

국민연금 연금자산이 개인의 예상소득대체율에 미치는 영향 분석*

- 추정 방법론을 중심으로 -

An Analysis of the Effects of an Estimated National Pension
Wealth on an Individual's Expected Retirement Income
Replacement Rate
- Focusing on an Estimation Method -

김 헌 수**· 최 기 홍***

Honsoo Kim·Ki-Hong Choi

본 연구는 국민연금 가입이력 자료를 이용하여 가입기간 및 기본연금액을 추정하였다. 아울러 국민연금 예상소득대체율 산출에 있어 기존연구의 문제점들을 완화시키고자 국민연금 가입이력과 한국노동패널 자료를 결합하였다. 추정결과, 국민연금의 표준화된 평균 기본연금액과 소득대체율은 각각 0.327과 35.6%로 나타났다. 한편, 국민연금 기대연금자산을 고려하였을 때 그렇지 못한 경우와 비교하여 소득분위별, 코호트별 예상소득대체율이 평균적으로 각각 14.4p%와 14.1%p로 높아지는 것으로 나타났다. 비록 두 자료를 결합하는 방법에 대한 논란의 여지가 있으나 분석자료의 한계를 극복하고자 하는 데 있어서는 그 가능성을 제시하였다고 할 수 있다.

국문 색인어: 국민연금, 소득대체율, 생애소득 추정

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030908, B090700

* 본 연구는 해당기관의 공식적인 견해가 아니며, 연구자 개개인의 의견을 밝힌다. 본 논문은 국민연금연구원 Working Paper(2013)의 일부 내용을 포함하고 있다.

** 국민연금연구원 연금제도실 부연구위원(pehskim@nps.or.kr)

*** 국민연금연구원 재정추계분석실 연구위원(khchoi@nps.or.kr)

논문 투고일: 2014. 03. 13, 논문 최종 수정일: 2014. 08. 11, 논문 게재 확정일: 2014. 11. 20

I. 서론

우리나라 고령자의 빈곤율이 OECD 국가 중에 매우 높은 수준을 기록하고 있는 점은 이미 많이 알려져 있다. 이러한 현상이 나타나고 있는 주된 요인으로 연금제도의 미성숙이라든가 복지 사각지대 발생 등을 들 수 있다. 여기에 자녀에 대한 교육 및 혼인비용 증가에 따른 노후준비 미흡과 주된 일자리에서의 조기퇴직 현상 등이 현재 노인빈곤에 적지 않은 영향을 미쳤다고 보는 견해가 있다(김연명, 2003; 석상훈·김현수, 2012; 여유진 외 4인, 2012).

최근 조기퇴직현상을 다소 완화할 수 있는 법적인 장치가 마련되었으나 좀 더 시간이 지나야 정책적 효과가 나타날 것으로 보인다¹⁾. 설사 한 개인이 은퇴 후의 삶을 대비해 왔다고 하더라도 자산에 대한 관리 능력 부족이나 장수위험(longevity risk)으로 예상치 못한 비용이 발생하여 이미 축적된 은퇴자금도 부족한 상황에 직면할 수 있다.

따라서 보다 체계적인 은퇴준비의 필요성이 베이비붐 세대의 본격적인 은퇴를 앞두고 더욱 부각되고 있다. 이와 더불어 우리나라 중고령자들의 은퇴준비 정도를 미리 파악하기 위해 보다 객관적이고 합리적인 지표를 개발하려는 연구들이 다양한 형태로 진행되고 있다. 사회복지와 관련된 분야에서는 “은퇴준비”의 개념을 재무적 관점뿐만 아니라 건강 및 사회적 관계(취미, 친목모임, 봉사 활동, 가족 관계 등) 등을 고려하여 지표화하는 연구가 진행되어 왔다(최현자, 2012)²⁾. 이러한 연구들은 주로 설문조사를 통해 조사 대상자들의 노후준비 실태를 파악하고, 각기 다른 방법론을 적용하여 은퇴준비 정도를 측정하고 있으나 조사자료의 대표성, 조사비용 및 지수의 연속성, 그리고 지수산정의 방법론적 한계 등이 문제점으로 지적되고 있다.

1) 2013년 5월 9일, “고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진법” 개정안이 국회 본회의를 통과하였다. 개정안에 따르면, 정년 60세 의무화는 2016년 1월 1일부터 공공기관과 근로자 300인 이상 사업장에 우선 적용되며, 2017년부터 300인 미만 사업장으로 확대된다.

2) 메트라이프 “통합은퇴지수,” 삼성생명 “레인보우 은퇴준비지수,” 그리고 피델리티 “The Fidelity Retirement Readiness Index” 등이 있다.

앞에서 언급된 “은퇴준비” 정도를 지표화하는 관점에서 보면, 본 연구는 재무적 관점의 은퇴준비에 초점을 맞춘 연구라고 할 수 있다. 이를 위해 기존의 보다 광범위하고 체계적인 조사자료(예를 들면, 국민연금 가입이력 자료, 국민노후보장패널, 한국노동패널 등)를 활용할 수 있는 방법을 모색한다. 이는 앞에서 언급한 다른 은퇴준비지수가 가지는 한계를 다소 완화할 수 있는 이점이 있다.

개인의 은퇴준비 정도를 측정하기 위해서는 먼저 한 사회의 구성원들이 은퇴 이후에도 은퇴 전에 누렸던 삶의 만족도 내지는 생활수준을 유지하는 데 필요한 노후자산 수준을 계량화할 필요가 있다. 일종의 기준점을 마련하는 것인데, 이를 보통 “목표소득대체율”이라고 지칭한다. 아울러 한 사회의 구성원 개개인이 은퇴 이후 예상되는 노후자산을 산출하고(“예상소득대체율”) 비교하는 과정이 필요하다. 본 연구는 “예상소득대체율” 산출에 대한 방법론적 접근이다.

다시 말하면, 기존의 연구들(안중범·전승훈, 2005; 전승훈 외, 2009; 김현수·석상훈, 2013)은 국민연금 기대연금자산을 추정하는 데 있어 본 연구가 사용하고자 하는 국민연금 이력자료만큼의 소득, 가입기간, 그리고 보험료 납입액에 대한 정보가 부족하여 정확한 기본연금액(또는 총연금자산)을 추정하는 데 한계가 있었다. 아울러 국민노후보장패널은 그러한 문제점을 완화하기 위해 국민노후보장패널 조사자의 국민연금 이력자료를 결합한 자료를 생성하고 있으나 일반에게 공개하는 데 한계가 있으며³⁾, 조사대상자 연령의 제한(50세 이상) 및 조사기간이 길지 않아 생애소득을 추정하는 데 한계가 있었다. 본 연구는 이러한 한계를 극복하기 위해 한국노동패널과 국민연금 이력자료를 개인별로 결합하는 대신 소득분위별로 결합한 자료를 이용한다는 점이 다르다. 이는 궁극적으로 Boston College의 Center for Retirement Research가 개발한 은퇴위험지수 산출에 좀 더 다가가는 계기가 될 수 있을 것이다.

더불어 가입기간 및 국민연금 기대연금자산을 추정하여 국민연금 기대연금자산이 본 연구에서 추정한 노후자산에서 미치는 영향을 살펴본다. 이를 통해 국민연금제도가 노후소득보장에 주는 의미를 함께 되새겨 보고자 한다.

3) 물론 국민연금이 소득상한이 존재하는 단점이 존재하기는 하나, 이는 통계적인 기법을 통해 보완이 가능한 부분이다.

II. 예상소득대체율 추정의 새로운 방법론

1. 기존연구의 한계 및 새로운 접근

예상소득대체율⁴⁾ 산정에서 나타나는 한계점들은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 분석자료에서 오는 한계점과 다른 하나는 추정 방법론의 한계이다. 전자의 경우, 예를 들어, 김현수·석상훈(2013)에서는 “예상소득대체율” 산정에 필요한 생애소득 추정을 위해 국민노후보장패널을 이용하였다. 그러나 국민노후보장패널은 50세 이상 가구주 및 가구원이 있는 가구를 조사대상으로 하기 때문에 생애소득을 파악하고 추정하는 데 한계가 있다. 한편, 국민연금 기대연금자산을 추정하는 데 있어서는 국민노후보장패널과 국민연금 가입 및 수급자 자료를 결합한 자료를 이용하였는데⁵⁾, 다른 조사자료(e.g., 한국노동패널)보다 상대적으로 정확한 수치를 산출할 수 있는 장점이 있었다. 반면, 한국노동패널은 국민노후보장패널처럼 국민연금 가입이력 및 수급 자료와의 결합이 어려우므로 국민연금 기대연금자산 추정에 한계가 있었다(전승훈 외, 2009; 김현수·석상훈, 2013).

결국, 생애소득과 예상소득대체율을 추정하는 데 있어 두 자료 모두 단점을 가지고 있는 것이다.

이에 대해 본 연구는 실질생애소득 및 가입기간 추정, 그에 따른 국민연금 자산과 예상소득대체율 추정은 국민연금 가입이력 자료를 이용한다. 그러나 본 자료로는 그 이외의 자산 추정이나 소득대비 순자산 비율(“자산소득비율”, Wealth Ratio) 추정은 불가능하다. 왜냐하면, 본 자료는 가입자의 자산을 포함하고 있지 않기 때문이다. 이러한 문제점을 한국노동패널 자료를 이용하여 보완한다.

위와 같은 방법론적인 접근에 한계가 없는 것은 아니다. 예를 들어, 한국노동패널에서 추정된 자산대비 소득비율을 국민연금 가입이력 자료에서 추정된 생애소득에 어떻게 적용하느냐 하는 문제이다. 왜냐하면, 두 자료의 조사대상을 고유식

4) 【부록】 참조. 보다 자세한 사항은 백화중 외(2011), Palmer(2008) 참조.

5) 국민노후보장패널은 2009년 자료부터 국민연금 가입이력 및 수급 자료와 결합되어 있는데, 개인정보보완 문제로 외부에 공개되고 있지 않다.

별기호(e.g., 주민등록번호)로 결합시키는 데 많은 제약이 따르기 때문이다.

한편, 국민연금 가입이력 자료의 방대성을 고려할 때, 한국노동패널 조사대상자 대부분이 국민연금에 가입되었을 가능성이 매우 높기 때문에 고유식별기호 없이 두 자료를 결합하여도 두 자료 간의 이질성을 보완할 수 있을 것이라 판단하였다⁶⁾.

우선 생애소득함수, 가입기간 그리고 국민연금 기대연금 자산을 국민연금 가입이력 자료를 통해 추정한다. 자산소득비율은 한국노동패널을 이용하여 산출한다. 산출된 자산소득비율은 국민연금 가입이력자료로부터 추정된 생애소득함수를 이용하여 국민연금 기대연금을 제외한 노후자산을 추정한다.

이때 중요하게 고려해야 할 사항은 “한국노동패널 자료에서 산출된 자산소득비율을 국민연금 가입이력자료에서 산출된 생애소득과 어떻게 결합시키는가?”이다. 기본적인 방법은 두 자료에서 추정된 생애소득을 동일한 소득분위와 연령구조를 기준으로 두 자료를 결합시키는 것이다.

위와 같은 과정은 또한 국민연금 가입이력자료를 이용한 예상소득대체율 산출을 위한 것으로 보다 정교화된 국민연금 기대연금자산 추정뿐만 아니라 보다 정합적인 예상소득대체율을 산출하기 위한 새로운 방법론적 접근이라고 할 수 있다.

2. 한국노동패널을 이용한 소득함수 및 자산소득비율의 추정

고령자들의 은퇴준비 정도를 측정하기 위해서는 크게 두 가지 과정을 거치게 된다. 하나는 목표소득대체율과 다른 하나는 예상소득대체율을 산출하는 것이다. 후자는 다시 소득함수 추정을 통한 은퇴시점의 예상소득과 자산 규모를 추정하는 것이다. 소득함수를 추정하는 근본적인 이유는 자산형성 과정에서 소득이 차지하는 영향력이 크기 때문이다. 즉, 개인의 자산축적 과정은 기본적으로 소득의 일부를 저축 또는 투자를 통해 이루어진다고 보는 것이다(Deaton, 1991; 유경원, 2004)⁷⁾.

6) 한국노동패널의 경우, 국민기초생활수급자 같은 국민연금 가입대상이 아닌 집단도 포함되어 있다. 그러나 이 집단의 비율이 매우 낮기 때문에 분석결과에 미치는 영향은 미미할 것이다.

앞서 언급했듯이 예상소득대체율을 산출하기 위한 소득함수 추정은 국민연금 가입이력 자료를 이용한다. 본 절의 한국노동패널을 이용한 소득함수 추정은 국민연금 가입이력 자료에 없는 자산과 관련된 정보를 국민연금 가입이력 자료에 합치기 위한 목적이다. 이를 위해 한국노동패널에서 추정된 생애소득을 기준으로 소득분위를 나누고 이를 국민연금 가입이력 자료를 통해 추정된 소득을 기준으로 한 소득분위와 매칭시킨다.

가. 소득함수의 설정

소득함수 추정은 패널분석의 고정효과모형(fixed effect model)을 이용하였다. 추정모형은 아래와 같다⁸⁾.

$$y_{i,t} = a_i + \alpha_1 g_{i,t} + \alpha_2 g_{i,t}^2 + \alpha_3 g_{i,t}^3 + \beta_1 g_{i,t} \times d_i + \beta_2 g_{i,t}^2 \times d_i, \quad i \in I \quad (1)$$

식(1)에서 $y_{i,t}$ 는 개인 i 의 t 기 표준화소득을 의미한다. 개인의 근로소득을 각 연도 평균근로소득으로 나눈 값이다. $g_{i,t}$ 는 연령을 나타내며 d_i 는 성별 더미변수이다. 식(1)의 우변은 연령과 성별 두 변수로써 두 변수 간 교차항을 포함한 2변수 3차 다항식이다. 위 모형은 Fullerton and Rogers(1993), Coronado et al.(2011)과 유사한 형태이며, 국내연구에서 많이 이용되는 기본적인 소득추정함수이다(김상호, 2004; 전승훈 외, 2009; 강성호 외, 2008).

나. 분석자료

소득함수 추정을 위해 한국노동패널 4차~13차(2001년~2010년)를 이용하였다. 18세~59세 가구주만을 추정대상으로 하였다. 국민연금은 보험료를 의무적으로

7) 위와 같은 방법론은 두 자료에서 산출한 생애소득함수 수준이 유사할 것이라는 가정을 전제로 한다.

8) 생애소득을 추정하는 데 있어 빈번히 사용되는 교육연수를 생략한 이유는 국민연금 생애소득 추정과의 일관성을 유지하기 위함이다.

납부해야 하는 가입연령을 60세 미만으로 규정하고 있기 때문이다.

〈표 1〉은 식(1)을 추정하기 위한 주요변수들의 기초통계량을 나타낸다. 성별변수의 평균값을 볼 때, 가구주의 남성비율이 월등히 높은 것을 알 수 있다. 평균순자산액은 1억 4천 570만 원으로 나타났으며, 평균임금소득은 2천 451만 원으로 나타났다.

〈표 1〉 주요 변수의 기초 통계량

(단위: 명, 만 원, 세)

변수명	관측치	평균	표준편차	최소	최대
임금소득	21,177	2,451.39	1,249.318	0	6,744
연령	35,948	43.07	9.173136	18	59
성별(남=1)	35,948	0.85	0.353378	0	1
순자산	15,792	14,570.26	17,836.84	0	135,000

자료: 한국노동패널(2001~2010).

〈표 2〉는 식(1)의 추정결과를 보여준다. 연령은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 비록 연령을 제공한 변수($g_{i,t}^2$)와 연령을 세제공한 변수($g_{i,t}^3$)는 통계적으로 유의미하지 않았으나 $g_{i,t}^2$ 는 연령이 증가할수록 소득이 감소하는 현상을 보여주고 있다. 그 이외에 성별과 관련된 변수들은 유의수준 1%에서 통계적 유의미하였다.

〈표 2〉 소득함수 추정 결과(증속변수=표준화된 소득, 고정효과)

변수	추정결과
연령	0.0584**
	(2,548)
연령 ²	-0.000614
	(-1,011)
연령 ³	-6.18e-07
	(-0,119)
연령×성별(남성=1)	0.0468***
	(4,523)
연령 ² ×성별(남성=1)	-0.000380***
	(-2,878)
상수항	-0.964***
	(-3,352)
Observations	40,772
Number of the pid	9,411
R-squared(overall)	0.1139
F-statistics(prob > F)	(0,000)

주: 1) 괄호는 t-통계량.

2) * 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, *** 유의수준 1%.

자료: 한국노동패널(2001~2010).

다. 추정생애소득의 소득분위별 분포

한국노동패널에서 추정된 표준화소득을 소득분위별로 나누는 것은 동 자료에서 추정된 자산소득비율을 국민연금 가입이력자료에 결합하기 위함이다. 〈표 3〉, 〈표 4〉는 각각 한국노동패널과 국민연금 가입이력 자료를 통해 추정된 소득의 소득분위별 분포를 나타낸다. 소득1분위의 평균값 이외에는 두 평균값의 차이가 크지 않은 것을 알 수 있다⁹⁾.

9) 소득1분위 표준화소득 평균값의 차이는 한국노동패널과 국민연금 가입이력 자료를 결합하기 위해 한국노동패널을 이용한 생애소득추정 시 적용한 연령구조를 국민연금 가입이력자료로 부터 생애소득을 추정할 때 적용된 연령구조와 일치시키기 위한 과정에서 새롭게 만들어진 표본 때문에 발생한 현상이다. 〈부표 1〉에서 〈표 2〉의 관측치를 기준으로 생애소득추정치한 결과를 보면, 소득1분위의 실측치와 추정치의 차이가 줄어든 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 표준화된 총추정생애소득의 소득분위별 분포(한국노동패널)

(단위: 개수)

변수	소득 분위	관측치 ¹⁾	평균(μ_1)	표준편차	최소	최대
표준화된 추정 생애소득	1	79,086	0.29	0.252959	-1.12394	0.795695
	2	79,044	0.58	0.250592	-0.33466	1.049215
	3	79,044	0.82	0.274112	-0.08257	1.275985
	4	79,044	1.08	0.3165	0.144625	1.557572
	5	79,044	1.71	0.819348	0.425988	16.83324

주: 1) 관측치와 관련하여서는 각주 9) 참조.

자료: 한국노동패널(2001~2010).

〈표 4〉 표준화된 총추정생애소득의 소득분위별 분포(국민연금 가입이력 자료)

(단위: 개수)

변수	소득 분위	관측치	평균(μ_2)	표준편차	최소	최대
표준화된 추정 생애소득	1	420,705	0.47	0.101823	0.053267	0.6744
	2	453,936	0.66	0.101759	0.254709	0.869175
	3	471,228	0.84	0.145009	0.328233	1.117763
	4	475,468	1.10	0.210278	0.422116	1.522438
	5	463,480	1.63	0.362421	0.574915	3.635343

자료: 국민연금 가입이력자료, 저자 산정.

〈표 5〉는 표준화된 두 추정소득의 평균의 차이를 통계적으로 검증한 결과이다. 유의수준 5%에서 두 평균치들 간의 차이가 없는 것으로 나타났다. 서로 다른 두 표본에서 추정된 생애소득의 소득분위별 분포가 유사하다고 할 수 있다.

위와 같은 결과를 바탕으로 두 자료를 결합시키기 위해 한국노동패널에서 추정된 생애소득을 소득5분위로 나눈다. 마찬가지로 국민연금 가입이력자료를 이용하여 추정한 생애소득을 소득5분위로 나눈다. 두 독립된 자료에서 만들어진 소득 5분위 변수를 기준으로 두 자료를 결합하였다¹⁰⁾. 즉, 유사한 소득수준에 있는 계층의 행동양식이 유사할 것이라는 가정을 전제하고 있다¹¹⁾.

10) 두 자료를 결합하는 방식과 변수는 연구자의 연구목적에 따라 달리할 수 있다. 본 연구에서는 개인의 자산축적 내지는 선택행위가 소득에 가장 많은 영향을 받게 된다는 점에서 소득분위를 기준변수로 결정하였다.

〈표 5〉 두 표본집단의 소득분위별 총생애소득 평균값의 비교

(단위: 개수)

변수	관측치	평균	표본오차	표준편차	신뢰구간(95%)	
μ_1	5	0.94	0.2017544	0.451137	0.3793228	1.499643
μ_2	5	0.90	0.2417893	0.540657	0.2262178	1.568847
combined	10	0.92	0.1486135	0.469957	0.5823206	1.254695
diff		0.04	0.3149078		-0.6883014	0.772202
귀무가설(H0)			$\mu_1 - \mu_2 = 0$			
t-test 검정통계량			$\Pr(T > t) = 0.8974$			

3. 자산대비 소득 비율 추정을 위한 새로운 방법론

국민연금 가입이력 자료는 자산관련 정보를 포함하고 있지 않으므로 자산소득 비율은 한국노동패널을 이용하여 추정한다. 식(2)는 연령 및 성별 효과 분석, 그리고 추정방법의 일관성을 유지한다는 관점에서 식(1)과 동일한 추정식을 사용한다.

$$wr_{i,t} = a_i + \alpha_1 g_{i,t} + \alpha_2 g_{i,t}^2 + \alpha_3 g_{i,t}^3 + \beta_1 g_{i,t} \times d_i + \beta_2 g_{i,t}^2 \times d_i, \quad i \in I \quad (2)$$

식(2)에서 $wr_{i,t}$ 은 개인 i 의 t 시점 자산소득비율을 의미한다. 식(2)를 이용하는 또 다른 이유는 본 연구가 예상소득대체율 산출의 방법론적 전환을 모색하는 만큼, 국민연금 가입이력 자료를 충분히 활용하기 위함이다.

추정을 위한 분석대상의 연령범위와 기간은 앞 선 분석과 동일하다. 〈표 6〉은 추정결과를 나타낸다. 소득함수 추정결과와 비교할 때, 통계적으로 유의미한 변수가 다르게 나타났다. 소득함수 추정결과에서는 연령 및 연령과 성별의 교차항

11) 소득1분위 추정생애소득의 평균이 두 자료 간 차이가 발생하는 것에 따른 영향은 미미하다. 왜냐하면, 한국노동패널을 국민연금 가입이력자료와 결합하는 주된 목적은 추정된 자산소득비율(wr) 값을 이용하기 위함이고, 예상은퇴시점에서의 자산을 산출할 때에는 자산소득비율에 국민연금 가입이력 자료로부터 추정된 생애소득(〈표 4〉의 추정 표준화소득)을 이용하기 때문이다.

이 통계적으로 유의미하였으나 소득대비 순자산 비율 추정에 있어서는 연령변수들만이 통계적으로 유의미하였다. 이는 자산의 경우, 연령이 증가할수록 그리고 은퇴 이후라도 자산이 증가되는 현상을 간접적으로 반영한다고 할 수 있는 반면, 소득은 은퇴를 앞 둔 특정 시점부터 하락(hump-shaped)하는 현상이 반영된 결과라고 해석된다.

〈표 6〉 자산소득비율 추정 결과(종속변수=자산소득비율, 고정효과)

변수	추정결과
연령	1.376***
	(-2.870)
연령 ²	-0.0219**
	(-2.113)
연령 ³	0.000148*
	(-1.878)
연령×성별(남성=1)	-0.396
	(-1.412)
연령 ² ×성별(남성=1)	0.00329
	(-1.041)
상수항	-15.93***
	(-2.721)
Observations	8,915
Number of the pid	2,955
R-squared(overall)	0.0148
F-statistics(prob > F)	(0.000)

주: 1) 괄호는 t-통계량.

2) * 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, *** 유의수준 1%.

3) 추정결과는 자산소득비율 실측치의 상위 5%가 제거된 값들을 기준으로 추정됨.

자료: 한국노동패널(2001~2010).

〈표 7〉은 식(2)로 추정된 계수를 이용하여 연령대비 자산소득비율을 산출한 결과인데, 소득분위가 높아질수록 자산소득비율이 증가하는 것을 알 수 있다. 소득

분위별 자산소득비율의 실측치 평균과 추정치 평균을 비교할 때, 추정치의 평균 값이 소득3분위와 4분위에서 실측치와 다소 차이가 발생할 뿐, 전반적으로 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 소득분위별 자산소득비율 실측치와 추정치 비교(59세 시점의 평균)

변수	소득분위 ¹⁾	관측치 ²⁾	실측치 ²⁾	추정치 ³⁾
소득대비 순자산 비율	1	35	5.66	5.71
	2	27	5.16	5.59
	3	10	6.55	5.43
	4	6	7.32	5.77
	5	17	6.92	6.79

주: 1) 식(1)에서 추정된 생애소득을 기준으로 나눈 소득분위임.

2) 59세 소득대비 순자산 비율이 관측된 표본 수를 의미하며 실적치는 관측치들의 평균값을 의미함.

3) 〈표 6〉의 결과를 바탕으로 개인별 소득대비 순자산비율을 추정한 값을 의미함.

자료: 한국노동패널(2001~2010), 국민연금 가입이력 자료.

III. 국민연금 연금자산의 통계적 추정

국민연금 연금자산은 개인이 받는 연금급여 흐름의 현재가로 정의된다. 그러므로 국민연금 연금자산의 추정은 향후 받을 것으로 예상되는 연금액의 흐름에 대한 추정과 같다. 국민연금의 연금급여는 다양해서 크게 저축성 급여와 보장성 급여로 구성된다. 가장 보편적인 연금은 노령연금이며 이는 저축성 급여이다. 가입자의 사망 시 유족이 있는 경우 또는 장애 발생 시에 지급되는 유족 또는 장애 연금은 보장성 급여이다¹²⁾. 이렇게 세세한 부분들을 모두 고려하기는 어려우므로 본 연구는 보장성 급여들이 노령연금과 보험수리적으로 공평하다는 가정 하에 분석대상을 59세까지의 보험료 납부실적으로 결정되는 노령연금의 연금액 추정으로 한정한다.

12) 반환일시금, 가급연금은 연금자산에서 배제한다.

1. 기본연금액의 결정

확정급여 방식의 국민연금은 기본연금액(basic pension amount)이라는 산식으로 연금액을 결정한다. 1988년 이후 1998, 2007년 연금개혁까지 반영된 현재의 기본연금액 산식은 다음과 같은 형태로 쓸 수 있다.

$$BPA_i = \sum_{g=18}^{59} \frac{c_{i,g} \times n_{i,g}}{12 \times 20} (A_{i,59} + \pi_{i,g} B_i) \quad (3)$$

위에서 하첨자 i 는 개인을 나타내며 g 는 연령을 나타낸다. $c_{i,g}$ 는 기본연금액 산식의 소득대체율 계수, $n_{i,g}$ 는 가입기간, $A_{i,g}$ 는 가입자 전체의 연평균소득, B_i 는 가입자 개인의 생애평균소득이다¹³⁾. B_i 의 계수 $\pi_{i,g}$ 는 생애평균소득에 대한 상대적 가중치를 의미하며 소득비례 계수로 명명한다.

분모에서 12는 모든 기간이 연간 단위로 측정됨을 의미하고 $1/20=0.05$ 는 소득대체율과 관련된 모수이다. 소득대체율 계수 $c_{i,g}$ 와 소득대체율 계수 $\pi_{i,g}$ 는 1988년 제도의 도입 이후 다음 <표 9>와 같이 1998, 2007년 두 차례에 걸쳐 수정되었으며 소득대체율 계수의 경우 2028년까지 하향조정이 예정되어 있다.

<표 8> 기본연금액 산식의 계수의 변천

기간	소득대체율 계수($c_{i,g}$)	소득비례 계수($\pi_{i,g}$)
1988~1998	2.4	0.75
1999~2007	1.8 ¹⁾	1.0 ¹⁾
2008	1.5 ²⁾	1.0 ¹⁾
2009~2027	2008년과 2028년 값의 선형보간 ²⁾	1.0 ¹⁾
2028~	1.2 ²⁾	1.0 ¹⁾

주: 1) 1998년 연금법 개정.

2) 2007년 연금법 개정.

13) A값은 익년 3월경 공표되며 실제로는 지나친 등락을 피하기 위하여 3년 이동평균에 의해 결정된다. A, B값은 모두 월을 단위로 하지만 본 연구는 연을 단위로 한다.

위의 기본연금액 산식에서 생애평균소득 B_i 는 아래와 같이 정의된다. 다음에서 $y_{i,g}$ 는 개인의 신고소득, $(A_{i,59}/A_{i,g})$ 은 그 값을 59세 시점 가치로 전환하는 재평가율이다. 분모 n_i 는 연령별 가입기간 $n_{i,g}$ 의 생애 총합으로 i 개인의 생애 가입기간이다.

$$B_i = \frac{\sum_{g=18}^{59} \frac{A_{i,59}}{A_{i,g}} y_{i,g}}{n_i}, \quad n_i \equiv \sum_{g=18}^{59} n_{i,g} \quad (4)$$

위의 식(4)를 식(3)에 대입하여 정리하면 본 연구의 목적에는 위의 기본연금액을 다음과 같이 변형하여 사용한다. 다음의 형태에서 $z_{i,g}$ 는 표준화소득(normalized income)이라고 명명한다. 표준화소득은 국민연금과 같은 사회보장연금에서 과거 소득을 재평가하는 방법과 맞물려 유용하며 미국, 독일 등에서 실무 및 학술적 연구들에서 사용되고 있다.

$$BPA_i = A_{i,59} \sum_{g=18}^{59} \frac{c_{i,g} \times n_{i,g}}{12 \times 20} \left[1 + \pi_{i,g} \sum_{g=18}^{59} \frac{z_{i,g}}{n_i} \right], \quad z_{i,g} \equiv \frac{y_{i,g}}{A_{i,g}} \quad (5)$$

미국 사회보장청(Social Security Administration)의 Clingman and Nichols(2001) 이후 표준화소득을 해당 가입자 규모로 가중평균한 “scaled factor”를 수급부담 구조 분석의 연령-소득 곡선으로 한다¹⁴⁾. Coronado et al.(2011), Bosworth et al.(2000) 등도 표준화소득을 사용한다.

표준화소득을 확장하면 다음과 같이 표준화기본연금액 bpa_i 를 정의할 수 있으며 원래의 기본연금액과 표준화기본연금액은 $BPA_i = A_{i,59} \times bpa_i$ 의 관계를 가진다. 본 연구는 원래의 기본연금액 대신 표준화기본연금액을 추정한다. 표준화기본연금액은 특정연도의 평균소득 $A_{i,g}$ 가 사용되지 않아서 출생연도에 관계없이 비교가 가능해지는 것이 장점이다. 표준화기본연금액의 추정은 식과 같이 $n_{i,g}$

14) 그 이전에는 개인의 생애 평균소득을 가입자 전체의 평균소득으로 가정하는 방법을 사용하였으며 “steady worker” 가정이라고 하였다. 새로운 방법은 “scaled worker” 가정이라고 한다.

와 $z_{i,g}$, 즉, 개인의 생애 가입기간과 표준화소득의 추정으로 귀착된다.

$$bpa_i = \sum_{g=18}^{59} \frac{c_{i,g} \times n_{i,g}}{12 \times 20} (1 + \pi_{i,g} \bar{z}_i), \quad \bar{z}_i \equiv \frac{\sum_{g=18}^{59} z_{i,g}}{n_i} \quad (6)$$

2. 표준화소득과 가입기간 함수의 설정

여기서는 국민연금의 가입이력 자료와 패널회귀 모형으로부터 가입자들의 생애 표준화소득과 가입기간을 추정하고자 한다. 사용하는 가입이력자료는 제도의 운영을 목적으로 가입자들이 매월 신고한 소득 및 가입상태 등을 기록한 행정 자료이며 금년에 입수한 2012년 12월 기준 1988~2012 25년간의 자료이다.

가. 분석모형

표준화소득과 가입기간은 다음 식(7)과 (8)과 같이 유사한 고정효과(fixed effect) 패널회귀 모형으로 설정한다. 패널분석에서 일반적인 표기법에 따라 변수들은 개인을 나타내는 i 와 시점을 나타내는 t 로 나타낸다¹⁵⁾.

$$\ln(z_{i,t}) = a_i + \alpha_1 g_{i,t} + \alpha_2 g_{i,t}^2 + \alpha_3 g_{i,t}^3 + \beta_1 g_{i,t} \times d_i + \beta_2 g_{i,t}^2 \times d_i, \quad (7)$$

$$n_{i,t} = a_i + \alpha_1 g_{i,t} + \alpha_2 g_{i,t}^2 + \alpha_3 g_{i,t}^3 + \beta_1 g_{i,t} \times d_i + \beta_2 g_{i,t}^2 \times d_i, \quad i \in I \quad (8)$$

위에서 $z_{i,t}$, $n_{i,t}$, 그리고 $g_{i,t}$ 는 표본 I 에 속하는 가입자의 표준화소득, 가입기간, 연령을 각각 나타내며 d_i 는 성별에 대한 더미변수이다. 위에서 연령별 가입기간을 다음 식(9)와 같이 i 개인의 59세까지 누적하면 i 개인의 생애 가입기간이 구해진다.

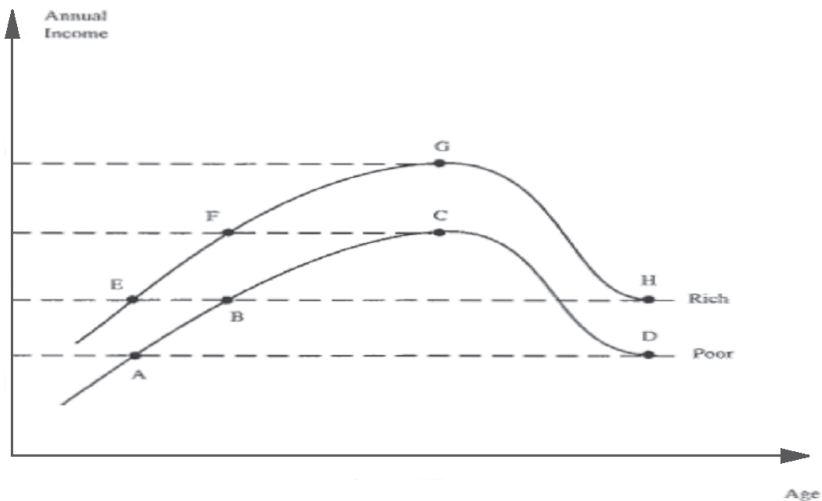
15) i 개인의 출생연도를 by_i 로 하면 기본연금액의 하첨자 i,g 와 i,t 는 $t = by_i + g$ 의 1대1 대응 관계를 가진다.

$$n_i = \sum_{s=by_i+18}^{by_i+59} n_{i,s}, \quad i \in I \quad (9)$$

위의 모형 설정은 Fullerton and Rogers(1993), Coronado et al.(2011)의 소득계층을 구분하기 위한 모형을 응용한 것이다. 국민연금의 가입자 이력자료는 제도의 관리 및 운영을 위한 행정자료로서의 한계에 의해 이 모형을 이용하는 연구들에서 중요한 역할을 하는 사회경제적 변수, 예를 들어 교육연수, 인종 등은 누락되었다. 이러한 단순한 설명변수를 사용한 이유는 생애를 전망하기 위한 의도에 기인한다.

소득계층의 구분은 어떤 한 시점의 소득이 아니라 생애소득(lifetime income)을 기준으로 해야 한다. 다음 <그림 1>은 특정 시점의 소득 순위는 생애소득의 그것과 다른 모습을 예시한다. 본고에서 사용하는 Fullerton and Rogers(1993), Coronado et al.(2011)의 방법론이 소득분위를 구분하는 기준은 여기서 생애소득이며 그것은 연령별 표준화소득의 현재가(present value)로 조작적으로 정의된다.

<그림 1> 생애 소득에 의한 소득분위(Fullerton and Rogers, 1993, p. 94)



표준화소득의 설명변수들인 연령과 성별 더미변수는 전망이 필요 없으므로 추정된 회귀계수들로부터 연령별 잠재소득이 추정될 수 있다. 개인별 생애소득 Z_i

는 식과 같이 정의된다. 국민연금의 가입기간에 따라 연령범위를 18~59세로 하였다. r 은 실질 표준화 소득을 기준시점 1988년으로 환산하기 위한 실질이자율로서 임의로 2%를 가정한다.

$$Z_i = \sum_{t=18}^{59} \frac{\widehat{z}_{i,t}}{(1+r)^{t-18}}, i \in I \quad (10)$$

본 연구는 위와 같이 추정된 생애소득을 기준으로 개인들을 정렬(sorting)하면 전체 표본을 소득분위별로 구분할 수 있다. 구분된 소득분위 c 의 표본으로부터 연령-소득 곡선은 통상회귀(OLS)로 추정할 수 있다. 이렇게 구해진 소득분위는 국민연금의 생애소득인 B값과는 다소 차이가 있겠으나 거의 같을 것으로 예상된다.

나. 데이터와 추정결과

국민연금의 가입자 이력자료는 2012년 12월 시점 34.1백만 가입자에 대한 과거 이력자료들로 구성된다¹⁶⁾. 이 중에서 사용한 변수는 주민번호와 기준소득 월액을 연도별로 집계한 기준소득연액이다. 주민번호에서는 개인의 성과 출생연도를 추출하였다. 국민연금 가입이력자료에서 2012년 12월 기준 60개월 이상을 기여한 가입자들을 모집단으로 하고 그들 가운데 0.5%를 임의 추출하였다. 표본은 모두 63,133명이며 연령별 구조는 모집단과 유사한 것을 볼 수 있다¹⁷⁾. <표 9> 표본의 연령별 구조를 나타낸다.

16) 이력데이터의 layout은 【부록】 참조.

17) 국민연금 가입자 이력자료의 전체 규모는 200GB에 달하는 방대한 크기지만 월별 데이터를 연간으로 하고 필요한 변수만으로 표본을 추출하면 PC에서 분석이 가능해진다.

〈표 9〉 통계분석을 위한 표본의 연령별 구조

	기본조건의 모집단		0.5% 표본	
	빈도(명)	(구성비 %)	빈도(명)	(구성비 %)
1950~1954	1,377,150	10.9	6,740	10.7
1955~1959	1,943,457	15.4	9,470	15.0
1960~1964	2,207,172	17.4	11,128	17.6
1965~1969	2,360,337	18.7	11,823	18.7
1970~1975	2,463,359	19.5	12,427	19.7
1975~1979	1,937,640	15.3	9,721	15.4
1980	359,474	2.8	1,824	2.9
총계	12,648,589	100.0	63,133	100.0

주: 1950~1980년생 60개월 이상 기여의 조건을 만족시키는 가입자.

가입자들은 대부분 1988~2012년까지 25년 모두를 기여하지 않으므로 데이터는 불균형 패널이 된다. 패널회귀 분석의 결과는 다음과 같다¹⁸⁾. 개인별 잠재 소득은 다음의 계수만이 아니라 추정된 개인별 고정효과로부터 추정되므로 동일한 출생연도, 성을 가진 개인들도 서로 다른 값을 가지게 된다.

〈표 10〉 표준화소득의 패널회귀 추정

$\ln(z)$	계수	표준편차	t값	P>t
g	0.1397951	0.0014682	95.21	0.000
g^2	-0.0030197	0.0000395	-76.54	0.000
g^3	0.0000217	3.43e-07	63.32	0.000
$g \times d$	0.0745903	0.0006523	114.34	0.000
$g^2 \times d$	-0.0009067	8.79e-06	-103.19	0.000
c	-3.24657	0.0181262	-179.11	0.000

주: R2 - within=0.1488, between=0.1227, overall=0.1039

18) 전체 자료에서의 표본추출까지는 SPSS, 표본에 대한 패널회귀분석은 STATA를 사용하였다.

〈표 11〉 가입기간의 패널회귀 추정

n	계수	표준편차	t값	P>t
g	0.0355309	0.0005713	62.19	0.000
g^2	-0.000421	0.0000167	-25.17	0.000
g^3	4.77e-06	1.60e-07	29.89	0.000
$g \times d$	0.0601037	0.0003422	175.64	0.000
$g^2 \times d$	-0.0008534	4.94e-06	-172.87	0.000
c	-1.057413	0.005686	-185.97	0.000

주: R2 - within=0.2314, between=0.1751, overall=0.1121

추정된 표준화소득 모형에 의하여 18세에서 59세까지의 연령별 소득들의 현가로 표본 63,133명 개인의 생애소득을 구했다. 할인율은 임의로 2%를 사용하였다. 이를 오름차순으로 정렬하여 소득계층을 5개로 구분한다. 계층 1은 최하 20% 소득계층이며 계층 5는 최상 20% 소득계층이다. 한 개의 소득분위는 $63,133 \div 5 \approx 12,627$ 명으로 구성되어 있다.

이렇게 구한 5개 소득분위의 남성 비중과 표준화소득의 평균값은 다음 표와 같다. 하위 20% 소득분위 1의 경우 남성비중이 50.0%로 가장 낮고 반대로 상위 20% 소득분위 5는 84.3%에 달한다. 1년 중에 가입기간의 비율을 보면 상위 소득분위로 갈수록 커지는 것을 볼 수 있다. 표준화소득에 나타나는 5계층과 1계층의 신고소득은 3배를 상회한다. 중위 소득분위인 3계층의 평균 표준화소득이 0.873으로 나타나서 신고소득은 상향으로 편이가 있는 것으로 나타난다.

〈표 12〉 소득분위별 변수들의 표본평균

소득분위	1 계층	2 계층	3 계층	4 계층	5 계층	전체
남성비중	50.0%	50.5%	64.8%	77.7%	84.3%	65.9%
가입기간	0.433	0.452	0.503	0.587	0.721	0.537
표준화소득	0.495	0.684	0.873	1.169	1.755	1.05

3. 표준화 기본연금액(bpa)의 추정 결과

표준화소득과 가입기간에 대한 식(7)과 (8)이 추정되면 모형의 특성상 전 생애가 추정될 수 있다. 그 이유는 사용된 변수가 연령과 성별이므로 전망이 필요 없기 때문이다. 그러므로 <표 10>, <표 11>의 기본연금액산식의 계수들로부터 가입자별 생애 가입기간, 표준화 B값, 표준화 BPA가 산정되며 그로부터 개인별 소득대체율까지 결정할 수 있다.

먼저 소득분위별 실적 통계 <표 12>에서 예상되듯이 다음 <표 13>의 소득이 높을수록 가입기간이 길어지며 생애 가입기간의 평균은 25.5년으로 추정된다. 소득 대체율은 반대로 소득이 낮을수록 높아지며 국민연금의 기능인 소득재분배를 나타낸다. 그러나 A값과 B값의 조합에서 나타내는 소득대체율이 가입기간이 짧아서 약화된 것을 알 수 있다. 전체 평균 소득대체율은 35.6%로 나타난다.

<표 13> 소득분위별 생애 평균

소득분위	가입기간(년)	표준화 B값	표준화 BPA	소득대체율(%)
1 계층	18.7	0.470	0.182	39.9
2 계층	22.3	0.657	0.234	35.9
3 계층	25.5	0.839	0.293	35.1
4 계층	28.6	1.100	0.377	34.4
5 계층	31.6	1.631	0.532	33.0
전체	25.5	0.950	0.327	35.6

다음 <표 14>는 출생연도별 가입기간이다. 1988년 제도도입 시기에 이미 경제 활동을 시작한 1970년대 이전 출생 세대들의 초기효과는 가입기간에서 명백하다. 1980년 세대는 다소 감소하였는데 이는 최근 들어 취업이 점차 어려워진 것을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 가입기간의 작용에 의해 소득대체율은 대체로 후세대 가입자들의 소득대체율이 높은 수준을 보인다.

〈표 14〉 출생연도별 생애 평균

출생연도	가입기간(연)	표준화 B값	표준화 BPA	소득대체율(%)
1950~1954	13.5	0.930	0.211	24.1
1955~1959	17.4	0.930	0.257	28.8
1960~1964	21.7	0.941	0.305	33.2
1965~1969	25.7	0.922	0.332	37.1
1970~1975	29.2	0.936	0.355	39.3
1975~1979	32.6	1.012	0.384	39.5
1980	32.0	1.036	0.402	40.6
총계	25.5	0.950	0.327	35.6

IV. 예상소득대체율의 산출과 국민연금자산이 노후소득에 미치는 영향

1. 소득분위별 예상소득대체율의 산출

본 장에서는 2장과 3장에서 추정된 자산소득비율과 국민연금 가입이력 자료로부터 산출된 생애소득을 소득분위별로 결합하여 59세 시점의 자산액을 추정한다. 좀 더 구체적으로 설명하면, 59세 시점을 기준으로 식(2)를 통해 추정된 자산소득비율을 식(7)을 통해 추정된 소득에 곱하여 순자산을 추정하고, 이를 다시 연금화(annuitization) 한다. 연금화하는 공식은 아래 식(11)과 같다.

$$A_{i,t=59} = (z_{i,t=59} \times WR_{t=59}) \times \left(\frac{0.02}{1 - \left(\frac{1}{1+0.02} \right)^{20} \times (1+0.02)} \right) \quad (11)$$

식(11)에서 $z_{i,t}$ 는 국민연금 가입이력자료에서 추정된 개인 i 의 $t=59$ 세 시점 표준화소득을 의미한다. 할인율은 앞선 장에서 적용한 2%를 적용하였으며, 연금 수급기간은 20년으로 가정하였다. 〈표 15〉는 추정 자산을 연금화한 수준을 소득

분위별로 제시한 것이다. 소득수준이 증가할수록 축적 가능한 자산을 연금화한 수준이 증가하는 것을 알 수 있다¹⁹⁾.

〈표 15〉 연금화된 추정자산의 소득분위별 수준(표준화소득, 59세 기준)

소득분위	관측치(개수)	평균
1	12,628	0.201553
2	12,628	0.291984
3	12,624	0.413378
4	12,628	0.555755
5	12,625	0.836055

자료: 국민연금 가입이력(2012년 12월 기준), 저자산정.

〈표 16〉과 〈표 15〉의 평균액과 식(6)에서 산출한 기본연금액(bpa_i)을 합한 노후 자산을 59세 시점의 표준화소득으로 나눈 예상소득대체율 수준을 소득분위별로 보여 준다. 〈표 16〉에서 보면, 국민연금 기대연금자산이 있는 경우와 없는 경우로 나누어 비교해 볼 때, 국민연금 기대연금자산이 있는 경우, 각 소득분위별로 예상 소득대체율 증가효과가 다르게 나타나지만 전체적으로 약 14.4p%의 예상소득대체율 증가효과가 나타났다. 특히, 저소득층일수록 국민연금 기대연금자산이 예상 소득대체율에 미치는 영향은 다른 소득분위에 비해 높게 나타나 저소득층의 노후 자산에 있어 국민연금 자산의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 마찬가지로 고소득층일수록 국민연금이 개인의 노후자산에서 미치는 영향은 상대적으로 낮아지게 된다. 〈표 16〉의 b/a 값이 소득분위가 낮아질수록 높아지는데, 이는 소득이 상대적으로 낮은 계층은 본 연구가 추정한 노후자산에서 국민연금 기대연금자산이 차지하는 비중이 높다는 점을 의미 한다²⁰⁾.

19) 국민연금의 소득대체율의 개념과 “예상소득대체율” 개념의 차이는 전자의 경우, 소득 대체율이 국민연금 가입기간 동안의 생애평균소득대비 총연금급여액으로 정의됨으로 소득이 낮을수록 국민연금 소득재분배 기능에 의해 상대적으로 높아지는 경향이 있다. 반면에 후자는 은퇴 전 소득대비 은퇴자산은 금융(연금자산 포함), 부동산 등 총자산을 연금화 금액으로 정의되기 때문에 소득이 높을수록 “예상소득대체율”은 높아지는 경향을 보인다.

20) 본 연구는 국민연금 기대연금자산 이외의 자산에서 퇴직연금이나 개인연금의 기대연

〈표 16〉의 결과는 예상소득대체율 수준 자체보다는 앞서 설명한 국민연금 기대 연금자산이 소득분위에 속한 개인의 노후자산에 미치는 영향력을 평가하는 데 더 큰 의미가 있다.

〈표 16〉 소득분위별 추정 예상소득대체율

소득분위	구분	관측치(개수)	평균(%)	b/a	b-a
1	국민연금자산 미포함	12,628	43.9(a)	1,362	15.9
	국민연금자산 포함		59.8(b)		
2	국민연금자산 미포함	12,628	44.8	1,315	14.1
	국민연금자산 포함		58.9		
3	국민연금자산 미포함	12,624	50.6	1,279	14.1
	국민연금자산 포함		64.7		
4	국민연금자산 미포함	12,628	52.9	1,267	14.2
	국민연금자산 포함		67.0		
5	국민연금자산 미포함	12,625	54.5	1,255	13.9
	국민연금자산 포함		68.4		

주: (b-a)의 평균치는 14.4%임.

자료: 국민연금 가입이력(2012년 12월 기준), 저자산정.

2. 코호트별 예상소득대체율의 산출

〈표 17〉, 〈표 18〉은 각각 추정자산을 연금화한 수준과 예상소득대체율을 코호트별로 나타낸 것이다. 마찬가지로 국민연금 기대연금자산이 코호트에 속한 개인의 노후소득에 미치는 영향을 보여준다.

금자산을 포함하지 않았다.

〈표 17〉 연금화된 추정자산의 출생코호트별 수준(표준화소득, 59세 기준)

코호트	관측치(개수)	평균
1950~1954	6,742	0.410903
1955~1959	9,467	0.415636
1960~1964	11,127	0.433778
1965~1969	11,824	0.451719
1970~1975	12,425	0.480248
1975~1979	9,725	0.532553
1980	1,823	0.551334

자료: 국민연금 가입이력(2012년 12월 기준), 저자산정.

〈표 18〉에서 보면, 국민연금 기대연금자산이 코호트에 속한 개인의 노후소득에 미치는 평균적인 효과는 소득분위별 효과와 유사한 수준인 약 14.1%p였다. 아울러 각 코호트별로 미치는 영향을 보면, 세대가 젊어질수록 예상소득대체율은 증가하게 되는데, 국민연금의 소득대체율이 감소하더라도 가입기간이 다른 세대들에 비해 늘어나는 효과가 크기 때문에 나타나는 현상으로 해석될 수 있다.

〈표 18〉 코호트별 추정 예상소득대체율

코호트	구분	관측치(개수)	평균(%)	b/a	b-a
1950~1954	국민연금자산 미포함	6,742	48.1(a)	1.225	10.8
	국민연금자산 포함		58.9(b)		
1955~1959	국민연금자산 미포함	9,467	48.3	1.267	12.9
	국민연금자산 포함		61.2		
1960~1964	국민연금자산 미포함	11,127	48.8	1.297	14.5
	국민연금자산 포함		63.3		
1965~1969	국민연금자산 미포함	11,824	49.2	1.311	15.3
	국민연금자산 포함		64.5		
1970~1975	국민연금자산 미포함	12,625	54.5	1.255	13.9
	국민연금자산 포함		68.4		
1975~1979	국민연금자산 미포함	12,425	49.8	1.313	15.6
	국민연금자산 포함		65.4		
1980	국민연금자산 미포함	1,823	51.3	1.310	15.9
	국민연금자산 포함		67.2		

주: (b-a)의 평균치는 14.1%임.

자료: 국민연금 가입이력 (2012년 12월 기준), 저자산정.

한편, 베이비부머 전반 세대를 포함한 1950년대 세대의 국민연금 기대연금자산이 노후소득에 미치는 영향은 1970년대 전반 세대와 더불어 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 1950년대 세대는 6.25전쟁 중이나 직후에 태어난 세대로 70~80년대 경제성장기를 거치는 동안 과중한 근로활동을 수행했음에도 불구하고 공적부양제도의 미미, 자녀 교육에 대한 열정, 노후준비에 대한 인식부족 등으로 충분한 노후자산을 축적하는데 어려움이 있었던 것으로 판단된다.

한편, 1970년대 초기 세대의 경우, 보다 심도있는 연구가 필요하나, 가능한 설명은 1997년 외환위기 당시 이들 세대는 생애 최초로 본격적인 노동시장에 진입할 시기임에도 불구하고 외환위기 여파로 인한 고용시장 악화에 간접적인 영향을 받은 것으로 판단된다²¹⁾.

V. 결론

본 연구는 크게 두 가지 관점에서 진행되었다. 예상소득대체율 산출하는 데 있어 기존연구들의 문제점을 완화시키고자 패널데이터로 전환한 국민연금 가입이력 자료와 한국노동패널 자료를 결합하였다. 이를 통해 산출한 예상소득대체율 및 국민연금 기대연금자산이 노후소득에 미치는 영향을 평가하였다.

국민연금 기대연금자산이 개인의 노후자산에 있어 상대적 중요도는 저소득층에게 높은 것을 확인할 수 있었다. 이미 알려진 바와 같이 저소득층의 노후소득 기반이 국민연금에 의존할 수밖에 없을 정도로 취약하다는 의미이기도 하다. 그러한 관점에서 볼 때, 65세 이상 고령자의 소득하위 70%를 대상으로 연금을 지급하는 기초연금제도 실시는 향후 노인빈곤완화 및 사각지대 해소 효과에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 물론 향후보다 심도 있는 분석과 정책적 평가를 해야 하는 과제를 안고 있으나 기초연금제도의 실시는 저소득층 및 대다수 국민들의 안정적

21) 비록 본 연구는 이에 대한 구체적인 자료를 제시하지 못하였으나 최근 노동시장에 최초로 진입하는 연령이 늦어지는 현상을 감안할 때, 1970년대 중후반 이후에 출생한 코호트들의 실질적인 노동시장 진입 연령을 비교할 필요가 있을 것으로 판단된다.

인 노후소득 기반을 구축하는 시발점이 될 것이다.

분석방법에 있어서는 이론적으로나 기술적으로 논란의 여지가 있다. 그러나 분석자료의 한계를 극복하고자 하는 데 있어 그 가능성을 제시하였다고 할 수 있다. 제도운영을 위해 축적된 방대한 국민연금 가입이력 자료를 이용한 생애소득 추정이 가능했다는 점과 한국노동패널조사의 생애소득 추정을 통해 소득분위별로 결합할 수 있음을 보인 것이다.

그렇지만 이론적 근거와 방법론의 개선을 위한 지속적인 연구도 필요하다. 이를 통해 보다 정형화되고 효율적인 은퇴위험 정도를 주기적으로 측정할 수 있는 방법론적 기반을 다지는 데 본 연구가 기여할 수 있을 것으로 본다.

참고문헌

- 강성호 · 김정아, “역모기지 활용에 따른 가구유형별 노후소득보장 및 빈곤 완화 효과분석 거주주택 및 순자산의 역모기지 전환 효과를 중심으로”, 사회보장연구, 제24권 제3호, 2008, pp. 171-198.
- 김상호, “국민소득의 소득재분배 효과”, 경제학연구, 제50집 제3호, 2001, pp. 229-248.
- 김현수 · 석상훈, “중고령자의 은퇴리스크 추정을 위한 기초연구”, 사회보장연구, 제29권 제2호 제65집, 2013, pp. 135-165.
- 김현수 · 최기홍, 국민연금 자산이 노후소득에 미치는 영향 분석과 한국인의 은퇴 준비정도 추정, Working Paper 2013-05, 국민연금연구원, 2013.
- 백화종 · 석상훈 · 김현수 · 이은영, 한국의 은퇴준비와 노후소득 수준의 적절성 평가, 연구프로젝트 2011-02, 국민연금연구원, 2011.
- 안종범 · 전승훈, “은퇴자가구의 적정소득대체율”, 한국경제연구, 제15권, 2005, pp. 5-33.
- _____, “은퇴결정과 은퇴 전·후 소비의 상호작용”, 노동경제논집, 제27권 제3호, 2004, pp. 1-23.
- 전승훈 · 강성호 · 임병인, “은퇴 후 필요소득수준과 국민연금 및 퇴직연금의 자산 충분성”, 경제학연구, 제57집 제3호, 2009, pp. 67-100.
- 최현자 · 주소현 · 김민정 · 김정현, “한국의 은퇴준비지수산정에 관한 연구”, 소비자학연구, 제20권 제3호, 2009, pp. 189-214.
- Altig, D., Auerbach, A. J., Kotlikoff, L. J., Smetters, K. and Walliser, J., “Simulating fundamental tax reform in the US”, *American Economic Review*, 91, 2001, pp. 574-595.
- Auerbach, A. J. and Kotlikoff, L. J., *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge University Press, Cambridge, 1987.

- Center for Retirement Research at Boston College, “Retirements at Risk: A New National Retirement Risk Index”, *Working Paper*, 2006.
- Coronado, J. L., Fullerton, D. and Glass, T., “The Progressivity of Social Security”, *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 11(1), 2011. pp. 1-45.
- Creston M. Smith, “The Social Security Administration's Continuous Work History Sample”, *Social Security Bulletin*, Vol. 52 No. 10, October 1989.
- Fullerton, D. and Rogers, D. L. *Who Bears the Lifetime Tax Burden?*, The Brookings Institution, Washington D.C., 1993.
- Palmer, Bruce A. 2008 GSU/Aon RETIRE Project Report, Atlanta, Georgia: Center for Risk Management and Insurance Research at Georgia State University, 2008.

【부록】

〈부표 1〉 소득분위별 표준화소득 실측치와 추정치 비교

변수	소득분위 ¹⁾	관측치 ²⁾	실측치 ²⁾	추정치 ²⁾
표준화소득	1	8235	0.378987	0.457573
	2	8074	0.624393	0.662591
	3	8258	0.851808	0.874064
	4	8101	1.162972	1.156568
	5	8104	1.993365	1.859175

주: 1) 식(1)에서 추정된 생애소득을 기준으로 나눈 소득분위임.

2) 〈표 2〉에 사용한 관측치(40,772개)만을 고려한 실측치와 추정치임.

자료: 한국노동패널(2001~2010), 국민연금 가입이력 자료.

1. 가입자 이력자료의 구조

〈부표 2〉 가입자 이력자료의 자료구조

항목	기본항목				
	순번	주민번호	사망여부	사망날짜	보험료납부기간
크기	11	14	1	8	3

월별항목(1988. 1~2012. 12)						
기준소득월액	가입상태	가입종별	수납상태	반환일시금 수급여부	수급사유	구분자
10	1	1	1	1(Y, N)	2	!

〈부표 3〉 기준소득 이력자료의 연령집단별 구조

	남자			여자			전체		
	명	열 %	행 %	명	열 %	행 %	명	열 %	행 %
1910~1914				1	0.0	100.0	1	0.0	100.0
1915~1919				2	0.0	100.0	2	0.0	100.0
1920~1924	8	0.0	28.6	20	0.0	71.4	28	0.0	100.0
1925~1929	14,342	0.1	75.6	4,617	0.0	24.4	18,959	0.1	100.0
1930~1934	181,822	1.0	68.0	85,604	0.6	32.0	267,426	0.8	100.0
1935~1939	581,721	3.1	65.7	303,091	2.0	34.3	884,812	2.6	100.0
1940~1944	972,479	5.2	61.5	609,347	4.0	38.5	1,581,826	4.6	100.0
1945~1949	1,081,154	5.8	59.2	745,111	4.9	40.8	1,826,265	5.4	100.0
1950~1954	1,355,256	7.3	57.2	1,014,714	6.6	42.8	2,369,970	7.0	100.0
1955~1959	1,976,335	10.6	56.7	1,508,571	9.8	43.3	3,484,906	10.2	100.0
1960~1964	2,277,149	12.2	56.5	1,751,767	11.4	43.5	4,028,916	11.8	100.0
1965~1969	2,298,868	12.3	53.9	1,967,607	12.8	46.1	4,266,475	12.5	100.0
1970~1974	2,412,396	12.9	53.2	2,125,403	13.9	46.8	4,537,799	13.3	100.0
1975~1979	2,060,988	11.0	52.8	1,842,915	12.0	47.2	3,903,903	11.5	100.0
1980~1984	2,027,229	10.8	53.0	1,798,552	11.7	47.0	3,825,781	11.2	100.0
1985~1989	1,071,205	5.7	48.3	1,148,652	7.5	51.7	2,219,857	6.5	100.0
1990~1994	377,572	2.0	46.9	427,523	2.8	53.1	805,095	2.4	100.0
1995~1999	2,811	0.0	57.0	2,123	0.0	43.0	4,934	0.0	100.0
합계	18,691,335	100.0	54.9	15,335,620	100.0	45.1	34,026,955	100.0	100.0

2. 연금화(annuitization)의 산식

일시금을 연금으로 환산하는 개념도와 그에 따른 공식은 다음과 같다.

개념도



산식

$$A = a + \frac{a}{(1+r)} + \frac{a}{(1+r)^2} + \dots + \frac{a}{(1+r)^{N-1}}$$

$$A = \frac{a \left[1 - \left(\frac{1}{1+r} \right)^N \right]}{1 - \left(\frac{1}{1+r} \right)} = \frac{(1+r)a \left[1 - \left(\frac{1}{1+r} \right)^N \right]}{r},$$

$$a = A \frac{r}{(1+r) \left[1 - \left(\frac{1}{1+r} \right)^N \right]}$$

3. 예상소득대체율

예상소득대체율의 개념은 기존연구들에서 정의하는 “은퇴소득대체율”의 개념과 유사하다. 예상소득대체율은 추정모델에서 산출된 자산과 소득수준을 비교하여 산출한 소득대체율로 정의할 수 있는데, 이 개념은 용어가 주는 의미대로 예상되는 소득대체율을 의미할 뿐 실제로 실현될 소득대체율을 의미하지 않는다. 그러나 이러한 지표가 현 사회·경제상황에 비추어 합리적인 추론에 의해 미래에 예상될 수 있는 변화를 고려한 지표라고 한다면, 이 지표는 개인들의 은퇴준비에 대한 불확실성에 대비할 수 있도록 하는 일종의 판단 준거를 제공한다는 의미가 있다. 예상소득대체율은 다음과 같이 정의된다.

$$ERR_t = \frac{\text{은퇴시점의 연금화된 은퇴순자산 추정액}_t}{\text{은퇴 전 소득추정액}_{t-1}} \quad (\text{A-1})$$

식(A-1)에서 분자는 은퇴시점(t)까지의 연간 순자산 추정액을 연금화한 수준을 의미하고 분모는 은퇴 전($t-1$)의 연소득 추정액을 의미한다. 따라서 예상소득대체율은 향후 예상되는 은퇴시점에서 개인의 생애소득을 통해 얻어질 자산을 추정하여 연금화한 수준이 은퇴 직전의 추정소득으로 얻을 수 있는 생애효용을 어느 정도 만족시켜 줄 수 있는가를 의미한다고 할 수 있다.

그러므로 예상소득대체율과 목표소득대체율의 차이는 은퇴 시 개인의 노후생활 정도를 판단할 수 있는 근거가 될 수 있다. 이것이 개인의 “은퇴위험도(retirement risk)”로 정의될 수 있다.

Abstract

This research has mainly focused on two aspects. The one is that we have applied a new panel regression originated from Fullerton and Rogers (1993) to solve the problems which previous research had found in terms of estimating the expected retirement income replacement rate (ERR). Therefore, we combined Korean Labor & Income Panel Study with the National Pension's historical data of the insured. The other is that we have evaluated the effect of the expected National Pension benefits on the individuals' retirement income and the ERR. The ERR of the income quintile and cohorts respectively increases by average 14.4%p and 14.1%p when the expected National Pension benefits are added to the individually annuitized retirement income.

Even though there are some methodological issues to combine two data sets, this research can give a possible solution to overcome data limitation to estimate the ERR and the expected NP benefits. We can more accurately estimate the average lifetime income and contribution periods using by the National Pension's historical data of the insured, and also show that there is possible way to combine two data sets based on income classes and age structure in more systematical and relevant manner.

※ **Key words:** National Pension, Expected Retirement Income Replacement Rate, Estimation of the Lifetime Income