형	해외투자-커머디티형	-24.24	-34.82	-38.58	
		글로벌컨슈머주식형	해외투자-주식형	10.89	15.91	38.79	
		글로벌프리미엄해외채권형	해외투자-채권형	1.74	4.96		
		브릭스주식형	해외투자-주식형	11.34	16.74	6.75	
		선진국인컴형	해외투자-주식혼합형	1.35	2.94		
		선진마켓주식형	해외투자-주식형	7.87	20.17	37.36	
		섹터ETF형	국내투자-주식형	9.66	10.52	15.23	
		아시아그레이트컨슈머 주 식형	해외투자-주식형	10.82	32.21		
		아시아퍼시픽(AP)컨슈머 주식형	해외투자-주식형	8.97	19.36		
		이머징국채투자형	해외투자-채권형	1.74	6.05		
		이머징마켓주식형	해외투자-주식형	6.62	13.52	7.05	
		이머징마켓채권형	해외투자-채권형	1.96	7.88		
		인덱스주식형	국내투자-주식형	6.97	4.98	3.62	
		주식성장형Ⅱ	국내투자-주식형	7.27	1.37	3.24	
		중국본토주식형	해외투자-주식형	78.82	112.73		
		프리미엄포커스주식형	국내투자-주식형	15.24	9.94	7.52	

2. 효용극대화 모형

$$U(C_t) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) = U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (2)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 = (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r(\cdot))S]$$

$$C_0 = Y - N - S > 0, \quad C_1 = (1+r)N + (1+r(\cdot))S > 0$$

$$\text{Max EU}(C) \Leftrightarrow \quad (3)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} \left[\frac{(Y - N - S)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)N + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)N + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \Leftrightarrow \\ & \text{Max} \left[\frac{[(1-x)Y - S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \end{aligned}$$

개인연금 S 에 대하여 1계조건(First Order Condition, FOC)을 풀면 최적의 S 를 얻는다. (4)

$$0 = -[(1-x)Y - S]^{-\gamma} + \beta p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}$$

(4)식을 만족하는 최적의 S 에 대해서 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 부호가 양(positive)임을 보

이고자 한다. 먼저 (4)에 \log 를 취해서 다음과 같이 정리하였다. (5)

$$-\gamma \ln[(1-x)Y - S] = \ln \beta + \ln [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}]$$

(5)식을 Y 에 대해서 미분하면,

$$\begin{aligned} & -\gamma \frac{(1-x) - \frac{\partial S}{\partial Y}}{(1-x)Y - S} = \\ & -\gamma \frac{p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1}[(1+r)x + (1+r_1)\frac{\partial S}{\partial Y}] + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}[(1+r)x + (1+r_2)\frac{\partial S}{\partial Y}]}{p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}} \\ & \Leftrightarrow \frac{\partial S}{\partial Y} [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1}(1+r_1)[(1-x)Y - S] \\ & \quad + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}(1+r_2)[(1-x)Y - S] \\ & \quad + p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}] \\ & = [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}](1-x) \\ & \quad - [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}](1+r)x[(1-x)Y - S] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= (1-x)[p(1+r_1)[(1+r)xY+(1+r_1)S]^{-\gamma}(1-\frac{(1+r)xY}{(1+r)xY+(1+r_1)S})] \\
&\quad + (1-x)[p(1+r_2)[(1+r)xY+(1+r_2)S]^{-\gamma}(1-\frac{(1+r)xY}{(1+r)xY+(1+r_2)S})] \\
&\quad + (1+r)xS[p(1+r_1)[(1+r)xY+(1+r_1)S]^{-\gamma-1}+(1-p)(1+r_2)[(1+r)xY+(1+r_2)S]^{-\gamma-1}] \quad (6) \\
&\Leftrightarrow \frac{\partial S}{\partial Y} > 0
\end{aligned}$$

Abstract

The Evasion of The National Pension Contributions of the Self-employed Regarding Portfolio Choice

Kyongsun Kim
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

This paper verifies the tendency that the wealthy group of the self-employed have the incentives to evade the national pension contributions from the empirical analysis, and explains the causes of this trend. This paper elaborates on the factors of the incentives to evade the national pension contributions by the rich group of the self-employed using the utility maximization model, and supports the argument using the theory of DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion).

The variable of interest in the regression model is the interaction term of the logarithmic transformation of the net wealth level and the existence of the private pension plan. Empirical studies show that this

variable of interest has a negative correlation with the dependent variable in the regression model, the decision whether to pay the national pension plan or not. The results of the empirical studies present that wealthier households are more likely to substitute the national pension with private pensions.

An individual chooses his optimal portfolio based on his wealth level and the degree of his risk aversion depending on his wealth level as well. Among the pension plans with different rates of return such as the national pension and private pensions, the self-employed chooses his pension portfolio which maximizes his utility. The wealthy group of the self-employed with smaller absolute risk aversion will have the incentives to evade the national pension contributions due to its relatively poor returns.

keywords : The self-employed, Evasion of the National pension contributions, Utility maximization, Risk aversion, DARA, Portfolio choice

Student Number : 2014-20172



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학 석사 학위논문

포트폴리오 선택과 관련한
자영업자의 국민연금 기여회피

2016년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

김 경 선

포트폴리오 선택과 관련한 자영업자의 국민연금 기여회피

지도교수 김 봉 근

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2015년 10월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
김 경 선

김경선의 석사 학위논문을 인준함
2015년 12월

위 원 장 이 철 인 (인)

부위원장 김 봉 근 (인)

위 원 최 승 주 (인)

국 문 초 록

본 논문은 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하는 경향이 있음을 패널분석을 통해 확인하고, 이와 같은 결과를 가져온 원인을 설명하고자 하였다. 본 논문은 효용극대화 모델로 고소득 자영업자의 국민연금 보험료 회피 유인을 설명하였으며, 이를 DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion)의 이론으로 뒷받침하였다.

본 연구의 회귀식에서 관심변수인 ‘교호향’은 로그순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항이다. 실증연구 결과 교호향은 종속 변수인 국민연금 납입여부와 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 실증결과는 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향이 있음을 보여준다.

자영업자는 국민연금의 가입과 탈퇴가 자유롭기 때문에 수익률이 낮은 국민연금에서 이탈할 여지가 있다. 개인은 자산수준과 이에 따라 달라지는 위험회피 성향을 종합하여 효용을 극대화하는 최적 포트폴리오를 선택한다. 특히 고소득 자영업자는 자산수준이 높고 위험회피 성향이 작으므로 국민연금 기여금을 회피하고 개인연금을 선택할 유인이 있다.

주요어 : 자영업자, 국민연금 기여회피, 효용극대화, 위험기피성,
DARA, 포트폴리오 선택

학 번 : 2014-20172

목 차

I. 서론	1
II. 연구배경	4
1. 국민연금 제도	4
1) 국민연금의 목적	4
2) 국민연금의 운영	4
3) 국민연금 강제가입의 필요성	5
2. 자영업자의 국민연금 미납	6
1) 국민연금 미납의 이유	6
2) 국민연금 미납의 패널티	6
3) 자영업자의 국민연금 미납의 문제점	7
3. 국민연금과 개인연금	7
4. 자산수준이 높은 자영업자의 국민연금 기여회피	10
III. 연구방법	12
1. 분석자료 및 연구대상	12
2. 변수 요인	13
3. 통계적 분석	18
IV. 연구결과	19
1. 2014년 횡단면 분석	19
1) 로짓 회귀분석과 프로빗 회귀분석	19
2) 회귀계수의 해석	20
2. 4차년도(2009)-9차년도(2014) 6개년 패널 분석	22

1) 패널 프로빗 RE과 패널 프로빗 PA 분석	22
2) 회귀계수의 해석	24
V. 모형 및 이론	26
1. 모형	26
1) 가정	27
2) 효용극대화 모형	28
2. 이론	30
1) Decreasing Absolute Risk Aversion(DARA)	30
2) 자산수준과 포트폴리오 선택	31
VI. 결론	33
1. 한계점	33
2. 결론 및 고찰	33
 참고문헌	 35
부록	37
1. 2015년 상반기 5개 보험회사 변액연금 상품의 포트폴리오와 수익률	37
2. 효용극대화 모형	41
Abstract	43

표 목 차

[표 1] 변수 측정	13
[표 2] 2014년 횡단면 분석 기초통계량	15
[표 3] 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 횡단면 분석 기초통계량	16
[표 4] 6개년 원자료 패널데이터 기초통계량	17
[표 5] 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널데이터의 기초통계량	17
[표 6] 2014년 패널 원자료를 이용한 로짓 분석(1) · 프로빗 분석(2) 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료의 로짓 분석(3) · 프로빗 분석(4) 결과 ..	20
[표 7] 2014년 횡단면 분석 회귀계수의 해석	22
[표 8] 원자료를 이용한 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4) 분석 결과	24
[표 9] 6개년 패널분석 회귀계수의 해석	25

그 립 목 차

[그림 1] 2009년부터 2014년까지의 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율	10
[그림 2] 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율	11
[그림 3] 본 연구의 모형을 일반화한 분석틀	27

I. 서론

본 논문은 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하는 경향이 있음을 패널분석을 통해 확인하고, 이와 같은 결과를 가져온 원인을 효용극대화 모델로 설명하고자 하였다. 자영업자는 수익률에 차이가 나는 연금 상품의 가입을 결정할 때, 자신의 자산수준과 이에 따라 달라지는 위험회피 성향을 종합하여 효용을 극대화하는 연금 포트폴리오를 선택한다. 특히 고소득 자영업자는 자산수준이 높고 위험회피 성향이 작으므로 국민연금 기여금을 회피하고 개인연금을 선택할 유인이 있다. 본 논문은 고소득 자영업자의 국민연금 보험료 회피 유인을 효용극대화 모델로 설명하고, 이를 DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion)의 이론으로 뒷받침하였다.

선행연구에서는 자영업자의 연금 가입결정에 영향을 미치는 요인으로 차입제약 효과와 시간선호도 효과를 들고 있다. 홍민기(2009)는 자영업자의 연금 가입결정에 영향을 주는 가장 중요한 요인으로 차입제약을 꼽았다. 차입제약 여부에 따라 연금 보험료 납부로 인한 현재 효용의 감소와 미래 효용증가분의 차이가 달라진다. 차입제약이 있는 경우에는 납부한 보험료만큼 가처분 소득이 감소하기 때문이다. 이에 따라 차입제약이 있는 개인은 효용을 극대화하기 위해 연금제도에서 이탈할 유인이 있다. 한편 김상진(2009)은 자영업자의 연령이 증가함에 따라 연금보험료 납부 확률이 증가하는 효과 즉, 시간선호도 효과가 존재함을 보여주었다. 시간선호란 보험가입과 같은 불확실한 소비지출의 경우 젊은 사람들은 나이가 든 사람에 비해 보험지출을 기피한다는 것이다.¹⁾ 이 외에도 다른 선행연구에서는 연금보험 가입결정 요인을 여러 가지로 열거하고 있다. 김성숙·강성호(2004)는 국민연금 보험료 체납의 주요 원인은 보험료 부담과 제도 불신이라고 지적하였고, Bailey. C. & J. Turner(1997)는 자영업자

1) Fredrick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. (2002), "Time discounting and time preference: a critical review"

들의 기여회피 요인으로 13가지²⁾를 언급하고 있다.

본 연구는 여러 요인들 중에서 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금의 낮은 수익률로 인해 국민연금에서 이탈할 유인이 있다는 점에 집중하였다. 패널분석을 통해 이와 같은 경향성을 실증적으로 확인한 후, 그 원인을 경제학적 모형을 통해 설명해보고자 하였다. 즉, 자산수준이 높은 자영업자가 개인의 효용극대화를 위해 국민연금을 개인연금으로 대체하여 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택할 유인이 있다는 것을 밝히고자 하였다.

국민연금은 임금근로자에 대해 소득비례로 정확한 액수의 연금 보험료를 강제 징수하는데 반해, 자영업자의 경우 사실상 국민연금의 임의적 가입과 탈퇴를 허용하고 있다. 따라서 국민연금 가입대상 중 연금제도에서 이탈이 가능한 자영업자에 한정하여 국민연금 기여회피 유인을 분석하였고, 그 중에서도 데이터에서 현실적으로 포착 가능한 국민연금 미납과 미가입인 경우만을 분석대상으로 삼았다.

회귀식에는 선행연구에서 연구된 연령, 교육수준, 소득수준 등의 통제변수에 더하여 개인연금 가입여부와 ‘교호항’을 추가하였다. 교호항은 로그 순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항이다. 실증연구 결과 교호항은 종속 변수인 국민연금 납입여부와 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자들을 살펴보면 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

국민연금이 대체로 안전 자산에 투자하여 수익을 내는데 반해, 개인연금은 상품별 위험자산의 투자한도가 높고 자유롭게 투자 포트폴리오를 구성할 수 있다. 이에 따라 개인연금은 국민연금보다 큰 수익을 낼 수 있고, 대신 그만큼 리스크를 가질 수 있다. 위험기피성과 효용극대화 이론에 따르면 상대적 위험선호자인 개인은 위험기피자에 비해 높은 비율의 위험자산을 포트폴리오로 가진다. 자산수준이 높은 개인일수록 위험

2) 근시안적 생각(myopia), 높은 보험료율, 가난, 일시적 곤궁, 낮은 할인율(discounted value), 낮은 수익률(rate of return), 인플레이션, 성실 납부비용, 느슨한 행정, 낮은 준법정신, 회피를 용인하는 관행, 불법취업 등을 열거하고 있다.

기피성향이 작아지는 DARA의 경우, 자산수준이 높은 자영업자는 개인 연금을 더 선호하여 국민연금을 개인연금으로 대체할 유인이 있다.

이처럼 고소득 자영업자가 국민연금에서 이탈하려는 유인을 가진다면 국민연금 재정에 높은 기여를 하는 개인이 빠져나가므로 장기적으로 국민연금 제도를 유지하는 데에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 또한 국민연금이 가진 세대 내 소득재분배 기능이 약화될 수 있고 성실 납입자와의 형평성 문제도 발생한다. 따라서 고소득 자영업자의 국민연금 이탈은 국민연금의 목적인 국민의 생활안정과 복지증진을 이루는 데 걸림돌이 된다.

Ⅱ. 연구 배경

1. 국민연금 제도

1) 국민연금의 목적

국민연금법 제1조에 의거하면, 국민연금의 목적은 국민의 노령, 장애 또는 사망에 대하여 연금급여를 실시함으로써 국민의 생활 안정과 복지 증진에 이바지하기 위함이다.³⁾ 많은 사람들이 제대로 된 노후계획이 마련되지 않은 채 퇴직을 하고, 은퇴 후 심각한 수준의 재정 문제에 직면하고 있다. 이에 국가가 사회보장제도의 형태로 국민연금을 강제하여 국민의 노후소득보장을 실현하고 안정적인 소비수준을 유지할 수 있도록 하려는 것이다.

국민연금은 저소득 가입자의 소득대체율이 고소득 가입자의 소득대체율보다 높다. 또한 시행 초기에 “저부담·고급여” 체계로 시작하였기 때문에 불가피하게 미래세대로 부담전가가 이루어지고 있다. 즉, 국민연금은 고소득층에서 저소득층으로 소득이 재분배되는 세대 내 소득재분배와 미래세대가 현재의 노인세대를 지원하는 세대 간 소득재분배 기능을 모두 내포한다. 본 연구는 세대 내 소득재분배에 초점을 맞추어 국민연금 기여회피에 대해서 논할 것이다.

2) 국민연금의 운영

국민연금은 국내에 거주하는 국민으로서 18세 이상 60세 미만인 자가 가입대상이 된다.⁴⁾ 이때 국민연금법 제13조에 따라 65세가 될 때까지는 임의계속가입자가 될 수 있으므로⁵⁾ 실증연구에서 연구대상은 65세 이하

3) 국민연금법 제1장 총칙 제1조(목적)

4) 국민연금법 제2장 국민연금가입자 제6조(가입대상)

5) 국민연금법 제2장 국민연금가입자 제13조(임의계속가입자)

로 한정하였다. 국민연금은 기본적으로 강제가입을 채택하고 있으나 임금근로자 위주로 설계되어 있어 자영업자에게 적용하여 관리하는 데에 문제점이 있다. 국민연금은 가입자에게 연금 보험료를 부과하고 수급권자에 대하여 급여를 결정하고 지급한다. 기여금의 액수는 소득에 기초하여 소득의 9%로 결정된다. 이때 임금근로자는 소득의 4.5%를 부담하고 나머지 4.5%는 고용자가 부담하며, 자영업자의 경우는 9%를 혼자서 부담하게 된다. 이처럼 기여금의 액수는 소득비례로 산정하기 때문에 효용을 극대화하는 과정에서 자영업자가 기여금을 회피할 유인이 존재한다.

본 연구에서 자영업자만을 대상으로 분석을 진행하는 이유는 임금근로자들은 소득의 4.5%가 연금 보험료로 원천 징수되어 기여금 회피의 여지가 없기 때문이다. 따라서 소득의 포착이 어렵고 제도에서 비교적 자유로운 자영업자만을 대상으로 이론과 실증분석을 진행하였다.

3) 국민연금 강제가입의 필요성

적절하지 못한 재정 계획과 정보 부족에서 기인하는 비합리적 소비, 임금 수준에 비해 높은 집값 등의 이유로 많은 국민이 제대로 된 노후계획 없이 은퇴하고 있다. 연금 사각지대에 놓인 국민들의 노후빈곤 또한 심각한 사회문제로 자리 잡았다.⁶⁾ 특히 고용노동자에 비해 자영업자의 경우 상대적으로 제도에서 벗어나 있어 기여회피의 여지가 높고, 이들이 노후빈곤층으로 몰락한다면 확대된 노령 빈곤계층을 구제하기 위한 비용이 추가로 요구된다.

또한 연기금은 국민연금의 가입대상이 되는 국민전체에 대해 기여금을 받아 재정을 적립하는 것을 전제로 하는데, 제도의 강제성이 약한 자영업자가 임의로 국민연금에서 탈퇴하게 되면 애초에 연기금이 기대한 재정 적립이 불가능해진다. 특히 고소득 가입자에 해당하는 자영업자의 이탈은 국민연금의 소득재분배 기능을 약화시키는 결과를 초래한다.

6) 우리나라는 OECD 국가 중 가장 높은 노인빈곤율과 노인자살률을 보인다.

2. 자영업자의 국민연금 미납

1) 국민연금 미납의 이유

Bailey. C. & J. Tuner(1997)는 자영업자들의 국민연금 기여회피 요인으로 기대효용이론에 따른 효용극대화, 국민연금의 낮은 수익률, 높은 보험료율, 경제적 부담에 의한 기여회피, 성실 납부비용, 느슨한 행정, 낮은 준법정신, 제도에 대한 불신과 불만 등을 언급했다.⁷⁾ 자영업자는 국민연금을 미납할 인센티브가 비용보다 크다고 판단하는 경우 국민연금에서 이탈할 수 있다.

국민연금의 기여회피는 실제소득에 비해 소득을 축소 신고하는 것, 실제소득이 있음에도 소득이 없는 것으로 신고하는 것, 또는 기여를 적기에 하지 않는 등으로 이루어지게 된다.⁸⁾ 이러한 기여회피는 정확한 파악이 어려운데, 그 근본적인 이유는 자영업자의 실제소득을 알 수 없기 때문이다. 자영업자 본인이 신고한 액수가 소득으로 잡히는 것이기 때문에 소득 축소신고는 현실적으로 포착하기가 어렵다. 이에 따라 본 연구에서 기여회피는 국민연금 미가입과 미납입으로 국한하였다. 이는 보다 정확한 실증분석을 어렵게 만드는 한계점이기도 하다.

2) 국민연금 미납의 패널티

국민연금법 제97조에 따르면, 건강보험공단은 연금 보험료의 납부 의무자가 납부 기한까지 연금 보험료를 내지 않았을 경우 연체금을 부과할 수 있다. 연체금은 첫째 달에 최대 3%가 부과되고 총 7개월 동안 부과되어 최대 9%의 연체금이 부과될 수 있다.⁹⁾ 연체금은 연체된 달을 기준으로 3년이 경과하면 소멸되어 사라진다.¹⁰⁾

국민연금 미납 시 패널티로 연체금이 부과되지만, 국민연금에서 탈퇴하

7) Bailey. C. & J. Turner (1997), "Contribution Evasion and Social Security: Causes & Remedies"

8) 권문일 (1999), 자영업자와 사회보장

9) 국민연금법 제5장 비용 부담 및 연금보험료 징수 등 제97조(연체금)

10) 국민연금법 제8장 보칙 제115조(시효)

는 것이 효용극대화에 부합하는 경우 자영업자는 연체금을 내지 않고 3년이 지나 소멸시킬 수 있다. 또한 기여회피는 일반적으로 소득 축소 신고에 따른 기여탈루의 비중이 매우 높을 것이지만 이는 포착이 어렵고, 따라서 패널티 부과 자체가 어렵다. 사실상 자영업자는 패널티를 감내하거나 또는 패널티 적용을 받지 않음으로써 국민연금의 가입과 탈퇴를 자유롭게 선택하는 셈이다.

3) 자영업자의 국민연금 미납의 문제점

본 연구는 자산수준에 따른 포트폴리오 선택과 관련하여 자영업자의 국민연금 기여회피 유인이 존재하는지를 살펴보고자 하였다. 고소득·고자산 자영업자의 국민연금 이탈 유인이 상대적으로 크다는 것을 확인하는 것이 본 논문의 핵심이다. 따라서 본 연구의 함의는 기여회피한 자영업자의 빈곤문제보다는 고소득 자영업자의 제도 탈퇴에 따른 소득재분배 기능의 약화에 중점을 두게 된다.

고소득 가입자에 해당하는 자영업자가 임의로 국민연금에서 탈퇴하게 되면 국민연금의 역할인 소득재분배 기능이 약화될 수밖에 없다. 또 기여회피한 자영업자가 노후대비를 충분히 계획하지 못한 경우 노후빈곤층의 확대가능성이 존재한다. 이때 빈곤해소를 위한 사회적 비용은 국가가 세금의 형태로 충당하게 되므로 모든 국민에게 그 비용이 전가되고 성실납입자와의 형평성에 위배된다.

3. 국민연금과 개인연금

국민연금(NSP, National Pension Service)과 개인연금(Private Pension)은 서로 보완하는 관계를 갖는다. 2009년에서 2014년의 6개년 복지패널 데이터를 이용한 자영업자의 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.1796이다. 2009년부터 2014년까지 각 년도 별 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.1448-0.1983으로 모든 경우에서 양의 상관계수를 갖는다. 한편, 2009년에서 2014년의 6개년 복지패널

데이터를 이용한 임금근로자의 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.2743이다. 또한 2009년부터 2014년까지 각 년도 별 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 0.2611-0.2955으로 모든 경우에서 양의 상관계수를 갖는다. 국민연금과 개인연금 가입여부 간의 상관계수는 임금근로자가 자영업자에 비해 조금 높는데, 이는 국민연금 가입이 임금근로자의 경우 더 강제성을 갖기 때문이다. 복지패널에 따르면 개인은 근로 형태와 관계없이 국민연금과 개인연금을 모두 갖는 경향을 보인다. 실제로 전문가들은 노후소득보장제도를 다층구조로 가져갈 것을 제안하는데, 국민연금(1층)과 개인연금(2, 3층)을 함께 가지고 노후 대비할 것을 추천한다.¹¹⁾ 이러한 관점에서 이 둘은 양의 상관관계를 가지는 보완관계라고 볼 수 있다.

이제 국민연금과 개인연금의 가격을 고려하여 대체재와 보완재 여부를 생각해보자. 기여금(Premium) 대비 급여수준(Benefit)을 연금의 가격으로 본다면, 일반적으로 개인연금의 가격이 싸다고 할 수 있다. 현행 공적 연금(국민연금)은 “저부담·고급여” 체제로 시작되었기 때문에 근본적으로 재정고갈 문제를 내포하고 있고, 부과방식에 따라 후세대로의 부담 전가는 필연적이다. 또한 국민연금은 소득재분배 기능이 내제되어 있으므로 특히 미래에 연금을 수급하는 현세대 고소득 계층에게 국민연금보다는 개인연금이 가격이 싸다.

국민연금 관리공단에서 가장 최근 발표한 2014년 상반기 국민연금 기금 운용 성과평가에 따르면 채권평가손익이 반영된 시가 평잔수익률은 2.28%로 나타났고, 채권평가손익이 반영되지 않은 장부가 평잔수익률은 1.60%이다.¹²⁾ 반면 변액연금과 같은 형태의 개인연금은 가입자가 원하는 대로 포트폴리오를 만들 수 있고 고수익을 낼 가능성이 있다. 예를 들어 한화생명, 삼성, 교보, 신한, 미래에셋 5개 보험회사의 변액연금 상품을 살펴보자. 한화 V플러스 변액연금보험, 삼성 스마트 Top 변액연금보험 1.3(무), 더 드림 무배당 교보변액연금보험Ⅱ, 미래설계 참신한 브릿지 변

11) World Bank (1994) “Averting the old age crisis”

12) 황정욱, 태엄철 (2015), 2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서, 국민연금 관리공단

액연금보험Ⅱ 그리고 파워스텝업 변액연금보험Ⅱ(무)1504의 변액연금 포트폴리오와 수익률¹³⁾을 살펴보면 낮게는 - 38.58%에서 높게는 112.73%까지 다양한 수익률을 보인다. 각 상품별로 살펴보면 대체로 비슷한 수익률을 보이고 있으며 평균적으로 6-7%대 정도의 수익을 낸다고 할 수 있다. 물론 연금의 특성 상 안정성을 가질 필요가 있으므로 어느 정도 제한이 있지만¹⁴⁾ 국민연금과 비교하면 변액연금이 더 높은 수익률 수준을 보이고 있다. 그러나 변액연금의 변동성이 더 크므로 개인연금이 국민연금보다 리스크를 더 가진다.

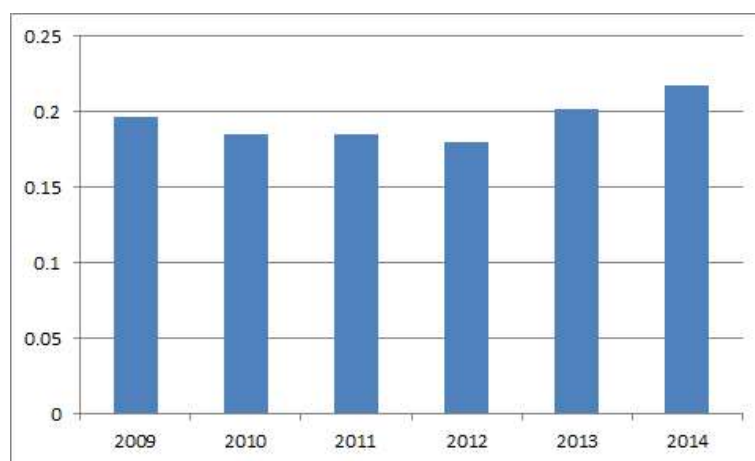
이때 수익성이 높은 개인연금이 그만큼 리스크를 더 갖는다 하더라도 개인연금의 가격이 더 싸다고 가정하는 데에 무리가 없다. 그러나 국민연금은 기본적으로 강제가입을 상정하므로 이 둘은 보완재의 성격을 보일 수 있다. 만약 국민연금이 강제가 아니고, 개인이 자유롭게 재화(연금)를 선택할 수 있는 상황을 상상해보면, 국민연금과 개인연금은 대체재의 성격을 가질 것이라는 예상도 가능하다. 따라서 본 논문에서는 국민연금과 개인연금이 노후소득 보장의 목적에 따라 서로 보완하는 역할을 하지만 이 둘은 대체재의 성격을 갖는다고 보았다.

국민연금과 개인연금이 대체재 관계라면 연금보험의 선택이 자유로운 개인은 자신의 효용극대화에 부합하는 재화를 선택할 것이다. 즉, 가격이 비싼 국민연금 대신 개인연금을 선택할 유인이 있다. 실제로 2009년부터 2014년까지의 패널데이터를 보면 국민연금은 미납하면서 개인연금은 가지고 있는 자영업자의 비율이 꾸준히 높다. 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율은 각 년도 별로 18.0%-21.8%이고, 6개년 패널데이터를 사용하여 구한 비율은 19.4%이다. 국민연금과 개인연금이 서로를 보완하는 관계이고 국민연금이 상대적으로 강제성을 가짐에도 불구하고, 국민연금 미납자 대비 국민연금을 미납하면서 개인연금을 갖는 개인의 비율이 대략 20%가 된다는 것은 일

13) 부록 참조 pp.28-30, <http://cafe.naver.com/teammemory/18919>

14) 퇴직연금펀드는 DB, DC, IRP형 모두 개별 상품별 위험자산의 투자한도가 70%이다(이전에는 투자한도가 40%였지만 2015년 7월 70%로 확대되었다). 퇴직연금에 담을 수 없는 금지 상품은 비상장 주식, 파생형 펀드, 마이너스 수익률 40%를 넘는 파생결합증권(ELS), 투자 부적격 등급 채권 등이다.

반적인 결과라고 볼 수 없다. 따라서 본 연구는 개인이 효용극대화를 위해 국민연금에서 이탈하는 유인을 국민연금 가입여부와 개인연금 가입여부를 활용하여 측정해 보고자 한다. 아래 그래프는 2009년부터 2014년까지의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율을 나타낸 막대그래프이다.

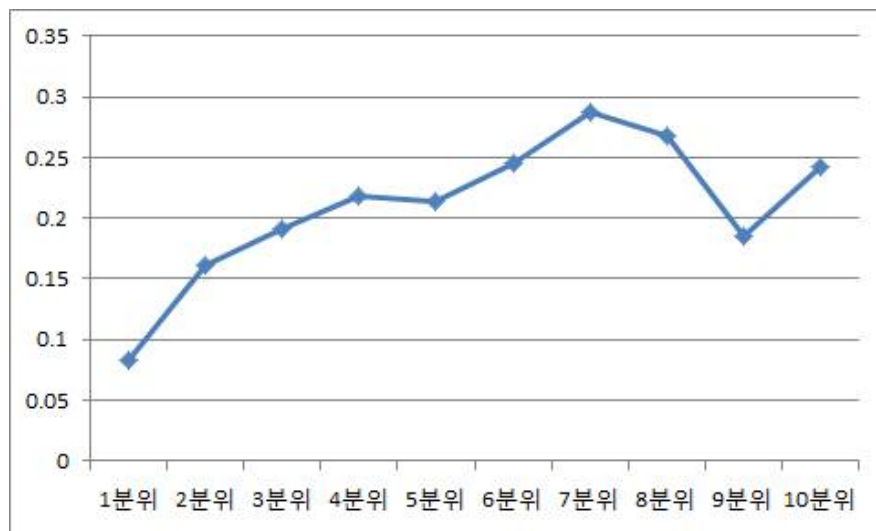


[그림 1] 2009년부터 2014년까지의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 비율

4. 자산수준이 높은 자영업자의 국민연금 기여회피

본 연구는 자영업자 중에서도 특히 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금 기여금을 회피하려는 경향성이 크다는 점에 초점을 맞추었다. 한국복지패널 4-9차년도 자료를 이용하여 6개년 패널데이터 상의 자영업자를 자산수준에 따라 로그순자산 10분위로 나누었다. 그리고 각 분위 별로 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 비율의 차이를 살펴보았다. 아래 그래프는 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하고 개인연금에는 가입한 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율을 나타낸 꺾은 선 그래프이다. 그래프를 살펴보면 자산수준이 높아짐에 따라 국민연금 미납 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금에는 가입

한 자영업자의 비율이 높아지는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이에 따라 자산수준이 높은 자영업자가 국민연금에서 이탈할 유인을 가질 것이라는 추측이 가능하다. 다음 섹션에서는 한국복지패널 2014년 횡단면 분석과 4-9차년도 6개년 패널 분석을 통해 이를 자세히 살펴보고 회귀분석 결과를 확인하였다.



[그림 2] 6개년 패널데이터 상의 국민연금 미납자 대비 국민연금은 미납하면서 개인연금은 갖고 있는 자영업자의 로그순자산 분위 별 비율

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 조사한 한국복지패널의 4-9차년도 자료를 이용하였다. 연구대상은 2009년부터 2014년까지 6개년동안 주된 경제활동 참여 상태 혹은 경제활동 참여 상태(12월 31일 기준) 항목을 자영업자라고 응답한 개인이다. 회귀식에서 종속변수는 국민연금 미납여부이므로 국민연금 수급자는 제외하고 임의계속가입자로서 기여금 납입이 가능한 65세까지를 분석대상으로 삼았다. 이는 10,440 관측수(Observation)로 1,740명에 해당한다.

다만, 특히 자산수준 하위 계층에 속하는 개인 중 자산수준이 낮음에도 불구하고 국민연금을 미납하고 개인연금을 가지는 경우가 많았다. 이러한 경우 개인연금의 크기가 작을 것으로 예상되지만, 복지패널 상에서는 개인연금의 액수를 알 수 없으므로 이들은 국민연금과 개인연금 납입 여부를 결정하는 데 있어서 다소 무작위적인 선택을 하는 것으로 비춰졌다. 한편 한국복지패널은 응답자 중 소득수준이 낮은 개인의 비율이 상대적으로 높은 패널자료로써, 복지패널의 자산수준 하위 5%는 통계청 자료로는 더 낮은 자산수준에 속하는 개인에 해당한다. 따라서 복지패널의 자산수준 하위 20분위는 극단치에 가깝다고 할 수 있다. 이러한 특성을 고려하면, 자산수준에 따라 개인의 포트폴리오 선택이 DARA를 나타냄을 보이하고자 하는 연구 목표에 따라 자산수준 하위 20분위를 제외한 결과를 추가적으로 확인하는 것이 의미가 있다고 판단하였다. 따라서 로그순자산 하위 20분위에 해당하는 214 관측수를 제외한 10,226 관측수를 최종 분석대상으로 한 회귀분석을 추가하여, 두 경우를 모두 보고하였다. 실증분석 결과 두 경우 모두에서 같은 방향성을 가지는 결과가 도출되었으나, 자산수준 하위 5%를 제외한 패널을 이용한 실증결과에서 개선된

p-value를 얻었다.

2. 변수 요인

실증분석에서의 회귀식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{nsp} = & \beta_0 + \beta_1 \text{men} + \beta_2 \text{age} + \beta_3 \text{edu} + \beta_4 \text{marital} + \beta_5 \text{metro} \\ & + \beta_6 \text{num_fm} + \beta_7 \text{size_business} + \beta_8 \text{inc} + \beta_9 \ln_debt \\ & + \beta_{10} \ln_net_wealth + \beta_{11} \text{prvate_pension} + \beta_{12} \text{교호항} \end{aligned} \quad (8)$$

[표 1] 변수 측정

변수	측정
국민연금 가입여부(종속변수)	국민연금 납부=1, 미가입 또는 미납입=0
성별	남자=1, 여자=0
나이	46-65세=1, 20-45세=0
교육수준	대졸이상=1, 고졸이하=0
결혼상태	유배우=1, 그 외=0
거주지역	군 또는 도농복합군=1, 도시=0
가구원수	가구원수(1-9)
사업장규모	사업장규모 5명 이상=1, 4명 이하=0
소득	가처분소득
로그부채	log(연간가구총부채)
로그순자산	log(연간가구순자산)
개인연금 가입여부	개인연금 가입=1, 미가입 또는 모름=0
교호항(관심변수)	개인연금 가입여부*로그순자산

종속 변수는 국민연금 가입여부(nps)로써 국민연금을 납부하고 있으면 1, 미가입 또는 미납입의 경우 0의 값을 갖는 이분변수(dichotomous variable)이다.

관심이 되는 독립변수는 로그순자산과 개인연금 가입여부 간의 상호작용항인 ‘교호항’이다. 교호항은 개인연금에 가입한 개인이 로그순자산 수준에 따라 종속변수인 국민연금 가입에 미치는 영향을 보여주는 변수이다. 만약 회귀분석 결과 교호항의 계수가 음의 값을 가진다면, 개인연금을 가진 자영업자의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석이 가능하다. 6년의 패널기간동안 개인의 자산수준 변화는 별로 없기 때문에 독립변수의 음의 계수에 대한 해석은 그룹 간 비교(between)로 보는 것이 더 적절하다(estimated using cross-sectional in the panel data). 즉, 순자산 수준이 높아짐에 따라 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석보다는 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인에 비해 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다는 해석이 더 적절하다.

통제변수로는 성별(men), 나이(age), 교육수준(edu), 결혼상태(marital), 가구원수(num_fm), 거주지역(metro), 소득(inc), 로그부채(ln_debt), 로그순자산(ln_net_wealth) 그리고 개인연금 가입여부(private_pension)를 포함하였다. 나이는 20-45세인 경우 0, 46-65세의 경우 1을 갖는 더미변수이다. 이러한 기준으로 나이를 나눈 이유는 45세가 국민연금 완전수급을 위해 연금보험료 납부를 반드시 시작해야만 하는 연령이기 때문이다.¹⁵⁾ 또한 65세까지 임의계속가입자로서 기여금 납입이 가능하므로 65세까지를 분석대상으로 삼았다. 결혼상태는 배우자가 있는 경우 1, 미혼/이혼/별거/사별인 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 소득은 가처분소득을 나타내는 변수이며, 로그부채는 log(연간가구총부채)를 나타내고 로그순자산은 log(연간가구순자산)을 나타낸다. 이때 연간가구순자산은 연간가

15) 국민연금법 제61조(노령연금 수급권자)

① 가입기간이 10년 이상인 가입자 또는 가입자였던 자에 대하여는 60세(특수직 종근로자는 55세)가 된 때부터 그가 생존하는 동안 노령연금을 지급한다. <개정 2011.12.31.>

② 가입기간이 10년 이상인 가입자 또는 가입자였던 자로서 55세 이상인 자가 대통령령으로 정하는 소득이 있는 업무에 종사하지 아니하는 경우 본인이 희망하면 제1항에도 불구하고 60세가 되기 전이라도 본인이 청구한 때부터 그가 생존하는 동안 일정한 금액의 연금(이하 “조기노령연금”이라 한다)을 받을 수 있다.

구총자산에서 연간가구총부채를 차감한 값이다.

[표 2]는 9차년도(2014) 원자료 패널자료의 횡단면분석 기초통계량을 나타낸 것이다. [표 3]은 로그순자산 하위 5%를 제외한 9차년도(2014) 패널자료의 횡단면분석 기초통계량을 나타낸 것이다. 총 845명의 설문 응답자 중 34명의 응답자가 제외되어 811명이 대상이 된다.

[표 2] 2014년 원자료 횡단면 분석 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	845	0.473	0.500	0	1
성별	845	0.886	0.318	0	1
나이	845	0.793	0.405	0	1
교육수준	845	0.220	0.415	0	1
결혼상태	845	0.820	0.384	0	1
거주지역	845	0.285	0.452	0	1
가구원수	845	3.245	1.237	1	8
사업장규모	822	0.125	0.331	0	1
소득	845	4561.543	2993.938	-14867	36151.2
로그부채	511	8.021	1.600	2.70805	16.811
로그순자산	666	8.840	1.614	2.302585	13.073
개인연금 가입여부	845	0.293	0.456	0	1
교호항	666	2.866	4.348	0	12.055

[표 3] 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 횡단면 분석 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	811	0.477	0.500	0	1
성별	811	0.888	0.316	0	1
나이	811	0.793	0.406	0	1
교육수준	811	0.223	0.417	0	1
결혼상태	811	0.826	0.379	0	1
거주지역	811	0.285	0.452	0	1
가구원수	811	3.253	1.226	1	8
사업장규모	789	0.125	0.331	0	1
소득	811	4593.19	2804.699	-14867	18500
로그부채	493	8.054	1.601	2.708	16.811
로그순자산	632	9.050	1.352	5.991	13.073
개인연금 가입여부	811	0.303	0.460	0	1
교호항	632	3.006	4.412	0	12.055

[표 4]는 4-9차년도 6개년 원자료 패널데이터의 패널분석 기초통계량을 나타낸 것이다. [표 5]은 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널데이터의 기초통계량을 나타낸 것이다. 이때 10,440 관측수 중 214 관측수를 제외한 10,226 관측수가 분석 대상이 된다.

[표 4] 6개년 원자료 패널데이터 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	5338	0.458	0.498	0	1
성별	5338	0.896	0.305	0	1
나이	5338	0.758	0.428	0	1
교육수준	5338	0.210	0.407	0	1
결혼상태	5338	0.827	0.379	0	1
거주지역	5338	0.313	0.464	0	1
가구원수	5338	3.300	1.252	1	9
사업장규모	5189	0.125	0.331	0	1
소득	5338	4177.828	2956.375	-24292	61632
로그부채	3388	7.825	1.596	0	16.811
로그순자산	4120	8.809	1.682	0	14.520
개인연금 가입여부	5338	0.267	0.443	0	1
교호항	4120	2.606	4.185	0	13.532

[표 5] 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널데이터의 기초통계량

변수	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
국민연금 가입여부	5124	0.464	0.499	0	1
성별	5124	0.900	0.301	0	1
나이	5124	0.758	0.428	0	1
교육수준	5124	0.212	0.409	0	1
결혼상태	5124	0.835	0.371	0	1
거주지역	5124	0.313	0.464	0	1
가구원수	5124	3.320	1.244	1	9
사업장규모	4981	0.128	0.334	0	1
소득	5124	4244.423	2941.069	-24292	61632
로그부채	3304	7.850	1.588	0	16.811
로그순자산	3906	9.034	1.400	5.730	14.520
개인연금 가입여부	5124	0.275	0.446	0	1
교호항	3906	2.725	4.253	0	13.532

3. 통계적 분석

본 연구에서는 2014년 횡단면분석과 2009년부터 2014년까지 6개년 패널자료를 이용한 패널분석을 실시하였다. 회귀식에서 종속변수(nps)는 더미변수이므로 비선형 회귀분석인 프로빗과 로짓 회귀분석을 실시하였다. 패널분석으로는 패널 로짓과 패널 프로빗을 수행하였다.

패널 로짓 분석의 고정요인(fixed effect)과 임의요인(random effect)은 하우스만테스트(hausman test) 결과 둘 간의 유의미한 차이가 없는 것으로 확인되었다. 국민연금을 미납할 확률과 관련하여 설문응답자 개인의 고유특성이 의미 있는 결정요인은 아닐 것이라고 생각되어 그룹 간 비교(이때 그룹은 분석대상 개인의 6개년 설문을 의미함-longitudinal data)나 임의요인(random effect) 분석이 더 적절하다고 판단하였다. 따라서 패널분석에서는 패널 프로빗 회귀분석 결과를 보고하였다.

패널 프로빗 분석에서는 임의요인 분석과 더불어 Population Averaged Model(PA)을 사용하였다. 이때 PA에서 그룹의 평균이란 설문대상 개인의 6개년 평균을 의미하며(the averaging is for individuals over time), 이는 위계적(hierarchical) 군집의 경우가 아니므로 분석결과가 더 설득력을 가진다고 판단하였다.

IV. 연구결과

1. 2014년 횡단면 분석

1) 로짓 회귀분석과 프로빗 회귀분석

① 2014년 패널 원자료를 이용한 횡단면 분석

[표 6]의 로짓 분석(1)과 프로빗 분석(2) 결과를 보면, 독립변수 중 5% 유의수준에서 나이, 개인연금, 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 로짓 분석 결과로는 나이($p=0.026$), 개인연금($p=0.009$), 교호항($p=0.025$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미치고, 프로빗 분석 결과로는 나이($p=0.026$), 개인연금($p=0.008$), 교호항($p=0.023$)이 영향을 미친다.

② 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료를 이용한 횡단면 분석

[표 6]의 로짓 분석(3)과 프로빗 분석(4) 결과를 보면, 독립변수 중 5% 유의수준에서 나이, 개인연금, 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 로짓 분석 결과로는 나이($p=0.017$), 개인연금($p=0.007$), 교호항($p=0.022$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미치고, 프로빗 분석 결과로는 나이($p=0.017$), 개인연금($p=0.007$), 교호항($p=0.021$)이 영향을 미친다. 유의한 변수들은 로그순자산 하위 5%를 제외하였을 경우 원자료를 이용한 횡단면 분석의 결과보다 조금 개선된 p-value를 얻는다.

16) p는 p값을 의미한다.

[표 6] 2014년 패널 원자료를 이용한 로짓 분석(1) · 프로빗 분석(2) 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 2014년 패널자료의 로짓 분석(3) · 프로빗 분석(4) 결과

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값
성별	0.217	(0.38)	0.132	(0.38)	0.145	(0.24)	0.088	(0.24)
나이	0.759*	(2.22)	0.462*	(2.23)	0.816*	(2.31)	0.495*	(2.32)
교육수준	0.332	(1.19)	0.207	(1.21)	0.361	(1.25)	0.225	(1.27)
결혼상태	0.397	(0.85)	0.246	(0.85)	0.429	(0.88)	0.264	(0.87)
거주지역	-0.132	(-0.49)	-0.084	(-0.51)	-0.098	(-0.36)	-0.062	(-0.37)
가구원수	0.037	(0.32)	0.023	(0.31)	-0.043	(-0.35)	-0.027	(-0.36)
사업장규모	-0.071	(-0.21)	-0.044	(-0.21)	-0.258	(-0.73)	-0.157	(-0.73)
소득	3.32e-5	(0.73)	2.01e-5	(0.72)	3.72e-5	(0.81)	2.32e-5	(0.82)
로그부채	0.026	(0.34)	0.016	(0.34)	0.025	(0.31)	0.014	(0.29)
로그순자산	0.110	(1.28)	0.070	(1.32)	0.139	(1.25)	0.089	(1.30)
개인연금	4.437**	(2.60)	2.732**	(2.65)	4.767**	(2.58)	2.941**	(2.62)
교호항	-0.404*	(-2.24)	-0.249*	(-2.28)	-0.433*	(-2.23)	-0.268*	(-2.25)
상수	-2.756**	(-2.81)	-1.713**	(-2.86)	-2.809*	(-2.49)	-1.738*	(-2.52)

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2) 회귀계수의 해석

본 연구에서는 로짓과 프로빗 회귀분석을 수행하였으므로 dy/dx 에 해당하는 계수를 확인하여야 한다. [표 7]은 margins의 계수 값을 정리한 표이다. 계수의 부호가 양이면 해당 변수의 증가는 기여를 회피할 확률을 낮추고, 계수의 부호가 음이면 해당 변수의 증가는 기여회피의 확률을 높인다고 해석할 수 있다. dy/dx 의 계수 값에 대한 해석은 해당 변수가 한 단위 증가함에 따라 $100 * \beta_i$ 퍼센트만큼 국민연금을 미납할 확률이 낮아/높아진다는 것이다.

[표 7]의 결과를 보면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

로그부채의 경우 계수의 부호가 양으로 추정되어 로그순자산의 계수 부호와 상충되는 결과를 나타냈다. 그러나 일반적으로 자산이 높은 가구는

레버리지 투자로 인해 부채도 큰 특성을 갖는다. 또한 복지패널 데이터상의 로그부채와 로그순자산은 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이에 따라 순자산이 높을수록 국민연금을 미납할 확률이 낮은 것으로 해석하는 것이 적절하다.

다만 가족 구성원 수와 사업장 규모는 예상과 반대되는 부호의 계수 값을 얻었으나 p값이 크게 도출되므로 유의한 결과가 아니다. 후술하겠지만 패널분석 결과에서는 가구원수($p < 0.01$)와 사업장규모($p = 0.0000$)가 작을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 유의하게 추정되었다.

관심변수인 교호항은 음의 계수를 가지므로 교호항이 한 단위 증가할수록 기여회피 확률이 높아진다고 말할 수 있다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자들의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

관심변수 교호항의 margins 계수와 관련하여 원자료를 이용한 횡단면 분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 자료를 이용한 횡단면 분석을 비교해 보면, 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 교호항 margins의 절대값이 조금 커졌다. 로그순자산 하위 5%를 제외한 집단에서 순자산 수준이 높은 개인일수록 좀 더 높은 확률로 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택하는 경향성을 보인다.

[표 7] 2014년 횡단면 분석 회귀계수의 해석

	(1)	Delta-	(2)	Delta-	(3)	Delta-	(4)	Delta-
	dy/dx	method	dy/dx	method	dy/dx	method	dy/dx	method
		Std.		Std.		Std.		Std.
		Err.		Err.		Err.		Err.
성별	0.050	0.131	0.049	0.131	0.033	0.138	0.033	0.138
나이	0.174	0.076	0.172	0.075	0.187	0.078	0.184	0.077
교육수준	0.076	0.063	0.077	0.063	0.083	0.065	0.083	0.065
결혼상태	0.091	0.106	0.091	0.107	0.098	0.111	0.098	0.112
거주지역	-0.030	0.061	-0.031	0.061	-0.022	0.062	-0.023	0.062
가구원수	0.008	0.027	0.008	0.027	-0.010	0.028	-0.010	0.028
사업장규모	-0.016	0.078	-0.016	0.078	-0.059	0.081	-0.058	0.080
소득	7.60e-6	1.04e-5	7.46e-6	1.03e-5	8.51e-6	1.05e-5	8.60e-6	1.04e-5
로그부채	0.006	0.017	0.006	0.017	0.006	0.018	0.005	0.018
로그순자산	0.025	0.020	0.026	0.020	0.032	0.025	0.033	0.025
개인연금	1.016	0.375	1.015	0.370	1.089	0.405	1.092	0.403
교호항	-0.093	0.040	-0.093	0.040	-0.099	0.043	-0.100	0.043

2. 4차년도(2009)-9차년도(2014) 6개년 패널 분석

1) 패널 프로빗 RE과 패널 프로빗 PA 분석

① 6개년 패널 원자료를 이용한 패널분석

[표 9]의 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과를 보면 독립변수 중 5% 유의수준에서 가구원수, 사업장규모, 개인연금이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 패널 프로빗 RE 분석 결과로는 가구원수($p=0.003$)와 사업장규모($p=0.0000$)가, 패널 프로빗 PA 분석 결과로는 가구원수($p=0.002$), 사업장규모($p=0.0000$), 개인연금($p=0.049$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미친다.

② 로그순자산 하위 5%를 제외한 6개년 패널자료를 이용한 패널분석

[표 9]의 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4)의 분석 결과를 보면 독립변수 중 5% 유의수준에서 가구원수, 사업장규모, 로그부채, 개인연

금 그리고 교호항이 국민연금 기여회피 여부에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 패널 프로빗 RE 분석 결과로는 가구원수($p=0.007$), 사업장규모($p=0.0000$), 로그부채($p=0.037$), 개인연금($p=0.018$)이 기여 회피할 확률에 영향을 미친다. 패널 프로빗 PA 분석 결과로는 가구원수($p=0.005$), 사업장규모($p=0.0000$), 로그부채($p=0.046$), 개인연금($p=0.008$), 교호항($p=0.04$)이 국민연금을 기여 회피할 확률에 영향을 미친다.

원자료를 이용한 패널분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널분석을 비교해 보면 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 유의한 독립변수의 수가 많아지고, 특히 관심변수인 교호항이 개선된 p -value를 얻는다. 이는 순자산 수준이 매우 낮은 개인은 국민연금과 개인연금 납입 여부를 결정하는 데 있어서 다소 무작위적인 선택을 하였기에 그러하다. 순자산 수준이 매우 낮은 개인의 경우 국민연금과 개인연금을 모두 미납하거나 미가입하는 행태가 예상되지만 복지패널 상에서 순자산 수준이 낮은 개인 중 국민연금을 미납하면서 개인연금은 가지고 있는 경우가 상당 수 있었다. 다만 이러한 경우에는 개인연금의 규모가 작을 것이라는 추측이 가능하다. 만약 개인연금의 규모 정보가 있었다면 이러한 문제점이 개선된 실증분석 결과를 얻을 수 있을 것이다. 즉, 순자산 수준이 매우 낮은 개인이라면 국민연금과 개인연금을 모두 갖지 못하거나, 가입이 상대적으로 강제적인 국민연금만을 가지고 있거나, 국민연금 없이 개인연금만 가지더라도 개인연금의 규모가 작았을 것이다. 또한 국민연금과 개인연금을 모두 갖고 있더라도 개인연금은 작은 액수를 갖고 있었을 가능성이 있다.

[표 8] 원자료를 이용한 패널 프로빗 RE(1) · 패널 프로빗 PA(2) 분석 결과와 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널 프로빗 RE(3) · 패널 프로빗 PA(4) 분석 결과

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값	국민연금	t값
성별	0.361	(0.88)	0.123	(0.76)	0.332	(0.77)	0.105	(0.62)
나이	0.186	(0.91)	0.070	(0.91)	0.171	(0.82)	0.064	(0.82)
교육수준	0.407	(1.74)	0.161	(1.76)	0.385	(1.61)	0.154	(1.65)
결혼상태	0.268	(0.86)	0.115	(0.93)	0.214	(0.66)	0.095	(0.73)
거주지역	-0.101	(-0.48)	-0.039	(-0.49)	-0.067	(-0.31)	-0.028	(-0.34)
가구원수	0.231**	(3.00)	0.092**	(3.11)	0.209**	(2.68)	0.084**	(2.80)
사업장규모	0.865***	(3.61)	0.342***	(3.80)	0.886***	(3.63)	0.353***	(3.85)
소득	2.36e-5	(0.96)	8.26e-6	(0.89)	2.90e-5	(1.15)	9.88e-6	(1.06)
로그부채	0.077	(1.95)	0.029	(1.87)	0.085*	(2.09)	0.031*	(1.99)
로그순자산	0.038	(0.78)	0.014	(0.73)	0.077	(1.27)	0.033	(1.40)
개인연금	1.485	(1.84)	0.589*	(1.96)	2.140*	(2.37)	0.911**	(2.65)
교호항	-0.108	(-1.24)	-0.042	(-1.31)	-0.176	(-1.81)	-0.075*	(-2.05)
상수	-2.957***	(-4.62)	-1.131***	(-4.65)	-3.244***	(-4.45)	-1.268***	(-4.60)

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

2) 회귀계수의 해석

2014년 횡단면 분석의 로짓과 프로빗 회귀분석에서와 마찬가지로 패널 프로빗 분석은 dy/dx 에 해당하는 계수를 확인하여야 한다. [표 9]는 margins의 계수 값을 정리한 표이다.

회귀분석 결과에 따르면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 가족 구성원 수가 적을수록, 사업장 규모가 작을수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

관심 변수인 교호항의 경우 횡단면 분석에서와 마찬가지로 부호가 음의 값을 가진다. 즉, 교호항이 한 단위 증가할수록 국민연금을 미납할 확률이 높아진다. 다시 말해 개인연금을 가진(private_pension==1) 자영업자의 경우 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다.

관심변수 교호항의 margins 계수와 관련하여 원자료를 이용한 패널분석과 로그순자산 하위 5%를 제외한 패널자료를 이용한 패널분석을 비교해 보면 로그순자산 하위 5%를 제외한 결과에서 교호항 margins의 절대값이 커진다. 로그순자산 하위 5%를 제외한 집단에서 순자산 수준이 높은 개인일수록 좀 더 높은 확률로 개인연금만을 포함하는 포트폴리오를 선택하는 경향성을 보인다.

[표 9] 6개년 패널분석 회귀계수의 해석

	(1)	Delta- method	(2)	Delta- method	(3)	Delta- method	(4)	Delta- method
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
성별	0.361	0.412	0.047	0.062	0.332	0.431	0.040	0.065
나이	0.186	0.205	0.027	0.030	0.171	0.209	0.025	0.030
교육수준	0.407	0.235	0.062	0.035	0.385	0.238	0.059	0.036
결혼상태	0.268	0.312	0.044	0.048	0.214	0.325	0.037	0.050
거주지역	-0.101	0.210	-0.015	0.031	-0.067	0.213	-0.011	0.032
가구원수	0.231	0.077	0.035	0.011	0.209	0.078	0.032	0.011
사업장규모	0.865	0.240	0.132	0.034	0.886	0.244	0.136	0.035
소득	2.36e-5	2.46e-5	3.18e-6	3.57e-6	2.9e-5	2.53e-5	3.80e-6	3.60e-6
로그부채	0.077	0.039	0.011	0.006	0.085	0.041	0.012	0.006
로그순자산	0.038	0.048	0.005	0.007	0.076	0.060	0.012	0.009
개인연금	1.485	0.807	0.227	0.115	2.140	0.902	0.351	0.132
교호항	-0.108	0.088	-0.016	0.012	-0.176	0.097	-0.029	0.014

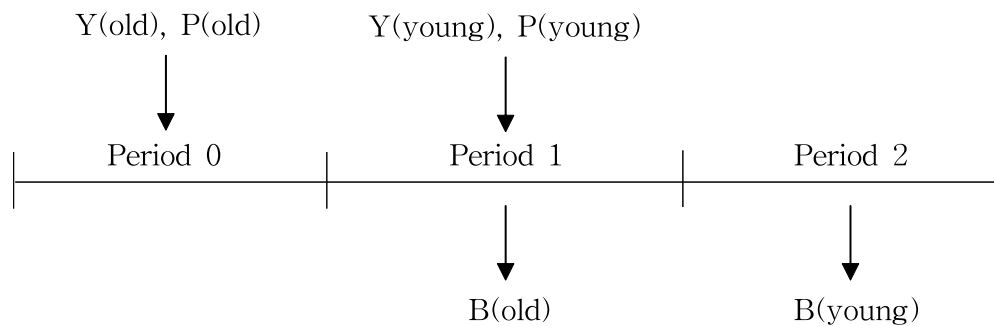
V. 모형 및 이론

실증결과에 따르면 개인연금을 가진 자영업자의 경우, 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다. 보통 포트폴리오 구성을 다양하게 가져가는 것이 위험 분산의 측면에서 효율적이라고 본다. 그러나 자영업자는 자산 수준에 따라 연금 포트폴리오를 오히려 획일적으로 선택하는 경향 즉, 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향성을 보였다. 이와 같은 현상은 국민연금의 낮은 수익률과 국민연금 제도에 대한 불신을 그 원인으로 들 수 있다. 국민연금은 상대적으로 수익률이 낮고 안정적인데 반해, 개인연금은 리스크를 가지는 대신 수익률이 높은 특성을 가진다. 본 논문은 국민연금의 낮은 수익률에 초점을 맞추어 자영업자의 연금 포트폴리오 선택을 설명하고자 하였다. 본 섹션에서는 고소득 자영업자의 국민연금 기여회피 유인을 효용극대화 모델로 설명하고, 이를 DARA의 이론으로 뒷받침 하였다.

1. 모형

노인세대와 젊은 세대가 공존하는 일반적인 3기간 모델을 생각해 보자. 개인은 소득 Y 가 있는 동안 보험료 P 를 납입하고 은퇴 후 연금 B 를 수급 받는다. 모델에 따라 0기에 노인세대(old generation)가 보험료를 내고 1기에 국민연금을 수급한다. 1기에 젊은 세대(young generation)가 보험료를 내고, 2기에 연금수급을 받는다. 이때 국민연금의 급여 산정식은 노인세대와 젊은 세대가 서로 다르다는 문제가 있다. 국민연금은 시행 초기에 “저부담·고급여” 체계로 시작하였기 때문에 재정고갈 문제가 구조적으로 존재하며, 이에 따라 미래세대로 부담전가가 이루어지도록 부담금은 늘리고 급여는 낮추는 방향으로 급여 산정식의 변화가 이루어져 왔다. 이러한 세대 간 소득재분배를 고려하면 젊은 세대는 국민연금

에서 이탈할 유인이 더 커진다. 본 연구에서는 이 부분을 무시하고 보험료 납입과 연금 수급의 2기간 모델로 단순화한 모델을 풀고자 한다. 세대 내 소득재분배를 무시하더라도 보험료 납입기에 해당하는 개인은 소득이 높아짐에 따라 국민연금에서 이탈하고자 하는 유인을 가질 수 있다.



Y : Income(소득)

P : Premium(보험료)

B : Benefit(국민연금)

[그림 3] 본 연구의 모형을 일반화한 분석틀

1) 가정

- ① 세대 간 소득재분배는 무시하여, 제도의 수혜자인 현재의 노인세대는 제외하고 젊은 세대만을 고려대상으로 한다. 한 세대만을 고려하므로 납입기간과 수급기간의 2기간 모델로 단순화할 수 있다.
- ② 차입제약이 없는 것으로 가정한다(No debt). 차입 이자율이 연금 수익률보다 높다고 가정하면 유동성 제약이 있을 경우, Y(income)와 D(debt)의 크기에 따라 국민연금 기여회피의 유인이 있을 수 있다. 모델의 단순화를 위해 차입제약이 없는 상황을 상정하였다.
- ③ 소득재분배 효과는 무시한다. 국민연금은 저소득 가입자의 소득대체율이 더 높다. 그러나 저소득 가입자는 기여가 낮고 기대수명이 상대적

으로 짧아 소득재분배 기능의 효과가 미미하다고 보고, 이러한 효과는 고려하지 않는다.

④ 선택 가능한 자산은 안전자산에 속하는 국민연금과 위험자산에 속하는 개인연금뿐이다.

⑤ 자영업자의 국민연금 미납에 따른 패널티(연체금)는 고려하지 않는다.

⑥ 개인은 죽기 전에 모든 자산을 소비한다.

2) 효용극대화 모형

$$U(C) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) \quad \text{where } U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad 1 \neq \gamma > 0, \quad 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 \leq (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r_1)S]$$

where C=consumption, Y=income, N=premium of NPS,

S=saving(private pension), r=interest rate of NPS,

r_1 =interest rate of saving(private pension) in state 1,

r_2 =interest rate of saving(private pension) in state 2,

p=probability that state 1 occurs, 1-p=probability that state 2 occurs

위와 같은 효용함수를 설정한 이유는 이것이 가장 일반적으로 쓰이는 효용함수이며 오목성(concavity)을 만족하기 때문이다. 효용함수에서 γ 는 위험기피성을 나타내는 모수이다. γ 가 클수록 위험기피성향이 크며, 더 오목한 효용함수를 갖는다.

모델에서 안전자산인 국민연금은 채권수익률 정도를 수익률로 가진다. 따라서 국민연금의 수익률은 state에 의존하지 않고 언제나 r 이라고 보았다. 한편 위험자산인 개인연금은 state에 따라 다른 수익률을 가진다. 이때 state 1은 경기가 나빠 위험자산의 수익률이 낮은 경우로, state 1에서의 개인연금 수익률은 국민연금 수익률보다 낮으며($r_1 < r$), state 2는 경기가 좋아 개인연금의 수익률이 국민연금의 수익률보다 높은 경우로 정의한다($r_2 > r$). 따라서 $r_1 < r < r_2$ 를 만족한다. 기대수익률의 관

점에서 개인연금의 기대수익률을 r' 이라 하자($p \cdot r_1 + (1-p) \cdot r_2 = r'$). 국민 연금의 수익률은 타 금융자산에 대한 수익률보다 낮다고 가정하므로 기대수익률은 $r < r'$ 이다. 개인마다 또한 자산수준에 따라 상대적으로 위험 기피 정도가 다르더라도 기본적으로 위험기피자인 개인을 상정했을 때 $r < r'$ 을 만족하지 않는다면 아무도 개인연금을 선택하지 않을 것이기 때문에 이 가정이 필요하다.

차입제약이 없다(No debt)는 가정에 따라 $S \geq 0$ 로 본다. 만약 강제로 국민연금에 편입되어 보험료 N 을 징수당하면 그만큼 개인연금 S 의 선택에 제약을 받는다.

이제 모형의 가정에 따라 2기간의 효용극대화 문제를 생각해보자.

$$U(C_t) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) = U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (2)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 = (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r(.))S]$$

$$C_0 = Y - N - S > 0, \quad C_1 = (1+r)N + (1+r(.))S > 0 \text{ 을 만족한다.}$$

다음으로 두 가지 그룹의 사람들을 고려해보자.

① 임금근로자 : 소득의 4.5%가 국민연금 기여금으로 원천 징수된다 ($N=0.045 \cdot Y$).

② 자영업자 : 국민연금 기여금($N=x \cdot Y$)에서 x 를 0 또는 9% 중에서 양자택일한다. 즉, 자영업자는 국민연금 미납 여부를 결정할 수 있는 모델이다.

개인연금의 경우 state에 따라 수익률이 달라지므로 2기간의 효용극대화 문제는 기대효용극대화 문제를 푸는 것과 같다.

$$\text{Max EU}(C) \Leftrightarrow \quad (3)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} \left[\frac{(Y - N - S)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)N + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)N + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \Leftrightarrow \\ & \text{Max} \left[\frac{[(1-x)Y - S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \end{aligned}$$

개인연금 S 에 대하여 1계조건(First Order Condition, FOC)을 풀면 최적 S 를 얻는다. (4)

$$0 = -[(1-x)Y - S]^{-\gamma} + \beta p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}$$

(4)식을 만족하는 최적 S에 대해서 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 부호가 양(positive)임을 보이

고자 한다. 먼저 (4)에 log를 취해서 다음과 같이 정리하였다. (5)

$$-\gamma \ln[(1-x)Y-S] = \ln \beta + \ln [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}]$$

(5)식을 Y에 대해서 미분하여 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 식으로 정리하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\partial S}{\partial Y} > 0^{17)} \quad (6)$$

이때 x의 선택은 0과 0.09 중에서 0을 선택할 경우 S의 크기가 커진다. 따라서 (6)의 결과($\frac{\partial S}{\partial Y} > 0$)에 따라 자산(소득)수준이 높아질수록 국민연금에서 이탈할 유인 즉, x=0이 되는 선택을 할 유인이 있다.

또한 위험기피성을 나타내는 모수 γ 의 크기에 따라 위험자산인 개인연금 S의 선택이 달라진다. 개인은 위험기피성이 작을수록 위험자산을 선호하는 경향을 가진다. 즉, γ 가 작을수록 위험자산인 개인연금에 대한 수요가 커진다. 만약 자산수준이 높아질수록 위험기피성이 작아진다면, 고소득 자영업자는 개인연금에 대한 수요가 크므로 x=0이 되는 선택을 통해 국민연금에서 이탈할 유인이 있다. 이는 (6)의 결과와도 일치하는 설명이다. 이러한 경우는 DARA일 때 가능하다.

2. 이론

1) Decreasing Absolute Risk Aversion(DARA)

DARA는 안전자산과 위험자산의 최적 자산배분에 대한 이론적 배경을 제공한다. 일반적으로 CARA(Constant Absolute Risk Aversion)나 IARA(Increasing Absolute Risk Aversion)보다 DARA가 현실설명력이 높다. DARA에 따르면 자산수준이 높은 개인일수록 위험선호자의 특성을 보이며 위험자산에 대한 수요가 높다. 이때 위험자산은 정상재라고

17) 부록 참조 pp.31

가정함이 자연스럽다.

앞서 국민연금보다 개인연금의 가격이 더 싸다는 것을 언급했다. DARA에 따르면, 리스크 대비 수익에 따라 적정하게 연금의 가격이 책정되었다고 하더라도, 자산수준이 높은 개인이 개인연금을 더 선호한다는 것을 주장할 수 있다. 연기금은 상대적으로 개인연금보다 더 안정성을 추구하는 경향을 보인다. 반면 개인연금의 경우 위험자산의 투자한도는 70%이고, 그 한도 내에서 개인연금 가입자는 자유롭게 투자전략을 짤 수 있다. 따라서 개인이 상대적으로 위험선호자라면 국민연금보다 개인연금을 더 선호하는 경향이 있다.

위험기피성향(risk aversion)의 척도 중 하나인 절대위험기피도(ARA, Absolute Risk Aversion)는 다음과 같이 정의된다.

$$R_A = -\frac{U''(C_t)}{U'(C_t)} = \gamma \times C_t^{-1} \quad (7)$$

개인은 위험기피성이 작을수록 즉, γ 의 크기가 작을수록 위험자산을 선호하는데, 자산수준이 높아질수록 위험기피성이 작아진다면 안전자산인 국민연금을 위험자산인 개인연금으로 대체하여 더 위험한 포트폴리오를 선택할 유인이 커진다.

순자산이 커질수록 개인은 국민연금이든 개인연금이든 보험(연금)을 갖고 있을 확률이 높다. 또한 국민연금과 개인연금은 양의 상관관계를 가지고 있으므로 일반적으로 국민연금 가입자는 국민연금과 개인연금을 모두 포함하는 포트폴리오를 가지고 있다. 이때 DARA에 의거하여 순자산이 커짐에 따라 개인은 국민연금을 개인연금으로 대체하는 경향성을 보일 수 있다. 상대적으로 안전자산인 국민연금이 포함된 포트폴리오보다 위험자산인 개인연금만을 갖는 포트폴리오가 위험선호자에게 더 매력적이기 때문이다.

2) 자산수준과 포트폴리오 선택

더 부유한 가정이 더 높은 비율의 재산을 위험자산에 투자한다는 것이 DARA이다. 다양한 실증연구에서 DARA는 일반적인 현상으로 여겨진다. Joel Peress는 2004년 그의 논문에서 DARA의 이유를 설명했다.¹⁸⁾

부유한 개인은 투자자산에 대해서 정보(information)를 구매할 수 있는 능력이 있는데, 이때 정보는 더 높은 수익률을 보장한다. 정보의 가격보다 정보를 가졌을 때의 투자수익률이 더 높기 때문에 부유한 개인은 더 위험한 자산에 투자할 수 있고, 이런 특성이 DARA로 표현된다.

필자는 실증분석에서 정보(information)를 고려하지 않았다. 다만 본 연구의 이론적 근거인 DARA의 정당성은 Joel Peress의 논문으로 뒷받침할 수 있다.

18) Joel Peress (2004) "Wealth, Information Acquisition, and Portfolio Choice"

VI. 결론

1. 한계점

본 연구에서 활용한 한국복지패널은 설문에 대해 미응답한 개인의 비율이 높았고 거짓으로 응답한 개인도 상당수 있을 것이므로, 이에 따라 분석의 유의성이 낮아졌을 가능성이 있다. 또한 설문자료에는 개인연금의 액수나 규모에 대한 정보가 없어서 정확한 분석이 어려웠다. 한국복지패널이 상대적으로 저소득 개인의 비율이 높은 복지패널자료에 해당한다는 점도 염두에 두어야 한다.

본 연구의 목적에 부합하는 종속변수는 실제 자영업자의 국민연금 기여회피에 해당한다. 그러나 자영업자의 실제 소득은 관측이 불가능하므로 국민연금 미가입·미납입에 한정된 종속변수에 대해서만 회귀분석이 가능하다. 현실적으로 자영업자의 국민연금 기여회피가 소득 축소 신고를 통해 이루어진다는 점에 미루어, 소득 축소 신고를 포착하여 연구에 반영할 수 있다면 개선된 실증분석 결과를 얻을 수 있을 것이다.

2. 결론 및 고찰

한국복지패널을 이용한 실증분석 결과에 따르면 여성일수록, 연령이 낮을수록, 학력이 낮을수록, 미혼일수록, 중소도시에 거주할수록, 가족 구성원 수가 적을수록, 사업장 규모가 작을수록, 소득수준이 낮을수록, 순자산이 낮을수록 국민연금을 미납할 확률이 높은 것으로 추정된다.

회귀식에서 관심변수였던 교호항은 계수의 부호가 음의 값으로 나타났다. 즉, 개인연금을 가진 자영업자의 경우, 순자산 수준이 높은 개인이 순자산 수준이 낮은 개인보다 국민연금 기여회피를 할 유인이 높다. 따라서 자산수준이 높은 자영업자는 국민연금을 개인연금으로 대체하여 개

인연금만을 가지는 연금 포트폴리오를 구성할 가능성이 있다.

본 논문은 이와 같이 고소득 자영업자가 최적의 연금 상품 포트폴리오를 선택하는 과정을 효용극대화 모델과 DARA의 이론으로 설명하였다. 효용극대화 모델에 따르면 자영업자는 자산(소득)이 높아질수록 개인연금에 대한 수요가 증가하여 국민연금의 연금 보험료를 회피할 유인이 있다. 또한 개인의 효용함수에서 위험기피성향이 작아지면 위험자산을 선호하게 되어 국민연금을 개인연금으로 대체할 유인이 존재한다.

DARA에 의하면 개인은 자산수준이 높아질수록 위험회피 성향이 작아지고 상대적으로 더 위험한 투자 포트폴리오를 선택한다. 이때 위험자산에 대한 투자가 자유로운 개인연금은 안정적인 자산 위주로 투자하는 국민연금보다 위험한 노후보장보험에 해당한다. 따라서 자산수준이 높은 개인은 효용극대화를 위해 국민연금과 개인연금을 모두 포함하는 포트폴리오에서 개인연금만을 포함하는 포트폴리오로 넘어가는 경향성을 가진다.

이처럼 고소득 자영업자가 국민연금에서 이탈하려는 유인을 가진다면 국민연금 제정에 높은 기여를 하는 개인이 빠져나가므로 장기적으로 국민연금 제도를 유지하는 데에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 또한 국민연금이 가진 세대 내 소득재분배 기능이 약화될 수 있고 성실 납입자와의 형평성 문제도 발생한다. 한편, 자산수준이 높은 개인에게 초점을 맞춘 본 연구에서는 강조하지 않았으나 기여회피한 자영업자가 노후대비를 충분히 계획하지 못한 경우 노후빈곤층으로 전락할 가능성이 있다.

현실에서는 자영업자들이 소득 축소 신고를 통해 기여회피를 하는 것이 일반적이므로 사실상 본 연구의 실증분석 결과보다 더 많은 개인이 국민연금에서 이탈하고 있다고 보아야 한다. 이런 상황에서 국민연금이 본래의 목적을 달성하기 위해서는 국민연금 가입에 강제성을 부여하는 제도적인 개선이 필요하다. 한편 가입이 강제되더라도 자영업자는 소득을 축소 신고함으로써 국민연금 기여금을 낮추는 기여회피가 가능하다. 따라서 가입의 강제성과 더불어 국민연금 기여 순응도를 높이는 정책 개발이 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

- Bailey. C. & J. Turner (1997), “Contribution Evasion and Social Security: Causes & Remedies”, International Labour Offices
- Fredrick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. (2002), “Time discounting and time preference: a critical review”, Journal of Economic Literature, vol. XI, pp.351-451
- Jackson. B & V. Milliron (1986), “Tax compliance Research: Findings, Problems, and Prospects”, Journal of Accounting Literature, vol. 5, pp.125-165
- Joel Peress (2004), “Wealth, Information Acquisition, and Portfolio Choice”, Review of Financial Studies, vol. 17, issue 3, pp.879-914
- World Bank (1994), “Averting the old age crisis”, World Bank
- 김상진 (2009), 자영업자의 국민연금 기여회피 결정요인, 사회보장연구 제25권 제2호, pp.1-28
- 김성숙, 강성호 (2004), 국민연금 지역가입자의 수용성 제고방안(납부예외, 체납개선을 중심으로), 정책보고서 2004-10, 국민연금연구센터

김창오 (2014), 자영업으로 이행 이후 연금보험료 납부에 걸리는 시간,
2014 사회정책연합 공동학술대회 : 한국사회의 사회안전망을 점검한다, pp.661-679

홍민기 (2009), 자영업자의 국민연금 가입 분석, 한국노동연구원,
pp.143-164

황정욱, 태엄철 (2015), 2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서, 국민연금 관리공단

부록

1. 2015년 상반기 5개 보험회사 변액연금 상품의 포트폴리오와 수익률

1) 한화생명 V플러스 변액연금보험(무)

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	펀드수익률		
					직전 1년	직전 3년	직전 5년
한화	한화생명 V플러스 변액연금 보험(무)	5대그룹주식형Ⅱ	국내투자-주식형	5.5	2.78	-2.59	
		BRICs주식형Ⅱ	국내투자-주식형	25.5	40.89	30.7	
		가치주식형Ⅱ	국내투자-주식형	6.88	4	0.94	
		글로벌주식형Ⅱ	국내투자-주식형	6.12	7.89		
		글로벌채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.07	3.11		
		배당주식형Ⅱ	국내투자-주식형	8.67	15.3	17.55	
		성장주식형Ⅱ	국내투자-주식형	8.98	13.26	8.12	
		이머징주식형Ⅱ	국내투자-주식형	4.14	7.28		
		이머징채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.16	5.38		
		인덱스주식형Ⅱ	국내투자-주식형	7	4.87	2.67	
		채권형Ⅱ	국내투자-채권형	1.77	5.65	13.58	24.25

2) 삼성 스마트 Top 변액연금보험1.3(무)

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	펀드수익률			
				직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
삼성	스마트 Top 변액연 금보험 1.3 (무)	그로스주식형	국내투자-주식형	7.43	3.61	4.01	10.26
		단기채권형	국내투자-채권형	0.96	2.17	7.32	12.96
		더블유인덱스주식형	국내투자-주식형	6.43	8.14	42.99	52.57
		미국블루칩인덱스주식형	국내투자-주식형	5.62	12.53		
		배당주주식형	국내투자-주식형	4.92	4.83	17.4	33.94
		삼성그룹주식형	국내투자-주식형	0.34	-1.47	-12.76	6.52
		업종대표알파형	국내투자-주식형	8.32	13.12		
		업종대표주식형	국내투자-주식형	6.92	6.45	12.07	
		인덱스주식형	국내투자-주식형	7.3	5.55	1.76	15.86
		일반주식형	국내투자-주식형	6.35	6.76	12.49	25.96
		채권형	국내투자-채권형	1.79	5.63	13.62	24.67
		케이인덱스주식형	국내투자-주식형	7.32	5.13	2.6	19.2

3) 더 드림 무배당 교보변액연금보험Ⅱ

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품명	펀드명	펀드유형	펀드수익률			
				직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
교보	더 드림 무배당 교보변액 연금보험 Ⅱ	가치주식형	국내투자-주식형	6.86	5.01		
		글로벌주식형	해외투자-주식형	10.14			
		글로벌채권형	해외투자-채권형				
		단기채권형	국내투자-채권형	1.01	2.31	7.41	13.22
		성장주식형	국내투자-주식형	10.34	6.01		
		인덱스주식형	국내투자-주식형	7.56	4.88	3.61	
		일반주식형	국내투자-주식형	6.03	2.47	4.96	
		채권형	국내투자-채권형	1.78	5.76	14.25	26.12

4) 미래설계 참신한 브릿지 변액연금보험Ⅱ

상품 정보		펀드 정보					
보험 사명	상품 명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	펀드수익률		
				직전 1년	직전 3년	직전 5년	
신한	(무)미래설계 참신한 브릿지 변액연 금보험 Ⅱ	S라인 자산배분형50					
		Tops SRI혼합형	국내투자-주식혼합형	3.78	4.69	6.41	20.28
		Tops 채권형	국내투자-채권형	1.84	5.51	13.16	24.31
		Tops 펀더멘탈인덱스형	국내투자-주식형	7.11	5.21	3.03	13.11
		Tops 프리미엄주식형	국내투자-주식형	8.38	9.25	5.91	21.23
		가치배당주식형	국내투자-주식형	8.92			
		글로벌 다이나믹 채권형	해외투자-채권형	1.67	5.07		
		인차이나코펜주식형	국내외투자-주식형	14.04	22.79	41.94	41.67

5) 파워스텝업 변액연금보험Ⅱ(무)1504

상품정보		펀드정보					
보험 사명	상품 명	펀드명	펀드유형	직전 6개월	직전 1년	직전 3년	직전 5년
미래 에셋	파워 스텝 업 변액 연금 보험 Ⅱ (무) 1504	MMF형	국내투자-채권형	0.9	2.05		
		가치주식형	국내투자-주식형	11.84	8.61		
		국내채권형	국내투자-채권형	1.75	4.91	12.06	
		글로벌 MVP 30	해외투자-채권혼합형	3.62			
		글로벌 MVP 50	해외투자-주식혼합형				
		글로벌마켓주식형	해외투자-주식형	7.26	11.96	15.83	
		글로벌멀티전략형	해외투자-주식형	5.66	10.36		
		글로벌인컴형	해외투자-주식혼합형	1.86	5.21		
		글로벌채권매크로전략형	해외투자-채권형	-0.05	3.21		
		글로벌채권토탈리턴형	해외투자-채권형	2.76	5.6		
		글로벌커머디티주식형	해외투자-채권형	1.96	5.28	15.88	
		글로벌커머디티주식형	해외투자-커머디티형	-24.24	-34.82	-38.58	
		글로벌컨슈머주식형	해외투자-주식형	10.89	15.91	38.79	
		글로벌프리미엄해외채권형	해외투자-채권형	1.74	4.96		
		브릭스주식형	해외투자-주식형	11.34	16.74	6.75	
		선진국인컴형	해외투자-주식혼합형	1.35	2.94		
		선진마켓주식형	해외투자-주식형	7.87	20.17	37.36	
		섹터ETF형	국내투자-주식형	9.66	10.52	15.23	
		아시아그레이트컨슈머 주 식형	해외투자-주식형	10.82	32.21		
		아시아퍼시픽(AP)컨슈머 주식형	해외투자-주식형	8.97	19.36		
		이머징국채투자형	해외투자-채권형	1.74	6.05		
		이머징마켓주식형	해외투자-주식형	6.62	13.52	7.05	
		이머징마켓채권형	해외투자-채권형	1.96	7.88		
		인덱스주식형	국내투자-주식형	6.97	4.98	3.62	
		주식성장형Ⅱ	국내투자-주식형	7.27	1.37	3.24	
		중국본토주식형	해외투자-주식형	78.82	112.73		
		프리미엄포커스주식형	국내투자-주식형	15.24	9.94	7.52	

2. 효용극대화 모형

$$U(C_t) = \sum_{t=0}^1 \beta^t U(C_t) = U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (2)$$

$$\text{subject to } C_0 + \beta C_1 = (Y - N - S) + \beta[(1+r)N + (1+r(\cdot))S]$$

$$C_0 = Y - N - S > 0, \quad C_1 = (1+r)N + (1+r(\cdot))S > 0$$

$$\text{Max EU}(C) \Leftrightarrow \quad (3)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} \left[\frac{(Y - N - S)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)N + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)N + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \Leftrightarrow \\ & \text{Max} \left[\frac{[(1-x)Y - S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \left(p \frac{[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-p) \frac{[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \end{aligned}$$

개인연금 S 에 대하여 1계조건(First Order Condition, FOC)을 풀면 최적의 S 를 얻는다. (4)

$$0 = -[(1-x)Y - S]^{-\gamma} + \beta p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}$$

(4)식을 만족하는 최적의 S 에 대해서 $\frac{\partial S}{\partial Y}$ 의 부호가 양(positive)임을 보

이고자 한다. 먼저 (4)에 \log 를 취해서 다음과 같이 정리하였다. (5)

$$-\gamma \ln[(1-x)Y - S] = \ln \beta + \ln [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}]$$

(5)식을 Y 에 대해서 미분하면,

$$\begin{aligned} & -\gamma \frac{(1-x) - \frac{\partial S}{\partial Y}}{(1-x)Y - S} = \\ & -\gamma \frac{p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1}[(1+r)x + (1+r_1)\frac{\partial S}{\partial Y}] + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}[(1+r)x + (1+r_2)\frac{\partial S}{\partial Y}]}{p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}} \\ & \Leftrightarrow \frac{\partial S}{\partial Y} [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1}(1+r_1)[(1-x)Y - S] \\ & \quad + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}(1+r_2)[(1-x)Y - S] \\ & \quad + p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}] \\ & = [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma}](1-x) \\ & \quad - [p(1+r_1)[(1+r)xY + (1+r_1)S]^{-\gamma-1} + (1-p)(1+r_2)[(1+r)xY + (1+r_2)S]^{-\gamma-1}](1+r)x[(1-x)Y - S] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= (1-x)[p(1+r_1)[(1+r)xY+(1+r_1)S]^{-\gamma}(1-\frac{(1+r)xY}{(1+r)xY+(1+r_1)S})] \\
&\quad + (1-x)[p(1+r_2)[(1+r)xY+(1+r_2)S]^{-\gamma}(1-\frac{(1+r)xY}{(1+r)xY+(1+r_2)S})] \\
&\quad + (1+r)xS[p(1+r_1)[(1+r)xY+(1+r_1)S]^{-\gamma-1}+(1-p)(1+r_2)[(1+r)xY+(1+r_2)S]^{-\gamma-1}] \quad (6) \\
&\Leftrightarrow \frac{\partial S}{\partial Y} > 0
\end{aligned}$$

Abstract

The Evasion of The National Pension Contributions of the Self-employed Regarding Portfolio Choice

Kyongsun Kim
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

This paper verifies the tendency that the wealthy group of the self-employed have the incentives to evade the national pension contributions from the empirical analysis, and explains the causes of this trend. This paper elaborates on the factors of the incentives to evade the national pension contributions by the rich group of the self-employed using the utility maximization model, and supports the argument using the theory of DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion).

The variable of interest in the regression model is the interaction term of the logarithmic transformation of the net wealth level and the existence of the private pension plan. Empirical studies show that this

variable of interest has a negative correlation with the dependent variable in the regression model, the decision whether to pay the national pension plan or not. The results of the empirical studies present that wealthier households are more likely to substitute the national pension with private pensions.

An individual chooses his optimal portfolio based on his wealth level and the degree of his risk aversion depending on his wealth level as well. Among the pension plans with different rates of return such as the national pension and private pensions, the self-employed chooses his pension portfolio which maximizes his utility. The wealthy group of the self-employed with smaller absolute risk aversion will have the incentives to evade the national pension contributions due to its relatively poor returns.

keywords : The self-employed, Evasion of the National pension contributions, Utility maximization, Risk aversion, DARA, Portfolio choice

Student Number : 2014-20172