

公의年金資産과 家計貯蓄의 代替效果: 獨逸 패널데이터를 이용한 實證分析*

金 相 鎬**

논문 초록

이 논문은 미래의 공적연금자산이 가계저축에 미치는 대체효과를 독일 GSOEP 패널데이터를 이용하여 분석하였다. 1986-90년까지 지속적으로 매년 1,000시간 이상 근무한 가장의 776가구를 표본으로 선정하고, 가구원의 생애소득을 추정하였다. 본 연구에서는 특히 생애소득 추정의 정확성을 제고하기 위하여 年소득을 추정하고, 이를 합산하여 생애소득을 산출하는 방법을 사용하여 측정오차 문제를 개선하였다. 이어서 年소득 자료에 기초하여 미래의 연금자산을 1988년 현재가치로 추정하였다.

GSOEP을 이용한 본 연구에서는 非연금자산을 측정하는 방법과 회귀방정식의 모형에 따라 약간의 차이는 있지만, 非연금자산의 계수는 약 -0.17이며 이의 통계적 유의성은 매우 높은 것으로 조사되었다. 이는 GSOEP 자료는 부과방식으로 운영되는 독일의 공적연금제도가 가계저축을 감소시켰다는 가설을 뒷받침한다는 것을 의미한다.

핵심 주제어: 연금자산, 가계저축, 대체효과, 패널데이터

경제학문헌목록 주제분류: H3

* 필자는 두 심사자의 좋은 논평에 감사를 표함. 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음 (KRF-2002-B00132).

** 관동대학교 경영정보학부 부교수, e-mail: shkim@kwandong.ac.kr

I. 서 론

공적연금과 관련되어 오랜 기간 논쟁이 되어 온 분야 중의 하나는 공적연금제도가 소비행태의 변화를 통하여 가계저축에 미치는 영향에 관한 것이다. 이는 노후소득을 보장하는 공적연금제도가 취업기간의 강제저축을 통하여 가용자원을 생애기간별로 효율적으로 배분(inter-temporal allocation)하려는 개인의 의사결정에 영향을 미치며, 이는 다시 저축에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 부과방식(PAYG system)으로 운영되는 공적연금제도가 미국에서 관찰되는 저축률 하락의 주된 원인제공자라는 비판(Feidstein 1974)이 제기된 이후 시계열자료 및 횡단면자료를 이용한 많은 연구가 진행되었다. 그러나 상이한 연구결과 때문에 공적연금제도가 저축에 미치는 영향에 대하여 학자간에 상당한 이견이 존재하는 실정이다.

노후보장에서 공적연금제도가 차지하는 비중의 증대와 이러한 세계적인 연구 추세에도 불구하고 이 분야에서의 국내연구는 미진하며, 패널데이터를 이용한 국내연구는 아직 없다. 국내에서의 연구가 활성화되지 못한 주된 이유로 분석에 필요한 통계자료가 축적되어 있지 못한 점을 들 수 있다. 우선 패널분석을 하는데 필요한 오랜 기간의 가구자료가 이용 가능한 형태로 축적되어 있지 못하다. 우리 나라에서 가장 긴 기간의 패널자료인 대우가구패널조사(KHPS)의 경우에도 자료의 축적기간이 1993-98년의 6년에 불과하기 때문에 이 분야의 연구에 필수적인 생애소득(life-time income)을 신뢰성 있게 추정하는데 한계가 있다. 한국노동패널의 경우 지속적으로 자료가 축적되고 있어 충분한 자료가 축적된 이후에는 본 연구주제를 분석하는데 사용할 수 있겠지만, 현재에는 축적된 기간이 1998년 이후의 4년으로 제한되어 있는 한계가 있다. 이는 짧은 기간의 자료를 사용하면 생애주기별로 소득이 변화하는 추세를 파악하기 어렵기 때문이다. 따라서 위에 언급한 국내자료를 이용하여 본 연구주제를 분석할 수는 있겠지만, 이 경우에는 생애소득 및 이에 기초한 연금자산 추정의 부정확성에 기인하는 편의(bias)가 발생할 것으로 예상된다. 이처럼 본 연구주제를 분석하는데 필요한 장기간 축적된 국내패널자료가 제공되지 않는 현실적 한계를 인식하고, 본 연구에서는 오랜 기간의 패널자료가 구축되어 있으며 연구자가 해당국가의 공적연금제도를 파악하고 있어서 미래의 연금자산을 산출할 수 있는 독일을 분석국가로 선정하였다. 또한 연금자산과 저축과의 관계를 규명하는데 있어서 국민경제 자료를 이용하는 시계열분석보다 적합한 것으로 평가되

는 가구자료를 이용하는 패널자료 분석기법을 사용토록 한다.¹⁾ 본 연구에서는 독일 근로자를 대상으로 하여 이들의 생애소득과 연금자산을 추정한 후, 연금자산이 非연금자산(non-pension wealth)의 변동을 통하여 가계저축을 감소시킨다는 가설을 실증적으로 분석하게 된다.

본 연구의 독창성으로 다음을 들 수 있다. 연금자산과 저축과의 관계를 분석하는데 필요한 핵심변수는 생애소득, 연금자산 및 非연금자산(non-pension wealth)인데, 패널자료를 이용한 지금까지의 연구는 생애소득을 단일연도(예: Gale 1998) 또는 몇 년으로 제한된 기간(Jappelli 1995, Euwals 2000)의 통계자료에 기초하여 추정하였다. 긴 기간의 패널자료를 이용하더라도 미래의 年소득을 계량기법을 이용하여 추정하지 않고 단순히 外挿法(extrapolation)을 사용하여 추정(Bernheim 1987)하였기 때문에 정확성이 결여되었다. 그런데 생애소득 및 이에 기초한 연금자산을 신뢰성 있게 추정하는 것은 분석결과에 영향을 미치는 중요한 문제이다. 이를 개선하기 위하여 본 연구에서는 축적된 패널자료에 기초하여 연령별 소득을 산정한 후, 이의 합계로 생애소득을 추정하는 방법을 사용하여 측정오차(measurement error)문제를 개선하였다. 본 연구에서처럼 오랜 기간 축적된 자료에 기초하여 패널자료 축적기간 이외의 年소득을 계량기법을 이용하여 산출한 후 이의 합계로 생애소득을 추정하고, 이 소득자료에 기초하여 산정한 연금자산을 사용하는 이 분야의 논문은 아직 없는 것으로 알려져 있다. 이처럼 생애소득의 측정오차 문제를 개선한 것을 본 논문과 여타 논문의 중요한 차이점으로 지적할 수 있다.

II. 국내외 연구동향 및 이론적 배경

1. 국내외 연구동향

연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석한 주요 국내출판 논문으로 다음을 들 수 있다. 김상호(1992)는 부과방식으로 운영되는 독일의 공적연금제도가 가계저축에 미치는 영향을 1962-1988년의 시계열자료를 이용하여 분석하였으며, 공적연금제도

1) 시계열자료에서 구성원 전체의 정보가 합산되어 처리되는 것과 달리, 패널자료는 구성원 개인의 상세한 정보를 제공한다. 따라서 개별가구의 소비행태를 분석하는 본 연구에서는 패널자료가 시계열자료보다 더 적합한 것으로 판단된다.

가 가계소비를 감소시킨 것으로 조사되었다. 윤석명(2000)은 공적분(Cointegration) 방법을 이용하여 미국의 사회보장제도(Social Security Program)가 민간저축에 미친 영향을 시계열자료를 이용하여 분석하였는데, 미국의 사회보장제도가 민간부분의 저축을 감소시켰다는 가설이 뒷받침되지 않았다. Chun(2000)은 1994년에 도입된 개인연금제도가 저축증대에 미치는 효과를 분석하였다. 이 연구에서 개인연금제도의 도입으로 민간저축은 증가했지만, 개인연금에 부여된 조세감면의 저축증대 효과는 미미한 것으로 조사되었다.

연금제도가 저축에 미치는 영향에 대한 국내연구가 활성화되어 있지 않은 것과 달리 해외에서는 많은 연구가 이루어지고 있다. Feldstein(1974)이 시계열자료를 이용한 논문을 발표한 이후 Barro(1978)는 중복세대모델에 기초하여 Feldstein을 이론적, 실증적으로 비판하였다. Leimer and Lesnoy(1982)는 Feldstein의 연구결과가 연금자산을 산정 하는데 있어서의 오류로 왜곡되었다는 점을 밝혀내었다. Gale(1995, 1998)은 지금까지의 연구가 이에 필요한 조정계수를 사용하지 않았기 때문에 왜곡된 결과를 가져왔으며, 조정계수를 사용하여 분석하면 대체효과가 크게 상승한다고 주장하였다. 한편 미국의 공적연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석한 많은 연구가 있지만 여기서는 생략하도록 한다. 또한 개인연금제도에 관한 연구 역시 생략하도록 한다.

이어서 미국 이외의 국가에서 진행된 연구를 간단히 소개토록 한다.²⁾ Perelman 외(1984)는 벨기에를 대상으로 분석하였고, 공적연금제도가 저축을 감소시킨 것으로 조사되었다. Schniewind(1989)는 독일을 대상으로 분석하였는데 확실한 결과를 도출할 수 없었다. 아울러 독일에서 본 연구주제를 패널자료를 이용하여 분석한 논문은 아직 없다.³⁾ Alessie 외(1997)는 네덜란드를 대상으로 분석하였는데, 연금자산이 민간저축에 의해 대체되지 않기 때문에 연금제도가 민간저축을 증대시킨 것으로 조사되었다. Lavi and Spivak(1999)은 이스라엘을 대상으로 하여 분석하였는데, 기업연금제도가 민간저축과 국민저축을 증대시킨 것으로 조사되었다. 이처럼 국가별로 상이한 결과가 도출되는 주된 이유는 국가별로 상이한 제도, 상이한 회귀

2) 기존연구를 요약한 것으로는 김상호(1992) 〈요약표 1〉 및 Gale(1995) 〈표 1〉 참조.

3) 필자는 독일의 기존연구에 대해 철저하게 검토하였다. 이와 유사한 연구가 독일에서 활발히 이루어지지 못한 것은 독일공적연금 산정방식의 복잡성 및 연구에 필요한 기초통계를 축적한 패널자료의 부족에 기인하는 것으로 판단된다. 기초통계자료에 대해서는 III. 1. 을 참조.

분석모형의 설정(예를 들면 설명변수에 포함시켜야 될 연령의 미사용), 핵심변수(연금 자산, 생애소득 및 회귀방정식의 종속변수) 추정의 부정확성 등에 기인하는 것으로 판단된다. 한편 Gale(1995)은 기존연구에 내재해 있을 수 편의(bias)의 원인을 여덟 가지로 분류하여 잘못된 모델설정이 분석에 미치는 영향을 이론적으로 분석하였다.

2. 이론적 배경

life-cycle이론은 개인이 이기주의적이며 생애중심의 미래지향적이라고 가정한다. 따라서 개인은 가용자원을 평생소비에 적절히 배분함으로써 효용을 극대화하려고 한다. 소비는 시간선호율과 생애소득(일생동안 얻게 되는 소득의 의사결정 시점에서의 현재가치)에 의해 결정되며 소득을 받는 시기자체에 의해서는 영향을 받지 않는다. 단순 life-cycle모델에서는 연금자산의 증가가 非연금자산의 감소를 통하여 완전히 상쇄되기 때문에 연금제도는 저축에 영향을 주지 않는다. 그러나 이처럼 명료하게 도출되는 분석결과는 현실에서 관찰되는 다양한 요인들을 고려하면 한계가 있으며, 이는 연금제도가 저축에 미치는 효과를 이론적으로 분석하는 것을 복잡하게 만든다. 다음에서는 이를 저축이론별로 살펴보도록 한다.

우선 life-cycle모델에서 이 모델이 주장하는 것처럼 은퇴 목적이 저축의 주된 동기라는 점을 수용하더라도 다음의 요인들은 단순 life-cycle모델의 분석결과에 한계가 있음을 보여준다. 첫째, 공적연금제도를 실시하는 대부분의 국가는 조기은퇴를 촉진하는 규정을 두고 있기 때문에 길어진 은퇴기간에 대비하여 더 많은 자산을 축적하도록 하는 저축증대 효과가 발생한다(Feldstein 1974). 둘째, 공적연금은 퇴직 연령 이후에나 수급할 수 있기 때문에 연금자산은 유동성이 낮다. 따라서 연금자산 규모가 희망하는 자산규모보다 크면서 유동성제약에 처해있는 가계(이는 주로 저소득계층임)에서는 연금자산의 비유동성 때문에 강제저축을 통해 저축이 증가한다. 셋째, 공적연금에 주어지는 다양한 세제 혜택은 수익률을 상승시키며, 이는 다시 저축을 감소시키는 소득효과와 저축을 증대시키는 대체효과를 유발하기 때문에 최종적인 효과는 불명확하다(Engen 외 1994). 넷째, 공적연금은 평생연금(annuity)으로서 불확실한 생존기간에 대하여 risk pooling하는 보험 성격을 가지며, 공적연금제도는 생존기간과 관련된 위험을 줄여서 저축을 감소시키는 역할을 한다(Hubbard 1987).

예비적 동기나 유산동기처럼 은퇴 이외의 목적이 저축의 주된 목적이라고 주장하는 이론에서는 연금자산의 증가가 非연금자산의 감소를 통하여 완전히 상쇄되지 않는다. 마지막으로 전통적 저축이론과 상이한 이론(mental accounts theory, Thaler 1990)의 경우에도 연금자산은 자발적 강제저축을 통해 저축을 증대시킨다. 이는 불완전한 자본시장에 기인하는 통상적인 유동성제약 외에도, 현실에는 노후보장을 위하여 본인이 통제하기 어려운 연금보험과 생명보험 형태로 저축하여 의도적으로 유동성제약 상황에 처하기를 희망하는 사람이 많다고 보기 때문이다.

Ⅲ. 실증분석을 위한 준비

1. 생애소득의 추정

본 연구의 연구주제를 분석하는데 필요한 핵심변수는 생애소득, 공적연금자산 및 가구자산이다. 공적연금자산 외에도 사적연금자산 역시 소비에 영향을 미치는 중요한 변수이지만, 본 연구에서는 이를 독립변수로 사용하지 않도록 한다. 이는 무엇보다도 사적연금자산의 산정에 필요한 충분한 정보가 본 연구에서 사용하는 통계자료에 포함되어 있지 않기 때문이다.

본 연구에서는 개인들이 합리적 기대(rational expectations)를 형성하여 미래소득과 연금자산을 추정한다고 가정한다. German Socio-Economic Panel(GSOEP)은 본 연구주제의 핵심변수들을 산정 하는데 필요한 모든 기초자료를 제공하는 유일한 패널자료이기 때문에 본 연구에서는 이를 사용하도록 한다. 본 연구에서는 1984-1999년 가계자료를 사용하지만, 가구자산에 대한 자료는 1988년 가구조사에만 수록되어 있기 때문에 1988년을 기준연도로 사용하였다. 그러나 가구자산의 경우에만 이용 가능한 자료가 1988년으로 제한되어 있으며, 이를 제외한 여타변수는 1984-1999년의 패널자료에 기초하여 산정 되었음을 밝혀둔다. 또한 GSOEP은 1984년 이전의 기간에 대해서도 취업개시연령, 연령별 취업 여부, 학교교육과 직업교육을 받은 연령, 군복무기간 및 출산연령 등 연금산정에 필요한 상세한 정보를 제공하고 있다.

분석을 위한 표본으로는 가장이 1988년 기준으로 40세 이상 60세 미만이며, 1986년부터 1990년까지 지속적으로 매년 1,000시간 이상 근무한 가구를 분석대상

으로 선정하였다. 그러나 自營者와 이미 연금을 수급하는 가구는 표본에서 제외하였다. 또한 맞벌이부부의 경우에는 부부 모두 피용자로 근무한 가구만을 선정하였다. 이러한 기준을 적용할 결과 776가구가 표본으로 선정되었으며, 이 선정된 가구는 746명의 남성과 558명의 여성으로 구성되어 있다.

Gale(1998)은 조정계수를 사용하는 새로운 분석방법을 제시하였지만, 그의 논문은 실증분석 분야에서 한계를 가지고 있다. 즉 Gale은 축적된 연도별자료를 사용하여 패널이 축적하고 있는 기간 이외 연도(취업 후 패널에 통제자료가 축적되기 시작하기 이전의 기간과 은퇴연령까지의 미래기간)의 임금을 추정하는 방법을 알지 못했기 때문에, 그는 1983년도 Survey of Consumer Finances의 단일연도 임금자료와 생애소득에 영향을 미치는 변수(demographic factors)로 판단되는 나이, 교육기간 및 은퇴연령을 대신 사용하여 개략적으로 생애소득을 추정하였다.⁴⁾ 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구에서는 연령별 임금을 항상소득(permanent income)을 추정하는 방법을 응용하여 산정하고, 이의 합계로 생애소득을 산출함으로써 생애소득 추정의 정확성을 제고토록 하였다. GSOEP은 1984-99년의 임금자료만 제공하기 때문에 이 이외의 기간에 취업하여 얻은 연령별 임금을 추정하여야 하는데, 이를 위하여 본 연구에서는 회귀방정식(1)을 사용하였다.

$$E_{it} = \mu + x_{it}X + v_i + e_{it} \quad (1)$$

여기서

E_{it} : 근로자 i 의 t 연령 年임금(in logarithms)

μ : 상수항

x_{it} : 근로자 i 의 시간적으로 변화가능한 t 연령 독립변수(time-varying regressors)

v_i : 개별근로자효과(unobservable individual-specific residual)

e_{it} : 오차항

회귀방정식에서 x 는 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수이며, X 는 x 의

4) 본 연구자가 Gale에게 연도별 근로소득을 추정하는 방법을 문의한 결과, 본인도 그 방법을 모르기 때문에 위에 언급한 방법을 사용하였다는 회신을 받았다.

계수벡터이다.⁵⁾ 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수로는 연령, 이의 제공, 삼승 및 사승, 여성가장 여부의 더미, 16세 이하로 부모와 동거하는 자녀수와 이의 제공, 그리고 10단위로 구분된 직업종류를 사용하였다.⁶⁾ 자녀수는 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수이며, 자녀수가 증가하면 이들을 양육하기 위한 시간의 증가로 취업시간이 제한되어 소득에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.⁷⁾ 또한 10단위로 분류된 직업변수 역시 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수이다.⁸⁾

본 연구에서는 우선 fixed-effects model과 random-effects model 모두를 사용하여 회귀방정식을 추정하고, 이 중에서 어느 모델이 독일 공적연금 가입자의 생애소득을 추정하는데 더 적합한 지 Hausman 검정을 실시하여 판단하였다.⁹⁾ Hausman 검정에서 귀무가설이 기각되면 fixed-effects model을, 그리고 귀무가설이 채택되면 random-effects model을 사용하게 된다.¹⁰⁾ 한편 위의 회귀방정식에 기초하여 실시한 Hausman 검정은 개별효과가 독립변수와 독립적 관계에 있지 않다는 것을 강하게 제시하기 때문에 본 연구에서는 fixed-effects 추정치를 사용하여 생애소득을 추정하였다.¹¹⁾

5) 이와 유사한 방법을 이용하여 소득을 추정하는 방법에 대해서는 Kazarosian(1997)과 Jürges(2001) 참조.

6) 10단위로 구분된 직업종류는 다음과 같다: ①unskilled worker ②trained worker ③semi-skilled and skilled worker ④foreman ⑤master craftsman ⑥industry and works foreman in nontenured employment ⑦employee with simple duties ⑧employee with qualified duties ⑨employee with highly qualified duties or managerial function ⑩employee with extensive managerial duties.

7) 시간적으로 변화가능한 독립변수로 자녀수와 이의 제공을 사용하여 소득을 추정하는 논문으로는 Jürges(2001, p. 399) 참조.

8) 미래의 직업종류로는 패널자료에 수록된 마지막 연도의 직업이 유지되는 것으로 가정하였다.

9) Hausman 검정에 대해서는 Wooldridge(2002) 참조.

10) fixed-effects model과 random-effects model을 사용하여 추정하는 구체적 방법에 대해서는 Stata Reference Books(2003) 참조.

11) 예를 들면 <표 1>에서와 같이 年總임금을 산정하기 위한 모델을 선정하기 위하여 실시한 Hausman 검정에서 Chi-squared(17)=1,075.00으로 조사되어 귀무가설이 기각되었다.

〈표 1〉 年總임금 추정을 위한 회귀분석 결과(표본수: 1,304).

변수	계수	변수	계수
age1	21.796 (11.59)	worker3	0.527 (30.79)
age2	-7.327 (-12.20)	worker4	0.552 (20.29)
age3	1.097 (13.01)	worker5	0.555 (13.57)
age4	-0.061 (-13.93)	worker6	0.552 (15.87)
female head	0.121 (3.51)	worker7	0.496 (27.07)
kids	-0.049 (-4.56)	worker8	0.561 (31.04)
kids2	0.003 (1.08)	worker9	0.622 (27.46)
worker1	0.427 (24.55)	worker10	0.692 (17.54)
worker2	0.481 (32.32)	constant	-14.688 (-6.72)
R-squared	0.197		

주: ()는 t 값임

〈표 1〉에는 fixed-effects model을 사용하여 年總임금(annual gross income)을 추정한 회귀분석의 결과가 요약되어 있다. 연령변수와 여성가장 여부의 더미변수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 자녀수의 증가는 약 8명까지 소득을 감소시킨 후 이를 초과하면 임금을 증가시키는 것으로 조사되었다. 그러나 자녀수를 제공하는 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 모든 직업종류 변수는 정의 부호를 가지며 통계적으로 유의성이 매우 높은 것으로 조사되었다.

생애소득을 추정하기 위한 개별근로자 年임금 자료로 1984-99년에 대해서는 GSOEP자료를, 그리고 그 이외의 연도에 대해서는 회귀방정식을 이용하여 추정한 추정치를 사용하였다. 다만 취업개시연령에 대한 상세한 개인정보가 존재하기 때문에 이에 기초하여 생애소득을 산출하였음을 밝혀둔다. 또한 1999년까지 존재하는 은퇴 여부에 대한 자료를 이용하여 은퇴 연도 이후의 근로소득은 없는 것으로 하여 생애소득을 산정하였다. 독일에서는 66세부터 완전노령연금이 지급되기 때문에 생애소득 계산 시 66세를 연금수급 개시연령으로 사용하였다. 한편 생애소득을 추정할 때는 年純임금(annual net income)을, 그리고 연금자산을 추정할 때는 독일 연

금법 규정과 일치하도록 年總임금(annual gross income)을 사용하기 때문에 이를 구분하여 회귀분석을 실시하였다.

생애소득과 연금자산을 추정할 때 기대여명에 대한 자료는 독일연방통계청의 1987-89년 일반생명표를, 물가지수로는 연방통계청의 각년도 소비자물가지수를, 2002년까지의 이자율로는 10년만기 국채이자율을, 그리고 연금자산과 생애소득의 현재가치를 산출하는 데 필요한 미래의 실질이자율로는 3.5%를 사용하였다. 이어 서 이와 상이한 이자율의 적용이 분석결과에 영향을 미치는 지의 여부를 민감도분석에서 조사하게 된다.

〈표 2〉 개별근로자의 생애소득 추정액 및 이의 분포(1988년 기준)

생애소득	남자수 (746명)	여자수 (558명)
100,000 DM 이하	0	115
100,000 DM 초과-250,000 DM 이하	0	159
250,000 DM 초과-500,000 DM 이하	13	170
500,000 DM 초과-750,000 DM 이하	262	85
750,000 DM 초과-1,000,000 DM 이하	285	24
1,000,000 DM 초과-1,250,000 DM 이하	99	3
1,250,000 DM 초과-1,500,000 DM 이하	43	1
1,500,000 DM 초과-1,750,000 DM 이하	26	1
1,750,000 DM 초과-2,000,000 DM 이하	6	0
2,000,000 DM 이상	12	0
생애소득의 평균(DM)	897,175 (351,102)	308,591 (233,017)

주: ()는 표준편차를 의미함.

〈표 2〉에는 본 연구의 표본을 대상으로 하여 산정된 생애소득 추정액과 이의 분포가 요약되어 있다. 성별로 구분하여 산정된 생애소득은 평균값에서만 아니라 분포에서도 큰 차이를 보여주고 있다. 예를 들면 생애소득이 백75만 DM를 초과하는 여성근로자가 없는 것과 달리, 남성근로자는 18명이나 존재한다. 아울러 생애소득이 20만 DM 이하인 남성근로자가 없는 것과 대조적으로 여성근로자는 274명(49.1%)이나 되는 것으로 조사되었다. 이처럼 성별간 생애소득에 큰 차이가 발생하는 것은 가정을 가진 여성근로자의 경우 자녀 양육 등으로 취업기간이 남성근로자보다 짧은 데 주된 원인이 있는 것으로 판단된다.

2. 연금자산(pension wealth)의 추정

본 연구에서 생애소득을 계산할 때 연령별 純임금 자료를 사용하기 때문에 생애 소득에 이미 연금보험료가 공제되어 있다. 또한 연령별 총임금에 기초하여 계산한 미래의 연금액(total social security benefit)은 은퇴 이후 수급하게 되는 연금액인데, 독일에서는 이에 대한 세금이 현실적으로 부과되지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 연령별 총임금에 기초하여 연금을 산정하고 이를 연금자산으로 사용토록 한다. 한편 본 연구에서 연금을 산정할 때 完全豫見(perfect foresight expectations)을 가정하도록 한다. 이는 1988년에 소비행위를 결정할 때 연금급여의 미래변화를 정확히 예측할 수 있음을 가정함을 의미한다.¹²⁾ 다음에는 식(2)를 사용하여 독일 공적 연금제도(Gesetzliche Rentenversicherung)에서 月연금액을 산정하는 방법을 간략하게 설명하도록 한다.

$$\text{月연금액} = \text{개인기여점수} \times \text{연금종류별 계수} \times \text{해당연도 기준연금액} \quad (2)$$

月연금액을 산정하는 기본공식은 다음의 3개 항목으로 구성되어 있다. 개인기여 점수(Entgeltpunkte)는 보험가입 기간의 매월에 대하여 개별가입자의 월급을 당해 연도 전체가입자 年평균보수로 나누어 월별 개인기여점수를 산정한 후, 전체 가입 기간의 월별 개인기여점수를 합산하여 산출된다.¹³⁾ 이처럼 월급에 기초하여 월별

12) 미래연금액을 산정 하는데 적용될 법적 기초로서 가장 바람직한 것은 회귀분석의 기준연도인 1988년에 적용되었던 연금법이다. 그러나 독일 현지에서 1988년에 적용되었던 연금법에 기초하여 연금액을 산정하는 상세한 방법을 파악하는 데 현실적인 어려움이 있었다. 이 문제를 해결하기 위하여 완전예견을 가정하게 되었으며, 완전예견은 이론적으로는 강한 가정이지만 본 연구의 경우에는 문제가 많이 완화되는 것으로 판단된다. 왜냐하면 회귀방정식에 사용하는 기준연도(1988)와 연금산정의 기초가 되는 연도(2001)가 상이하지만, 이것이 연금액 산정에 미치는 영향은 제한적이기 때문이다. 이의 주된 이유는 보험료율은 지속적으로 상승했지만 본 연구에서는 보험료가 연금액 산정 과정에 사용되지 않고 있다(생애소득 산정 시 보험료를 차감한 純소득이 사용되고 있음). 또한 연금액 산정에 결정적으로 영향을 미치는 규정의 변경은 연금수급 개시연령에 관한 것이며, 이는 1988년의 규정이 2001년의 것과 큰 차이가 없기 때문이다. 이를 구체적으로 살펴보면 1992년의 연금법 개정에서 여성과 실업자에 대하여 각각 61세와 64세로 하향조정 했던 연금수급 개시연령이 2001년의 연금법 개정에서 본래의 66세로 환원되었다.

13) 예를 들면 35년 동안 지속적으로 취업하였으며, 취업기간동안 전체가입자 평균보수에 해당하

개인기여점수가 산정되는 것이 원칙이지만, 독일에서는 사회정책적 요소를 개인기여점수 산정과정에 반영하고 있다. 즉 직업교육기간(25세까지 받은 교육에 대하여 최장 36개월까지), 학교교육기간(17세 이후에 받은 교육에 대하여 최장 8년까지), 육아기간, 실업기간, 군복무기간 및 질병기간에 대해서는 납입한 보험료 액수에 관계없이 일정한 월별 개인기여점수를 부여하고 있다.¹⁴⁾ 그 결과 개인기여점수 산정과정은 전문가가 아니면 산정하기 어려울 정도로 매우 복잡하다.¹⁵⁾ 그러나 이처럼 연금 산출방식 자체는 복잡하지만 GSOEP은 위에서 설명한 개인기여점수 산정에 필요한 정보를 1984년 이전의 기간에 대해서도 제공하기 때문에 각 개인에 대한 상세한 정보에 기초하여 연금을 신뢰성 있게 산정할 수 있는 장점이 있다.

연금종류별계수(Rentenartfaktor)는 피보험자가 수급하는 연금의 종류에 따라 부여하는 계수이다. 예를 들면 완전노령연금에는 1.0의 계수가, 고액미망인연금에는 0.6의 계수가, 그리고 저액미망인연금에는 0.25의 계수가 주어진다.¹⁶⁾ 본 연구에서는 독일공적연금관리공단(Verband Deutscher Rentenversicherungsträger)과 연방노동사회성이 노후생활을 위한 연금자산 규모를 파악하기 위하여 1999년에 실시한 'AVID 1996'에서와 동일하게 완전노령연금에 대해서만 조사하고 미망인연금에 대해서는 산정하지 않도록 한다. 이를 구체적으로 설명하면 연금수급 조건을 충족한 가입자는 66세에 은퇴하여 완전노령연금을 성별로 구분된 평균연령까지 수령한 후에 사망하는 것을 가정함을 의미한다.¹⁷⁾ 한편 해당연도 기준연금액(aktueller Rentenwert)은 물가상승률을 반영하여 매년 결정되는데, 예를 들면 1998년 기준연금액은 37.27 DM였다.

본 연구에서는 독일공적연금관리공단의 전문가가 연구자에게 제공한 연금산정 방식에 기초하여 연금액을 추정하였다. 연금액을 추정하는 데 필요한 연도별 전체 가입자 年평균보수와 해당연도 기준연금액의 과거자료 및 미래추정치 자료로는 연방노동사회성 자료를 사용하였다(BMA 2000, Übersicht B 11).

는 임금을 받은 남성가입자의 경우 개인기여점수는 35가 된다.

14) 예를 들면 직업교육기간 및 육아기간(12개월)으로 인정되는 매달에 대해 최소한 0.0833의 개인기여점수를 부여하고 있다.

15) 독일연금 산정방식에 대한 상세한 정보는 요청 시 필자가 개별적으로 제공할 수 있다.

16) 고액미망인연금은 18세 미만의 자녀를 양육하거나, 45세 이상의 직업불능 판정을 받은 미망인에게 지급된다.

17) 'AVID 1996' Phase II p. 162ff. 참조.

〈표 3〉 개별가입자의 年연금액 추정치 및 이의 분포(1988년 현재 기준)

年연금액	남자수(746명)	여자수(558명)
2,400 DM 이하	0	33
2,400 DM 초과-4,800 DM 이하	0	73
4,800 DM 초과-7,200 DM 이하	1	62
7,200 DM 초과-9,600 DM 이하	4	54
9,600 DM 초과-12,000 DM 이하	5	46
12,000 DM 초과-14,400 DM 이하	10	52
14,400 DM 초과-16,800 DM 이하	16	57
16,800 DM 초과-19,200 DM 이하	76	46
19,200 DM 초과-21,600 DM 이하	143	34
21,600 DM 초과-24,000 DM 이하	157	39
24,000 DM 초과-26,400 DM 이하	133	33
26,400 DM 초과-28,800 DM 이하	89	14
28,800 DM 초과-31,200 DM 이하	42	8
31,200 DM 초과-33,600 DM 이하	21	2
33,600 DM 초과-36,000 DM 이하	23	4
36,000 DM 초과	26	1
평균年연금액	24,131 DM (5,689)	13,104 DM (8,039)

주: ()는 표준편차를 의미함.

〈표 3〉에는 본 연구에서 추정한 공적연금제도의 年연금액과 이의 분포가 요약되어 있다. 이에 따르면 1988년 현재가치를 기준으로 할 때 남성가입자와 여성가입자가 기대하는 年연금액 현재가치의 평균치는 각각 24,131 DM와 13,104 DM로 추정되었다. 〈표 3〉은 남성가입자의 연금액이 여성가입자보다 현저히 많을 뿐만 아니라 표준편차도 작은 것을 보여주고 있다.

IV. 실증분석

연금자산이 저축에 미치는 영향을 분석한 실증연구의 회귀방정식에서 사용하는 종속변수로 일반적으로 자산이 사용되어 왔으며(Gale 1995, p.3), 소비, 저축 및 자산을(자산/생애소득)도 사용되고 있다. 자산을 독립변수로 사용한 연구로는 Feldstein 외(1979), Bernheim(1987), Engen 외(1994), Gale(1998) 및 Euwals(2000)가 있다. 소비를 독립변수로 사용한 논문으로는 Feldstein(1974), Todo-Rovira 외(1988) 및 Kim(1992)을, 그리고 저축을 독립변수로 사용한 논문으로는

Munnell(1974, 1976) 이 있다.¹⁸⁾ 한편 자산율에 자연대수를 취한 형태를 사용한 연구로는 Dicks-Mireaux 외(1984) 및 Hubbard(1986)가, 그리고 자산율에 자연대수를 취하지 않은 형태를 사용한 연구로는 Jappelli(1995)가 있다.¹⁹⁾ 1994년까지의 주요 논문을 요약한 Gale(1995)의 <표 1>은 기존의 주요연구 중에서 종속변수에 자연대수를 취하여 사용한 논문은 Dicks-Mireaux 외(1984)와 Hubbard(1986)밖에 없음을 보여주고 있다.

많은 연구에서 자산을 종속변수로 사용하는 것과 같이 본 연구에서도 자산(순자산)을 사용토록 한다. 아울러 다른 연구에서와 마찬가지로 식(3)에 자연대수를 취하지 않았다. 본 연구에서는 식(3)의 회귀방정식에 기초하여 연금자산이 비연금자산에 미치는 영향을 분석하게 되는데, 중요한 변수는 잔여생애소득, 연금자산 및 순자산이다. 기준연도까지의 과거소득은 종속변수인 자산축적에 이미 반영되어서 잔여생애소득 산정과정에서 제외하였기 때문에, 여기서의 잔여생애소득은 분석의 기준연도인 1988년 이후의 잔여 취업기간동안 얻게 될 소득의 합계로 산정된다.²⁰⁾ 이처럼 과거소득이 종속변수인 자산축적에 이미 반영된 것과 달리, 기준연도까지 확보된 수급권으로서의 과거의 연금자산은 회귀방정식의 어떠한 변수에도 반영되지 않았다. 또한 life-cycle이론에 따르면 소비가 연금소득을 포함하는 생애소득에 의해 결정되기 때문에 본 연구에서는 연금자산으로 과거, 현재 및 미래의 취업에 기초하여 은퇴 시 수급할 것으로 예상되는 연금자산을 사용하도록 한다.²¹⁾

life-cycle모델은 저축이 소득, 연령 및 결혼여부(marital status)에 의해 영향받을 수 있음을 제시한다. 또한 교육기간과 자녀수도 저축에 영향을 미친다고 생각되기 때문에 이 역시 독립변수로 사용하였다. Gale(1995, p. 11)은 연령변수를 독립변수로 사용하여 통제하지 않으면 연금자산과 비연금자산간에 정의 상관관계(positive correlation)를 야기시켜 대체효과를 0로 왜곡시키게 됨을 보여준다. 이러한 측정편

18) Alessie 외(1997)는 자산과 저축을 사용하고 있다.

19) 이처럼 기존 연구는 종속변수로 이들 변수 중의 하나를 사용하고 있으며, 동일 논문에서 자산을 같은 비율 변수와 자산 같은 level 변수를 동시에 사용하는 논문은 없는 것으로 알려져 있다.

20) 식(3)의 회귀분석에 사용될 생애소득이 미래에 수급할 '잔여생애소득'임을 지적해 준 심사자에게 감사할 표한다.

21) 연금자산과 관련되어 이와 같은 개념을 사용하는 것에 대해서는 패널자료를 이용하는 이 분야의 다른 연구를 참조.

의(measurement bias)는 동일한 생애소득, 연금자산 및 소비패턴을 가진 사람이라도 분석시점을 기준으로 하여 젊은 사람일수록 나이든 사람보다 많은 연금자산과 非연금자산을 갖게 되기 때문에 발생하게 된다. 따라서 이러한 독립변수를 적절히 회귀방정식에 포함시키면 식(3)에서 종속변수인 가구별 純자산(W)과 독립변수인 연금자산(P) 간에 내생성(endogeneity) 문제가 발생하는 것을 방지할 수 있다.

이러한 사실을 고려하여 본 연구에서의 Z 는 가구별 純잔여생애소득, 가장의 연령, 결혼여부의 더미변수, 가장과 배우자의 평균교육 연수, 부모와 동거하고 있는 16세 이하의 자녀수를 포함하고 있다. 또한 연령이 한계소비성향에 미치는 영향을 파악하기 위하여 연령에 소득을 곱한 변수(interaction term)를 이에 추가하여 사용하였다. 여기에 본 연구의 핵심변수인 가구별 공적연금자산(household state pension wealth)을 독립변수로 추가하였다.²²⁾ 식(3)에서 α 는 Z 에 포함되는 독립변수의 계수벡터이며, β 는 가구별 공적연금자산의 계수이다. 따라서 β 의 부호 및 통계적 유의성 여부가 본 연구의 핵심 관심사이다. 만약 β 가 통계적으로 유의한 負의 부호를 가지는 것으로 조사되면, 이는 공적연금제도가 가계의 자산축적에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 공적연금자산은 가계의 자산축적을 통하여 가계저축에 영향을 미치게 된다.

$$W = Z\alpha + \beta \sum_i P_i + \varepsilon \quad (3)$$

여기서

W : 1988년도 가구별 純자산

Z : 독립변수 벡터

P_i : i 가구원(i = 가장과 배우자) 연금자산의 1988년 현재가치

ε : 오차항

종속변수로는 GSOEP의 1988년도 가구별 純자산(household net wealth)을 사용

22) 본 연구와 유사한 회귀식을 LAD (Least Absolute Deviation) 회귀분석법을 이용하여 분석한 연구로는 Engen 외(1994)와 Gale(1998) 참조.

하는데, ²³⁾ GSOEP은 가구별 순자산을 두 가지 방법으로 계산할 수 있는 정보를 제공하고 있다. 첫째, 주택을 포함한 부동산(국내 및 해외)의 시가, 기업지분의 시장평가 가치(equity in firms), 금융자산(예금, 주식, 채권, 건물을 위한 총당금(building savings contracts)) 및 생명보험 금액을 합계한 총자산에 총부채를 차감하여 산정하는 방법이다(대안 I). 둘째, 자산을 위의 구성항목별로 구분하지 않고, 순자산에 대하여 질문한 자료에 기초하여 산정하는 방법이다(대안 II). 본 연구에서는 대안 I의 순자산에 기초하여 분석이 이루어지며, 대안II의 순자산은 민감도를 분석할 때 사용된다. 이를 통하여 회귀분석 결과가 상이한 순자산개념에 의해 영향을 받는 지 여부를 조사하고자 한다.

〈표 4〉 가구별 순생애소득, 생애연금자산 및 순자산의 추정치(1988년 현가, DM)

		평균	최소값	최대값	표본가구수
가구별 순자산	대안 I	146,755	-79,000	2,438,285	776
	대안 II	165,984	0	2,250,000	645
가구별 순잔여생애소득		445,044	71,859	1,589,079	776
가구별 생애연금자산		311,490	60,033	934,328	776

한편 〈표 4〉는 가구별 순자산에 대한 정보를 제공하고 있다. 대안 I의 경우 평균값이 146,755 DM으로, 그리고 대안II의 경우 165,984 DM으로 조사되었다. 여기서 대안II의 경우 모든 가구가 正의 자산을 가지고 있는 것으로 나타날 뿐만 아니라 정보를 제공한 가구수 역시 645가구로 줄어들고 있다. 이처럼 순자산 측정의 정확성 및 정보를 사용할 수 있는 가구수 측면에서 대안 I이 대안 II보다 우월한 개념이기 때문에 대안 I을 사용하는 회귀방정식의 결과를 더 신뢰할 수 있을 것이다.

가구별 순잔여생애소득은 가구구성원이 기준연도인 1988년 이후에 취업하여 얻는 순년소득(net annual income)을 합산하여 산정 된다. 이어서 소취업기간의 소득에 기초하여 각각의 가구구성원이 은퇴 후 수급할 것으로 예상되는 연금액의 1988년 현재가치를 추정한 후, 이를 합산하여 가구별 생애연금자산을 산정하였다.

23) 가구자산에 대한 자료는 1988년 단일연도로 제한되어 있기 때문에 식(3)의 회귀방정식은 1988년도 단일연도 가구자산 자료에 기초하여 분석될 수밖에 없다.

본 연구에서는 연금자산이 가계저축에 미치는 영향을 LAD (Least Absolute Deviation) 회귀분석법을 사용하여 분석하도록 한다. 24) OLS 회귀분석법은 극단적 관측치(outliers)에 의해 심각하게 영향을 받을 수 있으며, 이러한 현상은 재무관련 자료에서 특히 발생하기 쉬운데 이 문제를 해결하기 위한 하나의 대안으로 LAD 추정법이 사용된다(Greene 2000, p. 399). LAD 회귀분석법은 극단적 관측치가 미치는 영향을 감소시키도록 설계되었기 때문에, 편중된 자료가 많은 것으로 알려진 대표적 자료인 자산데이터를 분석하는 데 적합하다. 25)

〈표 5〉 대체효과에 대한 회귀분석 결과: 가구별 純자산의 대안 I 사용

설명변수	모형1	모형2	모형3	모형4
상수항	-1. 8165 (-1. 62)	-0. 7556 (-2. 01)	-0. 3599 (-0. 98)	-3. 8645 (-5. 59)
가구별 純잔여생애소득	0. 0829 (1. 96)	0. 0527 (1. 89)	0. 0623 (2. 34)	0. 1810 (6. 39)
Age	2. 3611 (1. 07)	-	-	6. 9151 (5. 40)
Age-income interaction	0. 1051 (3. 19)	0. 1496 (6. 53)	-	-
Education Years	0. 0580 (1. 88)	0. 0515 (1. 45)	0. 0445 (1. 33)	0. 0602 (2. 07)
Married	0. 5127 (3. 45)	0. 4236 (2. 48)	0. 8619 (5. 42)	0. 6581 (4. 70)
자녀수	-0. 0954 (-1. 85)	-0. 0912 (-1. 55)	-0. 1949 (-3. 58)	-0. 1315 (-2. 65)
공적연금자산	-0. 1659 (-3. 82)	-0. 1625 (-3. 25)	-0. 0281 (-0. 59)	-0. 1399 (-3. 39)
Pseudo R^2	0. 0680	0. 0669	0. 0440	0. 0609

주: 1) 가구수: 776

2) ()는 t 값임.

3) 변수들은 다음의 방법으로 조정되었음: 가구별 純자산, 가구별 생애소득 및 연금자산은 100,000으로, 연령은 100으로, 소득에 연령을 곱한 변수는 10,000,000으로 나누었음.

〈표 5〉의 모형1은 앞에서 설명한 모든 독립변수를 사용할 때의 회귀분석 결과이며, 모든 설명변수는 예상되는 부호를 보여준다. 그러나 연령변수는 통계적 유의성

24) LAD 회귀분석 방법에 대한 상세한 내용은 Stata Reference Books(2003) 참조.

25) Engen 외(1994, p. 105).

이 낮은 것으로 조사되었다. 앞에서 설명한 것처럼 연령을 설명변수로 통제하지 않으면 측정편의(measurement bias)를 발생시켜 연금자산의 대체효과를 0의 방향으로 왜곡시키게 된다. 따라서 연령변수는 이의 통계적 유의성에 관계없이 포함되어야 한다.

다음에서는 연령변수를 통제하지 않는 것이 공적연금자산 변수에 미치는 영향을 조사하기 위하여 연령 관련 변수를 단계적으로 생략하도록 한다. 모형2는 연령변수(Age)만을 통제하지 않을 때 발생하는 효과를 보여주는데, 연령변수의 영향이 소득에 연령을 곱한 변수(Age-income interaction)로 이전되는 것을 관찰할 수 있다. 그 결과 연령에 소득을 곱한 변수의 계수값뿐만 아니라 t값도 큰 폭으로 상승하였다. 이처럼 연령에 소득을 곱한 변수가 연령변수의 변화를 흡수함에 따라 공적연금자산 변수는 거의 영향을 받지 않게 된다. 모형3은 연령변수뿐만 아니라 연령에 소득을 곱한 변수를 통제하지 않을 때의 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 이 모형에서는 연령이 전혀 통제되지 않음으로써 앞에서 예상했던 것처럼 측정편의가 발생하여 공적연금자산과 非연금자산간의 대체효과가 큰 폭으로 하락할 뿐만 아니라 통계적 유의성도 없는 것으로 나타나게 된다. 모형4에서는 연령에 소득을 곱한 변수를 설명변수로 사용하는 것이 분석결과에 미치는 영향을 조사하기 위하여 이 변수를 통제하지 않았다. 그 결과 공적연금자산 변수의 계수값(절대값)은 약간 하락하지만 통계적 유의성은 여전히 높은 것으로 조사되었다. 이상의 결과를 요약하면 독일의 경우 공적연금자산은 非연금자산에 의해 대체되며, 대체계수의 크기는 연령에 소득을 곱한 변수(Age-income interaction)를 포함하느냐의 여부에 따라 -0.14에서 -0.17의 범위에 있는 것으로 추정되었다. 이는 연금자산의 증가가 가계저축을 대체하는 대체효과를 통하여 가계저축을 감소시킨다는 가설을 GSOEP 자료가 뒷받침하고 있음을 의미한다. 또한 연령변수를 통제하지 않으면 Gale(1995)이 지적한 것처럼 측정편의(measurement bias)를 야기하여 대체계수의 크기를 현저히 떨어뜨리는 것으로 조사되었다.

민감도 분석 - 다음에서는 연금자산과 생애소득을 산정할 때 사용하는 상이한 할인율과 상이한 개념의 가구별 순자산(대안 II)의 적용이 분석결과에 미치는 영향을 분석하도록 한다. 이를 위하여 연금자산과 생애소득을 산정하는 데 1.5%와 2%의 미래의 실질이자율을 적용하여 산출된 추정치를 회귀방정식의 설명변수로 사용하였다. 이처럼 상이한 실질이자율을 적용하더라도 회귀분석 결과는 <표 5>와 비슷한

것으로 조사되었기 때문에 이에 관한 상세한 기술은 생략하도록 한다. 다만 상이한 미래이자율을 적용하면 연금자산의 계수가 <표 5>에서보다 조금 작은 것(절대값으로)으로 조사되었다. 이는 회귀분석의 결과가 상이한 미래이자율의 적용에 robust함을 보여준다.

한편 <표 6>에는 가구별 純자산에 관한 대안Ⅱ를 사용할 때의 회귀분석 결과가 요약되어 있다. 이는 전반적으로 <표 5>와 비슷한 추세를 보여주고 있다. 다만 자녀수 변수는 계수의 크기(절대값)와 통계적 유의성이 <표 5>에서보다 낮은 것으로 조사되었다. 본 연구의 핵심변수인 연금자산은 <표 5>와 비교하여 계수(절대값)의 크기뿐만 아니라 통계적 유의성에서도 비슷한 값을 보여주고 있다. 이상의 민감도 분석 결과를 요약하면 본 연구의 회귀분석 결과는 상이한 미래이자율과 상이한 개념의 純자산에 robust하며, 공적연금자산이 가계자산의 축적을 감소시킨다는 가설을 뒷받침하고 있다.

<표 6> 대체효과에 대한 회귀분석 결과: 가구별 純자산의 대안Ⅱ 사용

설명변수	모형1	모형2	모형3	모형4
상수항	-1.0026 (-0.78)	-0.5263 (-1.37)	-0.0758 (-0.18)	-4.2911 (-4.99)
가구별 純잔여생애소득	0.0672 (1.39)	0.0550 (1.96)	0.0984 (3.41)	0.1947 (5.63)
Age	1.1048 (0.43)	-	-	8.4666 (5.36)
Age-income interaction	0.1703 (4.57)	0.1869 (8.40)	-	-
Education Years	0.0165 (0.47)	0.0133 (0.38)	0.0266 (0.71)	0.0317 (0.87)
Married	0.3528 (2.04)	0.3114 (1.78)	0.8088 (4.65)	0.6128 (3.51)
자녀수	-0.0196 (-0.32)	-0.0204 (-0.33)	-0.1446 (-2.31)	-0.0377 (-0.59)
공적연금자산	-0.1643 (-3.21)	-0.1508 (-2.93)	-0.0797 (-1.53)	-0.1524 (-2.96)
Pseudo R^2	0.0709	0.0708	0.0347	0.0597

주: 1) 가구수: 645

2) ()는 t 값임.

3) 변수들은 다음의 방법으로 조정되었음: 가구별 純자산, 가구별 생애소득 및 연금자산은 100,000으로, 연령은 100으로, 소득에 연령을 곱한 변수는 10,000,000으로 나누었음.

V. 결론

본 연구에서는 미래에 수급할 것으로 예상되는 연금자산이 가계저축의 감소를 통하여 대체되는지, 그리고 대체될 경우에 대체효과의 크기는 얼마나 되는지를 GSOEP 패널데이터를 이용하여 분석하였다. 본 연구에서는 생애소득 추정의 정확성을 제고하기 위하여 생애기간에 대하여 年소득을 추정하고, 미래의 年소득을 합산하여 잔여생애소득을 산출하는 방법을 사용하였다. 필자는 본 연구가 기존 연구의 중요한 문제점 중의 하나인 생애소득 추정의 정확성을 제고시켜 이 분야에서의 발전에 기여하기를 희망한다.

GSOEP을 이용한 본 연구에서는 非연금자산을 측정하는 방법과 회귀방정식의 모형에 따라 약간의 차이는 있지만, 연금자산의 증가는 가계저축을 감소시키는 것으로 조사되었다. 특히 신뢰성이 높은 회귀분석 모형으로 평가되는 <표 5>의 모형1에서 연금자산의 계수는 -0.1659이며, 이는 통계적으로 신뢰성이 높은 것으로 조사되었다. 이는 GSOEP 자료가 부과방식으로 운영되는 독일의 공적연금제도의 연금자산이 非연금자산을 대체시켜 가계저축을 감소시킨다는 가설을 뒷받침한다는 것을 의미한다. 마지막으로 본 논문의 실증분석 결과가 우리 나라에 줄 수 있는 정책적 시사점을 조심스럽게 도출하도록 한다. 부과방식의 공적연금제도는 가계저축형성에 부정적인 영향을 미치기 때문에 자본축적을 통해 경제성장을 촉진시킨다는 관점에서 적립방식을 유지하는 것이 바람직하다.

■ 참 고 문 헌

1. 김상호, "독일의 부과방식 연금제도가 가계저축에 주는 영향 고찰, 1962-1988," 사회보장연구 제8권, 1992, pp. 37-59
2. 사공진, "Panel Study에 대한 이론적 고찰 및 그 응용," 경제연구, 제14권, 제1호, 1993, pp. 161-181, 한양대학교 경제연구소
3. 윤석명, "공적분 방법을 이용한 미국 사회보장제도의 민간저축효과 분석," 한국공공경제학회

2000년도 제1차 학술대회 발표논문, 2000.

4. Alessie, R. J. M., Kapteyn, A. and F. Klijn, Mandatory Pensions and Personal Savings in the Netherlands, *De Economist* 145, No.3, 1997, pp. 291-324.
5. Barro, R. J., The Impact of Social Security on Private Saving: Evidence from the U.S. Time Series, American Enterprise Institute for Public Policy Research: Washington, D. C., 1978.
6. Bernheim, D., The Economic Effects of Social Security: Toward a Reconciliation of Theory and Measurement, *Journal of Public Economics* 33, 1987, pp. 273-304
7. Börsch-Supan, A. and J.K. Winter, Pension Reform, Saving Behavior and Corporate Governance, Sonderforschungsbereich 504, University of Mannheim, 1999.
8. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung(BMA), Rentenversicherungsbericht, 2000, Bonn, 2000.
9. _____ (BMA, Altersvorsorge in Deutschland 1996, Bonn), 2000.
10. Chun, Y.J., Did the Personal Pension Increase National Savings in Korea?, *The Korean Economic Review* 16, 2000, pp. 225-242.
11. Dicks-Mireaux, L. and King, M., Pension Wealth and Household Savings: Tests of Robustness, *Journal of Public Economics* 23, 1984, pp. 115-139.
12. Engen, E. M., Gale, W.G. and J.K. Scholz, Do Saving Incentives Work? Brookings Papers on Economic Activity, 1994.
13. Euwals, R., Do Mandatory Pensions Decrease Household Savings? Evidence from the Netherlands, *De Economist* 148 (5), 2000, pp. 643-670.
14. Feldstein, M.S., Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation, *Journal of Political Economy* 82, 1974, pp. 905-926.
15. Feldstein, M.S. and Pellechio, Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence, *Review of Economics and Statistics* 61, 1979, pp. 361-368.
16. Gale, W.G. and J.K. Scholz, IRAs and Household Saving, *The American Economic Review* 84, 1994, pp. 1233-1260.
17. Gale, W.G., The Effects of Pensions on Wealth: A Re-evaluation of Theory and Evidence, Working Paper, The Brookings Institution, 1995.
18. _____, The Effects of Pensions on Household Wealth: A Revaluation of Theory and Evidence, *Journal of Political Economy* 106, No.4, 1998, pp. 706-723.
19. Greene, W., Econometric Analysis, Fourth Edition, Prentice-Hall, 2000.
20. Hubbard, R.G., Pension Wealth and Individual Savings: Some New Evidence, *Journal of Money, Credit and Banking* 18, 1986, pp. 167-178.
21. Jappelli, T., Does Social Security Reduce the Accumulation of Private Wealth? Evidence from Italian Survey Data, *Ricerche Economiche* 49, 1995, pp. 1-31.
22. Jürges, H., Do Germans Save to Leave an Estate? An Examination of the Bequest Motive, *Scandinavian Journal of Economics* 103(3), 2001, pp. 391-414
23. Kazarosian, M., Precautionary Savings-A Panel Study, *Review of Economics and Statistics* 79, 1997, pp. 241-247.

24. Kim, S. H., Gesetzliche Rentenversicherung und Ersparnisbildung der Privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 1992, pp. 555-578.
25. King, M. A. and Dicks-Mireaux, L-D.L., Asset Holdings and the Life-Cycle, *The Economic Journal* 92, 1982, pp. 247-267.
26. Lavi, Y. and Spivak, A., The Impact of Pension Schemes on Saving in Israel, *Applied Economics* 31, 1999, pp. 761-774.
27. Leimer, D.R. and Lesnoy, S.D., Social Security and Private Saving: New Time Series Evidence, *Journal of Political Economy* 90, 1982, pp. 606-629.
28. Munnell, A. H., *The Effect of Social Security on Personal Saving*, Cambridge, MA: Ballinger, 1974.
29. ———, Private Pensions and Saving: New Evidence, *Journal of Political Economy* 84, 1976, pp. 1013-1032.
30. Perelman, S. and Pestieau, P., The Effect of Social Security on Saving: The Case of Belgium with a Particular Emphasis on the Behavior of the Aged, *Empirical Economics* 9, 1984, pp. 15-26.
31. Samwick, A.A., "Is Pension Reform Conducive to Higher Saving?" *The Review of Economics and Statistics* 82(2), 2000, pp. 264-272.
32. Schniewind, H.J., Gesetzliche Rentenversicherung und Konsum, Rudolf Haufe Verlag: Freiburg im Breisgau, 1989.
33. Stata Reference Books, Stata Corporation, College Station, Texas.
34. Statistisches Bundesamt, Fachserie1, Reihe1, Gebiet und Bevölkerung 1998, 1999.
35. Thaler, R. H., Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts, *Journal of Economic Perspectives* 4, 1990, pp. 193-205
36. Todo-Rovira, A. and Perez-Amaral, T., Social Security and Private Saving: A Reconsideration of the Assumptions, *Applied Economics* 20, 1988, pp. 1057-1069
37. Wooldridge, J.M., "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data," Massachusetts Institute of Technology, 2002.

A Study of the Methods for Measuring the Offset Effects of Pensions and Household Saving: Empirical Analysis Using GSOEP

Sangho Kim*

Abstract

The purpose of this paper is to investigate effects of state pension wealth on household saving. I use GSOEP (German Socio-Economic Panel) to estimate lifetime income and pension wealth for a sample of 776 households. I improved measurement error of lifetime income by estimating annual labor incomes and then summing those incomes. The coefficient of pension variable amounts to about -0.17 and is statistically significant. My regression analysis indicates that state pension wealth reduces household saving in Germany.

Key Words: pension wealth, household saving, offset effect, panel data

* Associate Professor, College of Commerce, Kwandong University